

**UNIVERZITA KARLOVA**  
**FILOZOFICKÁ FAKULTA**  
**Katedra psychologie**  
**obor obecná psychologie**



## **Dizertační práce**

PhDr. Luděk Stehlík

**VALIDIZACE BAYESOVSKÉHO MODELU KAUZÁLNÍHO USUZOVÁNÍ NA ZÁKLADĚ  
VNÍMANÉ KOINCIDENCE UDÁLOSTÍ**

**VALIDATION OF BAYESIAN MODEL OF CAUSAL INFERENCES MADE ON THE  
BASIS OF PERCEIVED COINCIDENCES**

Vedoucí práce doc. PhDr. MUDr. Mgr. Radvan Bahbouh, Ph.D.

2017

## **Prohlášení**

Prohlašuji, že jsem dizertační práci napsal samostatně s využitím pouze uvedených a řádně citovaných pramenů a literatury a že práce nebyla využita v rámci jiného vysokoškolského studia či k získání jiného nebo stejného titulu.

V Praze, dne 6. října 2017

.....

## **Poděkování**

V souladu s hlavním tématem této dizertační práce bych chtěl vyjádřit svou vděčnost pomyslné loterii života, která mi přiřkla velmi nepravděpodobnou výhru v podobě mé úžasné rodiny, dobrých přátel, inspirativních kolegů a nespočetného množství dalších příznivých životních okolností, které mi umožnily úspěšně sepsat tuto dizertační práci.

---

## OBSAH

SEZNAM DOPROVODNÉHO MATERIÁLU .....	1
SEZNAM POUŽITÝCH ZKRATEK.....	2
SUMMARY.....	3
RESUMÉ.....	7
PŘEDMLUVA.....	11
ÚVOD .....	13
1 I/RACIONALITA LIDSKÉHO MYŠLENÍ .....	16
1.1 Velká debata o racionalitě .....	16
1.2 Vztah mezi formální a každodenní racionalitou .....	21
1.3 Bayesovská kognitivní věda .....	25
1.3.1 Základy bayesovského usuzování .....	25
1.3.2 Bayesovská analýza dat .....	37
1.3.3 Kognitivní (psychometrické) modely .....	39
1.3.4 Bayesovské modely mysli .....	43
2 VNÍMÁNÍ KOINCIDENCÍ.....	58
2.1 Koincidence jako nepravděpodobné události .....	64
2.2 Koincidence jako bayesovské statistické usuzování .....	68
3 VALIDIZACE BAYESOVSKÉHO MODELU VNÍMÁNÍ KOINCIDENCÍ .....	84
3.1 Výzkumná studie č. 1 - Dispoziční aspekty vnímání koincidencí .....	84
3.1.1 Úvod.....	84
3.1.2 Výzkumné cíle & hypotézy.....	86
3.1.3 Výzkumný soubor .....	90
3.1.4 Metody.....	91
3.1.5 Průběh výzkumné studie .....	112
3.1.6 Statistická analýza.....	113
3.1.7 Výsledky a diskuze .....	125
3.1.8 Závěr .....	154
3.2 Výzkumná studie č. 2 – Situační aspekty vnímání koincidencí.....	155
3.2.1 Úvod.....	155
3.2.2 Výzkumné cíle & hypotézy.....	160
3.2.3 Výzkumný soubor .....	163



3.2.4 Metody.....	163
3.2.5 Průběh výzkumné studie .....	167
3.2.6 Statistická analýza.....	168
3.2.7 Výsledky a diskuze .....	172
3.2.8 Závěr .....	194
ZÁVĚR.....	196
LITERATURA .....	198
PŘÍLOHY .....	235
Příloha A – Pilotní lokalizace nové rozšířené verze testu CRT-L2 .....	236
Příloha B – Pilotní lokalizace testu HBT .....	243
Příloha C – Pilotní lokalizace testu PNS .....	255
Příloha D – Pilotní lokalizace testu REI-40 .....	263
Příloha E – Pilotní lokalizace testu PBS-R.....	284
Příloha F – Znění informovaného souhlasu pro výzkumnou studii č. 1.....	311
Příloha G – Znění informovaného souhlasu pro výzkumnou studii č. 2 .....	312
Příloha H – Grafický přehled kognitivních zkreslení .....	313
Příloha I – Grafický přehled iracionálních přesvědčení .....	314

---

## SEZNAM DOPROVODNÉHO MATERIÁLU

V souladu s principy otevřené vědy (viz např. Chambers, 2013; Nosek & Bar-Anan, 2012; Nosek, Spies, & Motyl, 2012; Wagenmakers et al., 2012; Rouder, 2016) jsou data a statistické analýzy z obou realizovaných výzkumů volně k dispozici a to buď z flash disku, který je přiložen k výtisku dizertační práce, anebo prostřednictvím platformy [Open Science Framework](#). Konkrétně jsou k dispozici následující materiály:

- **Dispoziční aspekty vnímání koincidence** - data k první výzkumné studii a výstupy z jejich statistické analýzy.
- **Situační aspekty vnímání koincidence** - data ke druhé výzkumné studii a výstupy z jejich statistické analýzy.
- **Pilotní lokalizace CRT-L2** - data z pilotní lokalizace metody CRT-L2 a program použitý k IRT analýze jednotlivých testových položek.
- **Pilotní lokalizace HBT** - data z pilotní lokalizace metody HBT a program použitý k IRT analýze jednotlivých testových položek.
- **Pilotní lokalizace PNS** - data z pilotní lokalizace metody PNS a program použitý k IRT analýze jednotlivých testových položek.
- **Pilotní lokalizace REI** - data z pilotní lokalizace metody REI a program použitý k IRT analýze jednotlivých testových položek.
- **Pilotní lokalizace PBS-R** - data z pilotní lokalizace metody PBS-R a program použitý k IRT analýze jednotlivých testových položek.

Všechny výše uvedené materiály jsou dostupné rovněž prostřednictvím platformy [Open Science Framework](#):

- <https://osf.io/a7hmn/> (materiály k první výzkumné studii o dispozičních aspektech vnímání koincidence),
- <https://osf.io/zwim3/> (materiály ke druhé výzkumné studii o situačních aspektech vnímání koincidence).

---

## SEZNAM POUŽITÝCH ZKRATEK

- **2PL:** Dvoupřímý logistický model (*Two-Parameter Logistic Model*)
- **3PL:** Třípřímý logistický model (*Three-Parameter Logistic Model*)
- **BE:** Bayesovský odhad parametrů (*Bayesian Estimation*)
- **BF:** Bayesův faktor (*Bayes Factor*)
- **CFA:** Konfirmační faktorová analýza (*Confirmatory Factor Analysis*)
- **CRT-L2:** Rozšířená verze Testu kognitivní reflexe (*Cognitive Reflection Test - Long2*)
- **CTT:** Klasická testová teorie (*Classical Test Theory*)
- **EFA:** Explorativní faktorová analýza (*Exploratory Factor Analysis*)
- **GPCM:** Generalizovaný model pro odstupňovaný kredit (*Generalized Partial Credit Model*)
- **HBT:** Test heuristik a zkreslení (*Heuristics and Biases Test*)
- **ICF:** Charakteristická funkce položky (*Item Characteristic Function*)
- **IIF:** Informační funkce položky (*Item Information Function*)
- **ITR:** Teorie odpovědi na položku (*Item Response Theory*)
- **ML:** Maximální věrohodnost (*Maximum Likelihood*)
- **MML:** Marginální maximální věrohodnost (*Marginal Maximum Likelihood*)
- **PBS-R:** Revidovaná škála přesvědčení o existenci paranormálních jevů (*Revised Paranormal Belief Scale*)
- **PNS:** Inventář osobní potřeby struktury (*Personal Need for Structure*)
- **REI-40:** Inventář racionálního-experienciálního stylu zpracovávání informací (*Rational-Experiential Inventory*)
- **TIF:** Informační přínos celého testu (*Test Information Function*)

---

## SUMMARY

In general this thesis deals with the question whether or to what extent human thinking is rational in terms of the optimality of the way people achieve their goals and in terms of the consistency between people's beliefs and the structure of the world. This question is quite difficult to answer unequivocally because the answer will always depend on the nature of the particular task and the exact way in which we define rationality. Among other things, that's the reason why we can meet two contradictory schools of thought within the so-called Great Rationality Debate, one of which is convinced of the systematic irrationality of human thinking (in the sense of the systematic deviation of human thinking from normative predictions stemming from the principles of rational thinking as they are captured by the statistical theory of probability, formal logic or decision theory), while the other one considers human thought to be more or less rational, and finds the source of its (alleged) failure elsewhere. In the case of the latter, however, the question is how to explain the apparent existence of irrational behavior and interindividual differences in such behavior.

One possible answer to this question is illustrated by Griffiths and Tenenbaum's Bayesian model of causal reasoning based on perceived coincidences. This model stands in opposition to the traditional conception of coincidences as unlikely (types) of events and as a frequent source of erroneous and irrational conclusions about the existence of causes that (supposedly) explain observed events. The Griffiths and Tenenbaum's model assumes that coincidences play a key role in the rational process of causal reasoning within the discovery and revision of theories, and that people in evaluating coincidences (either as mere random coincidences or, on the contrary, as evidence in favor of the alternative hypothesis about the causal functioning of the world) proceed in accordance with the rational principles of Bayesian reasoning. In particular, this model assumes that people are guided in their judgment by the ratio of the posterior probabilities of the alternative and the null (currently assumed) hypothesis, which is a function of the ratio of the likelihoods and a priori probabilities of these hypotheses. The apparent fact that people often arrive at various irrational beliefs on the basis of perceived coincidences is explained by this model as a consequence of the incorrect calibration of the a priori probability of alternative hypotheses in people's minds. According to this model, whether people on the basis of

perceived coincidences arrive at a significant discovery or just some superstition is thus not due to the fact that people reason about coincidences in qualitatively different ways (as suggested, for example, by the heuristics and biases research tradition), but because of the different degree of adequacy of the setting of one quantitative parameter within one and the same mechanism of reasoning. In this way, the model in question includes both the rational principles of the functioning of human thinking and the tendency of human thought to be subject to various cognitive illusions and irrational conclusions.

In the empirical part of the dissertation, I have tested within two pre-registered research studies some predictions resulting from this Bayesian model of perception of coincidences and at the same time, through this model, I have investigated the connection between the perception of coincidences and selected dispositional and situational factors.

In the first study, the collected data supported three basic predictions of Griffiths and Tenenbaum's Bayesian model of coincidences, suggesting that at least in some tasks people are able to evaluate the available statistical evidence and adequately combine this statistical evidence with their a priori knowledge of the plausibility of the hypotheses under consideration. The collected data also supported the hypothesis that the primary source of irrationality associated with the perception of coincidences is the overestimation of the a priori probability of alternative hypotheses and not the inability to evaluate the available statistical evidence correctly. This hypothesis was supported by three different findings. The first one was the zero correlation between the tendency of probands to believe in the existence of unexpected causal relationships (i.e., the a priori probability attributed by probands to alternative hypotheses) and their ability to evaluate statistical evidence intuitively. The second one was that there were systematic differences between probands in their tendency to believe in the existence of unexpected causal relationships but not in their ability to evaluate the available statistical evidence intuitively. The third one was that it was only the tendency of probands to believe in the existence of unexpected causal relationships (but not their ability to evaluate statistical evidence intuitively) that tended to relate meaningfully to the various aspects of their cognitive functioning, which are, according to the results of other studies, associated with (ir)rational thinking. Based on the results of the exploratory analysis, it was also possible to formulate the hypothesis that the tendency to believe in the existence of unexpected causal relationships is more related to the degree of intellectual skepticism than to the degree of the unusualness and intensity of perception and

experience. The limitation of this research lies particularly in a small number of types of tasks used to estimate some of the key characteristics of probands; the small heterogeneity of the research sample that was recruited predominantly from the university environment; the possible problem with the limitation of the range of values of some variables that could distort the estimation of some correlations; and the relatively small research sample, which, especially in the case of smaller effects, did not always allow the predictions of the null and alternative hypothesis within Bayesian hypothesis testing to be differentiated sufficiently. Overall, however, the results of this study supported the plausibility of Griffiths and Tenenbaum's Bayesian model of coincidences as an alternative to the more traditional concept of coincidences.

In the second study I have examined the question whether it is possible for the a priori plausibility of alternative hypotheses in a person's mind to be affected by whether it is more advantageous for that person in a given situation to exploit the existing cognitive resources necessary to grasp or solve that situation or to explore the notional space of new cognitive resources. In particular, I have tested the hypothesis that situations people perceive as less comprehensible will cause these people to be more inclined to explore the notional space of new cognitive resources, i.e., that they will be more inclined to believe in the existence of unexpected causal relationships. When using the task of matchstick algebra as a tool for the experimental manipulation of the perceived comprehension of the situation, I was unable to obtain data that would support this hypothesis - the probands from the control and experimental groups showed a similar tendency to believe in the existence of unexpected causal relationships. In addition to the fact that the estimate of the effect under investigation is burdened with a relatively high degree of uncertainty, the interpretation of the possible absence of the effect is also complicated by the fact that, due to the chosen research design, it can be explained by a number of different ways - e.g., by the ineffectiveness of the chosen method for the manipulation of the perceived comprehension, by the unsuitable way of measuring the major dependent variable, or by the real absence of a causal relationship between the perceived comprehension of the situation and the tendency to believe in the existence of unexpected causal relationships. Given the above mentioned questions related to the outcomes of this study, at the present moment we should refrain from any strong conclusions about the non-existence of the studied phenomenon. To eliminate some of these questions, a larger research sample, usage of

several different tools for the experimental manipulation of the independent variable, or usage of several different tasks for measuring the dependent variable could be helpful in any follow-up research.

Within my dissertation research project, I have also conducted a pilot localization of five different psychometric tests that were later used in two of the studies described above to measure some of the dispositional characteristics of probands. Specifically, I have localized a new extended version of the Cognitive Reflection Test - Long2 (*CRT-L2*), Heuristics and Biases Test (*HBT*), Personal Need for Structure (*PNS*), Rational-Experiential Inventory (*REI-40*), and Revised Paranormal Belief Scale (*PBS-R*).

**Key Words:** rationality, coincidences, causal reasoning, Bayesian statistical reasoning, dispositional and situational factors

---

## RESUMÉ

Na obecné rovině je předmětem této dizertační práce otázka, zda, případně v jaké míře je lidské myšlení i/racionální ve smyslu optimality způsobu dosahování cílů a ve smyslu souladu mezi přesvědčeními o světě a skutečnou povahou světa. Na tuto otázku je poměrně obtížné jednoznačně odpovědět, protože odpověď bude vždy záviset na povaze konkrétního úkolu a na způsobu, jímž si racionalitu přesně definujeme. Mimo jiné i proto lze v probíhající tzv. velké debatě o racionalitě identifikovat dva protichůdné širší názorové proudy, z nichž jeden je přesvědčen o systematické iracionalitě lidského myšlení (ve smyslu systematické odchylky lidského myšlení od normativních předpovědí vyplývajících z principů racionálního myšlení tak, jak jsou zachyceny např. ve statistické teorii pravděpodobnosti, formální logice nebo v teorii rozhodování), zatímco ten druhý považuje lidské myšlení za více či méně racionální a zdroje jeho (údajných) selhání hledá někde jinde. V případě druhého zmíněného názorového proudu je však otázkou, jak vysvětlit zjevnou existenci iracionálního chování a s ním spojených interindividuálních rozdílů.

Jednu možnou odpověď na tuto otázku ilustruje Griffithsův a Tenenbaumův bayesovský model kauzálního usuzování na základě vnímaných koincidencí. Ten se kriticky vymezuje vůči tradičnímu pojetí koincidencí jako nepravděpodobných (druhů) událostí a jako častého zdroje chybných a iracionálních závěrů ohledně existence příčin (údajně) vysvětlujících pozorované události. Griffithsův a Tenenbaumův model předpokládá, že koincidence hrají klíčovou roli v racionálním procesu kauzálního usuzování při objevování a revidování teorií a že lidé při vyhodnocování koincidencí (buď jako pouze náhodných shod okolností, nebo naopak jako důkazů ve prospěch zvažované alternativní hypotézy o kauzálním fungování světa) postupují v souladu s racionálními principy bayesovského usuzování. Tento model konkrétně předpokládá, že lidé se ve svém úsudku řídí poměrem posteriorních pravděpodobností alternativní a nulové (aktuálně zastávané) hypotézy, který je funkcí poměru věrohodností a apriorních pravděpodobností těchto hypotéz. Zjevný fakt, že lidé na základě vnímaných koincidencí často dospívají k různým iracionálním přesvědčením, tento model vysvětluje nesprávnou kalibrací apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz v myslích lidí. To, zda lidé na základě vnímané koincidence událostí dospějí k významnému objevu, nebo naopak k pouhé pověře, tak podle tohoto modelu není dáno tím, že by lidé



posuzovali koincidence kvalitativně odlišným způsobem (jak to předpokládá např. výzkumná tradice heuristik a zkreslení), ale pouze odlišnou mírou adekvátnosti nastavení jednoho kvantitativního parametru v rámci jednoho a téhož mechanismu usuzování. Tímto způsobem v sobě zmíněný model zahrnuje jak racionální principy fungování lidského myšlení, tak i tendenci lidského myšlení podléhat různým kognitivním iluzím a docházet k iracionálním závěrům.

V empirické části dizertační práce jsem v rámci dvou předregistrovaných výzkumných studií ověřoval některé předpovědi vyplývající z tohoto bayesovského modelu vnímání koincidencí a zároveň jsem prostřednictvím tohoto modelu zkoumal souvislost mezi vnímáním koincidencí a vybranými dispozičními a situačními faktory.

V rámci první studie sesbíraná data podpořila tři základní předpovědi Griffithsova a Tenenbaumova bayesovského modelu koincidencí, ze kterých vyplývá, že minimálně v některých úlohách lidé dokážou správně vyhodnocovat statistické důkazy a adekvátním způsobem kombinovat statistické důkazy s apriorní znalostí plauzibility zvažovaných hypotéz. Sesbíraná data rovněž podpořila hypotézu, že primárním zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí je nadhodnocování apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz a nikoli neschopnost správně vyhodnocovat dostupné statistické důkazy. Tuto hypotézu podpořila tři různá zjištění. Tím prvním bylo zjištění o nulové korelaci mezi sklonem probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí (resp. apriorní pravděpodobností, kterou probandi přisuzovali alternativní hypotéze) a jejich schopností intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy. Druhým bylo zjištění, že mezi probandy se vyskytovaly systematické rozdíly v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, ale nikoli již v jejich schopnosti intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy. Třetím bylo zjištění, že to byl pouze sklon probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí (ale nikoli jejich schopnost intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy), co mělo tendenci smysluplným způsobem souviset s různými aspekty jejich kognitivního fungování, které podle výsledků již provedených studií v různé míře souvisí s i/racionálním myšlením. Na základě výsledků explorativní analýzy bylo rovněž možné formulovat hypotézu, že sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí souvisí spíše s mírou intelektuálního skepticismu než s mírou neobvyklosti a intenzity vnímání a prožívání. Omezením tohoto výzkumu je zejména malý počet typů úloh použitých k odhadu některých klíčových charakteristik probandů, malá heterogenita výzkumného souboru, který byl rekrutován

převážně z univerzitního prostředí, možný problém s omezením rozsahu hodnot některých sledovaných proměnných, který mohl zkreslit odhad velikosti některých korelací, a také relativně malý výzkumný soubor, který zejména v případě menších efektů ne vždy umožňoval od sebe dostatečně odlišit předpovědi nulové a alternativní hypotézy v rámci bayesovského testování hypotéz. Celkově však výsledky této studie podpořili plauzibilitu Griffithsova a Tenenbaumova bayesovského modelu koincidencí coby alternativy k tradičnějšímu pojetí koincidencí.

Ve druhé studii jsem zkoumal otázku, zda je možné, aby apriorní plauzibilita alternativních hypotéz v mysli člověka byla situačně ovlivněna tím, zda je pro člověka v dané situaci výhodnější exploatovat stávající kognitivní zdroje nutné pro uchopení či vyřešení dané situace, nebo zda je pro něj naopak výhodnější explorovat pomyslný prostor s novými kognitivními zdroji. Konkrétně jsem ověřoval hypotézu, že situace, která bude lidmi vnímána jako hůře uchopitelná, způsobí, že tito lidé budou mít větší sklon explorovat pomyslný prostor s novými kognitivními zdroji, resp. že budou mít větší sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Při použití úloh zápalkové algebry jako nástroje pro experimentální manipulaci vnímanou uchopitelností situace se mi nepodařilo získat data, která by tuto hypotézu podpořila - probandi z kontrolní i experimentální skupiny vykazovali obdobnou velikost sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Kromě toho, že odhad zkoumaného efektu je zatížen poměrně velkou mírou neurčitosti, interpretaci možné absence efektu ztěžuje rovněž to, že ji lze - vzhledem ke zvolenému výzkumnému designu - vysvětlit několika různými způsoby, např. neúčinností zvoleného způsobu manipulace vnímanou uchopitelností situace, nevhodným způsobem měření hlavní závislé proměnné nebo skutečnou neexistencí kauzální souvislosti mezi vnímanou uchopitelností situace a sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Vzhledem k výše uvedeným otázkám spojeným s výstupy této studie bychom se v současné chvíli zřejmě měli zdržet jakýchkoli jednoznačných závěrů ohledně ne/existence studovaného jevu. K vyloučení některých otázek by v případném navazujícím výzkumu mohl napomoci např. větší výzkumný soubor, použití několika různých nástrojů k experimentální manipulaci nezávislou proměnnou či několika různých úloh k měření závislé proměnné.

Součástí mého dizertačního výzkumného projektu byla rovněž pilotní lokalizace pěti různých psychometrických testů, které byly později použity v rámci dvou výše popsaných

studií k měření některých vybraných dispozičních charakteristik probandů. Konkrétně se jednalo o novou prodlouženou verzi Testu kognitivní reflexe (*Cognitive Reflection Test - Long2, CRT-L2*), Test heuristik a zkreslení (*Heuristics and Biases Test, HBT*), Inventář osobní potřeby struktury (*Personal Need for Structure, PNS*), Inventář racionálního-experenciálního stylu zpracovávání informací (*Rational-Experiential Inventory, REI-40*) a Revidovanou škálu přesvědčení o existenci paranormálních jevů (*Revised Paranormal Belief Scale, PBS-R*).

**Klíčová slova:** racionalita, koincidence, kauzální usuzování, bayesovské statistické usuzování, dispoziční a situační faktory

---

## PŘEDMLUVA

*„Stal jsem se obětí řady náhod, tak jako my všichni.“*

KURT VONNEGUT JR., *Sirény z Titanu*

*"Inu, svět je malý a o náhody tu není nouze."*

úryvek z filmové pohádky *Lotrando a Zubejda*

*„In reality, the most astonishingly incredible coincidence imaginable would be the complete absence of all coincidences.“*

JOHN ALLEN PAULOS, *Beyond numeracy: Ruminations of a numbers man*

Snad každému se někdy v jeho životě přihodila nějaká podezřelá shoda okolností, která ho přiměla k zamyšlení, zda se právě nestal svědkem působení nějaké skryté nebo jemu neznámé síly, kterou by bylo možné nazvat např. řízením osudu, prozřetelností, štěstím, zákonem schválnosti, telepatii, spiknutím nebo třeba synchronicitou. Přes různé názvy a další možné odlišnosti všechny tyto situace spojuje pocit, že daná situace je v rozporu s tím, jak si obvykle vysvětlujeme to, co se okolo nás a nám samotným děje. Mnozí si v této souvislosti zřejmě vybaví ten druh zážitku, kdy si vzpomněli na určitou konkrétní osobu, se kterou se již po velice dlouhou dobu neviděli, aby vzápětí zvedli zvonící telefon, ze kterého se jim ozve právě ta osoba, na kterou v předchozím okamžiku mysleli. Jsou lidé, kteří podobným událostem nepřikládají žádný větší význam – pouze se tomu zasmějí nebo nad tím jednoduše mávnou rukou a řeknou si, že se vlastně zase nic tak zvláštního nestalo, a na to, co se jim přihodilo, brzy zapomenou. Existují ale i lidé, kteří jsou vůči událostem tohoto druhu citlivější a pro které jsou podobné události důkazem toho, že právě narazili na něco, co se vymyká zavedenému způsobu výkladu fungování světa. Vedle těchto interindividuálních rozdílů se zdá, že existují rovněž rozdíly mezi situacemi v tom, jak moc jsme ochotní si přiznat, že za tím, co se právě děje, by se toho mohlo skrývat daleko více, než by se na první pohled mohlo zdát. Někteří pamětníci si možná vzpomenou na doby, kdy návštěva divadla nebo jiných veřejných akcí byla svého druhu cvičením v nacházení umně skrytých náznaků kritiky tehdejšího režimu. Ně kterým současníkům zase může být blízká zkušenost z doby ekonomické krize, kdy dříve přehlížené nuance v projevu a chování nadřazeného nabývají

nových, skrytých významů, které dotyčnému signalizují pravděpodobnost jeho setrvání ve firmě, resp. jeho propuštění.

Zkoumáním právě takovýchto dispozičních a situačních souvislostí vnímání koincencí a na nich založených kauzálních úsudků se zabývá tato dizertační práce. Tento fenomén je zde primárně zkoumán prizmatem jednoho specifického bayesovského modelu, který nabízí řadu zajímavých vhledů do psychologického fenoménu, který má mnoho praktických implikací i v běžném každodenním životě. V tom jsme totiž často konfrontováni s podezřelým spolu-výskytem různých událostí, který si může (ale také nemusí) žádat kauzálního vysvětlení, a na jehož základě potom můžeme mít sklon činit různá důležitá rozhodnutí (Gilovich, 1991; Goldacre, 2013; Sutherland, 1992). Z hlediska běžného čtenáře má toto téma tu velkou výhodu, že většina lidí se k němu dokáže velice dobře vztáhnout na rovině své vlastní subjektivní zkušenosti. Věřím proto, že předložená dizertační práce nejenže obohatí naše znalosti o jednom specifickém modelu jednoho konkrétního kognitivně-psychologického jevu, ale že také může nejednomu motivovanému čtenáři zprostředkovat zajímavý pohled na jeden z důležitých aspektů jeho vlastního duševního života.

---

## ÚVOD

*„Přidělili mu pokoj 1937, a když přebíral klíč, prolétlo mu hlavou několik myšlenek. Rok králova narození, Koestler, synchronicita a tak podobně. Harry tomu nevěřil. Věřil ve schopnost lidského mozku nacházet vzorce. I tam, kde se žádné vzorce vlastně nevyskytují. Proto jako vyšetřovatel vždycky pochyboval. Pochyboval a hledal, hledal a pochyboval. Viděl vzorce, ale pochyboval o vině. Nebo obráceně.“*

JO NESBO, *Přízrak*

Většina kognitivních psychologů se shoduje na tom, že v současnosti disponujeme explanačním schématem, které z mystéria lidského myšlení činí sadu relativně dobře řešitelných problémů, které se nám sice ještě nepodařilo všechny vyřešit, ale alespoň víme, jak daná řešení budou přibližně vypadat a jakým způsobem se jich můžeme dobrat (Pinker, 1997). Tímto explanačním schématem je tzv. výpočetně-reprezentační nebo také informačně-procesní hypotéza, která předpokládá, že myšlení je svého druhu výpočet ve smyslu systematického (tj. určitými pravidly se řídícího) procesu manipulace a transformace mentálních reprezentací. Základní úkol kognitivní psychologie v rámci tohoto explanačního schématu potom spočívá v detailnější specifikaci vlastností mentálního výpočetního zařízení, konkrétně toho, jakými druhy mentálních reprezentací mysl disponuje (z hlediska jejich formy a obsahu) a jaké mentální procesy na ně aplikuje v rámci takových kognitivních aktivit jako je vnímání, paměť, jazyková produkce a porozumění, usuzování, posuzování<sup>1</sup> či rozhodování. Kognitivní psychologie má přitom nelehký úkol, protože ani mentální reprezentace, ani mentální procesy nejsou bezprostředně pozorovatelné. Naštěstí kognitivní psychologie disponuje velice bohatou teoretickou i experimentální tradicí, v rámci které se kognitivním psychologům podařilo formulovat řadu zajímavých a objevných teoretických modelů a shromáždit velký objem behaviorálních dat, na jejichž základě lze postulované teoretické modely mezi sebou navzájem porovnávat, zamítat je či je určitým způsobem modifikovat tak, aby byly více v souladu s dostupnými daty.

Jedním z nejdůležitějších zdrojů informací o povaze výpočetní architektury lidské mysli jsou bezesporu chyby a omyly, kterých se lidská mysl dopouští při řešení různých druhů

---

<sup>1</sup> Zatímco termín *posuzování* odkazuje k anglickému termínu *judgment*, termín *usuzování* odkazuje k anglickému termínu *reasoning*. Tento terminologický úzus jsem převzal z českého překladu Eysenckovy a Keaneovy (2008) monografie *Kognitivní psychologie*.

problémů. Klasickým příkladem je výzkum percepčních iluzí, které kognitivním psychologům umožnily dozvědět se něco o skrytých předpokladech, ze kterých percepční systém vychází při interpretaci obvykle neúplných a nedokonalých sensorických signálů (Gregory, 1997; Stone, 2012). V oblasti vyšších kognitivních procesů je potom takovým příkladem výzkumná tradice tzv. heuristik a zkreslení (*Heuristics & Biases*) (Kahneman, Slovic, & Tversky, 1982). Ta v lidském myšlení identifikuje řadu inherentních omezení, kvůli kterým se lidská mysl při řešení různých problémů spoléhá na výpočetně sice méně náročné, avšak jinak suboptimální strategie, tzv. heuristiky, které jsou pouze nedokonalou aproximací principů racionálního myšlení. V důsledku přílišného spoléhání se na tyto myšlenkové strategie má potom člověk systematickou tendenci odchylovat se od normativních předpovědí vyplývajících ze statistické teorie pravděpodobnosti, formální logiky či teorie rozhodování, a dopouštět se tak ve svém myšlení předvídatelných chyb a omylů.

Posledně uváděný příklad kognitivně-psychologického výzkumu vykresluje lidskou mysl jako něco, co stojí v naprosté opozici k optimálnímu statistickému usuzování. Výzkumná tradice heuristik a zkreslení tento pohled na lidskou mysl podpořila velkým množstvím studií, které odhalují mnoho různých způsobů, jimiž se lidská mysl může mýlit a docházet k iracionálním závěrům. Od relativně nedávné doby se však čím dál tím častěji objevují práce a výzkumy, které podávají poněkud odlišný obrázek lidské mysli. Podle něj jsou lidé v rámci svého běžného každodenního kognitivního fungování schopni překvapivě sofistikovanych statistických výpočtů, které se velmi blíží či jsou přímo totožné s optimálním řešením daných problémů (Anderson, 1990; Chater & Oaksford, 1999). Lidé si podle všeho dokážou velice úspěšně poradit s řadou značně obtížných inferenčních problémů, které jinak odolávají i několik desítek let trvajícím snahám o jejich vyřešení odborníky z takových vědních disciplín, jako je umělá inteligence, strojové učení či výpočetní lingvistika. Lidé si takto např. dokážou úspěšně osvojit jazyk, naučit se kategorizovat předměty a usuzovat na kauzální vztahy mezi nimi a to navzdory tomu, že se jim nedostává kriticky důležitých dat v dostatečném množství a kvalitě. Důležitou roli ve výzkumu a při analýze těchto jevů hraje bayesovská statistika, která v podobě tzv. Bayesovy věty specifikuje optimální způsob, kterým by měl racionální agent v induktivně-inferenčních úlohách upravovat svá přesvědčení ve světle nových údajů. Ukazuje se přitom, že v řadě situací a při řešení řady úloh a problémů se lidé chovají racionálně a plně v souladu s předpověďmi vyplývajících z bayesovských modelů usuzování (např. Griffiths & Tenenbaum, 2006). Předmětem mé dizertační práce je validizace právě

jednoho takového bayesovského modelu usuzování. Konkrétně se budu věnovat bayesovskému modelu kognitivně-psychologického jevu, který je jinak obvykle uváděn jako klasický příklad ilustrující neschopnost člověka racionálně uvažovat o náhodných jevech a událostech. Jedná se o vnímání tzv. koincidencí – podezřelých shod okolností, které člověka často vedou k chybným a iracionálním závěrům ohledně existence příčinných faktorů (údajně) vysvětlujících pozorované jevy a události (Griffiths, Tenenbaum, 2007).

Dizertační práce má následující strukturu. V první kapitole se věnuji tématu i/racionality lidského myšlení a bayesovské kognitivní vědě, které představují širší teoretický rámec této dizertační práce. Ve druhé kapitole se věnuji hlavnímu tématu dizertační práce, vnímání koincidencí - nejdříve v rámci tradičního pojetí koincidencí jako nepravděpodobných (druhů) událostí a poté v rámci alternativního bayesovského modelu, kde koincidence nabývá nového významu, který jí přisuzuje klíčovou roli v racionálním procesu objevování a revidování teorií. Ve třetí kapitole potom popisují výsledky dvou předregistrovaných<sup>1</sup> výzkumných studií, které ověřují některé předpovědi vyplývající z bayesovského modelu vnímání koincidencí a zároveň prostřednictvím tohoto modelu zkoumají souvislost mezi vnímáním koincidencí a vybranými dispozičními a situačními faktory. Dizertační práce zahrnuje rovněž několik relativně rozsáhlých příloh, které obsahují výstupy z pilotní lokalizace pěti různých psychometrických nástrojů použitých v rámci dvou výše zmíněných studií.

---

<sup>1</sup> Předregistrace záměrně omezuje „počet stupňů volnosti“ výzkumníka tím, že ho nutí dopředu jasně specifikovat průběh výzkumu a způsob analýzy dat a to ještě před tím, než se dostane do jakéhokoli kontaktu s nasbíranými daty. Účelem předregistrace je ztížit výzkumníkovi používání různých pochybných výzkumných postupů, které významně zvyšují riziko falešně pozitivních nálezů. Mezi tyto pochybné výzkumné postupy patří např. selektivní uvádění pouze některých (závislých) proměnných, zastavení/prodloužení sběru dat na základě průběžně zjištěného statisticky ne/významného výsledku, selektivní publikování pouze těch studií, u kterých se podařilo zamítnout nulovou hypotézu (vedoucí k tzv. publikačnímu zkreslení (*publication bias*) či k tzv. problému šuplíku (*file-drawer problem*), zaokrouhlování p-hodnot, zaměňování explorativního a konfirmačního výzkumu (tzv. post-hoc teoretizování, kdy se nečekaný objev vydává za předem očekávanou hypotézu), různé manipulace s odlehlými hodnotami atd. (Fiedler & Schwarz, 2015; John, Loewenstein, Prelec, 2012). V této souvislosti se také často hovoří o tzv. p-hackingu (Simmons, Nelson, & Simonsohn (2011), kdy výzkumník zkouší a hledá různé způsoby analýzy dat, které by vedly ke statisticky významným a tím pádem rovněž ke snáze publikovatelným výsledkům.



---

## 1 I/RACIONALITA LIDSKÉHO MYŠLENÍ

*„If we're so dumb, how come we're so smart?“*

GLYMOUR CLARK, *The mind's arrows: Bayes nets and graphical causal models in psychology*

*„It is sometimes considered a paradox that the answer depends not only on the observations but on the question; it should be a platitude.“*

HAROLD JEFFREYS, *Theory of probability*

*„The theory of probabilities is basically just common sense reduced to calculus; it makes one appreciate with exactness that which accurate minds feel with a sort of instinct, often without being able to account for it.“*

PIERRE-SIMON LAPLACE, *Théorie analytique des probabilités*

### 1.1 Velká debata o racionalitě

Je člověk racionální (ve smyslu optimality způsobu dosahování jeho cílů a ve smyslu souladu mezi jeho přesvědčeními o světě a skutečnou povahou světa<sup>1</sup>)? Touto zdánlivě jednoduchou otázkou se už od nejstarších dob až po současnost zabývalo a i nadále zabývá mnoho různých myslitelů a badatelů. Odpovědi, které nabízejí, přitom ve svém úhrnu nejsou nijak jednoznačné. To, co ztěžuje snahu dobrat se nějaké jednoznačnější odpovědi, je to, že konkrétní odpověď vždy závisí na řadě různých faktorů, jako je např. povaha konkrétní úlohy, kterou člověk řeší, nebo způsob, jakým je racionalita definována. Přesto v současné době mezi odborníky – a díky jejich vědecko-popularizační činnosti také mezi širší laickou veřejností (viz např. Ariely, 2008; Kahneman, 2012; Sunstein & Thaler, 2010) – převládá názor, že lidská mysl se nechová v souladu s principy racionálního myšlení, tak jak jsou zachyceny v rámci statistické teorie pravděpodobnosti, formální logiky nebo teorie rozhodování. Tento názor se opírá o výsledky doslova stovek různých kognitivně-psychologických studií, které dokládají, že lidé při řešení relativně jednoduchých úloh postupují způsobem, který je odlišný od toho, který by mohl být považován za racionální. Takto bylo např. demonstrováno, že lidé špatně vyhodnocují pravděpodobnosti, ignorují informaci o základní míře výskytu, snaží se najít vysvětlení pro náhodné jevy a události,

---

<sup>1</sup> V rámci kognitivní vědy se o racionalitě v prvním významu hovoří jako o tzv. instrumentální racionalitě (*instrumental rationality*) a ve druhém významu jako o tzv. epistemické, někdy také teoretické či důkazní racionalitě (*epistemic/theoretical/evidential rationality*) (Toplak, West, & Stanovich, 2013).

podléhají konfirmačnímu zkreslení, nezvažují alternativní hypotézy, rozhodují se v rozporu s axiomy teorie užitku, vykazují nekonzistentní preference vlivem efektu zarámování, jejich rozhodování je ovlivněno irelevantním kontextem, při vyhodnocování a sběru dat a při testování hypotéz nedokážou odhlédnout od svých apriorních znalostí, názorů a postojů, mají špatně zkalibrované znalosti projevující se nepřiměřenou sebejistotou ohledně přesnosti svých znalostí atd. (přehled relevantních výzkumů viz např. Baron, 2008; Camerer, Loewenstein, & Rabin, 2004; Evans, 1989, 2007; Gilovich, Griffin, & Kahneman, 2002; Johnson-Laird, 2006; Kahneman, Slovic, & Tversky, 1982; Kahneman & Tversky, 2000; Koehler & Harvey, 2004; LeBoeuf & Shafir, 2005; Nickerson, 2008; Pohl, 2004; Stanovich, 1999, 2009).

Standardním vysvětlením rozporu mezi deskriptivními a normativními modely lidského myšlení je to, že lidská mysl je jednoduše ze své podstaty iracionální, tzn. že její fungování se řídí pravidly a postupy, které jsou v rozporu s normativními teoriemi myšlení (Audi, 1993, 2001; Baron, 2008; Dawes, 1998; Foley, 1987; Harman, 1995; Hastie & Dawes, 2010; Manktelow, 2004; Over, 2004; Wu, Zhang, & Gonzalez, 2004). S tímto vysvětlením, které je vlastní např. výzkumné tradici heuristik a zkreslení (Kahneman & Tversky, 1973; Kahneman, Slovic and, & Tversky, 1982), však ne všichni souhlasí. Existuje poměrně velká skupina badatelů, kteří se naopak domnívají, že člověk je ze své podstaty bytost racionální a že příčina diskrepance mezi pozorovanými a normativními odpověďmi probandů na experimentální úlohy spočívá v něčem jiném (Cohen, 1981; Stein 1996). V rámci tzv. velké debaty o racionalitě (*Great Rationality Debate*; Tetlock & Mellers, 2002) takto vzniklo hned několik alternativních vysvětlení toho, proč se lidé ve svém myšlení odchylují od předpovědi normativních modelů lidského myšlení (Cohen, 1981, 1983; Doherty, 2003; Edwards & von Winterfeldt, 1986; Evans & Over, 1996; Gigerenzer, 1996; Jungermann, 1986; Kahneman, 1981; Kahneman & Tversky, 1983, 1996; Koehler, 1996; Koehler & James, 2009, 2010; Krueger & Funder, 2004; Kuhberger, 2002; Lee, 2006; Nickerson, 2008; Samuels & Stich, 2004; Stanovich, 1999, 2004; Stanovich & West, 2000; Stein, 1996; Stich, 1990; Vranas, 2000).

Prvním takovým alternativním vysvětlením je chybný výkon (*performance error*) v důsledku předchodného a v zásadě náhodného selhání některého z podpůrných kognitivních procesů, jako je paměť či pozornost. Dle této argumentace lidé – analogicky k rozdílu mezi jejich lingvistickou kompetencí a performancí (Chomsky, 1965) – v rámci své

kompetence disponují potřebnými znalostmi pravidel, strategií, postupů či algoritmů nutných k racionálnímu myšlení, ale selhávají při jejich použití kvůli momentálnímu a náhodnému selhání v některém z pomocných kognitivních procesů. Tento způsob vysvětlení odchylky od normativní odpovědi by bylo možné vyjádřit rovněž prostřednictvím pojmů pravého skóru (*true score*) a chyby měření (*measurement error*) v rámci klasické testové teorie (*Classical Test Theory*) – průměrný výkon odpovídá normativní odpovědi, kterou se všichni lidé snaží ve svém úsudku aproximovat, avšak vlivem náhodných faktorů jejich reálný výkon okolo tohoto průměrného výkonu náhodně variuje. V rámci tohoto vysvětlení je tak odchylka od normativní odpovědi „pouhou chybou“ a náhodným odchýlením od typického způsobu chování, které je jinak obvykle v souladu s normativním usuzováním a rozhodováním. Takový závěr je však v rozporu s několika skutečnostmi. Tou první je způsob, jakým je zkreslení (*bias*) definováno v rámci výzkumné tradice heuristik a zkreslení, a sice jako systematická (tzn. nenáhodná) odchylka od normativního usuzování, posuzování a rozhodování. Druhou skutečností je velikost pozorované míry chybovosti při řešení některých druhů laboratorních úloh na usuzování, posuzování a rozhodování, která může být až 96 % (v případě Wasonovy úlohy s výběrem karet (*Wason card selection task*) (Oaksford & Chater, 2001)).

Jiným možným vysvětlením skutečnosti, že se lidé v řadě laboratorních úloh odchylují od normativních odpovědí, a to přesto, že jsou ve své podstatě racionální, je existence stálých a kognitivnímu systému inherentně vlastních výpočetních omezení, která člověku nedovolují chovat se v souladu s normativními teoriemi lidského myšlení (Daw, Courville, & Dayan, 2008; Cherniak, 1986; Oaksford & Chater, 1993, 1995, 1998; Stich, 1990). Podle tohoto vysvětlení lidská mysl nemá dostatečné výpočetní zdroje na to, aby byla za běžných okolností schopná „vypočítat“ normativně správné odpovědi, a uchyluje se proto k různým aproximacím, které jsou však vzhledem k jejím výpočetním limitům optimální, nebo téměř optimální (Brown & Steyvers, 2009; Gigerenzer, Todd, & The ABC Research Group, 2002; Sanborn, Griffiths, & Navarro, 2006; Sanborn & Silva, 2009; Shi, Feldman, & Griffiths, 2008). V případě platnosti takového vysvětlení by nebylo možné považovat standardní normativní modely za preskriptivní a míru racionality člověka by bylo potřeba poměřovat alternativními normativními modely, které by tato omezení zohledňovaly.

Pozorovaný rozpor mezi deskriptivními a normativními modely lidského myšlení lze alternativně vysvětlit rovněž použitím chybného normativního modelu k hodnocení výkonu

pokusných osob v laboratorních úlohách (Koehler, 1996). Podle tohoto vysvětlení se lidé chovají racionálně, avšak nikoli v rámci standardních normativních modelů, ale v rámci nějakých jiných, alternativních normativních modelů. Ty mohou např. zohledňovat odlišné cíle kognitivního systému či různé druhy omezení jak na straně výpočetní kapacity kognitivního systému, tak na straně prostředí, v rámci kterého se kognitivní systém snaží svých cílů dosáhnout. Do stejné kategorie vysvětlení by patřila rovněž ta interpretace, že pokusné osoby mohou chápat podstatu laboratorních úloh odlišně než samotní autoři těchto úloh a že v rámci takto odlišně chápaných úloh jsou jejich odpovědi racionální (Adler, 1984, 1991; Berkeley & Humphreys, 1982; Broome, 1990; Hilton, 1995; Krynski & Tenenbaum, 2007; Schwarz, 1996; Stanovich, 1999).

Stanovich (1999) výše popsanou velkou debatu o racionalitě kdysi s určitou nadsázkou charakterizoval jako debatu mezi Melioristy (*Meliorists*)<sup>1</sup> a Panglosiány (*Panglossians*)<sup>2</sup>. Zatímco mezi Melioristy Stanovich zařadil ty badatele, kteří kladou důraz na potřebu reformy lidského myšlení z důvodu jeho systematické iracionality, mezi Panglosiány naopak zařadil ty výzkumníky, kteří jsou ohledně racionality člověka mnohem optimističtější díky svému přesvědčení, že příčina rozporu mezi deskriptivními a normativními modely lidského myšlení spočívá v něčem jiném než je systematická iracionalita lidské mysli. Tato debata mezi Melioristy a Panglosiány stále probíhá a nezdá se, že by měla v dohledné budoucnosti skončit v důsledku nalezení nějaké syntézy těchto přístupů nebo díky tomu, že by empirické důkazy jeden z nich nějak jednoznačně upřednostnily. Podle mínění řady Melioristů (např. Johnson-Laird, 1983; Kahneman; 1981; Rips, 1994) celou debatu značně komplikuje to, že s pomocí panglosiánských alternativních vysvětlení lze „úspěšně odvysvětlit“ v zásadě vše, co by se jinak na první pohled mohlo jevit jako logická chyba v myšlení. Podle Melioristů tak de facto nelze panglosiánský předpoklad racionality lidské mysli empiricky vyvrátit, protože téměř vždy lze najít takový úhel pohledu či takovou sadu předpokladů, které umožní chápat dané chování jako racionální. Přes tento skepticismus ohledně falzifikovatelnosti panglosiánských vysvětlení by mělo být možné tato vysvětlení posuzovat prizmatem stejných kritérií kvality vědeckých vysvětlení jako jakákoli jiná vědecká vysvětlení empirických jevů (viz např. Howson & Urbach 1989) – tato vysvětlení by měla být v souladu s relevantními

---

<sup>1</sup> Ze sociologického a politologického termínu *meliorismus* (z latinského *melior* – lepší) označujícího přesvědčení, že podmínky lidského života lze zlepšovat prostřednictvím postupných reforem.

<sup>2</sup> Dle postavy filozofa Panglose z Voltairova románu *Candide* (2007/1759), podle kterého náš svět v jeho aktuální podobě je nejlepším z možných světů, takže jej nelze dále zlepšovat prostřednictvím nějakých změn.

pozorováními, měla by být parsimonní, v souladu s jinými poznatky apod. Tzn. že panglosiánská vysvětlení mají v principu stejný vědecký status jako jakákoliv jiná vědecká vysvětlení a spor mezi oběma tábory by tak teoreticky mělo být možné rozhodnout na poli empirických důkazů.<sup>1</sup>

Takto např. Stanovich s Westem (1998) přišli s návrhem využít k zodpovězení otázky po povaze příčiny rozporu mezi deskriptivními a normativními modely interindividuální rozdíly v míře odchylky odpovědí probandů od předpokládaných normativních odpovědí. Tito autoři upozorňují, že výzkum v této oblasti má obecně tendenci soustředit se výlučně na průměrné či modální odpovědi probandů a přehlížet variabilitu vyskytující se okolo této centrální tendence. Bez ohledu na to, zda zastáváme teoretickou pozici, že lidská mysl je inherentně iracionální (Baron, 2008; Bazerman & Moore, 2008; Gilovich, Griffin, & Kahneman, 2002; Kahneman & Tversky, 2000; Shafir & LeBoeuf, 2002; Stanovich, 2009b, 2011), nebo naopak inherentně racionální (Anderson, 1990; Cosmides & Tooby, 1996; Gigerenzer, 2007; Marewski, Gaissmaier, & Gigerenzer, 2010; Oaksford & Chater, 2007), podle Stanoviche a Westa je zásadní chybou automaticky předpokládat, že lidé jsou ve svém myšlení uniformně iracionální nebo racionální. Pouze v několika málo úlohách na usuzování a rozhodování odpovídají všichni lidé stejným způsobem; v drtivé většině případů se mezi lidmi najdou tací, kteří odpovídají více v souladu s normativní teorií, a zároveň tací, kteří se ve svých odpovědích od normativní teorie naopak výrazněji odchylují (Bruine de Bruin, Parker, & Fischhoff, 2007; Cokely & Kelley, 2009; Del Missier, Mantyla, & Bruine de Bruin, 2010; Dohmen et al., 2009; Finucane & Gullion, 2010; Frederick, 2005; Klaczynski, 2001; Oechssler, Roider, & Schmitz, 2009; Stanovich & West, 1998, 1999, 2000, 2008; West, Toplak, & Stanovich, 2008). Tato skutečnost má určitý potenciál z hlediska možnosti testování jednotlivých hypotéz týkajících se příčiny rozporu mezi deskriptivními a normativními modely. Takto např. silná hypotéza o chybném výkonu předpovídá v zásadě nulovou korelaci mezi výkonem napříč různými úlohami na usuzování a rozhodování. Hypotéza o výpočetních limitech lidské mysli předpovídá existenci silné pozitivní korelace mezi výkonem v úlohách na usuzování a rozhodování a výkonem v úlohách měřících obecný faktor inteligence nebo kapacitu pracovní paměti. Pokud vyjdeme z předpokladu, že kognitivně kompetentnější (např. inteligentnější a přemýšlivější) osoby pro danou situaci volí s vyšší pravděpodobností

---

<sup>1</sup> To však zároveň nijak nebrání tomu, aby se do této debaty promítaly etické či politické postoje a přesvědčení jejích jednotlivých protagonistů, které mají tendenci tuto debatu zbytečně vyostřovat.

optimální způsob jejího řešení, potom lze existenci interindividuálních rozdílů využít rovněž k vytvoření pevného referenčního rámce pro debatu o tom, jaký normativní model, resp. jaký způsob uchopení je pro danou úlohu adekvátní. Dosavadní výsledky vyplývající z tohoto přístupu k velké debatě o racionalitě ukazují, že existuje jen málo dokladů ve prospěch silné hypotézy o chybném výkonu – v případě většiny úloh používaných v rámci výzkumné tradice heuristik a zkreslení je patrná značná míra jejich vnitřní konzistence a v řadě případů lze také pozorovat silnou korelaci mezi výkonem pokusných osob napříč různými druhy úloh (Stanovich & West, 1998, 2000; West, Toplak & Stanovich, 2008). Jen částečné podpory se dostalo hypotéze o výpočetních limitech lidské mysli – existuje totiž velká část úloh využívaných v rámci výzkumu heuristik a zkreslení, kde výkon pokusných osob jen relativně slabě koreluje s jejich obecnou inteligencí (shrnutí viz Stanovich, West, & Toplak, 2011a). Při zkoumání adekvátnosti zvolených normativních modelů prizmatem vzorce interindividuálních rozdílů v kognitivních a osobnostních charakteristikách, které napomáhají hlubšímu pochopení problému (jako je např. obecná inteligence či tzv. potřeba poznání (*need for cognition*) projevující se sklonem věnovat se myšlení a užívat si jej (Cacioppo a Petty, 1982)), se v případě většiny (avšak zdaleka ne u všech) úloh ukázalo, že osoby, které tyto charakteristiky vykazují ve zvýšené míře, mají větší tendenci usuzovat a rozhodovat se v souladu s tradičními normativními principy usuzování a rozhodování (Stanovich & West, 1998, 2000, 2008b; West & Stanovich, 2003; West, Toplak, & Stanovich, 2008). Výše popsanou strategii chci využít rovněž v rámci validizace bayesovského modelu kauzálního usuzování na základě vnímané koincidence událostí, která je hlavním předmětem této dizertační práce (více viz 3.1 Výzkumná studie č. 1 - *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí*).

## ***1.2 Vztah mezi formální a každodenní racionalitou***

V rámci výše popsané debaty o racionalitě člověka je implicitně obsažen určitý druh paradoxu, který si žádá vysvětlení. Tento paradox spočívá v ostrém kontrastu mezi běžnou, každodenní racionalitou na straně jedné a formální racionalitou na straně druhé. Na jedné straně lidé v rámci svého každodenního života dokážou i s minimem informací, navíc značně zatížených velkou mírou neurčitosti a nejednoznačnosti, činit velice kvalitní úsudky a rozhodnutí napříč širokou škálou různých kontextů a situací (jako je např. osvojování si nových pojmů, dekodování významu slov, větných frází a celých vět, identifikace kauzálních vztahů, vyvozování cílů, plánů a přesvědčení druhých lidí či odhalování různých sociálních

struktur, pravidel a konvencí atd.), na straně druhé ale také dokážou selhat i v těch nejjednodušších laboratorních úlohách na usuzování a rozhodování (posuzováno prizmatem tradičních normativních modelů). Je to podobná situace, jako kdyby studenti selhávali v těch nejjednodušších úlohách na prvních stránkách nějaké středoškolské učebnice úvodu do statistiky, ale zároveň by excelovali v těch nejobtížnějších úlohách uváděných na posledních stránkách objemné vysokoškolské učebnice pokročilé statistiky. Tento rozpor je rovněž dobře patrný při konfrontaci lidské mysli se systémy umělé inteligence, které se, přes veškeré pokroky a dílčí úspěchy na tomto poli (za všechny zmiňme např. vítězství umělé inteligence nad nejlepšími lidskými hráči šachu, go či Jeopardy/Riskuj), stále nemohou rovnat člověku v jeho schopnosti „jít za dané informace“<sup>1</sup> (Bruner, 1957) napříč širokou škálou různých problémových oblastí.

Podle Chater a Oaksforda (2000) při určité míře zjednodušení existují v zásadě čtyři různé možnosti, jak tento rozpor uchopit. První z nich spočívá v tom, že budeme každodenní racionalitu považovat za něco za primárního, resp. za něco, z čeho formální racionalita vyrůstá jako „pouhý“ pokus o formalizaci každodenní racionality. V případě rozporu mezi oběma racionalitami je to potom formální racionalita, která by se měla přizpůsobit té neformální – viz např. Allaisův paradox (Allais, 1953) spočívající v rozporu mezi reálnou intuitivní volbou probandů v jednoduché hře a volbou vyplývající z teorie očekávaného užitku. Jakkoli by se tato interpretace mohla ve světle podobných paradoxů zdát plauzibilní, její přijetí vede ke ztrátě pevného normativního rámce racionality a samotná racionalita se redukuje v zásadě na pouhou shodu s převládajícími lidskými intuicemi. Jedním možným řešením by v této situaci bylo použití nějakého postupu, který by umožnil normativní principy z těchto intuicí vyvodit. Podobné snahy (např. Goodman, 1954; Rawls, 1971; Thagard, 1988) však nevedly k řešení, která by dokázala vyloučit existenci případných nekonzistencí v rámci takto vyvozených normativních principů. Jiným řešením by mohlo být založení racionality na míře, s níž odvozené normativní principy racionality napomáhají zvyšovat evoluční úspěšnost (*fitness*) organismu. V takovém případě by však racionalita v zásadě splynula s obecnou adaptabilitou organismu.

Dalším možným způsobem, jak uchopit pozorovaný rozpor mezi každodenní a formální racionalitou, je považovat za primární naopak formální racionalitu, jejímž prizmatem by měla být adekvátnost každodenní racionality poměřována a na jejím základě možná také

---

<sup>1</sup> „going beyond the information given“

reformována. Tento způsob uchopení vztahu mezi každodenní a formální racionalitou, který je charakteristický např. pro zde již několikrát zmiňovanou výzkumnou tradici heuristik a zkreslení (Kahneman, Slovic, & Tversky, 1982), však nedokáže zcela uspokojivě vysvětlit to, jak je možné, že je člověk tak úspěšný při svém každodenním potýkání se s komplexní realitou života, jestliže se jeho myšlení neřídí principy normativních teorií usuzování či rozhodování ani v těch nejjednodušších laboratorních úlohách.

Určitou kombinací dvou výše uvedených způsobů uchopení pozorovaného rozporu mezi každodenní a formální racionalitou je předpoklad, že každodenní a formální racionalita jsou na sobě zcela nezávislé. Takto např. Evans s Overem (1997) od sebe odlišují tzv. Racionalitu<sub>1</sub> a Racionalitu<sub>2</sub>. Zatímco Racionalita<sub>1</sub> vypovídá především o tom, jak lidé dokážou prostřednictvím svého myšlení dosahovat svých cílů, Racionalita<sub>2</sub> vypovídá o tom, do jaké míry se jejich myšlení řídí principy normativních teorií myšlení. Tímto způsobem může být člověk velmi racionální ve smyslu Racionality<sub>1</sub>, ale zároveň vysoce iracionální ve smyslu Racionality<sub>2</sub>. To jinými slovy znamená, že člověk může být úspěšný při dosahování svých cílů, aniž by při tom musel dodržovat principy normativních teorií myšlení. Přestože tato teorie umožňuje, aby vedle sebe přirozeně koexistovaly každodenní a formální racionalita, už nijak nevysvětluje, jak je možné, že kognitivní procesy, které stojí v základu každodenní racionality, úspěšně fungují – nejsou to principy formální racionality a žádný jiný podobný druh principů umožňujících úspěšné dosahování cílů tato teorie nenabízí. Tzn. že ani tato teorie nadává nějakou konkrétní odpověď na otázku po příčině výše popsaného paradoxu spočívajícího v rozporu mezi každodenní a formální racionalitou.

Alternativu k výše uvedeným přístupům představuje tzv. racionální analýza (*rational analysis*) lidského myšlení a chování (např. Anderson, 1990, 1991). Ta vychází z předpokladu, že v základech každodenní racionality člověka stojí formální racionalita se svými principy optimálního usuzování a rozhodování, avšak zároveň předpokládá, že těmito principy se lidská mysl řídí vždy v kontextu různých vnitřních a vnějších omezení. To, co je racionální a co nikoli, tak není dáno apriori jednou a provždy, ale je výsledkem empirického zkoumání povahy dané úlohy a environmentálního kontextu jejího řešení. Tento předpoklad se podle Chattera a Oaksforda odráží rovněž v typické posloupnosti kroků při zkoumání souvislosti mezi formální racionalitou a pozorovaným chováním člověka:



1. Specifikace cílů kognitivního systému (odpovídá Marrově (1982) výpočetní (také znalostní, sémantické či pojmové) úrovni analýzy kognitivních systémů).
2. Specifikace formálního modelu prostředí, v rámci kterého se kognitivní systém snaží dosáhnout svých cílů.
3. Minimální předpoklady ohledně výpočetních omezení kognitivního systému.
4. Vyvození optimálního chování za předpokladu platnosti bodů 1–3 za využití principů racionálního myšlení tak, jak jsou zachyceny v rámci statistické teorie pravděpodobnosti, formální logiky nebo teorie rozhodování.<sup>1</sup>
5. Porovnání předpovědí teorie a pozorovaného chování zkoumaného kognitivního systému.
6. Opakování předchozích kroků, dokud není dosaženo souladu mezi teorií a pozorovaným chováním kognitivního systému.

Z výše uvedeného vyplývá, že z hlediska racionální analýzy je pozorovaný rozpor mezi formální a každodenní racionalitou dán především tím, že myšlení a chování člověka je poměřováno nesprávnými, empiricky nepodloženými normativními modely. Jak však již bylo uvedeno v předchozím oddíle k debatě mezi Melioristy a Panglosiány, tento přístup ke studiu lidského myšlení a chování je některými badateli problematizován kvůli jeho schopnosti „odvysvětlit“ v zásadě všechny potenciální odchylky od normativních teorií usuzování a rozhodování jako příklady ve skutečnosti racionálního myšlení v kontextu specifických cílů a různých vnitřních nebo vnějších omezení studovaného kognitivního systému. Přes tuto kritiku byla za posledních patnáct dvacet let v rámci racionální analýzy kognitivních procesů vytvořena řada výpočetních modelů z oblasti paměti (Shiffrin & Steyvers, 1997), asociativního učení (Griffiths, Steyvers, & Tenenbaum, 2007), symbolického usuzování (Oaksford & Chater, 1994), kauzálního usuzování (Anderson, 1990; Griffiths & Tenenbaum, 2005; Steyvers et al., 2003) a pravděpodobnostního usuzování (Griffiths & Tenenbaum, 2006; Krynski & Tenenbaum, 2007), které všechny demonstrovaly, jak pozoruhodně dobře může být lidská mysl adaptovaná na své prostředí. Klíčovou roli v tomto druhu výzkumů sehrálo rovněž bayesovské modelování kognitivních funkcí, které je předmětem následujícího oddílu.

---

<sup>1</sup> Tento předpoklad racionality lidského chování má svou analogii ve filozofii jazyka – podle některých filozofů jako je např. Donald Davidson (1984) či Willard Van Orman Quine (1960) se totiž lidé vždy snaží interpretovat jazykové chování druhých osob tak, aby dávalo nějaký dobrý smysl, tj. mají tendenci apriorně předpokládat, že autoři řečových aktů jsou rozumné bytosti, které se jim snaží v daném kontextu něco smysluplného sdělit.

### 1.3 Bayesovská kognitivní věda

V rámci informačně-procesního paradigmatu se v průběhu několika posledních desetiletí objevilo několik různých výpočetních formalismů používaných k modelování mentálních reprezentací a na nich operujících mentálních procesů. Zatímco v 70. letech 20. století to byly především produkční systémy, v 80. a 90. letech 20. století byly velmi populární konekcionistické (umělé neuronové) sítě, které se výrazně inspirovaly výpočetní architekturou biologického mozku. Přestože tyto přístupy k modelování jsou stále živé a významně přispívají k našemu porozumění kognitivním procesům, od 90. let 20. století se začaly čím dál tím více prosazovat pravděpodobnostní modely založené na bayesovském pravděpodobnostním usuzování. Jejich narůstající popularita byla dána řadou jejich předností, především však jejich schopností reprezentovat a manipulovat informacemi zatíženými neurčitostí, která je inherentní řadě kognitivních úloh, potom jejich značnou flexibilitou ve vztahu k předpokládaným mentálním reprezentacím (od jednoduchých vah spojů v umělé neuronové síti až po komplexní strukturované symbolické reprezentace jako jsou kauzální grafy, logická pravidla, frázové gramatiky, teorie nebo dokonce celé počítačové programy) a také možností zpracovávat tyto reprezentace v souladu s normativními principy bayesovského usuzování. To v kombinaci s nárůstem výpočetní kapacity běžných počítačů a s pokrokem na poli počítačových algoritmů pro generování výběrů z komplexních rozdělání pravděpodobnosti umožnilo pravděpodobnostně modelovat širokou škálu kognitivních procesů, od zrakového vnímání (Yuille & Kersten, 2006) až po kauzální usuzování (Griffiths & Tenenbaum, 2005, 2007; Steyvers et al., 2003).

#### 1.3.1 Základy bayesovského usuzování

V základech bayesovské kognitivní vědy stojí velice jednoduchá rovnice – tzv. Bayesova věta (Bayes, 1763/1958). Ta vyplývá z jednoho ze základních principů teorie pravděpodobnosti, podle kterého se spojená (*joint*) pravděpodobnost toho, že dvě proměnné  $A$  a  $B$  nabudou nějakých konkrétních hodnot  $a$  a  $b$  ( $P(a, b)$ ), rovná výsledku vynásobení podmíněné pravděpodobnosti, že proměnná  $A$  nabude hodnoty  $a$  za předpokladu, že proměnná  $B$  nabude hodnoty  $b$  ( $P(a|b)$ ), a marginální pravděpodobnosti, že proměnná  $B$  nabude hodnoty  $b$  ( $P(b)$ ), tj.

$$P(a, b) = P(a|b) P(b). \quad (1)$$

Protože faktorizaci spojené pravděpodobnosti  $P(a, b)$  lze provést i opačně ( $P(a, b) = P(b|a) P(a)$ ), rovnici

$$P(a|b) P(b) = P(b|a) P(a) \quad (2)$$

je možné upravit do podoby

$$P(b|a) = \frac{P(a|b) P(b)}{P(a)}. \quad (3)$$

Tato rovnice odpovídá již výše zmiňované Bayesově větě, která nám umožňuje vypočítat podmíněnou pravděpodobnost jevu  $a$  za předpokladu jevu  $b$  na základě znalosti podmíněné pravděpodobnosti jevu  $b$  za předpokladu jevu  $a$ . Toto zjištění se může jevit jako triviální do té chvíle, než jevy  $a$  a  $b$  nahradíme jevy odpovídajícími pozorovaným datům ( $d$ ) a hypotézám o povaze procesu, který tato data vygeneroval ( $h$ ):

$$P(h|d) = \frac{P(d|h) P(h)}{P(d)}. \quad (4)$$

V takto upravené podobě Bayesova věta představuje mechanismus pro optimální aktualizaci našich přesvědčení o povaze procesů zodpovědných za vznik námi pozorovaných dat ve světle dostupných důkazů, čímž nabízí řešení ve filozofii vědy dobře známého problému s indukci<sup>1</sup>. Podle Bayesovy věty můžeme posteriorní pravděpodobnost námi zvažované hypotézy ve světle dostupných dat ( $P(h|d)$ ) vypočítat tak, že zkombinujeme apriorní pravděpodobnost této hypotézy ( $P(h)$ ), tj. pravděpodobnost pravdivosti této hypotézy, ještě před tím, než zohledníme nová data, s podmíněnou pravděpodobností, že budeme

---

<sup>1</sup> V rámci induktivního usuzování jdeme tzv. za pozorovaná data a posuzujeme, která z hypotéz o procesu, který tato data vygeneroval, je pravděpodobnější. Problém s indukci (nebo také problém s omezeností indukce) spočívá v tom, že pozorovaná data nikdy nepostačují k jednoznačné identifikaci procesu, který pozorovaná data vygeneroval. V této souvislosti viz často uváděný příklad s kdysi zastávanou teorií o tom, že všechny labutě jsou bílé (sebevětší množství pozorování bílých labutí nikdy nemůže potvrdit pravdivost této teorie, protože nemůžeme vyloučit možnost, že jednou někde narazíme na labuť s jinou barvou peří, což by tuto teorii spolehlivě vyvrátilo).

pozorovat daná data za předpokladu, že námi zvažovaná hypotéza je pravdivá ( $P(d|h)$ ), tj. s tzv. věrohodností (*likelihood*) naší hypotézy, která vyjadřuje to, jak dobře tato hypotéza předpovídá námi pozorovaná data. K výpočtu posteriorní pravděpodobnosti zvažované hypotézy je potřeba znát ještě hodnotu tzv. marginální pravděpodobnosti pozorovaných dat ( $P(d)$ ). Tu lze podle teorie pravděpodobnosti vypočítat prostřednictvím tzv. marginalizace, kdy se pravděpodobnostní rozdělení hodnot jedné proměnné vypočítá jejich součtem napříč hodnotami ostatních proměnných ze spojeného rozdělení pravděpodobnosti. Použitím marginalizace na výpočet  $P(d)$  tak získáme rovnici

$$P(h|d) = \frac{P(d|h) P(h)}{\sum_{h' \in H} P(d|h') P(h')}, \quad (5)$$

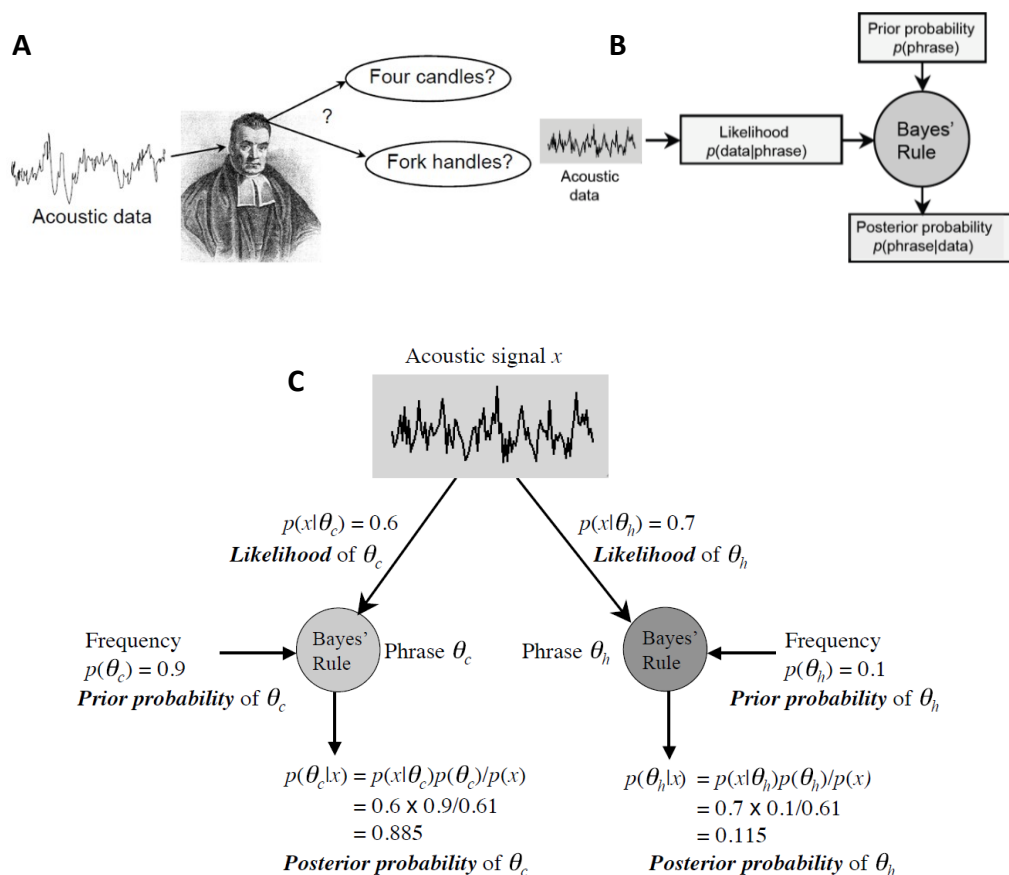
kde  $H$  je soubor všech zvažovaných hypotéz o procesu, který by mohl být zodpovědný za vygenerování pozorovaných dat. Každá z těchto hypotéz má přitom svou vlastní apriorní pravděpodobnost ( $P(h')$ ) a věrohodnost ( $P(d|h')$ ). Porovnáním kombinace těchto údajů u cílové hypotézy a u všech zvažovaných hypotéz lze potom vypočítat posteriorní pravděpodobnost cílové hypotézy ve světle pozorovaných dat. Díky sumě ve jmenovateli je přitom zaručeno, že součet posteriorních pravděpodobností všech zvažovaných hypotéz se rovná jedné.

Z takto upravené rovnice je dobře patrné, že základem bayesovského úsudku je kombinace dvou základních druhů informací – informace o tom, do jaké míry je hypotéza v souladu s dosavadním poznáním, a informace o tom, do jaké míry je hypotéza v souladu s aktuálně pozorovanými daty. Interakci mezi těmito dvěma druhy informací dobře ilustrují dva níže uvedené příklady. V tom prvním (Griffiths, Kemp, & Tenenbaum, 2008) si představme, že zvažujeme tři různé hypotézy vysvětlující, proč náš kamarád kašle (kašel zde odpovídá námi pozorovaným datům  $d$ ):  $h_1$  = nachlazení,  $h_2$  = rakovina plic a  $h_3$  = střešní chřipka. Z těchto tří hypotéz bude pro většinu lidí zřejmě intuitivně nejpřijatelnější hypotéza o nachlazení. Bayesova věta může nabídnout i na intuitivní rovině velice dobře přijatelné vysvětlení této preference. V případě rakoviny plic je sice vysoce pravděpodobné, že by náš kamarád kašlal, kdyby touto nemocí skutečně trpěl ( $P(d|h_2)$ ), avšak vzhledem k nízké prevalenci tohoto onemocnění je apriorní pravděpodobnost rakoviny plic velice nízká ( $P(h_2)$ ). Zkombinujeme-li tyto dvě informace, dospějeme k závěru, že není příliš pravděpodobné, že

by rakovina plic byla příčinou kamarádova kašle ( $P(h_2|d)$ ). V případě střevní chřipky je její apriorní pravděpodobnost ( $P(h_3)$ ) sice výrazně vyšší než v případě rakoviny plic, na druhou stranu zase není příliš pravděpodobné, že by náš kamarád kašlal, kdyby skutečně měl střevní chřipku ( $P(d|h_3)$ ). Kombinací těchto dvou informací opět dospějeme k závěru, že střevní chřipka není příliš pravděpodobnou příčinou kamarádova kašle ( $P(h_3|d)$ ). Pouze v případě nachlazení můžeme říci, že tato nemoc se u lidí vyskytuje poměrně často a také že velká část těch, co jsou nachlazení, kašlou. Vyšší apriorní pravděpodobnost nachlazení ( $P(h_1)$ ) v kombinaci s jeho vyšší věrohodností ( $P(h_1|d)$ ) nás tak vedou k závěru, že ve srovnání s rakovinou plic a střevní chřipkou je nachlazení nejpravděpodobnější příčinou kašle našeho kamaráda ( $P(h_1|d)$ ). Naše závěry by se samozřejmě změnily v situaci, kdybychom se dozvěděli, že kromě kašle náš kamarád je také dýchavičný, pociťuje bolest na hrudi a občas vykašlává krev. V takovém případě by se výrazně zvýšila věrohodnost hypotézy o rakovině plic ( $P(d|h_2)$ ), a tím pádem by se měl rovněž zvýšit náš posteriorní odhad pravděpodobnosti této hypotézy. Podobně by se náš odhad posteriorní pravděpodobnosti diagnózy rakoviny plic mohl zvýšit vlivem informace, že náš kamarád je poměrně těžký kuřák a že běžně vykouří 30 až 40 cigaret denně – taková informace by zřejmě významně zvýšila apriorní pravděpodobnost této v obecné populaci jinak relativně vzácné diagnózy. Obdobným způsobem by Bayesova věta reagovala na jakékoli další informace, které by mohly ovlivnit apriorní pravděpodobnost a věrohodnost zvažovaných hypotéz.

Druhý příklad (Stone, 2013) ilustrující fungování Bayesovy věty je inspirovaný jednak dobře známou skutečností, že percepční systém se při interpretaci sensorických dat musí často vyrovnávat s jejich nedostatečnou kvalitou a nejednoznačností (Gregory, 1997; Stone, 2012), a jednak vybranou scénkou z britského komediálního seriálu *The Two Ronnies* (videozáznam této scénky viz [https://www.youtube.com/watch?v=gi\\_6SaqVQSw](https://www.youtube.com/watch?v=gi_6SaqVQSw)). V této scénce jeden ze zákazníků v domácích potřebách a železářství chce po prodavači násadu na rýč (*fork handles*), ke svému překvapení mu však prodavač místo toho přinese čtyři svíčky (*four candles*). Je zřejmé, že důvodem nedorozumění bylo to, že obě dvojice slov (*fork handles* a *four candles*) se vyslovují velice podobně. Vzhledem k tomu, jak se celá scénka odehrála, se však nezdá, že by si prodavač byl této nejednoznačnosti vědom a že by váhal nebo přemýšlel, co po něm zákazník vlastně chce. Prodavač poměrně rychle sáhnul po

**Obrázek 1** Schéma A a B: Příklad aplikace Bayesovy věty na situaci, kdy je potřeba rozhodnout, jaký význam nese nejednoznačný akustický signál, který může téměř stejně dobře znamenat násadu na rýč (*fork handles*) jako čtyři svíčky (*four candles*). Schéma C: Kombinace informací o věrohodnosti a apriorní pravděpodobnosti obou zvažovaných hypotéz. Ze schématu je dobře patrné, že obě hypotézy sice srovnatelně dobře předpovídají vnímaný akustický signál (tzn., že mají podobnou míru věrohodnosti), avšak jedna z hypotéz je apriorně významně pravděpodobnější. Z tohoto důvodu má tato hypotéza také významně vyšší posteriorní pravděpodobnost. Více viz hlavní text. Schémata byla bez úpravy převzata ze Stoneova úvodu k Bayesově větě a bayesovské analýze dat (2013, s. 16–20).



krabici, vyndal z ní čtyři svíčky a předložil je na pult před zákazníka. Vysvětlení tohoto prodavačova sebejistého chování tváří v tvář nejednoznačnosti akustického signálu může nabídnout analýza jeho chování prizmatem Bayesovy věty – viz *Obrázek 1*. Podle Bayesovy věty prodavač při interpretaci akustického signálu kombinuje dva druhy informací – informaci o apriorní pravděpodobnosti zvažovaných hypotéz ( $P(\theta_c)$  a  $P(\theta_h)$ ) a informaci o jejich věrohodnosti ( $P(x|\theta_c)$  a  $P(x|\theta_h)$ ). Z hlediska věrohodnosti jsou obě hypotézy téměř rovnocenné ( $P(x|\theta_c) = 0,6$  a  $P(x|\theta_h) = 0,7$ ). Zásadní rozdíl mezi nimi však spočívá ve velikosti jejich apriorní pravděpodobnosti – ve světle předchozích prodavačových zkušeností se hypotéza o čtyřech svíčkách jeví jako apriorně mnohem pravděpodobnější než hypotéza o násadě na rýč ( $P(\theta_c) = 0,9$  a  $P(\theta_h) = 0,1$ ). Závěr, který z kombinace a porovnání těchto

informací vyplývá, je potom ten, že hypotéza o čtyřech svíčkách je posteriorně výrazně pravděpodobnější než hypotéza o násadě na rýč ( $P(\theta_c|x) = 0,885$  a  $P(\theta_h|x) = 0,115$ ), což odpovídá prodavačovu sebejistému chování navzdory neurčitosti akustického signálu.

Oba výše uvedené příklady implicitně ilustrují rovněž jednu ze základních operací v rámci bayesovského usuzování, kterou je porovnávání hypotéz (*hypothesis comparison*). V situaci, kdy člověk zvažuje pouze dvě hypotézy, relativní míra přijatelnosti hypotéz  $h_1$  a  $h_0$  po zohlednění nových dat může být vyjádřena prostřednictvím tzv. posteriorní šance (*posterior odds*)

$$\frac{P(h_1|d)}{P(h_0|d)} = \frac{P(d|h_1)P(h_1)}{P(d|h_0)P(h_0)}, \quad (6)$$

kteřá přímo vyplývá z Bayesovy věty. Z Rovnice (6) je zřejmé, že posteriorní šanci ovlivňují dva faktory. Jedním z nich je věrohodnostní poměr (*likelihood ratio*), nazývaný také Bayesův faktor (*Bayes factor*), který vyjadřuje poměr pravděpodobností, že pozorovaná data  $d$  byla vygenerována kauzálními mechanismy reprezentovanými dvěma zvažovanými hypotézami  $h_1$  a  $h_0$ . V případě, že je tento poměr větší než 1 (případně 0, pokud tento poměr vyjádříme v logaritmech - viz text níže), potom to znamená, že hypotéza  $h_1$  dokáže aktuálně pozorovaná data vysvětlit lépe než hypotéza  $h_0$ . V případě, že je tento poměr menší než 1 (resp. menší než 0), znamená to, že je to naopak hypotéza  $h_0$ , která dokáže pozorovaná data relativně lépe vysvětlit. Druhým faktorem, který má vliv na hodnotu posteriorní šance, je apriorní šance (*prior odds*), která vyjadřuje poměr apriorních pravděpodobností zvažovaných hypotéz  $h_1$  a  $h_0$ . V případě, že je tento poměr větší než 1 (resp. větší než 0), znamená to, že před zohledněním nových dat je za relativně přijatelnější vysvětlení považována hypotéza  $h_1$ . V případě, že je tento poměr menší než 1 (resp. menší než 0), znamená to, že je to naopak hypotéza  $h_0$ , která je apriorně považována za relativně přijatelnější vysvětlení. Zlogaritmizováním Rovnice (6) můžeme získat rovnici

$$\log \frac{P(h_1|d)}{P(h_0|d)} = \log \frac{P(d|h_1)}{P(d|h_0)} + \log \frac{P(h_1)}{P(h_0)}, \quad (7)$$

kteřá možná poněkud srozumitelněji vystihuje podstatu výše uvedeného díky tomu, že posteriorní šance je zde dána jednoduchou aditivní kombinací věrohodnostního poměru a apriorní šance.

Další důležitou operací v rámci bayesovského usuzování je odhad parametrů (*parameter estimation*). Zatímco v případě výše popsaného porovnávání hypotéz byl porovnáván pouze určitý konečný počet hypotéz (konkrétně dvě hypotézy), při odhadu parametrů často zvažujeme nekonečný počet hypotéz. Takto např. při odhadu pravděpodobnosti  $\theta$ , že při hodu mincí padne panna, můžeme zvažovat jakékoli reálné číslo mezi 0 do 1. I v takové situaci lze použít výše popsaný postup při porovnávání hypotéz – je pouze potřeba zvolit dostatečně velký počet diskretních hypotéz, který by umožňoval aproximovat spojitou povahu odhadovaného parametru. V této souvislosti se většinou hovoří o tzv. nespojitě aproximaci (*grid approximation*), jejíž konkrétní příklad (včetně počítačového kódu k jejímu provedení) lze nalézt v této dizertační práci v oddíle 2.2 *Koincidence jako bayesovské statistické usuzování*. Při odhadu spojitých parametrů se však k vyjádření našich apriorních a posteriorních přesvědčení o hypotézách místo pravděpodobnosti (značené velkým písmenem  $P$ ) obvykle používá hustota pravděpodobnosti (*probability density*, značená malým písmenem  $p$ ) a místo součtu napříč jednotlivými hypotézami se ve jmenovateli Bayesovy věty používá integrál<sup>1</sup>:

$$p(\theta|d) = \frac{P(d|\theta) p(\theta)}{\int_0^1 P(d|\theta) p(\theta) d\theta}. \quad (8)$$

Bayesovský odhad parametrů se v řadě ohledů odlišuje od klasického odhadu parametrů metodou maximální věrohodnosti (*maximum likelihood*), která odhadovanému parametru  $\theta$  přisuzuje hodnotu  $\hat{\theta}$ , která maximalizuje pravděpodobnost výskytu pozorovaných dat. Z hlediska modelování kognitivních funkcí jakožto druhu bayesovského usuzování spočívá zřejmě nejdůležitější rozdíl v tom, že bayesovský odhad parametrů zohledňuje apriorní pravděpodobnost jednotlivých hypotéz. V tomto ohledu bayesovský odhad parametrů lépe odráží tu skutečnost, že kognitivní systémy (včetně lidské mysli) většinou disponují značným

---

<sup>1</sup> Tyto integrály, zvláště pokud jsou vícerozměrné, jsou většinou numericky aproximovány pomocí výpočetních metod jako jsou např. MCMC (*Markov Chain Monte Carlo*) algoritmy pro vzorkování z pravděpodobnostního rozdělení.



množstvím relevantních apriorních znalostí. Ty jim potom umožňují v situacích, kdy disponují nedostatečným množstvím dat či daty nedostatečné kvality, činit mnohem jednoznačnější závěry, než jaké by mohly činit pouze na základě samotných dat. Pro ilustraci tohoto rozdílu lze uvést příklad se třemi hody mincí, při nichž padnou tři panny za sebou. Zatímco v případě metody maximální věrohodnosti by odhad parametru  $\theta$  měl hodnotu 1 ( $\hat{\theta} = \frac{N_P}{N_P + N_O}$ ), v případě bayesovského odhadu by se při našem silném apriorním očekávání, že drtivá většina mincí je tzv. poctivá (tj.  $\theta = 0,5$ ), odhadovaná hodnota parametru  $\theta$  příliš nelišila od našeho apriorního očekávání (tj. pohybovala by se někde poblíž hodnoty 0,5). Viz také výše uvedený příklad s interpretací nejednoznačného akustického signálu, který je schematicky znázorněn na *Obrázku 1*.

Výše popsané principy bayesovského usuzování nabízejí rovněž přirozené řešení problému s výběrem mezi modely, které se od sebe liší v míře své komplexity (*model selection*). Je všeobecně známo, že komplexnější modely s větším počtem parametrů mají větší počet stupňů volnosti (*degrees of freedom*), které lze využít k tomu, aby daný model lépe odpovídal pozorovaným datům. Jako příklad lze použít dva modely, z nichž jeden, ten méně komplexní, apriorně předpokládá, že pravděpodobnost  $\theta$ , s níž u dané mince padne panna, má hodnotu 0,5, a ten druhý, komplexnější, je založen na apriorním předpokladu, že pravděpodobnost  $\theta$ , s níž u dané mince padne panna, se může se stejnou pravděpodobností pohybovat kdekoli v intervalu hodnot od 0 do 1. Vzhledem k tomu, že téměř pro jakoukoli posloupnost pannen a orlů můžeme najít takovou hodnotu parametru  $\theta$ , která odpovídá pozorovaným datům lépe než hodnota  $\theta = 0,5$ , může se zdát, že komplexnější model má nad tím méně komplexním jen těžko překonatelnou výhodu. Komplexnější modely však mají také jednu zásadní nevýhodu spočívající v tom, že díky většímu počtu stupňů volnosti zachycují lépe nejen reálně existující trendy a pravidelnosti v datech, ale také náhodný šum, který je v datech vždy v určité míře přítomný. V této souvislosti se hovoří o problému tzv. *overfittingu*<sup>1</sup>, který je z mírně odlišného úhlu pohledu diskutován rovněž v úvodu ke druhé výzkumné studii o situačních aspektech vnímání koincidencí – viz oddíl 3.2.1 *Úvod*. Důsledkem takového *overfittingu* je potom to, že komplexnější modely ve srovnání s těmi méně

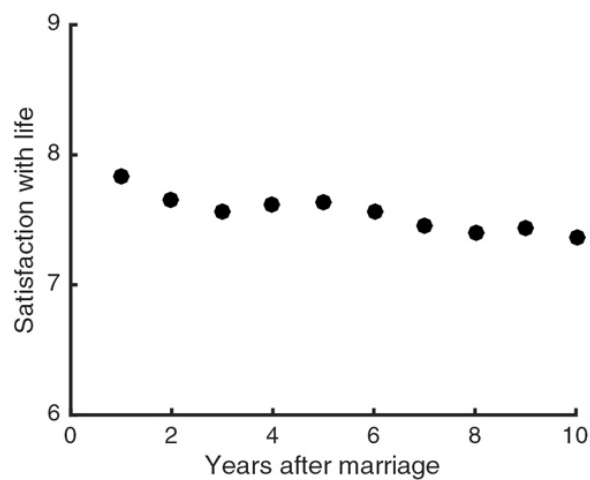
---

<sup>1</sup> Pro neexistenci českého překladu tohoto pojmu zde používám originální anglický termín *overfitting*, se kterým ale z hlediska skloňování zacházím jako s běžným českým substantivem mužského rodu (podle vzoru *hrad*).

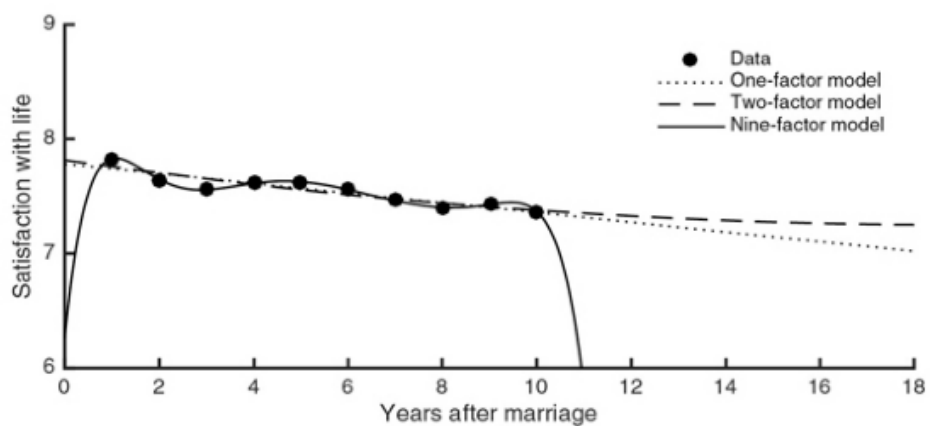
komplexními mohou sice lépe vysvětlit aktuálně pozorovaná data, ale zároveň mohou činit méně přesné předpovědi v případě nových a doposud nepozorovaných dat.

Christian a Griffiths (2016) pro ilustraci tohoto jevu uvádějí příklad s modelováním životní spokojenosti jako funkce délky trvání manželství (viz *Obrázek 2*) s cílem co možná nejpřesněji popsat trend v pozorovaných datech a zároveň předpovědět míru životní spokojenosti pro délky trvání manželství, kde se nepodařilo získat žádná data. Za tímto účelem můžeme použít

**Obrázek 2** Data použitá ke studiu míry životní spokojenosti v závislosti na délce trvání manželství. Data pocházejí ze skutečné výzkumné studie od Lucase et al. (2003). Graf byl bez úprav převzat z knihy *Algorithms to live by: The computer science of human decisions* od Briana Christiana a Toma Griffithse (2016, s. 152).



**Obrázek 3** Předpovědi míry životní spokojenosti na základě délky trvání manželství za využití tří různě komplexních polynomických modelů, které se od sebe liší počtem svých paramterů (faktorů). Více viz hlavní text. Graf byl bez úprav převzat z knihy *Algorithms to live by: The computer science of human decisions* od Briana Christiana a Toma Griffithse (2016, s. 152).



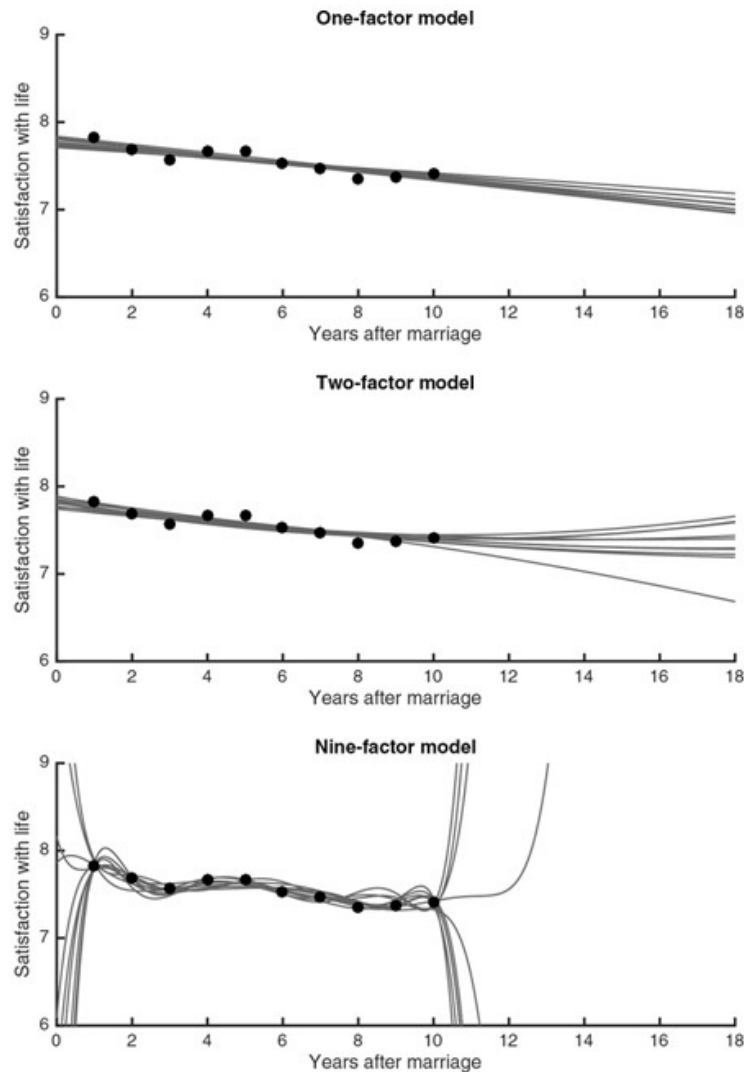
tři různě komplexní polynomičké modely, které se od sebe liší počtem parametrů (faktorů), které se zohledňují při předpovědi míry životní spokojenosti (viz *Obrázek 3*). Nejméně komplexní model zahrnuje pouze jeden parametr, o něco málo komplexnější model zahrnuje dva parametry a ten nejkompaktnější celkem devět parametrů. Jestliže  $x$  odpovídá délce trvání manželství a  $y$  míře životní spokojenosti, potom první model má podobu rovnice  $y = a + bx$ , druhý model odpovídá rovnici  $y = a + b_1x + b_2x^2$  a ten nejkompaktnější model zahrnuje devět různých koeficientů  $b_{1-9}$  pro hodnoty  $x-x^9$ . Z *Obrázku 3* je dobře patrné, že devítifaktorový model ze všech zvažovaných modelů nejlépe odpovídá pozorovaným datům, avšak zároveň že jeho předpovědi jsou naopak nejvíce problematické a nejméně v souladu s běžnou zkušeností s manželstvím a s obvyklým prožíváním životní spokojenosti (viz výrazný propad životní spokojenosti před prvním rokem manželství a po desátém roku manželství). Na rozdíl od jedno- a dvoufaktorového modelu devítifaktorový model díky své větší komplexitě a flexibilitě dokáže zachytit i ty nejjemnější trendy v pozorovaných datech, v důsledku toho však zachycuje v datech vedle reálně existujících trendů rovněž různé náhodné fluktuace, které jsou spojené pouze s daným konkrétním výběrovým souborem. Kvůli tomu potom mají jednotlivá řešení nabízená takovým modelem tendenci k vysoké míře nestability – zatímco v případě jedno- a dvoufaktorového modelu jsou nabízená řešení velmi podobná napříč různými výběrovými soubory, které z hlediska nasbíraných dat představují pouze variaci na stejné téma, v případě devítifaktorového modelu se jednotlivá řešení poměrně výrazně liší od jednoho výběrového souboru k druhému (viz *Obrázek 4*). Tento příklad tak názorně ilustruje, že méně je někdy více, resp. že optimální model by měl být vždy tak jednoduchý, jak jen to je možné (aby se vyhnul riziku *overfittingu*), ale ne jednodušší (aby stále ještě dokázal zachytit v datech přítomné trendy<sup>1</sup>). Tato zásada je přitom tím důležitější, čím méně dat máme k dispozici, čím méně jsou tato data reprezentativní a čím více jsou zatížena náhodným šumem či nepřesnostmi v měření, což je v řadě oblastí života stav spíše běžný než výjimečný. Komplementárně k tomu lze potom konstatovat, že komplexnější modely jsou obecně lepším řešením pouze v přesně opačném typu situací.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> V této souvislosti se naopak hovoří o riziku tzv. *underfittingu*, kdy model není dostatečně komplexní a flexibilní na to, aby dokázal zachytit v datech skryté pravidelnosti.

<sup>2</sup> Gerd Gigerenzer (2015) v podobném duchu při objasňování důvodů, proč rychlé a jednoduché heuristiky (*fast & frugal heuristics*) mohou být v reálném životě při predikci různých jevů úspěšnější než komplexní statistické modely, odkazuje ke konceptu tzv. dilematu mezi zkreslením a variancí (*bias-variance dilemma*). Dle tohoto statistického konceptu má celková chyba jakéhokoli predikčního modelu tři složky: 1) zkreslení (*bias*), 2) varianci (*variance*) a 3) náhodný šum (*noise*). Zatímco náhodný šum je něco, s čím je potřeba se prostě smířit

**Obrázek 4** Porovnání jednotlivých řešení nabízených jedno-, dvou- a devítifaktorového modelu napříč různými výzkumnými soubory osob (zde simulováno prostřednictvím přidání malého množství náhodného šumu do původních dat). Více viz hlavní text. Graf byl bez úprav převzat z knihy *Algorithms to live by: The computer science of human decisions* od Briana Christiana a Toma Griffithse (2016, s. 154).



(protože vždy budou existovat nějaké zdroje nesystematické, a tedy nepředpověditelné variance predikované proměnné), zkreslení a varianci je možné ovlivnit. Zkreslení odpovídá rozdílu mezi průměrnou předpovědí použitého predikčního modelu a skutečnou hodnotou predikované proměnné; variance je potom variabilita jednotlivých průměrných předpovědí, která je způsobena použitím různých výběrových souborů k odhadu parametrů predikčního modelu. Míru zkreslení lze snížit zvýšením komplexity predikčního modelu, tj. použitím většího množství parametrů, které poskytnou predikčnímu modelu dostatečnou míru flexibility pro zachycení vztahu mezi prediktory a predikovanou proměnnou. Na druhou stranu s odhadem těchto parametrů je spojená určitá chyba (výše zmiňovaná variance) a ta je tím větší, čím je k dispozici méně dat a čím více jsou tato data z různých důvodů zatížena neurčitostí. Tímto způsobem vzniklá chyba přitom může zcela převážit jinak pozitivní vliv většího počtu parametrů na míru zkreslení (a právě v tomto spočívá ono dilema mezi zkreslením a variancí). Konkrétně by se tak mělo dít právě v těch situacích, pro které je charakteristický nedostatek dat a vysoká míra neurčitosti. To podle Gigerenzera vysvětluje, proč v mnoha situacích mohou být rychlé a jednoduché heuristiky s jedním či několika málo parametry úspěšnější než výrazně komplexnější statistické modely. Ty naopak dokážou využít své výhody v podobě menšího zkreslení tehdy, když mají k dispozici v dostatečném množství a v dostatečné kvalitě data nutná k přesnému odhadu všech jejich parametrů.

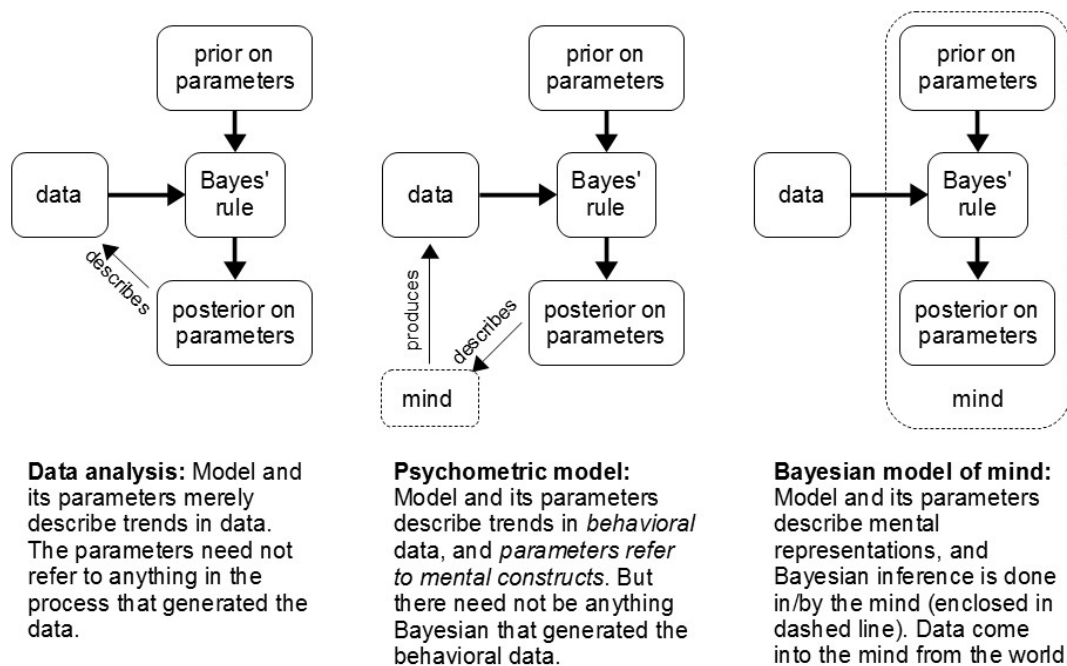
Na základě výše uvedeného se tak jeví jako žádoucí, aby při výběru modelu byly komplexnější modely určitým způsobem penalizovány za jejich zvýšené riziko overfittingu. Bayesovské usuzování právě takovýto penalizační mechanismus v sobě již implicitně obsahuje. Vrátime-li se k příkladu se dvěma různě komplexními modely chování mince, z nichž jeden apriorně předpokládá, že pravděpodobnost  $\theta$ , s níž u dané mince padne panna, má hodnotu 0,5 (*model<sub>0</sub>*), a druhý, komplexnější, vychází z apriorního předpokladu, že tato pravděpodobnost se může se stejnou pravděpodobností pohybovat kdekoli v intervalu hodnot od 0 do 1 (*model<sub>1</sub>*), potom k porovnání predikční úspěšnosti obou modelů potřebujeme znát marginální pravděpodobnost dat  $d$ :

$$P(d|model_i) = \int_0^1 P(d|\theta, model_i) p(\theta|model_i) d\theta . \quad (9)$$

To ovšem potom znamená, že *model<sub>1</sub>* má díky své větší flexibilitě nejen větší šanci přesněji předpovědět pozorovaná data než *model<sub>0</sub>*, ale zároveň větší šanci tato data předpovědět naopak méně přesně. Např. pokud by nám při 100 hodech mincí padlo 57 pannen, potom v rámci intervalu hodnot  $\theta$  předpokládaných *model<sub>1</sub>* ( $\theta \in \langle 0, 1 \rangle$ ) snadno najdeme takové hodnoty parametru  $\theta$  (např.  $\theta = 0,57$ ), které tomuto modelu umožní lépe předpovědět pozorovaná data, než jak to dokáže méně flexibilní *model<sub>0</sub>*, který předpokládá, že  $\theta = 0,5$ . Stejně snadno však v tomto intervalu můžeme nalézt rovněž takové hodnoty  $\theta$ , které pozorovaná data předpovídají mnohem hůře než *model<sub>0</sub>* předpokládaná hodnota  $\theta = 0,5$  (např.  $\theta = 0$ ). Jedině zprůměrováním míry úspěšnosti předpovědí *model<sub>1</sub>* nad všemi možnými hodnotami parametru  $\theta$  lze tak zjistit, zda zvýšená flexibilita tohoto modelu vede k dostatečně velkému zpřesnění jeho průměrných předpovědí, aby to ospravedlnilo jeho výběr v pomyslné soutěži s jednodušším modelem. Tímto způsobem v sobě bayesovské usuzování implicitně obsahuje důležitý princip úsporného myšlení, nazývaný některými autory “bayesovská Occamova břitva” (např. Jeffreys & Berger, 1992; Mackay, 2003). Konkrétní příklad výběru modelu (včetně počítačového kódu k jeho provedení) lze nalézt v této dizertační práci opět v oddíle 2.2 *Koincidence jako bayesovské statistické usuzování*.

V tomto oddíle stručně popsané bayesovské usuzování se může v rámci kognitivní vědy uplatnit třemi různými způsoby, které jsou dány povahou zvažovaných hypotéz (Kruskha, 2011a; Lee, in press). Tyto způsoby jsou názorně zachyceny na *Obrázku 5* a podrobněji popsány ve třech následujících oddílech.

**Obrázek 5** Schéma zachycující tři základní způsoby využití Baysovy věty v rámci (nejen) bayesovské kognitivní vědy. V případě analýzy dat (*Data analysis*) použitý model a jeho parametry pouze popisují trendy a zákonitosti v behaviorálních datech, samoté parametry v modelu však nemusí odkazovat k ničemu z procesu, který data vygeneroval. V případě psychometrického modelu (*Psychometric model*) použitý model a jeho parametry popisují trendy a zákonitosti v behaviorálních datech a parametry přitom odkazují k mentálním konstruktům, které stojí za procesem, který data vygeneroval. V případě bayesovského modelu mysli (*Bayesian model of mind*) použitý model a jeho parametry popisují mentální reprezentace nacházející se v mysli a v mysli také probíhá samotné bayesovské usuzování. Více viz hlavní text. Schéma bylo bez úprav převzato z blogového příspěvku Johna K. Kruschkeho (2011). Vysvětlivky: *Bayes' rule* = Bayesova věta; *data* = pozorovaná data; *prior on parameters* = apriorní distribuce hodnot parametrů daného modelu; *posterior on parameters* = posteriorní distribuce hodnot parametrů daného modelu; *describes* = popisuje; *produces* = vytváří; *mind* = mysl.



### 1.3.2 Bayesovská analýza dat

Jednou z oblastí kognitivní vědy, kde bayesovské usuzování nachází své uplatnění, je běžná analýza behaviorálních dat. Zde se bayesovské usuzování využívá k odhadu hodnot parametrů různých generických statistických modelů (jako jsou např. zobecněné lineární modely (*generalized linear models*)), resp. k testování hypotéz ohledně hodnot jednotlivých parametrů. Parametry těchto modelů většinou neodkazují k ničemu z procesu, který je

zodpovědný za vznik pozorovaných behaviorálních dat, ale pouze popisují určité trendy a zákonitosti v těchto datech. V této souvislosti se většinou hovoří o tzv. bayesovské statistice (*Bayesian statistics*), která představuje alternativní pojetí statistiky ke klasické statistice založené na testování nulových hypotéz (*Null Hypothesis Significance Testing, NHST*). Bayesovská statistika má mít podle mínění mnoha odborníků řadu výhod a předností oproti klasické statistice jak v případě odhadu parametrů (*parameter estimation*), tak i v případě testování hypotéz (*hypothesis testing*) (např. Berger & Mortera, 1999; Dienes, 2011, 2014; Edwards, Lindman, & Savage, 1963; Kruschke, 2010, 2011b, 2013; Kruschke, Aguinis, Joo, 2012; Kruschke & Liddell, 2016; Morey et al., 2015; Morey & Rouder, 2011; Rouder, 2014; Wagenmakers, 2007; Wagenmakers et al., 2016). Bayesovská statistika podle nich na rozdíl od NHST představuje racionální, logicky vnitřně konzistentní a intuitivně snáze uchopitelný systém statistického usuzování, který...

- se spoléhá pouze na pozorovaná data;
- nepoužívá *p*-hodnoty nebo intervaly spolehlivosti, které jsou založeny na hypotetických nepozorovaných datech, která by mohla být pozorována za předpokladu existence určitých konkrétních záměrů týkajících se velikosti výzkumného souboru a/nebo počtu zamýšlených testů;
- není závislý na záměrech výzkumníka (např. ohledně kritéria, na základě kterého se ukončuje sběr dat, nebo ohledně počtu plánovaných srovnání);
- veškerou neurčitost reprezentuje prostřednictvím pravděpodobnosti;
- umožňuje činit bohatší a informativnější závěry (např. poskytuje úplnou informaci o posteriorní pravděpodobnostní distribuci parametrů použitého statistického modelu, umožňuje vyjádřit sílu důkazu ve prospěch zvažovaných hypotéz na spojitě škále, odlišit absenci důkazu (*absence of evidence*) od důkazu absence efektu (*evidence of absence*) a také dovoluje přijmout nulovou hypotézu);
- dovoluje průběžně monitorovat data a sbírat je do té doby, než je možné formulovat nějaký závěr (*optional stopping*), a
- je velice flexibilní pokud se jedná o změny různých předpokladů, na kterých jsou postaveny tradičně používané statistické modely (někteří v tomto ohledu přirovnávají bayesovskou statistiku ke stavebnici LEGO, s jejíž pomocí si výzkumník může sestavit svůj vlastní statistický model vyhovující specifikům jeho výzkumné

situace a nemusí se nechat omezovat limity již existujících statistických modelů implementovaných v různých statistických programech jako je SPSS nebo STATISTICA).

Vzhledem k těmto svým žádoucím vlastnostem se dnes i v rámci psychologických věd bayesovská statistika čím dál tím více prosazuje na úkor klasické statistiky jako nástroj první volby při analýze dat – viz např. požadavek ediční rady časopisu *Basic and Applied Social Psychology*, aby případní zájemci o publikování v tomto časopise přestali ve svých článcích používat statistiku založenou na testování nulových hypotéz, včetně tradičních konfidenčních intervalů (Trafimow & Marks, 2015)<sup>1</sup>. Tento způsob využití bayesovského usuzování je relevantní i pro mou dizertační práci, kde k odhadu parametrů použitých statistických modelů nebo k testování hypotéz primárně využívám principů bayesovského usuzování.

### 1.3.3 Kognitivní (psychometrické) modely

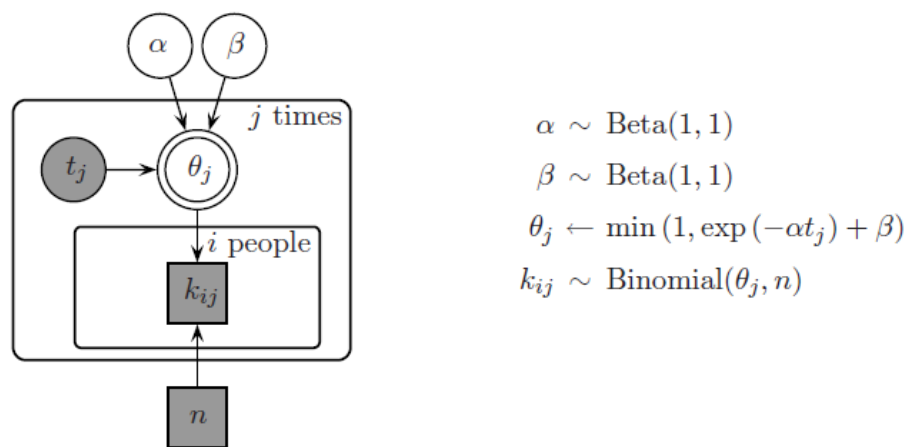
Další oblastí, kde se bayesovské usuzování uplatňuje, je odhad parametrů a testování hypotéz v rámci formalizovaných matematických modelů různých teorií o fungování jednotlivých kognitivních procesů. Např. Lee a Wagenmakers (2013) takto ve své knize *Bayesian cognitive modeling: A practical course* popisují bayesovský přístup k odhadu parametrů řady modelů kognitivních procesů, jako je např. model exponenciálního poklesu paměťové retence (*exponential decay model of memory retention*), teorie detekce signálu (*signal detection theory*), psychofyzické funkce (*psychophysical functions*), multinomický procesní strom (*multinomial processing tree*), SIMPLE model paměti (*Scale-Invariant Memory, Perception, and Learning model*), BART model podstupování rizika (*Balloon Analogue Risk Task model*), GCM model kategorizace (*Generalized Context Model*) nebo TTB model rozhodování (*Take-The-Best model*). Na rozdíl od generických statistických modelů parametry těchto modelů odkazují k mentálním konstruktům, které stojí za procesem, který pozorovaná behaviorální data vygeneroval. Pro ilustraci je takto na *Obrázku 6* zachycen grafický model bayesovského modelu exponenciálního poklesu paměťové retence, který

---

<sup>1</sup> V příslušném editoriale je bayesovská statistika zmiňována pouze jako povolený, ale nikoli vyžadovaný způsob, jak analyzovat a popisovat výsledky realizovaných výzkumů. Větší důraz je zde kladen na uvádění podrobné popisné statistiky včetně pozorované síly efektů a na dostatečnou velikost výzkumných souborů, která by měla zajistit, že popisná statistika bude dostatečně stabilní a výběrová chyba nebude představovat závažnější problém.



**Obrázek 6** Grafický model bayesovského modelu exponenciálního poklesu paměťové retence. Uzly v grafickém modelu reprezentují jednotlivé proměnné a šipky znázorňují strukturu vztahů (závislostí) mezi těmito proměnnými. Pomocí čtvercových a kulatých uzlů jsou odlišeny diskrétní a spojité proměnné, pomocí bílých a šedých uzlů jsou odlišeny nepozorované a pozorované proměnné a pomocí jednoduché a dvojitě hraniční čáry uzlů jsou odlišeny stochastické a deterministické proměnné. Tučnou čarou vyznačená plocha znamená opakování pro každý subjekt  $i$ , resp. pro každý časový interval  $j$ . Napravo od grafu jsou potom uvedeny definice jednotlivých proměnných a jejich apriorní pravděpodobnosti. Tento konkrétní model nepřilíží realisticky předpokládá, že všechny subjekty  $i$  mají stejnou retenční křivku, tj. že existuje pouze jedna pravdivá hodnota parametrů  $\alpha$  a  $\beta$ . Tyto dva parametry společně s různými délkami časových intervalů  $t_j$  definují pravděpodobnost  $\theta_j$ , s níž si všechny subjekty v daném časovém intervalu  $j$  zapamatují prezentovaný podnětový materiál. Počet položek  $k_{ij}$ , které si subjekty  $i$  dokážou úspěšně vybavit po uplynutí daného časového intervalu  $j$ , je zde potom modelován prostřednictvím binomického rozdělení. Graf byl bez úprav převzat z knihy *Bayesian cognitive modeling: A practical course* (Lee & Wagenmakers, 2013, s. 146).



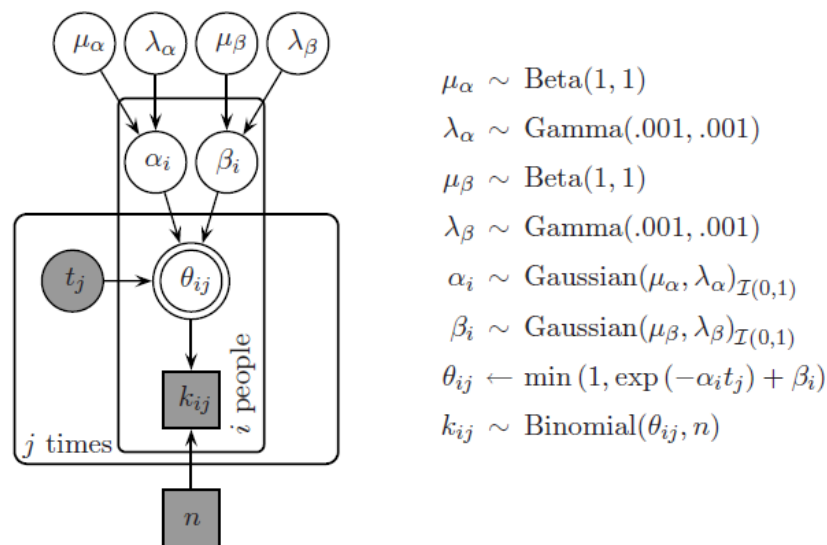
modeluje pravděpodobnost udržení prezentovaného podnětového materiálu v paměti po uplynutí času  $t$  prostřednictvím rovnice

$$\theta_t = \exp(-\alpha t) + \beta, \quad (10)$$

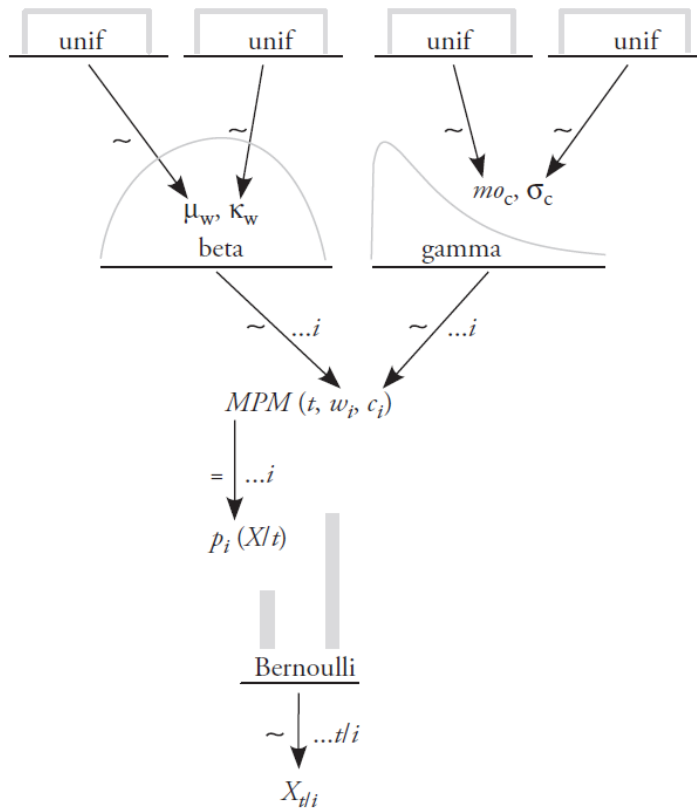
přičemž platí, že  $0 < \theta_t < 1$ . Oba parametry tohoto modelu mají svůj bezprostřední psychologický význam – parametr  $\alpha$  odpovídá míře či rychlosti rozpadu paměťových stop a parametr  $\beta$  odpovídá základní míře zapamatování prezentovaného podnětového materiálu i po uplynutí velice dlouhé doby.

Bayesovský přístup k modelování kognitivních funkcí s sebou nese obdobné výhody jako bayesovská analýza dat pomocí generických statistických modelů (viz předchozí oddíl 1.3.2 *Bayesovská analýza dat*). V tomto specifickém kontextu je však obzvláště výhodná značná volnost a flexibilita, kterou má výzkumník při sestavování jednotlivých modelů dle potřeb

**Obrázek 7** Grafický model hierarchického bayesovského pravděpodobnostního modelu exponenciálního poklesu paměťové retence. Uzly v grafickém modelu reprezentují jednotlivé proměnné a šipky znázorňují strukturu vztahů (závislostí) mezi těmito proměnnými. Pomocí čtvercových a kulatých uzlů jsou odlišeny diskrétní a spojité proměnné, pomocí bílých a šedých uzlů jsou odlišeny nepozorované a pozorované proměnné a pomocí jednoduché a dvojité hraniční čáry uzlů jsou odlišeny stochastické a deterministické proměnné. Tučnou čarou vyznačená plocha znamená opakování pro každý subjekt  $i$ , resp. pro každý časový interval  $j$ . Napravo od grafu jsou potom uvedeny definice jednotlivých proměnných a jejich apriorní pravděpodobnosti. Na rozdíl od předchozího modelu (viz *Obrázek 6*) tento konkrétní model předpokládá, že subjekty  $i$  se mohou lišit ve tvaru své retenční křivky, tzn., že každý ze subjektů  $i$  může mít pro daný časový interval svou vlastní hodnotu parametrů  $\alpha_i$  a  $\beta_i$ , zároveň však tento model předpokládá, že všechny subjekty  $i$  pocházejí z téže populace, což je v modelu zachyceno prostřednictvím toho, že jednotlivé parametry  $\alpha_i$  a  $\beta_i$  pocházejí z jim společného nadřazeného normálního rozdělení s parametry  $\mu_\alpha$  a  $\lambda_\alpha$  resp.  $\mu_\beta$  a  $\lambda_\beta$ . Graf byl bez úprav převzat z knihy *Bayesian cognitive modeling: A practical course* (Lee & Wagenmakers, 2013, s. 153).



konkrétní teorie a výzkumné situace. Tato flexibilita bayesovského kognitivního modelování umožňuje např. velice snadno implementovat hierarchické modely, v rámci kterých jsou vybrané parametry modelovány jako proměnné pocházející z nějakého jim nadřazeného (*higher-level*) pravděpodobnostního rozdělení. Takto lze např. výše popsaný bayesovský model exponenciálního poklesu paměťové retence poměrně jednoduše upravit tak, aby zohledňoval interindividuální rozdíly v míře retence a aby tak činil strukturovaným způsobem, tj. aby předpokládal, že mezi lidmi v tomto ohledu existují nějaké rozdíly, ale také určitá podobnost – viz *Obrázek 7*. Tento konkrétní aspekt bayesovského kognitivního modelování je důležitý např. pro relativně mladý vědní obor tzv. kognitivní psychometrie (*cognitive psychometrics*), která využívá kognitivní modely zpracování informací jako psychometrické modely pro měření interindividuálních rozdílů při řešení různých druhů kognitivních úloh (Batchelder, 1998; Riefer et al., 2002; Vanpaemel, 2009). Kognitivní



**Obrázek 8** Bayesovský hierarchický model alokace pozornosti v rámci kategorizační úlohy, kde bylo úkolem žen (s různou mírou přítomnosti příznaků bulimie) přiřadit prezentované cílové fotografie žen s různou kombinací emočního rozpoložení (nešťastná–šťastná) a tělesné váhy (podváha–nadváha) ( $t$ ) buď do kategorie šťastných a hubených žen ( $X$ ), nebo do kategorie nešťastných žen s nadváhou ( $Y$ ) (tyto dvě kategorie byly reprezentovány prostřednictvím příslušné referenční (prototypické) fotografie). Pozorovaná data z klasifikační úlohy  $X_{tji}$  (kde  $X_{tji} = 1$  v situaci, kdy subjekt  $i$  kategorizuje cílovou fotografii  $t$  jako člena kategorie  $X$ , a  $X_{tji} = 0$  v ostatních případech) jsou modelována jako data pocházející z Bernoulliho rozdělení, jehož parametr úspěšnosti je modelován v souladu s Nosofskyho (1987) MPM teorií kategorizace. Podle ní je pravděpodobnost, že fotografie  $t$  bude kategorizována jako představitel kategorie  $X$ , dána poměrem

podobnosti mezi fotografií  $t$  a kategorií  $X$  a celkové podobnosti mezi fotografií  $t$  oběma zvažovanými kategoriemi dle rovnice  $p_i(X|t) = s_{tX} / (s_{tX} + s_{tY})$ . Míra podobnosti  $s_{tX}$  je přitom dána nelineárně klesající funkcí vzdálenosti mezi  $t$  a  $X$  v psychologickém prostoru dle rovnice  $s_{tX} = \exp(-c_i d_{tX})$ , kde volný parametr  $c_i$  odpovídá senzitivě či rozhodnosti subjektu, která se projevuje v tom, jak silně subjekt  $i$  převádí výhodu kategorie  $X$  z hlediska její podobnosti cílovému podnětu  $t$  ve výhodu kategorie  $X$  z hlediska pravděpodobnosti její volby (přičemž platí, že  $c_i > 0$ ). Psychologická vzdálenost mezi cílovým podnětem  $t$  a kategorií  $X$  je potom dána váženou vzdáleností mezi dvěma odpovídajícími body ve 2dimenzionálním psychologickém prostoru podle rovnice  $d_{tX} = [w_i |x_{tb} - x_{xb}|^2 + (1 - w_i) |x_{ta} - x_{xa}|^2]^{1/2}$ , kde  $x_{ta}$  a  $x_{xa}$  odpovídají pozici cílového, resp. prototypického podnětu v dimenzi emočního rozpoložení a  $x_{tb}$  a  $x_{xb}$  pozici cílového, resp. prototypického podnětu v dimenzi tělesné hmotnosti (tyto pozice jsou dány průměrným hodnocením jednotlivých podnětů ve dvou zvažovaných dimenzích nezávislou skupinou mladých žen);  $w_i$  představuje jediný volný parametr, který se může pohybovat v rozmezí hodnot od 0 do 1 a který odpovídá váze, resp. míře pozornosti, kterou subjekt  $i$  při kategorizaci fotografií věnuje dimenzi tělesné váhy (pozornost věnovaná dimenzi emočního rozpoložení potom odpovídá  $1 - w_i$ ) – tento parametr odráží předpoklad MPM teorie, že struktura psychologického prostoru je systematickým způsobem ovlivňována výběrovou pozorností subjektu  $i$ . Tento model pracuje s předpokladem, že oba volné parametry  $w_i$  a  $c_i$  se mohou lišit pouze napříč jednotlivými subjekty, nikoli napříč jednotlivými cílovými podněty. Dalším předpokladem je to, že jedinci z dané skupiny si jsou do určité míry podobní, což je v modelu zachyceno prostřednictvím toho, že volné parametry  $w_i$  a  $c_i$  pocházejí z nadřazeného beta, resp. gamma rozdělení se skupinovými parametry  $\mu_w$  a  $\kappa_w$ , resp.  $mo_c$  a  $\sigma_c$ . Tyto meta-parametry potom samy pocházejí z neinformativního uniformního apriorního rozdělení. Tento hierarchický model byl aplikován zvláště na data ze skupiny žen s příznaky a bez příznaků bulimie. Analýza dat pocházejících z výzkumu Vikena et al. (2002) provedená prostřednictvím tohoto modelu potvrdila, že ženy s příznaky bulimie ve srovnání se skupinou žen bez těchto příznaků v průměru přikládaly v klasifikační úloze větší váhu dimenzi tělesné váhy ( $\mu_w$ ); z hlediska parametru senzitivity ( $mo_c$ ) byly obě skupiny srovnatelné. Graf byl bez úprav převzat od autorů Krushkeho a Vanpaemela (2015, s. 293).

psychometrie potom nachází své uplatnění např. v rámci kvantitativní klinické kognitivní vědy, kde napomáhá hlubšímu pochopení podstaty různých duševních onemocnění z hlediska narušeného/odlišného způsobu zpracovávání informací. Kruschke a Vanpaemel (2015) takto např. ve svém přehledovém článku popisují využití bayesovského hierarchického modelu založeného na Nosofskyho MPM modelu kategorizace (*multiplicative prototype model*: Nosofsky, 1987) k zachycení rozdílů ve způsobu, jímž ženy ne/vykazující příznaky poruchy příjmu potravy (konkrétně bulimie) alokují svou pozornost mezi dvě různé – z hlediska studované duševní nemoci psychologicky relevantní – dimenze podnětového materiálu prezentovaného jim v jednoduché klasifikační úloze – více viz *Obrázek 8*. Tento způsob využití bayesovského usuzování je relevantní rovněž pro mou dizertační práci, kde používám principy bayesovského usuzování k odhadu parametrů kognitivního modelu při analýze odpovědí probandů v několika různých úlohách na vyhodnocování dostupných důkazů. Takto odhadnuté parametry potom využívám k určení interindividuálních rozdílů v psychologických charakteristikách majících vztah k hlavnímu předmětu této dizertační práce.

#### **1.3.4 Bayesovské modely mysli**

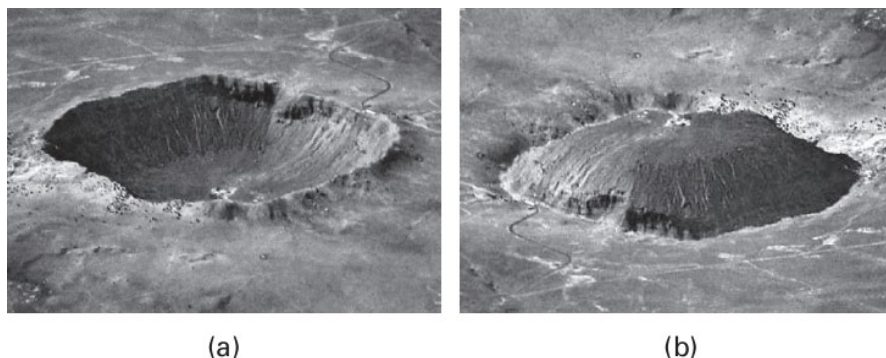
Lidská mysl se běžně potýká se situacemi, kdy musí činit induktivní úsudky, které jdou daleko za to, na co by jinak bylo možné bezpečně usuzovat pouze na základě samotných dat. K analýze takovýchto situací lze celkem přirozeně využít principů bayesovského usuzování. Např. v rámci zrakového vnímání se lidská mysl musí umět vypořádat s nejednoznačností sítnicového obrazu, za jehož vznikem může teoreticky stát velmi mnoho různých objektů s různou velikostí, tvarem a vzdáleností od pozorovatele – viz ilustrativní *Obrázek 9*. V rámci bayesovského usuzování to odpovídá situaci, kdy existuje větší množství různých hypotéz o distální příčině vzniku sítnicového obrazu se srovnatelnou věrohodností, tzn. že tyto různé hypotézy dokážou více či méně stejně úspěšně vysvětlit vznik daného sítnicového obrazu. Z hlediska bayesovského usuzování lze takovou situaci jednoduše vyřešit tím, že jednotlivé hypotézy budou percepčním systémem reprezentovány jako různě apriorně ne/pravděpodobné, např. na základě jeho předchozích zkušeností získaných v rámci jeho ontogenetického nebo fylogenetického vývoje. Klíč k řešení tohoto problému konkrétně spočívá v bayesovské kombinaci srovnatelných věrohodností jednotlivých percepčních hypotéz s jejich rozdílnými apriorními pravděpodobnostmi.

**Obrázek 9** Obrázek vlevo ilustruje nejednoznačnost sítnicového obrazu, za jehož vznikem může teoreticky stát velmi mnoho různých objektů s různou velikostí, tvarem a vzdáleností od pozorovatele. Percepční systém se musí umět s touto nejednoznačností vypořádat – více viz hlavní text. Jak to demonstruje sada obrázků vpravo, tento jev lze využít i umělecky. Umělec Shigeo Fukuda takto vytváří zdánlivě náhodné změní různých předmětů, které však při správném nasvícení, resp. při správném úhlu pohledu promítají na projekční plochu obrazy (stíny), které jsou jinak za obvyklých okolností spojeny s nám dobře známými objekty. Obrázek vlevo byl bez úprav převzat z publikace *Vision and brain: How we perceive the world* od Jamese V. Stonea (2012, s. 5). Obrázky vpravo byly vyhledány prostřednictvím vyhledávače Google (někdy v průběhu měsíce listopad roku 2016) po zadání jména umělce Shigea Fukudy. Vysvětlivky: *Distance from image* = vzdálenost od obrazu; *Shadow image* = stínový obraz.



Kombinací těchto dvou informací percepční systém získá informaci o posteriorních pravděpodobnostech zvažovaných percepčních hypotéz. Tyto jejich posteriorní pravděpodobnosti se přitom od sebe již budou lišit v dostatečné míře na to, aby z mnoha různých percepčních hypotéz percepční systém mohl vybrat tu nejpravděpodobnější. Obdobným způsobem by bylo možné vysvětlit vznik některých percepčních iluzí spojených s vnímáním konkávních/konvexních tvarů. To, zda je daný objekt vnímán jako konkávní/konvexní, se v rámci těchto percepčních iluzí může radikálně změnit s pouhým pootočením daného objektu o  $180^\circ$  – viz *Obrázek 10*. Přestože v obou situacích je přicházející sensorická informace totožná, tzn. že v obou situacích by věrohodnost konkávní a konvexní hypotézy měla být stejná, percepční systém dochází k diametrálně odlišným závěrům. Plauzibilním vysvětlením tohoto jevu je to, že percepční systém apriorně očekává, že objekty jsou standardně osvětleny shora. V takové situaci má potom na vnímání konkávnosti/konvexity tvaru objektu významný dopad to, z jakého směru je tento objekt

**Obrázek 10** Příklad percepční iluze spojené s vnímáním konkávních/konvexních tvarů. Zatímco v případě obrázku (a) má většina lidí tendenci interpretovat daný tvar jako konvexní (resp. jako kráter), v případě obrázku (b) má většina lidí tendenci daný tvar interpretovat jako konkávní (resp. jako horu). Plauzibilním vysvětlením tohoto fenoménu je to, že percepční systém apriorně předpokládá, že objekty jsou standardně osvětleny shora – více viz hlavní text. Obrázek byl bez úprav převzat z publikace *Vision and brain: How we perceive the world* od Jamese V. Stonea (2012, s. 7).

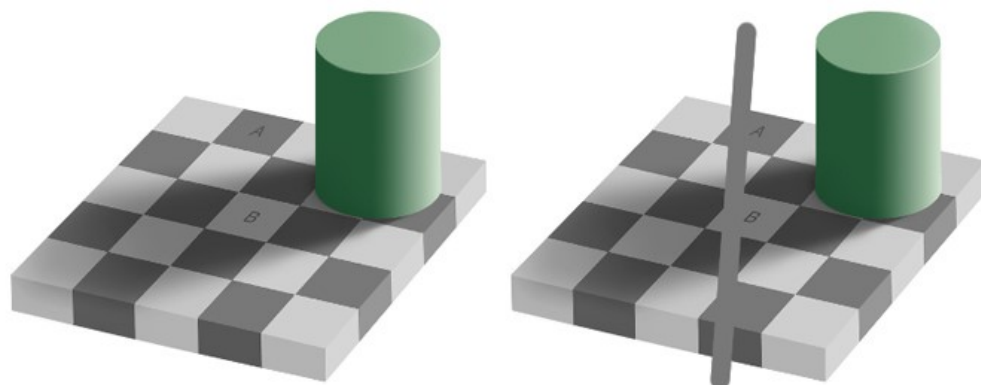


osvětlený, což je přesně to, co v rámci tohoto druhu percepčních iluzí můžeme pozorovat. Jiným ilustrativním příkladem z oblasti zrakového vnímání, kde se bayesovské usuzování nabízí jako přirozený rámec pro uchopení dané problémové situace, je fenomén stálosti vnímání barev (*color constancy*), kdy se percepční systém snaží určit, jaká je barva daného objektu bez ohledu na to, jaké je momentální osvětlení prostředí, ve kterém se tento objekt nachází – viz *Obrázek 11*. Jak uvádí Griffiths, Kemp a Tenenbaum (2008), vyřešení tohoto problému je analogické snaze vyřešit rovnici  $y = a * b$  pro proměnnou  $a$  za situace, kdy známe pouze hodnotu proměnné  $y$ . V takové situaci nelze deduktivně vyvodit, jaká je skutečná hodnota proměnné  $a$ . Můžeme pouze učinit nějaký rozumný odhad na základě znalosti toho, jaké hodnoty proměnných  $a$  a  $b$  jsou apriorně více či naopak méně pravděpodobné. Jak ukázali Brainard a Freeman (1997), tento problém lze při jeho bayesovské formalizaci poměrně úspěšně vyřešit za předpokladu, že máme k dispozici informaci o apriorním pravděpodobnostním rozdělení míry odrazivosti přirozených povrchů a vlnové délky osvětlení okolního prostředí.

Principy bayesovského usuzování je možné úspěšně aplikovat i na analýzu problémů, kterým čelí některé vyšší kognitivní procesy. Takto např. v rámci psycholingvistiky nás může zajímat, jak lidé dokážou v toku řeči tak rychle a s takovou přesností rozpoznat jednotlivá slova navzdory často velice nízké kvalitě akustického signálu, jak dokážou dekodovat lineární posloupnost jednotlivých slov a dospět ke správné hierarchické reprezentaci větné frázové struktury, nebo jak si malé děti dokážou tak rychle a na základě tak málo příkladů správně



**Obrázek 11** Percepční iluze způsobená stálostí vnímání barev, tj. tendencí vnímat barvu objektů jako relativně stabilní napříč různými světelnými podmínkami. V případě této konkrétní zrakové iluze (*checker shadow illusion*; Adelson, 2005) princip stálosti vnímání barev způsobuje, že čtverec A se zdá být tmavší než čtverec B (viz šachovnice velvo), přestože oba čtverce mají ve skutečnosti stejnou barvu (viz šachovnice vpravo).



osvojit referenční extenzi slov a na základě pozorování konečného a poměrně omezeného množství příkladů gramaticky správných a úplných vět úspěšně odvodit gramatická pravidla svého mateřského jazyka. Z hlediska baysovského usuzování řešení opět spočívá v kombinaci dostupných dat se znalostmi o tom, které jazykové struktury jsou více či naopak méně apriorně pravděpodobné. V případě rozpoznávání slov a syntaktické analýzy jazyka takto lidem pomáhají jejich znalosti různých aspektů jazyka (jeho slovníku, gramatiky a pragmatických pravidel jeho používání), které pravděpodobnostně ovlivňují to, jaká slova bude člověk v daném kontextu považovat za ta nejpravděpodobněji pronesená (viz také *Obrázek 1*), resp. jaké syntaktické stromy bude člověk zvažovat při syntaktické analýze dané posloupnosti slov. Dětem potom může usnadňovat osvojování jazyka abstraktnější druh znalostí (např. v podobě tzv. univerzální gramatiky (*universal grammar*; Chomsky, 1988), které mohou být zdrojem silných omezení v apriorních pravděpodobnostech různých druhů referenčních extenzí slov a možných druhů gramatických pravidel. Podobně v situaci osvojování si nových kategorií, kdy existuje teoreticky neomezený počet různých způsobů, jimiž by okolní svět mohl být kategorizován, se mohou uplatnit některá apriorní očekávání, která mohou některé způsoby kategorizace činit více a jiné naopak méně pravděpodobnými – viz např. sklon již 30měsíčních dětí předpokládat, že objekty patřící do stejné kategorie mají tendenci mít podobný tvar, přestože v jiných dimenzích jako např. barva nebo textura povrchu mohou vykazovat větší míru variability (tzv. *shape bias*; Heibeck & Markman, 1987; Smith et al., 2002). Analýzu prizmatem baysovského usuzování lze aplikovat rovněž v oblasti

sociální kognice, konkrétně na mentalizaci (*mentalization*; Wimmer & Perner, 1983), kdy se člověk na základě pozorování chování druhého člověka snaží odhadnout, jaké vnitřní duševní stavy – jeho přesvědčení a přání – se za tímto zjevným chováním pravděpodobně skrývají. Podobně jako v případě percepčního fenoménu stálosti vnímání barev i zde se člověk snaží vyřešit pomyslnou rovnici  $y = a * b$ , z níž zná pouze hodnotu proměnné  $y$ , tj. jemu bezprostředně dostupné chování druhého člověka. A stejně jako v případě zrakové percepce i nyní člověk může činit pouze nějaký rozumný odhad na základě znalosti toho, jaké hodnoty proměnných  $a$  a  $b$  jsou apriorně více či naopak méně pravděpodobné.

Vzhledem k tomu, že bayesovské usuzování představuje optimální způsob, jak činit úsudky o různých hypotézách v situacích, kdy nemáme k dispozici data v dostatečném množství a/nebo kvalitě, nabízí se celkem přirozeně otázka, zda je možné, aby problémy, které před nás staví naše prostředí, naše mysl řešila v souladu s principy bayesovského usuzování. Třetí způsob využití principů bayesovského usuzování v kognitivní vědě na tuto otázku odpovídá kladně, tzn. že předpokládá, že lidská mysl představuje druh bayesovského inferenčního zařízení, které se při řešení problémů spoléhá na postupy<sup>1</sup> spojené s bayesovským usuzováním. Ze všech tří zde prezetovaných způsobů využití principů bayesovského usuzování v kognitivní vědě je tento zřejmě nejkontroverznější (viz např. Jones & Love, 2011), přesto se v řadě oblastí studia kognitivních funkcí bayesovská metafora lidské mysli ukázala jako (pří)nosná, počínaje zrakovým vnímáním (Yuille & Kersten, 2006), motorickým

---

<sup>1</sup> Jacobs a Krushke (2010) popisují tři klíčové informačně-procesní operace, které mají být společné jak bayesovským modelům, tak i lidskému myšlení. První z nich je usuzování (*inference*), kdy se hodnoty pozorovaných proměnných využívají k aktualizaci přesvědčení o hodnotách jiných, nepozorovaných proměnných, které jsou s těmi pozorovanými určitým (např. kauzálním) způsobem propojeny. Takto se např. zdá, že sluchová kůra se na příslušných místech anticipačně aktivuje i v nepřítomnosti sluchových podnětů pouze na základě zrakového vnímání pohybů ve tváři druhého člověka, které jsou spojeny s jeho řečovým projevem (Calvert et al., 1997). Řada výzkumů také dokládá, že při posuzování vybraných atributů vnímaných objektů lidská mysl integruje informace v souladu s předpovědí optimálního bayesovského modelu, konkrétně lidská mysl při řešení dané percepční úlohy dává jednotlivým sensorickým informacím takovou váhu, která odpovídá míře jejich spolehlivosti (viz např. Ernst & Banks, 2002; Knill & Saunders, 2003; Alais & Burr, 2004; Battaglia, Jacobs, & Aslin, 2003; Ghahramani, Wolpert, & Jordan, 1997; Jacobs, 1999; Körding & Wolpert, 2004; Landy et al., 1995; Maloney and Landy, 1989; Young et al., 1993). Druhým typem bayesovské informačně-procesní operace je parametrické učení (*parameter learning*), kdy jsou pozorovaná data použita k výpočtu posteriorní pravděpodobnostní distribuce některého z parametrů. Takto např. v rámci klasického podmiňování mohou být jednotlivé případy, kdy se podmíněný podnět vyskytuje společně s nepodmíněným podnětem, použity k výpočtu posteriorní pravděpodobnostní distribuce váhy asociace mezi těmito dvěma podněty. Třetím typem bayesovské informačně-procesní operace je potom strukturální učení (*structure learning*), kdy jsou data použita k aktualizaci pravděpodobnostní distribuce nad různými druh struktur tvořených různými proměnnými a/nebo různými vztahy mezi těmito proměnnými. Takto např. mohou být data využita k výběru takového druhu reprezentace, která co možná nejefektivněji zachytí typ vztahů v dané problémové doméně (viz např. Kemp & Tenenbaum, 2008).



řízením (Körding & Wolpert, 2006) nebo sématnickou pamětí (Steyvers, Griffiths, & Dennis, 2006) a konče zpracováním a osvojováním jazyka (Chater & Manning, 2006; Xu & Tenenbaum, 2007), symbolickým (Oaksford & Chater, 2001) a kauzálním usuzováním (Steyvers et al., 2003; Griffiths & Tenenbaum, 2005, 2007) nebo sociální kognicí (Baker, Tenenbaum, & Saxe, 2007). O principech bayesovského usuzování se také hovoří v souvislosti s hledáním základního principu funkční architektury biologického mozku – viz např. teorie tzv. hierarchického prediktivního zpracovávání informací (*hierarchical predictive processing*; Clark, 2013, 2016; Hohwy, 2013) nebo tzv. princip volné energie (*free energy principle*; Friston, 2010).

Bayesovské modely mysli jsou obvykle formulovány na výpočetní úrovni analýzy kognitivních systémů (Marr, 1982), kde se specifikuje, jaké dílčí problémy je potřeba vyřešit k úspěšnému splnění dané kognitivní úlohy, jaký druh informací je k tomu zapotřebí a splnění jakých předpokladů je výhodné, nutné a/nebo postačující pro dosažení daných cílů (Anderson, 1990). Modelování i na této abstraktnější úrovni analýzy poskytuje kognitivním vědcům užitečné informace, které jim pomáhají vysvětlit chování pozorované při řešení dané kognitivní úlohy. Klíčovou roli v tomto hraje ta skutečnost, že Bayesova věta definuje optimální způsob, jak kombinovat informace založené na apriorních znalostech a informace založené na pozorovaných datech. Díky této skutečnosti bayesovské modely představují optimální způsob řešení dané kognitivní úlohy v situaci, kdy akceptujeme jako platné všechny ty předpoklady (ohledně cílů při řešení dané úlohy, povahy dostupných dat a apriorních znalostí), na kterých je daný model postaven. Chování v rámci jakékoli úlohy může být samozřejmě modelováno různým způsobem za využití odlišných předpokladů. Ať už však jsou tyto předpoklady jakékoli, v rámci bayesovské formalizace daného modelu se tento model bude vždy chovat optimálním způsobem. V souladu s principy racionální analýzy lidského myšlení a chování (viz oddíl 1.2 *Vztah mezi formální a každodenní racionality*) lze potom výkon takového modelu v dané kognitivní úloze porovnávat s výkonem lidských subjektů.

V případě, že je výkon bayesovského modelu a lidských subjektů v dané úloze stejný, podporuje to (ale nedokazuje) hypotézu, že lidská mysl při řešení dané úlohy využívá všechny relevantní informace, že je využívá optimálním způsobem a také že pracuje se stejnými předpoklady ohledně cílů a apriorních znalostí jako navržený bayesovský model. Takto např. Griffiths s Tenenbaumem (2006) ověřovali, zda je posudek člověka citlivý vůči statistickým

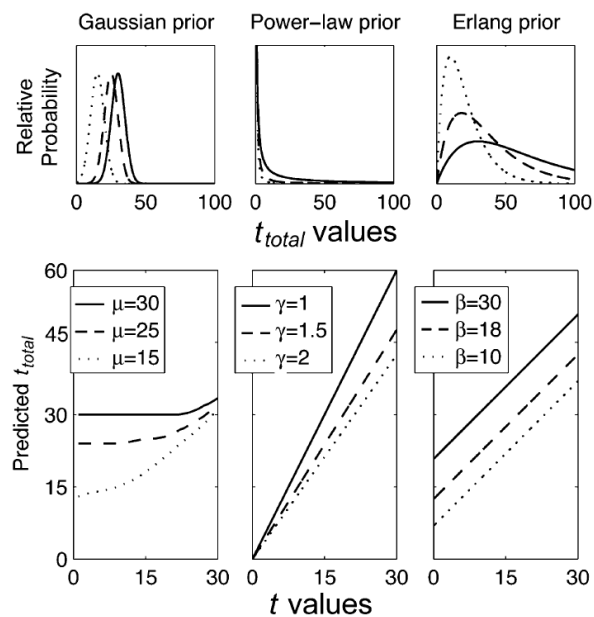
informacím o jeho přirozeném prostředí a zda člověk dokáže tyto informace využívat racionálním způsobem. Griffiths s Tenenbaumem prezentovali vysokoškolským studentům sérii úloh podle nich mnohem lépe odpovídajících typům úloh, které lidé běžně řeší v rámci svého každodenního života, než jsou běžně používané laboratorní úlohy. Ekologická validita těchto úloh je dána především dvěma jejich základními charakteristikami. Tou první je extenzivní zkušenost s danou problémovou doménou, kterou lze očekávat u většiny osob z daného sociokulturního prostředí, a tou druhou je minimální množství dostupných informací, na jejichž základě je potřeba učinit úsudek. Při tvorbě úloh se inspirovali úlohami z publikací k bayesovské statistice, kde tento typ úloh slouží k ilustraci výhod bayesovské analýzy dat, která vždy kombinuje diagnostickou informaci pozorovaných dat s apriorní znalostí o očekávané hodnotě odhadovaných parametrů (např. Jeffreys, 1961; Jaynes, 2003). Taková úloha může mít např. následující znění: *Kolik je v daném městě tramvají, jestliže jedna náhodně vybraná tramvaj má určité konkrétní pořadové číslo (za předpokladu, že jsou všechny tramvaje očíslovány vzestupně od 1 výše)?*<sup>1</sup> Přestože v této úloze máme k dispozici pouze jedinou informaci (pořadové číslo jedné tramvaje), je možné dospět k poměrně dobrému odhadu toho, kolik je celkově ve městě tramvají, na základě kombinace této jediné informace s naší apriorní znalostí toho, kolik tramvají by se v podobném městě mohlo teoreticky nacházet a s jakou pravděpodobností. Obecně platí, že při řešení podobných úloh, kdy se snažíme odhadnout horní limit nějaké numerické veličiny ( $t_{celkem}$ ) na základě jednoho vzorku z této veličiny ( $t$ ), bychom optimálně měli postupovat v souladu s Bayesovou větou:

$$p(t_{celkem}|t) \propto p(t|t_{celkem}) p(t_{celkem}), \quad (11)$$

podle které je pravděpodobnost přisouzená konkrétní hodnotě  $t_{celkem}$  dána kombinací dvou faktorů: věrohodnosti  $p(t|t_{celkem})$  a apriorní pravděpodobnosti  $p(t_{celkem})$ . Zatímco první faktor odpovídá pravděpodobnosti, že narazíme na  $t$  za předpokladu, že platí  $t_{celkem}$  (pro jednoduchost zde můžeme předpokládat, že tato pravděpodobnost je uniformní pro všechny možné hodnoty  $t$  mezi 0 a  $t_{celkem}$  ( $p(t|t_{celkem}) = 1/t_{celkem}$ ) a nulová pro všechny hodnoty mimo

<sup>1</sup> Tato úloha má svůj předobraz ve snaze spojenců během druhé světové války odhadnout počet tanků, které nacistické Německo dokázalo vyrobit. Čistě matematický přístup založený na bayesovské analýze sériových čísel zabavených německých tanků vedl k odhadu, že nacistické Německo dokáže každý měsíc vyrobit 246 tanků. Naproti tomu mnohem nákladnější a také nebezpečnější metoda založená na leteckém průzkumu vedla k odhadu okolo 1400 tanků vyrobených za měsíc. Po válce provedená analýza německých záznamů ukázala, že nacistické Německo během války dokázalo měsíčně vyrobit 245 tanků (Christian & Griffiths, 2016).

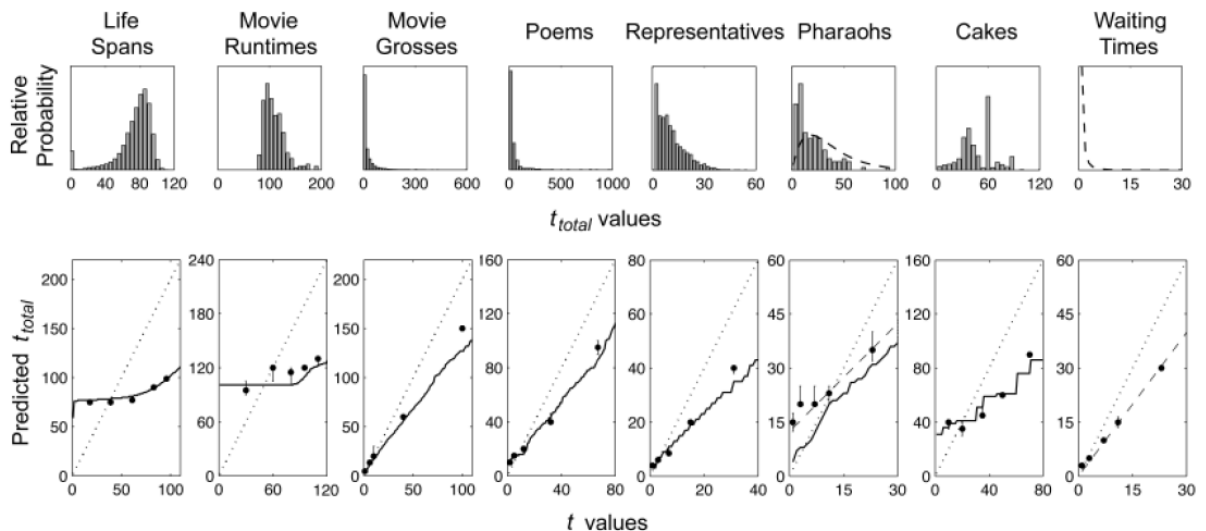
**Obrázek 12** Schéma zachycující vliv kvalitativně odlišných druhů apriorní informace na predikci. Jednotlivé sloupce reprezentují tři skupiny kvalitativně odlišných statistických modelů popisujících tři různé druhy jevů a událostí. První zleva odpovídá jevům a událostem, které lze popsat pomocí normálního rozdělení s jeho parametry průměru ( $\mu$ ) a směrodatné odchylky ( $\delta$ ); prostřední odpovídá jevům a událostem, které lze popsat pomocí mocninného rozdělení s jeho parametrem škály ( $\alpha$ ); a třetí sloupec zleva potom odpovídá jevům a událostem, které lze popsat pomocí Erlangova, resp. gama rozdělení s jeho parametry tvaru ( $k$ ) a míry ( $\lambda$ ). V horním řádku jsou zachyceny apriorní pravděpodobnosti s různě nastavenými parametry. Ve spodním řádku jsou potom znázorněny předpovědní funkce pro různé druhy apriorních pravděpodobností s různě nastavenými parametry a pro různé pozorované hodnoty  $t$ . Ze schématu je dobře patrné, jak se tvar předpovědních funkcí liší s odlišným typem apriorní pravděpodobnosti a s odlišně nastavenými parametry těchto apriorních pravděpodobností. Schéma bylo bez úprav převzato od Griffithse a Tenenbauma (2006, s. 768).



tento interval), druhý faktor odpovídá naší apriorní znalosti o distribuci dané kategorie jevů či událostí  $t_{celkem}$ . Kombinací těchto dvou faktorů získáme pravděpodobnostní distribuci  $p(t_{celkem}|t)$  nad všemi možnými hodnotami  $t_{celkem}$  pro pozorovanou hodnotu  $t$ . Vážený průměr, případně medián této pravděpodobnostní distribuce potom může sloužit jako měřítko optimální predikce pro danou předpovědní úlohu. Spočítáním této hodnoty pro všechny pozorované hodnoty  $t$  získáme předpovědní funkci, která specifikuje optimální předpověď hodnoty  $t_{celkem}$  pro každou pozorovanou hodnotu  $t$ . Z hlediska účelu provedeného experimentu je klíčová ta skutečnost, že tvar předpovědní funkce se zásadním způsobem liší podle tvaru apriorní pravděpodobnostní distribuce – viz *Obrázek 12*. Griffiths s Tenenbaumem této skutečnosti využili k experimentálnímu ověření toho, zda lidé ve svém úsudku zohledňují statistickou informaci o svém prostředí v souladu s předpovědí optimálního bayesovského modelu. Vybrali proto několik různých kategorií každodenních

jevů a událostí, které se navzájem liší ve své apriorní pravděpodobnostní distribuci (příjmy z prodeje a promítání filmů, délka básní, délka života, délka trvání filmů, délka politikovy kariéry, délka doby pečení dezertu, délka vlády faraónů), v rámci těchto kategorií nechali skupinu vysokoškoláků předpovídat hodnoty  $t_{celkem}$  pro různé hodnoty  $t$  (např. *Pojišťovny zaměstnávají pojistné matematiky, kteří předpovídají délku života – věk úmrtí – jejich potenciálních klientů na základě dostupných demografických informací. Kdybyste posuzoval/a žádost 18letého člověka o pojistku, jaký by byl Váš odhad věku, kterého se tento člověk dožije?*) a tyto jejich předpovědi potom porovnali s výstupy z optimálního bayesovského modelu popsáno výše. Výsledky tohoto srovnání jsou zachyceny na *Obrázku 13*. Z něj je dobře patrné, že předpovědi probandů se překvapivě dobře shodovaly s předpověďmi optimálního bayesovského modelu. Výjimku v tomto ohledu představovaly pouze předpovědi týkající se délky vlády faraónů. Na základě podoby předpovědní funkce však lze usuzovat na to, že i v tomto případě má apriorní informace, se kterou probandi ve svém úsudku pracovali, ten správný tvar a že důvodem chybných předpovědí je pouze nepřesná parametrizace Erlangova, resp. gama rozdělení, které se za touto apriorní informací skrývá (podle autorů pravděpodobně v důsledku toho, že na rozdíl od jiných studovaných jevů probandi neměli s vládou faraónů žádnou bezprostřednější zkušenost). Tuto interpretaci podporuje i míra shody mezi předpověďmi probandů a výstupem z bayesovského modelu, který pracuje nikoli s empirickou, ale se subjektivně odhadnutou apriorní informací o délce vlády faraónů, která vychází z přímého dotazu probandů na to, jak dlouho podle nich vládl typický faraón. Na základě těchto zjištění je podle autorů možné usuzovat na to, že probandi se při řešení této úlohy spoléhali na analogické myšlení – zvolili si tvar apriorní pravděpodobnosti podle nějakého jim osobně lépe známého jevu ze stejné obecné kategorie jevů (jako je např. délka vlády moderních monarchů) a tuto apriorní pravděpodobnost potom použili pro usuzování o něčem, s čím příliš velkou osobní zkušenost nemají. Při tom však podle všeho nezohlednili dostatečně tu skutečnost, že ve starověkém Egyptě byla průměrná doba dožití významně nižší než v současnosti nebo v relativně nedávné době, takže apriorní pravděpodobnost, se kterou nakonec ve své úsudku pracovali, byla chybně parametrizována. Celkově výsledky Griffithsova a Tenenbaumova experimentu mluví ve prospěch hypotézy, že lidé v rámci svého každodenního pravděpodobnostního usuzování dokážou zohledňovat statistickou informaci o svém prostředí, se kterým mají nějakou bezprostřední zkušenost, a navíc že tuto informaci také dokážou racionálně

**Obrázek 13** Schéma zachycující výsledky Griffithsova a Tenenbaumova experimentu porovnávajícího předpovědi lidských probandů s předpověďmi optimálního bayesovského modelu. V horním řádku jsou znázorněny různé empirické apriorní pravděpodobnosti pro různé druhy jevů a událostí. Ve spodním řádku jsou prostřednictvím tmavých bodů zachyceny předpovědi lidských probandů; nepřerušovaná čára reprezentuje výstup z optimálního bayesovského modelu vycházejícího z empirických apriorních pravděpodobností; čárkovaná čára představuje bayesovskou predikci délky vlády faraónů a délky čekání na přepojení na základě odhadnuté subjektivní apriorní pravděpodobnosti; tečkovaná čára potom odpovídá předpovědím bayesovského modelu, který předpokládá uniformní, tj. neinformativní apriorní pravděpodobnost. Schéma bylo bez úprav převzato od Griffithse a Tenenbauma (2006, s. 769)



využívat. To je v ostrém kontrastu s názory představitelů výzkumné tradice heuristik a zkreslení. Takto např. Kahneman s Tverským (1972, s. 450) v tomto duchu konstatují, že „se člověk při hodnocení důkazů zjevně nechová jako konzervativní bayesiáncem: vlastně není bayesiánцем vůbec“<sup>1</sup>. K podobnému závěru docházejí Slovic, Fischhoff a Lichtenstein (1976, s. 174): „Zdá se, že lidé postrádají ty správné programy pro řešení mnoha důležitých úloh vyžadujících posuzování. ... Dalo by se argumentovat tím, že jsme neměli příležitost k tomu, aby se nám vyvinul intelekt, který by byl schopný úspěšně se vypořádat s neurčitostí“<sup>2</sup>. A ke stejnému závěru se přiklání také Gould (1992, s. 469): „Tversky a Kahneman tvrdí, a já se domnívám, že správně, že naše mysli nebyly (ať už z jakéhokoli důvodu) zkonstruovány k tomu, aby se řídily zákony pravděpodobnosti“<sup>3</sup>.

<sup>1</sup> „In his evaluation of evidence, man is apparently not a conservative Bayesian: he is not Bayesian at all“

<sup>2</sup> „It appears that people lack the correct programs for many important judgmental tasks. . . . it may be argued that we have not had the opportunity to evolve an intellect capable of dealing conceptually with uncertainty“

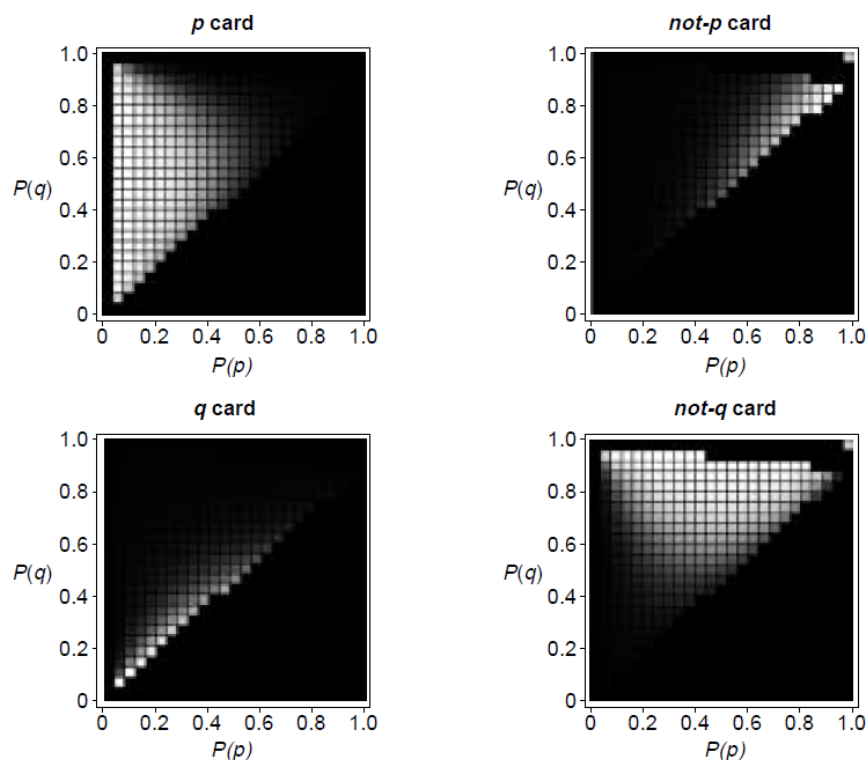
<sup>3</sup> „Tversky and Kahneman argue, correctly, I think, that our minds are not built (for whatever reason) to work by the rules of probability“

Druhým možným výsledkem při porovnávání výkonu bayesovského modelu a lidských subjektů v nějaké kognitivní úloze je to, že výkon bayesovského modelu bude lepší než výkon lidských subjektů. To může znamenat, že lidská mysl při řešení dané úlohy nevyužívá všechny relevantní informace, že je nevyužívá optimálním způsobem a/nebo že vychází z jiných předpokladů ohledně cílů a apriorních znalostí než navržený bayesovský model. Příčinou může být nějaký druh kognitivního či výpočetního omezení lidské mysli, např. omezená kapacita její pracovní paměti nebo její neschopnost provádět nějaké složitější výpočty. Na základě hypotézy o povaze takového omezení lze bayesovský model upravit tak, aby dané omezení určitým způsobem zohledňoval. Výkon takto upraveného modelu lze potom opět porovnat s výkonem lidských subjektů. V případě, že jejich výkon bude srovnatelný, bude to naznačovat, že lidská mysl při řešení dané úlohy vychází ze stejných předpokladů – nyní zahrnujících navíc určitý druh kognitivního či výpočetního omezení – jako upravený bayesovský model. Takto např. Oaksford s Chaterem (2003) demonstrovali, že když se změní definice povahy cíle při řešení Wasonovy deduktivně-logické úlohy s výběrem karet na co možná největší míru redukce nejistoty ohledně pravdivosti dvou zvažovaných hypotéz, potom se zdánlivě iracionální volba karet většiny lidských subjektů začne jevit jako racionální, protože právě taková volba vede k největšímu snížení celkové míry nejistoty – viz *Obrázek 14*. Obdobně Krynski s Tenenbaumem (2007) demonstrovali, že když při řešení úlohy, kde je úkolem určit pravděpodobnost, že pacient s pozitivním testem má skutečně danou nemoc<sup>1</sup>, probandi obdrží relevantní statistické informace způsobem, který je

---

<sup>1</sup> Jedná se o druh úlohy, která má demonstrovat necitlivost lidské mysli vůči apriorním informacím. Taková úloha může mít např. následující znění: „Pro ženu ve věku 40 let, která podstupuje rutinní mamografické vyšetření, je pravděpodobnost, že bude mít rakovinu prsu, 1%. Jestliže žena má rakovinu prsu, je 80% pravděpodobnost, že bude mít na mamografu pozitivní nález. Jestliže žena nemá rakovinu prsu, je 9,6% pravděpodobnost, že bude mít na mamografu rovněž pozitivní nález. Některá žena z této věkové skupiny měla v rámci rutinního mamografického vyšetření pozitivní nález. Jaká je podle Vás pravděpodobnost, že tato žena má skutečně rakovinu prsu?“ (Gigerenzer & Hoffrage, 1995, s. 692) Odpověď mnoha osob se pohybuje někde mezi 70 % a 90 % (Eddy, 1982; Gigerenzer & Hoffrage, 1995), zatímco správná odpověď, která by byla v souladu s Bayesovou větou, by měla být mnohem nižší a pohybovat se někde okolo 8 %. Pravděpodobnost, že má žena rakovinu prsu v situaci, kdy má pozitivní nález na mamografu ( $P(R|+)$ ), je zde dána kombinací tří druhů pravděpodobnostních informací – senzitivity mamografu ( $P(+|R)$ ), pravděpodobnosti falešně pozitivních nálezů ( $P(+|\neg R)$ ) a prevalence nemoci v referenční populaci ( $P(R)$ ) – dle standardního vzorce Bayesovy věty (viz *Rovnice (5)*). Podle tradičního vysvětlení člověk při řešení této úlohy v určitém smyslu podléhá efektu živosti (*saliency effect*) a ve svém posudku se soustředí především na bezprostředně dostupnou informaci o pozitivním nálezu mamografického vyšetření a nezohledňuje dostatečně širší kontext situace v podobě apriorní pravděpodobnosti výskytu nemoci (Tversky & Kahneman, 1974). V kombinaci s informací o 80% senzitivitě mamografu to vede k tomu, že velká část probandů odhaduje pravděpodobnost, že má žena rakovinu prsu, na 80 %. Někteří do svého odhadu zahrnují rovněž informaci o míře falešně pozitivních nálezů, avšak činí tak často nesprávným způsobem, většinou tak, že míru falešné positivity odečtou od senzitivity mamografu, takže výsledný odhad pravděpodobnosti se potom pohybuje někde okolo 70%. Jiní tyto dvě informace kombinují

**Obrázek 14** Ve Wasonově úloze s výběrem karet je úkolem vybrat takové karty, které by umožnily ověřit platnost určitého pravidla, např. „Jestliže je na jedné straně karty písmeno A ( $p$ ), potom je na druhé straně číslice 2 ( $q$ )“. Lidé přitom vidí čtyři různé karty, z nichž jedna má na sobě písmeno A ( $p$ ), druhá písmeno K ( $\neg p$ ), třetí číslici 2 ( $q$ ) a čtvrtá číslici 7 ( $\neg q$ ). Z těchto čtyř karet mají vybrat pouze ty, které jsou nutné k ověření daného pravidla. Z hlediska modelu získávání informací (Oaksford & Chater, 1994; *information-gain model*) lidé tyto karty vybírají (resp. obracejí) za účelem získání důkazů o statistické závislosti  $q$  na  $p$  (hypotéza  $Z$ ), resp. o statistické nezávislosti  $q$  na  $p$  (hypotéza  $N$ ). Podle tohoto modelu lidé vybírají takové karty, aby došlo k co možná největší míře redukce nejistoty ohledně toho, která ze zvažovaných hypotéz je pravdivá (maximální míra nejistoty přitom odpovídá situaci, kdy  $P(Z) = P(N) = 0,5$ ). K výpočtu této míry redukce nejistoty lidé používají Bayesovu větu (viz Rovnice (6)), tzn. že kombinují apriorní pravděpodobnosti jednotlivých hypotéz s jejich věrohodnostmi za účelem vypočítání jejich posteriorní pravděpodobnosti. Tímto způsobem lze určit očekávanou míru redukce nejistoty při otočení jednotlivých karet, která je zachycena na grafech níže – čím světlejší barva, tím větší míra redukce nejistoty při otočení dané karty a při dané kombinaci marginálních pravděpodobností karet  $p$  a  $q$ . Přestože za racionální odpověď se z hlediska formální logiky považuje výběr karet  $p$  a  $\neg q$ , z grafů níže je patrné, že při nízkých marginálních pravděpodobnostech karet  $p$  a  $q$  je nejvyšší míra redukce nejistoty spojena s výběrem karet  $p$  a  $q$ , tj. s lidmi nejčastěji volenou kombinací karet (Johnson-Laird & Wason, 1970). To by mohlo naznačovat, že zdánlivě iracionální odpověď by ve skutečnosti mohla představovat racionální strategii v situaci, kdy jsou posuzované předměty nebo jejich vlastnosti v daném prostředí méně časté. Grafy byly bez úpravy převzaty od Oaksforda a Chatera (2001, s. 353).

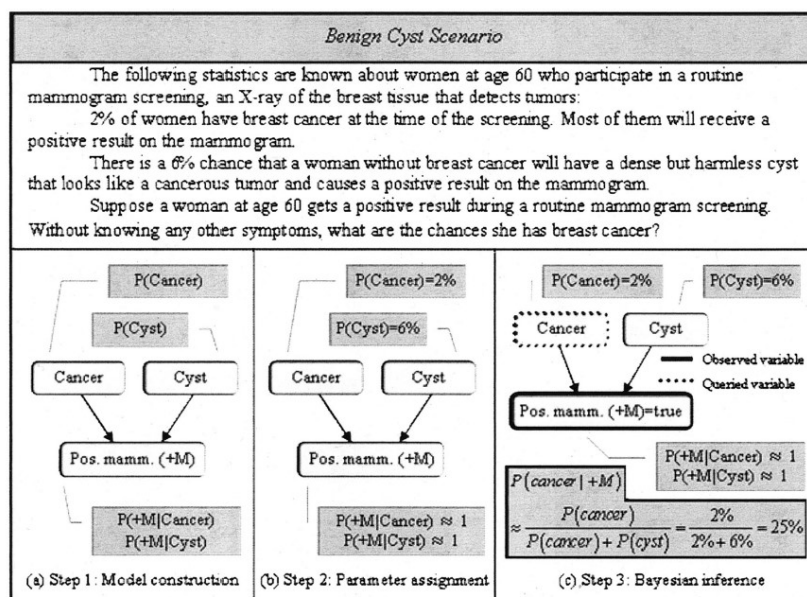
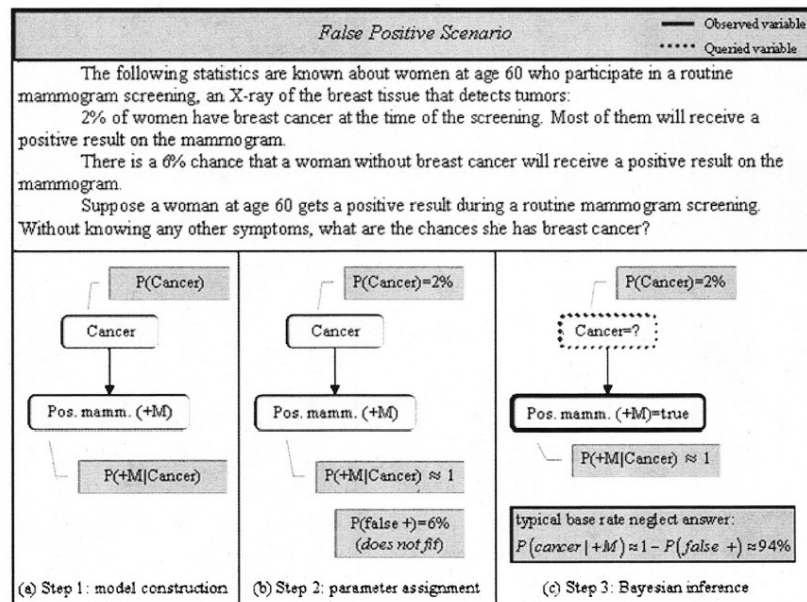


korektnějším způsobem a to tak, že zjišťují poměr falešné positivity a senzitivity, čímž se jejich odhad pravděpodobnosti blíží k 90 % ( $(1 - 9.6/80) \cdot 100$ ). Tímto způsobem probandi de facto určují věrohodnostní poměr jednotlivých hypotéz, resp. Bayesův faktor, který vyjadřuje relativní míru, s níž výsledek mamografického vyšetření favorizuje hypotézy  $R$  a  $\neg R$ . Z hlediska normativního rámce klasické statistiky však zůstávají stále pouze na půli cesty ke správnému řešení, protože správně by měli tento věrohodnostní poměr zkombinovat dle Bayesovy věty ještě s apriorní informací o prevalenci nemoci (tím, že tak nečiní, de facto implicitně předpokládají, že apriorní pravděpodobnost výskytu nemoci je 50 % a nikoli 1 %, které je uvedeno v zadání úlohy).

v souladu s kauzální strukturou implicitně obsaženou v popisu diagnostické situace, potom se při řešení tohoto úkolu významně zvýší míra zohlednění informace o základní míře výskytu nemoci (tzv. *base rate*) – viz *Obrázek 15*. Podle Krynskiho a Tenenbauma lze tyto výsledky interpretovat jako doklad toho, že při posuzování míry racionality člověka v podobných situacích se nelze spoléhat na klasickou statistickou teorii, ale je potřeba používat jiný normativní standard lidského posuzování, který by věrněji odrážel podmínky, za kterých lidé obvykle činí své posudky. Klasická statistická teorie je podle nich vhodná spíše pro umělé experimentální situace, kdy vědec/experimentátor posuzuje hodnoty několika málo proměnných na základě relativně velkého množství pozorování/dat. To ovšem nejsou podmínky, za nichž obvykle činí své posudky člověk. Ten se obvykle nachází v poměrně komplexních situacích s mnoha proměnnými a k dispozici má většinou velice omezené množství pozorování. V takových situacích je výhodné, může-li se člověk ve svých posudcích opřít o nějaké apriorní znalosti kauzálních vztahů mezi vybranými proměnnými. Tyto znalosti totiž snižují počet stupňů volnosti v rámci dané problémové domény a umožňují člověku činit poměrně jednoznačné závěry, které by jinak v rámci klasické statistické teorie byly zcela neopodstatněné. Známý je v tomto ohledu Jaynesův (2003) příklad se zlodějem: Uprostřed noci si všimneme, že v domě naproti přes ulici někdo po laně vylézá ven z okna, přes záda má přehozený nějaký pytel a jakmile sleze až na zem, rychle utíká pryč. Otázka zní, zda se jedná o zloděje, či nikoli. Klasická statistika nám na tuto otázku nedokáže odpovědět, protože prakticky žádnou hypotézu nelze zamítnout na základě pouze jednoho pozorování. Pokud však v rámci bayesovského usuzování vezmeme v potaz naše apriorní znalosti o tom, co zloději obvykle používají při své „práci“, jak je pravděpodobné, aby majitel bytu uprostřed noci vylézal ven na ulici oknem apod., potom lze i na základě jediného pozorování dospět k poměrně jednoznačné odpovědi, která bude nejen racionální, ale také v souladu s tím, jak člověk obvykle o světě kolem sebe uvažuje a přemýšlí.



**Obrázek 15** Podle Krynskiho a Tenenbauma (2007) lidé při řešení diagnostické úlohy postupují ve třech krocích. V prvním kroku lidé na základě zadání a s pomocí svých znalostí o kauzálních vztazích v dané problémové doméně ve své mysli vytvoří kauzální model dané úlohy. Ve druhém kroku na základě jim poskytnutých informací přiřadí parametrům tohoto kauzálního modelu konkrétní hodnoty. Ve třetím kroku potom provádějí bayesovské usuzování v rámci daným způsobem parametrizovaného kauzálního modelu. Podle Krynskiho a Tenenbauma důvodem, proč lidé při standardním způsobu zadání diagnostické úlohy (viz horní schéma) nedostatečně zohledňují informaci o prevalenci nemoci ve vybrané populaci, je to, že v rámci tohoto způsobu zadání je jedinou explicitně zmíněnou příčinou pozitivního nálezu na mamografu přítomnost rakoviny. To vede k tomu, že zkonstruovaný kauzální model má strukturu, kterou nelze s pomocí poskytnutých informací adekvátním způsobem zparametrizovat. Důsledkem je potom to, že lidé některé poskytnuté informace ve svém posudku nevyužijí vůbec nebo je použijí, avšak neadekvátním způsobem. Krynski s Tenenbaumem pozorovali výrazné zvýšení adekvátního použití informace o prevalenci rakoviny v situaci, kdy popis úlohy explicitně uváděl dvě možné příčiny pozitivního nálezu na mamografu (viz spodní schéma). Takový popis podle nich vedl ke konstrukci kauzálního modelu, který již bylo možné na základě poskytnutých informací adekvátním způsobem parametrizovat. Schémata byla bez úpravy převzata od Krynskiho a Tenenbauma (2007, s. 433, 436).



Třetím a posledním možným výsledkem porovnání výkonu bayesovského modelu a lidských subjektů v nějaké kognitivní úloze je to, že lidské subjekty budou podávat lepší výkon než bayesovský model. Pokud by taková situace nastala, potom by to podobně jako v předchozím případě naznačovalo, že aktuální podoba bayesovského modelu nezahrnuje všechny relevantní informace a/nebo že lidská mysl vychází z odlišných předpokladů než bayesovský model, a že je tedy potřeba stávající model určitým způsobem upravit.

Přes svou jistou kontroverznost<sup>1</sup> bayesovské modelování může výše popsaným způsobem významně přispět k lepšímu porozumění povaze kognitivních problémů, se kterými se lidská mysl potýká, a předpokladům, s nimiž lidská mysl k těmto problémům přistupuje. Přestože bayesovské modely nemají za cíl poskytnout mechanistické vysvětlení lidské kognice<sup>2</sup> (avšak viz některé pokusy o specifikaci způsobů, jimiž by lidský mozek mohl implementovat některé bayesovské informačně-procesní operace – viz např. Deneve, 2004; Doya et al., 2007; Lee & Mumford, 2003; Ma et al., 2006; Pouget et al., 2003; Rao, 2004, 2007; Zemel et al., 2005), bayesovské modelování může poskytovat velice cenné podněty při formulaci hypotéz ohledně povahy mentálních reprezentací a algoritmů, na které se lidská mysl spoléhá při řešení různých kognitivních úloh. Vzhledem ke zde již zmiňované reprezentační flexibilitě bayesovských modelů bayesovské modelování nabízí rovněž prostředky k jistému otupení hran sporu mezi zastánci symbolické a subsymbolické povahy mentálních reprezentací. Podobně bayesovské modelování může nabídnout zajímavou perspektivu v rámci debaty *nature vs. nurture*, neboť bayesovské modely v sobě mohou zároveň zahrnovat jak prvky apriorních znalostí, tak i prvky statistického učení (viz např. Glassen & Nitsch, 2016; Perfors et al., 2011).

Rovněž tento třetí způsob využití bayesovského usuzování v rámci kognitivní vědy je relevantní pro mou dizertační práci, neboť bayesovský model, jehož validizace je předmětem této dizertační práce, předpokládá, že lidé při vyhodnocování dostupných důkazů v rámci kauzálního usuzování na základě vnímané koincidence událostí postupují v souladu s principy bayesovského usuzování.

---

<sup>1</sup> Kontroverznost je dána především jeho předpokladem, že lidské myšlení je ve svém jádru racionální. Tento předpoklad se podle mnohých zdá být v očividném rozporu s chybami, kterých se lidé dopouštějí i v relativně jednoduchých laboratorních úlohách na usuzování a rozhodování – více viz k tomuto tématu v oddíle *1.1 Velká debata o racionalitě*.

<sup>2</sup> Odpovídající reprezentační a algoritmické, resp. implementační úrovni analýzy kognitivních systémů dle Marrovy (1982) klasifikace.

---

## 2 VNÍMÁNÍ KOINCIDENCÍ

*„The Human understanding supposes a greater degree of order and equality in things than it really finds; and although many things in nature be sui genesis and most irregular, will yet incest parallels and conjugates and relatives where no such thing is.”*

FRANCIS BACON, *The New Organon [Novum Organum]*

*„Randomness is a difficult notion for people to accept. When events come in clusters and streaks, people look for explanations and patterns. They refuse to believe that such patterns – which frequently occur in random data – could equally well be derived from tossing a coin.“*

BURTON G. MALKIEL, *A Random Walk Down Wall Street*

*„With a large enough sample, any outrageous thing is likely to happen.“*

PERSI DIACONIS & FREDERICK MOSTELLER, *Methods for studying coincidences*

*„Million to one odds happen eight times a day in New York.“*

PENN JILLETTE

V rámci předchozí kapitoly jsme mohli vidět, že skepticismus ohledně lidské racionality nemusí být tak zcela opodstatněný a že lidská mysl se může chovat v souladu s principy normativní teorie usuzování více, než bychom se mohli domnívat např. na základě závěrů významné výzkumné tradice heuristik a zkreslení. Otázka, která stojí v pozadí této a částečně i následující kapitoly, potom zní, zda je možné, aby se nějaké racionální jádro skrývalo rovněž za kognitivně-psychologickým jevem, který je jinak běžně uváděn jako ukázkový příklad lidské iracionality – vnímání koincidence událostí.

Pravděpodobně každý z nás někdy ve svém životě zažil nějakou zvláštní shodu či souběh (koincidence) událostí, která ho překvapila, oslovila svým významem a přiměla ho k úvahám, zda se právě nestal svědkem něčeho, co by naznačovalo, že svět funguje podle trochu jiných pravidel, než se doposud domníval. Pro ilustraci můžeme použít několik příkladů koincidence z Myersovy (2002) knihy o nástrahách spojených se spoléháním se na intuici:

- Tři z pěti prvních prezidentů USA (Adams, Jefferson a Monroe) zemřeli ve stejný den v roce (4. července).
- Patricia Kern z Colorada, rodným jménem Patricia Ann Campbell, se narodila 13. března roku 1941. Patricia DiBiasi z Oregonu měla stejné rodné jméno

a narodila se ve stejný den i rok jako Patricia Kern. Otcové obou žen se jmenovali Robert, obě ženy pracovaly jako knihovnice a měly děti ve věku 21 a 19 let. Obě studovaly kosmetologii, rády malovaly a obě se provdaly za vojáka, přičemž svatbu měly pouhých 11 dní od sebe. Tyto ženy nejsou biologicky vůbec příbuzné.

- Ernie a Lynn Careyovi z Utahu se v jeden den stali trojnásobnými prarodiči, když jejich tři dcery porodily své děti ve stejný den 11. března roku 1998.
- Evelyn Marie Adams vyhrála dvakrát hlavní cenu v New Jerseyké loterii. Novináři uváděli, že něco podobného se může stát přibližně v 1 případě ze 17 bilionů – taková je pravděpodobnost, že si jedna a ta samá osoba koupí jeden los pro dvě různé New Jerseyké loterie a v obou vyhraje hlavní cenu.
- Mezi americkými prezidenty Abrahamem Lincolnem a Johnem F. Kennedym existuje mnoho podobností – jejich příjmení se skládají ze sedmi písmen, do úřadu amerického prezidenta byli zvoleni 100 let od sebe, byli zavražděni v pátek po boku svých manželek, Lincoln ve Fordově divadle, Kennedy v automobilu značky Ford atd.

Na základě podobných koincidencí lidé často dospívají k nesprávným kauzálním teoriím o fungování světa, které mají mnohdy podobu různých iracionálních přesvědčení, jako jsou pověry, spiklenecké teorie apod. Podle představitelů výzkumné tradice heuristik a zkreslení (Baron, 2008; Gilovich, 1991; Hastie & Dawes, 2010; Plous 1993) se v tomto projevuje především omezenost lidské mysli v její (ne)schopnosti pravděpodobnostního usuzování, konkrétně neschopnost adekvátně posuzovat náhodné jevy a události, jak to ostatně dokládá řada úloh z běžného života i z experimentálního výzkumu pravděpodobnostního usuzování u lidí. Např. z čistě statistického hlediska jsou dvě následující posloupnosti pannen (P) a orlů (O) při 10 hodech poctivou mincí – *PPOPOOPOPO* vs. *PPPPPPPPPP* – stejně pravděpodobné. V případě obou posloupností se jejich pravděpodobnost rovná  $\left(\frac{1}{2}\right)^{10}$ , tj. 1:1024. Přesto má většina lidí tendenci se domnívat, že skutečně náhodná je pouze posloupnost a). Z hlediska výzkumné tradice heuristik a zkreslení příčina této chyby v úsudku spočívá ve spoléhání se na heuristiku reprezentativnosti. Posloupnost b) je ve srovnání s posloupností a) méně podobná náhodnému procesu, který tyto posloupnosti vygeneroval. Lidé očekávají, že náhodný proces bude vytvářet posloupnosti pannen a orlů v přibližně

rovnoměrném poměru 1:1, a to bez ohledu na délku posloupnosti (tzv. „zákon malých čísel“; Tversky & Kahneman, 1971). V důsledku toho potom mají lidé tendenci podceňovat pravděpodobnost výskytu delších sérií stejných výsledků (např. PPPP) nebo různých vzorců opakování (PPOOPPOOPPOO) i ve skutečně náhodných posloupnostech. Tato chyba v úsudku potom stojí mimo jiné také za známou kognitivní iluzí *hráčského klamu* (*gambler fallacy*), kdy se lidé chovají, jako kdyby minulé výsledky náhodného procesu (např. rulety v kasinu) mohly mít vliv na pravděpodobnost výskytu jeho budoucích výsledků. Můžeme ji také nalézt za známým sportovním fenoménem tzv. *šťastné ruky* (*hot hand*; Gilovich, Vallone, & Tversky, 1985), kdy hráči, trenéři i fanoušci mají silný, přestože podle všeho iluzorní pocit (viz ale Green & Zwiebel, 2013), že hráči basketbalu či baseballu (případně i jiní sportovci) skórují v řadách, tedy že zaskórování u nich zvyšuje pravděpodobnost, že při příštím pokusu opět zaskórují. Podle Giloviche (1991) do stejné kategorie jevů patří také reálná historická událost, kdy ke konci druhé světové války měl velký počet Londýňanů dojem, že německé bomby V1 nedopadají na všechny části Londýna se stejnou pravděpodobností. Podle mnohých Londýňanů měly bomby tendenci se některým (konkrétně bohatším) částem města vyhýbat a naopak v jiných (konkrétně chudších) částech města se shlukovat - viz *Obrázek 16*. Jak ale prokázala statistická analýza provedená po

**Obrázek 16** Dvě různá znázornění míst dopadu leteckých bomb V-1 a raket V-2 v centrální části Londýna ke konci druhé světové války. Mapa vpravo (převzata z Gilovich, 1991, s. 20) zachycuje dopady leteckých bomb V-1. Na této mapě chybí část území centrálního Londýna, která je zachycena na mapě vlevo (převzata z Hastie & Dawes, 2010, s. 149). Na této mapě jsou navíc rovněž zanesena místa dopadu raket V-2. Mapa na pravé straně však může čtenáři možná o něco lépe zprostředkovat pocity tehdejších Londýňanů, že rozmístění dopadů bomb v této části Londýna není tak úplně náhodné - zdá se, jakoby bomby měly tendenci shlukovat se v levém horním a v pravém dolním kvadrantu mapy.



válce (Clarke, 1946), rozmístění dopadů bomb bylo v souladu s předpověďmi statistického modelu založeného na Poissonově rozdělení pravděpodobnosti, který při daném počtu (zde prostorových) intervalů a událostí (zde dopadů bomb) specifikuje, kolik událostí bychom měli v jednotlivých intervalech očekávat za předpokladu, že je rozmístění těchto událostí náhodné. Pravděpodobnost, s jakou se událost  $k$ -krát vyskytuje v jednotlivých intervalech, konkrétně vyjadřuje níže uvedená rovnice

$$P(k \text{ událostí v intervalu}) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, \quad (12)$$

kde  $\lambda$  je průměrný počet událostí na jeden interval,  $e$  je tzv. Eulerovo číslo (základ přirozených logaritmů; 2,718...),  $k$  je počet událostí v intervalu (0, 1, 2,...) a  $k!$  je faktoriál  $k$ . Clark v rámci své analýzy rozdělil centrální část Londýna na 576 stejně velkých oblastí, do nichž dopadlo celkem 535 bomb. Následně spočítal počet oblastí, kam spadlo  $k$  bomb, a s pomocí výše uvedeného vzorce vypočítal, jaká je pravděpodobnost výskytu těchto oblastí s  $k$  dopadlymi bombami, resp. jaký je očekávaný výskyt těchto oblastí při náhodném rozmístění dopadů bomb. Z porovnání těchto dvou četností (viz *Tabulka 1*) je zřejmé, že Poissonovo rozdělení velice přesně popisuje skutečně pozorované četnosti jednotlivých oblastí s  $k$  dopadlymi bombami. Tzn. že německá armáda sice dokázala mířit dostatečně přesně na to, aby svými létajícími bombami zasáhla centrální Londýn, avšak ne natolik přesně, aby rozmístění dopadů bomb na relativně malém území centrálního Londýna bylo nenáhodné. Z hlediska Londýňanů, kteří se domnívali, že za vzorcem dopadů bomb se skrývá nějaké spiknutí, to potom znamená, že pouze podlehlí určitému druhu kognitivní iluze.

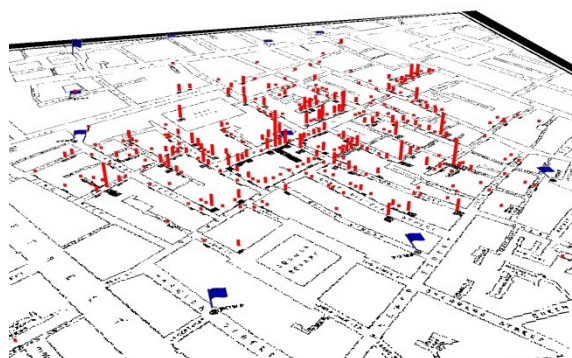
Vedle podobných příkladů selhání lidského úsudku existuje ovšem také nemalé množství příkladů toho, kdy vnímaná koincidence událostí stála na počátku skutečných a leckdy i velmi významných a lidské životy zachraňujících objevů. Takto například John Snow, anglický lékař z poloviny 19. století, významně přispěl k zamezení šíření cholery v Londýně 50. let 19. století, když si všiml, že míra výskytu nemoci není rozložena rovnoměrně, ale že má tendenci shlukovat se okolo některých pump, které pro místní obyvatele sloužily jako zdroj vody (Johnson, 2007). Na rozdíl od tehdy převládajícího názoru byl John Snow přesvědčen, že cholera se nešíří vzduchem, ale prostřednictvím vodních zdrojů, které byly kontaminovány exkrementy nemocných osob. V případě vypuknutí cholery v roce 1854, kdy se většina

**Tabulka 1** Výsledky Clarkovy analýzy dopadů bomb nacentrální část Londýna ke konci druhé světové války. Více viz hlavní text.

Počet bomb, které dopadly do jedné z 576 oblastí centrálního Londýna	Pozorovaný počet oblastí s daným počtem dopadů bomb	Pozorovaná relativní četnost oblastí s daným počtem dopadů bomb	Pravděpodobnost výskytu oblastí s daným počtem dopadů bomb (dle Poissonova rozdělení)	Očekávaný počet oblastí s daným počtem dopadů bomb (dle Poissonova rozdělení)
0	229	0,398	0,395	227,5
1	211	0,366	0,367	211,4
2	93	0,167	0,170	97,9
3	35	0,061	0,053	30,5
4	7	0,012	0,012	6,9
5	1	0,002	0,002	1,2
6 a více	0	0	0,001	0,6

úmrť v důsledku nemoci vyskytovala v malé městské části jménem Soho, měl Snow podezření, že zdrojem nákazy je pumpa na Broad Street. Při analýze kvality tohoto vodního zdroje však našel jen málo důkazů pro to, že by voda byla kontaminovaná. Když si však vynesl jednotlivé případy úmrtí v důsledku nemoci na mapu, bylo z ní dobře patrné, že tato úmrtí mají tendenci se shlukovat okolo pumpy na Broad Street – viz *Obrázek 17*. Na základě této koincidence Snow přesvědčil úřady, aby tuto pumpu uzavřely. Cholera se poté skutečně přestala dále šířit, což posloužilo jako jeden z dalších důkazů, že se cholera skutečně šíří prostřednictvím kontaminovaných vodních zdrojů a nikoli vzduchem.

**Obrázek 17** Dvě mapy zachycující z poněkud odlišné perspektivy studny (modré značky) a případy úmrtí (červené značky) v důsledku onemocnění cholerou v londýnské čtvrti Soho v roce 1854. Z obou map je dobře patrné, že pumpa na Broad Street se nachází přesně ve středu oblasti, kde docházelo k úmrtím v důsledku onemocnění cholerou. Více viz hlavní text. (Mapa vlevo byla převzata z blogového příspěvku Wilsona (2013), mapa vpravo potom z blogového příspěvku MacDonalda (2011).)



Jiným podobným příkladem je případ Ignáce Semmelweise, vídeňského lékaře z poloviny 19. století, který pomohl významně snížit počet úmrtí rodiček v důsledku horečky omladnic tím, že přiměl lékaře dodržovat jednoduché hygienické postupy (Nuland, 2005). Semmelweis si při své práci ve vídeňské Všeobecné nemocnici povšiml, že nemocnost rodiček je mnohem vyšší na oddělení, kde působí medicí, kteří častěji pracují na pitevně. Rovněž si povšiml nižší úmrtnosti matek, které porodily ještě před hospitalizací v nemocnici. Jeho podezření, že nákaza by mohla mít původ mezi samotnými lékaři a mediky, podpořila také smrt jeho kolegy-lékaře, který zemřel v důsledku infekce po zranění skalpelem při pitvě. Semmelweis na základě těchto koincidencí dospěl k závěru, že horečka omladnic má původ v mrtvých tělech na pitevně a šíří ji lékaři a medicí na svých rukou a nástrojích při přechodu z pitevny do porodnice. Z tohoto zjištění Semmelweis vyvodil, že ke snížení míry výskytu nemoci omladnic je nutná důkladná hygiena po práci na pitevně a před vyšetřením rodičky. Roku 1847 se Semmelweisovi podařilo prosadit na oddělení povinné mytí rukou chlorovým vápnem a úmrtnost rodiček poté skutečně výrazně poklesla. Podobných příkladů, kdy vnímaná koincidence událostí umožnila učinit významný vědecký objev, by bylo možné uvést ještě mnoho a z různých vědeckých oborů.<sup>1</sup>

Tyto dva aspekty koincidencí – koincidence jako zdroj iracionálních přesvědčení nebo naopak jako zdroj vědeckých objevů – jsou obvykle studovány odděleně s důrazem kladeným buď na racionální jádro vnímaných koincidencí (Hacking, 1983; Horwich, 1982; Owens, 1992; Schlesinger, 1991), nebo naopak na neschopnost člověka usuzovat v souladu s principy teorie pravděpodobnosti a statistického usuzování (Baron, 2008; Gilovich, 1991; Hastie & Dawes, 2010; Plous 1993). Tato „janusovská tvář“ koincidencí představuje určitý druh paradoxu, který by teorie usuzování měla umět vysvětlit. Griffiths s Tenenbaumem (2007) nabídli teoretický rámec, v rámci kterého je vnímání koincidencí pojato jako racionální proces statistické inference o existenci kauzálních struktur a mechanismů a kde mají oba dva aspekty koincidencí své přirozené místo. Avšak předtím, než si blíže představíme Griffithsem a Tenenbaumem navržený bayesovský model koincidencí, podívejme se na tradičnější pojetí

---

<sup>1</sup> Za všechny další objevy zmiňme např. Darwinův objev teorie evoluce přírodním výběrem, ke kterému významně přispělo to, že si Charles Darwin všiml nenáhodného rozmístění různých druhů pěnkav s různě tvarovaným zobákem na jednotlivých ostrovech souostroví Galapág, kde se vyskytovaly odlišné zdroje potravy (Darwin, 1959, 2007), či Halleyovu kometu, kterou Edmund Halley objevil díky tomu, že si v tabulce oběžnic všiml překvapivých pravidelností v údajích o jejich drahách a datumech jejich průletů (Cook, 1998; Yeomans, 1991).



koincidencí jako nepravděpodobných událostí, na jehož pozadí lépe vyniknou zvláštnosti přístupu, který zvolili Griffiths s Tenenbaumem.

## 2.1 *Koincidence jako nepravděpodobné události*

Koincidence je lidmi obvykle chápána jako velmi nepravděpodobná událost, která si žádá jiného vysvětlení, než že se jedná o pouhou náhodu (Falk, 1981–1982). Tento způsob chápání koincidencí se projevuje např. v obvyklé reakci lidí na to, když se jim nějaká koincidence přihodí: *Páni! Jaká je šance, že se něco takového stane? To nemůže být náhoda!* Tzn. že lidé často nechápou koincidence tak, jak jsou obvykle definovány v různých naučných slovnících, tj. jako náhodný spoluvýskyt dvou anebo více jevů či událostí, které se spolu zdají určitým způsobem souviset (Stanovich, 2013). Naopak mají tendenci pro tyto koincidence hledat nějaká systematická, nenáhodná vysvětlení. Nejsilnější je přitom tato tendence v situacích, kdy se jedná o nějaké osobní koincidence, které mají pro dotyčného určitý osobní význam. Typická je v tomto např. situace, kdy člověk myslí na nějakou jemu blízkou osobu, se kterou se už dlouho neviděl, a tato osoba se mu v ten samý okamžik nebo krátce poté ozve telefonem nebo na ni narazí někde na ulici, např. v jiném městě, v jiné zemi a/nebo dokonce na jiném kontinentě. Leckoho potom v takové situaci napadne, zda se za tímto opětovným shledáním neskrývá něco více než jen pouhá (náhodná) shoda okolností.

Ze statistického hlediska se člověk ve svém usuzování o koincidencích dopouští hned několika omylů. Tím prvním je, že se mnoho lidí domnívá, že ke vzácným jevům a událostem nikdy nedochází, resp. že k nim nikdy nedochází pouhou náhodou. K tomuto omylu může mimo jiné také přispívat to, že pravděpodobnosti jsou často vyjadřovány v podobě tzv. šancí (*odds*), např. *Šance, že se něco takového stane, je pouze jedna ku milionu*. Takové vyjádření naneštěstí s sebou nese konotaci, že daná událost je v zásadě nemožná. Stejnou informaci by přitom bylo možné vyjádřit alternativním způsobem tak, že v rámci množiny jednoho milionu (+1) podobných situací se daný jev či událost vyskytuje v průměru 1krát. Takto by bylo téměř každému zřejmé, že při dostatečném počtu příležitostí se „celkem běžně“ objevují i velice vzácné jevy a události a že by vlastně bylo zvláštní, kdyby se takové jevy a události neobjevovaly.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> David Marks (2001) uvádí ilustrativní příklad s hodem pěti mincí najednou, při kterém padne pět pannen. Takový výsledek by většina lidí považovala za překvapivý, protože je velice nepravděpodobný. A měli by pravdu - pravděpodobnost takové události jsou pouhá 3 % (1/32). Kdybychom ale hod pěti mincemi najednou

S tímto omylem úzce souvisí i druhá chyba, které se lidé dopouštějí, když uvažují o významu koincidencí – ne vždy si uvědomují, že koincidence tvoří pouze malou část množiny jevů a událostí, které se rovněž mohly stát koincidencemi, ale nestaly se jimi. Stanovich (2013) takto provedl následující velice hrubý odhad počtu ne-koincidencí v typickém dnu jednoho člověka žijícího v našem kulturně-civilizačním okruhu: Předpokládejme, že člověk během jednoho svého typického dne zažije 100 různých událostí (včetně toho, co viděl v televizi, přečetl si v knize nebo na Internetu apod.). Jestliže koincidence bude definována jako pozoruhodný a zapamatováníhodný (avšak zcela náhodný) spoluvýskyt 2 z těchto 100 událostí, potom zde máme celkem 4 950 různých dvojic událostí, které by v rámci jednoho dne mohly být daným člověkem potenciálně považovány za koincidence. Budou-li podobné počty platit v případě všech 365 dnů v roce, potom zde za 60 let života jednoho člověka budeme mít celkem 108 405 000 párů událostí, které by se mohly stát koincidencemi. Při takovém množství příležitostí potom není nic překvapivého na tom, když se člověku v průběhu jeho života přihodí několik velice nepravděpodobných událostí. Kvůli selektivní povaze fungování paměti, která si pamatuje především to, co má pro člověka nějaký význam, si však lidé pamatují pouze těch několik málo skutečných koincidencí, nikoli však již tu ohromnou množinu potenciálních koincidencí, které se koincidencemi nakonec nestaly. V důsledku toho lidé mají tendenci přehlížet tu možnost, že by koincidence byly výsledkem působení pouhé náhody a mají potřebu pro ně hledat a nacházet nějaké speciální, nenáhodná vysvětlení.

Související chybou v úsudku je to, že se mnoho lidí domnívá, že některé koincidence jsou více neobvyklé, než je tomu ve skutečnosti. Tento omyl dobře ilustruje tzv. „narozeninový problém“ – úloha, kde je úkolem odhadnout pravděpodobnost, že 2 lidé náhodně vybraní ze skupiny 23 osob budou mít narozeniny ve stejný den v roce. Většina lidí se domnívá, že tato pravděpodobnost poměrně nízká. Ve skutečnosti je tato pravděpodobnost o něco málo větší než 50 %. Při 35 lidech ve skupině je tato pravděpodobnost již okolo 80 % a při 50 lidech téměř 100 %.<sup>1</sup> Ve světle těchto propočtů potom již není natolik překvapující, když např.

---

zopakovali 100krát, potom by pravděpodobnost, že nám minimálně jednou padne pět pannen, byla 96 %. Tzn. že při 100 pokusech je velice pravděpodobné, že se vyskytne i takto velice vzácná a překvapivá událost.

<sup>1</sup> Pro pochopení logiky správného řešení této úlohy může být nápomocná následující úvaha (Rosenthal, 2008): Pokusme se nejdříve určit počet možných kombinací, kdy budou mít všichni členové skupiny narozeniny v různý den. Uvažujme jednoho člena skupiny po druhém – pro prvního máme na výběr kterýkoli ze 365 dní v roce, pro druhého zbude jen 364 možností, kdy se mohl narodit, aby měl narozeniny v jiný den, pro třetího zbude 363 možností atd., až po posledního, kde máme  $365 - 22 = 343$  možností. Možných kombinací, při kterých má všech 23 členů skupiny narozeniny v různý den, je tedy  $365 * 364 * 363... * 343$ . Druhým krokem je výpočet všech možných narozeninových kombinací, kterých je přesně  $365^{23}$ . Když vydělíme první číslo druhým ( $365 * 364 *$

několik prezidentů Spojených států amerických se narodilo ve stejný den nebo naopak ve stejný den zemřelo (Stanovich, 2013).

Z výše uvedeného je zřejmé, že klíčovou roli v subjektivním vnímání koincidencí hraje vnímaná nízká pravděpodobnost daných jevů či událostí. Z tohoto pozorování vychází také teorie koincidencí coby nepravděpodobných událostí (Eastaway & Wyndham, 1998; Littlewood, 1953; Slovic & Fischhoff, 1977). Ve své nejjednodušší podobě se tato teorie vztahuje pouze k pravděpodobnostem jednotlivých událostí. Jak napovídá již její samotný název, v rámci této teorie je událost považována za koincidence tehdy, když je její výskyt v důsledku pouhé náhody velmi nepravděpodobný. Griffiths s Tenenbaumem (2007) uvádějí jako příklad takových nepravděpodobných událostí čísla 9-1-1 tažená v rámci New Yorkské státní loterie přesně jeden rok po událostech z 11. září 2001, sekvenci deseti pannen v řadě (PPPPPPPPPP) při hodů poctivou mincí nebo setkání na večírku se čtyřmi lidmi, kteří se všichni narodili ve stejný den v roce. Při předpokladu uniformního náhodného procesu skrytého za těmito událostmi je pravděpodobnost jejich výskytu skutečně nízká -  $\left(\frac{1}{10}\right)^3$  (tj. 1 z 1000),  $\left(\frac{1}{2}\right)^{10}$  (tj. 1 z 1024), resp.  $\left(\frac{1}{365}\right)^4$  (tj. 1 z 17 748 900 625). Problematické na této definici koincidencí je však to, že s její pomocí nelze vysvětlit, proč jsou za koincidence považovány právě tyto události a ne jakékoli jiné (ze stejné kategorie událostí), které mají stejně nízkou pravděpodobnost. Např. v případě tažených čísel loterie by čísla 7-2-3 byla stejně nepravděpodobná jako čísla 9-1-1, v případě házení poctivou mincí by posloupnost PPOPOOPOPO byla stejně nepravděpodobná jako posloupnost PPPPPPPPPP a v případě narozenin by byla stejně nepravděpodobná jakákoli jiná kombinace dnů.

Tento problém se snaží vyřešit poněkud komplexnější varianta výše uvedené teorie, která se již nevztahuje k pravděpodobnostem jednotlivých událostí, ale k pravděpodobnostem druhů (*kinds*) událostí (Falk, 1989, 1981–1982; Garner, 1970; Kubovy & Gilden, 1991; Schlesinger, 1991). Podle této teorie koincidence představují nikoli nepravděpodobné události, ale nepravděpodobné druhy událostí. Takto by např. při výše uvedeném příkladu s házením poctivé mince byla posloupnost PPPPPPPPPP méně pravděpodobná (a tedy také více překvapivá či podezřelá) než posloupnost PPOPOOPOPO, protože první posloupnost by

---

363... \*  $343 / 365^{23}$ ), získáme pravděpodobnost, že všichni členové skupiny budou mít narozeniny v různých den (0,493). Hledaná pravděpodobnost, že se naopak alespoň pro jednu dvojici bude den narozenin shodovat, je potom rovna  $1 - 0,493 = 0,507$ .

spadala pod druh *vždy stejný výsledek*, který se vyskytuje s pravděpodobností pouze 2 z 1024, zatímco druhá posloupnost by spadala pod druh *stejný počet pannen a orlů*, který se vyskytuje s pravděpodobností 252 z 1024. Ani tato teorie však není zcela bez vnitřních rozporů a nesrovnalostí. Např. není zřejmé, co by se v dané situaci mělo považovat za relevantní druh událostí. Takto např. při srovnání posloupnosti PPPPPPOOO a „náhodné“ posloupnosti PPOPOOPOPO budou mít mnozí intuitivní pocit, že v případě první posloupnosti se jedná o nějakou koincidenci. Není však nikterak zřejmé, prostřednictvím jakého druhu událostí by bylo možné tuto posloupnost popsat. Nakonec co nám brání v tom, abychom nepracovali s druhem *všechny výsledky, které začínají posloupností PPOPOOPOPO...* V takové situaci by „náhodná“ posloupnost PPOPOOPOPO byla nejméně pravděpodobná ze všech zde doposud zvažovaných posloupností (1 z 1024). Celá situace se ještě více komplikuje, pokud začneme uvažovat o spojitých proměnných, které lze mnohdy jen velice obtížně klasifikovat prostřednictvím nějakých diskretních druhů událostí. Souvisejícím problémem je i to, že danou událost lze mnohdy zařadit pod větší počet různých druhů událostí. Např. posloupnost s pravidelně se střídajícími pannami a orly POPOPOPOPO spadá stejně jako „náhodná“ posloupnost PPOPOOPOPO pod druh *stejný počet pannen a orlů*. Přesto mnozí budou mít intuitivní pocit, že v případě první posloupnosti se jedná o nějakou koincidenci, zatímco v případě druhé posloupnosti nikoli. Z hlediska teorie koincidencí coby nepravděpodobných druhů událostí by to bylo možné vysvětlit tím, že lidé ve svých myslích kategorizují první posloupnost rovněž jako druh *střídající se panny a orli*, který se při deseti hodech poctivou mincí vyskytuje s pravděpodobností pouze 2 z 1024. Tato teorie už ale nijak nevysvětluje, proč by tento způsob kategorizace měl mít přednost před tím druhým. Další slabinou této teorie je, že v rozporu s jejím základním předpokladem o povaze koincidencí lze nalézt situace, kde je pravděpodobnější druh událostí vnímán jako více nenáhodný než méně pravděpodobný druh událostí. Např. posloupnost PPPP jakožto zástupce druhu *čtyři panny* se bude podle vzorce pro výpočet pravděpodobnosti výskytu  $N_p$  pannen z  $N$  pokusů

$$P_{druh}(D) = \binom{N}{N_p} \frac{1}{2^N} \quad (13)$$

vyskytovat s vyšší pravděpodobností  $\binom{4}{4} \frac{1}{2^4} = 0,0625$  než posloupnost PPPPOPOPPPOPOPPPOPPPP jakožto zástupce druhu *patnáct pannen, osm orlů*  $\binom{23}{15} \frac{1}{2^{23}} = 0,0584$ ). Přesto to zřejmě bude první posloupnost, která bude většinou lidí vnímána jako méně náhodná, a tedy také jako více překvapivá či podezřelá.

## 2.2 Koincidence jako bayesovské statistické usuzování

Podle Griffithse a Tenenbauma (2007) je základním nedostatkem výše popsané teorie koincidencí to, že při určování, co je a co není koincidence, nezohledňuje naše alternativní kauzální teorie o fungování světa. V Griffithsově a Tenenbaumově pojetí koincidence není pouze nějakou libovolnou nepravděpodobnou událostí, ale událostí, která je v rámci aktuálně zastávané vědecké nebo folkové teorie méně pravděpodobná než v rámci nějaké jiné přijatelné alternativní teorie. Z tohoto hlediska jsou pro nás výsledky New Yorkské státní loterie z 11. září 2002, hod deseti pannen v řadě či setkání se čtyřmi lidmi, kteří se narodili ve stejný den, překvapivé a zajímavé proto, že tyto události nám naznačují možnou existenci doposud skrytých kauzálních souvislostí tam, kde naše aktuálně zastávané teorie o fungování světa žádné takové kauzální souvislosti nepředpokládají. To, co definuje událost jako koincenci, tedy není nějaká absolutní ne-pravděpodobnost výskytu dané události, ale relativní ne-pravděpodobnost jejího výskytu z hlediska aktuálně zastávané teorie o fungování světa. Relativita této ne-pravděpodobnosti je přitom dána srovnáním úspěšnosti aktuálně zastávané teorie při předpovědi výskytu pozorované události s predikční úspěšností nějakých jiných přijatelných alternativních teorií. Člověk takto nikdy nepřistupuje k jednotlivým událostem jako naprostá *tabula rasa*, ale vždy tyto události vnímá prizmatem různých teorií, které se vlivem mnoha faktorů liší v míře, ve které je člověk považuje za plauzibilní vysvětlení fungování světa kolem něj. Teprve na základě takového teoretického zakotvení (*theory-ladenness*) je možné, aby se nějaké události fenomenologicky vyčlenily jako koincidence. Podle Griffithse a Tenenbauma koincidence v tomto pojetí potom hrají klíčovou roli v procesu vytváření a revize vědeckých (Kuhn, 1997; Salmon, 1990) i folkových teorií (Carey, 1985; Gopnik & Meltzoff, 1997; Karmiloff-Smith, 1988; Keil, 1989; Murphy & Medin, 1985), protože nám umožňují činit objevy, které nejsou v souladu s našimi aktuálními kauzálními teoriemi, a protože nás nutí revidovat a aktualizovat naše přesvědčení o tom, na základě jakých kauzálních souvislostí svět okolo nás funguje.

Myšlenka, že koincidence představují události, které nám poskytují doklady o existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, byla v různé míře detailu rozpracována řadou autorů (např. Feldman, 1997; Good, 1956, 1984; Horwich, 1982; Jaynes, 2003). Hlavním přínosem Griffithse a Tenenbauma bylo, že tuto myšlenku dokázali uchopit prostřednictvím jazyka teorie pravděpodobnosti dostatečně explicitně na to, aby z ní bylo možné vyvodit nějaké kvantitativní předpovědi a ty potom také experimentálně ověřit. Griffiths s Tenenbaumem svou teorii koincencí vyjádřili v teoretickém rámci bayesovského statistického usuzování<sup>1</sup>, resp. ve formálním jazyce kauzálních grafických modelů (známých rovněž pod názvem kauzální bayesovské sítě), které reprezentují kauzální vztahy mezi sadou proměnných pomocí orientovaných grafů, jejichž uzly a šipky odpovídají jednotlivým proměnným, resp. předpokládaným kauzálním vztahům mezi nimi. Grafická struktura takového kauzálního

---

<sup>1</sup> V této souvislosti není příliš překvapivé, že Griffithsovo a Tenenbaumovo pojetí koincencí má velice blízko k argumentaci bayesovských statistiků (viz např. Wagenmakers et al., in press), kteří upozorňují na logické inkonzistence v tradičním statistickém testování nulových hypotéz a místo toho navrhují používat logicky konzistentnější rámec bayesovské statistické inference. Z hlediska zde probíraného tématu je klíčová jejich námitka, že je chybou se domnívat, že by bylo možné zamítnat hypotézy/modely bez zvážení alternativních hypotéz/modelů, což je podle nich přesně to, co se děje při statistickém testování nulových hypotéz: nejdříve se specifikuje jeden model odpovídající nulové hypotéze a na základě jeho předpovědi se prostřednictvím  $p$ -hodnoty kvantifikuje míra neobvyklosti pozorovaných dat za předpokladu platnosti nulové hypotézy. V souladu s tzv. *Fisherovou disjunkcí*, podle které nízké  $p$ -hodnoty znamenají buď výskyt velice vzácné události, nebo neplatnost nulové hypotézy, se potom malé  $p$ -hodnoty interpretují jako důkaz v neprospěch nulové hypotézy. Takový důkaz je však pro zamítnutí nulové hypotézy nedostatečný. Rouder, Morey a Wagenmakers (2016) to ilustrují na tragickém případě Sally Clarkové, které zemřely obě její děti jen několik málo týdnů po jejich narození. Na základě těchto událostí byla Sally Clarková obviněna z jejich vraždy a následně za tento údajný zločin také (nespravedlivě) odsouzena. Argument obžaloby byl přitom takový, že pravděpodobnost, že by dvě děti jedné matky zemřely tímto způsobem v důsledku nějakých přirozených příčin (nulová hypotéza), je velice nízká, takže bychom tuto možnost měli zamítnout a přiklonit se k alternativní hypotéze, že Sally Clarková své děti zavraždila. Tento argument porotu přesvědčil a Sally Clarkovou odsoudil za vraždu svých dětí. Několik statistiků však tento argument napadlo jako logicky nesprávný – vražda dětí svou vlastní matkou je rovněž velice nepravděpodobná událost, takže kdybychom tuto možnost použili jako nulovou hypotézu, potom bychom museli Sally Clarkovou uznat za nevinnou. Z toho vyplývá, že k tomu, abychom mohli jednu hypotézu zamítnout, je potřeba zohlednit také věrohodnost komplementární hypotézy, resp. je potřeba porovnat neobvyklost pozorovaných událostí (zde úmrtí dvou malých dětí) pod oběma hypotézami. Sally Clarková byla později po odvolání se proti rozsudku propuštěna, ale jen několik málo let poté zemřela (více k jejímu případu viz [https://en.wikipedia.org/wiki/Sally\\_Clark](https://en.wikipedia.org/wiki/Sally_Clark)). Shrneme-li teoretickou pozici bayesovských statistiků, nemá podle nich příliš smysl uvažovat o statistických modelech v nějakých absolutních termínech jejich pravdivosti či nepravdivosti, ale spíše v termínech jejich relativní úspěšnosti při předpovídání pozorovaných dat. Ostatně jak konstatuje známý Boxův aforismus: „*Essentially, all models are wrong, but some are useful.*“ (Box & Draper, 1987, s. 440), tj. v zásadě všechny modely jsou nesprávné, ale některé z nich jsou užitečné. Asi podobně jako mapa metra, která sice není přesným či pravdivým modelem jeho skutečné podoby, ale přesto je velice užitečná, protože zachycuje právě ty vztahy v prostorovém uspořádání jeho jednotlivých tras a stanic, které lidem umožňují se v metru efektivně orientovat a pohybovat. Tuto relativní užitečnost, resp. predikční úspěšnost jednotlivých modelů bayesovští statistici často vyjadřují prostřednictvím Bayesových faktorů (poměrů věrohodností jednotlivých modelů), které nám říkají, kolikrát úspěšnější byl daný model při předpovědi pozorovaných dat a jak bychom měli na základě těchto dat upravit naše přesvědčení o užitečnosti jednotlivých modelů coby nástrojů pro popis těch aspektů světa okolo nás, které jsou pro nás z nějakého důvodu důležité (Krushke, 2015; McElreath, 2016).

grafického modelu má přímý dopad na pravděpodobnost, že budeme pozorovat nějaké konkrétní hodnoty zvažovaných proměnných, případně že budeme pozorovat nějaké konkrétní důsledky našich zásahů provedených v jednotlivých částech kauzálního systému (Pearl, 2000; Spirtes et al., 1993). V Griffithsově a Tenenbaumově pojetí jsou naše teorie o fungování světa zdrojem či návodem na generování takovýchto kauzálních grafických modelů, které v dané situaci popisují možné kauzální vztahy mezi proměnnými (Griffiths, 2005; Griffiths, Baraff, & Tenenbaum, 2004; Griffiths & Tenenbaum, 2005; Tenenbaum & Griffiths, 2003; Tenenbaum et al., 2007; Tenenbaum & Niyogi, 2003). Samotné kauzální usuzování potom podle nich probíhá v souladu s principy bayesovského statistického usuzování. Předpokládejme, že člověk má na základě svého pozorování k dispozici nějaká data  $d$  a zároveň má sadu hypotéz  $h$  reprezentujících různé teorie o tom, jak byla pozorovaná data vygenerována předpokládaným kauzálním mechanismem. Před tím, než má k dispozici jakákoli data, člověk připisuje jednotlivým hypotézám určitou apriorní pravděpodobnost ( $P(h)$ ), která vyjadřuje přijatelnost těchto hypotéz coby možného vysvětlení pozorovaných dat ještě před zohledněním těchto dat. Posteriorní pravděpodobnost jednotlivých hypotéz  $h$  po zohlednění nových dat  $d$  ( $P(h|d)$ ) potom může být vypočítána podle Bayesovy věty (viz *Rovnice (5)*), která apriorní pravděpodobnost hypotéz kombinuje s jejich věrohodností ( $P(d|h)$ ), tj. s pravděpodobností, že pozorovaná data byla vygenerována kauzálním mechanismem předpokládaným hypotézami  $h$ . V případě, že člověk zvažuje pouze dvě hypotézy, relativní míra přijatelnosti hypotéz  $h_1$  a  $h_0$  po zohlednění nových dat může být vyjádřena prostřednictvím posteriorní šance (viz *Rovnice (6)*), která přímo vyplývá z Bayesovy věty. Z oddílu věnovanému základům bayesovského usuzování (viz *1.3.1 Základy bayesovského usuzování*) již víme, že tuto posteriorní šanci ovlivňují dva faktory. Jedním je věrohodnostní poměr (nazývaný také Bayesův faktor), který vyjadřuje poměr pravděpodobností, že pozorovaná data  $d$  byla vygenerována kauzálními mechanismy reprezentovanými dvěma zvažovanými hypotézami  $h_1$  a  $h_0$ . V případě, že je tento poměr větší než 1 (případně 0, pokud tento poměr vyjádříme v logaritmech), potom to znamená, že hypotéza  $h_1$  dokáže aktuálně pozorovaná data vysvětlit lépe než hypotéza  $h_0$ . V případě, že je tento poměr menší než 1 (resp. menší než 0), znamená to, že je to naopak hypotéza  $h_0$ , která dokáže pozorovaná data relativně lépe vysvětlit. Druhým faktorem ovlivňujícím hodnotu posteriorní šance je potom apriorní šance, která vyjadřuje poměr apriorních pravděpodobností zvažovaných hypotéz  $h_1$  a  $h_0$ . V případě, že je tento poměr větší než 1

(resp. větší než 0), znamená to, že před zohledněním nových dat je za relativně přijatelnější vysvětlení považována hypotéza  $h_1$ . V případě, že je tento poměr menší než 1 (resp. menší než 0), znamená to, že je to naopak hypotéza  $h_0$ , která je apriorně považována za relativně přijatelnější vysvětlení.

Pro ilustraci interakce dvou výše uvedených faktorů v rámci kauzálního usuzování Griffiths s Tenenbaumem uvádějí příklad dvou analogických situací, které se liší pouze v apriorní pravděpodobnosti zvažované alternativní hypotézy  $h_1$ . V první situaci se experimentálně ověřuje, zda lze pomocí genetického inženýrství ovlivnit pohlaví nově narozených laboratorních krys. Krysím samicím byla v době jejich březosti vpravena do těla nově vyvinutá chemická látka a zaznamenávalo se, jaké pohlaví mají jejich čerstvě narozená mláďata. V rámci výše uvedeného formálního schématu kauzálního usuzování alternativní hypotéza  $h_1$  a nulová hypotéza  $h_0$  a reprezentují teorie, že chemická látka pohlaví krysích mláďat ovlivňuje, resp. neovlivňuje. Ve druhé situaci se náš kamarád snaží přesvědčit, že disponuje schopností psychokineze, tj. že dokáže vyvolat či ovlivnit pohyb fyzického předmětu pouze silou svých myšlenek. Abychom otestovali tuto jeho údajnou schopnost, provedeme experiment, v rámci kterého před kamarádem budeme házet mincí a vyzveme ho, aby se pokusil výsledek hodu nějak ovlivnit. V rámci výše uvedeného formálního schématu kauzálního usuzování alternativní hypotéza  $h_1$  a nulová hypotéza  $h_0$  reprezentují teorie, že náš kamarád dokáže svými myšlenkami ovlivnit výsledek hodu mincí, resp. že to nedokáže. V obou situacích zvažované teorie o ne/existenci souvislosti mezi jednotlivými proměnnými generují dva různé kauzální grafické modely Graf<sub>1</sub> a Graf<sub>0</sub> zachycené na *Obrázku 18*. Oba grafy mohou být parametrizovány pomocí binomického rozdělení

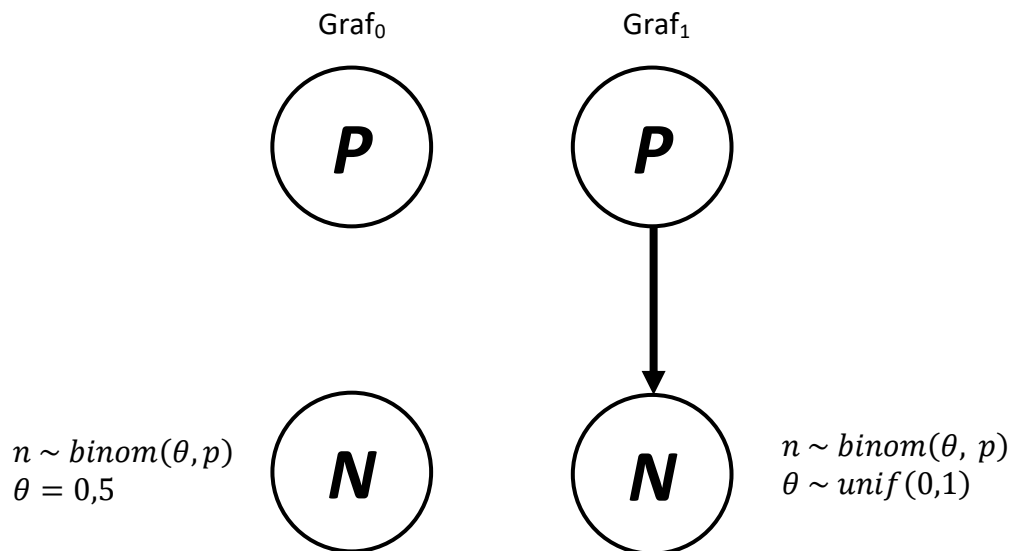
$$P(n|\theta, p) = \binom{p}{n} \theta^n (1 - \theta)^{(p-n)} \quad (14)$$

s parametry  $p$  (počet pokusů, kdy byla krysím samicím podána chemická látka, resp. počet pokusů, kdy se kamarád snažil ovlivnit výsledek hodu mincí svými myšlenkami),  $n$  (počet případů, kdy se narodilo krysí mládě samčího pohlaví, resp. počet případů, kdy padla panna) a  $\theta$  (relativní frekvence výskytu případů, kdy se narodilo krysí mládě samčího pohlaví, resp. kdy padla panna). Pod Grafem<sub>0</sub> očekáváme, že relativní četnost narozených krysích mláďat samčího pohlaví a relativní počet pannen bude 0,5. Pod Grafem<sub>1</sub> očekáváme, že relativní četnost těchto událostí bude jiná než 0,5, někde v rozmezí od 0 do 1. Tato očekávání se



v kauzálních grafech odrážejí v pravděpodobnostech, které jsou přiděleny jednotlivým hodnotám parametru  $\theta$ . Zatímco v případě Grafu<sub>0</sub> je veškerá pravděpodobnost soustředěna v hodnotě 0,5, v případě Grafu<sub>1</sub> je tato pravděpodobnost uniformně rozložena mezi všechny hodnoty v rozmezí od 0 do 1.

**Obrázek 18** Kauzální grafické modely zachycující vztahy mezi dvěma náhodnými proměnnými. Uzel  $P$  představuje přítomnost příčinného faktoru (zde chemická látka, resp. myšlenky kamaráda snažícího se ovlivnit výsledek hodu mincí) a uzel  $N$  představuje následek (zde počet narozených krysích mláďat samčího pohlaví, resp. počet panen při hodu mincí). Šipka označující přítomnost kauzálního vztahu mezi proměnnými  $P$  a  $N$  je přítomná pouze v Grafu<sub>1</sub>, který byl vygenerován alternativní hypotézou  $h_1$ . Grafy jsou parametrizovány pomocí statistického modelu binomického rozdělení – viz *Rovnice (14)*. Více viz hlavní text. Schéma bylo s úpravami převzato od Griffithse a Tenenbauma (2007, s. 189).



Nyní si představme, že v prvních deseti pokusech se narodí 10 krysích mláďat samčího pohlaví, resp. že padne 10 panen. V obou situacích bude věrohodnostní poměr (nebo také Bayesův faktor) velmi silně hovořit ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  a tedy ve prospěch teorie o existenci kauzální souvislosti mezi chemickou látkou a pohlavím krysího mláďete, resp. mezi myšlenkami kamaráda a výsledkem hodu mincí. Při použití níže uvedeného počítačového kódu ve statistickém programu R (R Development Core Team, 2012) můžeme jednoduše spočítat, jaká je relativní úspěšnost jednotlivých hypotéz při předpovědi námi pozorovaných dat. Nejdříve spočítáme věrohodnost nulové hypotézy  $h_0$  ( $P(d|h_0)$ ), která předpokládá, že  $\theta = 0,5$ .

```
# Věrohodnost nulové hypotézy h0 (P(d|h0))
likelihood_h0 <- dbinom( 10 , size=10 , prob=0.5 )
likelihood_h0
```

R kód 1

Poté za použití nespojitě aproximace (*grid approximation*) spočítáme věrohodnost alternativní hypotézy  $h_1$ , která předpokládá, že  $\theta \sim unif(0,1)$ .

```
# Věrohodnost alternativní hypotézy h1 (P(d|h1)) (za použití
nespojité aproximace)
theta_grid <- seq( from=0 , to=1 , length.out=1000 )
likelihood <- dbinom( 10 , size=10 , prob=theta_grid )
likelihood_h1 <- mean(likelihood)
likelihood_h1
```

R kód 2

Nyní můžeme vydělit věrohodnost jedné hypotézy věrohodností druhé hypotézy tak, aby věrohodnost alternativní hypotézy byla v čitateli a věrohodnost nulové hypotézy ve jmenovateli.

```
# Věrohodnostní poměr (BF10, Bayesův faktor ve prospěch
alternativní hypotézy h1)
BF10 <- likelihood_h1/likelihood_h0
BF10
```

R kód 3

Získáme tak věrohodnostní poměr, resp. Bayesův faktor ve prospěch alternativní hypotézy ( $BF_{10}$ ). V případě námi pozorovaných dat (10 „úspěchů“ z 10 pokusů) má  $BF_{10}$  hodnotu 93,5. Tzn. že námi pozorovaná data jsou přibližně 94krát pravděpodobnější za předpokladu platnosti alternativní hypotézy než za předpokladu platnosti nulové hypotézy. Data tak skutečně velice silně favorizují alternativní hypotézu  $h_1$ . Tzn. že samotná data by nás měla významně posunout směrem k přijetí teorie o existenci kauzálních souvislostí mezi chemickou látkou a pohlavím krysího mláděte, resp. mezi myšlenkami kamaráda a výsledkem hodů mincí. Dle bayesovského modelu kauzálního usuzování je však potřeba tuto informaci ještě zkombinovat s apriorní pravděpodobností jednotlivých hypotéz. A právě v tomto ohledu se obě situace od sebe významně liší. V případě genetického inženýrství bude zřejmě pro většinu lidí apriorně přijatelná představa, že prostřednictvím nějaké chemické látky je možné ovlivnit pohlaví krysího mláděte. I kdyby měla apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy hodnotu 1 ku 4 (tzn. že bychom apriorně považovali neexistenci kauzálního vztahu mezi danými proměnnými za 4krát pravděpodobnější než existenci takového vztahu), získaná data by pro nás měla představovat poměrně přesvědčivý

důkaz o existenci kauzální souvislosti mezi aplikací chemické látky a pohlavím krysích mláďat. S pomocí níže uvedeného počítačového kódu můžeme spočítat posteriorní poměr ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  kombinací Bayesova faktoru  $BF_{10}$  a apriorní šance ve prospěch  $h_1$ .

```
# Posteriorní šance ve prospěch h1 (genetické inženýrství)
PriorOdds10 <- 1/4
PosteriorOdds10 <- BF10*PriorOdds10
PosteriorOdds10
```

R kód 4

Při dosazení vypočítaných a předpokládaných hodnot  $BF_{10}$  (93,5), resp. apriorní šance ve prospěch  $h_1$  (1:4) bude mít vypočítaná posteriorní šance ve prospěch  $h_1$  hodnotu 23,4. I přes počáteční nedůvěru v možnost ovlivňování pohlaví pomocí genetického inženýrství v poměru 1 ku 4 je tak po zohlednění pozorovaných dat hypotéza o existenci kauzální souvislosti mezi podáním chemické látky a pohlavím krysího mláděte přibližně 23krát pravděpodobnější než nulová hypotéza o neexistenci takové souvislosti. V případě testování schopnosti psychokineze je situace výrazně odlišná. Přestože i v této situaci data silně favorizují alternativní hypotézu ( $BF_{10} = 93,5$ ), pro mnohé zřejmě bude apriorní pravděpodobnost takové hypotézy natolik nízká, že je ani tyto výsledky nepřimějí k přijetí alternativní hypotézy jako vysvětlení pozorovaných událostí. Např. při apriorní šanci ve prospěch  $h_1$  s hodnotou 1 ku 1000 (což by odpovídalo ještě poměrně mírné skepsi ohledně možnosti existence telekinetických schopností) by posteriorní šance ve prospěch  $h_1$  měla hodnotu pouze 0,09.

```
# Posteriorní šance ve prospěch h1 (parapsychologický experiment)
PriorOdds10 <- 1/1000
PosteriorOdds10 <- BF10*PriorOdds10
PosteriorOdds10
```

R kód 5

Tzn. že i po zohlednění pozorovaných dat bude nulová hypotéza  $h_0$  stále přibližně 11krát (1/0,09) pravděpodobnější než alternativní hypotéza  $h_1$  a my dojdeme k závěru, že 10 pannen v řadě není výsledkem kamarádových psychokinetických schopností, ale pouhá shoda okolností neboli koincidence.

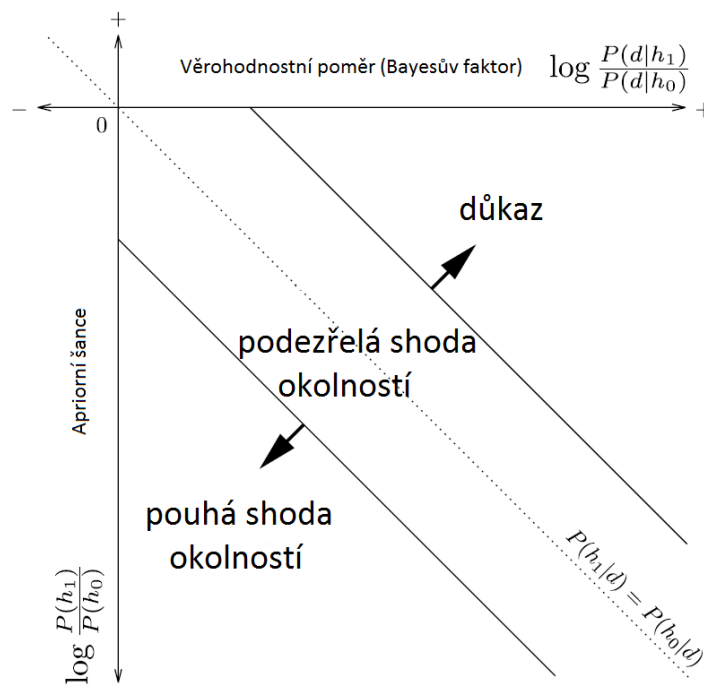
Na základě výše uvedeného lze nyní upřesnit definici koincidence jako události, která představuje důkaz svědčící ve prospěch kauzální teorie, která je alternativní ve vztahu k aktuálně přijímané kauzální teorii, ale tento důkaz není dostatečně silný na to, aby člověka přiměl k přijetí alternativní kauzální teorie. V terminologii bayesovského usuzování se jedná

o situaci, kdy posteriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  zůstává nízká v důsledku kombinace vysokého věrohodnostního poměru ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  a nízké apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$ . Dle této definice se tedy nejsilnější koincidence objevují tehdy, když existuje výrazný konflikt mezi důkazem, který poskytují pozorované události ve prospěch zvažované alternativní teorie, a apriorní plauzibilitou této alternativní teorie. Typicky se tak koincidence objevují tam, kde je aktuálně zastávána kauzální teorie velice silně zakořeněná, díky čemuž jsou k ní alternativní kauzální teorie považovány za apriorně ne příliš plauzibilní.

Na základě této definice koincidencí lze od sebe rovněž dobře odlišit tzv. „pouhé shody okolností“ (*mere coincidences*) a „podezřelé shody okolností“ (*suspicious coincidences*) – zatímco v prvním případě lidé přes překvapivost dané události zůstávají poměrně pevně přesvědčeni, že se za touto událostí neskrývá nic jiného než náhoda, ve druhém případě je překvapivá událost lidmi naopak vnímána jako něco, co v jejich očích činí alternativní kauzální teorii poměrně plauzibilní. V terminologii výše uvedeného modelu koincidencí to znamená, že zatímco v případě pouhé shody okolností i po zvážení překvapivé události (kterou mnohem lépe vysvětluje alternativní teorie) posteriorní šance silně favorizuje nulovou hypotézu  $h_0$ , v případě podezřelé shody okolností je posteriorní šance mnohem méně jednoznačná (její hodnota se pohybuje okolo 1, resp. 0 v případě použití logaritmu posteriorní šance) a člověka podněcuje k dalšímu zkoumání skutečného stavu věcí. V případě, kdy predikční úspěšnost alternativní hypotézy  $h_1$  je natolik výrazná, že převáží i původně nízkou apriorní šanci ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$ , stává se z koincidence normální důkaz ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  reprezentovaný vysokou hodnotou posteriorní šance jasně favorizující alternativní hypotézu. Klíčovou roli v rozlišení mezi pouhou shodou okolností, podezřelou shodou okolností a důkazem tedy hraje hodnota posteriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$ , která je funkcí věrohodnostního poměru a apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$ . Jejich zvýšení nebo naopak snížení ovlivňuje velikost posteriorní šance, a tedy také to, zda lidé vnímají danou událost jako pouhou shodu okolností, podezřelou shodu okolností, nebo jako důkaz svědčící ve prospěch alternativní teorie. Interakce mezi těmito dvěma faktory (která je pro větší předhlednost schematicky zachycena rovněž na *Obrázku 19*) bylo možné pozorovat i v rámci dvou výše uvedených příkladů s genetickým inženýrstvím a zkoumáním kamarádových psychokinetických schopností – vlivem odlišné apriorní šance ve prospěch alternativní

hypotézy  $h_1$  byl stejný druh události (10 „úspěchů“ z 10 pokusů) v prvním případě považován za důkaz ve prospěch alternativní teorie a ve druhém případě za pouhou (náhodnou) shodu okolností. Pro ilustraci vlivu věrohodnostního poměru na posteriorní šanci a posouzení události jako pouhé/podezřelé shody okolností/důkazu ve prospěch alternativní teorie potom postačí pouze mírně upravit původní příklad se zkoumáním kamarádových psychokinetických schopností. Předpokládejme, že kamarád po prvních 10 pokusech pokračuje v experimentu dál a je úspěšný i v následujících 10 pokusech. Taková míra úspěšnosti by v nás již mohla vzbudit určité podezření, že se tu děje něco podivného, co si možná bude vyžadovat jiné vysvětlení než pouhou náhodu a štěstí (např. to, že kamarád má skutečně psychokinetické schopnosti nebo že použitá mince je silně nevyvážená). Pokud by kamarád pokračoval dál a nakonec by byl úspěšný ve všech 100 pokusech, které jsme pro něj připravili, získali bychom tím velice silný důkaz, že se tu skutečně děje něco neobvyklého.

**Obrázek 19** Schematické znázornění přechodu mezi pouhou shodou okolností, podezřelou shodou okolností a důkazem vlivem zvýšení/snížení hodnot věrohodnostního poměru a/nebo apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy. Více viz hlavní text. Schéma bylo s drobnými úpravami převzato od Griffithse a Tenenbauma (2007, s. 191).



Do Griffithsovy a Tenenbaumovy definice koincidencí rovněž dobře zapadá zde již uvedené tradiční vysvětlení toho, proč lidé mají tendenci přeceňovat neobvyklost koincidencí, totiž že

lidé si ne vždy dobře uvědomují, že koincidence tvoří pouze malou část množiny jevů a událostí, které se rovněž mohly stát koincidencemi, ale nestaly se jimi. Množina těchto potenciálních, ale nikdy nerealizovaných koincidence v bayesovském modelu představuje veškerá relevantní dostupná data, která jsou jiná než ta, která v dané situaci aktuálně zvažujeme, a která by se tak měla promítnout do apriorní šance zvažovaných hypotéz a jejím prostřednictvím ovlivnit jejich posteriorní šanci. Když si tento druh dat označíme jako  $d^*$ , získáme níže uvedenou rovnici představující pouze mírně upravenou variantu *Rovnice (6)*:

$$\frac{P(h_1|d, d^*)}{P(h_0|d, d^*)} = \frac{P(d|h_1)P(h_1|d^*)}{P(d|h_0)P(h_2|d^*)}. \quad (15)$$

Klíčový rozdíl oproti *Rovnici (6)* je ten, že je zde nyní explicitně specifikováno, že apriorní pravděpodobnost zvažovaných hypotéz by měla být rovněž podmíněna množinou potenciálních, ale nikdy nerealizovaných koincidence  $d^*$ . A protože události  $d^*$  jsou mnohem více v souladu s nulovou hypotézou než s alternativní hypotézou, výsledná apriorní šance bude výrazně favorizovat nulovou hypotézu a upřednostňovat ten závěr, že pozorovaná událost  $d$ , jakkoli překvapivá (poměřováno věrohodnostním poměrem ve prospěch alternativní hypotézy), je pouhou shodou okolností. Z toho je rovněž zřejmé, že zohlednění události  $d^*$  by nemělo mít žádný vliv na překvapivost pozorované události  $d$ , ale pouze na míru ochoty člověka akceptovat alternativní kauzální teorii na základě takové události – ostatně i ten největší skeptik a racionalista, který nebude mít tendenci činit ukvapené závěry ohledně existence kauzálních souvislostí na základě vnímané koincidence událostí, bude pravděpodobně zažívat velké překvapení, když na dovolené na druhém konci světa potká svého nejlepšího kamaráda ze základní školy, kterého již více jak 25 let neviděl a o kterém se předtím bavil během cesty na tuto dovolenou se svou manželkou. Protože však všimnout si něčeho, co se stát mohlo, ale nestalo, je mnohem obtížnější než si všimnout toho, co se skutečně stalo<sup>1</sup>, lidé ve svém úsudku nezohledňují události  $d^*$  dostatečně, což se potom může projevit tím, že lidé považují alternativní kauzální teorie apriorně za více plauzibilní, než by si tyto alternativní teorie „zasloužily“, a že se na základě překvapivých událostí  $d$  k těmto alternativním kauzálním teoriím přiklání až s příliš velkou (iracionální) „lehkostí“.

<sup>1</sup> Není zřejmě známější ilustrace této naší slepoty k ne-událostem než literární postava Sherlocka Holmese, který v detektivním příběhu *Stříbrný lysáček* (Doyle, 2009) označil neštěkajícího psa za klíčovou stopu k vyřešení celého případu (protože hlavním podezřelým tak musel být někdo, koho pes dobře znal).

Popsané rozlišení mezi překvapivostí koincidencí a mírou ochoty akceptovat alternativní teorie na základě vnímaných koincidencí představuje pouze jedno z několika „vylepšení“ původní teorie koincidencí coby nepravděpodobných druhů událostí. Díky tomu, že bayesovský model definuje koincidence v termínech relativního srovnání predikční úspěšnosti alternativních kauzálních teorií, je nyní zřejmé, jaké druhy událostí jsou pro posuzování míry podezřelosti událostí relevantní – je to jednoduše dáno tím, jaké alternativní kauzální teorie člověk implicitně zvažuje při snaze vysvětlit pozorované události, přičemž jejich apriorní pravděpodobnost je přímo úměrná míře přijatelnosti kauzálních teorií, které daný druh událostí generují. Vzhledem k tomu, že usuzování o koincidencích je zde pojato jako druh bayesovského usuzování, lze v rámci tohoto modelu úspěšně uchopit i ty situace, kdy je relevantní větší počet různých druhů událostí. Tím, že jsou v rámci bayesovského modelu alternativní a nulová hypotéza definovány prostřednictvím rozdělení pravděpodobnosti, lze tento model – na rozdíl od teorie nepravděpodobných druhů událostí – bez větších obtíží aplikovat rovněž na spojité proměnné.

Z hlediska validizace bayesovského modelu koincidencí je důležité, že z něj vyplývá několik empirických předpovědí umožňujících výzkumně ověřit, do jaké míry se lidský úsudek s těmito předpověďmi shoduje. Tyto empirické předpovědi jsou uvedeny níže:

1. Událost bude považována za koincidence tehdy, když věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní kauzální teorie ( $h_1$ ) nebude dostatečně velký na to, aby překonal apriorní šanci v neprospěch této kauzální teorie. Událost se může změnit z pouhé koincidence na důkaz svědčící ve prospěch alternativní kauzální teorie zvýšením věrohodnostního poměru ve prospěch alternativní kauzální teorie ( $h_1$ ) a/nebo zvýšením apriorní šance ve prospěch alternativní kauzální teorie ( $h_1$ ).
2. Věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní kauzální teorie ( $h_1$ ) by měl odpovídat síle (míře podezřelosti) vnímané koincidence.
3. Vnímaná síla (míra podezřelosti) koincidence odpovídá vnímané síle (míře přesvědčivosti) důkazu o existenci kauzálních souvislostí.

Griffiths s Tenenbaumem (2007) tyto předpovědi empiricky ověřovali pomocí několika experimentů, ve kterých bylo úkolem pokusných osob v několika různých úlohách hodnotit míru, v níž pro ně pozorované události představují podezřelé shody okolností, resp. důkazy ve prospěch nějaké kauzální teorie. Výsledky těchto experimentů ukázaly, že intuitivní úsudek lidských subjektů se překvapivě dobře shoduje s předpověďmi bayesovského modelu

koincidencí. Konkrétně tyto experimenty ukázaly, že lidé při usuzování o koincidencích dokážou správně vyhodnocovat dostupné empirické důkazy (tj. posuzovat míru, v níž jednotlivé události podporují zvažované kauzální teorie) a dokážou také tyto důkazy adekvátním způsobem kombinovat s apriorními pravděpodobnostmi jednotlivých kauzálních teorií. Tzn. že podle těchto autorů lidé v kontextu kauzálního usuzování dokážou vyhodnocovat koincidence racionálním způsobem, tj. v souladu s principy bayesovského usuzování, které definují optimální způsob učení se z dat (McElreath, 2016).

Jak je potom ale možné, že lidé na základě vnímaných koincidencí často dospívají k nesprávným a iracionálním přesvědčením? Na tuto otázku Griffiths s Tenenbaumem odpovídají tak, že pravděpodobným (protože z hlediska výše uvedených zjištění jediným zbývajícím) zdrojem těchto iracionálních přesvědčení jsou špatně nastavené apriorní pravděpodobnosti jednotlivých kauzálních teorií, konkrétně jejich nadhodnocování. Zdrojem iracionality při vyhodnocování koincidencí podle nich tedy není to, že by lidé viděli důkazy tam, kde žádné nejsou, ale to, že pouze špatně odhadují, jak silné by tyto důkazy měly být, aby je to „opravňovalo“ k přijetí alternativních kauzálních teorií. Jednou z možných (kognitivních) příčin nadhodnocování apriorních pravděpodobností může být zde již zmiňovaná tendence lidí nezohledňovat ve svém úsudku o koincidencích velkou množinu jevů a událostí, které se mohly stát koincencemi, ale nestaly se jimi. Na základě argumentů Gopnikové a Meltzoffa (1997), podle kterých vědecké myšlení dospělých vyrůstá ze schopnosti dětí objevovat nové kauzální vztahy a souvislosti ve fyzickém i sociálním světě, do kterého se narodily, Griffiths s Tenenbaumem uvažují rovněž o možnosti, že nadhodnocování apriorních pravděpodobností je jakýmsi pozůstatkem z našeho dětství. V této fázi našeho života je totiž poměrně adaptivní strategií být tak trochu „konspirativním myslitelem“, který předpokládá, že za pozorovanými koincencemi se skrývají nové kauzální souvislosti, protože tomu tak skutečně často je. Avšak v kontextu ohromného množství vědeckého poznání naakumulovaného moderní společností (ale nikoli již např. v rámci společností tzv. „předvědeckých“) takové nastavení mysli vede k tomu, že koincidence ve většině případů vedou k chybným a iracionálním závěrům ohledně existence nových kauzálních vztahů. Jinak řečeno, v situaci, kdy většina aktuálně zastávaných teorií je více či méně pravdivá, většina koincidencí představuje pouhé (náhodné) shody okolností a nikoli náznak možné existence dosud netušených kauzálních struktur a mechanismů. Tato vývojově-psychologická hypotéza našla částečnou podporu ve výsledcích pozdějšího výzkumu Lucase et al. (2014), kteří zjistili,



že děti si ve srovnání s dospělými lépe osvojují neobvyklé abstraktní kauzální principy. To je v souladu s hypotézou, že úsudek dětí je méně ovlivněn apriorními očekáváními založenými na předchozích zkušenostech – jejich přesvědčení jsou více neurčitá, a ve svém úsudku tak dávají větší váhu novým statistickým důkazům než dospělí. Podle Lucase et al. je rozdíl mezi dětmi a dospělými analogický rozdílu mezi systémem s „nízkou“ a „vysokou teplotou“, což jsou pojmy spojené s optimalizačním algoritmem simulovaného žíhání (*simulated annealing*), který se při prohledávání stavového prostoru a hledání globálního optima inspiruje metalurgickým procesem žíhání oceli: *„Při prohledávání stavového prostoru se může snadno stát, že algoritmus uvázne v lokálním minimu. V metodě se tomu snažíme zabránit tím, že provádíme i změny k horšímu, velké hlavně zpočátku, a díky tomu se můžeme dostat z lokálního minima. Velikost změny závisí na teplotě. Čím větší je teplota, tím větší se provádí změny. Algoritmus pracuje pouze s jedním kandidátním řešením. Obyčejný gradientní algoritmus přijímá nové řešení, pouze pokud je lepší než řešení stávající. Při simulovaném žíhání jsou s určitou pravděpodobností přijímána i řešení horší. Pravděpodobnost přijetí i horšího řešení je přímo závislá na teplotě a nepřímo na velikosti zhoršení. V průběhu výpočtu algoritmu je teplota postupně snižována na základě rychlosti konvergence (přibližování se cíli). Pokud algoritmus konverguje rychle (hodnocení stavů rychle klesá), snižuje se teplota také rychle a algoritmu je tak bráněno pokračovat do hůře hodnoceného stavu. Konverguje-li algoritmus pomalu (hodnocení stavů moc neklesá), zpomalí se snižování teploty, aby se případně podařilo vyprostit z lokálního minima.“* („Simulované žíhání“, 2016). Analogicky k procesu simulovaného žíhání jsou tak podle Lucase et al. děti více otevřené a „fluidní“ při zvažování možných kauzálních mechanismů skrytých za pozorovanými jevy a událostmi, zatímco dospělí jsou více „zakořenění“ ve svých již existujících názorech a přesvědčeních, takže je pro ně obtížnější přimět se ke zvážení alternativních vysvětlení toho, co pozorují. Tento rozdíl mezi dětmi a dospělými lze alternativně vyjádřit rovněž v piagetovských pojmech *asimilace* a *akomodace* (Piaget, 1999; Piaget & Inhelderová, 2014) tak, že děti a dospělí se mezi sebou liší v relativní míře zastoupení těchto dvou procesů v rámci jejich každodenního kognitivního fungování. Tento možný rozdíl v kognitivním fungování dětí a dospělých se zdá být rovněž v souladu se zjištěními vývojové psychologie, resp. psychologie osobnosti, že s věkem v průměru dochází ke snižování úrovně osobnostního rysu Otevřenosti ke zkušenosti (*Openness*) (Srivastava et al., 2003; Roberts, Walton, & Viechtbauer, 2006).<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Vedle neadekvátních apriorních pravděpodobností Griffith s Tenenbaumem uvažují jako o další možné příčině

Na původ tendence nadhodnocovat apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz se lze rovněž podívat prizmatem evoluční psychologie a její snahy identifikovat selekční tlaky, které v průběhu evoluce člověka tvarovaly nejen jeho fyzické tělo, ale také jeho psychické ústrojenství či „duševní orgány“ (Pinker, 1997; Tooby & Cosmides, 2005). Z hlediska tradičního explanačního schématu evoluční psychologie mají lidé v současnosti tendenci nadhodnocovat apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz proto, že v evoluční minulosti bylo z hlediska pravděpodobnosti přežití a reprodukce relativně výhodnější dopustit se ve svém úsudku chyby v podobě falešně pozitivního nálezu než chyby v podobě falešně negativního nálezu. Jinak řečeno, v prostředí, ve kterém se druh *homo sapiens* vyvíjel, bylo výhodné, když člověk minimalizoval pravděpodobnost toho, že opomine nějaké riziko nebo naopak nějakou příležitost, a to i za tu cenu, že se mu občas stane, že jím detekovaný „signál“ bude falešný. Jak konstatuje Shermer (2002, s. 7): *„U člověka se vyvinula schopnost hledat a nacházet souvislosti mezi věcmi a událostmi v jeho prostředí (hadům, co chřestí, je dobré se vyhýbat), a ti, kdo si v tom vedli nejlépe, za sebou zanechali nejvíce potomků. My jsme potomci takových lidí. Problém spočívá v tom, že kauzální usuzování není bezchybné. Souvislosti mezi věcmi a událostmi máme tendenci nacházet i tam, kde se žádné nenacházejí. Tato chyba má dvě různé podoby: falešně negativní nálezy nás mohou zabít (hadi, co chřestí, nepředstavují riziko); falešně pozitivní nálezy pouze plýtvají naším časem a energií (dešťový tanec ukončí sucho). Po našich předcích nám zůstalo dědictví falešně pozitivních nálezů – hypnopompické halucinace se stávají duchy a mimozemšťany; klepání v prázdném domě naznačuje přítomnost duchů a poltergeistů; světla a stíny na stromě se stávají Pannou Marií; náhodné stíny vrhané horami na Marsu jsou vnímány jako tvář*

---

iracionálních závěrů založených na koincidencech o nedostatečné míře následného systematického ověřování reálného základu podezřelých koincidencech. Upozorňují na to, že k iracionálním přesvědčením lidé často dospívají tam, kde je takové systematické ověřování z různých důvodů obtížněji realizovatelné, např. u těžko postižitelných jevů, jako je synchronicita nebo mimosmyslové vnímání. Zde je však potřeba poznamenat, že k ověření reálného základu vnímaných koincidencech mnohdy stačí něco tak jednoduchého jako je zapisovat si pravidelně do deníku výskyt událostí, které jsou pro posouzení reálnosti dané koincidence relevantní. Viz např. výzkum Jamese Alcocka a jeho studentů (Hines, 2003), kteří požádali skupinu osob, které tvrdily, že se jim zdají věštecké sny, aby si pečlivě zaznamenávaly všechny své sny do deníku. Tím, že účastníci tohoto výzkumu přiměli věnovat pozornost rovněž těm případům, které zpochybňovaly jejich věštecké schopnosti, se jejich přesvědčení o vlastních věšteckých schopnostech po absolvování tohoto „experimentu“ do značné míry vytratilo. Na druhou stranu je rovněž pravda, že samotná definice událostí, které by měly sloužit jako test reálnosti zkoumaných koincidencech, může být poměrně obtížná – viz diskuze k tomuto tématu např. v Gilovichově publikaci *How we know what isn't so. The fallibility of human reason in everyday life* (1991).

zbudovaná mimozemšťany.“<sup>1</sup> Toto chování se zdá být rovněž v souladu s výsledky experimentů, které poukazují na to, že v úlohách, kde člověk musí řešit dilema explorace (sběr nových informací) vs. exploatace (využívání stávajících informací) (*explore/exploit tradeoff*), lidé mají tendenci explorovat více než by odpovídalo optimálnímu řešení dané situace (např. Meyer & Shi, 1995; Steyvers, Lee, & Wagenmakers, 2009; Tversky & Edwards, 1966). Ať už je konkrétní příčina toho, proč mají lidé tendenci nadhodnocovat apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz, jakákoli, z hlediska Griffithsova a Tenenbaumova modelu rozdíl mezi situacemi, kdy lidé na základě vnímaných koincidencí dospívají k významným objevům, nebo naopak k pouhým pověrám, není kvalitativní, ale pouze kvantitativní povahy. Tzn. že samotný mechanismus usuzování je v obou situacích totožný, rozdíl je pouze v míře adekvátnosti nastavení jednoho jeho klíčového parametru. Jak konstatuje Kruschke (2011a) v komentáři k jednomu svému blogovému příspěvku: *„Jestliže používáme bayesovské modely myšlení, jak potom vysvětlíme existenci interindividuálních rozdílů a abnormálního/iracionálního chování?... Jedna odpověď... [spočívá] v odlišné míře, s níž se jednotliví lidé řídí Bayesovou větou. Jinou možností je to, že bychom pojímali všechny druhy chování jako chování, které se řídí Bayesovou větou, avšak v rámci různých modelových struktur. Z tohoto hlediska by se tak mohly všechny druhy chování řídit Bayesovou větou, ale opíraly by se při tom o různé apriorní pravděpodobnosti a různé věrohodnostní funkce.“*<sup>2, 3</sup> V tomto ohledu se tak Griffiths s Tenenbaumem významně odchyľují od pozice výzkumné

---

<sup>1</sup> „Humans evolved the ability to seek and find connections between things and events in the environment (snakes with rattles should be avoided), and those who made the best connections left behind the most offspring. We are their descendants. The problem is that causal thinking is not infallible. We make connections whether they are there or not. These misidentifications come in two varieties: false negatives get you killed (snakes with rattles are okay); false positives merely waste time and energy (a rain dance will end a drought). We are left with a legacy of false positives—hypnopompic hallucinations become ghosts or aliens; knocking noises in an empty house indicate spirits and poltergeists; shadows and lights in a tree become the Virgin Mary; random mountain shadows on Mars are seen as a face constructed by aliens.“

<sup>2</sup> „If we use Bayesian models of mind, then how do we account for individual differences, and specifically, for abnormal/irrational behavior?... [O]ne answer... [lies in] differing degrees of fidelity to Bayes' rule. Another possibility is that behavior of all types can be construed as obeying Bayes' rule but on different model structures. From this perspective, different behaviors might all be using Bayes' rule accurately, but based on different priors and likelihood functions.“

<sup>3</sup> V této souvislosti viz také současná snaha některých výzkumníků vysvětlit povahu některých duševních onemocnění jazykem bayesovského usuzování, konkrétně jako poruchu bayesovské integrace dostupných důkazů se stávajícími přesvědčeními (např. Browning et al., 2015; Dima et al., 2009; Fletcher & Frith, 2009; Huys, Daw & Dayan, 2015; Manning et al., 2015; Pellicano & Burr, 2012; Teufel et al., 2015; Turi et al., 2016). Lidé trpící nějakou duševní nemocí – např. schizofrenií, onemocněním autistického spektra či úzkostnou poruchou – mohou ve svém úsudku v různých situacích nepřiměřeně silně zohledňovat buď dostupné důkazy, nebo naopak svá apriorní přesvědčení založená na jejich předchozích zkušenostech. Přes první zajímavé výsledky výzkumů v této oblasti nejsou závěry, které z nich vyplývají, nijak jednoznačné a neposkytují jasný obrázek ohledně možné příčiny studovaných duševních onemocnění.

tradice heuristik a zkreslení (Baron, 2008; Gilovich, 1991; Hastie & Dawes, 2010; Plous 1993), podle které lidé dospívají k iracionálním závěrům na základě vnímaných koincidencí proto, že se ve svém úsudku neřídí racionálními principy statistického usuzování.

---

### 3 VALIDIZACE BAYESOVSKÉHO MODELU VNÍMÁNÍ KOINCIDENCÍ

*“How often have I said to you that when all other  $\vartheta$  yield  $P(x|\vartheta)$  of 0, whatever remains, however low its  $P(\vartheta)$ , must have  $P(\vartheta|x) = 1$ ?”*

SHERLOCK HOLMES, *parafrázováno*

*„At the heart of science is an essential tension between two seemingly contradictory attitudes – an openness to new ideas, no matter how bizarre or counterintuitive they may be, and the most ruthless skeptical scrutiny of all ideas, old and new.“*

CARL SAGAN, *The demon-haunted world: Science as a candle in the dark*

V předchozí kapitole popsaný Griffithsův a Tenenbaumův bayesovský model koincidencí představuje velice zajímavý a do značné míry i obrazoborecký pokus o redefinici známého kognitivně-psychologického jevu koincidencí, který je obvykle uváděn jako ukázkový příklad lidské iracionality, z teoretické pozice bayesovské kognitivní vědy, která vychází z předpokladu, že fungování lidské mysli se v mnoha ohledech řídí principy racionálního usuzování a rozhodování (viz také kapitola 1 *I/RACIONALITA LIDSKÉHO MYŠLENÍ*). Prostřednictvím popisu role koincidencí v rámci racionálního procesu kauzálního usuzování se tomuto modelu ve srovnání s předchozími teoretickými modely podařilo plněji uchopit fenomén koincidencí a rovněž zprostředkovat zajímavý vhled do možných příčin vzniku iracionálních přesvědčení na základě vnímaných koincidencí. Tento model je rovněž předmětem této kapitoly, ve které jsou popsány dvě předregistrované výzkumné studie, jejichž cílem je nezávisle ověřit empirické předpovědi tohoto modelu a zároveň jeho prizmatem prozkoumat některé dispoziční a situační souvislosti vnímání koincidencí a na nich založených kauzálních úsudků.

#### 3.1 Výzkumná studie č. 1 - Dispoziční aspekty vnímání koincidencí

##### 3.1.1 Úvod

Podle Griffithsova a Tenenbaumova bayesovského modelu koincidencí, když lidé uvažují o tom, nakolik je určitý jev pouze náhodnou shodou okolností, nebo naopak důkazem ve prospěch zvažované alternativní hypotézy o kauzálním fungování světa, řídí se ve svém úsudku poměrem posteriorních pravděpodobností alternativní a nulové (aktuálně zastávané)

hypotézy, který je funkcí poměru věrohodností a apriorních pravděpodobností těchto hypotéz (viz Rovnice (6) a (7)). Podle výsledků Griffithsem a Tenenbaumem provedených experimentů lidé dokážou správně vyhodnocovat dostupné statistické důkazy ve prospěch zvažovaných hypotéz (tj. dokážou správně určit věrohodnostní poměr) a také je dokážou správně kombinovat s apriorní pravděpodobností těchto hypotéz (tj. dokážou správně určit posteriorní šanci při daném věrohodnostním poměru a apriorní šanci). Tento závěr je v rozporu se zjištěními výzkumné tradice heuristik a zkreslení, podle které lidé nejsou schopni intuitivně uvažovat statisticky a pravděpodobnostně (např. Kahneman Tversky, 1972; Slovic, Fischhoff, & Lichtenstein, 1976; Tversky & Kahneman, 1974). Zjevný fakt, že lidé často zaměňují „signál se šumem“ (Silver, 2014) a že na základě vnímaných koincidencí často dospívají k různým iracionálním přesvědčením, potom Griffiths s Tenenbaumem vysvětlují nesprávnou kalibraci apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz. To, zda lidé na základě vnímané koincidence událostí dospějí k významnému objevu, nebo naopak k pouhé pověře, tak podle tohoto modelu není dáno tím, že by lidé posuzovali koincidence kvalitativně odlišným způsobem (tak jak to předpokládá výzkumná tradice heuristik a zkreslení), ale pouze odlišnou mírou adekvátnosti nastavení jednoho kvantitativního parametru v rámci jednoho a téhož mechanismu usuzování.

Vzhledem k jisté „kontroverznosti“ závěrů vyplývajících z tohoto modelu, je velice žádoucí znovu nezávisle ověřit jeho hlavní předpovědi. Tento cíl nabývá na důležitosti v kontextu tzv. „krize důvěry“ (nejen) v psychologických vědách (viz např. Open Science Collaboration, 2015; Maxwell, Lau, & Howard, 2015; Button et al., 2013; Begley & Ellis, 2012; John, Loewenstein, & Prelec, 2012; Nosek & Bar-Anan, 2012; Nosek, Spies, & Motyl, 2012; Pashler, Wagenmakers, 2012; Simmons, Nelson, & Simonsohn, 2011; Ioannidis, 2005), která je spojená s překvapivě nízkou mírou reprodukovatelnosti výsledků řady původních výzkumných studií v důsledku spolupůsobení takových faktorů, jako je publikační zkreslení, používání nedostatečně velkých výzkumných souborů, nerozlišování mezi explorativním a konfirmačním výzkumem či spoléhání se na statistické metody, které přeceňují sílu důkazů v neprospěch nulové hypotézy. Pokus o nezávislé ověření některých předpovědí baysovského modelu koincidencí proto představuje jeden ze dvou hlavních cílů této

výzkumné studie<sup>1</sup>. Druhý hlavní výzkumný cíl potom vyplývá ze skutečnosti, že bayesovský model koincidencí představuje radikálně odlišný pohled na podstatu koincidencí, což nám dává možnost podívat se novými očima na interindividuální rozdíly v tom, jak lidé posuzují koincidence a jak na jejich základě usuzují na existenci nových kauzálních vztahů a souvislostí. V tomto ohledu tato výzkumná studie spadá do relativně mladého vědního oboru kognitivní psychometrie, která využívá kognitivní modely zpracování informací jakožto psychometrické modely pro měření interindividuálních rozdílů při řešení různých kognitivních úloh (viz oddíl 1.3.3 *Kognitivní (psychometrické) modely*).

Kvůli zvýšení věrohodnosti získaných výsledků byla tato výzkumná studie předregistrována v rámci platformy *Open Science Framework* (<https://osf.io/ryskc/>), kde bylo dopředu specifikováno, jakým způsobem budou data získaná v rámci tohoto výzkumu analyzována.

### 3.1.2 Výzkumné cíle & hypotézy

Zde prezentovaný výzkum má tři dílčí cíle. Tím prvním je nezávislá replikace některých zjištění z původní Griffithsovy a Tenenbaumovy studie, které naznačují, že lidé dokážou správně vyhodnocovat statistické důkazy a adekvátním způsobem kombinovat statistické důkazy s apriorní znalostí plauzibility zvažovaných hypotéz. Druhým cílem je empirické ověření Griffithsem a Tenenbaumem postulované hypotézy, že primárním zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí je apriorní část bayesovského modelu koincidencí. S druhým cílem úzce souvisí také třetí výzkumný cíl, který spočívá jednak v ověření toho, zda v rámci bayesovského modelu koincidencí mezi lidmi existují systematické rozdíly v jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy a ve sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí, a jednak v explorativní analýze vztahu mezi těmito interindividuálními rozdíly a jinými aspekty kognitivního fungování, u kterých existují určité doklady pro to, že souvisejí s iracionálním myšlením.

---

<sup>1</sup> V tomto svém aspektu tato studie nepředstavuje přímou replikaci původního výzkumu (*direct replication*), ale spíše jeho tzv. koncepční replikaci (*conceptual replication*), tzn., že původní zjištění jsou zde ověřována za použití mírně odlišných metod a postupů, než které byly použity v původním výzkumu.

### *První výzkumný cíl*

V rámci prvního výzkumného cíle ověřuji tři hlavní předpovědi, které vyplývají z bayesovského modelu koincidencí a které byly podpořeny výsledky Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie:

- A. Událost se může změnit z koincidence v důkaz ve prospěch alternativní teorie s tím, jak se zvýší apriorní šance nebo věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní teorie.
- B. Věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní teorie odpovídá síle (míře podezřelosti) vnímané koincidence.
- C. Vnímaná síla (míra podezřelosti) koincidence odpovídá vnímané síle (míře přesvědčivosti) důkazu ve prospěch alternativní teorie.

Tyto předpovědi testuji prostřednictvím administrace čtyř sad úloh převzatých z Griffithsovy a Tenenbaumovy studie pod názvy *Psychokineze*, *Genetické inženýrství*, *Bombardování Londýna* a *Lemuří kolonie* (podrobnější popis těchto úloh viz oddíl 3.1.4 *Metody*). U první předpovědi (A) používám úlohy *Psychokineze* a *Genetické inženýrství* a očekávám, že odpovědi probandů (určování posteriorní pravděpodobnosti existence daného jevu a označování prezentovaných událostí jako pouhých koincidencí nebo naopak jako přesvědčivých důkazů ve prospěch alternativní teorie) budou ovlivněny změnami ve věrohodnostním poměru a v apriorní šanci. Tzn. že bychom měli pozorovat oba dva hlavní efekty – vliv manipulace s četností úspěchů (47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a vliv způsobu zarámování úlohy (psychokineze vs. genetické inženýrství) – a rovněž interakci mezi těmito dvěma hlavními efekty.

U druhé předpovědi (B) používám úlohu *Bombardování Londýna* a očekávám, že probandy udávaná síla (míra podezřelosti) koincidencí bude pozitivně korelovat s věrohodnostním poměrem (Bayesovým faktorem) ve prospěch alternativní hypotézy o neuniformní distribuci dopadů bomb v Londýně. Rovněž očekávám, že budeme pozorovat vliv manipulace (i) s počtem dopadlých bomb, (ii) s poměrem bomb dopadnuvších dle uniformního, resp. Gaussova rozdělení a (iii) s mírou rozptylu dopadů bomb na probandy udávanou sílu (míru podezřelosti) koincidencí. Naopak neočekávám, že by manipulace s centrální oblastí dopadů bomb měla nějaký vliv na odpovědi probandů. Rovněž bychom neměli pozorovat rozdíly v odpovědích probandů na tři mapy, kde jsou zaznamenány dopady bomb vygenerované z čistě uniformního rozdělení.



U třetí předpovědi (C) používám úlohy *Bombardování Londýna* a *Lemuří kolonie* a očekávám, že probandy uváděné hodnocení síly (míry podezřelosti) koincidencí (zjišťované pomocí úlohy *Bombardování Londýna*) bude pozitivně korelovat s probandy uváděným hodnocením síly (míry přesvědčivosti) důkazu ve prospěch alternativní hypotézy o existenci skryté kauzální souvislosti (zjišťovaným pomocí úlohy *Lemuří kolonie*). Kromě toho také očekávám, že odpovědi probandů na úlohu *Lemuří kolonie* ne/budou ovlivněny stejnými druhy manipulací jako jejich odpovědi na úlohu *Bombardování Londýna* (viz předchozí odstavec).

#### *Druhý výzkumný cíl*

V rámci druhého výzkumného cíle prověřuji hypotézu, že zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí je apriorní část bayesovského modelu koincidencí. Tuto hypotézu ověřuji pomocí administrace čtyř již výše uvedených sad úloh převzatých z Griffithsovy a Tenenbaumovy studie. Tyto úlohy umožňují odhadnout úroveň schopnosti probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy (prostřednictvím korelace mezi vypočítanými Bayesovými faktory ve prospěch alternativní hypotézy v úlohách *Bombardování Londýna* a *Lemuří kolonie* na straně jedné a probandy udávanou mírou podezřelosti jednotlivých událostí, resp. probandy udávanou pravděpodobností existence skryté kauzální souvislosti na straně druhé) a míru jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí (prostřednictvím odhadu apriorní pravděpodobnosti, kterou probandi přisuzují alternativní hypotéze v úlohách *Psychokineze* a *Genetické inženýrství*). V případě, že zdrojem iracionality při usuzování na existenci kauzálních souvislostí na základě vnímaných koincidencí je nadhodnocování apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz a nikoli různá míra ne/schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy (která by podle bayesovského modelu koincidencí měla být optimální, nebo téměř optimální, takže odchylky odpovědí probandů od racionálního vyhodnocení dostupných statistických důkazů by měly mít pouze náhodnou povahu), potom bychom měli očekávat nulovou korelaci mezi schopností probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy (zjišťovanou pomocí úloh *Bombardování Londýna* a *Lemuří kolonie*) a mírou jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí (zjišťovanou pomocí úloh *Psychokineze* a *Genetické inženýrství*).

### *Třetí výzkumný cíl*

V rámci třetího výzkumného cíle zjišťuji, zda a jakým způsobem se v rámci bayesovského modelu koincencí projevují systematické rozdíly mezi lidmi z hlediska jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy a z hlediska jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí, a také to, zda tyto interindividuální rozdíly nějak souvisí s jinými aspekty jejich kognitivního fungování. K zodpovězení těchto otázek opět používám všechny čtyři již výše uvedené sady úloh převzaté z Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie. Jak již bylo uvedeno v předchozím odstavci, úlohy *Bombardování Londýna* a *Lemuří kolonie* umožňují odhadnout, jak dobře probandi intuitivně vyhodnocují statistické důkazy. Jestliže v tomto ohledu existují mezi lidmi nějaké systematické rozdíly, potom bychom měli pozorovat pozitivní korelaci mezi schopností vyhodnocovat statistické důkazy napříč oběma úlohami *Bombardování Londýna* a *Lemuří kolonie*. Úlohy *Psychokineze* a *Genetické inženýrství* potom umožňují odhadnout, jakou apriorní pravděpodobnost probandi přisuzují alternativním hypotézám. V případě, že mezi lidmi v tomto existují nějaké systematické rozdíly, potom bychom měli pozorovat, že apriorní pravděpodobnosti ve prospěch alternativní hypotézy spolu budou napříč oběma úlohami *Psychokineze* a *Genetické inženýrství* pozitivně korelovat.

V souladu se Stanovichovou a Westovou (1998) strategií využít k testování hypotéz o příčinách odchylek lidského myšlení od normativních odpovědí vzorce interindividuálních rozdílů ve výkonu probandů v úlohách na usuzování, posuzování a rozhodování (viz oddíl 1.1 *Velká debata o racionalitě*), mohou výsledky výše popsané analýzy posloužit k ověření předpovědi vyplývající z bayesovského modelu koincencí, podle kterého je zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincencí nikoli neschopnost vyhodnocovat statistické důkazy, ale neadekvátně nastavené apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz. Pokud by tato hypotéza platila, měli bychom pozorovat pozitivní korelaci v případě apriorní pravděpodobnosti přisuzované probandy alternativním hypotézám (protože interindividuální rozdíly v této apriorní pravděpodobnosti by podle bayesovského modelu koincencí měly vysvětlovat systematické interindividuální rozdíly v tendenci docházet k iracionálním závěrům na základě vnímané koincidence událostí), ale nikoli v případě vyhodnocování statistických důkazů (protože toto vyhodnocování by podle bayesovského modelu koincencí mělo být optimální, nebo téměř optimální, což by se mělo projevit pouze náhodnou povahou odchylek odpovědí probandů od normativních odpovědí).

Při zkoumání souvislosti mezi schopností vyhodnocovat statistické důkazy a sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí na straně jedné a vybranými aspekty kognitivního fungování na straně druhé administruji vedle čtyř již výše uvedených sad úloh rovněž baterii několika psychometrických testů, které měří řadu různých psychologických konstruktů, konkrétně kognitivní reflexi, racionální myšlení, obecnou inteligenci, otevřenost ke zkušenosti, racionální vs. experienciální styl myšlení, osobní potřebu struktury a víru v existenci paranormálních jevů (podrobnější popis těchto testových metod viz oddíl 3.1.4 *Metody*). Tyto konkrétní psychologické konstrukty jsem vybral proto, že v jejich případě existují nějaké empirické doklady nebo alespoň logické důvody pro jejich souvislost se schopností správně vyhodnocovat dostupné důkazy a/nebo se sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí (více viz oddíl 3.1.4 *Metody*). Objevený vzorec korelací mezi sledovanými proměnnými nám může pomoci určit, které konkrétní psychologické charakteristiky jsou spojené se dvěma hlavními částmi bayesovského modelu koincidencí. Tento vzorec korelací nám může rovněž napovědět, do jaké míry je plauzibilní hypotéza, že zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí jsou neadekvátně nastavené apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz a nikoli neschopnost vyhodnocovat statistické důkazy. Plauzibilitu této hypotézy by podpořilo, kdyby sledované aspekty kognitivního fungování (pro které existují doklady, že určitým způsobem souvisejí s i/racionálním myšlením – viz oddíl 3.1.4 *Metody*) korelovaly silněji (a samozřejmě také v teoreticky očekávaném směru) se sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí než se schopností vyhodnocovat statistické důkazy. Přes zmíněná očekávání je tato část výzkumu čistě explorativní a není s ní spojené testování žádných předem jasně specifikovaných hypotéz.

### 3.1.3 Výzkumný soubor

Mým cílem bylo nasbírat data alespoň od 100 osob. Výzkumný soubor nakonec tvoří příležitostným způsobem vybraná skupina celkem  $n = 108$  osob, které byly rekrutovány jednak v rámci předmětu *Základy obecné psychologie* vyučovaného v prvním ročníku bakalářského studia psychologie na Katedře psychologie FF UK v Praze a rovněž prostřednictvím laboratoří LABELS (*Laboratory of Behavioral and Linguistic Studies* - společné výzkumné pracoviště Psychologického Ústavu AV ČR a FF UK v Praze, viz <http://labels.ff.cuni.cz/>) a PLESS (*Prague Laboratory for Experimental Social Sciences* -

studentská experimentální laboratoř zřízená při Katedře psychologie FF UK v Praze, viz <http://pless.cz/laborator>). V případě probandů (studentů) zapsaných na předmět *Základy obecné psychologie* byla účast na výzkumu součástí jejich běžných studijních povinností, tzn. více či méně povinná. V případě probandů oslovených prostřednictvím laboratoří LABELS a PLESS byla účast zcela dobrovolná, navíc podpořená možností získat výsledky z vyplněných testů kognitivních stylů a schopností a také finanční odměnou v hodnotě 300,- Kč, kterou po absolvování experimentu obdrželo 10 náhodně vybraných probandů; dle namátkového dotazování probandů jejich motivace spočívala buď v čiré zvědavosti a zájmu o obor psychologie nebo v potřebě splnit si některé své studijní povinnosti, případně v kombinaci obého. Průměrný věk probandů činil 22,4 let ( $s = 4,8$ ;  $min = 18$ ;  $max = 47$ ). Z hlediska pohlaví bylo ve výzkumném souboru zastoupeno více žen (75 (69 %)) než mužů (33 (31 %)). Z hlediska úrovně vzdělání se ve výzkumném souboru nacházelo 18 (17 %) osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním, 86 (80 %) osob s ukončeným středoškolským vzděláním s maturitou, 1 (1 %) osoba s ukončeným středoškolským vzděláním bez maturity a 3 (3 %) osoby s ukončeným základním vzděláním.

### **3.1.4 Metody**

V rámci této výzkumné studie bylo všem probandům administrováno celkem 11 různých sad úloh a podnětů, které jsou blíže popsány na následujících řádcích a v některých případech rovněž v přílohách této práce.

#### *Psychokineze*

Soubor 8 úloh převzatých z prvního experimentu Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie, které jsou zarámovány v příběhu o testování psychokinetických schopností. Probandům jsou postupně prezentována data o úspěšnosti 8 osob, které o sobě tvrdí, že mají psychokinetické schopnosti a že dokážou silou pouhé myšlenky ovlivnit výsledek hodu poctivou mincí. Probandi mají k dispozici následující data o úspěšnosti těchto 8 osob při 100 hodech poctivou mincí: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 pannen. Tyto výsledky jsou vždy prezentovány v jednom neměnném (náhodně zvoleném) pořadí: 47, 55, 51, 70, 59, 87, 63, 99. Probandi mají za úkol u každé osoby odpovědět na otázku, jak moc je pravděpodobné, že daná osoba má paranormální schopnosti, a zda daný výsledek představuje pouze náhodnou shodu okolností nebo naopak přesvědčivý důkaz o existenci paranormálních schopností dané

osoby. V případě první otázky probandi používají škálu od 1 do 10, kde 1 znamená „Je velmi nepravděpodobné, že by daná osoba měla paranormální schopnosti“ a 10 naopak „Je velmi pravděpodobné, že daná osoba má paranormální schopnosti“. V případě druhé otázky je volba probandů dichotomická. Viz také náhled zadání jedné z těchto úloh v administračním prostředí *Google formuláře* na *Obrázku 20*.

**Obrázek 20** Náhled zadání jedné z úloh *Psychokineze* v administračním prostředí *Google formuláře*, v rámci kterého byly probandům prezentovány jednotlivé úlohy. Více viz hlavní text.

Skupina vědců zkoumajících paranormální jevy provedla sérii experimentů, v rámci kterých testovali osoby, které o sobě prohlašovali, že mají paranormální schopnosti. Všechny tyto osoby tvrdily, že mají psychokinetické schopnosti: byly přesvědčeny, že pouhou silou své mysli dokážou ovlivnit výsledek hodů mincí. Vědci toto jejich přesvědčení testovali tak, že před každou z osob 100x hodili poctivou mincí a vybídli je, aby silou své mysli ovlivnily výsledek jednotlivých hodů mincí. Za normálních okolností při hodu poctivou mincí padne panna a orel se stejnou pravděpodobností. Výsledky provedených experimentů jsou uvedeny dále. Identita jednotlivých osob je anonymizována; u každé z osob je vždy uveden počet hodů, kdy padla panna, a počet hodů, kdy padl orel.

U každé osoby označte, jak je podle Vás pravděpodobné, že má daná osoba paranormální schopnosti, vezmete-li v potaz výsledky experimentu. Použijte k tomu škálu od 1 do 10, kde 1 znamená VELMI NEPRAVDĚPODOBŇÉ (že by daná osoba měla paranormální schopnosti) a 10 naopak VELMI PRAVDĚPODOBŇÉ (že daná osoba má paranormální schopnosti).

Zároveň u každé z osob označte, zda její výsledek podle Vás představuje POUZE NÁHODNOU SHODU OKOLNOSTÍ, nebo naopak PŘESVĚDČIVÝ DŮKAZ o tom, že daná osoba skutečně disponuje paranormálními schopnostmi. Vždy vyberte jednu z možností.

Kód osoby	Počet hodů, kdy padla <b>panna</b>	Počet hodů, kdy padl <b>orel</b>
O1	47	53

\*

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

---

velmi nepravděpodobné, že by daná osoba měla paranormální schopnosti           
 velmi pravděpodobné, že daná osoba má paranormální schopnosti

---

\*

Výsledek je POUZE NÁHODNÁ SHODA OKOLNOSTÍ  
 Výsledek představuje PŘESVĚDČIVÝ DŮKAZ o tom, že daná osoba má paranormální schopnosti

### *Genetické inženýrství*

Soubor 8 úloh převzatých z prvního experimentu Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie, které se od předchozí sady úloh liší v tom, že prezentovaná data zde představují výsledky 100 pokusů o ovlivnění pohlaví čerstvě narozených krysích mláďat pomocí 8 různých chemických látek vpravených do těla březích krysích samic. Výsledky jednotlivých pokusů i pořadí jejich prezentace je stejné jako u předchozí sady úloh. Úkolem probandů je u každé látky odhadnout, jak moc je pravděpodobné, že daná chemická látka ovlivňuje pohlaví krysího mláděte, a zda daný výsledek představuje pouze náhodnou shodu okolností, nebo naopak přesvědčivý důkaz o schopnosti chemické látky ovlivňovat pohlaví krysího mláděte. Stejně jako u předchozí sady úloh i zde v případě první otázky probandi používají

desetibodovou škálu a v případě druhé otázky dichotomickou škálou – viz náhled zadání jedné z těchto úloh v administračním prostředí *Google formuláře* na *Obrázku 21*.

**Obrázek 21** Náhled zadání jedné z úloh *Genetické inženýrství* v administračním prostředí *Google formuláře*, v rámci kterého byly probandům prezentovány jednotlivé úlohy. Více viz hlavní text.

Skupina vědců zkoumajících možnosti genetického inženýrství provedla sérii experimentů, v rámci kterých testovali látky ovlivňující vývoj plodů laboratorních krys. Předpokládá se, že všechny testované látky působí na pohlavní chromozom: tyto látky mají být schopné ovlivnit to, zda se krysí mládě narodí jako samec, nebo samička. Vědci tento předpoklad testovali tak, že nechali narodit 100 kryších mláďat kryším matkám, kterým podávali jednotlivé testované látky. Za normálních okolností je pravděpodobnost narození krysiho samce a samičky stejná. Výsledky provedených experimentů jsou uvedeny dále. Identita jednotlivých látek je anonymizována; u každé z látek je vždy uveden počet samců a samic, které se narodili kryším matkám, kterým byly podávány jednotlivé testované látky.

U každé látky označte, jak je podle Vás pravděpodobné, že má daná látka vliv na pohlaví nově narozeného krysiho mláděte, vezmete-li v potaz výsledky experimentu. Použijte k tomu škálu od 1 do 10, kde 1 znamená VELMI NEPRAVDĚPODOBNÉ (že by daná látka měla vliv na pohlaví krysiho mláděte) a 10 naopak VELMI PRAVDĚPODOBNÉ (že daná látka má vliv na pohlaví krysiho mláděte).

Zároveň u každé z látek označte, zda její výsledek podle Vás představuje POUZE NÁHODNOU SHODU OKOLNOSTÍ, nebo naopak PŘESVĚDČIVÝ DŮKAZ o tom, že daná látka skutečně ovlivňuje pohlaví nově narozených kryších mláďat. Vždy vyberte jednu z možností.

Kód látky	Počet narozených <b>samců</b>	Počet narozených <b>samic</b>
L1	47	53

\*

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

---

velmi nepravděpodobné, že by daná látka měla vliv na pohlaví krysiho mláděte            velmi pravděpodobné, že daná látka má vliv na pohlaví krysiho mláděte

---

\*

Výsledek je POUZE NÁHODNÁ SHODA OKOLNOSTÍ

Výsledek představuje PŘESVĚDČIVÝ DŮKAZ o tom, že daná látka má vliv na pohlaví krysiho mláděte

### *Bombardování Londýna*

Soubor 12 úloh převzatých z druhého experimentu Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie, které se inspirují kognitivní iluzí spojenou s bombardováním Londýna během druhé světové války (více viz kapitola 2 *VNÍMÁNÍ KOINCIDENCÍ*). Těchto 12 úloh představuje 12 map zachycujících místa dopadu bomb ve čtverci 10 x 10, vždy od -5 do +5 (informace o této škále není na mapě nijak vyznačena). 9 map bylo vytvořeno na základě kombinace uniformního a normálního rozdělení, kde uniformní rozdělení odpovídá náhodnému rozmístění dopadů bomb, a normální rozdělení naopak odpovídá situaci, kdy dopady bomb mají tendenci se shlukovat v jedné oblasti. Při vytváření těchto map se systematicky manipulovalo s hodnotami čtyř parametrů – počtem dopadů bomb ( $N_B$ ), poměrem dopadů bomb, které byly vygenerovány z uniformního rozdělení ( $\alpha$ ), umístěním středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení ( $\ell_c$ ) a velikostí rozptylu dopadů bomb

vygenerovaných z normálního rozdělení ( $\Sigma$ ). Výchozí nastavení parametrů má následující

hodnoty:  $N_B = 50$ ,  $\alpha = 0,3$ ,  $\ell_c = \begin{bmatrix} 3 \\ 3 \end{bmatrix}$  a  $\Sigma = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix}$ . Všechny další hodnoty těchto čtyř

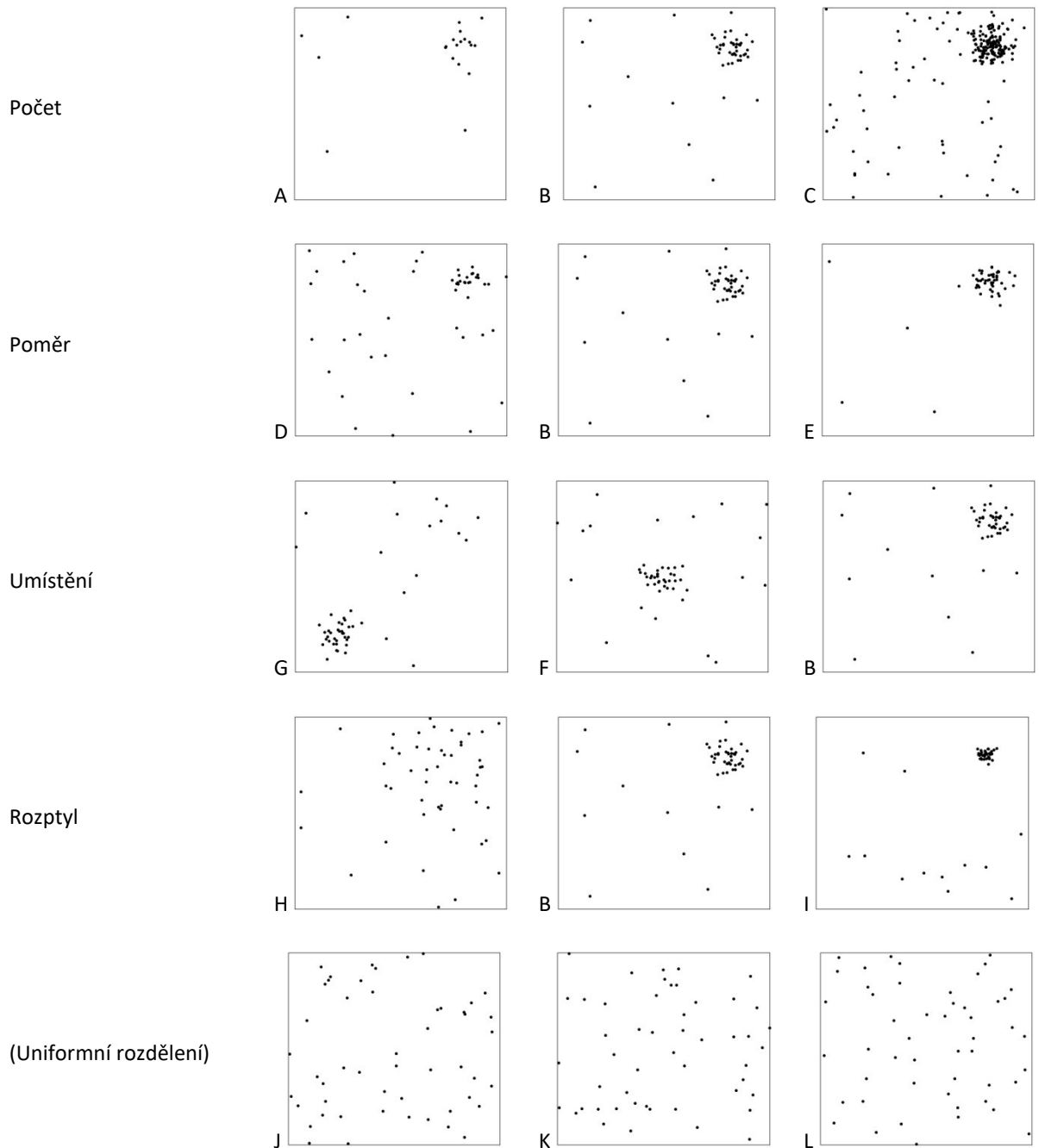
parametrů jsou potom uvedeny v *Tabulce 2*. Na *Obrázku 22* je zobrazeno všech 9 map, které vznikly kombinací různých hodnot jednotlivých parametrů, a také 3 zbývající mapy, které vznikly vygenerováním 50 dopadů bomb z uniformního rozdělení (kvůli opakovanému zobrazení map s výchozím nastavením parametrů je na *Obrázku 22* zobrazeno 15 a nikoli 12 map, které byly probandům prezentovány). Z původní Griffithsovy a Tenenbaumovy studie byly převzaty pouze hodnoty parametrů, nikoli samotné mapy, které byly na základě těchto parametrů vygenerovány *de novo* (pro srovnání na *Obrázku 23* uvádím mapy z původního Griffithsova a Tenenbaumova výzkumu). Všechny mapy a také souřadnice dopadů bomb jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí/Mapy*. Tyto materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Materials/Maps*).

**Tabulka 2** Hodnoty parametrů použitých k vygenerování map dopadů bomb na město Londýn během druhé světové války, které byly použity v rámci tohoto výzkumu. Více viz hlavní text. Údaje z tabulky jsou převzaty od Griffithse a Tenenbauma (2007, s. 202).

Parametr	Hodnoty parametrů		
Počet	$N_B = 20$	$N_B = 50$	$N_B = 200$
Poměr	$\alpha = 0,5$	$\alpha = 0,3$	$\alpha = 0,1$
Umístění	$\ell_c = \begin{bmatrix} -3 \\ -3 \end{bmatrix}$	$\ell_c = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$	$\ell_c = \begin{bmatrix} 3 \\ 3 \end{bmatrix}$
Rozptyl	$\Sigma = \begin{bmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{bmatrix}$	$\Sigma = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix}$	$\Sigma = \begin{bmatrix} \frac{1}{5} & 0 \\ 0 & \frac{1}{5} \end{bmatrix}$

**Obrázek 22** Mapy s místy dopadu bomb vygenerované na základě parametrů uvedených v *Tabulce 2*. Pořadí změn v hodnotách jednotlivých parametrů odpovídá pořadí hodnot těchto parametrů v *Tabulce 2*. Více viz hlavní text.

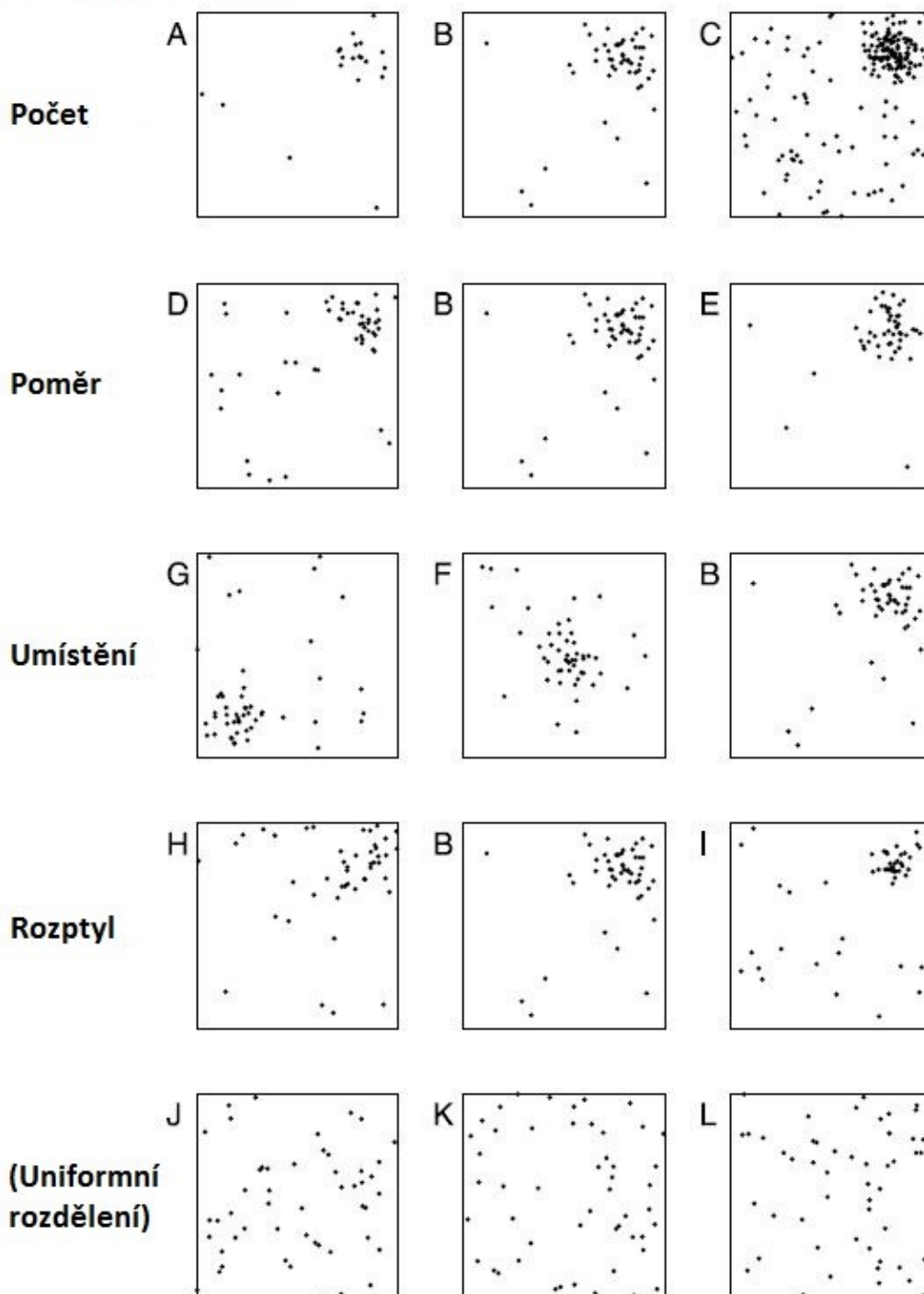
Změna v parametru...





**Obrázek 23** Mapy s místy dopadu bomb z původního Griffthsova a Tenenbaumova výzkumu (2007, s. 202) pro porovnání s nově vygenerovanými mapami zachycenými na *Obrázku 22*.

**Změna v parametru...**

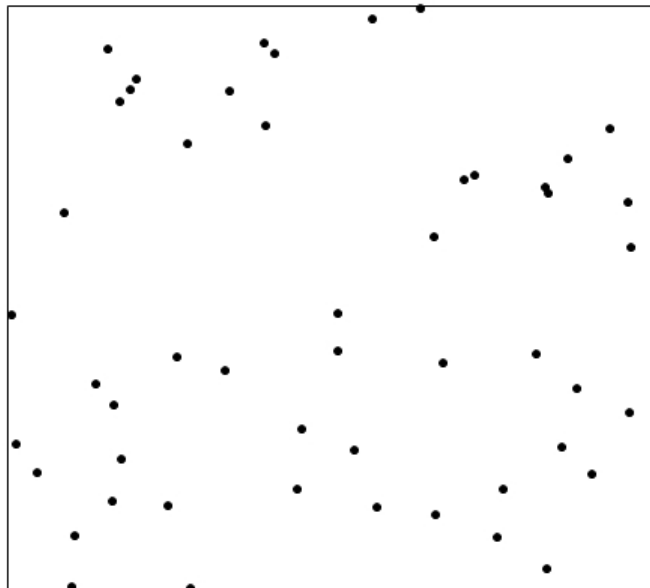


Mapy jsou probandům prezentovány v jednom neměnném (náhodně zvoleném) pořadí: J, E, F, H, G, D, K, I, C, A, B, L (konkrétní mapy skrývající se za jednotlivými písmeny viz *Obrázek 22*). V úvodní instrukci probandům je uvedeno, že každá mapa zachycuje místa dopadů bomb v Londýně během druhé světové války v průběhu jednoho měsíce. Probandi jsou v úvodní instrukci rovněž informováni o tom, že přestože si samotní obyvatelé Londýna mysleli něco jiného, provedená statistická analýza prokázala, že bomby dopadaly na každou část Londýna se stejnou pravděpodobností (viz náhled zadání jedné z úloh v administračním prostředí Google formuláře na *Obrázku 24*). Úkolem probandů je zhodnotit, o jak velkou (podezřelou) shodu okolností se v případě daného rozmístění dopadů bomb jedná. Používají k tomu škálu od 1 do 10, kde 1 znamená „Velmi malá (nebo žádná) shoda okolností“ a 10 naopak „Velmi velká (podezřelá) shoda okolností“.

**Obrázek 24** Náhled zadání jedné z úloh *Bombardování Londýna* v administračním prostředí *Google formuláře*, v rámci kterého byly probandům prezentovány jednotlivé úlohy. Více viz hlavní text.

Během druhé světové války na město Londýn pravidelně dopadaly německé bomby. Přestože následná statistická analýza prokázala, že bomby dopadaly na každou část Londýna se stejnou pravděpodobností, samotní obyvatelé Londýna si mysleli něco jiného. Každý z dále uvedených obrázků zachycuje místa dopadu bomb v jedné konkrétní části Londýna v průběhu jednoho měsíce. Dopad jedné bomby je na obrázku vždy zobrazen prostřednictvím jednoho černého bodu.

Po prohlédnutí daného obrázku se pokuste zhodnotit a na škále od 1 do 10 vyjádřit, o JAK MOC VELKOU ("PODEZŘELOU") SHODU OKOLNOSTÍ se jedná v případě daného rozmístění dopadů bomb. 1 znamená „Velice malou (nebo žádnou) shodu okolností“ a 10 znamená naopak „Velmi velkou ("podezřelou") shodu okolností“.



\*

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

velmi malá (nebo žádná) shoda okolností ● ● ● ● ● ● ● ● ● ● velmi velká ("podezřelá") shoda okolností

### *Lemuří kolonie*

Soubor 12 úloh převzatých z druhého experimentu Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie, které se od předchozí sady úloh liší v tom, že prezentované mapy zde představují rozmístění lemuřích kolonií na ostrově Madagaskar. V úvodní instrukci je probandům popsán výzkumný projekt, v rámci kterého se nějaký výzkumník snaží zjistit, zda je místo výskytu lemuřích kolonií na ostrově Madagaskar nějak ovlivněno dostupností tamějších přírodních zdrojů. Každá z map potom zobrazuje místa výskytu kolonií lemuřů v jedné z dvanácti částí Madagaskaru, které výzkumník studoval (místo výskytu jedné lemuří kolonie je na mapě vždy zobrazeno prostřednictvím jednoho černého bodu). Pořadí prezentace jednotlivých map je stejné jako u předchozí sady úloh. Úkolem probandů je potom zhodnotit, nakolik je podle nich pravděpodobné, že se v dané části Madagaskaru vyskytuje nějaká příčina ovlivňující místo, kde se lemuři rozhodli pobývat. Probandi svůj odhad vyjadřují na škále od 1 do 10, kde 1 znamená „Je velice nepravděpodobné, že existuje nějaká příčina ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií“ a 10 znamená naopak „Je velice pravděpodobné, že existuje nějaká příčina ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií“. Viz také náhled zadání jedné z těchto úloh v administračním prostředí Google formuláře na *Obrázku 25*.

### *Test kognitivní reflexe*

Test kognitivní reflexe (*Cognitive Reflection Test* - CRT; Frederick, 2005) je do výzkumné studie zařazen jako výkonový test, resp. jako objektivní test osobnosti měřící tendenci k povrchnímu zpracovávání informací (*miserly processing*) a ke spoléhání se na výpočetně sice nenáročné, avšak jinak suboptimální kognitivní postupy (Dawes, 1976; Simon, 1955, 1956; Stanovich, 2009; Taylor, 1981; Tversky & Kahneman, 1974). Test CRT měří schopnost potlačit spontánní a intuitivní, avšak zároveň chybnou odpověď *Systému 1* ve prospěch uvážlivější a správné odpovědi *Systému 2*<sup>1</sup>. Podstatou testu je prezentace takových úloh, které u lidí typicky vyvolávají rychlou a automatickou, avšak zároveň chybnou odpověď.

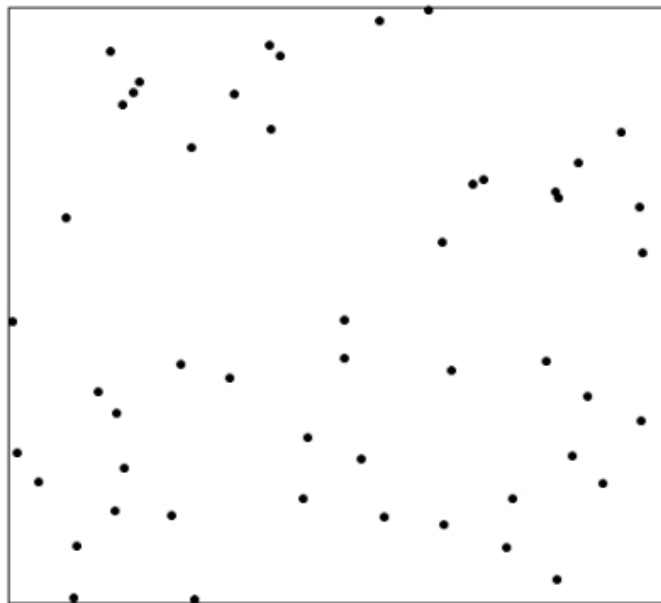
---

<sup>1</sup> Termíny *Systém 1* a *Systém 2*, zavedené Stanovichem a Westem (2000) a později zpopularizované Kahnemanem v jeho knize *Myšlení, rychlé a pomalé* (2012), odkazují k teoretickému rámci tzv. duálních procesů (*dual-process theory*), podle kterého jsou pro lidské myšlení a usuzování charakteristické dva základní módy fungování (De Neys & Glumicic, 2008; Evans, 1984, 2008, 2010; Evans & Frankish, 2009; Lieberman, 2007, 2009; Sloman, 1996, 2002; Stanovich, 1999, 2009a, 2011). Termín *Systém 1* odkazuje ke kognitivním procesům, které jsou rychlé, automatické, snadné (v tom smyslu, že nejsou pocítovány jako duševně namáhavé), implicitní, nevědomé, asociativní, paralelní, doménově specifické, kontextuálně vázané a evolučně staré. Termín *Systém 2* potom odkazuje ke kognitivním procesům, které jsou naopak pomalé, řízené, duševně namáhavé, explicitní, vědomé, založené na pravidlech, sériové, doménově obecné, abstraktní a evolučně nové.

**Obrázek 25** Náhled zadání jedné z úloh *Lemuří kolonie* v administračním prostředí *Google formuláře*, v rámci kterého byly probandům prezentovány jednotlivé úlohy. Více viz hlavní text.

Jeden výzkumník na ostrově Madagaskar studuje vliv tamních přírodních zdrojů na místo výskytu kolonií lemurů. Výzkumník svůj výzkum prováděl ve dvanácti různých částech Madagaskaru a snažil se určit, ve které z nich existují doklady pro vliv přírodních zdrojů na rozmístění lemuřích kolonií, aby se mohl rozhodnout, kde by měl v budoucnu provádět svůj výzkum. Každý z dále uvedených obrázků zobrazuje místa výskytu kolonií lemurů v jedné z dvanácti částí Madagaskaru, které výzkumník studoval. Místo výskytu jedné lemuřích kolonie je na obrázku vždy zobrazeno prostřednictvím jednoho černého bodu.

Po prohlédnutí daného obrázku se pokuste zhodnotit a na škále od 1 do 10 vyjádřit, JAK MOC JE PODLE VÁS PRAVDĚPODOBNÉ, že se v dané části Madagaskaru vyskytuje nějaká příčina ovlivňující místo, kde se lemuři rozhodli pobývat. 1 znamená „Je velice nepravděpodobné, že existuje nějaká příčina ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií“ a 10 znamená naopak „Je velice pravděpodobné, že existuje nějaká příčina ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií“.



\*

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

---

velmi nepravděpodobné, že existuje nějaká příčina ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií 
 










 velmi pravděpodobné, že existuje nějaká příčina ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií

Ke správnému vyřešení těchto úloh je potřeba zejména kritické zhodnocení a/nebo potlačení automatické odpovědi. Jak ukázalo několik provedených výzkumů, CRT dokáže predikovat výkon v řadě úloh, které se ve výzkumné tradici heuristik a zkreslení používají ke zkoumání míry racionality lidských subjektů při usuzování a rozhodování. Testový skór v CRT takto např. predikuje míru temporálního diskontování (*temporal discounting*) (Frederick, 2005), poměr rozhodnutí, která jsou v souladu s vypočítanou očekávanou hodnotou (Cokely & Kelley, 2009; Oechssler, Roider, & Schmitz, 2009), tendenci vybírat si hry s vysokou očekávanou hodnotou (Campitelli & Labollita, 2010; Frederick, 2005), podléhání efektu

zarámování (*framing effect*) (Frederick, 2005), výsledky v úlohách na pravděpodobnostní usuzování (Koehler & James, 2010) a v řadě dalších úloh běžně používaných ve výzkumné tradici heuristik a zkreslení (Toplak, West, & Stanovich, 2011). Výsledky v CRT rovněž v nezanedbatelné míře pozitivně korelují s výsledky v testech rozumových schopností, jako je Wonderlick IQ test (Frederick, 2005), Zkouška dovedností žáka SAT (Frederick, 2005; Obrecht, Chapman, & Gelman, 2009) nebo maticový subtest z Wechslerovy zkrácené inteligenční škály WASI (Toplak, West, & Stanovich, 2011). Z hlediska zde realizovaného výzkumu je rovněž relevantní zjištění, že lidé, kteří více preferují intuitivní styl myšlení (odpovídající nižšímu skóru v testu CRT), mají také tendenci více věřit v tradičního osobního boha<sup>1</sup>, v posmrtný život (Shenhav, Rand, & Greene, 2012) a také v existenci paranormálních jevů jako je astrologie, čarodějnictví apod. (Epstein et al., 1996; Pennycook, et al., 2012; Tobacyk, Nagot, & Mitchell, 1989), a to často při statistické „kontrolé“ možných mediátorů jako je inteligence, vzdělání, věk, pohlaví a řada dalších sociodemografických charakteristik. Relevantní jsou v tomto ohledu rovněž zjištění, že primingem vyvolané zvýšení důvěry v intuitivní styl myšlení a snížení důvěry v racionální styl myšlení může, přinejmenším dočasně, zvýšit míru religiozity a vice versa (Shenhav, Rand, & Greene, 2012; Gervais & Norenzayan, 2012).

Kvůli „popularitě“ položek původní verze testu CRT a obeznámenosti nemalé části veřejnosti s jejich podstatou jsem v rámci svého výzkumu použil svou vlastní rozšířenou verzi testu CRT (*Cognitive Reflection Test - Long2 - CRT-L2*), která kromě tří původních položek obsahuje rovněž šest nových položek pocházejících ze dvou různých rozšířených verzí testu CRT (Toplak, West, & Stanovich, 2014; Primi et al., 2015). V případě jedné položky probandi volí jednu ze tří nabídnutých odpovědí, u zbylých osmi položek probandi sami na příslušné místo vpisují své odpovědi. Před jeho použitím v rámci samotného výzkumu jsem test CRT-L2 pilotně lokalizoval v českém jazyce na skupině osob ( $n = 188$ ), které nebyly součástí výzkumného souboru. V rámci pilotážního souboru test CRT-L2 vykazoval poměrně vysokou reliabilitu ve smyslu vnitřní konzistence vyjádřenou prostřednictvím Cronbachovy  $\alpha$  (0,784), resp. Guttmanova split-half koeficientu reliability (0,775). Při použití počtu správných odpovědí jako výsledného testového skóru má průměrný hrubý skór v rámci pilotážního souboru hodnotu 5,6 ( $s = 2,6$ ). V rámci výzkumného souboru je průměrný hrubý skór

---

<sup>1</sup> Méně tradiční religiózní představy měly naopak tendenci pozitivně korelovat s analytickým stylem myšlení (Pennycook, et al., 2012).

5,5 ( $s = 2,5$ ). Více informací k samotnému testu (znění úvodní instrukce a jednotlivých položek, pořadí prezentace položek, obvykle uváděné intuitivní/heuristické odpovědi, správné odpovědi a způsob skórování) a k výstupům z jeho pilotní lokalizace viz *Příloha A – Pilotní lokalizace nové rozšířené verze testu CRT-L2*.

#### *Test heuristik a zkreslení*

Soubor 15 úloh inspirovaných výzkumnou tradicí heuristik a zkreslení, které byly s některými drobnými úpravami převzaty z výzkumné studie Toplakové, Westa a Stanoviche (2011). Pracovní název tohoto souboru úloh je Test heuristik a zkreslení (*Heuristics and Biases Test – HBT*). Tento test je do výzkumné studie zařazen jako výkonový test měřící některé důležité aspekty tradičně definovaného racionálního myšlení jako je schopnost pravděpodobnostního usuzování, hypotetického myšlení, vědeckého myšlení či statistického myšlení. Test se skládá z jedné úlohy na zohlednění míry základního výskytu (*base-rate problem*), dvou úloh na zohlednění velikosti vzorku (*sample size problems*), jedné úlohy na zohlednění regrese k průměru (*regression to the mean problem*), dvou úloh založených na hráčském klamu (*gambler's fallacy problems*), jedné úlohy založené na problému konjunkce (*conjunction problem*), jedné úlohy spočívající v detekci kovariance mezi proměnnými (*covariation detection problem*), jedné úlohy na metodologické usuzování (*methodological reasoning problem*), jedné úlohy na bayesovské usuzování (*Bayesian reasoning problem*), jedné úlohy postavené na efektu zarámování (*framing problem*), jedné úlohy založené na opominutí jmenovatele (*denominator neglect problem*), jedné úlohy na rozhodování v souladu s informací o základní míře výskytu (*probability matching problem*), jedné úlohy na klam utopených nákladů (*sunk cost problem*) a jedné úlohy na zkreslení výsledkem (*outcome bias problem*). Přesné znění jednotlivých úkolů, pořadí jejich prezentace, jejich správná řešení, způsob skórování a úvodní instrukce k testu HBT viz *Příloha B – Pilotní lokalizace testu HBT*. Před jeho použitím v rámci samotného výzkumu jsem test HBT pilotně lokalizoval v českém jazyce na skupině osob ( $n = 78$ ), které nebyly součástí výzkumného souboru. V rámci pilotážního souboru test HBT vykazoval nízkou reliabilitu ve smyslu vnitřní konzistence vyjádřenou prostřednictvím Cronbachovy  $\alpha$  (0,483), resp. Guttmanova split-half koeficientu reliability (0,512), což je v souladu s konstatováním autorů originální verze

testu, podle kterých test neměří jeden unidimenzionální konstrukt.<sup>1</sup> V rámci výzkumu Toplakové, Westa a Stanoviche (2011) skór v testu HBT statisticky významně pozitivně koreloval s inteligencí, s exekutivními funkcemi (konkrétně s mentální flexibilitou, schopností inhibice prepotentní odpovědi a s pracovní pamětí), s aktivně nezaujatým myšlením, s tendencí zohledňovat budoucí důsledky současných rozhodnutí a s obráceným skórem na škále měřící pověřivé myšlení. Při použití počtu správných odpovědí jako výsledného testového skóru měl průměrný hrubý skór ve výzkumu Toplakové, Westa a Stanoviche hodnotu 6,9 ( $s = 2,3$ ;  $n = 346$ ). V rámci pilotážního souboru měl průměrný hrubý skór hodnotu 9,4 ( $s = 2,3$ ), v rámci samotného výzkumného souboru měl potom hodnotu 8,7 ( $s = 2,7$ ). Více informací k výstupům z pilotní lokalizace testu HBT viz *Příloha B – Pilotní lokalizace testu HBT*.

#### *Test obecné inteligence*

Obecná inteligence představuje „*velice obecnou schopnost, která kromě jiného zahrnuje schopnost uvažovat, plánovat, řešit problémy, myslet abstraktně, chápat složité myšlenky, učit se rychle a učit se ze zkušenosti. Nejde o pouhé učení z knih, úzké školní dovednosti a zvládnání testů inteligence. Inteligence spíše odpovídá širší a hlubší schopnosti chápat prostředí – „rozlousknout“, „vyhmátnout“ smysl jevů, „přijít na kobyliku“ tomu, co máme dělat.*“<sup>2</sup> (Gottfredson, 1994, s. 13) Tímto způsobem definovaná inteligence souvisí s širokým spektrem proměnných, jako je školní prospěch, pracovní výkon, výše mzdy, stabilita partnerského svazku, zdravotní stav, počet dožitých let, čas strávený ve výkonu trestu, efektivita neuronálního zpracovávání informací apod. (Deary, Penke, & Johnson, 2010; Duncan et al., 2008; Flynn, 2007; Schmidt & Hunter, 1998; Sternberg & Kaufman, 2011). Vedle toho, že inteligence v mém výzkumu slouží jako ukazatel, jak efektivně probandí

---

<sup>1</sup> Přestože podle Toplakové, Westa a Stanoviche (2011) existují empirické doklady pro určitou míru sdílené variance ve výkonu napříč úlohami používanými ve výzkumné tradici heuristik a zkreslení (Bruine de Bruin, Parker, & Fischhoff, 2007; Finucane & Gullion, 2010; Klaczynski, 2001; Parker & Fischhoff, 2005; Slugoski, Shields, & Dawson, 1993; Stanovich & West, 1998c, 2000; West, Toplak, & Stanovich, 2008), výkon v těchto úlohách je podle nich pravděpodobně podmíněn větším počtem různých faktorů majících nějaký vztah k racionálnímu myšlení (Reyna, Lloyd, & Brainerd, 2003; Stanovich, 2009b, 2011; Stanovich, West, & Toplak, 2011b). To se podle nich ostatně také projevilo v nízkých hodnotách vnitřní konzistence jimi použitého testu - Cronbachova  $\alpha$  měla hodnotu pouze 0,484 a split-half koeficient reliability měl hodnotu pouze 0,495.

<sup>2</sup> “[Intelligence is] very general mental capability that, among other things, involves the ability to reason, plan, solve problems, think abstractly, comprehend complex ideas, learn quickly and learn from experience. It is not merely book learning, a narrow academic skill, or test-taking smarts. Rather, it reflects a broader and deeper capability for comprehending our surroundings-“catching on”, “making sense” of things, or “figuring out” what to do.”

dokážou zpracovávat informace, z hlediska mnou realizovaného výzkumu je rovněž relevantní zjištění vyplývající z meta-analýzy 63 dílčích studií (Zuckerman, Silberman, & Hall, 2013), že inteligence má tendenci negativně korelovat s religiozitou. K měření obecné inteligence jsem ve svém výzkumu použil 15položkovou škálu z Cattellova 16faktorového osobnostního dotazníku 16PF (Russell et al. 1997), která umožňuje orientační posouzení úrovně rozumových schopností (tzv. Faktor B). Škála se skládá z 15 položek majících podobu verbálních analogií (5 položek), úloh na porozumění významu slov (5 položek) nebo písmenných, resp. číselných řad (5 položek). Příkladem prvního typu položky je úloha „Minuta se má k hodině jako sekunda k (a) minutě, (b) milisekundě, (c) hodině.“ Příkladem druhého typu položek je úloha „Které z následujících slov nepatří mezi ostatní? (a) konečný, (b) sezónní, (c) cyklický.“ Příkladem třetího typu položek je potom úloha „Jaké číslo by mělo následovat v posloupnosti: 1, 4, 9, 16 ?“ Probandovým úkolem je vždy vybrat jedno správné řešení ze tří nabídnutých možností. Jednotlivé položky jsou administrovány bez časového limitu s následující instrukcí<sup>1</sup>: „Následující otázky jsou úlohami na řešení problémů. Na každou existuje jedna a pouze jedna správná odpověď. Pokud si nejste odpovědí jistí, udělejte svůj nejlepší odhad. Při řešení některých vybraných úloh vycházejte z předpokladu, že pracujete s českou abecedou (obsahující písmeno CH), ovšem bez písmen s háčky (např. Č, Ď, Š apod.).“ Dle testového manuálu (Russell et al. 1997) má test-retestová reliabilita škály odhadovaná v rámci souboru studentů a absolvoventů univerzity hodnotu 0,69 (po dvou týdnech;  $n = 204$ ), resp. 0,65 (po dvou měsících;  $n = 159$ ). Vnitřní konzistence škály odhadovaná v rámci normovacího vzorku celé populace ( $n = 2500$ ) a vyjádřená prostřednictvím Cronbachovy  $\alpha$  má potom akceptovatelnou hodnotu 0,77. Při použití počtu správných odpovědí jako výsledného testového skóru má průměrný hrubý skór v rámci normovacího vzorku celé populace hodnotu 9,1 ( $s = 3,4$ ). V rámci výzkumného souboru je průměrný hrubý skór 11,7 ( $s = 2,1$ ).

---

<sup>1</sup> Tato instrukce se mírně liší od té, která je uváděna v samotném 16PF dotazníku. Důvodem k úpravám byla zejména nejednoznačnost původní instrukce ohledně druhu abecedy, kterou by probandi měli používat při řešení některých úloh. Vzhledem k tomu, že použití různých druhů abecedy vede k různým správným odpovědím, rozhodl jsem se tuto nejednoznačnost odstranit tím, že jsem v instrukci jasně specifikoval, jaký druh abecedy mají probandi používat.



### *Otevřenost ke zkušenosti*

48položková škála Otevřenosti ke zkušenosti (*Openness*) převzatá z NEO osobnostního inventáře (NEO-PI-R; Hřebíčková, 2004). Tato škála umožňuje měřit jednu z pěti obecných dimenzí osobnosti (Costa & McCrae, 1992), kterou vyjadřuje „živá představivost, citlivost na estetické podněty, vnímavost k vnitřním pocitům, upřednostňování rozmanitostí, zvědavost a nezávislý úsudek a [která] postihuje míru zaujetí pro nové zkušenosti, prožitky a dojmy.“ (Hřebíčková, 2004, s. 23) Kromě celkové úrovně otevřenosti ke zkušenosti lze pomocí této škály odhadnout rovněž úroveň jejích šesti dílčích facet popsaných níže (Hřebíčková, 2004, s. 9):

- **O1: Fantazie** (*Fantasy*) - Vytváření zajímavého vnitřního světa, představivost a fanatazie.
- **O2: Estetické prožívání** (*Aesthetics*) - Smysl pro umění a krásu, senzitivita.
- **O3: Prožívání** (*Feelings*) - Schopnost zhodnotit a prožívat u sebe a s druhými velké množství pozitivních i negativních emocí.
- **O4: Novátorské činnosti** (*Actions*) – Upřednostňování nového a rozmanitého před rutinním a známým.
- **O5: Ideje** (*Ideas*) – Intelektuální zvědavost, otevřenost novým a nekonvenčním myšlenkám.
- **O6: Hodnoty** (*Values*) – Ochota ověřovat sociální, politické a religiózní hodnoty, nedogmatické myšlení.

Škála se skládá z 48 tvrzení, u kterých probandi na 5bodové Likertově škále (1 - vůbec nevystihuje; 5 - úplně vystihuje) vyjadřují míru, do jaké je dané tvrzení vystihuje (platí pro variantu S). U osobnostního rysu otevřenosti ke zkušenosti byla zjištěna souvislost s řadou dalších proměnných a psychologických konstruktů jako je např. inteligence (Furnham & Chamorro-Premuzic, 2006; Moutafi, Furnham, & Crump, 2006), kreativita (Feist, 1998; McCrae, 1987), obecné znalosti (Chamorro-Premuzic, Furnham, & Ackerman, 2006; Furnham & Chamorro-Premuzic, 2008; Furnham et al., 2007), intelektuální zvědavost (Fleischhauer et al., 2010), hypnabilita (Glisky et al., 1991), sociální a politické postoje (Jost, 2006; McCrae, 1996), duševní pohoda a zdraví (Steel, Schmidt, & Shultz, 2008; Yannick, 2009), sexuální chování (McCrae, 1994), religiozita (Galen, 2009; Saroglou, 2002; Shenhav, Rand, & Greene, 2012), mystické zkušenosti (MacDonald, 2000), magické myšlení (DeYoung, Grazioplene, & Peterson, 2012) nebo víra v existenci paranormálních jevů (Smith, Johnson, & Hathaway,

2009). Z hlediska tématu tohoto výzkumu je zajímavý určitý paradox, který se týká vztahu otevřenosti ke zkušenosti a čtyř posledně zmiňovaných proměnných. Ukazuje se, že otevřenost ke zkušenosti na jedné straně negativně koreluje s religiozitou (Galen, 2009; Shenhav, Rand, & Greene, 2012), na druhou stranu tento osobnostní rys pozitivně koreluje s mystickými zkušenostmi (MacDonald, 2000), magickým myšlením (DeYoung, Grazioplene, & Peterson, 2012) a s přesvědčením o existenci paranormálních jevů (Smith, Johnson, & Hathaway, 2009). Na základě těchto zjištění se tedy zdá, že skupinu osob s vysokou mírou otevřenosti ke zkušenosti tvoří z jedné části skeptici, kteří pochybují o existenci nějaké vyšší božské/napřirozené bytosti, a z části lidé, kteří jsou přístupní mystickým zkušenostem a magickému vnímání reality. Podle DeYounga, Graziopleneové a Petersona (2012) obě tyto skupiny sdílejí určitou nekonvenčnost a také kritičnost k tradičním hodnotám a přesvědčením – zatímco v případě první skupiny se to projevuje skepticismem ohledně možné existence jakýchkoli nadpřirozených jevů, u druhé skupiny se to projevuje odklonem od tradiční religiozity směrem k méně obvyklým zkušenostem a k magickému vnímání světa. To, v čem by se tyto dvě skupiny od sebe naopak mohly lišit, jsou některé dílčí subfacety otevřenosti ke zkušenosti. Podle DeYounga, Graziopleneové a Petersona lze rysy zahrnuté pod otevřenost ke zkušenosti umístit na jednu škálu, kde se na jednom jejím konci nacházejí rysy spojené především s intelektuálními zájmy (měřené subškálami Ideje, Novátorské činnosti či Hodnoty) a na jejím druhém konci rysy spojené s neobvyklými či mimořádnými zážitky (měřené subškálami Fantazie, Estetické prožívání či Prožívání). Podle zmíněné hypotézy by tak skeptici měli skórovat výše na subškálách spojených s intelektuálními zájmy (Caldwell-Harris, et al., 2011) a “mystici” by naopak měli skórovat výše na subškálách spojených s neobvyklým prožíváním světa (DeYoung, Grazioplene, & Peterson, 2012; Smith, Johnson, & Hathaway, 2009). V *Tabulce 3* jsou uvedeny údaje k reliabilitě (vnitřní konzistenci) škály Otevřenosti ke zkušenosti a jejích šesti subškál (ve variantě S a v rámci české verze testu). V tabulce jsou rovněž uvedeny hodnoty průměrných hrubých skóru (a jejich směrodatných odchylek) na jednotlivých sub/škálách v rámci českého normovacího vzorku a v rámci mého výzkumného souboru (hrubý skór se počítá sečtením hodnocení jednotlivých položek, které tvoří danou sub/škálu a které jsou v případě potřeby přepólovány).

**Tabulka 3** Reliabilita škály Otevřenosti ke zkušenosti a jejích jednotlivých subškál (ve variantě S) společně s jejich základní popisnou statistikou v rámci českého normovacího vzorku ( $n = 2280$ , resp. 2288) a výzkumného souboru ( $n = 108$ ). Hrubý skóre na jednotlivých sub/škálách se počítá sečtením hodnocení jednotlivých položek, které tvoří danou sub/škálu a které jsou v případě potřeby přepólovány. Údaje k českému normovacímu vzorku jsou převzaty z testového manuálu k metodě NEO-PI-R (Hřebíčková, 2004, s. 78–79). Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ ); Cron.  $\alpha$  - Cronbachova  $\alpha$ .

Soubor probandů / Škála	Český normovací vzorek			Výzkumný soubor	
	Cron. $\alpha$	$\bar{x}$	$s$	$\bar{x}$	$s$
O: Otevřenost ke zkušenosti	0,89	115,84	22,51	128,19	17,83
O1: fantazie	0,80	19,26	6,06	22,69	5,03
O2: estetické prožívání	0,80	19,07	6,54	21,65	5,96
O3: prožívání	0,79	21,17	5,52	21,69	4,32
O4: novátorské činnosti	0,64	17,45	4,85	19,84	4,89
O5: ideje	0,76	18,61	5,81	21,40	5,25
O6: hodnoty	0,31	20,28	3,46	20,92	3,50

#### *Inventář racionálního-experenciálního stylu zpracovávání informací*

Za účelem měření interindividuálních rozdílů v preferenci analytického/racionálního, resp. intuitivního/experenciálního stylu myšlení je v rámci výzkumné studie administrován 40položkový Inventář racionálního-experenciálního stylu zpracovávání informací (REI-40; Pacini & Epstein, 1999). Vznik tohoto inventáře byl motivován teoretickým předpokladem existence dvou nezávislých, avšak paralelně působících a vzájemně se doplňujících systémů zpracovávání informací (tzv. *Cognitive-Experiential Self-Theory* - CEST; Epstein, 1973). Zatímco jeden z těchto systémů zprostředkovává vědomé, záměrné, pomalé, a především na pravidlech založené myšlení (tzv. analytické/racionální myšlení), druhý systém zajišťuje myšlení, které je nevědomé, automatické, rychlé a založené především na zkušenostech a na emocích (tzv. intuitivní/experenciální myšlení). K měření preference těchto dvou základních módů myšlení autoři metody REI jednak převzali položky z testu Potřeba poznání (*Need for Cognition*; Cacioppo a Petty, 1982) měřícího sklon věnovat se myšlení a užívat si jej a také vytvořili svou vlastní škálu Víry v intuici (*Faith in Intuition scale*) na měření preference nevědomého, afektivního a holistického způsobu zpracovávání informací. Vzniklý inventář byl později zkrácen a upraven do podoby 40položkového inventáře, který se skládá ze 4 škál, z nichž každá má 10 položek v podobě různých tvrzení, u kterých probandi pomocí 5bodové Likertovy škály posuzují míru, s níž jsou tato tvrzení o nich pravdivá (1 – zcela nepravdivé, 5 – zcela pravdivé) (Epstein, Pacini, & Norris, 1998). Pomocí těchto položek je posuzován/a:

- **Racionální schopnost** (*rational ability*) – vnímaná schopnost používat logické a analytické myšlení (např. „Myslím logicky.“).
- **Racionální postoj** (*rational engagement*) – vnímaná míra spoléhání se na logické a analytické myšlení a užívání si tohoto způsobu myšlení (např. „Mám rád(a) intelektuální výzvy.“).
- **Experienciální schopnost** (*experiential ability*) – vnímaná schopnost ve vztahu k vlastním intuitivním dojmům a pocitům (např. „Jsem přesvědčen(a), že mohu důvěřovat svým tušením.“).
- **Experienciální postoj** (*experiential engagement*) – vnímaná míra spoléhání se na intuitivní dojmy a pocity a užívání si tohoto způsobu duševní činnosti (např. „Mám sklon řídit se ve svém jednání svými pocity.“).

Kombinací výsledků na odpovídajících si dvojicích škál (Racionální schopnost + Racionální postoj a Experienciální schopnost + Experienciální postoj) lze rovněž vytvořit dvě kompozitní škály vyjadřující celkovou míru racionálního, resp. zkušenostního zpracovávání informací (*Rationality vs. Experientiality*). V rámci této výzkumné studie pracuji s jednotlivými subškálami. Přesné znění jednotlivých položek, pořadí jejich prezentace, způsob skórování a úvodní instrukce k testu REI-40 viz *Příloha D – Pilotní lokalizace testu REI-40*. Test REI-40 byl úspěšně validizován v různých zemích (Bjorklund & Backstrom, 2008; Pacini & Epstein, 1999; Sánchez et al., 2012; Witteman et al., 2009) a v rámci různých sociodemografických a profesních skupin osob, od studentů (Epstein et al., 1996; McLaughlin et al., 2014) a dospělých ne/kuřáků (Marks, O'Neill, & Hine, 2008), přes záchranáře (Jensen et al., 2013), kardiology (Sladek et al., 2008) a lékaře na pohotovosti (Calder et al., 2012), až po možné budoucí soudce (Gunnell & Ceci, 2010). Z hlediska tohoto výzkumu je klíčové zjištění, že styl myšlení měřený prostřednictvím metody REI-40 předpovídá míru přesvědčení o existenci paranormálních jevů (Aarnio and Lindeman, 2005; 2006; 2007; Epstein et al., 1996). Na rozdíl od testu CRT-L2, kde je analytické/racionální myšlení přímým protikladem intuitivního myšlení, v testu REI-40 jsou dva styly myšlení na sobě nezávislé, tzn. že je možné, aby jedna a ta samá osoba vykazovala vysokou/nízkou míru preference obou stylů myšlení najednou, což může být důležité z hlediska studia dispozičních souvislostí iracionálního myšlení. Jak ukázal výzkum Wolfrady et al. (1999), osoby s vysokou mírou preference intuitivního i analytického myšlení ve srovnání se třemi zbývajícími možnými kombinacemi preferencí vykazují silnější přesvědčení o existenci paranormálních jevů a skórují výše na škále měřící míru magického

myšlení.<sup>1</sup> Vnitřní konzistence testu v originálním znění (vyjádřená prostřednictvím Cronbachovy  $\alpha$ ) má následující hodnoty: Racionální schopnost:  $\alpha = 0,85$ ; Racionální postoj:  $\alpha = 0,87$ ; Experienciální schopnost:  $\alpha = 0,80$ ; Experienciální postoj:  $\alpha = 0,82$  (Pacini & Epstein, 1999). Před jeho použitím v rámci samotného výzkumu jsem test REI-40 pilotně lokalizoval v českém jazyce na skupině osob ( $n = 98$ ), které nebyly součástí výzkumného souboru. V rámci pilotážního souboru test REI-40 vykazoval poměrně vysokou reliabilitu ve smyslu vnitřní konzistence vyjádřenou prostřednictvím Cronbachovy  $\alpha$  a Guttmanova split-half koeficientu reliability: Racionální schopnosti:  $\alpha = 0,836$ ;  $r_{GS-h} = 0,791$ ; Racionální postoj:  $\alpha = 0,865$ ;  $r_{GS-h} = 0,883$ ; Experienciální schopnost:  $\alpha = 0,843$ ;  $r_{GS-h} = 0,785$ ; Experienciální postoj:  $\alpha = 0,865$ ;  $r_{GS-h} = 0,840$ . V *Tabulce 4* jsou uvedeny průměrné hrubé skóry (a jejich směrodatné odchylky) na jednotlivých škálách v rámci pilotážního a výzkumného souboru. Více informací k výstupům z pilotní lokalizace testu REI-40 viz *Příloha D – Pilotní lokalizace testu REI-40*.

**Tabulka 4** Průměrné hrubé skóry na subškálách testu REI-40 v rámci pilotážního ( $n = 98$ ) a výzkumného souboru ( $n = 108$ ). Hrubý skór na jednotlivých škálách se počítá zprůměrováním hodnocení všech 10 položek, které tvoří danou škálu a které jsou v případě potřeby přepólovány. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ ).

Soubor probandů / Škála	Pilotážní soubor		Výzkumný soubor	
	$\bar{x}$	$s$	$\bar{x}$	$s$
Racionální schopnost	3,44	0,67	3,20	0,70
Racionální postoj	3,62	0,69	3,69	0,66
Experienciální schopnost	3,15	0,65	3,30	0,68
Experienciální postoj	3,18	0,69	3,37	0,70

<sup>1</sup> Podle Wolfrady et al. (1999) by příčinou tohoto efektu mohlo být to, že spoléhání se na oba styly myšlení vede k disinhibici tvorby asociací, což podporuje magické myšlení spojené s vírou v existenci paranormálních jevů. Tento komplementární vztah mezi analytickým a intuitivním myšlením by podle McGreala (2012) rovněž mohl pomoci vysvětlit existenci relativně velké skupiny vědců, kteří ve svém vědeckém životě přijímají a zamítají svá přesvědčení na základě dostupných důkazů, ale zároveň ve svém osobním životě vyznávají víru v existenci nějaké nadpřirozené/božské bytosti. MacPherson a Kelly (2011) takto ve svém výzkumu zjistili, že vědci jako skupina jsou ve srovnání s ne-vědci méně religiózní, ale zároveň skórují výše na škálách měřících kreativitu a magické myšlení. Tyto tři proměnné navíc mezi sebou ve skupině vědců pozitivně korelovaly, což by naznačovalo, že mezi vědci existuje podskupina těch, kteří věří v boha, jsou kreativní a mají tendenci k magickému vnímání reality. MacPherson s Kellym spekulují, že religiozita a magické myšlení by mohly být spojeny s kreativitou a že všechny tyto tři charakteristiky by mohly mít svůj základ v osobnostním rysu tzv. transliminality (*transliminality*), která představuje nadměrnou citlivost (hypersenzitivitu) na duševní obsahy (vjemy, představy, myšlenky, emoce) mající svůj původ v nevědomí a/nebo ve vnějším prostředí (slovo transliminalita doslova znamená „překračující práh“ či „překračující hranici“; míra transliminality pozitivně koreluje s paranormálními zkušenostmi a mystickými zážitky, s kreativitou, magickým myšlením, fantazií, mírou absorpce, s precitlivělostí na smyslové podněty nebo s pozitivním postojem k výkladu snů (Thalbourne et al., 1997; Thalbourne, Crawley, & Houran, 2003; Thalbourne & Delin, 1994; Thalbourne & Maltby, 2008)). Věřící vědci by podle tohoto vysvětlení patřili do skupiny lidí s vyšší mírou transliminality, takže by pro ně mohlo být snazší vyrovnat se s protichůdností svých racionálních a ne-racionálních přesvědčení.

### *Inventář osobní potřeby struktury*

Inventář osobní potřeby struktury (*Personal Need for Structure inventory - PNS*; Thompson, Naccarato, & Parker, 1989, 1992; Thompson et al., 2001) je sebesposuzovací škála, v rámci které probandi (na 6bodové Likertově škále: 1 – rozhodně nesouhlasím, 6 – rozhodně souhlasím) uvádějí míru svého souhlasu s výroky, které se týkají jejich vztahu ke strukturovanosti informací a prostředí v jejich osobním životě. Test PNS měří dvě různé, ale velice těsně spolu související dimenze tohoto vztahu, z nichž jedna odpovídá potřebě struktury (*desire for structure*) a druhá reakci na absenci struktury (*response to lack of structure*). Test PNS sestává z 12 položek, přičemž 5 z těchto položek měří dimenzi potřeby struktury a 7 položek měří dimenzi reakce na absenci struktury. Sloučením skóru na obou subškálách vzniká celkový skór osobní potřeby struktury. V rámci výzkumu pracuji pouze se souhrnnou škálou osobní potřeby struktury. Vyšší skór na této škále znamená, že proband ve svém životě preferuje spíše jednodušší struktury a že negativně prožívá situace, které jsou podle něj nedostatečně strukturované a málo předvídatelné. V rámci několika různých studií se ukázalo, že jedinci s větší mírou osobní potřeby struktury používají relativně jednodušší myšlenkové postupy, které stojí v základech stereotypů (Schaller et al., 1992), s menší pravděpodobností mění své názory, když jsou konfrontováni s nějakou novou informací (Rice et al., 1991), s vyšší pravděpodobností asimilují novou informaci v rámci primingem aktivovaných struktur (Thompson et al., 1992), mají zvýšenou tendenci vnímat iluzorní vztahy mezi souborem náhodných a nijak nesouvisejících podnětů (Whitson & Galinsky, 2008), jsou dogmatictější, méně tolerantní vůči neurčitosti, rigidnější ve svém myšlení a chování, mají menší potřebu přemýšlení o věcech, jsou svědomitější, méně otevření vůči zkušenostem, emočně méně stabilní, mají nižší rozumové schopnosti a větší sklon k rutinizaci každodenních činností (Neuberg & Newsom, 1993). V několika různých studiích se podařilo prokázat strukturální validitu testu a jeho vnitřní konzistenci (např. Neuberg & Newsom, 1993; Shi, Wang, & Chen, 2009; Sollár, 2008). Před jeho použitím v rámci samotného výzkumu jsem test PNS pilotně lokalizoval v českém jazyce na skupině osob ( $n = 95$ ), které nebyly součástí výzkumného souboru. V rámci pilotážního souboru test PNS vykazoval poměrně vysokou reliabilitu ve smyslu vnitřní konzistence vyjádřenou prostřednictvím Cronbachovy  $\alpha$  a Guttmanova split-half koeficientu reliability:  $\alpha = 0,887$ ;  $r_{GS-h} = 0,881$ . V rámci pilotážního souboru je průměrný hrubý skór 43,7 ( $s = 10,0$ ) (hrubý skór se počítá sečtením hodnocení jednotlivých položek, které jsou v případě potřeby přepólovány).

V rámci samotného výzkumného souboru má průměrný hrubý skór hodnotu 40,3 ( $s = 10,81$ ). Přesné znění jednotlivých položek, pořadí jejich prezentace, způsob skórování, znění úvodní instrukce a více informací k výstupům z pilotní lokalizace testu PNS viz *Příloha C – Pilotní lokalizace testu PNS*.

#### *Revidovaná škála přesvědčení o existenci paranormálních jevů*

Paranormální jevy lze obecně definovat jako takové jevy, které by, v případě, že by byly skutečné, porušovaly základní omezující principy vědeckého poznání (Broad, 1953).<sup>1</sup> Víra v existenci paranormálních jevů tak vypovídá o sklonu jedince věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí. Podle některých výzkumů víra v existenci paranormálních jevů, resp. pověrečné myšlení (*superstitious thinking*) predikuje rovněž ne/schopnost pravděpodobnostního usuzování (Kokis et al., 2002; Toplak et al., 2007; Toplak, West, & Stanovich, 2011) a tendenci nacházet vzorce a souvislosti v nestrukturovaných (náhodných) podnětech (Brugger et al., 1993). V rámci tohoto výzkumu používám ke zjišťování interindividuálních rozdílů v míře přesvědčení o existenci paranormálních jevů Revidovanou škálu přesvědčení o existenci paranormálních jevů (*Revised Paranormal Belief Scale - PBS-R*; Tobacyk, 2004). Jedná se o 26položkovou škálu, která zjišťuje míru přesvědčení probandů o existenci paranormálních jevů v sedmi různých oblastech: tradiční náboženská víra (*Traditional religious belief*; např. „Duše pokračuje ve své existenci i po smrti těla.“), parapsychologie (*Psi*; např. „Myšlenky člověka mohou ovlivnit pohyb fyzického předmětu.“), čarodějnictví (*Witchcraft*; např. „Černá magie skutečně existuje.“), pověřivost (*Superstition*; např. „Černé kočky mohou přinášet smůlu.“), spiritismus (*Spiritualism*; např. „Během změněných stavů vědomí může duch opouštět tělo.“), neobvyklé formy života (*Extraordinary Life Forms*; např. „Lochnesská příšera skutečně existuje.“) a prekognice (*Precognition*; např. „Horoskop přesně předpovídá budoucnost člověka.“). V testu PBS-R probandi na 7bodové Likertově škále zaznamenávají, do jaké míry souhlasí s jednotlivými tvrzeními (1 - rozhodně nesouhlasím, 5 - rozhodně souhlasím). Výstupem z testu je potom skór na sedmi samostatných, faktorovou analýzou odvozených škálách měřících postoje probandů k sedmi výše uvedeným oblastem paranormálních jevů.

---

<sup>1</sup> Příkladem takového základního omezujícího principu vědeckého poznání je tvrzení, že je nepravděpodobné, že by duševní událost mohla přímo ovlivnit nějakou fyzikální událost kromě té, ke které dochází v mozku osoby, která danou duševní událost prožívá. Z tohoto hlediska lze za paranormální považovat psychokinetické jevy, nikoli však psychosomatické jevy či jevy vyvolané hypnózou.

Vysoký skór na vybrané škále testu PBS-R znamená, že proband je více či méně silně přesvědčený o reálné existenci paranormálních jevů v dané oblasti. Test PBS-R vychází z původního 25položkového testu PBS (Tobacyk & Milford, 1983), pro který existuje řada empirických dokladů o jeho diskriminační validitě a reliabilitě (např. Tobacyk, 1983; Tobacyk & Jones, 1984; Tobacyk & Milford, 1984; Tobacyk & Mitchell, 1987; Tobacyk, Nagot, & Miller, 1987). Původní verze testu byla později revidována s cílem zlepšit psychometrické vlastnosti testu, zejména jeho transkulturní validitu a jemnost rozlišení odpovědí probandů (Tobacyk, 2004). Revidovanou verzi testu jsem před jejím použitím v rámci samotného výzkumu pilotně lokalizoval v českém jazyce na skupině osob ( $n = 97$ ), které nebyly součástí výzkumného souboru. V *Tabulce 5* jsou uvedeny údaje k reliabilitě jednotlivých škál testu PBS-R a rovněž průměrné hrubé skóry (a jejich směrodatné odchylky) na jednotlivých škálách v rámci pilotážního a výzkumného souboru. Jak je z těchto údajů patrné, jednotlivé škály testu PBS-R vykazují v rámci pilotážního souboru poměrně vysokou reliabilitu ve smyslu vnitřní konzistence vyjádřenou prostřednictvím Cronbachovy  $\alpha$  a Guttmanova split-half koeficientu reliability. Přesné znění jednotlivých položek, pořadí jejich prezentace, způsob skórování, znění úvodní instrukce a více informací k výstupům z pilotní lokalizace testu PBS-R viz *Příloha E – Pilotní lokalizace testu PBS-R*.

**Tabulka 5** Reliabilita škál testu PBS-R společně s jejich základní popisnou statistikou v rámci pilotážního ( $n = 97$ ) a výzkumného souboru ( $n = 108$ ). Hrubý skór na jednotlivých škálách se počítá zprůměrováním hodnocení všech položek, které tvoří danou škálu a které jsou v případě potřeby přepólovány. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ ); Cron.  $\alpha$  - Cronbachova  $\alpha$ ;  $r_{Gs-h}$  - Guttmanův split-half koeficient reliability.

Soubor probandů / Škála	Pilotážní soubor				Výzkumný soubor	
	$\bar{x}$	$s$	Cron. $\alpha$	$r_{Gs-h}$	$\bar{x}$	$s$
Tradiční náboženská víra	3,51	1,65	0,868	0,847	3,51	1,70
Parapsychologie	3,52	1,37	0,831	0,750	3,11	1,52
Čarodějnictví	3,21	1,54	0,860	0,875	2,57	1,55
Pověřivost	1,84	1,19	0,884	0,710	1,61	1,04
Spiritismus	3,75	1,64	0,906	0,887	3,32	1,74
Neobvyklé formy života	3,55	1,16	0,708	0,307	3,07	1,10
Prekognice	2,90	1,38	0,866	0,746	2,48	1,38



### 3.1.5 Průběh výzkumné studie

Sběr dat probíhal v době od listopadu do prosince roku 2015. Podnětový materiál byl probandům administrován online formou přes aplikaci *Google formulář* a to buď skupinově v kontrolovaných podmínkách laboratoře ( $n = 67$ ), nebo individuálně z domova probandů či z jiného místa, kde se probandi mohli přes zasláný odkaz přihlásit do online formuláře ( $n = 41$ ). Po přihlášení do on-line formuláře probandi obdrželi základní informaci o povaze výzkumu, testů a úloh, které v jeho rámci budou řešit, a také odkaz na text informovaného souhlasu (viz *Příloha F – Znění informovaného souhlasu pro výzkumnou studii č. 1*). Po odsouhlasení podmínek účasti na výzkumu probandi vyplnili některé své základní sociodemografické údaje (pohlaví, věk, nejvyšší ukončené vzdělání a emailovou adresu v případě, že proband chtěl zaslat informace o svých vlastních výsledcích ve vybraných testech kognitivních stylů, případně informace o výsledcích samotné výzkumné studie) a poté začali řešit jednotlivé úlohy a vyplňovat jednotlivé testy. Tyto úlohy a testy byly prezentovány samostatně a s vlastní instrukcí. U prvních šesti úloh/testů byly jednotlivé položky prezentovány na obrazovce počítače vždy jedna po druhé. U zbývajících testů byly jednotlivé položky prezentovány všechny najednou (v rámci daného testu). Kvůli ekvivalentnosti některých dvojic úloh (konkrétně se jedná o úlohy *Psychokineze/Genetické inženýrství* a *Bombardování Londýna/Lemuří kolonie*), u kterých existuje možnost, že seznámení s jednou úlohou systematickým způsobem ovlivní způsob řešení druhé úlohy, byl podnětový materiál prezentován v jednom ze dvou možných pořadí. V rámci prvního uspořádání bylo pořadí prezentovaných úloh a testů následující:

1. *Psychokineze*
2. *Bombardování Londýna*
3. *Genetické inženýrství*
4. *Lemuří kolonie*
5. *Test kognitivní reflexe*
6. *Test heuristik a zkreslení*
7. *Test obecné inteligence*
8. *Otevřenost ke zkušenosti*
9. *Inventář racionálního-experenciálního stylu zpracovávání informací*
10. *Inventář osobní potřeby struktury*
11. *Revidovaná škála přesvědčení o existenci paranormálních jevů*

V rámci druhého uspořádání se lišilo pouze pořadí prvních čtyř úloh, které bylo následující:

1. *Genetické inženýrství*
2. *Lemuří kolonie*
3. *Psychokineze*
4. *Bombardování Londýna*

Přiřazování probandů k těmto dvěma různým uspořádáním podnětového materiálu bylo náhodné. V rámci samotných úloh a testů bylo pořadí prezentace jednotlivých položek vždy neměnné. Při vyplňování svých odpovědí měli probandi zakázáno vracet se k předchozím odpovědím a měnit je. Kvůli možnosti testování hypotéz týkajících se povahy primárního zdroje iracionality spojené s vnímáním koincidencí a existence systematických interindividuálních rozdílů ve schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy a v tendenci věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí, má realizovaná výzkumná studie – na rozdíl od původního Griffithsova a Tenenbaumova experimentu – plně vnitrosubjektový design.

### **3.1.6 Statistická analýza**

Při interpretaci výsledků jednotlivých statistických analýz jsem primárně vycházel z výstupů bayesovské statistiky, která ve srovnání s klasickou statistikou založenou na testování nulových hypotéz nabízí řadu teoretických i praktických výhod (viz také oddíl 1.3.2 *Bayesovská analýza dat*). Pro můj výzkum byla z tohoto hlediska klíčová především možnost vyjádřit prostřednictvím Bayesova faktoru relativní míru, s níž data favorizují alternativní, resp. nulovou hypotézu, nezávislost výsledků statistické analýzy na konkrétním způsobu ukončení sběru dat a na počtu testovaných hypotéz a také schopnost odlišit absenci důkazu (*absence of evidence*) od důkazu absence efektu (*evidence of absence*) (Dienes, 2011). Vzhledem k tomu, že mým hlavním výzkumným cílem bylo ověření ne/existence určitých efektů, analýza dat měla většinou povahu testování hypotéz (*hypothesis testing*), nikoli odhadu parametrů (*parameter estimation*) (Jeffreys, 1961; Simonsohn, 2015; Wagenmakers et al., 2016). Výjimkou v tomto ohledu byla pouze poslední, explorativní část výzkumu a také některé pomocné či přípravné výpočty prováděné v hlavní části výzkumu nebo při pilotní lokalizaci některých psychometrických nástrojů, které byly ve výzkumu použity. V těchto případech měla analýza dat měla povahu odhadu parametrů. Při interpretaci výstupů z bayesovského testování hypotéz jsem používal mírně upravenou Jeffreysovu (1961)

klasifikaci Bayesových faktorů (Lee & Wagenmakers, 2013)<sup>1</sup>. V případě bayesovského odhadu parametrů jsem většinou pracoval s průměrem či modem posteriorní distribuce nad hodnotami odhadovaného parametru a s bayesovským intervalem kredibility (*Bayesian Credibility Interval*, BCI), případně s intervalem nejvyšší hustoty (*Highest Density Interval*, HDI). Tyto bayesovské intervalové odhady na rozdíl od klasického konfidenčního intervalu (*Confidence Interval*, CI) zahrnují rovněž informaci o distribuci hodnot sledovaného parametru, na jejímž základě lze určit, které hodnoty parametru jsou z daného intervalu ty pravděpodobnější a které naopak méně pravděpodobné. Rozdíl mezi dvěma bayesovskými intervalovými odhady potom spočívá v tom, že pouze v rámci HDI mají hodnoty parametru vždy vyšší pravděpodobnost než jakákoli jiná hodnota parametru nacházející se mimo tento interval (Kruschke, 2015). Protože ne každý z čtenářů této práce bude s principy bayesovské statistiky dobře obeznámem, všude tam, kde to bylo možné, jsem uvedl rovněž výstupy z klasické statistiky založené na testování nulových hypotéz.

### *První výzkumný cíl*

V rámci prvního výzkumného cíle jsem ověřoval tři hlavní předpovědi, které vyplývají z bayesovského modelu koincidencí. V případě první předpovědi (*událost se může změnit z koincidence v důkaz ve prospěch alternativní teorie s tím, jak se zvýší apriorní šance nebo věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní teorie*) jsem použil úlohy *Psychokineze* a *Genetické inženýrství*, u kterých jsem očekával, že odpovědi probandů budou ovlivněny změnou ve věrohodnostním poměru (tj. manipulací četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změnou v apriorní šanci (tj. změnou ve způsobu zarámování úlohy: psychokineze vs. genetické inženýrství). Vedle dvou výše zmíněných hlavních efektů jsem rovněž očekával přítomnost interakce mezi těmito dvěma hlavními efekty. K ověření této předpovědi jsem použil dvoufaktorovou analýzu rozptylu (ANOVA) pro opakovaná měření, a to jak v její bayesovské, tak i v klasické variantě (Love et al., 2015; Morey & Rouder, 2015; Rouder et al., 2012). V případě bayesovské varianty jsem použil defaultní nastavení apriorních pravděpodobností. Tato analýza byla provedena zvlášť pro dva

---

<sup>1</sup> Hodnoty *BF* mezi 1–3 odpovídají anekdotickému/slabému (*anecdotal/weak*), resp. neprůkaznému (*inconclusive*) důkazu ve prospěch zvažované hypotézy, hodnoty mezi 3–10 odpovídají významnému (*substantial*) důkazu, hodnoty mezi 10–30 odpovídají silnému (*strong*) důkazu, hodnoty mezi 30–100 odpovídají velmi silnému (*very strong*) důkazu a hodnoty větší než 100 potom odpovídají nepopiratelnému (*decisive*) důkazu ve prospěch zvažované hypotézy.

různé druhy otázek, které byly probandům v rámci dvou výše zmíněných úloh položeny (určení posteriorní pravděpodobnosti existence daného jevu vs. označení prezentovaných událostí jako pouhých koincidencí, nebo naopak jako přesvědčivých důkazů ve prospěch alternativní teorie).

Vedlejší a nepředregistrovanou analýzou související s touto první předpovědí bayesovského modelu koincidencí je ověření schopnosti probandů kombinovat apriorní šance s věrohodnostním poměrem. Za tímto účelem jsem použil postup popsany Griffithsem a Tenenbaumem v jejich původní práci (2007) – postup, který obecně spočívá v modelování odpovědí probandů v rámci úloh *Psychokineze* a *Genetické inženýrství* pomocí sigmoidní (logistické funkce), která v sobě jako jeden z parametrů obsahuje posteriorní šanci, která v sobě implicitně obsahuje kombinaci apriorní šance a věrohodnostního poměru (viz *Rovnice (6) a (7)*). Tím, že předpokládá, že lidé dokážou správně intuitivně určit věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní hypotézy (v případě zvažovaných úloh dle *Rovnice (17)*) a že ho také dokážou adekvátním způsobem zkombinovat se svým subjektivním odhadem apriorní šance, umožňuje tento model – poté, co je aplikován (*fitted*) na odpovědi probandů – ověřit, zda lidé dokážou, nebo nedokážou adekvátním způsobem kombinovat své subjektivní apriorní pravděpodobnosti zvažovaných teorií s jejich věrohodnostmi. Další důležité detaily tohoto postupu, včetně odkazu na počítačové programy a data nutná k jeho provedení, jsou uvedeny níže v rámci popisu statistické analýzy použité při sledování druhého výzkumného cíle.

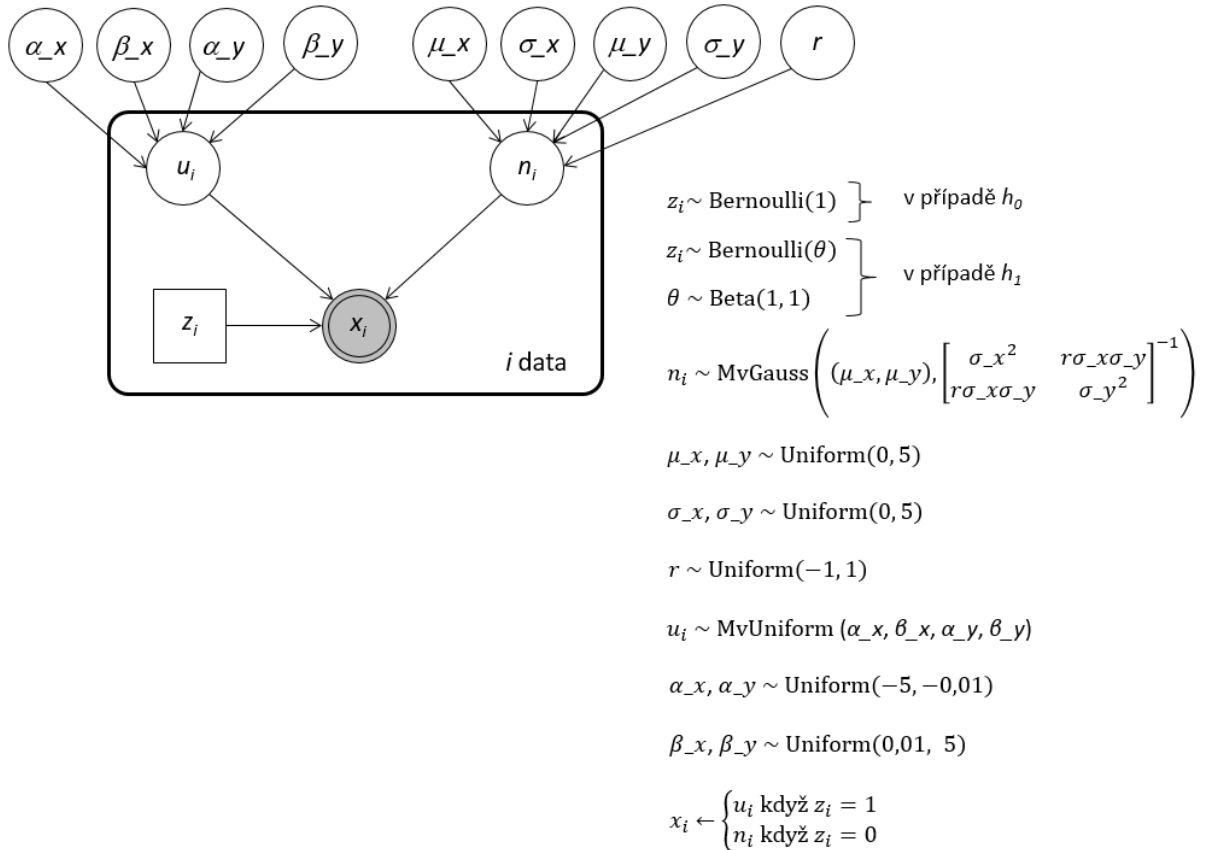
Zatímco předchozí analýza předpokládala, že lidé dokážou správně intuitivně vyhodnotit sílu statistického důkazu, resp. správně určit věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní hypotézy, následující analýza spojená s druhou předpovědí bayesovského modelu koincidencí (*věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní teorie odpovídá síle (míře podezřelosti) vnímané koincidence*) tento předpoklad empiricky ověřuje. Při ověřování této předpovědi jsem použil úlohu Bombardování Londýna, u které jsem očekával, že průměrná probandy udávaná síla (míra podezřelosti) koincidencí bude pozitivně korelovat s vypočítaným věrohodnostním poměrem (Bayesovým faktorem) ve prospěch alternativní hypotézy o neuniformní distribuci dopadů bomb v Londýně. Při použití „hrubého“ věrohodnostního poměru (přirozeného logaritmu Bayesova faktoru ve prospěch alternativní hypotézy) jsem k ověření této hypotézy použil Spearmanovu pořadovou korelační analýzu;

při použití transformovaného<sup>1</sup> věrohodnostního poměru jsem použil Pearsonovu korelační analýzu. V případě Spearmanovy korelační analýzy jsem použil pouze její klasickou variantu s jednostrannou alternativní hypotézou ( $\rho > 0$ ), v případě Pearsonovy korelační analýzy jsem vedle její klasické varianty s jednostrannou alternativní hypotézou ( $\rho > 0$ ) použil rovněž její bayesovskou variantu (Love et al., 2015; Ly, Verhagen, & Wagenmakers, 2014) s jednostrannou alternativní hypotézou ( $\rho > 0$ ) a s uniformní apriorní pravděpodobností nad hodnotami  $\rho$  od 0 do +1. Věrohodnostní poměry  $\frac{P(d|h_1)}{P(d|h_0)}$  pro každou z map (kde nulová hypotéza  $h_0$  odpovídá teorii, že bomby dopadají v souladu s bivariačním uniformním rozdělením, a alternativní hypotéza  $h_1$  teorii, že bomby dopadají v souladu s rozdělením, které je určitou kombinací bivariačního uniformního rozdělení a bivariačního normálního rozdělení), jsem numericky vypočítal (i) prostřednictvím bayesovského smíšeného modelu s latentní proměnnou  $z_i$  (*latent-mixture model*), která v rámci tohoto modelu představuje binární indikátor, zda daná bomba patří do skupiny bomb, jejichž místo dopadu bylo vygenerováno z bivariačního uniformního rozdělení ( $z_i = 1$ ), nebo naopak do skupiny bomb, jejichž místo dopadu bylo vygenerováno z bivariačního normálního rozdělení ( $z_i = 0$ ), a (ii) pomocí Savage-Dickeyovi metody poměru hustoty (*Savage-Dickey density ratio*). Metoda poměru hustoty umožňuje vypočítat Bayesův faktor pro dva porovnávané vnořené (*nested*) statistické modely (Dickey, 1971; Chen 2005; Verdinelli & Wasserman, 1995; Wetzels, Grasman, & Wagenmakers, 2010).<sup>2</sup> Dva porovnávané modely použité pro výpočet věrohodnostních poměrů ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  pro jednotlivé mapy se lišily pouze v nastavení apriorní pravděpodobnosti parametru  $\theta$  Bernoulliho distribuce pravděpodobnosti, kterou se řídí rozdělení latentní proměnné  $z_i$  - zatímco v případě nulové hypotézy  $h_0$  je veškerá apriorní pravděpodobnost soustředěna v jediném bodě, konkrétně na hodnotě 1 na škále od 0 do +1, v případě alternativní hypotézy  $h_1$  je apriorní

<sup>1</sup> Transformaci „hrubého“ věrohodnostního poměru jsem provedl podle vzorce  $y = \text{sign}(x)\text{abs}(x)^\gamma$ , kde  $y$  jsou transformované předpovědi bayesovského modelu,  $x$  jsou „hrubé“ předpovědi bayesovského modelu  $\left(\ln \frac{P(d|h_1)}{P(d|h_0)}\right)$  a  $\gamma = 0,525$ . Hodnota parametru  $\gamma$  byla zvolena tak, aby bylo dosaženo maximální možné lineární korelace mezi transformovanými předpověďmi bayesovského modelu a daty probandů (za použití optimalizační funkcionality *Řešitel* v tabulkovém procesoru *Excel 2010*). Tento způsob nelineární transformace má za cíl kompenzovat případné nelinearity v hodnotící škále používané probandy při řešení této výzkumné úlohy (Griffith & Tenenbaum, 2005, 2007).

<sup>2</sup> Základní princip metody spočívá v určení poměru výšek apriorní a posteriorní distribuce pravděpodobnosti nad hodnotou parametru odpovídající nulové hypotéze. Tato metoda použitá k výpočtu Bayesových faktorů pro jednotlivé mapy je odlišná od té, kterou ve své studii použili Griffiths s Tenenbaumem (2007; viz dodatek k jejich článku na s. 221–223 taměž).

**Obrázek 26** Grafický model bayesovského modelu použitého k výpočtu Bayesových faktorů pro jednotlivé mapy z úlohy Bombardování Londýna (a Lemuří kolonie). Uzly v grafickém modelu reprezentují jednotlivé proměnné a šipky znázorňují strukturu vztahů (závislostí) mezi těmito proměnnými. Pomocí čtvercových a kulatých uzlů jsou odlišeny diskrétní a spojité proměnné, pomocí bílých a šedých uzlů jsou odlišeny nepozorované a pozorované proměnné a pomocí jednoduché a dvojité hraniční čáry uzlů jsou odlišeny stochastické a deterministické proměnné. Tučnou čarou vyznačená plocha znamená opakování pro každé pozorování  $i$ . Napravo od grafu jsou potom uvedeny definice jednotlivých proměnných a jejich apriorní pravděpodobnosti. Více viz hlavní text.



pravděpodobnost rovnoměrně rozprostřena nad všemi hodnotami od 0 do +1. Jednotlivé proměnné tohoto bayesovského modelu a jeho struktura jsou přehledným způsobem zachyceny na *Obrázku 26* prostřednictvím odpovídajícího grafického modelu. K výpočtu posteriorní distribuce pravděpodobnosti jednotlivých parametrů jsem použil metodu MCMC (*Markov chain Monte Carlo*) implementovanou prostřednictvím počítačových programů *rjags* (Plummer, 2011), *JAGS* (Plummer, 2003) a *R* (R Development Core Team, 2012). Inicializovány byly celkem tři paralelní MCMC řetězce, v každém z nich bylo nejdříve „spáleno“ 10 000 hodnot/kroků (v tzv. *burn-in* fázi) a následně uloženo 75 000 hodnot/kroků ze sdružené posteriorní distribuce pravděpodobnosti pro všech 10 odhadovaných parametrů. U vygenerovaných MCMC řetězců jsem ověřil jejich úspěšnou konvergenci a

ujistil se, že pro každý z odhadovaných a sledovaných parametrů je tzv. skutečná velikost vzorku (*effective sample size*) z posteriorní distribuce větší než 10 000. Tímto bylo ověřeno, že vygenerovaná posteriorní distribuce pravděpodobnosti je přesná a stabilní. Deskriptivní adekvátnost modelu jsem ověřil porovnáním hodnot posteriorní pravděpodobnosti odhadovaných parametrů se známými hodnotami parametrů, na jejichž základě byly jednotlivé mapy vygenerovány. Toto porovnání potvrdilo deskriptivní adekvátnost použitého statistického modelu.

Počítačový program a data použitá k výpočtu Bayesova faktoru pro jednotlivé mapy jsou uloženy na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidence/BF\_Maps* pod názvem *BF\_Maps*, resp. *BF\_Maps\_Coordinates*. Soubory jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Analysis/BF\_Maps*).

V případě druhé předpovědi bayesovského modelu koincidence jsem rovněž očekával, že manipulace s počtem dopadů bomb ( $N_B$ ), poměrem dopadů bomb, které byly vygenerovány z uniformního rozdělení ( $\alpha$ ), a velikostí rozptylu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení ( $\Sigma$ ) bude mít vliv na probandy udávanou sílu (míru podezřelosti) koincidence. Naopak jsem neočekával, že by manipulace s umístěním středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení ( $\ell_c$ ) měla mít nějaký vliv na odpovědi probandů. Rovněž jsem neočekával rozdíly v odpovědích probandů u tří map, kde jsou zaznamenány dopady bomb vygenerované z uniformního rozdělení. Tyto předpovědi jsem testoval pomocí jednofaktorové analýzy rozptylu (ANOVA) pro opakovaná měření a to jak v její bayesovské, tak v klasické variantě (Love et al., 2015; Morey & Rouder, 2015; Rouder et al., 2012). V případě bayesovské varianty jsem použil defaultní nastavení apriorních pravděpodobností. Analýzu jsem provedl zvlášť pro jednotlivé manipulované parametry (+ mapy s uniformním rozdělením dopadů bomb).

V případě třetí předpovědi bayesovského modelu koincidence (*vnímaná síla (míra podezřelosti) koincidence odpovídá vnímané síle (míře přesvědčivosti) důkazu ve prospěch alternativní teorie*) jsem použil úlohy Bombardování Londýna a Lemuří kolonie, u kterých jsem očekával, že průměrné probandy uváděné hodnocení síly (míry podezřelosti) koincidence (zjišťované pomocí úlohy Bombardování Londýna) bude pozitivně korelovat s probandy uváděným průměrným hodnocením síly (míry přesvědčivosti) důkazu ve prospěch alternativní hypotézy o existenci skryté kauzální souvislosti (zjišťovaným pomocí

úlohy Lemuří kolonie). Tuto hypotézu jsem testoval pomocí Spearmanovy pořadové korelační analýzy a Pearsonovy korelační analýzy. V případě Spearmanovy korelační analýzy jsem použil pouze její klasickou variantu s jednostrannou alternativní hypotézou ( $\rho > 0$ ), v případě Pearsonovy korelační analýzy jsem vedle její klasické varianty s jednostrannou alternativní hypotézou ( $\rho > 0$ ) použil rovněž její bayesovskou variantu (Love et al., 2015; Ly, Verhagen, & Wagenmakers, 2014) s jednostrannou alternativní hypotézou ( $\rho > 0$ ) a s uniformní apriorní pravděpodobností nad hodnotami  $\rho$  od 0 do +1. Kromě výše uvedené předpovědi jsem zde rovněž očekával, že odpovědi probandů na úlohu Lemuří kolonie ne/budou ovlivněny stejnými druhy manipulací jako jejich odpovědi na úlohu Bombardování Londýna (viz předchozí odstavec).

### *Druhý výzkumný cíl*

V rámci druhého výzkumného cíle jsem prověřoval hypotézu, že zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí je apriorní část bayesovského modelu koincidencí. Z této hypotézy vyplývá mimo jiné i předpověď, že bychom měli pozorovat nulovou korelaci mezi schopností probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy a mírou jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Schopnost probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy jsem měřil pomocí úloh Bombardování Londýna a Lemuří kolonie, kde jsem pro každého probanda vypočítal velikost korelace mezi vypočítanými transformovanými logaritmy Bayesových faktorů ve prospěch alternativní hypotézy v jednotlivých úlohách Bombardování Londýna a Lemuří kolonie na straně jedné, a probandy udávanou mírou podezřelosti jednotlivých událostí, resp. probandy udávanou pravděpodobností existence skryté kauzální souvislosti na straně druhé. Čím vyšší byla tato korelace, tím lepší byla schopnost probanda intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy. Pro výpočet velikosti této korelace jsem použil Pearsonovu korelační analýzu. Míru tendence probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí jsem potom měřil prostřednictvím odhadu apriorní pravděpodobnosti, kterou probandi přisuzují alternativní hypotéze v úlohách Psychokineze a Genetické inženýrství. Apriorní šanci ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  ( $\frac{P(h_1)}{P(h_0)}$ ) a potažmo tedy také apriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy  $h_1$  ( $P(h_1)$ ) v rámci úloh Psychokineze a Genetické inženýrství jsem pro každého



probanda vypočítal pomocí bayesovského hierarchického modelování odpovědí probandů<sup>1</sup> v těchto úlohách za použití sigmoidní (logistické) funkce (jejíž použití je založeno na předpokladu, že v rámci posteriorní šance existuje určitá prahová hodnota, která odděluje koincidence od důkazu (viz také *Obrázek 19*)):

$$P(\text{"důkaz"}|d) = \frac{1}{1 + \exp\left\{-g \ln \frac{P(h_1|d)}{P(h_0|d)}\right\} - b}, \quad (16)$$

kde  $g = 1$  a  $b = 0$  (tzn., že  $P(\text{"důkaz"}|d) = P(h_1|d)$ ) a kde se předpokládá, že probandi dokážou správně vyhodnotit statistické důkazy<sup>2</sup> dle rovnice:

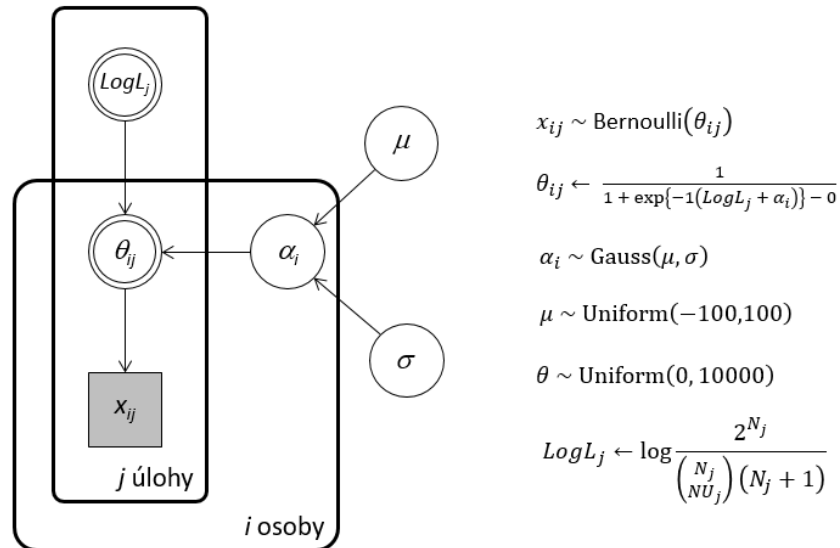
$$\frac{P(d|h_1)}{P(d|h_0)} = \frac{2^N}{\binom{N}{N_U} (N + 1)}, \quad (17)$$

kde  $N$  odpovídá počtu pokusů a  $U$  počtu úspěchů. Vzhledem k tomu, že známe jak odpovědi probandů (levá část *Rovnice (16)*), tak i hodnotu věrohodnostního poměru ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  (viz *Rovnice (17)*), s pomocí upravené Bayesovy věty (viz *Rovnice (6)* a *(7)*) lze poměrně jednoduše odhadnout hodnotu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$   $\left(\frac{P(h_1)}{P(h_0)}\right)$ , resp. apriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy  $h_1$  ( $P(h_1)$ ). Použitý statistický model má hierarchickou strukturu, tzn. že parametr apriorní šance, resp. jejího přirozeného logaritmu odhadovaný pro jednotlivé probandy pochází z jednoho nadřazeného (*higher-level*) normálního rozdělení. Zvolená apriorní pravděpodobnost dvou základních parametrů tohoto normálního rozdělení (jeho průměru a směrodatné odchylky) je velice široká a neurčitá, tak aby výsledek bayesovského odhadu posteriorního rozdělení hodnot všech parametrů byl minimálně ovlivněn jejich apriorní pravděpodobností a odrážel především vliv dat získaných v rámci realizovaného výzkumu. Detaily použitých statistických modelů se mírně liší podle druhu položené otázky (dichotomická otázka vs. otázka na

<sup>1</sup> V případě otázky na určení posteriorní pravděpodobnosti existence daného jevu byly odpovědi probandů, původně na škále 1–10, převedeny na škálu 0–1.

<sup>2</sup> To, že tomu tak skutečně je, je nezávisle ověřováno v rámci prvního výzkumného cíle na úlohách Bombardování Londýna a Lemuří kolonie – více viz hlavní text.

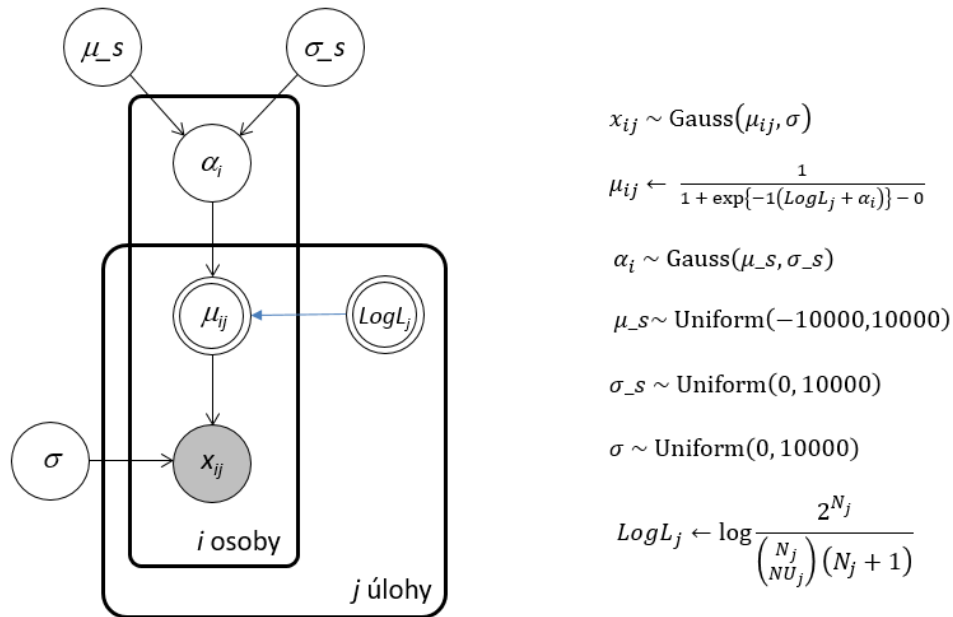
**Obrázek 27** Grafický model bayesovského modelu použitého k odhadu apriorní pravděpodobnosti ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  v myslích probandů na základě jejich odpovědí na dichotomickou otázku z úloh Psychokineze a Genetické inženýrství. Uzly v grafickém modelu reprezentují jednotlivé proměnné a šipky znázorňují strukturu vztahů (závislostí) mezi těmito proměnnými. Pomocí čtvercových a kulatých uzlů jsou odlišeny diskretní a spojité proměnné, pomocí bílých a šedých uzlů jsou odlišeny nepozorované a pozorované proměnné a pomocí jednoduché a dvojitě hraniční čáry uzlů jsou odlišeny stochastické a deterministické proměnné. Tučnou čarou vyznačená plocha znamená opakování pro každou osobu  $i$ , resp. pro každou úlohu (experiment)  $j$ . Napravo od grafu jsou potom uvedeny definice jednotlivých proměnných a jejich apriorní pravděpodobnosti. Více viz hlavní text.



posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy) – viz *Obrázky 27 a 28*, kde jsou prostřednictvím odpovídajících grafických modelů znázorněny jednotlivé proměnné použitých statistických modelů a také jejich vnitřní struktura. K výpočtu posteriorní distribuce pravděpodobnosti parametru přirozeného logaritmu apriorní šance jsem použil metodu MCMC (*Markov chain Monte Carlo*) implementovanou prostřednictvím počítačových programů *rjags* (Plummer, 2011), *JAGS* (Plummer, 2003) a *R* (R Development Core Team, 2012). Inicializovány byly celkem tři paralelní MCMC řetězce, v každém z nich bylo nejdříve „spáleno“ 5 000 hodnot/kroků (v tzv. *burn-in* fázi) a následně uloženo 50 000 hodnot/kroků ze sdružené posteriorní distribuce pravděpodobnosti pro všech 111, resp. 110<sup>1</sup> odhadovaných parametrů. U vygenerovaných MCMC řetězců jsem ověřil jejich úspěšnou konvergenci a ujistil se, že pro každý z odhadovaných a sledovaných parametrů je tzv. skutečná velikost vzorku (*effective sample size*) z posteriorní distribuce větší než 10 000.

<sup>1</sup> Statický model popisující odpovědi probandů na škále 1-10 (na rozdíl od statistického modelu popisujícího odpovědi probandů na dichotomickou otázku) obsahoval navíc parametr směrodatné odchylky  $\sigma$ .

**Obrázek 28** Grafický model bayesovského modelu použitého k odhadu apriorní pravděpodobnosti ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  v myslích probandů na základě jejich odpovědí na otázku na posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy prezentovanou jim v rámci úloh Psychokineze a Genetické inženýrství. Uzly v grafickém modelu reprezentují jednotlivé proměnné a šipky znázorňují strukturu vztahů (závislostí) mezi těmito proměnnými. Pomocí čtvercových a kulatých uzlů jsou odlišeny diskrétní a spojité proměnné, pomocí bílých a šedých uzlů jsou odlišeny nepozorované a pozorované proměnné a pomocí jednoduché a dvojité hraniční čáry uzlů jsou odlišeny stochastické a deterministické proměnné. Tučnou čarou vyznačená plocha znamená opakování pro každou osobu  $i$ , resp. pro každou úlohu (experiment)  $j$ . Napravo od grafu jsou potom uvedeny definice jednotlivých proměnných a jejich apriorní pravděpodobnosti. Více viz hlavní text.



$$x_{ij} \sim \text{Gauss}(\mu_{ij}, \sigma)$$

$$\mu_{ij} \leftarrow \frac{1}{1 + \exp\{-1(\text{Log}L_j + \alpha_i)\} - 0}$$

$$\alpha_i \sim \text{Gauss}(\mu_s, \sigma_s)$$

$$\mu_s \sim \text{Uniform}(-10000, 10000)$$

$$\sigma_s \sim \text{Uniform}(0, 10000)$$

$$\sigma \sim \text{Uniform}(0, 10000)$$

$$\text{Log}L_j \leftarrow \log \frac{2^{N_j}}{\binom{N_j}{N_{U_j}} (N_j + 1)}$$

Tímto bylo ověřeno, že vygenerovaná posteriorní distribuce pravděpodobnosti je přesná a stabilní. Pro výpočet apriorní pravděpodobnosti alternativní hypotézy  $h_1$  pro jednotlivé probandy jsem použil modus posteriorní distribuce pravděpodobnosti přirozeného parametru logaritmu apriorní šance odhadnutého pro jednotlivé probandy. Analýza byla provedena nezávisle pro obě úlohy (Psychokineze a Genetické inženýrství) a rovněž pro oba typy otázek, které byly probandům v rámci těchto dvou úloh položeny. Hierarchická struktura použitého statistického modelu a jeho nezávislé použití pro popis odpovědí probandů ve čtyřech různých podnětových situacích (2 druhy úloh x 2 druhy otázek) odráží můj apriorní předpoklad, že probandi si sice jsou podobní, ale nejsou zcela totožní<sup>1</sup>, a že

<sup>1</sup> Hierarchická struktura použitého statistického modelu způsobuje, že data od daného probanda ovlivňují odhad nejenom jeho individuálního parametru, ale také odhad nadřazených (skupinových) parametrů, které zase zpětně ovlivňují odhad individuálních parametrů ostatních probandů. V důsledku toho je odhad individuálního parametru pro daného jedince posunutý směrem k hodnotám typickým pro celou skupinu, a je tedy méně extrémní, než kdyby byl založen pouze na datech od daného jedince (Kruschke & Vanpaemel, 2015).

apriorní očekávání probandů se mohou lišit napříč jednotlivými druhy úloh a otázek. Deskriptivní adekvátost použitých statistických modelů byla ověřena prostřednictvím porovnání průměrných odpovědí probandů na položené otázky s průměrnými předpověďmi bayesovského modelu, které byly získány na základě apriorních pravděpodobností alternativní hypotézy  $h_1$  odhadnutých pro každého z probandů (viz také jedna z předpovědí spojená s prvním výzkumným cílem popsána výše).

Počítačové programy a data použitá k výpočtu apriorních pravděpodobností alternativní hypotézy  $h_1$  pro jednotlivé úlohy a pro jednotlivé probandy jsou uloženy na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí/Priors\_Sigmoid\_BayesEst* pod názvem *PriorsEstimationPosterior* a *PriorsEstimationCoincidence*, resp. *PriorsEstimationPosteriorData* a *PriorsEstimationEvidenceData*. Soubory jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Analysis/Priors\_Sigmoid\_BayesEst*).

Poté, co jsem pro každého probanda vypočítal čtyři (2 x 2) apriorní pravděpodobnosti alternativní hypotézy  $h_1$ , jsem tyto čtyři hodnoty zprůměroval a průměrnou hodnotu následně použil jako indikátor probandovy tendence věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Vzhledem k výrazně nenormálnímu rozdělení obou sledovaných proměnných (tendence probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí na straně jedné a schopnost vyhodnocovat statistické důkazy na straně druhé) jsem k analýze jejich vztahu použil Spearmanovu pořadovou korelační analýzu, konkrétně její bayesovskou variantu (Dienes, 2014; Dienes & McLatchie, submitted), která mi – na rozdíl od klasické varianty tohoto testu – umožnila prostřednictvím Bayesova faktoru kvantifikovat relativní míru, s níž data favorizují alternativní/nulovou hypotézu, a odlišit tak od sebe absenci důkazu (*absence of evidence*) a důkaz absence efektu (*evidence of absence*) (Dienes, 2011). Při této analýze dat jsem pracoval s oboustrannou alternativní hypotézou ( $\rho \neq 0$ ), která měla uniformní rozdělení nad hodnotami z-transformovaného  $\rho$  od -4 do +4 (což prakticky odpovídá uniformnímu rozdělení nad hodnotami  $\rho$  od -1 do +1); nulová hypotéza měla tvar normálního rozdělení s průměrem 0 a směrodatnou odchylkou rovnající se směrodatné odchylce (chybě) výběrového rozdělení z-transformovaného  $\rho$ . Z-transformované  $\rho$  a jeho směrodatnou chybu jsem počítal podle vzorce

---

Tímto způsobem je v rámci použitého statistického modelu implementován v hlavním textu zmiňovaný apriorní předpoklad, že jednotliví probandi si sice jsou podobní, ale nejsou zcela totožní.

$$\frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+r}{1-r} \right), \text{ resp.} \quad (18)$$

$$\frac{1}{\sqrt{N-3}}, \quad (19)$$

kde  $\ln$  je přirozený logaritmus,  $r$  je pozorovaný korelační koeficient a  $N$  je počet párů pozorování („Fisher transformation“, 2016).

### *Třetí výzkumný cíl*

V rámci třetího výzkumného cíle jsem chtěl zjistit, zda a jakým způsobem se v rámci bayesovského modelu koincidencí projevují systematické rozdíly mezi lidmi z hlediska jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy a z hlediska jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí, a také to, zda tyto interindividuální rozdíly nějak souvisí s jinými aspekty jejich kognitivního fungování. V případě, že mezi lidmi v tomto ohledu existují systematické rozdíly, měli bychom pozorovat pozitivní korelaci mezi schopnostmi vyhodnocovat statistické důkazy napříč úlohami Bombardování Londýna a Lemuří kolonie, resp. pozitivní korelaci mezi sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí napříč úlohami Psychokineze a Genetické inženýrství. K testování této předpovědi jsem použil Spearmanovu pořadovou korelační analýzu v její klasické i bayesovské variantě popsané výše, vždy s jednostrannou alternativní hypotézou ( $\rho > 0$ ), resp. s uniformní apriorní pravděpodobností nad hodnotami z-transformovaného  $\rho$  od 0 do +4 (což prakticky odpovídá uniformnímu rozdělení nad hodnotami  $\rho$  od 0 do +1). V případě schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy byl analyzován vztah mezi dvěma proměnnými vyvozenými z odpovědí probandů ve dvou různých situacích (1krát v úloze Bombardování Londýna a 1krát v úloze Lemuří kolonie) a v případě sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí byl analyzován vztah mezi čtyřmi proměnnými vyvozenými z odpovědí probandů ve čtyřech různých situacích (2krát v úloze Psychokineze a 2krát v úloze Genetické inženýrství).

Při explorativní analýze souvislostí mezi schopnostmi probandů vyhodnocovat statistické důkazy a jejich sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí na straně jedné a vybranými aspekty jejich kognitivního fungování na straně druhé jsem vzhledem

k výrazně nenormálnímu rozdělení některých proměnných použil opět Spearmanovu pořadovou korelační analýzu. Vzhledem k tomu, že tato část výzkumu měla pouze explorativní povahu, neprováděl jsem testování hypotéz, ať už v jeho bayesovské nebo klasické variantě. Místo toho jsem provedl bayesovský odhad parametrů a to prostřednictvím kombinace uniformní apriorní pravděpodobnosti nad hodnotami z-transformovaného  $\rho$  od -4 do +4 (což prakticky odpovídá uniformnímu rozdělení nad hodnotami  $\rho$  od -1 do +1) a věrohodnosti mající tvar normálního rozdělení s průměrem odpovídajícím z-transformovanému bodovému odhadu  $\rho$  a se směrodatnou odchylkou vypočítanou podle *Rovnice (19)*. Vstupními daty v rámci této statistické analýzy byla jednak schopnost probandů vyhodnocovat statistické důkazy, dále jejich sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí a rovněž skóry z psychometrických testů měřících různé aspekty jejich kognitivního fungování, konkrétně míru kognitivní reflexe a racionálního myšlení, obecnou inteligenci, otevřenost ke zkušenosti, racionální/experienciální styl myšlení, osobní potřebu struktury a víru v existenci paranormálních jevů (viz oddíl 3.1.4 *Metody*).

### 3.1.7 Výsledky a diskuze

#### *První výzkumný cíl*

Při ověřování vlivu změny ve věrohodnostním poměru (tj. manipulace s četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změny v apriorní šanci (tj. změny ve způsobu zarámování úlohy: psychokineze vs. genetické inženýrství) na probandy uváděnou posteriorní pravděpodobnost existence daného jevu jsem použil dvoufaktorovou analýzu rozptylu (ANOVA) pro opakovaná měření a to jak v její bayesovské, tak i v klasické variantě (Love et al., 2015). V případě bayesovské varianty jsem použil defaultní nastavení apriorních pravděpodobností. Bayesovská analýza rozptylu ukázala, že plný model zahrnující oba dva hlavní efekty i jejich vzájemnou interakci je nejvíce v souladu s dostupnými daty – při srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím pouze dva hlavní efekty je plný model ve světle dostupných dat 4,849E+11krát pravděpodobnější (viz *Tabulka 6*). V rámci klasické analýzy rozptylu jsou oba dva hlavní efekty i jejich interakce statisticky významné ( $p < 0,001$ ) a to i při korekci nesplněného předpokladu sféricity u hlavního efektu počtu

**Tabulka 6** Výstup z bayesovské dvoufaktorové analýzy rozptylu (ANOVA) pro opakovaná měření při testování hypotézy o vlivu změny ve věrohodnostním poměru (tj. manipulace s četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změny v apriorní šanci (tj. změny ve způsobu záramování úlohy: psychokineze vs. genetické inženýrství) na probandy uváděnou posteriorní pravděpodobnost existence daného jevu. Vysvětlivky:  $P(M)$  - apriorní pravděpodobnost modelu M;  $P(M|data)$  - posteriorní pravděpodobnost modelu M;  $BF_M$  - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat;  $BF_{10}$  - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

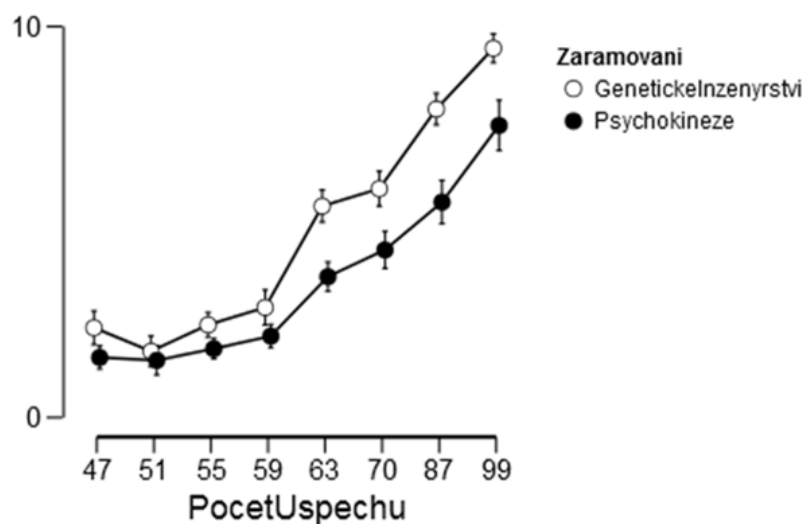
Porovnávané modely	P(M)	P(M data)	$BF_M$	$BF_{10}$	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	5,831E-416	2,332E-415	1,000	
Zaramovani	0,200	8,009E-401	3,203E-400	1,373E+15	1,020
PocetUspechu	0,200	2,102E-59	8,409E-59	3,605E+356	3,993
Zaramovani + PocetUspechu	0,200	2,062E-12	8,250E-12	3,537E+403	8,692
Zaramovani + PocetUspechu + Zaramovani * PocetUspechu	0,200	1,000	1,939E+12	1,715E+415	2,423

úspěchů a u efektu interakce – efekt manipulace se záramováním úlohy:  $F(1, 107) = 90,60$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,458$ ; efekt manipulace s počtem úspěchů:  $F(2,81, 300,97) = 443,28$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,806$ ; byla použita Greenhouse-Geisserova korekce kvůli nesplněnému předpokladu sféricity; efekt interakce mezi oběma hlavními efekty:  $F(3,06, 327,86) = 19,68$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,155$ ; byla použita Greenhouse-Geisserova korekce kvůli nesplněnému předpokladu sféricity. Tyto efekty jsou zachyceny rovněž v *Grafu 1*, kde je dobře patrné, jak probandy uváděné hodnocení pravděpodobnosti, že daný jev existuje, narůstá s tím, jak roste počet úspěchů v daných experimentech, přičemž k tomuto nárůstu dochází v případě úlohy Genetické inženýrství o něco dříve a rychleji než v případě úlohy Psychokineze.

Stejný druh analýzy byl proveden rovněž pro druhý způsob zadání úloh Psychokineze a Genetické inženýrství, kdy měli probandi za úkol označit prezentované výsledky experimentů buď jako pouhé koincidence, nebo naopak jako přesvědčivé důkazy ve prospěch alternativní teorie. I nyní bayesovská analýza rozptylu ukázala, že plný model zahrnující oba dva hlavní efekty i jejich vzájemnou interakci je nejvíce v souladu s dostupnými daty – při srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím pouze dva hlavní efekty je plný model ve světle dostupných dat 2,662E+19krát pravděpodobnější (viz *Tabulka 7*). V rámci klasické analýzy rozptylu pro opakovaná měření jsou oba dva hlavní efekty i jejich interakce (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky významné ( $p < 0,001$ ) a to i při korekci nesplněného předpokladu sféricity u hlavního efektu počtu úspěchů

a u efektu interakce – efekt manipulace se zarámováním úlohy:  $F(1, 107) = 80,42$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,429$ ; efekt manipulace s počtem úspěchů:  $F(3,22, 343,96) = 137,49$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,562$ ; byla použita Greenhouse-Geisserova korekce kvůli nesplněnému předpokladu sféricity; efekt interakce mezi oběma hlavními efekty:  $F(4,23, 452,06) = 24,48$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,186$ ; byla použita Greenhouse-Geisserova korekce kvůli nesplněnému předpokladu sféricity. Tyto efekty jsou rovněž zachyceny v *Grafu 2*, kde je dobře patrné, jak poměr probandů posuzujících experimenty jako přesvědčivý důkaz ve prospěch alternativní teorie narůstá s tím, jak roste počet úspěchů v daných experimentech, přičemž k tomuto nárůstu dochází v případě úlohy Genetické inženýrství opět o něco dříve a rychleji než v případě úlohy Psychokineze.

**Graf 1** Grafické znázornění vlivu změny ve věrohodnostním poměru (tj. manipulace s četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změny v apriorní šanci (tj. změny ve způsobu zarámování úlohy: psychokineze vs. genetické inženýrství) na probandy uváděnou posteriorní pravděpodobnost existence daného jevu (za použití škály 1–10). Z grafu je dobře patrné, jak probandy uváděné hodnocení pravděpodobnosti, že daný jev existuje, narůstá s tím, jak roste počet úspěchů v daných experimentech, přičemž k tomuto nárůstu dochází v případě úlohy Genetické inženýrství o něco dříve a rychleji než v případě úlohy Psychokineze. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo průměrné hodnoty probandy uváděných odpovědí na škále 1–10.

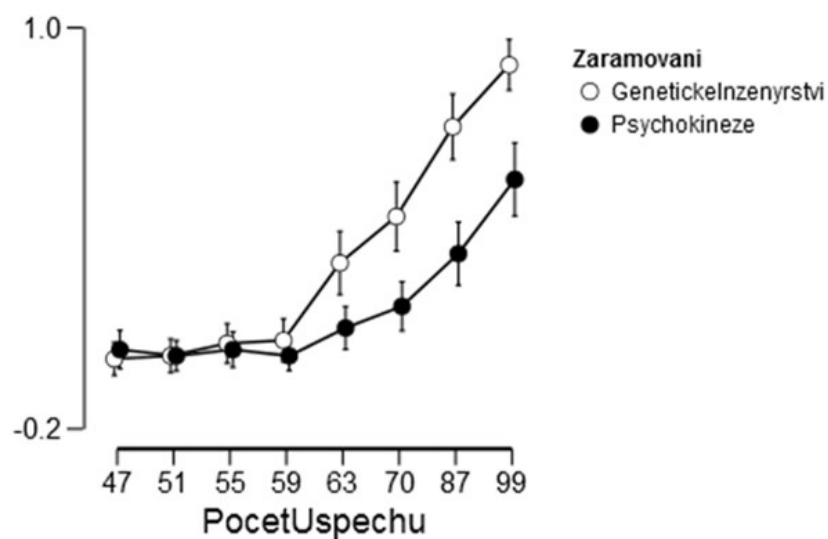




**Tabulka 7** Výstup z bayesovské dvoufaktorové analýzy rozptylu (ANOVA) pro opakovaná měření při testování hypotézy o vlivu změny ve věrohodnostním poměru (tj. manipulace s četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změny v apriorní šanci (tj. změny ve způsobu zarámování úlohy: psychokineze vs. genetické inženýrství) na probandy uváděné hodnocení prezentovaných výsledků experimentů buď jako pouhých koincidence, nebo naopak jako přesvědčivých důkazů ve prospěch alternativní teorie. Vysvětlivky:  $P(M)$  - apriorní pravděpodobnost modelu M;  $P(M|data)$  - posteriorní pravděpodobnost modelu M;  $BF_M$  - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat;  $BF_{10}$  - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

Porovnávané modely	$P(M)$	$P(M data)$	$BF_M$	$BF_{10}$	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	9,531E-209	3,812E-208	1,000	
Zaramovani	0,200	2,770E-196	1,108E-195	2,906E+12	1,135
PocetUspechu	0,200	1,001E-40	4,005E-40	1,050E+168	0,412
Zaramovani + PocetUspechu	0,200	3,755E-19	1,502E-18	3,940E+189	1,670
Zaramovani + PocetUspechu + Zaramovani * PocetUspechu	0,200	1,000	1,065E+19	1,049E+208	1,084

**Graf 2** Grafické znázornění vlivu změny ve věrohodnostním poměru (tj. manipulace s četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změny v apriorní šanci (tj. změny ve způsobu zarámování úlohy: psychokineze vs. genetické inženýrství) na probandy uváděné hodnocení prezentovaných výsledků experimentů buď jako pouhých koincidence (kódovaných číslem 0), nebo naopak jako přesvědčivých důkazů ve prospěch alternativní teorie (kódovaných číslem 1). Z grafu je dobře patrné, jak poměr probandů posuzujících experimenty jako přesvědčivý důkaz ve prospěch alternativní teorie narůstá s tím, jak roste počet úspěchů v daných experimentech, přičemž k tomuto nárůstu dochází v případě úlohy Genetické inženýrství opět o něco dříve a rychleji než v případě úlohy Psychokineze. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti.



Obě výše popsané analýzy tak podávají velice podobný obrázek výsledků<sup>1</sup>, které jsou v souladu s první předpovědí vyplývající z bayesovského modelu koincidencí, a sice že událost se může změnit z koincidence v důkaz ve prospěch alternativní teorie s tím, jak se zvýší apriorní šance nebo věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní teorie. Probandi řešící úlohy Psychokineze a Genetické inženýrství podle všeho ve svém úsudku zohledňovali jak dostupné statistické důkazy (přítomný efekt počtu úspěchů v experimentu), tak i apriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy (přítomný efekt zarámování úlohy), přičemž to, jak na dostupné statistické důkazy reagovali, odviselo od toho, jak apriorně plauzibilní se jim daná alternativní hypotéza jevila (efekt interakce) – data, která ve stejné míře favorizovala alternativní hypotézu  $h_1$ , byla probandy hodnocena spíše jako koincidence tehdy, když jim byla prezentována v kontextu psychokinetického experimentu; pokud jim tato data byla prezentována jako výsledek experimentu genetického inženýrství, byla probandy naopak vnímána spíše jako důkaz ve prospěch alternativní teorie. V tomto ohledu se potvrdil výsledek z původního výzkumu, kde Griffiths s Tenenbaumem pozorovali stejné efekty, a to přes použití odlišného výzkumného designu (který je nyní plně vnitrosubjektový), což těmto zjištěním dodává na robustnosti.

Data k této části výzkumu a výstupy z výše popsaných statistických analýz jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí/BayesModel\_Prediction1* v souborech s názvem *PosteriorData* a *EvidenceData*, resp. *PosteriorAnalysis* a *EvidenceAnalysis*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Data/BayesModel\_Prediction1*).

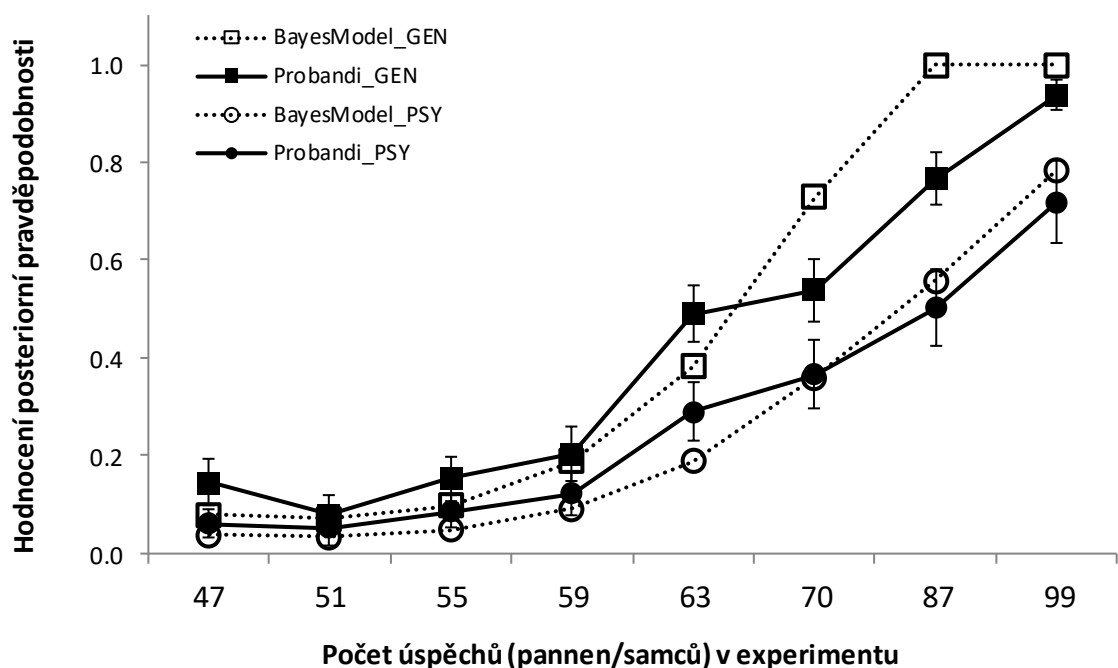
V souvislosti s výše zkoumanou první předpovědí bayesovského modelu koincidencí se můžeme ptát, do jaké míry se probandům v rámci jejich kauzálního usuzování dařilo adekvátním způsobem kombinovat apriorní šance s věrohodnostním poměrem. Za účelem zodpovězení této otázky jsem použil analytický postup popsany podrobněji v sekci 3.1.6 *Statistická analýza*. Výstupem z analýzy je porovnání průměrných odpovědí probandů na oba druhy otázek položených v rámci úloh Psychokineze a Genetické inženýrství s průměrnými předpověďmi bayesovského modelu odpovědí probandů, který pracuje se subjektivními

---

<sup>1</sup> Pearsonova korelace průměrného hodnocení posteriorní pravděpodobnosti alternativní hypotézy pro daný experiment a poměru probandů, kteří hodnotili výsledek daného experimentu jako přesvědčivý důkaz ve prospěch alternativní teorie, činí 0,976.

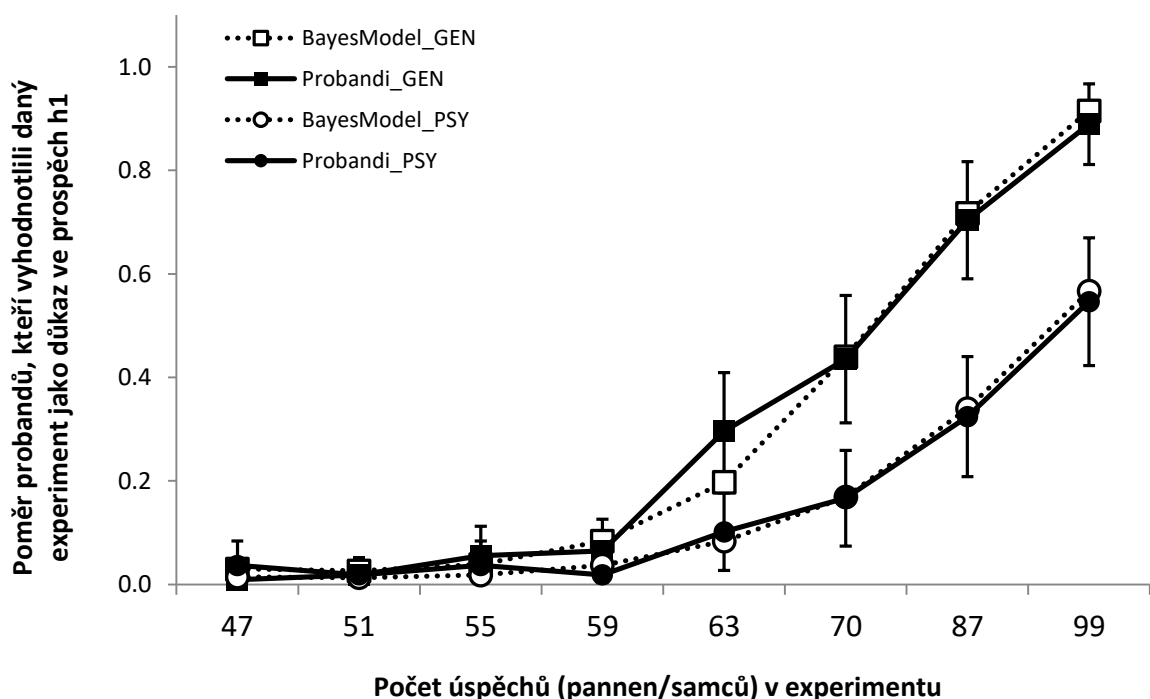
apriorními šancemi odhadnutými pro každého z probandů a s předpokladem, že probandi dokážou správně intuitivně určit věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní hypotézy (dle *Rovnice (17)*) a že ho také dokážou adekvátním způsobem zkombinovat se svým subjektivním odhadem apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy (dle *Rovnice (7)*). Toto porovnání je zachyceno v *Grafech 3 a 4*. Z grafů je dobře patrné, že v případě obou druhů otázek předpovědi bayesovského modelu poměrně přesně kopírují odpovědi probandů – v případě otázky na posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy je Pearsonova korelace mezi průměrnými odpověďmi probandů a předpověďmi bayesovského modelu 0,990 (v úloze Psychokineze), resp. 0,970 (v úloze Genetické inženýrství); v případě dichotomické otázky, zda je výsledek daného experimentu pouhou koincencí, nebo naopak důkazem svědčícím o existenci daného jevu, je tato korelace 0,998 (v úloze Psychokineze), resp. 0,993 (v úloze Genetické inženýrství). V případě otázky na posteriorní pravděpodobnost v rámci úlohy Genetické inženýrství můžeme pozorovat poněkud konzervativnější odpovědi probandů u extrémnějších odhadů pravděpodobnosti,

**Graf 3** Porovnání průměrných odpovědí probandů na otázku na posteriorní pravděpodobnost daného jevu a průměrných předpovědí bayesovského modelu, které byly získány na základě apriorních pravděpodobností odhadnutých pro každého z probandů. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo průměrných odpovědí probandů (data probandů byla z původní škály 1–10 převedena na škálu 0–1). Vysvětlivky: GEN - úloha Genetické inženýrství; PSY - úloha Psychokineze.



což je v souladu s některými zjištěními o povaze lidského pravděpodobnostního usuzování (např. Edwards, 1968). Celkově ale tyto výsledky svědčí pro to, že probandi byli schopni ve svém úsudku adekvátním způsobem zkombinovat apriorní šanci a věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní hypotézy, s čímž má lidská mysl dle názoru řady badatelů poměrně velké obtíže (viz např. Kahneman & Tversky, 1972). Výsledky této analýzy jsou prakticky totožné s výsledky obdobné analýzy provedené v rámci původní Griffithsovy a Tenenbaumovy studie, což těmto zjištěním dodává na robustnosti a důvěryhodnosti, zvláště vzhledem k tomu, že tato zjištění jsou v rozporu se závěry významné výzkumné tradice heuristik a zkreslení. Možným vysvětlením tohoto rozporu by mohlo být, že ve zde použitých úlohách se probandi spoléhali na apriorní pravděpodobnosti odvozené z jejich vlastní zkušenosti a nikoli na apriorní pravděpodobnosti prezentované v nějakém pro ně méně přirozeném formátu, jako jsou např. informace o základní míře výskytu jevů (*base-rate information*) (Evans et al., 2002).

**Graf 4** Porovnání odpovědí probandů na dichotomickou otázku, zda je výsledek daného experimentu pouhou koincencí, nebo naopak důkazem ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$ , s předpověďmi bayesovského modelu, které byly získány na základě apriorních pravděpodobností odhadnutých pro každého z probandů. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo hodnoty poměru probandů, kteří vyhodnotili výsledky daného experimentu jako důkaz ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$ . Vysvětlivky: *GEN* - úloha Genetické inženýrství; *PSY* - úloha Psychokineze.



Data k této části výzkumu a počítačové programy použité k jejich analýze jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincencí/Priors\_Sigmoid\_BayesEst* v souborech s názvem *PosteriorData* a *EvidenceData*, resp. *PosteriorAnalysis* a *EvidenceAnalysis*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Data/Priors\_Sigmoid\_BayesEst*).

Zatímco předchozí analýza předpokládala, že lidé dokážou správně intuitivně vyhodnotit sílu statistického důkazu, resp. správně určit věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní hypotézy, následující analýza tento předpoklad empiricky ověřovala. V rámci této analýzy jsem použil data z úlohy Bombardování Londýna, konkrétně průměrnou probandy udávanou sílu (míru podezřelosti) koincencí a vypočítaný věrohodnostní poměr (Bayesův faktor) ve prospěch alternativní hypotézy. Při použití „hrubého“ věrohodnostního poměru (přirozeného logaritmu Bayesova faktoru ve prospěch alternativní hypotézy) byla Spearmanova pořadová korelace mezi těmito dvěma proměnnými 0,909 ( $p < 0,001$ ; s jednostrannou alternativní hypotézou  $\rho > 0$ ). Při použití transformovaného věrohodnostního poměru měla Pearsonova lineární korelace mezi těmito dvěma proměnnými hodnotu 0,932 ( $BF_{+0} = 3413$ ;  $p < 0,001$ ; s jednostrannou alternativní hypotézou  $\rho > 0$ , resp. s uniformní apriorní pravděpodobností nad hodnotami  $\rho$  od 0 do +1). Tyto výsledky jsou plně v souladu s druhou předpovědí vyplývající z bayesovského modelu koincencí, a sice že věrohodnostní poměr ve prospěch alternativní teorie odpovídá síle (míře podezřelosti) vnímané koincidence. Míra korespondence mezi těmito dvěma proměnnými je rovněž dobře patrná z vizuálního porovnání průměrných odpovědí probandů u jednotlivých map a transformovaných věrohodnostních poměrů<sup>1</sup> zachycených v *Grafu 5*. S výjimkou map s plně uniformním rozložením dopadů bomb odpovědi probandů zde poměrně přesně odpovídají předpovědím bayesovského modelu.

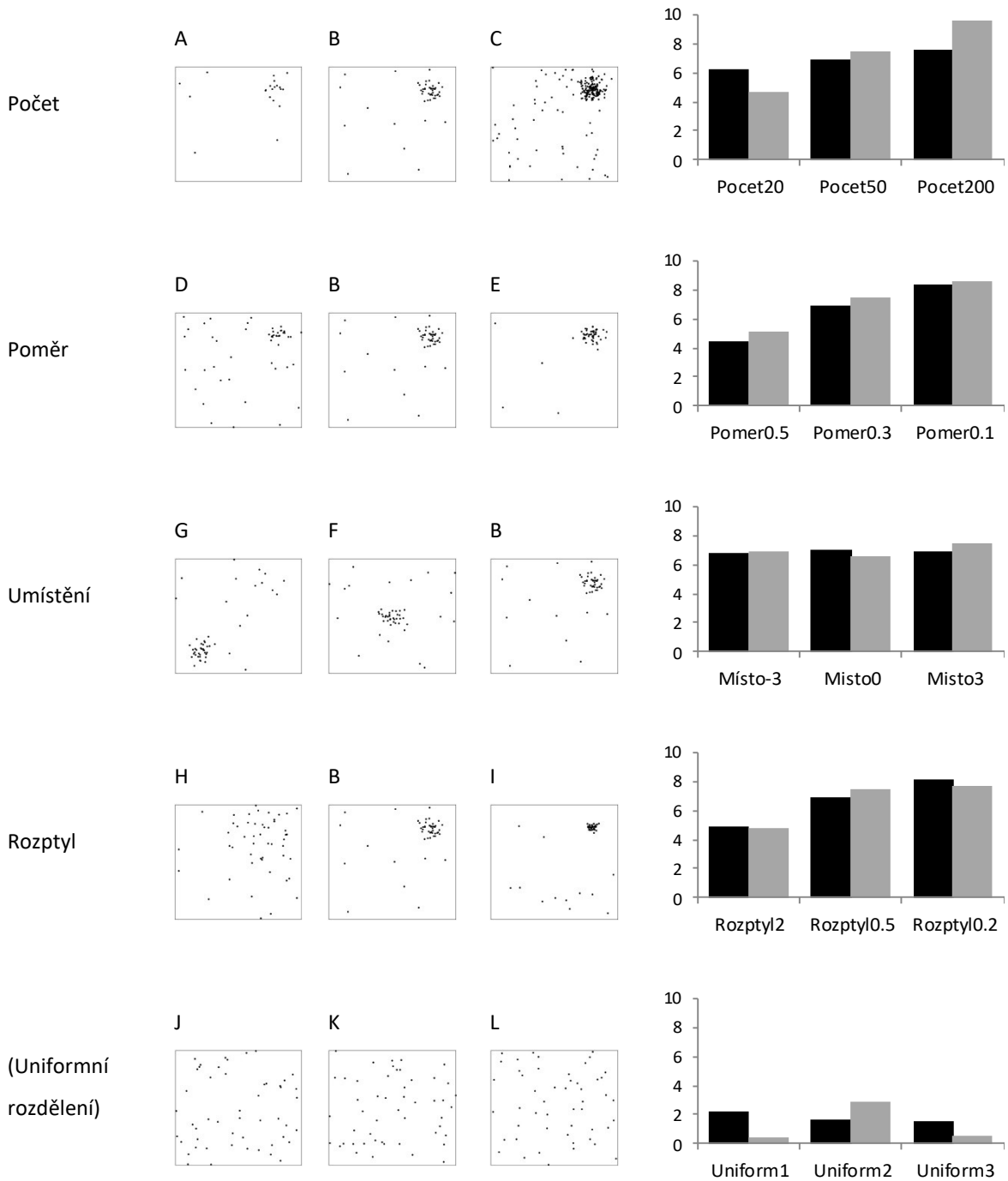
---

<sup>1</sup> Kvůli převedení předpovědí bayesovského modelu na srovnatelnou škálu, na které odpovídali probandi, bylo ke každému transformovanému logaritmu Bayesova faktoru (podrobný popis této transformace viz oddíl 3.1.6 *Statistická analýza*) připočteno číslo 1,936. Toto číslo bylo vypočítáno pomocí optimalizační funkcionality *Řešitel* v tabulkovém procesoru Excel 2010 – cílem bylo najít takové číslo, které by vedlo k co možná nejmenšímu rozdílu mezi odpověďmi probandů a předpověďmi bayesovského modelu.

**Graf 5** Mapy s místy dopadu bomb vygenerované na základě parametrů uvedených v *Tabulce 2* a porovnání průměrných odpovědí probandů u jednotlivých map a transformovaných věrohodnostních poměrů. Více viz hlavní text.

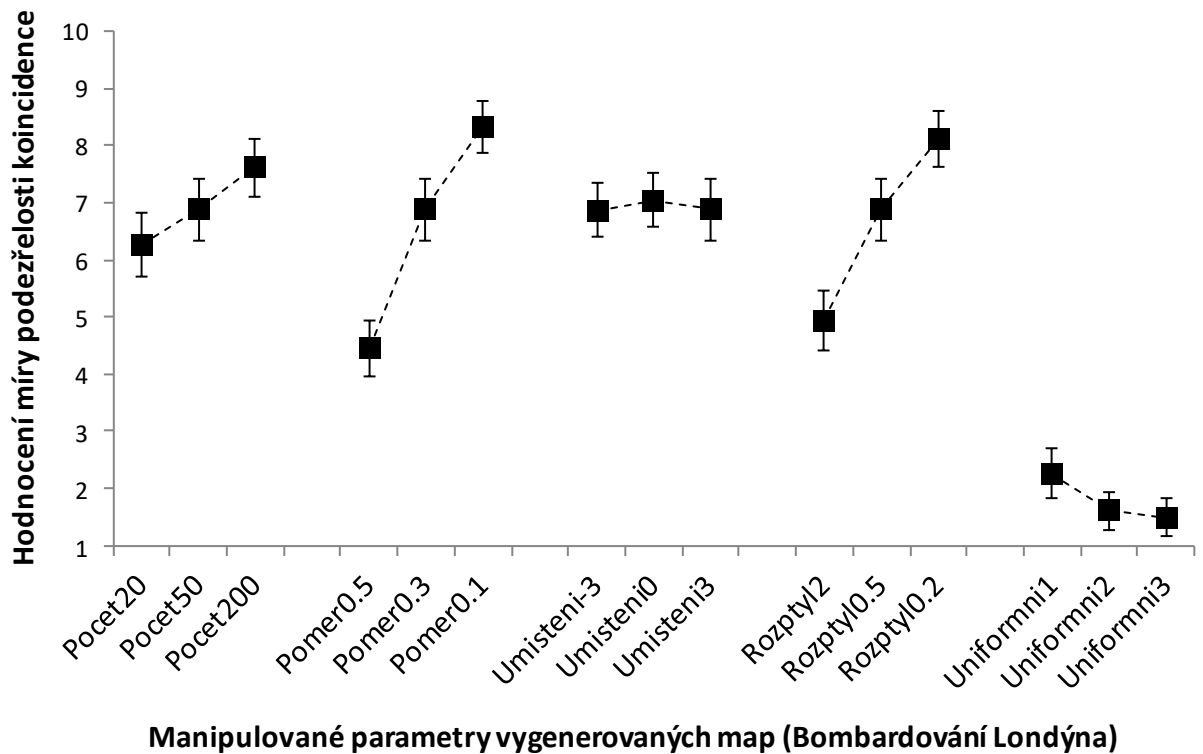
Změna  
v parametru...

● Odpovědi probandů  
● Předpovědi bayesovského modelu



To, do jaké míry úsudek probandů citlivě reagoval na změnu síly dostupných statistických důkazů ve prospěch alternativní hypotézy, jsem formálně zjišťoval prostřednictvím analýzy vlivu manipulace s jednotlivými parametry vygenerovaných map na probandy udávanou míru podezřelosti koincidencí. Průměrné odpovědi probandů (spolu s 99% CI) jsou zachyceny v *Grafu 6*. Z něj je dobře patrné, jak se probandy hodnocená míra podezřelosti koincidencí ne/mění v souladu s tím, jak se ne/mění dostupné statistické důkazy ve prospěch alternativní hypotézy. Závěr podporují rovněž výsledky formálního testování hypotézy o vlivu manipulace s jednotlivými parametry vygenerovaných map na vnímanou míru podezřelosti koincidencí pomocí jednofaktorové analýzy rozptylu (ANOVA) pro opakovaná měření. Data velmi silně podporují hypotézu o přítomnosti vlivu manipulace s počtem dopadů bomb ( $BF_{10} = 3,32E+13$ ;  $F(1,57, 168,42) = 43,32$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,288$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity), poměrem dopadů bomb, které byly vygenerovány z uniformního rozdělení ( $BF_{10} = 6,16E+48$ ;  $F(2, 214) = 214,2$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,667$ ), a velikostí rozptylu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení ( $BF_{10} = 1,58E+34$ ;  $F(1,72, 184,25) = 129,00$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,547$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity). V souladu s očekáváním manipulace s umístěním středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení neměla vliv na vnímanou míru podezřelosti koincidencí ( $BF_{01} = 12,31$ ;  $F(1,77, 189,62) = 0,978$ ;  $p = 0,369$ ;  $\eta_p^2 = 0,009$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity). Naopak v rozporu s očekáváním probandi vykazovali významné rozdíly v hodnocení míry podezřelosti koincidencí u tří map s plně uniformním rozmístěním dopadů bomb ( $BF_{10} = 1,42E+6$ ;  $F(1,28, 136,88) = 20,45$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,160$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity). Tento efekt byl způsoben tím, že probandi v případě plně uniformní mapy č. 1 vnímali rozmístění dopadů bomb jako výrazně podezřelejší než u dvou zbývajících „plně uniformních map“ (u obou relevantních post hoc testů  $p_{bonf} < 0,001$ ), jakkoli ve srovnání se všemi ostatními „plně neuniformními mapami“ i u této mapy probandi vnímali rozmístění dopadů bomb jako relativně nepřiliš podezřelé - viz *Graf 6*.

**Graf 6** Průměrné probandy uváděné hodnocení míry podezřelosti rozmístění dopadů bomb v závislosti na nastavení různých parametrů vygenerovaných map (význam jednotlivých parametrů viz oddíl 3.1.4 *Metody*, část *Bombardování Londýna*). Chybové úsečky reprezentují 99% konfidenční interval okolo průměrného hodnocení míry podezřelosti koincidence.



Na základě výsledků obou výše uvedených analýz lze tedy usuzovat na to, že probandi dokázali správně intuitivně posoudit sílu statistického důkazu ve prospěch alternativní teorie a to navíc v úloze, která je často uváděna jako názorná ukázka neschopnosti člověka usuzovat v souladu s principy statistického usuzování (viz např. Gilovich, 1991; podrobnější popis historického posadí této úlohy viz úvod ke kapitole 2 *VNÍMÁNÍ KOINCIDENCÍ*). Výsledky obou analýz jsou rovněž v souladu s výsledky obdobných analýz provedených v rámci původního Griffithsova a Tenenbaumova výzkumu, což výše uvedeným závěrům dodává na robustnosti.

Data k této části výzkumu a výstupy z jejich analýzy jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidence/BayesModel\_Prediction2*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Data/BayesModel\_Prediction2*).

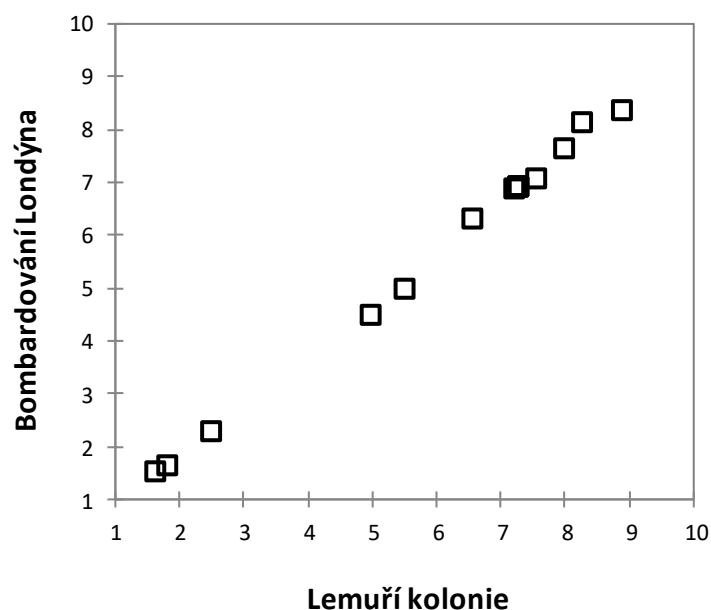
Poslední předpověď vyplývající z bayesovského modelu koincidence konstatuje, že vnímaná míra podezřelosti koincidence odpovídá vnímané síle (míře přesvědčivosti) důkazu



ve prospěch alternativní teorie. Tuto předpověď jsem testoval na datech z úlohy Bombardování Londýna a Lemuří kolonie prostřednictvím korelační analýzy vztahu mezi průměrnou mírou podezřelosti koincidencí uváděnou probandy na straně jedné (úloha Bombardování Londýna) a průměrným probandy uváděným hodnocením síly důkazu ve prospěch alternativní hypotézy o existenci skryté kauzální souvislosti na straně druhé (úloha Lemuří kolonie). Spearmanova pořadová korelace mezi těmito dvěma proměnnými měla hodnotu 1,000 ( $p < 0,001$ ; s jednostrannou alternativní hypotézou  $\rho > 0$ ). Pearsonova lineární korelace potom měla hodnotu 0,999 ( $BF_{10} = \infty$ ;  $p < 0,001$ ; s jednostrannou alternativní hypotézou  $\rho > 0$ , resp. s uniformní apriorní pravděpodobností nad hodnotami  $\rho$  od 0 do +1). Viz také grafické znázornění vztahu mezi těmito dvěma proměnnými v *Grafu 7*.

Ekvivalentnost vnímané podezřelosti koincidencí a vnímané síly důkazu ve prospěch alternativní hypotézy by mělo doložit rovněž to, že odpovědi probandů na úlohu Lemuří kolonie ne/budou ovlivněny stejnými druhy manipulací jako jejich odpovědi na úlohu Bombardování Londýna. To potvrzuje jak zraková inspekce grafického znázornění průměrných odpovědí probandů v *Grafu 8*, tak formální statistické testování. Data velmi

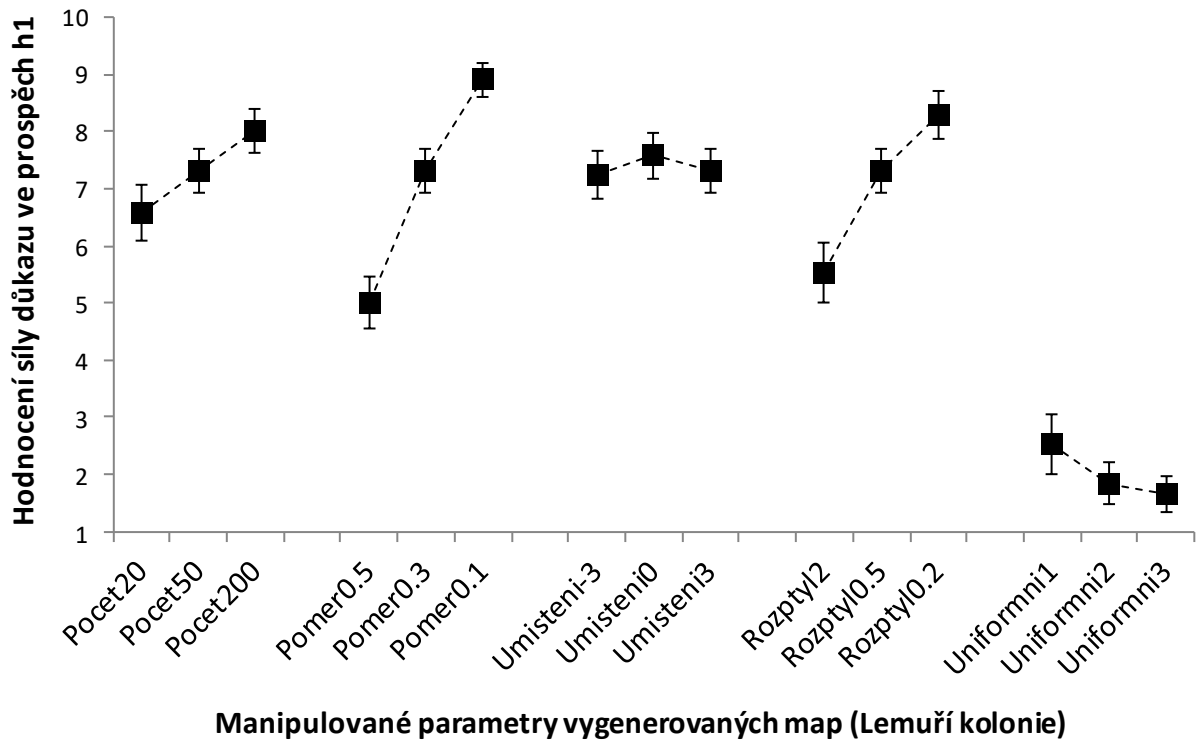
**Graf 7** Znázornění vztahu mezi průměrnou probandy uváděnou mírou podezřelosti koincidencí na straně jedné (úloha Bombardování Londýna) a průměrným probandy uváděným hodnocením síly důkazu ve prospěch alternativní hypotézy o existenci skryté kauzální souvislosti na straně druhé (úloha Lemuří kolonie). Jeden čtvereček vždy odpovídá dvojici totožných map, které byly jednou prezentovány v kontextu úlohy Bombardování Londýna a podruhé v kontextu úlohy Lemuří kolonie.



silně podporují hypotézu o přítomnosti vlivu manipulace s počtem lemuřích kolonií ( $BF_{10} = 1,16E+16$ ;  $F(1,63, 173,88) = 52,02$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,327$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity), poměrem lemuřích kolonií, které byly vygenerovány z uniformního rozdělení ( $BF_{10} = 6,05E+65$ ;  $F(1,90, 202,72) = 342,4$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,762$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity), a velikostí rozptylu umístění lemuřích kolonií vygenerovaných z normálního rozdělení ( $BF_{10} = 1,18E+31$ ;  $F(1,72, 184,34) = 112,3$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,512$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity). V případě manipulace s umístěním středu rozložení lemuřích kolonií vygenerovaných z normálního rozdělení, kde jsem očekával nulový efekt, jsou data nejednoznačná ( $BF_{01} = 0,860$ ;  $BF_{10} = 1,16$ ;  $F(2, 214) = 3,95$ ;  $p = 0,021$ ;  $\eta_p^2 = 0,036$ ), takže se nelze jednoznačně přiklonit ani k nulové, ani k alternativní hypotéze. Stejně jako v případě úlohy Bombardování Londýna i zde v rozporu s očekáváním probandi vykazovali významné rozdíly v hodnocení míry podezřelosti koincidencí u tří map s plně uniformním rozmístěním lemuřích kolonií ( $BF_{10} = 7,42E+5$ ;  $F(1,20, 128,06) = 19,65$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,155$ ; při použití Greenhouse-Geisserovy korekce kvůli nesplnění předpokladu sféricity). Tento efekt byl opět způsoben „plně uniformní mapou“ č. 1, kterou probandi ve srovnání se dvěma zbývajících „plně uniformními mapami“ vnímali jako relativně přesvědčivější důkaz ve prospěch existence skrytého kauzálního faktoru ovlivňujícího rozmístění lemuřích kolonií (u obou relevantních post hoc testů  $p_{bonf} < 0,001$ ). Přesto v *Grafu 8*, který zachycuje průměrné hodnocení přesvědčivosti jednotlivých map coby důkazů ve prospěch alternativní hypotézy, je dobře vidět, že ve srovnání se všemi ostatními „plně neuniformními mapami“ probandi všechny „plně uniformní mapy“ hodnotili jako nepříliš přesvědčivé důkazy ve prospěch alternativní hypotézy o existenci skryté příčiny ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií.

Na základě dvou výše uvedených analýz tedy můžeme konstatovat, že získaná data podporují i třetí předpověď vyplývající z bayesovského modelu koincidencí. Podle této předpovědi když lidé mluví o podezřelých koincidencích, mluví tak de facto o síle statistických důkazů ve prospěch alternativní hypotézy. Výsledky těchto analýz jsou rovněž v souladu s výsledky analýz provedených v rámci původního Griffithsova a Tenenbaumova výzkumu, čímž výše uvedený závěr získává na robustnosti.

**Graf 8** Průměrné probandy uváděné hodnocení míry přesvědčivosti jednotlivých map coby důkazů o existenci skryté příčiny ovlivňující rozmístění lemuřích kolonií v závislosti na nastavení různých parametrů vygenerovaných map (význam jednotlivých parametrů viz oddíl 3.1.4 *Metody*, část *Bombardování Londýna*). Chybové úsečky reprezentují 99% konfidenční interval.



Data k této části výzkumu a výstupy z jejich analýzy jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí/BayesModel\_Prediction3*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Data/BayesModel\_Prediction3*).

#### *Druhý výzkumný cíl*

V rámci druhého výzkumného cíle jsem prověřoval hypotézu, že primárním zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí je apriorní část bayesovského modelu koincidencí. Hypotézu jsem ověřoval prostřednictvím testování jedné konkrétní předpovědi vyplývající z této hypotézy, a sice že mezi schopností probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy a mírou jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí<sup>1</sup> bude nulová korelace. Detaily výpočtu těchto dvou proměnných jsou uvedeny

<sup>1</sup> V původním Griffithsově a Tenenbaumově výzkumu při dichotomickém dotazu na povahu dostupných dat (koincidence/důkaz) měl medián odhadnutých apriorních pravděpodobností alternativních hypotéz pro psychokinetický, resp. genetický experiment hodnotu 4,0E-04 resp. 2,3E-01; v případě dotazu na posteriorní

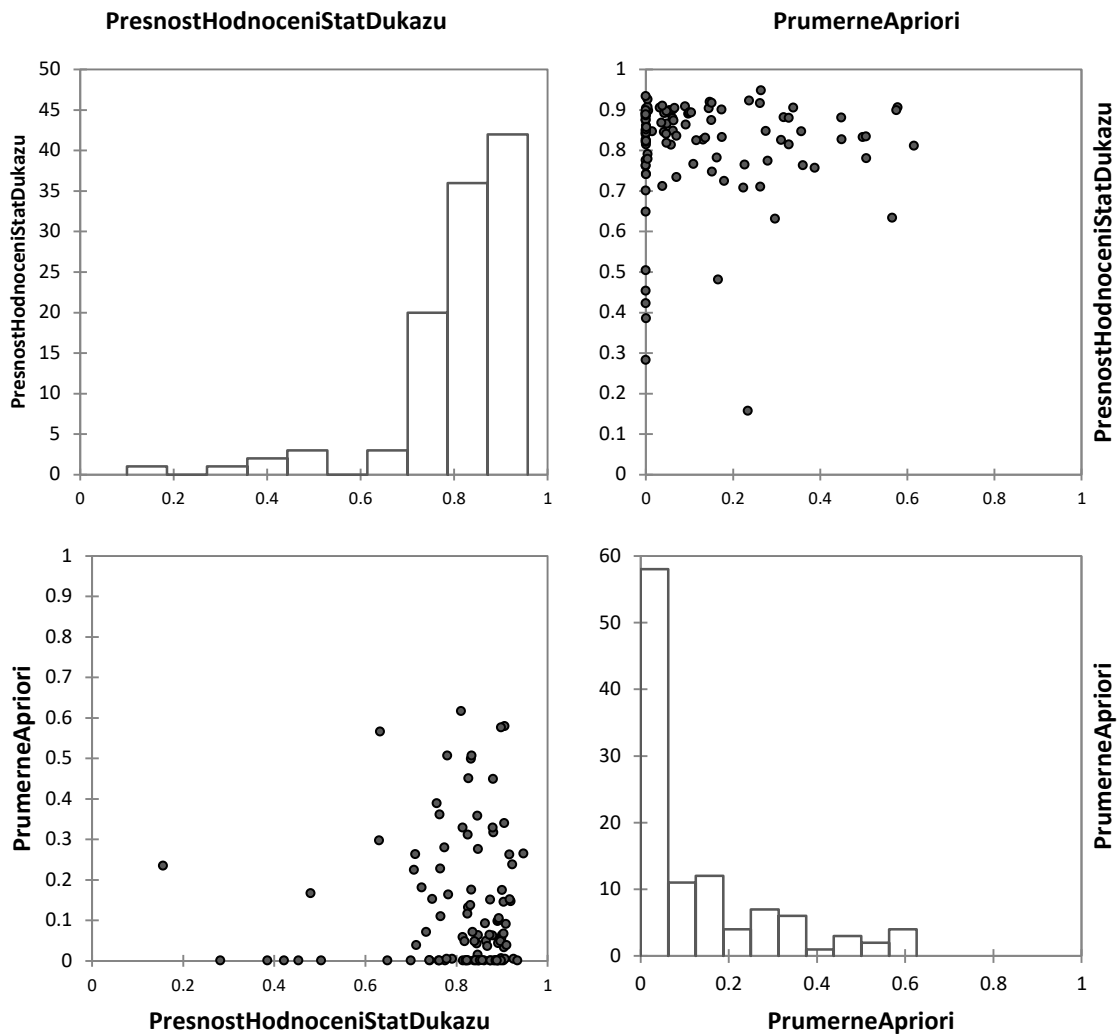
v oddíle 3.1.6 *Statistická analýza*. Graficky je vztah mezi těmito dvěma proměnnými zachycen v *Grafu 9*. Vypočítaný bodový odhad Spearmanova korelačního koeficientu  $\rho$  má hodnotu 0,044. Tento výsledek poměrně silně favorizuje nulovou hypotézu – vypočítaný  $BF_{01}$  má hodnotu 29,53, tzn. že ve světle dostupných dat je nulová hypotéza přibližně 30krát pravděpodobnější než mnou definovaná alternativní hypotéza. Na základě těchto výsledků lze tvrdit, že sesbíraná data jsou v souladu s předpovědí vyplývající z hypotézy, že zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí je apriorní část bayesovského modelu koincidencí. V kombinaci s výsledky předchozích analýz, které prokázaly, že probandi dokázali adekvátním způsobem vyhodnocovat statistické důkazy a kombinovat je s apriorními pravděpodobnostmi, výsledky této analýzy dodávají na věrohodnosti Griffithsem a Tenenbaumem vyslovené hypotéze o zdroji iracionality spojené s vnímáním koincidencí.

Data k této části výzkumu a počítačový program k jejich analýze jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí/2VyzkumnyCil* pod názvem *2VyzkumnyCil\_Data*, resp. *2VyzkumnyCil\_Analysis*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Data/2VyzkumnyCil*).

---

pravděpodobnost alternativní hypotézy měl medián stejných proměnných hodnotu 1,1E-03, resp. 2,0E-01. V tomto výzkumu měl medián těchto proměnných hodnotu 2,9E-23, resp. 9,1E-09 a 7,1E-13, resp. 1,7E-01. Přes odlišné hodnoty i v rámci mého výzkumu je z provedených odhadů dobře patrné, že probandi měli tendenci připisovat vyšší apriorní pravděpodobnost alternativní hypotéze v případě genetického experimentu. Pozorovaný rozdíl v hodnotách odhadů oproti původnímu výzkumu by bylo možné vysvětlit odlišnou metodou použitou k výpočtu odhadů apriorních pravděpodobností alternativních hypotéz, vyšší mírou skepticismu či kritičnosti probandů v mém výzkumném souboru (čemuž by nasvědčovaly jejich relativně vyšší skóry v testu HBT a v testu obecné inteligence), případně odlišným výzkumným designem (zatímco Griffiths s Tenenbaumem použili smíšený výzkumný design, v tomto výzkumu jsem použil plně vnitrosubjektový design, v rámci kterého mohli mít probandi větší tendenci odpovídat konzistentně napříč oběma úlohami, které se lišily pouze ve způsobu svého zarámování; tomu by nasvědčovalo to, že probandi, kteří začínali s úlohou Genetické inženýrství, měli ve srovnání s probandy, kteří začínali s úlohou Psychokineze, ve všech čtyřech situacích vyšší medián odhadů apriorních pravděpodobností alternativních hypotéz: 2,5E-11 vs. 3,8E-24, 2,7E-01 vs. 1,9E-09, 5,3E-03 vs. 4,4E-13 a 5,2E-01 vs. 2,3E-03 (pořadí situací je stejné jako u údajů uvedených výše)).

**Graf 9** Grafické znázornění distribuce dvou proměnných odpovídajících schopnosti probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy, resp. míře jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí (detaily výpočtu těchto dvou proměnných viz oddíl 3.1.6 *Statistická analýza*). S pomocí scatterplotu je potom znázorněn vzájemný vztah mezi těmito dvěma proměnnými.



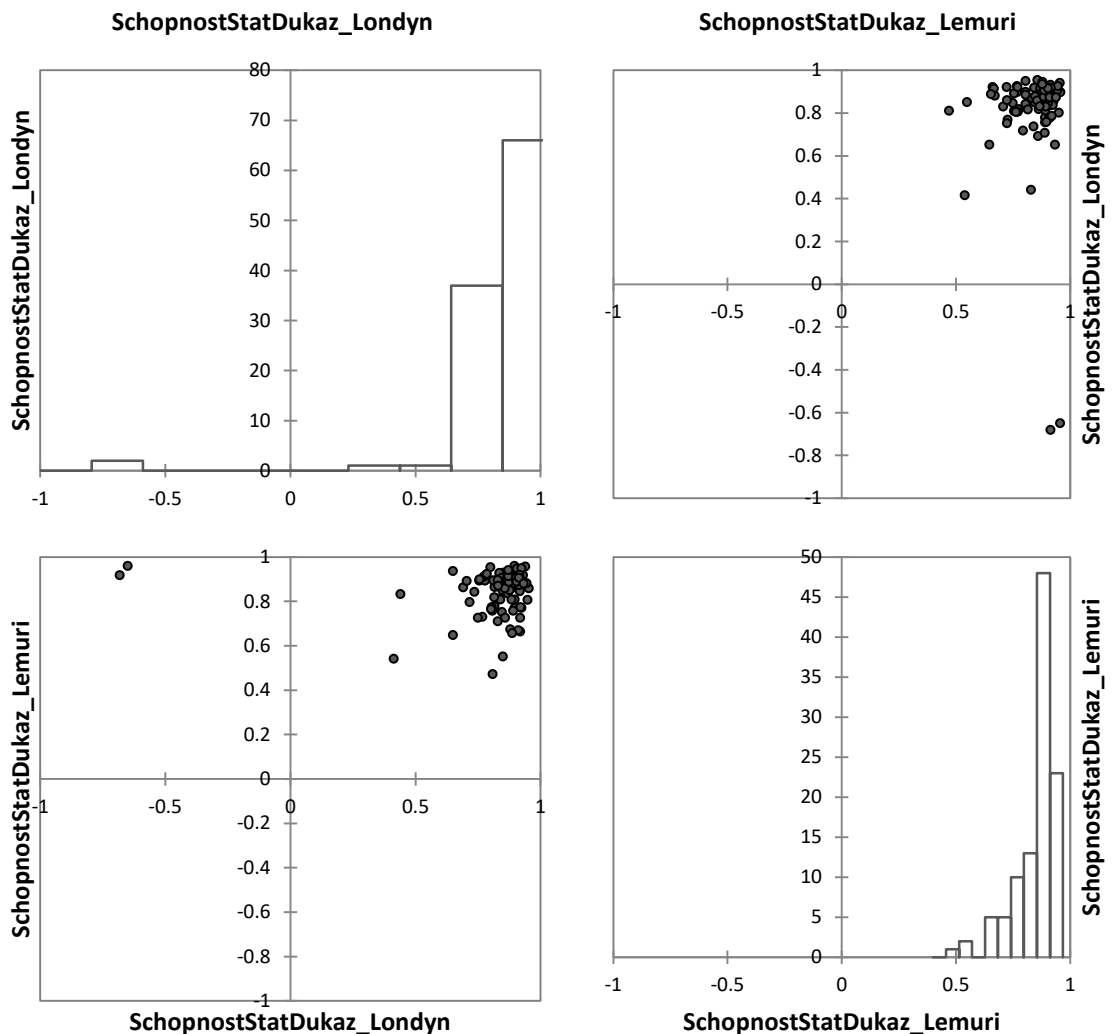
### *Třetí výzkumný cíl*

V rámci třetího výzkumného cíle jsem chtěl zjistit, zda a jakým způsobem se v rámci bayesovského modelu koincidencí projevují systematické rozdíly mezi lidmi z hlediska jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy a z hlediska jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí, a také to, zda tyto interindividuální rozdíly nějak souvisí s jinými aspekty jejich kognitivního fungování.

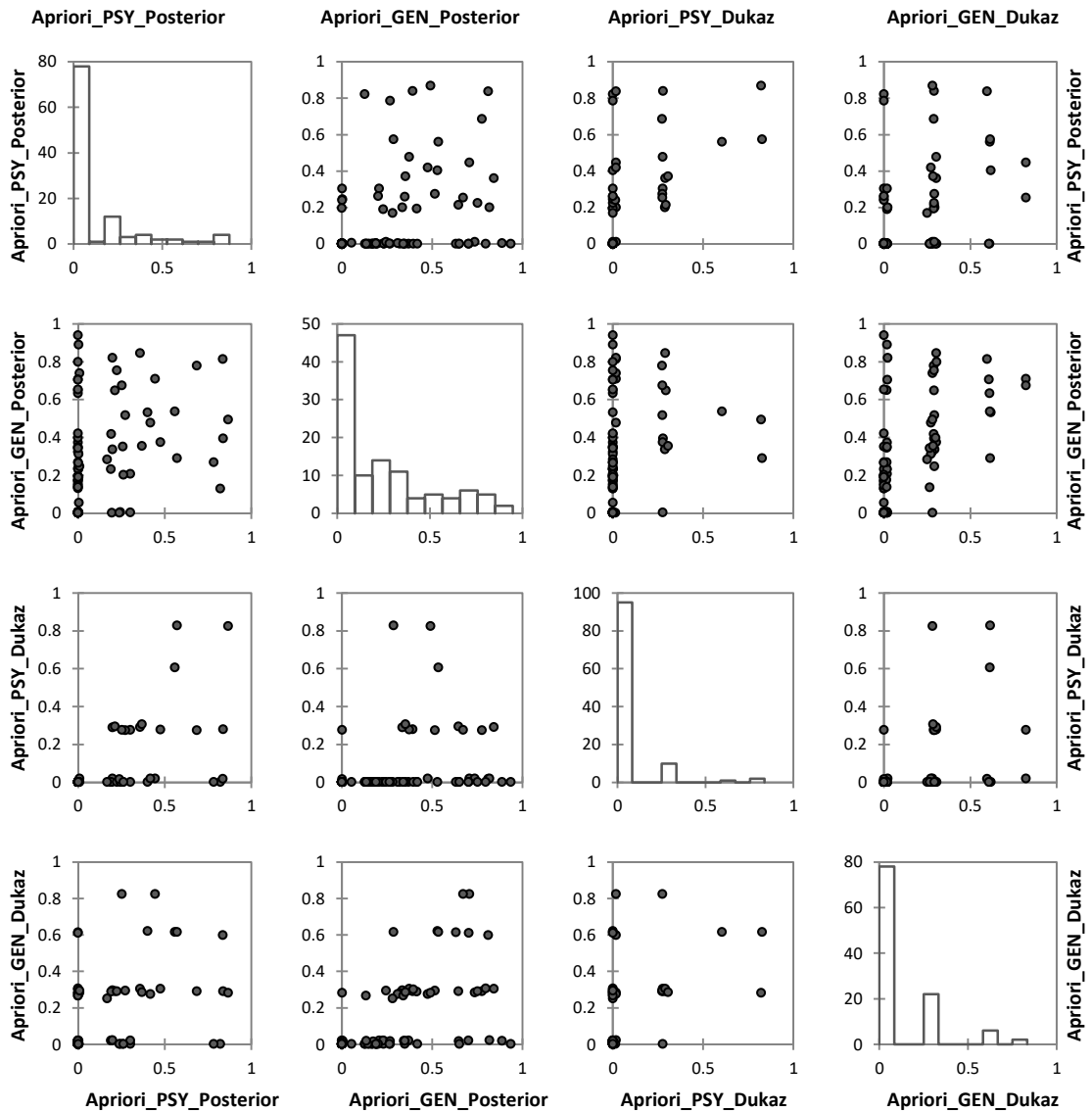
Za účelem zodpovězení první otázky jsem sledoval míru konzistentnosti (i) ve schopnosti probandů vyhodnocovat statistické důkazy napříč úlohami Bombardování Londýna a Lemuří kolonie a (ii) a v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních vztahů a souvislostí

v úlohách Psychokineze a Genetické inženýrství. Způsob odhadu schopnosti probandů vyhodnocovat statistické důkazy a jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí je podrobněji popsán v oddíle 3.1.6 *Statistická analýza*. V *Grafech 10 a 11* je zachycen vztah mezi schopností probandů vyhodnocovat statistické důkazy napříč úlohami Bombardování Londýna a Lemuří kolonie, resp. mezi velikostí jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí napříč úlohami Psychokineze a Genetické inženýrství.

**Graf 10** Grafické znázornění distribuce dvou proměnných odpovídajících schopnosti probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy v úlohách Bombardování Londýna a Lemuří kolonie (detaily výpočtu těchto dvou proměnných viz oddíl 3.1.6 *Statistická analýza*). S pomocí scatterplotu je potom znázorněn vzájemný vztah mezi těmito dvěma proměnnými.



**Graf 11** Grafické znázornění distribuce čtyř proměnných odpovídajících míře sklonu probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí v úlohách Psychokineze a Genetické inženýrství (detaily výpočtu těchto dvou proměnných viz oddíl 3.1.6 *Statistická analýza*). Z histogramů je dobře patrné, že bez ohledu na způsob dotazování (Posterior vs. Důkaz) probandi měli tendenci připisovat vyšší apriorní pravděpodobnost alternativní hypotéze v případě genetického experimentu. S pomocí scatterplotu je potom znázorněn vzájemný vztah mezi těmito čtyřmi proměnnými.



Stejně jako u předchozí analýzy i zde jsem vzhledem k výrazně nenormálnímu rozdělení dat k formální analýze vztahu těchto proměnných použil Spearmanovu pořadovou korelační analýzu a to jak v její klasické, tak i v bayesovské variantě. Alternativní hypotéza byla formulována jednostranně ( $\rho > 0$ ), v případě bayesovské varianty testu měla alternativní hypotéza tvar uniformního rozdělení nad hodnotami  $\rho$  od 0 do +1 (resp. od 0 do +4).

V případě schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy má vypočítaný bodový odhad Spearmanova  $\rho$  hodnotu 0,100 ( $p = 0,151$ ; jednostranný test)<sup>1</sup>. Vypočítaný  $BF_{+0}$  má potom hodnotu 9,6, tzn. že získaná data poměrně silně favorizují nulovou hypotézu před mnou definovanou alternativní hypotézou.<sup>2</sup> V případě sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí se bodové odhady Spearmanova  $\rho$  pohybují v rozmezí od 0,418 do 0,709 – viz *Tabulka 8*. Ve všech případech je nález (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky významný ( $p < 0,001$ ; jednostranný test) a vypočítaný  $BF_{+0}$  má minimální hodnotu 847,1, tzn. že ve všech případech data velmi silně favorizují alternativní hypotézu o existenci pozitivní korelace mezi apriorními pravděpodobnostmi odhadnutými napříč jednotlivými podnětovými situacemi, resp. otázkami.<sup>3</sup> Výsledky analýzy tak naznačují, že systematické rozdíly mezi probandy se vyskytují v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, ale nikoli v jejich schopnosti vyhodnocovat

**Tabulka 8** Výsledky Spearmanovy pořadové korelační analýzy vztahu mezi apriorními pravděpodobnostmi alternativních hypotéz odhadnutými pro jednotlivé probandy napříč jednotlivými otázkami (posteriorní pravděpodobnost vs. důkaz/koincidence) v úlohách Psychokineze a Genetické inženýrství. Použita byla jednostranná alternativní hypotéza ( $\rho > 0$ ), resp. uniformní apriorní pravděpodobnost nad hodnotami  $\rho$  od 0 do +1.

Proměnná	1	2	3	4
(1) Apriori_PSY_Posterior	---	$\rho = 0,424$ $BF_{+0} = 2805,7$ $p < 0,001$	$\rho = 0,709$ $BF_{+0} = 4,5E+16$ $p < 0,001$	$\rho = 0,402$ $BF_{+0} = 847,1$ $p < 0,001$
(2) Apriori_GEN_Posterior	---	---	$\rho = 0,418$ $BF_{+0} = 2012,8$ $p < 0,001$	$\rho = 0,698$ $BF_{+0} = 5,8E+15$ $p < 0,001$
(3) Apriori_PSY_Dukaz	---	---	---	$\rho = 0,514$ $BF_{+0} = 1,5+E6$ $p < 0,001$
(4) Apriori_GEN_Dukaz	---	---	---	---

<sup>1</sup> Jeden z probandů musel být z této konkrétní analýzy vyloučen, protože v úloze Bombardování Londýna hodnotil všechny mapy stejným způsobem, takže pro něj nebylo možné vypočítat odhad jeho schopnosti intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy (prostřednictvím Pearsonova korelačního koeficientu vyjadřujícího míru podobnosti mezi jeho hodnocením podezřelosti daného rozmístění dopadů bomb a vypočítanou hodnotou Bayesova faktoru ve prospěch alternativní hypotézy).

<sup>2</sup> Kdybychom však místo uniformního rozdělení pro alternativní hypotézu použili možná poněkud realističtější half-normální rozdělení s parametry odpovídajícími očekávání, že nejpravděpodobněji budeme pozorovat korelační koeficienty o velikosti mezi 0 a +0,5, bude mít  $BF_{0+}$  hodnotu pouze 1,7, tzn., že důkaz ve prospěch nulové hypotézy by byl velice slabý, resp. neprůkazný. V takové situaci by k lepšímu odlišení předpovědí nulové a alternativní hypotézy napomohlo získání většího výzkumného souboru.

<sup>3</sup> Při použití half-normálního rozdělení k vyjádření alternativní hypotézy (detail viz předchozí poznámka pod čarou) by důkazy ve prospěch alternativní hypotézy (resp. v neprospěch nulové hypotézy) byly ještě silnější (např. v případě korelace mezi Apriori\_PSY\_Posterior a Apriori\_GEN\_Dukaz se  $BF_{+0}$  zvýší z 847,1 na 3642,6).



statistické důkazy, minimálně v úlohách administrovaných v rámci tohoto výzkumu. Toto zjištění rovněž podporuje Griffithsovu a Tenenbaumovu hypotézu o přeceňování apriorních pravděpodobností alternativních hypotéz coby zdroji iracionality spojené s vnímáním koincidencí – viz také výsledek statistické analýzy k druhému výzkumnému cíli.

Data k této části výzkumu a počítačový program k jejich analýze jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí/3VyzkumnyCil* pod názvy *3aVyzkumnyCil\_Data* a *3bVyzkumnyCil\_Data*, resp. *3aVyzkumnyCil\_Analysis* a *3bVyzkumnyCil\_Analysis*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Data/3VyzkumnyCil*).

Z hlediska ověřování výše uvedené hypotézy o zdroji iracionality spojené s vnímáním koincidencí jsou relevantní rovněž výsledky následující explorační analýzy, jejímž cílem bylo zmapovat sílu vztahu mezi schopností probandů vyhodnocovat statistické důkazy a jejich sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí na straně jedné a vybranými aspekty jejich kognitivního fungování (kognitivní reflexe, racionální myšlení, obecná inteligence, otevřenost ke zkušenosti, racionální/experenciální styl myšlení, osobní potřeba struktury a víra v existenci paranormálních jevů – viz oddíl 3.1.4 *Metody*) na straně druhé. Vzhledem k výrazně nenormálnímu rozdělení řady proměnných jsem k formální analýze jejich vztahu použil opět Spearmanovu pořadovou korelační analýzu. Její výsledky jsou uvedeny v *Tabulkách 9* a *10*, kde jsou jednotlivé proměnné seřazeny sestupně podle odhadnuté absolutní hodnoty korelačního koeficientu  $\rho$ . V těchto tabulkách jsou rovněž tučným fontem zvýrazněny ty proměnné, u kterých je minimálně 10krát pravděpodobnější, že odhadnutý korelační koeficient je větší, nebo naopak menší než 0.

Nejdříve se zaměřím na výsledky analýzy vztahu mezi sledovanými aspekty kognitivního fungování probandů a jejich schopností vyhodnocovat statistické důkazy. Celkově je velikost všech odhadovaných korelačních koeficientů malá – absolutní hodnota bodových odhadů korelačních koeficientů se pohybuje v rozmezí od 0,001 do 0,220 ( $\bar{x} = 0,082$ ;  $med = 0,066$ ;  $s = 0,060$ ) a v případě intervalových odhadů má hranice 99% bayesovského intervalu kredibility nejvyšší (absolutní) hodnotu 0,440. To je v souladu se zjištěním vyplývajícím z předchozí analýzy, podle které neexistuje příliš silný doklad pro existenci systematických rozdílů mezi probandy v jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy. Přestože v případě většiny proměnných (17/22) jsou získaná data značně nejednoznačná, co se týče odhadu směru korelace mezi těmito proměnnými a schopností vyhodnocovat statistické

důkazy, v několika málo případech můžeme mít na základě získaných dat poněkud větší jistotu ohledně směru dané korelace. Podíváme-li se na výsledky explorační analýzy primárně prizmatem právě těchto proměnných, potom tato analýza naznačuje, že probandi, kteří dokázali lépe vyhodnocovat statistické důkazy, měli tendenci k tomu:

- být méně citliví k vnímání umění a krásy (Estetické prožívání\_NEOP-PI-R);
- být méně otevření vůči zkušenosti (Otevřenost ke zkušenosti\_NEOP-PI-R);
- mít větší potřebu struktury (Osobní potřeba struktury\_PNS);
- být více analytičtí a méně intuitivní při zpracovávání informací (Reflexivita myšlení\_CRT-L2);
- být méně flexibilní a dávat více přednost známému, vyzkoušenému a zažitému (Novátorské činnosti\_NEOP-PI-R).

**Tabulka 9** Výsledky Spearmanovy pořadové korelační analýzy síly vztahu mezi schopností probandů vyhodnocovat statistické důkazy a některými vybranými aspekty jejich kognitivního fungování. Jednotlivé proměnné jsou seřazené sestupně podle absolutní hodnoty Spearmanova korelačního koeficientu  $\rho$ . V tabulce jsou rovněž uvedeny 99% bayesovské intervaly kredibility (které byly vypočítány při použití uniformní apriorní pravděpodobnosti nad hodnotami  $\rho$  od -1 do +1) a posteriorní pravděpodobnosti, že je hodnota Spearmanova korelačního koeficientu  $\rho$  větší, resp. menší než 0. Tučným fontem jsou zvýrazněny ty proměnné, u kterých je minimálně 10krát pravděpodobnější, že hodnota odpovídajícího Spearmanova korelačního koeficientu je větší, nebo naopak menší než 0.

Škála	Korelace testového skóru se schopností probandů vyhodnocovat statistické důkazy			
	$\rho$	99% BCI	$P(\rho > 0)$	$P(\rho < 0)$
<b>EstetickeProzivani_NEOP-PI-R</b>	<b>-0,220</b>	<b>[-0,442; 0,028]</b>	<b>1,1 %</b>	<b>98,9 %</b>
<b>Otevrenost_NEOP-PI-R</b>	<b>-0,182</b>	<b>[-0,410; 0,067]</b>	<b>2,9 %</b>	<b>97,1 %</b>
<b>OsobniPotrebaStruktury_PNS</b>	<b>0,161</b>	<b>[-0,088; 0,392]</b>	<b>95,2 %</b>	<b>4,8 %</b>
<b>ReflexivitaMysleni_CRT-L2</b>	<b>0,159</b>	<b>[-0,090; 0,390]</b>	<b>95,0 %</b>	<b>5,0 %</b>
<b>NovatorskeCin_NEOP-PI-R</b>	<b>-0,142</b>	<b>[-0,375; 0,108]</b>	<b>7,2 %</b>	<b>92,8 %</b>
ExperencialniPostoj_REI	-0,128	[-0,363; 0,122]	9,3 %	90,7 %
IQ_16PF	0,115	[-0,135; 0,352]	88,2 %	11,8 %
RacionalniPostoj_REI	-0,089	[-0,328; 0,161]	18,0 %	82,0 %
Carodejnickvi_PBSR	-0,071	[-0,312; 0,178]	23,3 %	76,7 %
Spiritismus_PBSR	0,067	[-0,182; 0,308]	75,3 %	24,7 %
RacionalniSchopnost_REI	0,066	[-0,183; 0,307]	75,1 %	24,9 %
Prozivani_NEOP-PI-R	-0,065	[-0,307; 0,184]	25,1 %	74,9 %
Fantazie_NEOP-PI-R	-0,057	[-0,299; 0,192]	27,9 %	72,1 %
Parapsychologie_PBSR	-0,052	[-0,294; 0,197]	29,7 %	70,3 %
TradNabozVira_PBSR	-0,043	[-0,286; 0,205]	32,9 %	67,1 %
Ideje_NEOP-PI-R	-0,042	[-0,285; 0,206]	33,4 %	66,6 %
ExperencialniSchopnost_REI	-0,041	[-0,285; 0,207]	33,5 %	66,5 %
Hodnoty_NEOP-PI-R	-0,035	[-0,279; 0,213]	35,9 %	64,1 %
NeobvykleFormyZivota_PBSR	-0,025	[-0,270; 0,222]	39,7 %	60,3 %
RacionalniMysleni_HBT	0,021	[-0,226; 0,266]	58,7 %	41,3 %
Prekognice_PBSR	0,012	[-0,234; 0,258]	55,1 %	44,9 %
Povercivost_PBSR	-0,001	[-0,247; 0,245]	49,6 %	50,4 %

V případě Estetického prožívání (NEO-PI-R), Otevřenosti ke zkušenosti (NEO-PI-R) a Novátorských činností (NEO-PI-R) je zjištěný negativní směr korelace v souladu s předpokladem, že otevřenost ke zkušenosti, resp. některé její subfacety pozitivně korelují s vírou v paranormální jevy (DeYoung, Grazioplene, & Peterson, 2012; Smith, Johnson, & Hathaway, 2009), která naopak negativně koreluje s preferencí analytického myšlení (Shenhav, Rand, & Greene, 2012). Rovněž v případě Reflexivity myšlení (CRT-L2) je zjištěná pozitivní korelace v souladu se zjištěními o pozitivní souvislosti mezi reflexivitou myšlení a tendencí řešit racionálním způsobem úlohy, které se ve výzkumné tradici heuristik a zkreslení používají ke zkoumání míry racionality lidských subjektů při usuzování a rozhodování (např. Campitelli & Labollita, 2010; Cokely & Kelley, 2009; Frederick, 2005; Koehler & James, 2010; Oechssler, Roider, & Schmitz, 2009; Toplak, West, & Stanovich, 2011). Naopak v případě Osobní potřeby struktury (PNS) se zdá být zjištěná pozitivní korelace v rozporu s očekáváním, že osoby s vyšší potřebou struktury jsou při zpracovávání informací méně efektivní a méně racionální (např. Neuberg & Newsom, 1993; Rice et al., 1991; Schaller et al., 1992; Whitson & Galinsky, 2008).

Podíváme-li se ještě na dalších šest proměnných, kde je alespoň 3krát pravděpodobnější, že hodnota korelačního koeficientu je větší, nebo naopak menší než 0, potom můžeme vidět, že probandi, kteří lépe vyhodnocovali statistické důkazy, měli tendenci k tomu:

- méně důvěřovat intuitivnímu poznávání (Experienciální Postoj\_REI-40);
- mít vyšší úroveň rozumových schopností (16 PF);
- méně důvěřovat racionálnímu způsobu poznávání (Racionální postoj\_REI-40);
- méně věřit v existenci čarodějnictví (Čarodějnictví\_PBSR);
- více věřit v existenci duše, která je nezávislá na těle (Spiritismus\_PBS-R); a
- mít lepší analytické schopnosti (Racionální schopnost\_REI-40).

Stejně jako v případě předchozích pěti proměnných, kde máme k dispozici poněkud jednoznačnější doklady o směru korelace mezi sledovanými proměnnými, ani zde není vzorec odhadnutých korelací zcela v souladu s teoretickými předpoklady. Takto např. ve světle předchozích výzkumů dává smysl, že probandi, kteří dokážou lépe vyhodnocovat statistické důkazy, méně důvěřují intuitivnímu poznávání (Experienciální Postoj\_REI-40) a mají lepší analytické schopnosti (Racionální schopnost\_REI-40) (např. Epstein et al., 1996; Shiloh, Salton, & Sharabi, 2002), mají vyšší úroveň rozumových schopností (16PF) (např. Bertsch & Pesta, 2009; Caplovitz & Sherrow, 1977; Lewis, Ritchie, & Bates, 2011; Lynn,

Harvey, & Nyborg, 2009; Reeve, 2009), méně věří v existenci čarodějnictví (Čarodějnictví\_PBSR) (např. Beit-Hallahmi, 2006; Caldwell-Harris et al., 2011; Hunsberger & Brown, 2001; Pennycook et al., 2012), ale již menší smysl dává to, aby ti samí probandi na druhé straně méně důvěřovali racionálnímu způsobu poznávání (Racionální postoj\_REI-40) a aby více věřili v existenci duše, která je nezávislá na těle (Spiritismus\_PBS-R).

Stejně jako menší velikost zjištěných korelací, tak i výše popsany, s výsledky předchozích relevantních výzkumů nepřilíš kongruentní celkový vzorec korelací se zdá podporovat hypotézu vyplývající z bayesovského modelu koincidencí, že se lidé mezi sebou příliš neliší ve své schopnosti intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy a že velká část interindividuální variability v této oblasti má náhodnou povahu. V této souvislosti stojí za pozornost celkově třetí nejnižší korelace ( $\rho = 0,021$ ) mezi schopností vyhodnocovat statistické důkazy a výsledkem v testu HBT, který měří některé klíčové aspekty tradičně definovaného racionálního myšlení (jako je schopnost pravděpodobnostního usuzování, hypotetického myšlení, vědeckého myšlení či statistického myšlení; viz také oddíl 3.1.4 *Metody*), a u kterého bychom tak mohli předpokládat, že bude se schopností intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy silně korelovat. Přesto tyto výsledky jednoznačně nevylučují možnost, že mezi lidmi ve skutečnosti určité systematické rozdíly v jejich schopnosti intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy, jakkoli nepatrné, existují (viz také nezanedbatelná hodnota bodového odhadu korelace mezi intuitivní schopností vyhodnocovat statistické důkazy napříč úlohami Bombardování Londýna a Lemuří kolonie ( $\rho = 0,100$ )). V této souvislosti je otázkou, do jaké míry se do výsledků této analýzy mohlo promítnout případné omezení rozsahu hodnot jednotlivých proměnných (*range restriction*) dané vyšší mírou homogenity výzkumného souboru, jehož členové byli rekrutováni převážně z univerzitního prostředí. To, že by zde problém s omezením rozsahu mohl hrát určitou roli, naznačují vyšší průměrné hodnoty a naopak menší směrodatné odchylky u výzkumného souboru ve srovnání s normovacím vzorkem u sub/škál NEO-PI-R či 16PF (viz oddíl 3.1.4 *Metody*). V případném navazujícím konfirmačním typu výzkumu by proto bylo žádoucí získat ke spolupráci více heterogenní skupinu probandů. Vhodné by rovněž bylo zvětšit velikost výzkumného souboru tak, aby bylo možné lépe od sebe odlišit předpovědi nulové a alternativní hypotézy předpokládající existenci menších efektů ( $|\rho| = 0,1-0,2$ ). Podle výsledků provedené power analýzy (Faul et al., 2007; 2009) by při použití klasické, nebayesovské Spearmanovy korelační analýzy bylo vhodné k dosažení 80% pravděpodobnosti detekce efektu o síle  $|\rho| = 0,1$ , resp.

0,2 na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  při oboustranném testování pracovat s výzkumným souborem o velikosti  $n = 782$ , resp. 193. Míru zobecnitelnosti výsledků této explorační analýzy kromě výše uvedené homogenity výzkumného souboru omezuje rovněž to, že je založena na odpovědích poskytnutých probandy v rámci pouze jednoho specifického druhu úloh. Z tohoto hlediska by bylo žádoucí použít v některém z případných navazujících výzkumů rovněž jiný druh úloh k určení schopnosti probandů intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy. Taková úprava ve výzkumném designu by mohla rovněž přispět k určení omezujících podmínek platnosti zde zkoumaného teoretického modelu koincidencí.

Nyní se zaměřím na výsledky obdobné explorační analýzy vztahu mezi sledovanými aspekty kognitivního fungování probandů a jejich sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Celkově je velikost všech odhadovaných korelačních koeficientů malá až střední – absolutní hodnota bodových odhadů korelačních koeficientů se pohybuje v rozmezí od 0,022 do 0,320 ( $\bar{x} = 0,155$ ;  $med = 0,159$ ;  $s = 0,075$ ) a v případě intervalových odhadů má hranice 99% bayesovského intervalu kredibility nejvyšší (absolutní) hodnotu 0,525. Velikost korelačních koeficientů je tak v průměru přibližně 2krát větší než v případě schopnosti intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy. Konzistentně napříč sledovanými proměnnými vyjadřujícími různé aspekty kognitivního fungování probandů je korelační koeficient větší v případě sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí než v případě schopnosti intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy – konkrétně v 17 případech z 22. Rozdíl je rovněž v míře jednoznačnosti dokladů o směru korelace mezi sledovanými proměnnými – hned ve 14 případech z 22 je minimálně 10krát pravděpodobnější, že hodnota odpovídajícího Spearmanova korelačního koeficientu je větší, nebo naopak menší než 0. Podíváme-li se na výsledky explorační analýzy primárně prizmatem těchto proměnných, potom tato analýza naznačuje, že probandi, kteří měli větší sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, měli také tendenci k tomu:

- být méně racionální (HBT);
- být méně kritičtí, méně nepředpojatí a méně nestranní (Hodnoty\_NEO-PI-R);
- více důvěřovat intuitivnímu poznávání (Experienciální postoj\_REI-40);
- více věřit v existenci mimosmyslového předpovídání budoucnosti (Prekognice\_PBS-R);
- být méně analytičtí a více intuitivní při zpracovávání informací (CRT-L2);

- být pověřivější (Pověřivost\_PBSR);
- být méně analytičtí a vědychtiví, méně toužit po vědě, mít méně intelektuální zájmy a být méně racionální (Ideje\_NEOPI-R);
- být přesvědčeni, že mají přesnější intuici (Experienciální schopnost\_REI-40);
- mít horší analytické schopnosti (Racionální schopnost\_REI-40);
- více věřit v existenci duše, která je nezávislá na těle (Spiritismus\_PBS-R);
- být méně flexibilní, dávat přednost známému, vyzkoušenému a zažitému (Novátorské činnosti\_NEO-PI-R);
- více věřit v existenci čarodějnictví (Čarodějnictví\_PBS-R);
- mít větší potřebu struktury (Osobní potřeba struktury\_PNS);
- méně důvěřovat racionálnímu způsobu poznávání (Racionální postoj\_REI).

V případě všech 14 výše uvedených proměnných se směr zjištěné korelace jeví být v souladu se známými souvislostmi mezi zde měřenými aspekty kognitivního fungování a mírou i/racionality myšlení (viz oddíl 3.1.4 *Metody*). Stejně je tomu i v případě všech 5 proměnných, u kterých je alespoň 3krát pravděpodobnější, že hodnota korelačního koeficientu je větší, nebo naopak menší než 0. Z hlediska těchto proměnných probandi, kteří měli větší sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, měli tendenci k tomu:

- být religióznější (Tradiční náboženská víra\_PBS-R);
- být méně otevření vůči zkušenosti (Otevřenost ke zkušenosti\_NEO-PI-R);
- být obrazotvornější, tvořivější, originálnější, mít bohatší fantazii a živější představivost (Fantazie\_NEO-PI-R);
- více věřit v existenci paranormálních jevů (Parapsychologie\_PBS-R);
- mít nižší úroveň rozumových schopností (16PF).

V případě zbývajících tří proměnných (Neobvyklé formy života\_PBS-R, Prožívání\_NEO-PI-R a Estetické prožívání\_NEO-PI-R) jsou získaná data nejednoznačná, co se týče odhadu směru korelace mezi těmito proměnnými a sklonem probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí.

Ze všech výše uvedených výsledků stojí za povšimnutí to, že vzorec korelací mezi subfacetami otevřenosti ke zkušenosti na straně jedné a sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí na straně druhé se zdá odpovídat předpokladu DeYounga, Graziopleneové a Petersona (2012), že rysy zahrnuté pod otevřenost ke

**Tabulka 10** Výsledky Spearmanovy pořadové korelační analýzy síly vztahu mezi sklonem probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí a některými vybranými aspekty jejich kognitivního fungování. Jednotlivé proměnné jsou seřazené sestupně podle absolutní hodnoty Spearmanova korelačního koeficientu  $\rho$ . V tabulce jsou rovněž uvedeny 99% bayesovské intervaly kredibility (které byly vypočítány při použití uniformní apriorní pravděpodobnosti nad hodnotami  $\rho$  od -1 do +1) a posteriorní pravděpodobnosti, že je hodnota Spearmanova korelačního koeficientu  $\rho$  větší, resp. menší než 0. Tučným fontem jsou zvýrazněny ty proměnné, u kterých je minimálně 10krát pravděpodobnější, že hodnota odpovídajícího Spearmanova korelačního koeficientu je větší, nebo naopak menší než 0.

Škála	Korelace testového skóru se sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí			
	$\rho$	99% BCI	$P(\rho > 0)$	$P(\rho < 0)$
RacionalniMysleni_HBT	<b>-0,320</b>	<b>[-0,525; -0,080]</b>	<b>0,03 %</b>	<b>99,97 %</b>
Hodnoty_NEOPIR	<b>-0,264</b>	<b>[-0,479; -0,019]</b>	<b>0,3 %</b>	<b>99,7 %</b>
ExperiencialniPostoj_REI	<b>0,248</b>	<b>[0,002; 0,466]</b>	<b>99,5 %</b>	<b>0,5 %</b>
Prekognice_PBSR	<b>0,227</b>	<b>[-0,020; 0,448]</b>	<b>99,1 %</b>	<b>0,9 %</b>
ReflexivitaMysleni_CRTL2	<b>-0,205</b>	<b>[-0,429; 0,043]</b>	<b>1,7 %</b>	<b>98,3 %</b>
Povercivost_PBSR	<b>0,193</b>	<b>[-0,056; 0,419]</b>	<b>97,8 %</b>	<b>2,2 %</b>
Ideje_NEOPIR	<b>-0,185</b>	<b>[-0,413; 0,064]</b>	<b>2,7 %</b>	<b>97,3 %</b>
ExperiencialniSchopnost_REI	<b>0,185</b>	<b>[-0,065; 0,412]</b>	<b>97,2 %</b>	<b>2,8 %</b>
RacionalniSchopnost_REI	<b>-0,171</b>	<b>[-0,400; 0,079]</b>	<b>3,9 %</b>	<b>96,1 %</b>
Spiritismus_PBSR	<b>0,165</b>	<b>[-0,085; 0,395]</b>	<b>95,6 %</b>	<b>4,4 %</b>
NovatorskeCin_NEOPIR	<b>-0,161</b>	<b>[-0,391; 0,089]</b>	<b>4,8 %</b>	<b>95,2 %</b>
Carodejnickvi_PBSR	<b>0,157</b>	<b>[-0,093; 0,388]</b>	<b>94,8 %</b>	<b>5,2 %</b>
OsobniPotrebaStruktury_PNS	<b>0,143</b>	<b>[-0,107; 0,376]</b>	<b>92,9 %</b>	<b>7,1 %</b>
RacionalniPostoj_REI	<b>-0,142</b>	<b>[-0,375; 0,108]</b>	<b>7,2 %</b>	<b>92,8 %</b>
TradNabozVira_PBSR	0,125	[-0,125; 0,360]	90,1 %	9,9 %
Otevrenost_NEOPIR	-0,120	[-0,356; 0,130]	10,8 %	89,2 %
Fantazie_NEOPIR	0,119	[-0,131; 0,355]	89,0 %	11,0 %
Parapsychologie_PBSR	0,098	[-0,152; 0,336]	84,4 %	15,6 %
IQ_16PF	-0,082	[-0,321; 0,168]	20,1 %	79,9 %
NeobvykleFormyZivota_PBSR	0,050	[-0,199; 0,292]	69,4 %	30,6 %
Prozivani_NEOPIR	0,023	[-0,225; 0,267]	59,2 %	40,8 %
EstetickeProzivani_NEOPIR	-0,022	[-0,267; 0,225]	41,0 %	59,0 %

zkušenosti se vztahují buď spíše k intelektuálním zájmům (subškály Ideje, Novátorské činnosti a Hodnoty), nebo spíše k neobvyklému a intenzivnímu vnímání a prožívání (subškály Fantazie, Estetické prožívání a Prožívání), a že skeptici by měli skórovat výše na subškálách spojených s intelektuálními zájmy (Caldwell-Harris, et al., 2011) a “mystici” na subškálách spojených s neobvyklým a intenzivním vnímáním a prožíváním (DeYoung, Grazioplene, & Peterson, 2012; Smith, Johnson, & Hathaway, 2009). Když se podíváme na vzorec korelací mezi jednotlivými subškálami Otevřenosti ke zkušenosti a sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, můžeme vidět, že v souladu s výše uvedeným předpokladem v případě „intelektuálních“ subškál mají všechny tři korelační koeficienty záporné hodnoty (Hodnoty: -0,264; Ideje: -0,185; Novátorské činnosti: -0,161) a v případě

„zkušenostních“ subškál mají očekávané kladné hodnoty dva ze tří korelačních koeficientů (Fantazie: 0,119; Prožívání: 0,023; Estetické prožívání: -0,022). Z absolutní hodnoty korelačních koeficientů by rovněž bylo možné usuzovat na to, že sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí může souviset spíše s mírou intelektuálního skepticismu než s mírou neobvyklosti a intenzity vnímání a prožívání (rovněž to vysvětluje, proč souhrnná škála Otevřenosti ke zkušenosti koreluje se sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí negativně).

Tento závěr se zdá nepřímo podporovat rovněž to, že se nepodařilo „zreplikovat“ zjištění Wolfrady et al. (1999), kteří v rámci svého výzkumu pozorovali, že tzv. komplementární (*complementary*) myslitelé (s vysokou mírou preference intuitivního i analytického myšlení) ve srovnání se třemi zbývajícími možnými kombinacemi preferencí (konkrétně ve srovnání s racionálními (*rational*), intuitivními (*intuitive*) a špatnými (*poor*) mysliteli) vykazují silnější přesvědčení o existenci paranormálních jevů a vyšší míru magického myšlení. V rámci této části explorativní analýzy jsem podobně jako Wolfradt et al. rozdělil probandy do čtyř skupin na základě kombinace jejich vysokého/nízkého skóru na souhrnných škálách Racionálního a Experienciálního myšlení<sup>1</sup> (přičemž jako kritérium oddělující vysoké/nízké skóry jsem použil medián těchto souhrnných škál<sup>2</sup>). Vzniklé čtyři skupiny jsem potom mezi sebou porovnal z hlediska jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. V *Tabulce 11* jsou uvedeny výsledky tohoto srovnání. Z nich je patrné, že probandi ze skupiny komplementárních myslitelů měli až druhý nejsilnější sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí a že je v tomto ohledu „překonala“ skupina intuitivních myslitelů (s výjimkou hodnoty aritmetického průměru, který ale vzhledem k silně nesymetrickému rozdělení sledované proměnné není příliš vhodným ukazatelem její centrální tendence). Wolfradt et al. na základě svých původních pozorování vyslovili hypotézu, že spoléhání se na oba styly myšlení může vést k disinhibici tvorby asociací, která může podpořit magické myšlení a s ním spojenou víru v existenci paranormálních jevů. Z hlediska této hypotézy a ve světle výsledků této explorativní analýzy se tak zdá, že výše uvedený řetězec souvislostí by nemusel platit v případě sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí<sup>3</sup>. To by

---

<sup>1</sup> Skór na těchto souhrnných škálách je dán zprůměrováním skóru na dílčích škálách Racionální schopnost a Racionální postoj, resp. Experienciální schopnost a Experienciální postoj.

<sup>2</sup> Wolfradt et al. (1999) za tímto účelem použili metodu shlukové analýzy.

<sup>3</sup> Pro přímější replikaci zjištění Wolfrady et al. (1999) by bylo možné využít srovnání probandů/čtyř skupin myslitelů z hlediska jejich skóru na škálách PBS-R (měřících míru přesvědčení o existenci paranormálních jevů)



nepřímo podporovalo výše uvedenou hypotézu, že sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí je spojen spíše s mírou intelektuálního skepticismu než s mírou neobvyklosti a intenzity vnímání a prožívání. Takovou hypotézu by však bylo potřeba ještě řádně ověřit prostřednictvím nějaké další, v ideálním případě opět předregistrované studie.

**Tabulka 11** Srovnání sklonu probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí v závislosti na čtyřech možných kombinacích jejich skóre na souhrnných škálách Racionálního myšlení a Experienciálního myšlení. Názvy skupin byly převzaty z práce Wolfrady et al. (1999). Více viz hlavní text. Poznámka: V případě průměrného pořadí platí, že čím vyšší je hodnota, tím vyšší je sklon probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí.

Skupina (Racionální / Experienciální myšlení)	Velikost skupiny	Velikost sklonu probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí		
		Průměr	Medián	Průměrné pořadí
Komplementární myslitelé (Vysoký skór / Vysoký skór)	20	0,165	0,058	53,7
Racionální myslitelé (Vysoký skór / Nízký skór)	34	0,089	0,035	44,7
Intuitivní myslitelé (Nízký skór / Vysoký skór)	33	0,149	0,145	65,0
Špatní myslitelé (Nízký skór / Nízký skór)	21	0,118	0,038	54,6

Na výsledky analýzy vztahu mezi sklonem probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí a jejich schopností intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy na straně jedné a vybranými aspekty jejich kognitivního fungování na straně druhé, se můžeme podívat rovněž prizmatem Griffithsovy a Tenenbaumovy hypotézy o hlavním zdroji iracionality spojené s vnímáním koincidencí. Skutečnost, že u první zmíněné proměnné jsou zjištěné korelace z hlediska své velikosti i směru více v souladu s dosavadními poznatky o vztahu mezi zde měřenými aspekty kognitivního fungování probandů a různými projevy i/racionálního myšlení, hovoří ve prospěch Griffithsovy a Tenenbaumovy hypotézy o přeceňování apriorních pravděpodobností alternativních hypotéz coby hlavním zdroji iracionality spojené s vnímáním koincidencí. Nejvíce vypovídající je v tomto ohledu zřejmě srovnání velikosti a také „správnosti“ směru korelací dvou výše uvedených proměnných se skóre probandů na škálách testu PBS-R, který zjišťuje míru jejich iracionálního přesvědčení

---

a na subškále Fantazie z inventáře NEO-PI-R (úzce související s magickým myšlením – viz např. DeYoung, Grazioplene, & Peterson, 2012). Jakkoli by taková replikace mohla být zajímavá, její realizace se nachází již mimo rámec zadání této dizertační práce.

o existenci paranormálních jevů<sup>1</sup>. Z tohoto srovnání, které je zachyceno v *Tabulce 12*, vychází „vítězně“ proměnná odpovídající sklonu probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, což je v souladu s Griffithsovu a Tenenbaumovu původní hypotézou o přeceňování apriorních pravděpodobností alternativních hypotéz jako hlavním zdroji iracionality spojené s vnímáním koincidencí.

**Tabulka 12** Srovnání velikostí a směru korelací mezi sklonem probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí a jejich schopností intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy na straně jedné a jejich testovými skóry na škálách PBS-R na straně druhé. Jednotlivé subškály jsou v dané části tabulky vždy sestupně seřazeny podle absolutní hodnoty odpovídajícího Spearmanova korelačního koeficientu  $\rho$ .

Korelace testového skóru na škálách PBS-R se sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí	
Škála PBS-R	$\rho$
Prekognice_PBSR	0,227
Povercivost_PBSR	0,193
Spiritismus_PBSR	0,165
Carodejnictvi_PBSR	0,157
TradNabozVira_PBSR	0,125
Parapsychologie_PBSR	0,098
NeobvykleFormyZivota_PBSR	0,050

Korelace testového skóru na škálách PBS-R se schopností probandů vyhodnocovat statistické důkazy	
Škála PBS-R	$\rho$
Carodejnictvi_PBSR	-0,071
Spiritismus_PBSR	0,067
Parapsychologie_PBSR	-0,052
TradNabozVira_PBSR	-0,043
NeobvykleFormyZivota_PBSR	-0,025
Prekognice_PBSR	0,012
Povercivost_PBSR	-0,001

Podobně jako tomu bylo v předchozí části této explorativní analýzy, i zde je při interpretaci výsledků nutná jistá obezřetnost vzhledem k možnému problému s omezením rozsahu hodnot jednotlivých proměnných a vzhledem ke spoléhání se na pouze jeden typ úloh při odhadu sklonu probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Vzhledem ke spíše menší velikosti pozorovaných efektů by v případě realizace nějaké navazující konfirmační výzkumné studie bylo žádoucí získat data od většího počtu probandů, což by umožnilo lépe od sebe odlišit předpovědi nulové a alternativní hypotézy předpokládající existenci spíše menších efektů.

<sup>1</sup> Můj předpoklad o iracionální podstatě přesvědčení o existenci paranormálních jevů se opírá o skepticismus převládající části vědecké komunity ohledně výsledků parapsychologického výzkumu. Tento skepticismus je založen především na tom, že navzdory více jak 150leté tradici parapsychologického výzkumu tento postrádá dobře replikovatelné výsledky a také mu chybí věrohodná teorie mechanismu fungování jím zkoumaných jevů, která by byla v souladu s existujícími poznatky ostatních vědeckých disciplín jako je např. fyzika (viz např. Gilovich, 1991; Lilienfeld, 1999; Milton & Wiseman, 1999, 2001).

Data k této části výzkumu a počítačový program k jejich analýze jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Dispoziční aspekty vnímání koincidencí/3VyzkumnyCil* pod názvy *3cVyzkumnyCil\_Data*, resp. *3cVyzkumnyCil\_Analysis*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Data/3VyzkumnyCil*).

### 3.1.8 Závěr

V rámci tohoto předregistrovaného výzkumu se podařilo nezávisle ověřit tři základní předpovědi vyplývající z Griffithsova a Tenenbaumova bayesovského modelu koincidencí, ze kterých vyplývá, že minimálně v některých úlohách lidé dokážou správně vyhodnocovat statistické důkazy a adekvátním způsobem kombinovat statistické důkazy s apriorní znalostí plauzibility zvažovaných hypotéz, což je závěr, který je do značné míry v rozporu se zjištěními výzkumné tradice heuristik a zkreslení, podle které se lidé pouze s obtížemi dokážou ve svém úsudku řídit racionálními principy statistického usuzování. V rámci plně vnitrosubjektového výzkumného designu se rovněž podařilo ověřit Griffithsem a Tenenbaumem postulovanou hypotézu, že primárním zdrojem iracionality spojené s vnímáním koincidencí není neschopnost správně vyhodnocovat dostupné statistické důkazy ve prospěch alternativních hypotéz, ale nadhodnocování jejich apriorní pravděpodobnosti. Tuto hypotézu podpořilo jednak zjištění o nulové korelaci mezi sklonem probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí a jejich schopností intuitivně vyhodnocovat statistické důkazy v rámci úloh administrovaných v tomto výzkumu, a také to, že mezi probandy se vyskytovaly systematické rozdíly pouze v první zmiňované proměnné a že pouze tato proměnná měla tendenci smysluplným způsobem souviset s různými aspekty kognitivního fungování probandů, které podle již provedených výzkumů v různé míře souvisí s iracionálním myšlením. Na základě některých výsledků explorativní analýzy lze rovněž vyslovit hypotézu, že sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí je spojen spíše s mírou intelektuálního skepticizmu než s mírou neobvyklosti a intenzity vnímání a prožívání. Tato hypotéza by mohla být předmětem nějaké příští konfirmační, v ideálním případě opět předregistrované výzkumné studie.

Celkově výsledky této výzkumné studie podpořily validitu Griffithsova a Tenenbaumova bayesovského modelu koincidencí, který přichází s novým pojetím tohoto kognitivně-psychologického jevu, v rámci kterého spolu koexistují na jedné straně racionální principy

fungování lidské mysli (zdůrazňované bayesovskou kognitivní vědou) a na druhé straně tendence lidské mysli podléhat kognitivním iluzím a docházet k iracionálním závěrům (zdůrazňovaná výzkumnou tradicí heuristik a zkreslení). Omezením tohoto výzkumu je zejména malý počet typů usuzovacích úloh použitých k odhadu některých klíčových charakteristik probandů, dále malá heterogenita výzkumného souboru, který byl rekrutován převážně z univerzitního prostředí, a také možný problém s omezením rozsahu hodnot některých sledovaných proměnných, jenž mohl zkreslit odhad velikosti některých korelací. V případě některých výzkumných otázek se rovněž ukázalo, že kvůli malé síle pozorovaných efektů by pro lepší odlišení předpovědí nulové a alternativní hypotézy bylo vhodné mít k dispozici větší výzkumný soubor.

## *3.2 Výzkumná studie č. 2 – Situační aspekty vnímání koincidence*

### **3.2.1 Úvod**

Zatímco předchozí studie se věnovala především dispozičním aspektům vnímání koincidence, tato studie se snaží odpovědět na otázku, zda je možné, aby se způsob vnímání koincidence systematicky měnil v závislosti na povaze situace, ve které se člověk zrovna nachází. Co mají obě studie naopak společného, je Griffithsův a Tenenbaumův (2007) model koincidence, jehož prizmatem je tento kognitivně-psychologický jev v obou studiích pojímán. Jak to již bylo podrobněji popsáno v předcházejících oddílech této práce, když lidé uvažují o tom, nakolik je určitý jev pouze náhodnou shodou okolností, nebo naopak důkazem ve prospěch zvažované alternativní hypotézy o kauzálním fungování světa, řídí se ve svém úsudku poměrem posteriorních pravděpodobností alternativní a nulové (aktuálně zastávané) hypotézy, který je funkcí poměru věrohodností a apriorních pravděpodobností těchto hypotéz (viz *Rovnice (6) a (7)*). Původní i můj vlastní výzkum (podrobně popsáný v předchozím oddíle) ověřily, že minimálně v některých úlohách lidé dokážou správně vyhodnocovat dostupné statistické důkazy ve prospěch zvažovaných hypotéz, že je také dokážou správně kombinovat s apriorní pravděpodobností těchto hypotéz a že zdrojem iracionálních závěrů založených na vnímané koincidence událostí je nadhodnocování apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz. V souvislosti s posledním tvrzením Griffiths s Tenenbaumem vyslovili hypotézu, že tato tendence k nadhodnocování apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz by mohla být pozůstatkem našeho dětského vývoje, kdy je výhodnou strategií být tak trochu „konspirativním myslitelem“, který

předpokládá, že za pozorovanými koincidencemi se skutečně skrývají nové kauzální souvislosti, a to proto, že tomu tak v dětském světě plném nových a dosud nepoznaných zákonitostí, pravidel a zvyků skutečně často je.

Zmíněná vývojově-psychologická hypotéza našla částečnou podporu ve výsledcích pozdějšího výzkumu Lucase et al. (2014), kteří zjistili, že úsudek dětí je méně ovlivněn apriorními očekáváními založenými na předchozích zkušenostech, a proto jsou jejich přesvědčení více neurčitá a ve svém úsudku dávají větší váhu novým statistickým důkazům než dospělí. Lucas et al. si při popisu rozdílu mezi dětmi a dospělými pomáhají analogií ze světa optimalizačních algoritmů a charakterizují děti a dospělé jako systémy s „vysokou“, resp. „nízkou teplotou“<sup>1</sup>, které se liší v délce skoků prováděných ve stavovém prostoru při hledání globálního optima. „Horké“ děti podle této analogie na základě dostupných důkazů provádí ve stavovém prostoru svých přesvědčení velké skoky, které jim umožňují dostat se pryč z lokálního minima, ovšem za tu cenu, že daná změna může být i směrem k horšímu stavu. Oproti tomu „chladní“ dospělí, kteří se díky svým naakumulovaným zkušenostem s vyšší pravděpodobností již nachází v blízkosti hledaného globálního optima, činí ve stavovém prostoru svých přesvědčení menší kroky, které snižují pravděpodobnost, že by se od globálního optima vzdálili směrem k hůře hodnoceným stavům. Jinou analogií ze světa statistiky, kterou by zde bylo možné použít, je tzv. regularizace (*regularization*), která se v rámci (nejen) bayesovské statistiky používá jako prevence tzv. *overfittingu*, kdy statistický model v datech zachycuje spíše náhodnou chybu či náhodný šum namísto nějakého obecně platného trendu či nějaké pravidelnosti skrývající se za daty<sup>2</sup>. Z hlediska bayesovského pojetí učení podstata *overfittingu* spočívá v tom, že statistický model se až příliš nechá „unést“ tím, co může „pozorovat“ v tréninkovém souboru dat (McElreath, 2016). Při použití ploché a neinformativní apriorní pravděpodobnosti, která předpokládá, že všechny hodnoty parametrů použitého statistického modelu jsou apriorně stejně pravděpodobné, je přítomná tendence k *overfittingu* největší, protože statistický model díky ploché apriorní pravděpodobnosti kóduje v posteriorní pravděpodobnosti teoretické maximum toho, co se lze z pozorovaných dat naučit. Z tohoto hlediska se tedy *overfittingu* dá předejít tak, že místo

---

<sup>1</sup> Jedná se o pojmy spojené s optimalizačním algoritmem simulovaného žíhání – více viz oddíl 2.2 *Koincidence jako bayesovské statistické*.

<sup>2</sup> Důsledkem je, že takový model sice velice dobře předpovídá pozorování v rámci tzv. tréninkového souboru dat (*training data*), která byla použita pro nastavení parametrů modelu, ale špatně generalizuje své získané „znalosti“ na nová a dosud nepotkaná data.

ploché a neinformativní apriorní pravděpodobnosti se použije informativnější, resp. skeptičtější, tzv. regularizační apriorní pravděpodobnost (*regularizing prior*), která předpokládá, že některé hodnoty parametrů modelu jsou pravděpodobnější než jiné, díky čemuž se zpomalí učení statistického modelu z dostupných dat (protože musí překonávat vliv existující informativní apriorní znalosti). Při správném nastavení regularizační apriorní pravděpodobnosti se redukuje riziko overfittingu při zachování schopnosti modelu osvojit si pravidelnosti přítomné v pozorovaných datech<sup>1</sup>. Při použití této metafory děti odpovídají statistickému modelu s plochými a neinformativními apriorními pravděpodobnostmi, díky kterým silněji reagují na dostupné emirické důkazy, a dospělí odpovídají naopak statistickému modelu s informativnějšími apriorními pravděpodobnostmi, které jejich učení z pozorovaných dat zpomalují a činí ho více „poplatným“ jejich dosavadním znalostem a zkušenostem.<sup>2</sup> Tento rozdíl mezi dětmi a dospělými by bylo rovněž možné vyjádřit v piagetovských pojmech *asimilace* a *akomodace* (Piaget, 1999; Piaget & Inhelderová, 2014) tak, že děti se v rámci svého každodenního kognitivního fungování relativně více než dospělí spoléhají na procesy akomodace a dospělí naopak relativně více než děti na procesy asimilace.

V rámci svého výzkumu jsem se pokusil přenést tyto úvahy z pole vývojové psychologie do oblasti studia situační determinace lidského chování. Stejně jako může být z výše uvedených důvodů nadhodnocování apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz adaptivní v dětském věku, ze stejných důvodů může být takové nadhodnocování výhodné i v některých situacích v dospělosti. Konkrétně mám na mysli situace, ve kterých člověk neví, jakým způsobem by měl danou situaci uchopit/pochopit nebo jak by mohl daný problém vyřešit za využití jemu aktuálně dostupných kognitivních zdrojů ve smyslu různých mentálních modelů, schémat, scénářů, algoritmů, heuristik či jiných podobných mentálních struktur a procesů.

---

<sup>1</sup> Avšak v situaci, kdy by nastavení této regularizační apriorní pravděpodobnosti bylo příliš skeptické (ve smyslu apriorního očekávání, že pravděpodobný je výskyt pouze relativně úzkého rozsahu hodnot parametrů modelu), potom by použití takové regularizační apriorní pravděpodobnosti vedlo naopak k underfittingu, tj. k neschopnosti modelu osvojit si pravidelnosti vyskytující se v pozorovaných datech.

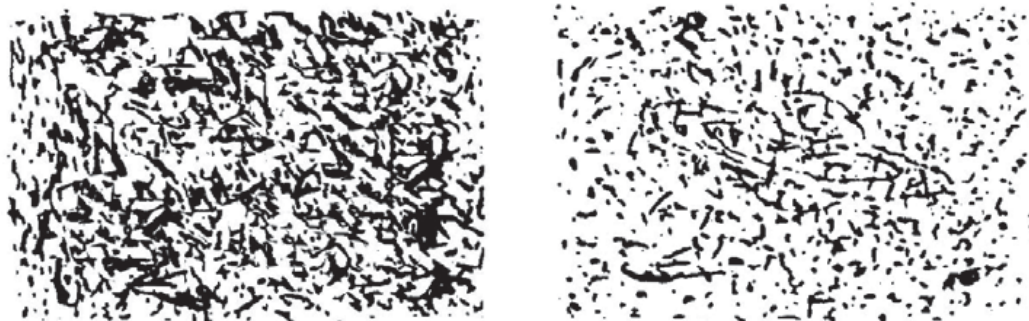
<sup>2</sup> V této souvislosti je potřeba zmínit, že vnímání světa prizmatem dosavadních znalostí a zkušeností může vést na jedné straně k nežádoucímu konfirmačnímu zkreslení (*confirmation bias*), kdy má člověk tendenci vyhledávat a interpretovat informace způsobem, který podporuje jeho již existující přesvědčení, očekávání či hypotézy (Nickerson, 1998; Plous, 1993). Na druhé straně člověku ale také umožňuje vyhnout se nežádoucímu přehnaně silnému reagování (ve smyslu změny svých přesvědčení) na jevy, které se vymykají všem jeho dosavadním znalostem a zkušenostem. Dále mu umožňuje efektivně se vypořádat s neurčitými situacemi, kdy samotná pozorovaná data nestačí k tomu, aby se z nich dalo vysoudit, jaký je ten nejjednodušší způsob interpretace dané situace. K tomuto tématu viz také např. Gilovich (1991).

Tzn. že se jedná se o situace, kdy je místo exploatace existujících kognitivních zdrojů výhodnější explorační pomyslného prostoru s novými kognitivními zdroji, které by mohly člověku pomoci danou situaci uchopit/pochopit nebo ji úspěšně vyřešit. Otázka, na kterou chceme v rámci tohoto výzkumu odpovědět, je, zda se lidé budou mít tendenci od sebe lišit v míře, s níž nadhodnocují apriorní pravděpodobnost alternativních hypotéz, v závislosti na tom, zda se zrovna nacházejí, nebo nenacházejí ve výše popsaném typu situací.

Tato hypotéza se jeví jako plauzibilní ve světle výsledků výzkumů naznačujících, že lidé mají zvýšenou tendenci hledat a nacházet ve světě různé vzorce vztahů a souvislostí tehdy, když mají pocit, že situace, ve které se nacházejí, je nepředvídatelná a nemají nad ní úplnou kontrolu (Irwin, 1993; Shermer, 2002). Whitsonová a Galinsky (2008) takto např. u některých svých probandů experimentálně oslabili jejich pocit kontroly nad situací tím, že je nechali řešit různé neřešitelné úlohy nebo je požádali, aby si vybavili nějaký svůj zážitek, kdy neměli situaci zcela pod kontrolou, a zjistili, že tito probandi ve srovnání s ostatními, kteří tuto manipulaci nepodstoupili, byli vnímavější ke konspirativním teoriím, byli pověřivější a s vyšší pravděpodobností nacházeli různé vzorce a souvislosti v souboru náhodných a nijak nesouvisejících podnětů (viz konkrétní příklad zachycený na *Obrázku 29*). Vzhledem k tomu, že sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí (tj. sklon nadhodnocovat apriorní pravděpodobnost alternativních hypotéz) má tendenci pozitivně korelovat s vírou v existenci (apriorně méně pravděpodobných) paranormálních jevů (viz také předchozí výzkum popsany v oddíle *3.1 Výzkumná studie č. 1 - Dispoziční aspekty vnímání koincidencí*), je možné, že Whitsonovou a Galinským zachycená tendence je projevem snahy lidské mysli rozšířit pole svého pátrání i na apriorně méně pravděpodobné teorie tehdy, když má člověk dojem, že danou situaci nemá zcela pod kontrolou, resp. když daná situace nedává člověku ve světle žádné z apriorně pravděpodobnějších teorií příliš velký smysl. Důsledkem takové strategie mohou být samozřejmě i falešně pozitivní nálezy, tzn. že opětovně získaný pocit kontroly nad situací může být pouze iluzorní, nicméně i takový iluzorní pocit kontroly může být v některých situacích adaptivní díky tomu, že je spojený s vyšší mírou ochoty jednat (viz např. Gilovich, 1991; Kahneman, 2012; Sharot, 2013).

V tomto výzkumu ověřovaná hypotéza, že způsob kauzálního usuzování se určitým způsobem mění v závislosti na povaze situace, ve které se člověk zrovna nachází, se jeví jako plauzibilní rovněž v kontextu výsledků Carstensenové (1992), která se ve svých výzkumech

**Obrázek 29** Účastníci výzkumu Whitsonové and Galinskyho (2008), u kterých byl pomocí experimentální manipulace snížen pocit kontroly nad situací, měli ve srovnání s ostatními účastníky výzkumu větší tendenci nacházet v obou níže uvedených obrázcích nějaké konkrétní předměty, přestože pouze obrázek napravo v sobě skutečně skrývá nějaký konkrétní předmět (planetu Saturn). Širší kontext výzkumu viz hlavní text. Obrázek byl převzat z Lilienfeld et al. (2011, s. 17).



mimo jiné zabývá tím, jak a proč se s věkem člověka mění povaha jeho interpersonálních vztahů. Jedním ze základních zjištění je, že velikost sociální sítě vztahů, ve kterých je člověk zapojen, se s věkem zmenšuje. Zatímco podle tradičního vysvětlení je toto zmenšování sociální sítě s rostoucím věkem zapříčiněno negativními jevy spojenými se stárnutím (jako je např. zhoršený zdravotní stav, menší schopnost aktivně participovat na vztazích s druhými či obecně větší míra odcizení se společností), podle Carstensenové se ve skutečnosti jedná o vědomou a racionální volbu, která spočívá v záměrném „prořezávání“ vlastní sociální sítě vztahů a v zaměření se pouze na ty nejdůležitější a nejsmysluplnější vztahy s vlastní rodinou a s blízkými přáteli. Takové rozhodnutí dává dobrý smysl ve světle výsledků výzkumů, které se snaží najít optimální algoritmus pro řešení situací, které v sobě zahrnují dilema explorační/exploatační. Podle zmíněných výzkumů ty nejlepší algoritmy z počátku více explorační a později naopak více exploatační, tzn. že při volbě, zda v dané situaci spíše explorační, nebo exploatační, zohledňují předpokládanou délku časového intervalu, který bude po daném rozhodnutí ještě následovat (Christian & Griffiths, 2016). Přitom platí, že čím delší je tento interval, tím je výhodnější (tj. racionálnější) déle explorační – získáváme tím totiž možnost objevit něco, co bude významně hodnotnější než to, co jsme doposud dokázali objevit, a navíc to později budeme moci opakovaně využívat. Naopak, čím je tento interval kratší, tím je výhodnější (tj. racionálnější) exploatační, protože při explorační je pravděpodobnější, že objevíme něco, co bude méně hodnotné než to, co jsme už v minulosti objevili. Takto např. když člověk žije dva roky ve městě, do kterého se před rokem nastěhoval a kde plánuje zůstat významnou část svého života, tak je pro něj výhodnější



experimentovat a zkoušet různé nové restaurace, protože to s sebou nese možnost, že objeví skutečně výbornou restauraci, do které se bude moci v budoucnu opakovaně vrátet. Naproti tomu pro člověka, který v daném městě tráví poslední den a už se nikdy neplánuje vrátit, je výhodnější jít do té nejlepší jemu známé restaurace a neexperimentovat s nějakou novou restaurací, protože je pravděpodobné, že tato nová restaurace bude horší než ta nejlepší restaurace, kterou už zná. Podle Carstensenové se zdá, že v případě svých sociálních vztahů lidé dělají něco podobného – mladí lidé s vidinou dlouhého života, který mají ještě před sebou, více explorují nové vztahy a rozšiřují svou sociální síť a starší lidé s vidinou kratšího života naopak více exploatují své již existující vztahy a svou sociální síť spíše „prořezávají“. Vzhledem k odlišným časovým perspektivám těchto dvou věkových skupin jsou jimi zvolené strategie z hlediska maximalizace/minimalizace sociálních a emocionálních zisků/rizik optimální. To, že je volba jedné nebo druhé strategie skutečně ovlivněna tím, jak člověk ve své mysli reprezentuje časový kontext svého rozhodnutí, naznačují výsledky experimentů, v rámci kterých výzkumníci manipulovali časovou perspektivou svých probandů a sledovali, jak tato manipulace ovlivní jejich rozhodnutí ohledně preferované sociální interakce. Zjistilo se, že při „umělém“ prodloužení časového intervalu měli starší jedinci sklon explorovat nové sociální vztahy podobně jako mladší jedinci (Fung, Carstensen, & Lutz, 1999) a při „umělém“ zkrácení časového intervalu měli mladší jedinci sklon exploatovat stávající sociální vztahy podobně jako starší jedinci (Fredrickson & Carstensen, 1990). Časový kontext situace, ve které se člověk nachází, se tak zdá ovlivňovat jeho úsudek a rozhodnutí, zda bude spíše explorovat nové sociální možnosti, nebo zda bude naopak spíše exploatovat své již existující sociální zdroje. Očekávám, že analogický efekt bude možné pozorovat rovněž v případě kauzálního usuzování. Empirické ověření tohoto očekávání je předmětem tohoto výzkumu.

### **3.2.2 Výzkumné cíle & hypotézy**

V rámci tohoto výzkumu chci testovat hypotézu, že apriorní plauzibilita alternativních hypotéz v mysli člověka může být situačně ovlivněna tím, zda je pro něj v dané situaci výhodnější exploatovat stávající kognitivní zdroje nutné pro uchopení či vyřešení dané situace, nebo zda je pro něj naopak výhodnější explorovat pomyslný prostor s novými kognitivními zdroji. Konkrétně chci ověřit hypotézu, že situace, která bude lidmi vnímána jako hůře uchopitelná, způsobí, že tito lidé budou mít větší sklon explorovat pomyslný prostor

s novými kognitivními zdroji, resp. že budou mít větší sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí.

K ověření této hypotézy jsem použil dvě skupiny osob (experimentální a kontrolní), které se lišily v míře pravděpodobnosti, s níž její členové mohli prožívat tzv. kognitivní slepou uličku (*cognitive impasse*) – subjektivní pocit, že neví co dělat v situaci, kdy se snaží vyřešit určitý problém. Pro dosažení tohoto efektu jsem použil úlohy z tzv. zápalkové algebry (*matchstick algebra problems*), které měly v experimentální a kontrolní skupině odlišnou úroveň obtížnosti (Knoblich et al., 1999; Öllinger, Jones, & Knoblich, 2008) – vyšší v experimentální skupině a nižší v kontrolní skupině. Prostřednictvím mechanismu behaviorálního primingu tak měli členové experimentální skupiny s vyšší pravděpodobností vnímat svou situaci jako hůře uchopitelnou, a proto by pro ně teoreticky mělo být výhodnější exploraovat pomyslný prostor s novými kognitivními zdroji. Naproti tomu členové kontrolní skupiny by měli s vyšší pravděpodobností vnímat svou situaci jako dobře uchopitelnou, tzn. že pro tyto probandy by teoreticky mělo být naopak výhodnější exploatovat stávající kognitivní zdroje. Za účelem ověření účinnosti experimentální manipulace jsem všem probandům na konci experimentálního sezení administroval Inventář osobní potřeby struktury (*Personal Need for Structure inventory* - PNS; Thompson, Naccarato, & Parker, 1989, 1992; Thompson et al., 2001). Tento způsob jeho použití je založen na zjištění Whitsonové a Galinskyho (2008), že pocit ztráty kontroly nad situací – vyvolaný např. řešením velmi obtížných či neřešitelných problémů – u lidí zvyšuje míru jejich osobní potřeby struktury. Očekával jsem, že experimentální manipulace s pravděpodobností výskytu kognitivní slepé uličky povede k vyšší míře osobní potřeby struktury, resp. k vyššímu skóru v inventáři PNS v experimentální skupině ve srovnání s kontrolní skupinou.

Hlavní výzkumná otázka zní, zda existuje nějaký rozdíl mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny ve velikosti apriorní pravděpodobnosti, kterou přisuzují alternativní hypotéze, resp. zda mezi nimi existuje rozdíl v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí v závislosti na tom, nakolik svou aktuální situaci vnímají jako dobře uchopitelnou. Za tímto účelem jsem všem účastníkům výzkumu administroval úlohy *Psychokineze* z původního Griffithsova and Tenenbaumova výzkumu, které mi umožnily pro jednotlivé probandy odhadnout velikost apriorní pravděpodobnosti přisuzované alternativní teorii. Očekával jsem, že probandi z experimentální skupiny budou ve srovnání s probandy z kontrolní skupiny vykazovat větší sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních

souvislostí (tzn. že experimentální manipulace určitým specifickým způsobem ovlivní apriorní šanci v myslích probandů vyjadřující poměr apriorních pravděpodobností alternativní a nulové hypotézy).

Vedle toho jsem rovněž očekával, že mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny nebudou existovat rozdíly ve schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy, které by mohly alternativně vysvětlit pozorované rozdíly v apriorní pravděpodobnosti přisuzované alternativní hypotéze.<sup>1</sup> Za tímto účelem jsem všem účastníkům výzkumu administroval úlohy *Bombardování Londýna* z původního Griffithsova a Tenenbaumova výzkumu, které mi umožnily určit, jakým způsobem probandi vyhodnotili dostupné statistické důkazy. Očekával jsem, že probandi z experimentální a kontrolní skupiny budou vnímat prezentované koincidence obdobným způsobem ve smyslu míry „podezřelosti“ jednotlivých koincidencí (tzn. že experimentální manipulace neovlivní věrohodnostní poměr v myslích probandů vyjadřující poměr pravděpodobností pozorovaných dat ve světle alternativní a nulové hypotézy).

Vedlejší a nepředregistrovanou hypotézou je to, že hodnocení míry „podezřelosti“ koincidencí bude v obou skupinách probandů adekvátním způsobem reagovat na změnu hodnot parametrů použitých k vygenerování map. Konkrétně jsem očekával, že míra subjektivně vnímané „podezřelosti“ koincidencí bude narůstat s narůstajícím počtem dopadů bomb ( $N_B$ ), s klesajícím poměrem dopadů bomb, které byly vygenerovány z uniformního rozdělení ( $\alpha$ ), a s klesající velikostí rozptylu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení ( $\Sigma$ ). Naopak míra subjektivně vnímané „podezřelosti“ koincidencí by se neměla měnit vlivem manipulace s umístěním středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení ( $\ell_c$ ) a neměla by se rovněž lišit u tří map, kde jsou zaznamenány dopady bomb vygenerované z čistě uniformního rozdělení – více viz předchozí výzkum popsany v oddíle 3.1 *Výzkumná studie č. 1 - Dispoziční aspekty vnímání koincidencí*.

Kvůli zvýšení věrohodnosti získaných výsledků byla tato výzkumná studie předregistrována v rámci platformy *Open Science Framework* (<https://osf.io/zwim3>), kde bylo dopředu specifikováno, jakým způsobem budou data získaná v rámci tohoto výzkumu analyzována.

---

<sup>1</sup> Při odhadu apriorní pravděpodobnosti hypotéz se vychází z předpokladu, že všichni probandi dokážou přesně vyhodnocovat statistické důkazy, díky čemuž se všechna pozorovaná variabilita v odpovědích probandů promítá pouze do odhadu apriorní pravděpodobnosti hypotéz. Podrobnější popis metody odhadu viz 3.1.6 *Statistická analýza*.

### 3.2.3 Výzkumný soubor

Mým cílem bylo nasbírat data od alespoň 80 osob. Výzkumný soubor nakonec tvoří příležitostným způsobem vybraná skupina celkem  $n = 111$ , resp. 110 osob<sup>1</sup>. Tyto osoby byly rekrutovány prostřednictvím laboratoří LABELS (*Laboratory of Behavioral and Linguistic Studies* – společné výzkumné pracoviště Psychologického Ústavu AV ČR a FF UK v Praze, viz <http://labels.ff.cuni.cz/>) a PLESS (*Prague Laboratory for Experimental Social Sciences* - studentská experimentální laboratoř zřízená při Katedře psychologie FF UK v Praze, viz <http://pless.cz/laborator>). Účast na experimentu byla zcela dobrovolná. Jako pobídka jsem použil možnost získat finanční odměnu v hodnotě 150 Kč, kterou po absolvování experimentu obdrželo 10 náhodně vybraných probandů. Dle namátkového dotazování probandů jejich motivace spočívala buď v čiré zvědavosti a zájmu o obor psychologie, nebo v potřebě splnit si některé své studijní povinnosti. Průměrný věk probandů činil 23,9 let ( $s = 7,5$ ;  $min = 18$ ;  $max = 65$ ). Z hlediska pohlaví bylo ve výzkumném souboru zastoupeno více žen (82 (75 %)) než mužů (28 (25 %)). Z hlediska úrovně vzdělání se ve výzkumném souboru nacházelo 37 (34 %) osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním, 68 (62 %) osob s ukončeným středoškolským vzděláním s maturitou, a 5 (5 %) osob s ukončeným základním vzděláním.

### 3.2.4 Metody

V rámci této výzkumné studie bylo všem probandům administrováno celkem 5 různých sad úloh a podnětů, které jsou blíže popsány na následujících řádcích a v některých případech rovněž v rámci oddílu *Metody* k předchozímu výzkumu, resp. v rámci jedné z příloh této práce.

#### *Test znalostí římských číslic*

Soubor 15 římských číslic (VI, XV, IV, I, VII, VIII, XI, XIII, IX, II, V, XIV, XII, X, III), s jejichž pomocí se zjišťuje míra, s níž jsou probandi obeznámeni s tímto druhem numerické notace. Úkolem probandů bylo přepsat těchto 15 římských číslic v tradiční indo-arabské číselné notaci (6, 15, 4, 1, 7, 8, 11, 13, 9, 2, 5, 14, 12, 10, 3). Tyto číslice byly probandům prezentovány najednou

---

<sup>1</sup> Protože jeden z probandů nesplnil dopředu specifikovanou podmínku minimální znalosti římské číselné notace, byl tento proband vyloučen z následné analýzy dat (viz také oddíly 3.2.4 *Metody* či 3.2.5 *Průběh výzkumné studie*). Všechny následující odkazy k výzkumnému souboru se vztahují k výzkumnému souboru s  $n = 110$ .

a v jednom neměnném (náhodně zvoleném) pořadí (viz pořadí jednotlivých číslic výše). V případě, že by měl proband v tomto testu znalostí římských číslic správně méně než 12 úloh, byl by z následné analýzy dat vyloučen.

### *Úlohy zápalkové algebry*

Úlohy zápalkové algebry se skládají z římských číslic (I, II, III, IV, V, X, ...) a znamének (+, -, =), pomocí kterých je možné sestavit rovnice (např. III = I + II). Číslo i znaménka se skládají z jednoduchých čárek/zápalek, které lze přemísťovat. Úkolem probandů bylo opravit formálně korektní, ale významově nesprávné rovnice (např. VI = II + II) a to přemístěním právě a pouze jenom jedné z čárek/zápalek, které byly použity k sestavení rovnice (např. v případě výše uvedené rovnice VI = II + II by se čárka nacházející se za číslicí V umístila před tuto číslici, čímž by vznikla formálně i významově správná rovnice IV = II + II). Při pomyslném přemísťování čárek/zápalek se přitom musí dodržovat čtyři níže uvedená pravidla:

- Lze přemístit vždy pouze a jenom jednu čárku/zápalku.
- Tuto čárku/zápalku je nutno vložit někde zpátky do rovnice, nelze čárku/zápalku pouze jednoduše odstranit (jinak řečeno, počet čárek/zápalek použitých v rovnici je vždy konstantní).
- Výsledná rovnice musí představovat korektní a správný algebraický výraz.
- Šikmé čárky/zápalky, např. ty, které zbudou po rozdělení číslice V nebo X, není možné interpretovat jako kolmo stojící čárku/zápalku (I), a nejsou tedy akceptovány jako součást správného řešení.

V rámci každé úlohy byly probandům prezentovány formálně korektní, ale významově nesprávné rovnice a jejich úkolem bylo vepsat do příslušného políčka to, jak by měla vypadat formálně i významově správná rovnice, která vznikne přemístěním jedné čárky/zápalky v souladu s výše uvedenými pravidly. K zadávání svých odpovědí probandi používali klávesy "I," "V," "X," "+," "-", a "=". Jednotlivé úlohy byly prezentovány samostatně. Na vyřešení každé jednotlivé úlohy měli probandi vždy 2 minuty. Společně se zadáním úlohy uvidíte na obrazovce časomíru odpočítávající 2 minuty. Na *Obrázku 30* je zachycen náhled zadání k těmto úlohám v administračním prostředí *Google formuláře*.

V *Tabulkách 13 a 14* jsou uvedeny konkrétní úlohy zápalkové algebry použité v rámci experimentální, resp. kontrolní skupiny. Úlohy použité v těchto dvou skupinách se lišily úrovní své obtížnosti. Při konstrukci různě obtížných úloh jsem vycházel z „taxonomie“ úloh

**Obrázek 30** Náhled zadání k úlohám zápalkové algebry v administračním prostředí *Google formuláře*, v rámci kterého byly probandům jednotlivé úlohy prezentovány. Více viz hlavní text.

Vaším úkolem nyní bude řešit několik úloh z tzv. zápalkové aritmetiky. Ta se skládá z římských číslic (I, II, III, IV, V, X, ...) a znamének (+, -, =), pomocí kterých je možné sestavit rovnice, např.

$$\text{III} = \text{I} + \text{II}.$$

Čísla i znaménka se skládají z jednoduchých čárek/zápalek, které lze přemísťovat. Vaším úkolem bude opravit formálně korektní, ale významově nesprávné rovnice, např.

$$\text{VI} = \text{II} + \text{II}$$

a to přemístěním právě a pouze jenom jedné z čárek/zápalek, které byly použity k sestavení rovnice. Např. v případě výše uvedené rovnice ( $\text{VI} = \text{II} + \text{II}$ ) by se čárka nacházející se za číslicí V umístila před tuto číslici, čímž by vznikla formálně i významově správná rovnice

$$\text{IV} = \text{II} + \text{II}.$$

Při pomyslém přemísťování čárek/zápalek přitom musíte dodržovat čtyři níže uvedená pravidla:

- Můžete přemístit vždy pouze a jenom jednu čárku/zápalku.
- Tuto čárku/zápalku musíte vložit někam zpátky do rovnice, nemůžete čárku/zápalku pouze jednoduše odstranit (jinak řečeno, počet čárek/zápalek použitých v rovnici je vždy konstantní).
- Výsledná rovnice musí představovat korektní a správný aritmetický výraz.
- Šikmé čárky/zápalky, např. ty, které zbudou po rozdělení číslice V nebo X, není možné interpretovat jako kolmo stojící čárku/zápalku (I), a nejsou tedy akceptovány jako součást správného řešení.

V rámci každé úlohy Vám budou prezentovány formálně korektní, ale významově nesprávné rovnice a Vaším úkolem bude vepsat do příslušného políčka to, jak by měla vypadat formálně i významově správná rovnice, která vznikne přemístěním jedné čárky/zápalky v souladu s výše uvedenými pravidly. K zadávání svých odpovědí používejte klávesy „I,“ „V,“ „X,“ „+,“ „-,“ a „=“, které najdete na své klávesnici. Ještě před započítím samotného vyplňování Vašich odpovědí doporučujeme aktivovat si funkci CAPS LOCK stisknutím klávesy „Caps Lock“ nacházející se na levém okraji klávesnice (umožňuje automaticky psát velkými latinskými písmeny, tzv. „kapitálkami“).

Na vyřešení jednotlivých úloh máte vždy 2 minuty. Společně se zadáním úlohy uvidíte na obrazovce časomíru odpočítávající 2 minuty. Bez ohledu na to, zda se Vám úlohu podaří vyřešit, či nikoliv, po vypršení časového limitu 2 minut klikněte na tlačítko „Pokračovat“ a přejděte k další úloze. K předchozím úlohám není dovoleno se vracet.

Nyní můžete kliknout na tlačítko „Pokračovat“ a přejít k první úloze.

**Tabulka 13** Úlohy zápalkové algebry, které byly prezentovány probandům z experimentální úlohy za účelem vyvolání kognitivní slepé uličky. Více viz hlavní text.

Princip řešení	Experimentální skupina	
	Zadání	Správné řešení
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$\text{IV} = \text{III} + \text{III}$	$\text{VI} = \text{III} + \text{III}$
Přesunutí zápalky mezi číslicemi	$\text{VI} = \text{VII} + \text{I}$	$\text{VII} = \text{VI} + \text{I}$
Je možné manipulovat nejen číslicemi, ale i znaménky	$\text{I} = \text{II} + \text{II}$	$\text{I} = \text{III} - \text{II}$
X je možné transformovat na V	$\text{XI} = \text{III} + \text{III}$	$\text{VI} = \text{III} + \text{III}$
Tautologie je syntakticky i sémanticky platným výrazem	$\text{III} = \text{III} + \text{III}$	$\text{III} = \text{III} = \text{III}$
Je možné manipulovat nejen číslicemi, ale i znaménky	$\text{IV} = \text{III} - \text{I}$	$\text{IV} - \text{III} = \text{I}$
Neřešitelné	$\text{IX} = \text{VII} + \text{III}$	-----
Neřešitelné	$\text{VI} = \text{VI} + \text{I}$	-----
Neřešitelné	$\text{V} = \text{III} + \text{III}$	-----

**Tabulka 14** Úlohy zápalkové algebry, které byly prezentovány probandům z kontrolní skupiny. Více viz hlavní text.

Princip řešení	Kontrolní skupina	
	Zadání	Správné řešení
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$IV = III + III$	$VI = III + III$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$VII = XI - II$	$VII = IX - II$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$VII = VI + III$	$VII = IV + III$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$XIII = VII + IV$	$XIII = VII + VI$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$VIII = VI + IV$	$VIII = IV + IV$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$VI = VIII - IV$	$IV = VIII - IV$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$IX = VI + V$	$XI = VI + V$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$XII = VIII + VI$	$XII = VIII + IV$
Přesunutí zápalky v rámci jedné číslice	$VI = VII - III$	$IV = VII - III$

zápalkové algebry Knoblich et al. (1999), kteří tento typ úloh využili ke studiu kognitivních procesů spojených s vzhledem při řešení problémů. Zatímco probandi z kontrolní skupiny řešili pouze nejjednodušší typ úloh, který vyžadoval pouze přemísťování zápalky na jedné straně rovnice v rámci jedné číslice, probandům z experimentální skupiny byly prezentovány rovněž obtížnější varianty úloh, včetně tří neřešitelných úloh. Jednotlivé úlohy byly prezentovány v jednom neměnném pořadí (viz *Tabulky 13 a 14*).

#### *Psychokineze*

Soubor 8 úloh převzatých z prvního experimentu Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie. Jedná se o stejné úlohy, které byly použity již v předchozím výzkumu – jejich podrobný popis proto viz oddíl 3.1.4 *Metody*. Způsob administrace byl stejný jako v předchozím výzkumu.

#### *Bombardování Londýna*

Soubor 12 úloh převzatých z druhého experimentu Griffithsovy a Tenenbaumovy původní studie. Jedná se o stejné úlohy, které byly použity již v předchozím výzkumu – jejich podrobný popis proto viz oddíl 3.1.4 *Metody*. Způsob administrace byl stejný jako v předchozím výzkumu.

#### *Inventář osobní potřeby struktury*

Inventář osobní potřeby struktury (*Personal Need for Structure inventory - PNS*; Thompson, Naccarato, & Parker, 1989, 1992; Thompson et al., 2001) je sebesposuzovací škála, v rámci

kteřé probandi (na 6bodové Likertově škále: 1 - rozhodně nesouhlasím, 6 - rozhodně souhlasím) uvádějí míru svého souhlasu s výroky, které se týkají jejich vztahu ke strukturovanosti informací a prostředí v jejich osobním životě. Tato metoda byla použita již v rámci předchozího výzkumu – podrobnější informace k této metodě a k výstupům z její pilotní lokalizace v českém jazyce proto viz oddíl 3.1.4 *Metody*, resp. *Příloha C – Pilotní lokalizace testu PNS*. V rámci výzkumného souboru má průměrný hrubý skór hodnotu 42,8 ( $s = 10,5$ ).

### 3.2.5 Průběh výzkumné studie

Sběr dat probíhal v době od září do listopadu roku 2015. Podnětový materiál byl probandům administrován formou online přes aplikaci *Google formulář* a to vždy skupinově v kontrolovaných podmínkách laboratoře. Po přihlášení do on-line formuláře probandi obdrželi základní informaci o povaze výzkumu, testů a úloh, které v jeho rámci budou řešit, a také odkaz na text informovaného souhlasu (viz *Příloha G – Znění informovaného souhlasu pro výzkumnou studii č. 2*). Po odsouhlasení podmínek účasti na výzkumu probandi vyplnili některé své základní sociodemografické údaje (pohlaví, věk, nejvyšší ukončené vzdělání a emailovou adresu v případě, že proband chtěl zaslat informace o výsledcích výzkumné studie) a poté začali řešit jednotlivé úlohy. Tyto úlohy byly prezentovány samostatně a s vlastní instrukcí. Kvůli kontrole případného vlivu pořadí prezentace úloh *Psychokineze* a *Bombardování Londýna* na výsledky experimentu byl podnětový materiál prezentován v jednom ze dvou možných pořadí. V rámci prvního uspořádání bylo pořadí prezentovaných úloh a testů následující:

1. *Test znalosti římských číslic,*
2. *Úlohy zápalkové algebry,*
3. *Psychokineze,*
4. *Bombardování Londýna,*
5. *Inventář osobní potřeby struktury.*

V rámci druhého uspořádání se změnilo pouze pořadí úloh *Psychokineze* a *Bombardování Londýna*. Přiřazování probandů k těmto dvěma různým uspořádáním podnětového materiálu a rovněž jejich rozdělení do experimentální ( $n = 54$ ) a kontrolní skupiny ( $n = 56$ ) bylo náhodné. V rámci samotných úloh a testů bylo pořadí prezentace jednotlivých položek vždy neměnné. Při vyplňování svých odpovědí měli probandi zakázáno vracet se k předchozím



odpovědím a měnit je. Mezi probandy se vyskytovala pouze jedna osoba, která měla v testu znalost římských číslic správně méně než 12 úloh. Na základě tohoto předem stanoveného kritéria byla daná osoba vyloučena z následné analýzy dat.

### 3.2.6 Statistická analýza

Stejně jako v rámci předchozího výzkumu i zde jsem při interpretaci výsledků jednotlivých statistických analýz vycházel primárně z výstupů bayesovské statistiky, která ve srovnání s klasickou statistikou založenou na testování nulových hypotéz nabízí řadu teoretických i praktických výhod (viz také oddíl 1.3.2 *Bayesovská analýza dat*). Pro můj výzkum byla opět klíčová především možnost vyjádřit prostřednictvím Bayesova faktoru relativní míru, s níž data favorizují alternativní, resp. nulovou hypotézu, nezávislost výsledků statistické analýzy na konkrétním způsobu ukončení sběru dat a na počtu testovaných hypotéz a také schopnost odlišit absenci důkazu (*absence of evidence*) od důkazu absence efektu (*evidence of absence*) (Dienes, 2011). Protože mým hlavním výzkumným cílem bylo ověření ne/existence určitých efektů, analýza dat měla většinou povahu testování hypotéz (*hypothesis testing*) (Jeffreys, 1961; Simonsohn, 2015; Wagenmakers et al., 2016). Pouze v rámci ověřování jedné z hlavních výzkumných hypotéz a v rámci pilotní lokalizace psychometrického nástroje použitého ve výzkumu měla analýza dat povahu odhadu parametrů (*parameter estimation*). Při interpretaci výstupů z bayesovského testování hypotéz jsem použil mírně upravenou Jeffreysovu (1961) klasifikaci Bayesových faktorů (Lee & Wagenmakers, 2013)<sup>1</sup>. V případě bayesovského odhadu parametrů jsem pracoval s průměrem či modem posteriorní distribuce nad hodnotami odhadovaného parametru, s bayesovským intervalem kredibility (*Bayesian Credibility Interval*), případně s intervalem nejvyšší hustoty (*Highest Density Interval*) a také s tzv. oblastí praktické ekvivalence (*Region of Practical Equivalence*) (Kruschke, 2011b, 2015). Protože ne každý z čtenářů této práce bude s principy bayesovské statistiky dobře obeznámem, všude tam, kde to bylo možné, jsem uvedl rovněž výstupy z klasické statistiky založené na testování nulových hypotéz.

---

<sup>1</sup> Hodnoty *BF* mezi 1–3 odpovídají anekdotickému/slabému (*anecdotal/weak*), resp. neprůkaznému (*inconclusive*) důkazu ve prospěch zvažované hypotézy, hodnoty mezi 3–10 odpovídají významnému (*substantial*) důkazu, hodnoty mezi 10–30 odpovídají silnému (*strong*) důkazu, hodnoty mezi 30–100 odpovídají velmi silnému (*very strong*) důkazu a hodnoty větší než 100 potom odpovídají nepopíratelnému (*decisive*) důkazu ve prospěch zvažované hypotézy.

### *První výzkumný cíl*

Při ověřování účinnosti experimentální manipulace s mírou, s níž probandi vnímali svou situaci jako dobře uchopitelnou, jsem porovnával skóre v inventáři PNS, kterého dosáhli probandi v experimentální a kontrolní skupině. Očekával jsem, že experimentální manipulace povede k vyšší osobní potřebě struktury, resp. k vyššímu skóru v inventáři PNS v experimentální skupině ve srovnání s kontrolní skupinou. K formálnímu testování této hypotézy jsem použil bayesovskou i klasickou variantu t-testu pro dva nezávislé výběry s jednostrannou alternativní hypotézou a s defaultní hodnotou Cauchyho apriorní pravděpodobnosti 0,707 (Love et al., 2015; Morey & Rouder, 2015; Rouder et al., 2009).

### *Druhý výzkumný cíl*

K ověření hypotézy, že probandi z experimentální skupiny budou ve srovnání s probandy z kontrolní skupiny vykazovat větší sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, jsem pracoval s daty z úlohy Psychokineze. Odpovědi probandů<sup>1</sup> jsem statisticky modeloval stejným způsobem jako v předchozím výzkumu, tj. pomocí bayesovského modelování za použití sigmoidní (logistické) funkce – viz Rovnice (16) a (17) v oddíle oddíl 3.1.6 *Statistická analýza*. Klíčovým parametrem tohoto modelu je přirozený logaritmus apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$ . Stejně jako v předchozím výzkumu i zde má použitý statistický model hierarchickou strukturu, tzn. že parametr logaritmu apriorní šance odhadovaný pro jednotlivé probandy pochází z jednoho nadřazeného (*higher-level*) normálního rozdělení. Zvolená apriorní pravděpodobnost dvou základních parametrů tohoto normálního rozdělení (jeho průměru a směrodatné odchylky) je velice široká a neurčitá, tak aby výsledek bayesovského odhadu posteriorního rozdělení hodnot všech parametrů byl minimálně ovlivněn jejich apriorní pravděpodobností a odrážel především vliv dat získaných v rámci realizovaného výzkumu. K výpočtu posteriorní distribuce pravděpodobnosti parametru přirozeného logaritmu apriorní šance jsem použil metodu MCMC (*Markov chain Monte Carlo*) implementovanou prostřednictvím počítačových programů *rjags* (Plummer, 2011), *JAGS* (Plummer, 2003) a *R* (R Development Core Team, 2012). Inicializovány byly celkem tři paralelní MCMC řetězce, v každém z nich bylo nejdříve „spáleno“ 5 000 hodnot/kroků (v tzv. *burn-in* fázi) a následně uloženo 50 000 hodnot/kroků ze

---

<sup>1</sup> V případě otázky na určení posteriorní pravděpodobnosti existence daného jevu byly odpovědi probandů, původně na škále 1–10, převedeny na škálu 0–1.

sdužené posteriorní distribuce pravděpodobnosti pro všech 56, resp. 57 a pro všech 58, resp. 59<sup>1</sup> odhadovaných parametrů. U vygenerovaných MCMC řetězců jsem ověřil jejich úspěšnou konvergenci a ujistil se, že pro každý z odhadovaných a sledovaných parametrů je tzv. skutečná velikost vzorku (*effective sample size*) z posteriorní distribuce větší než 10 000. Tímto bylo ověřeno, že vygenerovaná posteriorní distribuce pravděpodobnosti je přesná a stabilní. Ověřil jsem rovněž adekvátnost, s níž použitý statistický model popisuje odpovědi probandů, a to porovnáním skutečně pozorovaných dat s posteriorní prediktivní distribucí simulovaných dat<sup>2</sup>. Statistická analýza byla provedena nezávisle pro obě skupiny a pro oba typy otázek, které byly probandům v rámci úlohy Psychokineze položeny. Hierarchická struktura použitého statistického modelu a jeho nezávislé použití pro popis odpovědi probandů z experimentální a kontrolní skupiny na dva různé druhy otázek odráží můj apriorní předpoklad, že probandi si sice jsou podobní, ale nejsou zcela totožní, a že apriorní očekávání probandů se mohou lišit napříč jednotlivými skupinami probandů a napříč dvěma druhy otázek.

Samotnou hypotézu o rozdílu mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí jsem ověřoval prostřednictvím posteriorní distribuce rozdílu mezi parametry průměru a směrodatné odchylky nadřazeného normálního rozdělení přirozeného logaritmu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy  $h_1$  odhadovanými zvlášť pro experimentální a pro kontrolní skupinu. Tento rozdíl jsem vyjádřil prostřednictvím standardního ukazatele síly efektu vypočítaného podle vzorce:

$$(\mu_{exp} - \mu_{kon}) / \sqrt{\frac{(\sigma_{exp}^2 + \sigma_{kon}^2)}{2}}, \quad (20)$$

kde  $\mu_{exp}$ , resp.  $\mu_{kon}$  odpovídá posteriorní distribuci průměru nadřazeného normálního rozdělení přirozeného logaritmu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy vypočítané pro experimentální, resp. pro kontrolní skupinu a  $\sigma_{exp}^2$ , resp.  $\sigma_{kon}^2$  představuje posteriorní

<sup>1</sup> Různý počet odhadovaných parametrů je dán tím, že parametry byly odhadovány nezávisle pro dvě různé velké skupiny probandů a pro dva různé druhy otázek (statický model popisující odpovědi probandů na škále 1-10 obsahuje navíc parametr směrodatné odchylky  $\sigma$  – na rozdíl od statistického modelu popisujícího odpovědi probandů na dichotomickou otázku, který tento parametr neobsahuje).

<sup>2</sup> Jedná se o simulovaná data vygenerovaná s pomocí použitého statistického modelu s posteriorně věrohodnými hodnotami jeho parametrů. V případě, že jsou simulovaná data podobná skutečným datům, znamená to, že se použitému statistickému modelu podařilo zachytit některé důležité vlastnosti těchto dat.

distribuci směrodatné odchylky výše uvedeného nadřazeného normálního rozdělení vypočítanou opět pro experimentální, resp. pro kontrolní skupinu.

Výsledná posteriorní distribuce síly efektu byla analyzována prostřednictvím jejího průměru, modu a tzv. intervalu nejvyšší hustoty (*Highest Density Interval*, HDI). HDI pokrývá definované procento (nejčastěji 95 % nebo 99 %) nejpravděpodobnějších hodnot sledovaného parametru, tzn. že v rámci HDI mají hodnoty parametru vždy vyšší pravděpodobnost než jakákoli jiná hodnota parametru nacházející se mimo tento interval. V kombinaci s tzv. oblastí praktické ekvivalence (*Region of Practical Equivalence*, ROPE) nacházející se okolo hodnoty parametru, která je hlavním předmětem našeho zájmu (zde má hodnotu 0), lze HDI použít rovněž jako rozhodovací pomůcku při statistickém testování hypotéz (Kruschke, 2011b, 2015). V případě, že se HDI s ROPE vůbec nepřekrývá, může být hodnota parametru, okolo které je nadefinována ROPE, považována za nevěrohodnou. Naopak v případě, že se HDI nachází plně v rámci ROPE, lze danou hodnotu parametru (a to i v případě, že se jedná o hodnotu odpovídající nulové hypotéze) přijmout jako věrohodnou. V případě pouze částečného překrytí HDI a ROPE nelze učinit žádný jednoznačný závěr a je potřeba s ním počkat do doby, než další data umožní zpřesnit odhad sledovaného parametru. V rámci zde provedené analýzy byla ROPE specifikována jako interval hodnot síly efektu od -0,2 do +0,2.

Případné rozdíly mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny ve velikosti apriorní pravděpodobnosti, kterou přisuzují alternativní hypotéze, by se měly projevit rovněž v samotných odpovědích probandů na dvě otázky z úlohy Psychokineze. V případě úspěšné experimentální manipulace a v případě, že by tato skutečně měla vliv na sklon probandů věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí, bychom měli pozorovat podobný efekt jako v předchozím výzkumu, kde bylo experimentálně manipulováno apriorní plauzibilitou alternativní teorie. Tato manipulace vedla k tomu, že probandy uváděná pravděpodobnost, že daný jev skutečně existuje (resp. pravděpodobnost, s níž probandi prezentované výsledky experimentů označovali za přesvědčivé důkazy ve prospěch alternativní teorie), narůstala s tím, jak rostl počet úspěchů v daných experimentech, avšak k tomuto nárůstu docházelo dříve a rychleji v případě apriorně plauzibilnější alternativní teorie – viz *Grafy 1 a 2* v oddíle *3.1.7 Výsledky a diskuze*. Podobný efekt bychom měli pozorovat rovněž v tomto výzkumu vlivem nepřímého ovlivnění apriorní pravděpodobnosti alternativních hypotéz v mysli probandů z experimentální skupiny. Tuto předpověď jsem

testoval pomocí smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální, nebo do kontrolní skupiny probandů) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (počet úspěchů v prezentovaných experimentech) a to v její bayesovské i klasické variantě (Love et al., 2015; Morey & Rouder, 2015; Rouder et al., 2012). V případě bayesovské varianty jsem použil defaultní nastavení apriorních pravděpodobností. Analýza byla provedena zvlášť pro dva různé druhy otázek, které byly probandům položeny v rámci úlohy Psychokineze.

### *Třetí výzkumný cíl*

K ověření hypotézy o neexistenci rozdílu mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny ve způsobu vnímání prezentovaných koincidencí (ve smyslu míry jejich „podezřelosti“) jsem použil smíšenou analýzu rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální, nebo kontrolní skupiny probandů) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (tři různé hodnoty jednoho z parametrů použitých při vygenerování map dopadů bomb). K analýze dat jsem použil bayesovskou i klasickou variantu tohoto testu (Love et al., 2015; Morey & Rouder, 2015; Rouder et al., 2012). Analýza byla provedena zvlášť pro čtyři trojice map, které byly vygenerovány na základě tří odlišných hodnot jednoho z parametrů ovlivňujících způsob rozmístění dopadů jednotlivých bomb (a rovněž pro jednu trojici map vygenerovaných z plně uniformního rozdělení). V případě bayesovské varianty jsem použil defaultní nastavení apriorních pravděpodobností. Pomocí této analýzy jsem ověřoval rovněž vedlejší, nepředregistrovanou hypotézu, že probandi v obou skupinách budou ve svém úsudku adekvátním způsobem zpracovávat dostupné statistické důkazy.

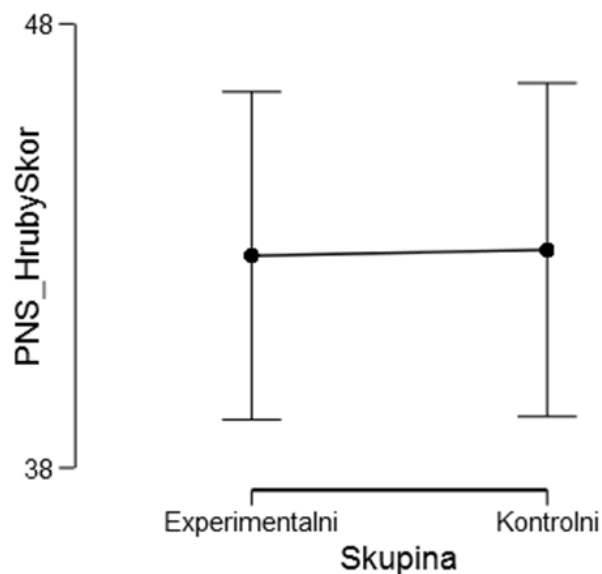
## **3.2.7 Výsledky a diskuze**

### *První výzkumný cíl*

První výzkumná otázka se týkala účinnosti experimentální manipulace s mírou, s níž probandi vnímali svou situaci jako dobře/špatně uchopitelnou. Experimentální manipulace se měla projevit vyšším skórem v inventáři PNS u probandů z experimentální skupiny ve srovnání s probandy z kontrolní skupiny. Výsledky statistické analýzy ukazují, že v rozporu s tímto předpokladem obě skupiny probandů dosáhly v inventáři PNS srovnatelných skóreů – průměrný skór probandů z experimentální skupiny činil 42,8 ( $s = 10,4$ ) a v případě probandů

z kontrolní skupiny měl průměrný skór hodnotu 42,9 ( $s = 10,7$ ), viz také *Graf 12*. Získaná data jsou přibližně 5krát pravděpodobnější pod nulovou hypotézou než pod zvolenou alternativní jednostrannou hypotézou ( $BF_{0+} = 5,2$ ), což odpovídá středně silnému důkazu ve prospěch nulové hypotézy (pro srovnání uvádím rovněž výsledky klasického t- testu pro dva nezávislé výběry s jednostrannou alternativní hypotézou:  $t(108) = -0,066$ ;  $p = 0,526$ ;  $d = -0,013$ ). Tento výsledek lze interpretovat minimálně čtyřmi různými způsoby. 1) Jednou možností je to, že experimentální manipulace nebyla účinná. Takové zjištění by bylo v souladu s výsledky řady nedávných replikačních studií, kterým se nepodařilo potvrdit existenci několika významných behaviorálně primingových efektů (např. Earp et al., 2014; Harris et al., 2013; Johnson, Cheung, & Donnellan, 2014; Klein et al., 2014; Pashler, Coburn, & Harris, 2012) a které tak zpochybňují účinnost behaviorálního primingu coby nástroje experimentální manipulace. V případě platnosti tohoto vysvětlení nelze očekávat, že by se probandi z experimentální a kontrolní skupiny od sebe mohli systematicky lišit v té proměnné, která by měla ovlivnit jejich sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. 2) Alternativním vysvětlením by mohlo být to, že experimentální manipulace sice byla ve skutečnosti účinná, ale protože probandi z experimentální skupiny vstupovali do experimentu s nižší průměrnou

**Graf 12** Porovnání průměrného hrubého skóru v inventáři PNS u probandů z experimentální a kontrolní skupiny, které se lišily pravděpodobností výskytu kognitivní slepé uličky. Chybové úsečky reprezentují 99% interval kredibility.



hodnotou manipulované proměnné než probandi z kontrolní skupiny (navzdory náhodnému přidělování probandů do jedné z těchto dvou skupin), účinná experimentální manipulace vedla pouze ke zmenšení (odstranění) existujícího rozdílu mezi oběma skupinami v osobní potřebě struktury (za předpokladu, že mezi vnímanou mírou uchopitelnosti situace a osobní potřebou struktury skutečně existuje nějaká souvislost). Vzhledem k tomu, že osobní potřebu struktury jsem měřil pouze jednou (a to po provedení experimentální manipulace), tuto hypotézu bohužel nelze v rámci tohoto výzkumu ověřit. Rovněž v případě platnosti tohoto vysvětlení nelze předpokládat, že by se probandi z experimentální a kontrolní skupiny od sebe mohli systematicky lišit v té proměnné, která měla způsobit rozdíl v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. 3) Dalším možným vysvětlením je to, že vnímaná míra uchopitelnosti situace, kterou jsem se snažil v rámci svého výzkumu experimentálně manipulovat, ve skutečnosti s osobní potřebou struktury nijak nesouvisí, takže neexistence rozdílu mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny v jejich skóru v inventáři PNS nevyovídá nic o účinnosti provedené experimentální manipulace. Toto vysvětlení ponechává určitý prostor pro možnost, že experimentální manipulace byla účinná a že mohla předpokládaným způsobem ovlivnit probandy v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. 4) Jiným možným vysvětlením pozorované absence efektu experimentální manipulace je to, že se sice podařilo ovlivnit probandy vnímanou mírou uchopitelnosti situace, avšak vzhledem ke krátkodobosti tohoto efektu je možné, že inventář PNS byl probandům administrován příliš pozdě<sup>1</sup> na to, aby dokázal zachytit krátkodobý efekt experimentální manipulace.<sup>2</sup> V případě platnosti tohoto vysvětlení je možné, že experimentální manipulace se stačila projevit očekávaným způsobem v odpovědích probandů v úloze Psychokineze, která byla administrována dříve než inventář PNS (tj. kratší dobu po administraci úloh zápalkové algebry, které sloužily k vyvolání efektu experimentální manipulace).

---

<sup>1</sup> Zatímco úlohy zápalkové algebry byly administrovány na samotném začátku podnětové baterie, inventář PNS byl probandům administrován až na jejím samotném konci (administrace celé baterie podnětů trvala v průměru 20–25 minut).

<sup>2</sup> V této souvislosti není bez zajímavosti, že zatímco v případě sociálního primingu psychologové na základě četných negativních výsledků replikačních studií začínají zpochybňovat existenci tohoto jevu, kognitivní priming, pro který je charakteristická (ve srovnání se sociální primingem) mnohem kratší časová škála pozorovaných efektů (milisekundy vs. minuty, hodiny až měsíce) a méně komplexní druh závislých proměnných (jednoduché kognitivní procesy vs. komplexní sociální chování), se těší pověsti robustního psychologického jevu, který úspěšně obstál v řadě replikačních studií (Salomon, 2016).

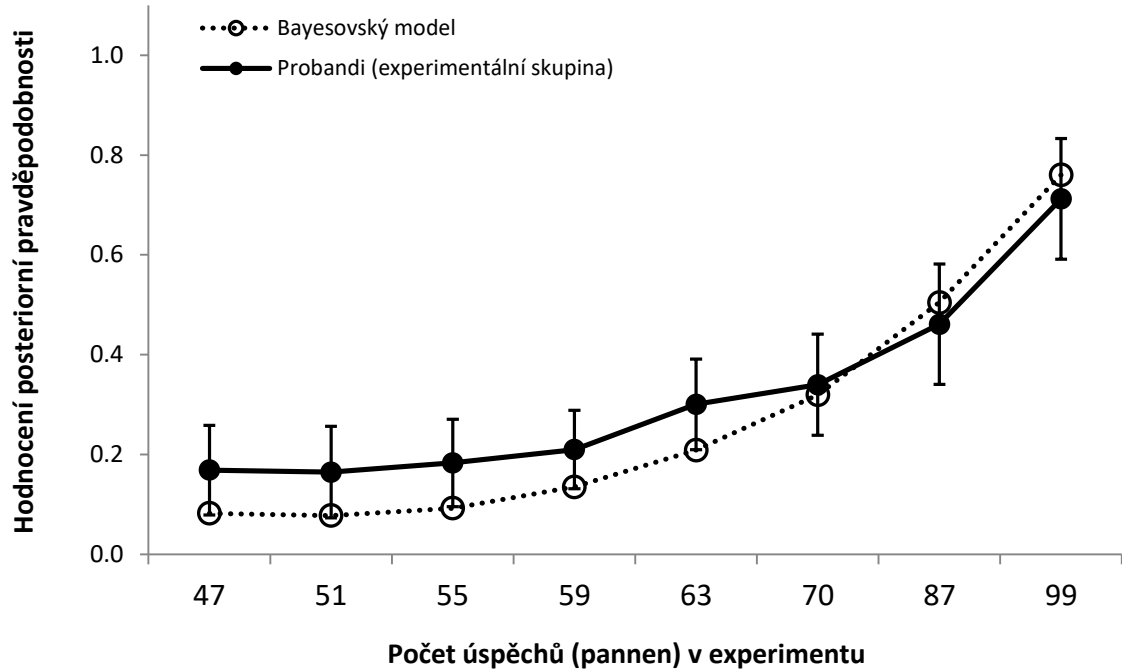
Data k této výzkumné otázce a výstupy z výše popsaných statistických analýz jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Situační aspekty vnímání koincidencí/Experimentalni\_Manipulace\_PNS* v souborech s názvem *PNS\_Data*, resp. *PNS\_Analysis*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/zwim3> (sekce *Analysis/Experimentalni\_Manipulace\_PNS*).

#### *Druhý výzkumný cíl*

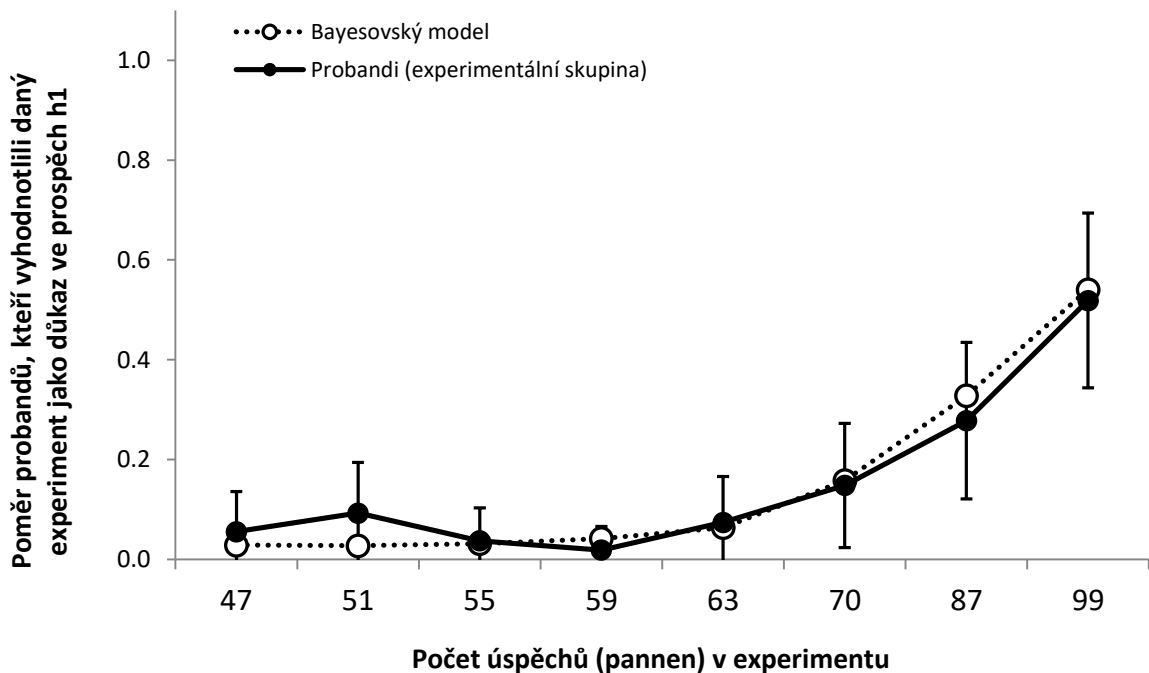
Vzhledem k pluralitě možných vysvětlení pozorované absence efektu experimentální manipulace při použití skóru z inventáře PNS jako závislé proměnné je potřeba být obezřetný při interpretaci následující analýzy, která se snažila najít odpověď na otázku, zda se probandi z experimentální a kontrolní skupiny od sebe budou lišit ve velikosti jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí vlivem odlišné pravděpodobnosti vnímání dané situace jako dobře/špatně uchopitelné. Za tímto účelem jsem obě skupiny probandů porovnával z hlediska parametrů průměru a směrodatné odchylky nadřazeného normálního rozdělení přirozeného logaritmu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy. V prvním kroku jsem ověřil adekvátnost použitého statistického modelu, jehož součástí byly porovnávané parametry. V *Grafech 13, 14, 15 a 16* můžeme vidět srovnání odpovědí probandů z experimentální a kontrolní skupiny na jednotlivé otázky se simulovanými daty vygenerovanými s pomocí použitého statistického modelu s posteriorně věrohodnými hodnotami jeho parametrů. Z grafů je dobře patrné, že použitý statistický model dokázal poměrně věrně zreprodukovat základní podobu skutečných dat, čímž je splněn jeden ze základních předpokladů pro to, aby parametry, které jsou hlavním předmětem zájmu tohoto výzkumu, byly nositelem nějaké smysluplné informace.



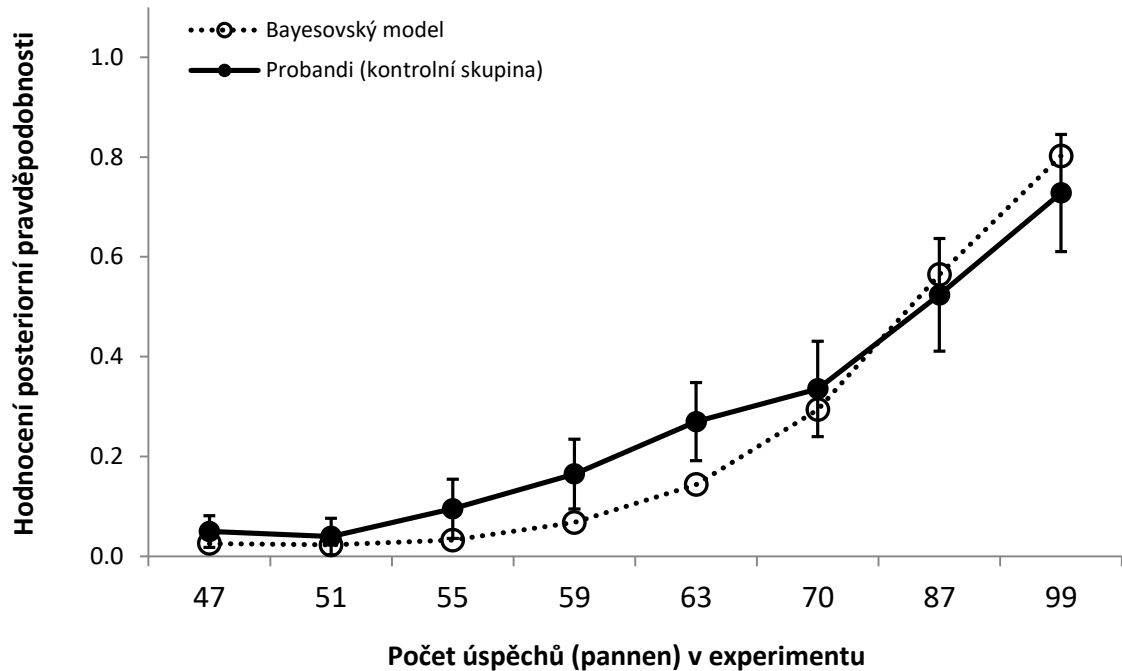
**Graf 13** Porovnání průměrných odpovědí probandů z experimentální skupiny na otázku týkající se posteriorní pravděpodobnosti existence daného jevu za předpokladu daného počtu úspěšných experimentů (za použití škály 1–10, která byla převedena na škálu 0–1) s průměrnými hodnotami simulovaných dat vygenerovaných prostřednictvím bayesovského modelu s posteriorně věrohodnými hodnotami jeho parametrů. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo průměrné hodnoty probandy uváděných odpovědí.



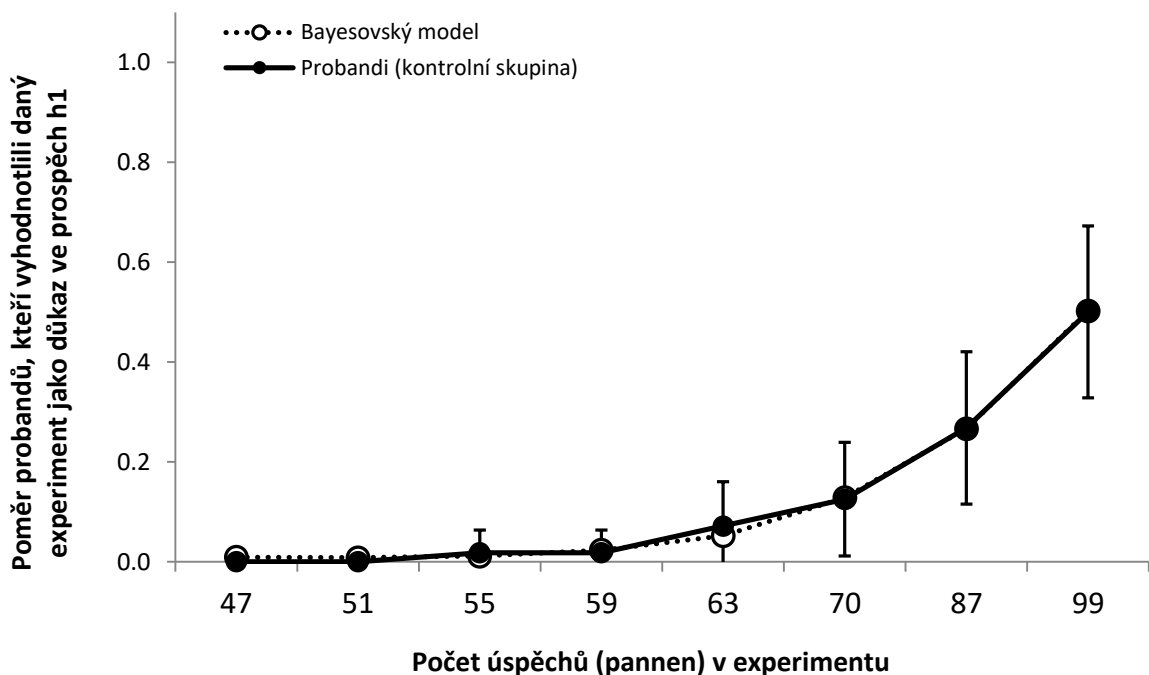
**Graf 14** Porovnání poměru probandů z experimentální skupiny, kteří vyhodnotili daný experiment jako důkaz ve prospěch alternativní hypotézy s hodnotami simulovaných dat vygenerovaných prostřednictvím bayesovského modelu s posteriorně věrohodnými hodnotami jeho parametrů. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo pozorované hodnoty poměru probandů.



**Graf 15** Porovnání průměrných odpovědí probandů z kontrolní skupiny na otázku týkající se posteriorní pravděpodobnosti existence daného jevu za předpokladu daného počtu úspěšných experimentů (za použití škály 1–10, která byla převedena na škálu 0–1) s průměrnými hodnotami simulovaných dat vygenerovaných prostřednictvím bayesovského modelu s posteriorně věrohodnými hodnotami jeho parametrů. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo průměrné hodnoty probandy uváděných odpovědí.

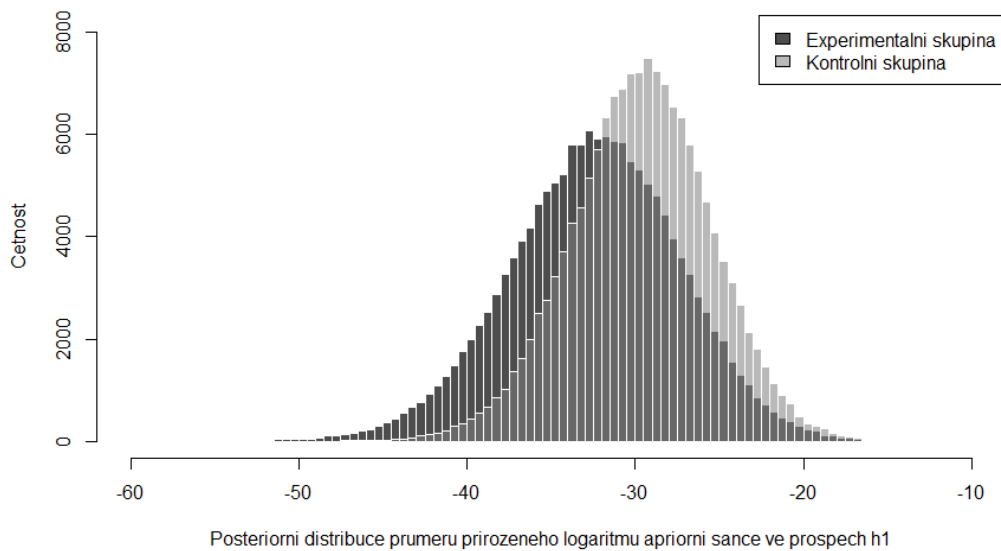


**Graf 16** Porovnání poměru probandů z kontrolní skupiny, kteří vyhodnotili daný experiment jako důkaz ve prospěch alternativní hypotézy s hodnotami simulovaných dat vygenerovaných prostřednictvím bayesovského modelu s posteriorně věrohodnými hodnotami jeho parametrů. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo pozorované hodnoty poměru probandů.

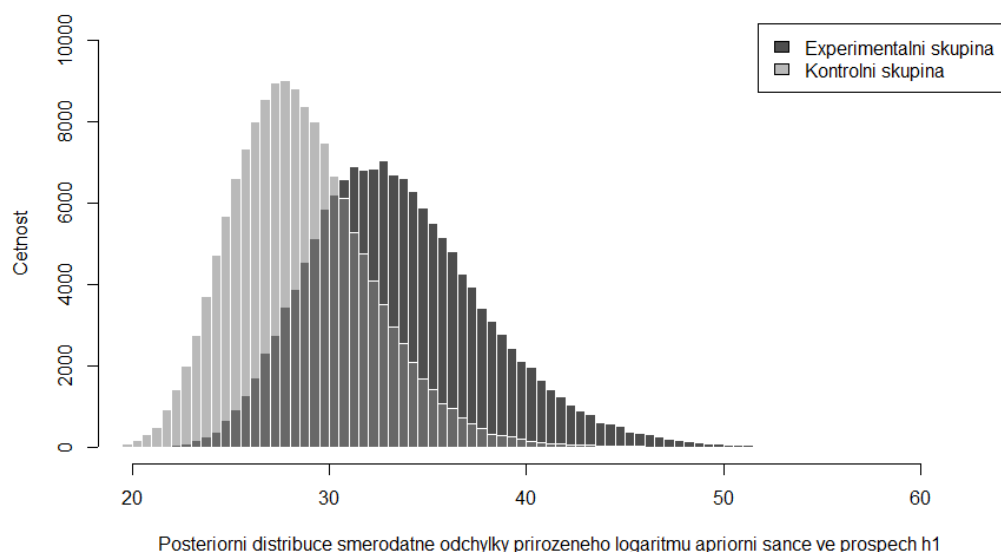


Ve světle tohoto zjištění lze nyní přistoupit k dalšímu kroku statistické analýzy, kterým je porovnání sledovaných parametrů odhadnutých zvlášť pro experimentální a pro kontrolní skupinu. V *Grafech 17, 18 a 19* můžeme vidět posteriorní distribuci sledovaných parametrů pro první otázku (posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy) a v *Grafech 20, 21 a 22* pro druhou otázku (dichotomická otázka na ne/existenci důkazu ve prospěch alternativní hypotézy). V *Tabulkách 15 a 16* je potom uvedena základní popisná statistika k těmto posteriorním distribucím.

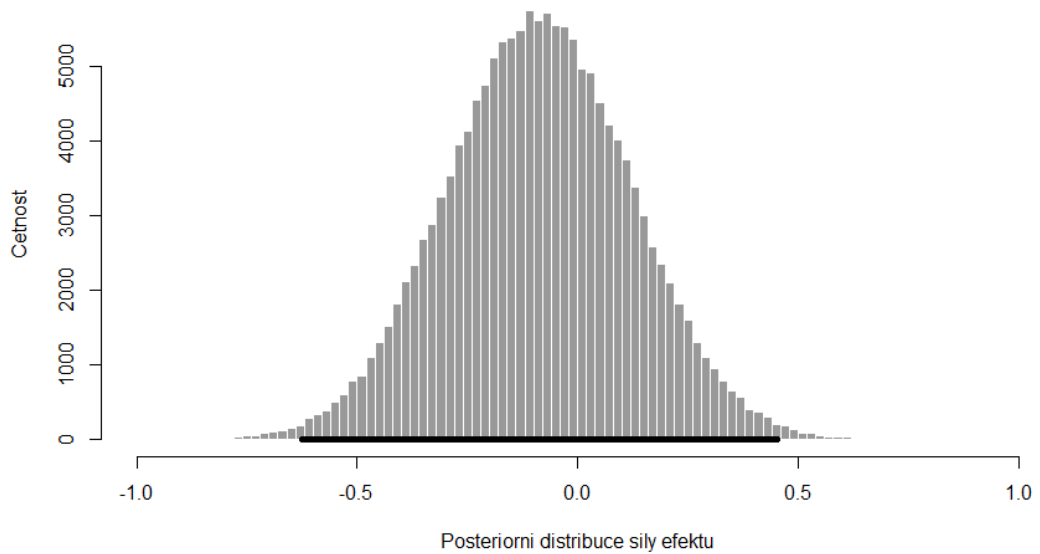
**Graf 17** Posteriorní distribuce průměru normálního rozdělení přirozeného logaritmu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy pro experimentální a kontrolní skupinu v rámci modelování odpovědí probandů na otázku na posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy.



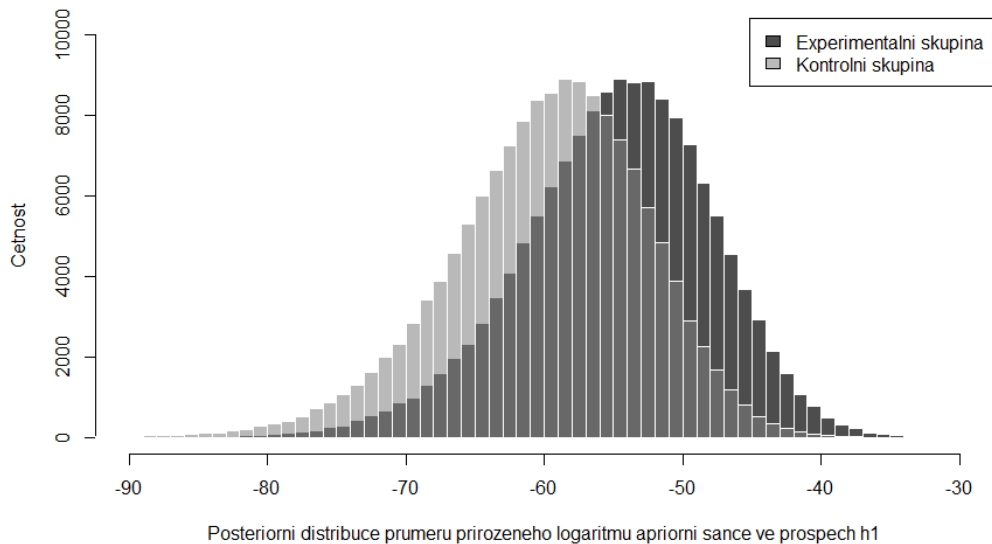
**Graf 18** Posteriorní distribuce směrodatné odchylky normálního rozdělení přirozeného logaritmu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy pro experimentální a kontrolní skupinu v rámci modelování odpovědí probandů na otázku na posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy.



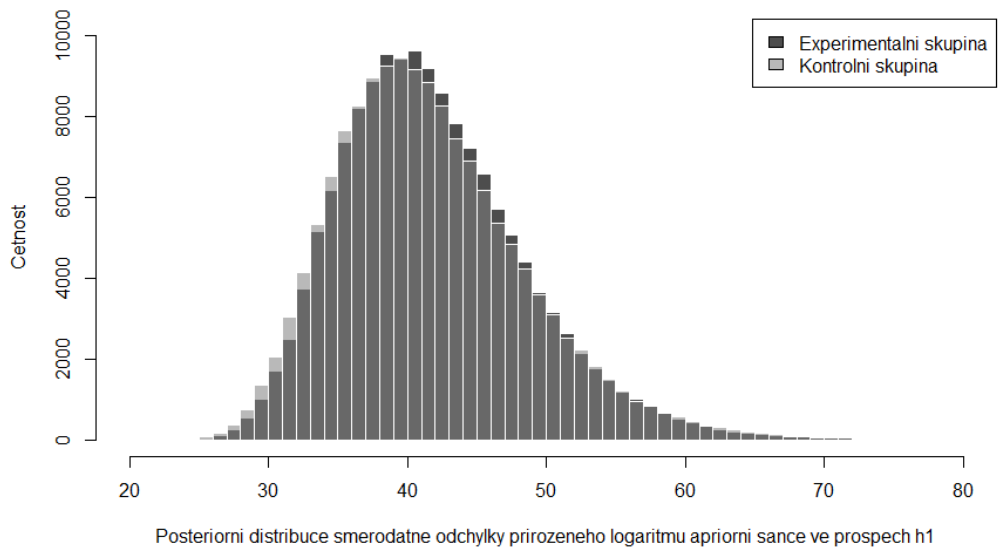
**Graf 19** Posteriorní distribuce síly efektu v rámci modelování odpovědí probandů na otázku na posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy. Tučnou čarou je v grafu znázorněn 99% HDI.



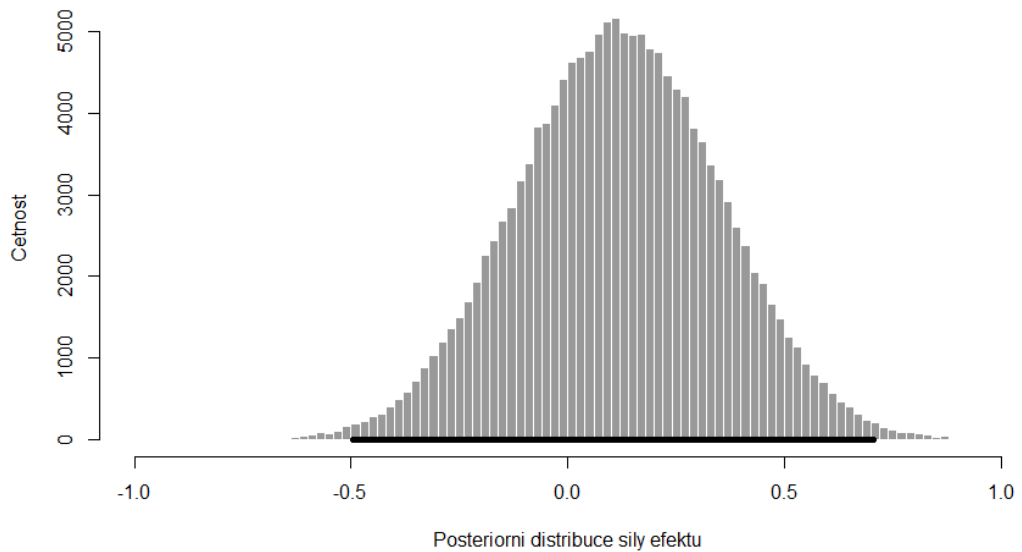
**Graf 20** Posteriorní distribuce průměru normálního rozdělení přirozeného logaritmu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy pro experimentální a kontrolní skupinu v rámci modelování odpovědí probandů na dichotomickou otázku na ne/existenci důkazu ve prospěch alternativní hypotézy.



**Graf 21** Posteriorní distribuce směrodatné odchylky normálního rozdělení přirozeného logaritmu apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy pro experimentální a kontrolní skupinu v rámci modelování odpovědí probandů na otázku na ne/existenci důkazu ve prospěch alternativní hypotézy.



**Graf 22** Posteriorní distribuce síly efektu v rámci modelování odpovědí probandů na otázku na ne/existenci důkazu ve prospěch alternativní hypotézy. Tučnou čarou je v grafu znázorněn 99% HDI.



**Tabulka 15** Popisná statistika k posteriorním distribucím parametrů zobrazeným v *Grafech 17, 18, 20 a 21*.

Skupina	Experimentální	Kontrolní
Druh otázky	Posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy	
Odhadovaný parametr	Průměr	
Průměr	-32,45	-29,67
Modus	-32,67	-29,14
Směrodatná odchylka	5,12	4,19
99% HDI	[-46,38; -19,32]	[-40,96; -18,83]
Odhadovaný parametr	Směrodatná odchylka	
Průměr	33,56	28,56
Modus	32,57	27,58
Směrodatná odchylka	4,56	3,52
99% HDI	[23,59; 47,10]	[20,66; 37,92]
Druh otázky	Ne/existence důkazu ve prospěch alternativní hypotézy	
Odhadovaný parametr	Průměr	
Průměr	-54,89	-59,78
Modus	-53,95	-58,16
Směrodatná odchylka	7,01	7,15
99% HDI	[-74,82; -37,70]	[-80,90; -42,87]
Odhadovaný parametr	Směrodatná odchylka	
Průměr	41,90	41,70
Modus	40,42	39,64
Směrodatná odchylka	6,79	6,98
99% HDI	[27,57; 62,45]	[27,08; 63,14]

**Tabulka 16** Popisná statistika k posteriorním distribucím parametrů zobrazeným v *Grafech 19 a 22*.

Odhadovaný parametr	Síla efektu
Druh otázky	Posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy
Průměr	-0,09
Modus	-0,10
Směrodatná odchylka	0,21
99% HDI	[-0,62; 0,45]
P(parametr > 0)	33,7 %
P(parametr < 0)	66,3 %
P(-0,2 > parametr < 0,2)	61,8 %
Druh otázky	Ne/existence důkazu ve prospěch alternativní hypotézy
Průměr	0,12
Modus	0,10
Směrodatná odchylka	0,24
99% HDI	[-0,50; 0,71]
P(parametr > 0)	69,1 %
P(parametr < 0)	30,9 %
P(-0,2 > parametr < 0,2)	54,7 %

Přestože při porovnání posteriorních distribucí parametrů centrální tendence a variability nadřazeného normálního rozdělení vypočítaných pro experimentální a kontrolní skupinu si můžeme všimnout řady rozdílů (např. se zdá, že ve srovnání s probandy z kontrolní skupiny jsou probandi z experimentální skupiny z hlediska vnímané apriorní plauzibility alternativní hypotézy více heterogenní skupinou – viz *Graf 18*), podíváme-li se na toto srovnání obou skupin prizmatem posteriorní distribuce parametru síly efektu, musíme konstatovat, že zde neexistuje doklad pro nějaký výraznější rozdíl mezi oběma skupinami z hlediska toho, do jaké míry probandi z těchto dvou skupin považují alternativní hypotézu za apriorně plauzibilní. V případě obou druhů otázek se modus posteriorní distribuce síly efektu nachází velice blízko nulové hodnoty (-0,1, resp. 0,1), 99% HDI se rozkládá více či méně symetricky okolo nulové hodnoty ([-0,62; 0,45], resp. [-0,50; 0,71]) a pravděpodobnost, že se skutečná síla efektu nachází v rámci stanovené ROPE ([-0,2; 0,2]), je větší než 50 % (konkrétně 61,8 %, resp. 54,7 %). Přesto na základě těchto výsledků nelze jednoznačně přijmout nulovou hypotézu. Použijeme-li metodu porovnání HDI a ROPE, je zřejmé, že stanovený interval ROPE ([-0,2; 0,2]) se nachází celkem bezpečně v rámci vypočítaného 99% HDI ([-0,62; 0,45], resp. [-0,50; 0,71]). Tzn. že míra nejistoty při odhadu síly efektu je stále příliš velká na to, aby bylo možné spolehlivě vyloučit možnost, že experimentální a kontrolní skupina se od sebe liší v míře, která by odpovídala síle efektu větší než je |0,2|. Vzhledem k tomu bychom se měli zdržet jakýchkoli jednoznačných závěrů ohledně ne/existence studovaného efektu. Přesto, ve světle výsledků předchozí analýzy, která poměrně výrazně favorizovala nulovou hypotézu o neúčinnosti provedené experimentální manipulace ( $BF_{0+} = 5,2$ ), jeví se jako pravděpodobnější ta možnost, že v rámci provedeného experimentu se nepodařilo studovaný efekt vyvolat. Tuto absenci efektu by bylo možné vysvětlit minimálně třemi různými způsoby. První možnou interpretací je neúčinnost zvoleného způsobu experimentální manipulace vnímanou uchopitelností situace – viz diskuze k výsledkům předchozí analýzy. Druhou možnou interpretací je zvolení nevhodné úlohy k měření závislé proměnné – takto např. fenomén psychokineze může být v mysli většiny lidí, zvláště potom z univerzitního prostředí, spojen s tak nízkou apriorní pravděpodobností, že může být velice obtížné jejím prostřednictvím zachytit vliv jakékoli experimentální manipulace apriorní pravděpodobností alternativní hypotézy. Třetí možnou interpretací je potom nepřítomnost kauzální souvislosti mezi mírou uchopitelnosti situace a sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Co by mohlo napomoci k odlišení těchto tří možných

interpretací v rámci nějakého budoucího výzkumu, je jednak větší výzkumný soubor (kvůli zpřesnění odhadu sledovaných parametrů použitého statistického modelu) a také použití několika různých nástrojů k experimentální manipulaci nezávislou proměnnou (kvůli vyloučení možnosti, že důvodem absence efektu je použití neúčinného nástroje na manipulaci vnímanou uchopitelností situace) a několika různých úloh k měření závislé proměnné (kvůli vyloučení možnosti, že důvodem absence efektu je použití úlohy, v rámci které je obtížné zachytit menší, ale systematické změny v apriorní pravděpodobnosti alternativní hypotézy).

Ke stejnému závěru jako výsledky předchozí analýzy vedou také výsledky následující analýzy, která mezi sebou porovnávala samotné odpovědi probandů na otázky z úlohy Psychokineze. K analýze odpovědí probandů jsem použil smíšenou analýzu rozptylu (ANOVA). Ta mi umožnila otestovat hypotézu o vlivu změny apriorní šance (vyvolané příslušností do experimentální/kontrolní skupiny) a změny věrohodnostního poměru (vyvolané prezentací různého počtu úspěchů v provedených experimentech) na probandy udávanou posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy, resp. na poměr probandů, kteří prezentované výsledky experimentů považovali za důkaz ve prospěch alternativní hypotézy. V případě dichotomické otázky na ne/existenci důkazu ve prospěch alternativní hypotézy je s dostupnými daty nejvíce v souladu model zahrnující pouze hlavní efekt počtu úspěchů v experimentu – ve srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím oba hlavní efekty je tento model ve světle dostupných dat 5,22krát pravděpodobnější (viz *Tabulka 17*), což odpovídá středně silnému důkazu ve prospěch zvažovaného modelu. V rámci klasické analýzy rozptylu je (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky významný pouze hlavní (vnitrosubjektový) efekt počtu úspěchů v experimentu ( $F(3,11, 336,23) = 46,711$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,302$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce). Hlavní (mezisubjektový) efekt příslušnosti do experimentální/kontrolní skupiny a efekt interakce mezi dvěma hlavními efekty jsou (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky nevýznamné (efekt skupiny:  $F(1, 108) = 0,628$ ;  $p = 0,430$ ;  $\eta_p^2 = 0,006$ ; efekt interakce:  $F(3,11, 336,23) = 0,385$ ;  $p < 0,771$ ;  $\eta_p^2 = 0,004$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce). Výsledky této analýzy tak naznačují přítomnost efektu manipulace věrohodnostním poměrem, nikoli však přítomnost efektu manipulace apriorní šancí (prostřednictvím náhodného přiřazení

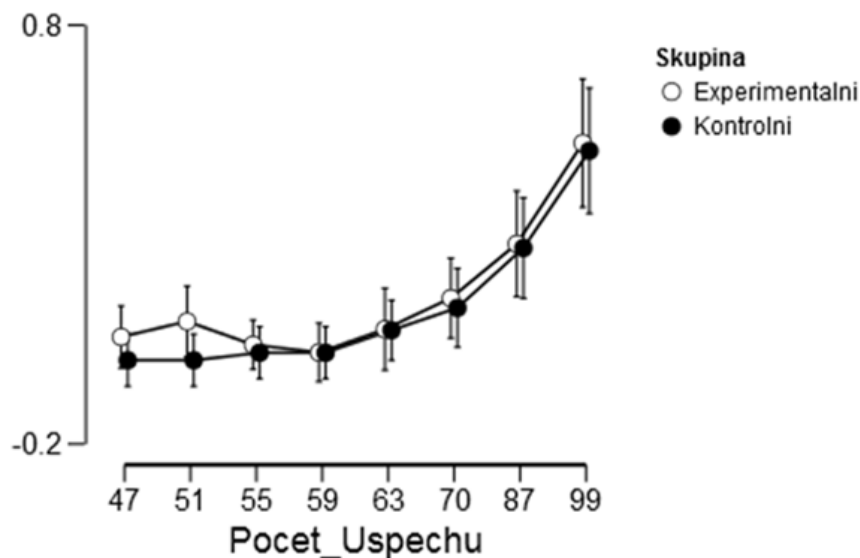


probandů do experimentální/kontrolní skupiny). Viz také *Graf 23*, kde je dobře patrná srovnatelnost odpovědí probandů z obou skupin.

**Tabulka 17** Výstup z bayesovské smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální/kontrolní skupiny) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (četnost úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů). Závislou proměnnou je poměr probandů, kteří prezentované výsledky experimentů považovali za důkaz ve prospěch alternativní hypotézy. Vysvětlivky:  $P(M)$  - apriorní pravděpodobnost modelu M;  $P(M|data)$  - posteriorní pravděpodobnost modelu M;  $BF_M$  - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat;  $BF_{10}$  - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

Porovnávané modely	$P(M)$	$P(M data)$	$BF_M$	$BF_{10}$	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	4,304E-53	1,721E-52	1,000	
Pocet_Uspechu	0,200	0,839	20,810	1,949E+52	0,908
Skupina	0,200	7,081E-54	2,832E-53	0,165	1,229
Pocet_Uspechu + Skupina	0,200	0,161	0,766	3,736E+51	1,265
Pocet_Uspechu + Skupina + Pocet_Uspechu * Skupina	0,200	4,237E-4	0,002	9,846E+48	0,972

**Graf 23** Grafické znázornění vlivu změny ve věrohodnostním poměru (tj. manipulace s četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změny v apriorní šanci (vyvolané náhodným přiřazením probandů do experimentální, nebo kontrolní skupiny) na poměr probandů, kteří prezentované výsledky experimentů považovali za důkaz ve prospěch alternativní hypotézy. Z grafu je dobře patrné, jak poměr probandů, kteří výsledek experimentu považovali za důkaz ve prospěch alternativní hypotézy, narůstá s tím, jak roste počet úspěchů v daných experimentech, přičemž k tomuto nárůstu dochází obdobným způsobem v experimentální i kontrolní skupině. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo pozorované hodnoty poměru probandů.

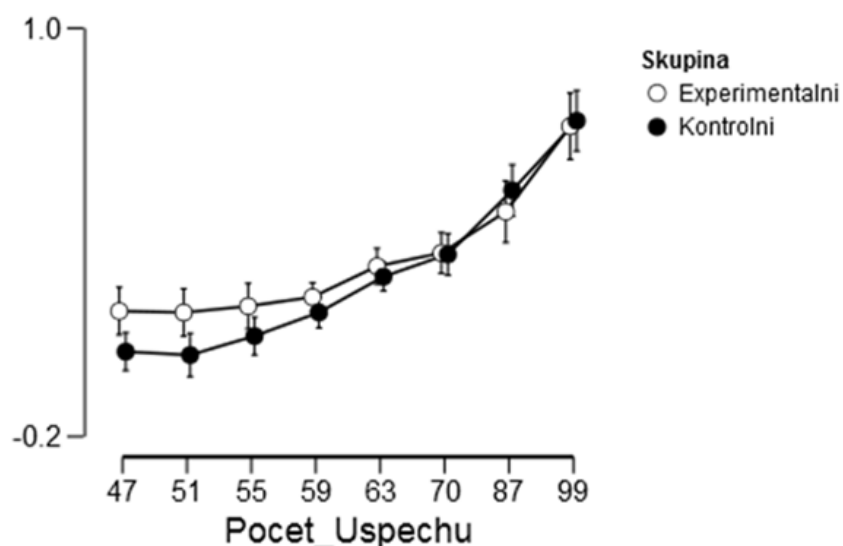


Mírně odlišný obrázek nám poskytuje analýza odpovědí probandů na otázku na posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy. Podle výsledků bayesovské analýzy je s dostupnými daty nejvíce v souladu plný model zahrnující oba hlavní efekty i jejich společnou interakci – ve srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím pouze hlavní (vnitrosubjektový) efekt počtu úspěchů v experimentu je tento model ve světle dostupných dat 4,77krát pravděpodobnější (viz *Tabulka 18*), což odpovídá středně silnému důkazu ve prospěch zvažovaného modelu. V rámci klasické analýzy rozptylu je (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky významný hlavní (vnitrosubjektový) efekt počtu úspěchů v experimentu ( $F(2,62, 283,12) = 150,840$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,575$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce) a efekt interakce mezi dvěma hlavními efekty ( $F(2,62, 283,12) = 3,540$ ;  $p = 0,020$ ;  $\eta_p^2 = 0,013$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce). Hlavní (mezisubjektový) efekt příslušnosti do experimentální/kontrolní skupiny je (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky nevýznamný (efekt skupiny:  $F(1, 108) = 1,278$ ;  $p = 0,261$ ;  $\eta_p^2 = 0,012$ ). Výsledky této analýzy tak naznačují nejen přítomnost efektu manipulace věrohodnostním poměrem, ale rovněž přítomnost interakce tohoto efektu s efektem manipulace apriorní šancí. Tato interakce má však velmi odlišnou povahu než ta, kterou jsme mohli pozorovat v předchozím výzkumu, kde byl způsob experimentální manipulace apriorní šancí mnohem přímočařejší a lze předpokládat, že i výrazně silnější než v tomto výzkumu – viz *Graf 1*. Zatímco v předchozím výzkumu probandy uváděné hodnocení pravděpodobnosti, že daný jev existuje, narůstalo s větším počtem úspěchů v experimentech dříve a rychleji v případě (apriorně plauzibilnější) genetické hypotézy než v případě (apriorně méně plauzibilní) psychokinetické hypotézy, v tomto výzkumu má rozdíl mezi experimentální a kontrolní skupinou naopak tendenci se s větším počtem úspěchů v experimentech zmenšovat – viz *Graf 24*. Vzorec rozdílů je tak v rozporu s tím, co bychom očekávali v situaci, kdy by došlo k úspěšné manipulaci apriorní šancí ve prospěch alternativní hypotézy. Výsledky této i dalších výše popsanych analýz tak vedou spíše k závěru, že provedená experimentální manipulace mírou uchopitelnosti situace neovlivnila v myslích probandů apriorní šanci ve prospěch zvažované alternativní hypotézy, případně že zvolený způsob experimentální manipulace mírou uchopitelnosti situace nebyl účinný.

**Tabulka 18** Výstup z bayesovské smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální/kontrolní skupiny) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (četnost úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů). Závislou proměnnou je probandy uváděná posteriorní pravděpodobnost existence daného jevu (probandy uváděná na škále 1–10, v rámci analýzy dat převedená na škálu 0–1). Vysvětlivky: P(M) - apriorní pravděpodobnost modelu M; P(M|data) - posteriorní pravděpodobnost modelu M; BFM - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat; BF10 - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

Porovnávané modely	P(M)	P(M data)	BF <sub>M</sub>	BF <sub>10</sub>	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	2,456E-135	9,822E-135	1,000	
Pocet_Uspechu	0,200	0,163	0,779	6,639E+133	0,643
Skupina	0,200	6,176E-136	2,471E-135	0,252	1,061
Pocet_Uspechu + Skupina	0,200	0,059	0,250	2,395E+133	1,219
Pocet_Uspechu + Skupina + Pocet_Uspechu * Skupina	0,200	0,778	14,031	3,169E+134	3,217

**Graf 24** Grafické znázornění vlivu změny ve věrohodnostním poměru (tj. manipulace s četností úspěchů: 47, 51, 55, 59, 63, 70, 87 a 99 úspěchů ze 100 pokusů) a změny v apriorní šanci (vyvolané náhodným přiřazením probandů do experimentální, nebo kontrolní skupiny) na probandy uváděnou posteriorní pravděpodobnost existence daného jevu (probandy uváděnou na škále 1–10, v rámci analýzy dat převedenou na škálu 0–1). Z grafu je dobře patrné, jak poměr probandů, kteří výsledek experimentu považovali za důkaz ve prospěch alternativní hypotézy, narůstá s tím, jak roste počet úspěchů v daných experimentech, přičemž k tomuto nárůstu dochází mírně odlišným způsobem v experimentální a v kontrolní skupině. Chybové úsečky reprezentují 99% interval spolehlivosti okolo průměrné hodnoty probandy uváděných odpovědí.



Data k této výzkumné otázce, počítačové programy k jejich statistické analýze a výstupy z výše popsaných statistických analýz jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Situační aspekty vnímání koincidencí/Experimentální\_Manipulace\_Apriorní\_Sance*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/zwim3> (sekce *Analysis/Experimentální\_Manipulace\_Apriorní\_Sance*).

### *Třetí výzkumný cíl*

Ověření hypotézy o neexistenci rozdílu mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny ve schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy by mělo svůj význam především v situaci, kdy by se v rámci předchozích analýz podařilo získat nějaké doklady pro to, že probandi z experimentální skupiny mají systematickou tendenci připisovat zvažované alternativní hypotéze větší apriorní pravděpodobnost než probandi z kontrolní skupiny (protože první zmiňovaný rozdíl by mohl alternativně vysvětlit druhý zmiňovaný rozdíl – podrobnější zdůvodnění viz oddíl 3.2.2 *Výzkumné cíle & hypotézy*). Teoreticky je však možné i to, že rozdíl mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny v jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy (vzniklý buď vlivem experimentální manipulace, nebo vlivem náhody při rozdělování probandů do experimentální a kontrolní skupiny) by mohl anulovat vliv úspěšného ovlivnění apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy v myslích probandů z experimentální skupiny. To by mohlo alternativně vysvětlit, proč jsem v rámci předchozích analýz nebyl schopen objevit doklady pro existenci systematických rozdílů mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí (takto např. mohla provedená experimentální manipulace u probandů z experimentální skupiny úspěšně zvýšit jejich subjektivní vnímání apriorní šance ve prospěch alternativní hypotézy, ale protože měli zároveň tendenci podhodnocovat sílu dostupných statistických důkazů, ve výsledku hodnotili posteriorní pravděpodobnost alternativní hypotézy obdobně jako probandi z kontrolní skupiny). Proto má i ve světle „negativních“ výsledků předchozích analýz svůj význam porovnat obě skupiny probandů z hlediska jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy.

Podle výsledků provedené bayesovské analýzy ani v jedné z pěti skupin map vygenerovaných na základě manipulace vybraným parametrem není hlavní efekt příslušnosti do experimentální/kontrolní skupiny součástí modelu, který je nejvíce v souladu s dostupnými daty. Rovněž při použití klasické statistické analýzy je hlavní (mezisubjektový)

efekt vždy (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky nevýznamný. Pouze v případě plně uniformních map je (na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ ) statisticky významná interakce mezi efektem prezentace konkrétní uniformní mapy a efektem skupiny ( $p = 0,031$  při použití Greenhouse-Geisserovy korekce nesplněného předpokladu sféricity). V případě parametru počtu dopadů bomb je s dostupnými daty nejvíce v souladu model zahrnující pouze hlavní (vnitrosubjektový) efekt manipulace počtem dopadů bomb – ve srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím navíc (vnitrosubjektový) efekt skupiny je tento model ve světle dostupných dat 3,22krát pravděpodobnější, což odpovídá středně silnému důkazu ve prospěch zvažovaného modelu – viz *Tabulka 19*. Pro srovnání uvádím rovněž výstup z klasické smíšené analýzy rozptylu: hlavní vnitrosubjektový efekt:  $F(1,55, 167,31) = 51,229$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,322$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce; hlavní mezisubjektový efekt:  $F(1, 108) = 0,247$ ;  $p = 0,620$ ;  $\eta_p^2 = 0,002$ ; interakce dvou hlavních efektů:  $F(1,55, 167,31) = 0,159$ ;  $p = 0,798$ ;  $\eta_p^2 = 0,001$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce.

**Tabulka 19** Výstup z bayesovské smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální/kontrolní skupiny) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (počet dopadů bomb). Závislou proměnnou je na škále 1–10 probandy uváděná míra podezřelosti rozmístění dopadů bomb. Vysvětlivky: P(M) - apriorní pravděpodobnost modelu M; P(M|data) - posteriorní pravděpodobnost modelu M; BFM - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat; BF10 - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

Porovnávané modely	P(M)	P(M data)	BF <sub>M</sub>	BF <sub>10</sub>	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	7,698E-17	3,079E-16	1,000	
Skupina	0,200	2,103E-17	8,411E-17	0,273	0,508
PocetBomb	0,200	0,750	12,010	9,746E+15	0,740
Skupina + PocetBomb	0,200	0,233	1,217	3,031E+15	1,840
Skupina + PocetBomb + Skupina * PocetBomb	0,200	0,016	0,067	2,143E+14	2,968

V případě parametru poměru dopadů bomb, které byly vygenerovány z uniformního rozdělení, je s dostupnými daty nejvíce v souladu model zahrnující pouze hlavní (vnitrosubjektový) efekt manipulace poměrem dopadů bomb vygenerovaných z uniformního rozdělení – ve srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím navíc (vnitrosubjektový) efekt skupiny je tento model ve světle dostupných dat 4,03krát

**Tabulka 20** Výstup z bayesovské smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální/kontrolní skupiny) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (poměr dopadů bomb vygenerovaných z uniformního rozdělení). Závislou proměnnou je na škále 1–10 probandy uváděná míra podezřelosti rozmístění dopadů bomb. Vysvětlivky: P(M) - apriorní pravděpodobnost modelu M; P(M|data) - posteriorní pravděpodobnost modelu M; BFM - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat; BF10 - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

Porovnávané modely	P(M)	P(M data)	BF <sub>M</sub>	BF <sub>10</sub>	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	5,275E-46	2,110E-45	1,000	
Pomer	0,200	0,787	14,740	1,491E+45	4,762
Skupina	0,200	9,059E-47	3,624E-46	0,172	0,956
Pomer + Skupina	0,200	0,195	0,970	3,699E+44	3,562
Pomer + Skupina + Pomer * Skupina	0,200	0,018	0,075	3,476E+43	2,611

pravděpodobnější, což odpovídá středně silnému důkazu ve prospěch zvažovaného modelu – viz *Tabulka 20*. Pro srovnání uvádím rovněž výstup z klasické smíšené analýzy rozptylu: hlavní vnitrosubjektový efekt:  $F(2, 216) = 187,195$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,634$ ; hlavní mezisubjektový efekt:  $F(1, 108) = 0,297$ ;  $p = 0,587$ ;  $\eta_p^2 = 0,003$ ; interakce dvou hlavních efektů:  $F(2, 216) = 0,523$ ;  $p = 0,593$ ;  $\eta_p^2 = 0,005$ . V případě parametru velikosti rozptylu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení je s dostupnými daty nejvíce v souladu model zahrnující pouze hlavní (vnitrosubjektový) efekt manipulace velikostí rozptylu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení – ve srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím navíc (vnitrosubjektový) efekt skupiny je tento model ve světle dostupných dat 3,51krát pravděpodobnější, což odpovídá středně silnému důkazu ve prospěch zvažovaného modelu – viz *Tabulka 21*. Pro srovnání uvádím rovněž výstup z klasické smíšené analýzy rozptylu: hlavní vnitrosubjektový efekt:  $F(1,87, 201,43) = 121,151$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,529$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce; hlavní mezisubjektový efekt:  $F(1, 108) = 0,394$ ;  $p = 0,531$ ;  $\eta_p^2 = 0,004$ ; interakce dvou hlavních efektů:  $F(1,87, 201,43) = 0,785$ ;  $p = 0,449$ ;  $\eta_p^2 = 0,007$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce. V případě parametru umístění středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení je s dostupnými daty nejvíce v souladu model zahrnující pouze hlavní (vnitrosubjektový) efekt umístění středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení – ve srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ nulovým modelem je tento model ve světle dostupných dat pouze

1,31krát pravděpodobnější, což odpovídá slabému, resp. neprůkaznému důkazu ve prospěch zvažovaného modelu – viz *Tabulka 22*. Pro srovnání uvádím rovněž výstup z klasické smíšené analýzy rozptylu: hlavní vnitrosubjektový efekt:  $F(1,83, 197,41) = 4,031$ ;  $p < 0,022$ ;  $\eta_p^2 = 0,036$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce; hlavní mezisubjektový efekt:  $F(1, 108) = 0,462$ ;  $p = 0,498$ ;  $\eta_p^2 = 0,004$ ; interakce dvou hlavních efektů:  $F(1,83, 197,41) = 0,037$ ;  $p = 0,954$ ;  $\eta_p^2 = 0,000$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla

**Tabulka 21** Výstup z bayesovské smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální/kontrolní skupiny) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (velikost rozptylu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení). Závislou proměnnou je na škále 1–10 probandy uváděná míra podezřelosti rozmístění dopadů bomb. Vysvětlivky: P(M) - apriorní pravděpodobnost modelu M; P(M|data) - posteriorní pravděpodobnost modelu M; BFM - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat; BF10 - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

Porovnávané modely	P(M)	P(M data)	BF <sub>M</sub>	BF <sub>10</sub>	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	9,674E-34	3,870E-33	1,000	
Skupina	0,200	2,007E-34	8,027E-34	0,207	0,796
Rozptyl	0,200	0,758	12,533	7,836E+32	0,745
Skupina + Rozptyl	0,200	0,216	1,104	2,235E+32	0,938
Skupina + Rozptyl + Skupina * Rozptyl	0,200	0,026	0,106	2,658E+31	1,256

**Tabulka 22** Výstup z bayesovské smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální/kontrolní skupiny) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (umístění středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení). Závislou proměnnou je na škále 1–10 probandy uváděná míra podezřelosti rozmístění dopadů bomb. Vysvětlivky: P(M) - apriorní pravděpodobnost modelu M; P(M|data) - posteriorní pravděpodobnost modelu M; BFM - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat; BF10 - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

Porovnávané modely	P(M)	P(M data)	BF <sub>M</sub>	BF <sub>10</sub>	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	0,319	1,877	1,000	
Skupina	0,200	0,109	0,487	0,340	0,590
Umístění	0,200	0,417	2,860	1,305	0,618
Skupina + Umístění	0,200	0,146	0,686	0,458	1,761
Skupina + Umístění + Skupina * Umístění	0,200	0,009	0,036	0,028	1,409

použita Greenhouse-Geisserova korekce. V případě skupiny map s plně uniformním rozmístěním dopadů bomb je s dostupnými daty nejvíce v souladu model zahrnující pouze hlavní (vnitrosubjektový) efekt prezentace tří různých map s plně uniformním rozmístěním dopadů bomb – ve srovnání s druhým „nejúspěšnějším“ modelem zahrnujícím navíc (mezisubjektový) efekt skupiny a efekt interakce dvou hlavních efektů je tento model ve světle dostupných dat 2,51krát pravděpodobnější, což odpovídá slabému, resp. neprůkaznému důkazu ve prospěch zvažovaného modelu – viz *Tabulka 23*. Pro srovnání uvádím rovněž výstup z klasické smíšené analýzy rozptylu: hlavní vnitrosubjektový efekt:  $F(1,67, 180,34) = 23,970$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta_p^2 = 0,182$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce; hlavní mezisubjektový efekt:  $F(1, 108) = 0,528$ ;  $p = 0,469$ ;  $\eta_p^2 = 0,005$ ; interakce dvou hlavních efektů:  $F(1,67, 180,34) = 3,811$ ;  $p = 0,031$ ;  $\eta_p^2 = 0,034$ ; kvůli nesplněnému předpokladu sféricity byla použita Greenhouse-Geisserova korekce.

**Tabulka 23** Výstup z bayesovské smíšené analýzy rozptylu (ANOVA) s jedním mezisubjektovým faktorem (příslušnost do experimentální/kontrolní skupiny) a s jedním vnitrosubjektovým faktorem (tři různé mapy s plně uniformním rozmístěním dopadů bomb). Závislou proměnnou je na škále 1–10 probandy uváděná míra podezřelosti rozmístění dopadů bomb. Vysvětlivky: P(M) - apriorní pravděpodobnost modelu M; P(M|data) - posteriorní pravděpodobnost modelu M; BFM - poměr posteriorní a apriorní šance ve prospěch modelu M vyjadřující míru změny ve věrohodnosti modelu M po zohlednění dostupných dat; BF10 - Bayesův faktor porovnávající model M s modelem odpovídajícím nulové hypotéze (odpovídá na otázku, kolikrát je model M pravděpodobnější než model odpovídající nulové hypotéze za daných apriorních pravděpodobností těchto modelů a po zohlednění dostupných dat).

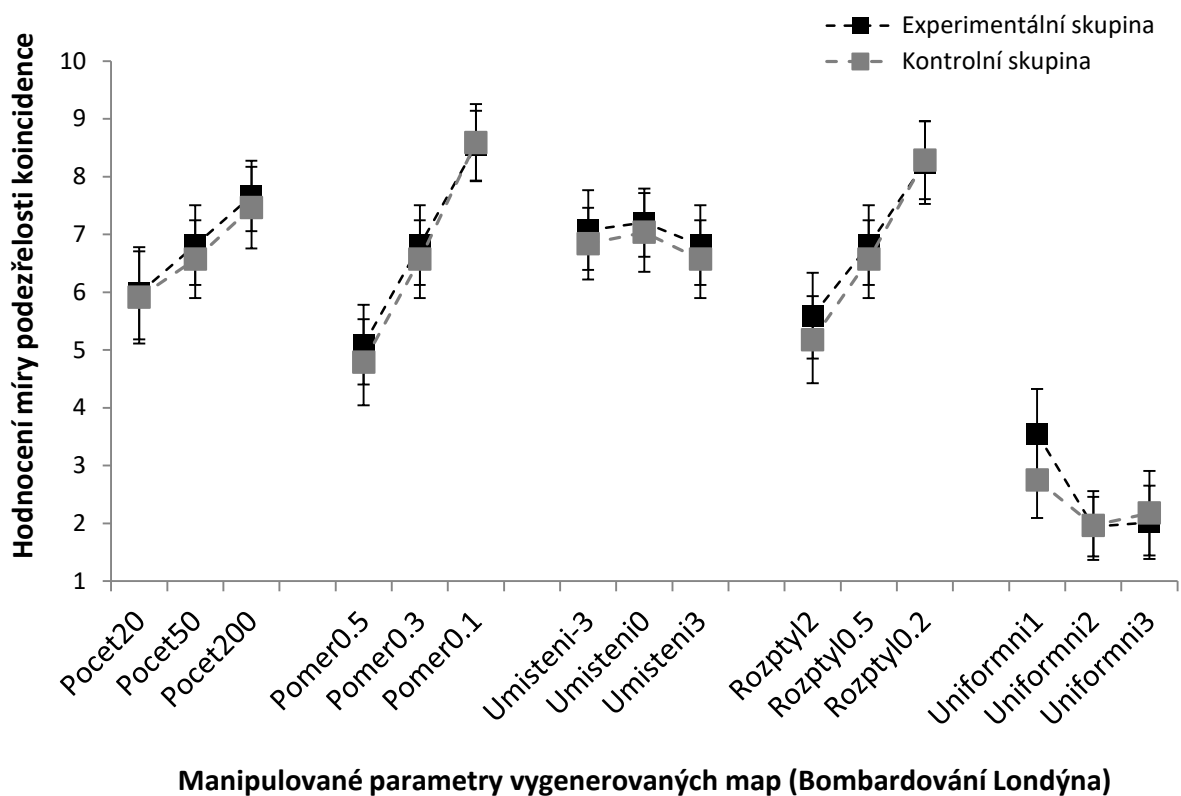
Porovnávané modely	P(M)	P(M data)	BF <sub>M</sub>	BF <sub>10</sub>	% chyba
Model odpovídající nulové hypotéze	0,200	4,806e -8	1,923e -7	1,000	
Skupina	0,200	1,219e -8	4,876e -8	0,254	1,960
Uniformní	0,200	0,605	6,130	1,259e +7	4,792
Skupina + Uniformní	0,200	0,153	0,725	3,192e +6	1,482
Skupina + Uniformní + Skupina * Uniformní	0,200	0,241	1,273	5,024e +6	4,271

Celkově tak výsledky této statistické analýzy příliš nepodporují hypotézu o existenci systematických rozdílů mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny v jejich schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy, vzniklých ať už vlivem provedené experimentální manipulace, nebo vlivem náhody při rozdělování probandů do experimentální a kontrolní skupiny. Srovnatelnost obou skupin probandů je rovněž dobře



patrná z grafického znázornění jejich průměrných odpovědí na otázku na míru podezřelosti rozmístění dopadů bomb zachycených na jednotlivých mapách – viz *Graf 25*. Ve světle těchto výsledků se rozdíl ve schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy coby alternativní vysvětlení absence dokladů existence systematických rozdílů mezi probandy z experimentální a kontrolní skupiny v jejich sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí vlivem provedené experimentální manipulace jeví jako nepříliš plauzibilní.

**Graf 25** Porovnání probandů z experimentální a kontrolní skupiny z hlediska průměrného hodnocení míry podezřelosti rozmístění dopadů bomb v závislosti na nastavení různých parametrů vygenerovaných map (význam jednotlivých parametrů viz oddíl 3.1.4 *Metody*, část *Bombardování Londýna*). Chybové úsečky reprezentují 99% konfidenční interval okolo průměrného hodnocení míry podezřelosti koincidencí.



Z *Grafu 25* je rovněž dobře patrné, jak se probandy hodnocená míra podezřelosti koincidencí ne/mění v souladu s tím, jak se ne/mění dostupné statistické důkazy ve prospěch alternativní hypotézy. Tento závěr podporují rovněž výsledky níže popsané formální statistické analýzy – viz *Tabulka 24* uvádějící pro každý ze sledovaných efektů odpovídající Bayesův faktor inkluze ( $BF_{Inkluze}$ ), který vyjadřuje poměr posteriorní a apriorní šance zahrnutí

daného efektu do zvažovaných statistických modelů (tj. násobnou změnu šance zahrnutí daného efektu do zvažovaných statistických modelů ve světle získaných dat). V souladu s očekáváním získaná data velmi výrazně zvyšují šanci zahrnutí efektů počtu bomb, poměru dopadů bomb vygenerovaných z uniformního rozdělení a velikosti rozptylu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení do zvažovaných statistických modelů a spíše snižují šanci zahrnutí efektu umístění středu dopadů bomb vygenerovaných z normálního rozdělení. Oproti očekávání však získaná data významně zvyšují šanci zahrnutí efektu prezentace tří různých plně uniformních map (stejně jako v rámci předchozího výzkumu měli probandi tendenci hodnotit první z těchto map jako statisticky významně „podezřelejší“ než zbylé dvě uniformní mapy; u obou relevantních post hoc testů  $p_{bonf} < 0,001$ ). Přesto v celkovém úhrnu probandi z obou skupin, podobně jako probandi z předešlého výzkumu, dokázali adekvátním způsobem reagovat na změnu síly dostupných statistických důkazů ve prospěch alternativní hypotézy.

**Tabulka 24** Bayesův faktor inkluze ( $BF_{Inkluze}$ ) pro pět různých efektů, které se týkají vlivu manipulace parametry vygenerovaných map z úlohy Bombardování Londýna na probandy uváděnou míru podezřelosti rozmístění dopadů bomb.  $BF_{Inkluze}$  vyjadřuje poměr posteriorní a apriorní šance zahrnutí daného efektu do zvažovaných statistických modelů, tj. násobnou změnu šance zahrnutí daného efektu do zvažovaných statistických modelů ve světle získaných dat.

Efekty	$BF_{Inkluze}$
PocetBomb	3,002E+15
Pomer	6,005E+15
Rozptyl	6,005E+15
Umisteni	0,891
Uniformni	1,106E+07

Data k této výzkumné otázce a výstupy z výše popsaných statistických analýz jsou k dispozici na přiloženém flash disku ve složce *Situační aspekty vnímání koincidencí/Vyhodnocování Statistických Důkazů*. Materiály jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/zwim3> (sekce *Analysis/Vyhodnocování Statistických Důkazů*).

### 3.2.8 Závěr

V rámci předregistrovaného výzkumu jsem se pokoušel najít odpověď na otázku, zda je možné, aby apriorní plauzibilita alternativních hypotéz v mysli člověka byla situačně ovlivněna tím, zda je pro člověka v dané situaci výhodnější exploatovat stávající kognitivní zdroje nutné pro uchopení či vyřešení dané situace, nebo zda je pro něj naopak výhodnější explarovat pomyslný prostor s novými kognitivními zdroji. Konkrétně jsem ověřoval hypotézu, že situace, která bude lidmi vnímána jako hůře uchopitelná, způsobí, že tyto lidé budou mít větší sklon explarovat pomyslný prostor s novými kognitivními zdroji, resp. že budou mít větší sklon věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Při použití úloh zápalkové algebry jako nástroje k experimentální manipulaci vnímané uchopitelnosti situace se mi nepodařilo získat data, která by tuto hypotézu podpořila – kontrolní i experimentální skupina vykazovaly obdobnou velikost sklonu věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí. Přestože jsou data v souladu spíše s nulovou hypotézou, míra nejistoty spojená s odhadem síly efektu nevyklučuje existenci i středně silného efektu ( $|d| > 0,2$ ). V rámci případné navazující studie by proto bylo žádoucí zvětšit výzkumný soubor za účelem zpřesnění odhadu síly studovaného efektu. Vzhledem ke zvolenému výzkumnému designu lze možnou absenci efektu vysvětlit několika různými více či méně plauzibilními způsoby: (i) neúčinností zvoleného způsobu manipulace vnímanou uchopitelností situace; (ii) nevhodným způsobem měření hlavní závislé proměnné; (iii) neexistencí kauzální souvislosti mezi vnímanou uchopitelností situace a sklonem věřit v existenci neočekávaných kauzálních souvislostí; (iv) existencí výraznějších rozdílů mezi experimentální a kontrolní skupinou ve vnímané uchopitelnosti situace vzniklých ještě před samotnou experimentální manipulací a (v) existencí výraznějších rozdílů mezi experimentální a kontrolní skupinou ve schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy vzniklých vlivem experimentální manipulace, případně vlivem náhody při rozdělování probandů do experimentální a kontrolní skupiny. První možnou interpretaci se zdá podporovat zjištění, že obě skupiny se od sebe příliš nelišily ve skóru v inventáři PNS, který byl prezentován na konci podnětové baterie ke kontrole účinnosti experimentální manipulace. Naopak pátou interpretaci se zdá zpochybňovat zjištění, že obě skupiny probandů se od sebe příliš nelišily ve své schopnosti vyhodnocovat statistické důkazy (měřené v době po provedení experimentální manipulace). To, co by mohlo napomoci k vyloučení některých těchto interpretací v rámci budoucího výzkumu, je vedle již zmiňovaného většího výzkumného souboru také použití několika různých nástrojů k

experimentální manipulaci nezávislou proměnnou (kvůli vyloučení možnosti, že důvodem absence efektu je použití neúčinného nástroje na manipulaci vnímanou uchopitelností situace), několika různých úloh k měření závislé proměnné (kvůli vyloučení možnosti, že důvodem absence efektu je použití úlohy, v rámci které je obtížné zachytit menší, ale systematické změny v apriorní pravděpodobnosti alternativní hypotézy) a měření některých proměnných před a po provedení experimentální manipulace (kvůli zohlednění možnosti, že důvodem absence efektu je existence výraznějších rozdílů mezi experimentální a kontrolní skupinou v některých relevantních proměnných).

---

## ZÁVĚR

*„The test of a first-rate intelligence is the ability to hold two opposed ideas in mind at the same time and still retain the ability to function.“*

F. SCOTT FITZGERALD, *The Crack Up*

*„Scientific progress is a cumulative process of uncertainty reduction that can only succeed if science itself remains the greatest skeptic of its explanatory claims.“*

OPEN SCIENCE COLLABORATION, *Estimating the reproducibility of psychological science*

Na začátku této dizertační práce stála otázka, zda a případně v jaké míře je člověk i/racionální. Mezi odbornou a informovanou laickou veřejností dnes relativně silně převládá názor, že lidská mysl je poměrně nespolehlivý (ná)stroj, jehož fungování se příliš neřídí principy racionálního myšlení tak, jak jsou zachyceny např. ve statistické teorii pravděpodobnosti, formální logice nebo v teorii rozhodování. Popularitu tohoto pohledu na lidskou mysl dokládají (a dále zvyšují) vysoké počty prodaných publikací od řady autorů, kteří se v rámci své vědecké kariéry věnují především odhalování různých systematických chyb a zkreslení v lidském myšlení. Za všechny jmenujme např. publikace *Jak drahé je zdarma* (v originále *Predictably Irrational*) od Dana Arielyho (2008), *Myšlení, rychlé a pomalé* (v originále *Thinking, Fast and Slow*) od Daniela Kahnemana (2012) či *Štouch* (v originále *Nudge*) od Casse Sunsteina a Richarda Thaler (2010). Všechny tyto publikace nás varují před nedokonalostí našeho úsudku a vyjmenovávají řadu způsobů, jimiž nás naše vlastní mysl může uvádět v omyl či odvádět od našich cílů.

Tváří v tvář ohromnému množství různých druhů kognitivních zkreslení (pro ilustraci viz *Obrázek 31 v Příloze H*) a různých pochybných přesvědčení a názorů, kterým jsou lidé ochotní uvěřit (pro ilustraci viz *Obrázek 32 v Příloze I*), je velice snadné podlehnout jisté malomyslnosti a nabýt značně pesimistického přesvědčení ohledně schopnosti lidské mysli úspěšně navigovat své majitele jejich životem. Na druhou stranu tváří v tvář tomu, co lidstvo jako celek dokázalo za relativně krátkou dobu své existence, a vzhledem k množství různorodých problémů, které průměrný člověk dokáže úspěšně vyřešit během svého ontogenetického vývoje i v rámci svého běžného každodenního fungování, se můžeme oprávněně ptát, zda není tento skeptický pohled na schopnosti lidského myšlení až příliš

jednostranný a pesimistický. V této souvislosti může být paradoxně relevantní jedno z nejdůležitějších kognitivních zkreslení – tzv. konfirmační zkreslení (*confirmation bias*) spočívající v tendenci člověka hledat důkazy podporující jeho výchozí hypotézy a zanedbávat hledání důkazů o opaku. V kontextu studia i/racionality lidského myšlení může být proto užitečné vycházet z apriorního předpokladu, že lidská mysl se chová racionálně, a snažit se zkoumat povahu předpokladů, za kterých bude tento předpoklad pravdivý. Jak to na svém blogu výstižně vyjádřil Tom Stafford (2016): „Zdánlivě iracionální chování je dobrým místem, kde začít zkoumat psychologii rozhodování, ale označit chování jako iracionální je špatné místo, kde skončit. Věci začnou být skutečně zajímavé až ve chvíli, když se začneme ptát, proč dané chování existuje, a pokusíme se porozumět jeho racionalitě.“<sup>1</sup> Přestože na otázku po i/racionalitě lidského myšlení zatím neexistuje – a možná ani nikdy nebude existovat – nějaká jednoduchá a jednoznačná odpověď, tato skutečnost by nás neměla odradit od snahy co možná nejuvěrněji vykreslit obraz lidské mysli, který bude vyváženě odrážet jak její slabiny, tak i její silné stránky. Doufám, že svým drobným dílem k této snaze přispěje i tato dizertační práce.

---

<sup>1</sup> „A seemingly irrational behaviour is a good place to start investigating the psychology of decision making, but labelling behaviour irrational is a terrible place to stop. The topic really starts to get interesting when we start to ask why particular behaviours exist, and try to understand their rationality.“

---

## LITERATURA

- [1] Aarnio, K., & Lindeman, M. (2005). Paranormal beliefs, education, and thinking styles. *Personality and Individual Differences, 39*(7), 1227–1236.
- [2] Aarnio, K., & Lindeman, M. (2006). Paranormal beliefs: their dimensionality and correlates. *European Journal of Personality, 20*(7), 585–602.
- [3] Aarnio, K., & Lindeman, M. (2007). Religious people and paranormal believers: alike or different? *Journal of Individual Differences, 28*(1), 1–9.
- [4] Adelson, E. H. (2005). Checkershadow illusion. Retrieved November 11, 2016, from [http://web.mit.edu/persci/people/adelson/checkershadow\\_illusion.html](http://web.mit.edu/persci/people/adelson/checkershadow_illusion.html)
- [5] Adler, J. E. (1984). Abstraction is uncooperative. *Journal for the Theory of Social Behaviour, 14*, 165–181.
- [6] Adler, J. E. (1991). An optimist's pessimism: Conversation and conjunctions. In E. Eells & T. Maruszewski (Eds.), *Probability and rationality: Studies on L. Jonathan Cohen's philosophy of science* (pp. 251–282). Amsterdam, The Netherlands: Editions Rodopi.
- [7] Alais, D., & Burr, D. (2004). The ventriloquist effect results from near-optimal bimodal integration. *Current Biology, 14*, 257–262.
- [8] Allais, M. (1953). Le Comportement de l'Homme Rationnel Devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'École Américaine', *Econometrica, 21*, 503–546.
- [9] Anderson, J. R. (1990). *The adaptive character of thought*. Hillsdale, N.J.: Erlbaum.
- [10] Anderson, J. R. (1991). Is human cognition adaptive? *Behavioral and Brain Sciences, 14*, 471–517.
- [11] Anderson, J. R., & Milson, R. (1989). Human memory: An adaptive perspective. *Psychological Review, 96*, 703–719.
- [12] Anderson, J. R., & Schooler, L. J. (1991). Reflections of the environment in memory. *Psychological Science, 2*, 396–408.
- [13] Arbuckle, J. L. (2012). *Amos (Version 21.0.0)* [Software]. Chicago: SPSS.
- [14] Ariely, D. (2008). *Jak drahé je zdarma?* Praha: Práh.

- [15] Audi, R. (1993). *The structure of justification*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- [16] Audi, R. (2001). *The architecture of reason: The structure and substance of rationality*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- [17] Bååth, R. (2014). Bayesian first aid: A package that implements Bayesian alternatives to the classical \*.test functions in R. In the proceedings of *UseR! 2014 - the International R User Conference*.
- [18] Bacon, F. (1620/2000). *The new organon*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- [19] Baker, C. L., Tenenbaum, J. B., & Saxe, R. R. (2007). Goal inference as inverse planning. In *Proceedings of the 29th annual meeting of the cognitive science society*.
- [20] Bar-Hillel, M. (1980). The base-rate fallacy in probability judgments. *Acta Psychologica, 44*, 211–233.
- [21] Baron, J. (1993). Why teach thinking? An essay. *Applied Psychology: An International Review, 42*, 191–214.
- [22] Baron, J. (2008). *Thinking and deciding (Fourth Edition)*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [23] Batchelder, W. H. (1998). Multinomial processing tree models and psychological assessment. *Psychological Assessment, 10*, 331–344.
- [24] Battaglia, P. W., Jacobs, R. A., & Aslin, R. N. (2003). Bayesian integration of visual and auditory signals for spatial localization. *Journal of the Optical Society of America A, 20*, 1391–1397.
- [25] Bayes, T. (1763/1958). Studies in the history of probability and statistics: IX. Thomas Bayes's Essay towards solving a problem in the doctrine of chances. *Biometrika, 45*, 296–315.
- [26] Bazerman, M., & Moore, D. A. (2008). *Judgment in managerial decision making*. New York: John Wiley.
- [27] Beit-Hallahmi, B. (2006). Atheists: A psychological profile. In M. Martin (Ed.), *The Cambridge companion to atheism*. New York: Cambridge University Press.
- [28] Berger, J. O., & Mortera, J. (1999). Default Bayes factors for nonnested hypothesis testing. *Journal of the American Statistical Association, 94*, 542–554.



- [29] Berkeley, D., & Humphreys, P. (1982). Structuring decision problems and the “bias heuristic”. *Acta Psychologica*, *50*, 201–252.
- [30] Bertsch, S., & Pesta, B. J. (2009). The Wonderlic Personnel Test and elementary cognitive tasks as predictors of religious sectarianism, scriptural acceptance and religious questioning. *Intelligence*, *37*, 231–237. doi: 10.1016/j.intell.2008.10.003.
- [31] Bjorklund, F., & Backstrom, M. S. (2008). Individual differences in processing styles: Validity of the Rational-Experiential Inventory. *Scandinavian Journal of Psychology*, *49*(5), 439–446.
- [32] Box, G. E., & Draper, N. R. (1987). *Empirical model-building and response surfaces*. New York: Wiley.
- [33] Broad, C. D. (1953). The relevance of psychical research to philosophy. In J. Ludwig (Ed.), *Philosophy and parapsychology* (pp. 43- 63). Buffalo, NY: Prometheus.
- [34] Broome, J. (1990). Should a rational agent maximize expected utility? In K. S. Cook & M. Levi (Eds.), *The limits of rationality* (pp. 132–145). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- [35] Brown, S. D., & Steyvers, M. (2009). Detecting and predicting changes. *Cognitive Psychology*, *58*, 49–67.
- [36] Browning, M., Behrens, T. E., Jocham, G., O’Reilly, J. X., & Bishop, S. J. (2015). Anxious individuals have difficulty learning the causal statistics of aversive environments. *Nature Neuroscience*, *18*(4), 590–596. doi: 10.1038/nn.3961.
- [37] Brugger, P., Regard, M., Landis, T., Cook, N., Krebs, D., & Niederberger, J. (1993). Meaningful” patterns in visual noise: Effects of lateral stimulation and the observer’s belief in ESP. *Psychopathology*, *26*(5–6), 261–265.
- [38] Bruine de Bruin, W., Parker, A. M., & Fischhoff, B. (2007). Individual differences in adult decision-making competence. *Journal of Personality and Social Psychology*, *92*, 938–956.
- [39] Bruner, J. S. (1957). *Going beyond the information given*. New York: Norton.
- [40] Button, K. S., Ioannidis, J. P. A., Mokrysz, C., Nosek, B. A., Flint, J., Robinson, E. S. J., & Munafò, M. R. (2013). Power failure: Why small sample size undermines the reliability of neuroscience. *Nature Reviews Neuroscience*, *14*, 1–12.
- [41] Cacioppo, J. T., & Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, *42*(1), 116–31.

- [42] Calder, L. A., Forster, A. J., Stiehl, I. G., et al. (2012). Experiential and rational decision making: A survey to determine how emergency physicians make clinical decisions. *Emergency Medicine Journal*, 29(10), 811–816.
- [43] Caldwell-Harris, C. L., Wilson, A. L., LoTempio, E., & Beit-Hallahmi, B. (2011). Exploring the atheist personality: well-being, awe, and magical thinking in atheists, Buddhists, and Christians. *Mental Health, Religion and Culture*, 14(7), 659–672.
- [44] Calvert, G. A., Bullmore, E. T., Brammer, M. J., Campbell, R., Williams, S. C. R., et al. (1997). Activation of auditory cortex during silent lipreading. *Science*, 276, 593–596.
- [45] Camerer, C., Loewenstein, G., & Rabin, M. (Eds.). (2004). *Advances in behavioral economics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [46] Campitelli, G., & Labollita, M. (2010). Correlations of cognitive reflection with judgments and choices. *Judgment and Decision Making*, 5, 182–191.
- [47] Caplovitz, D., & Sherrow, F. (1977). *The religious drop-outs: Apostasy among college students*. Beverly Hills, CA: Sage Press.
- [48] Carey, S. (1985). *Conceptual change in childhood*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [49] Carstensen, L. L. (1992). Social and emotional patterns in adulthood: support for Socioemotional Selectivity Theory. *Psychology and Aging*, 7, 331–338.
- [50] Clark, A. (2013). Whatever next? Predictive brains, situated agents, and the future of cognitive science. *Behavioral and Brain Sciences*, 36(3), 181–204.
- [51] Clark, A. (2016). *Surfing Uncertainty: Prediction, Action, and the Embodied Mind*. New York: Oxford University Press.
- [52] Clarke, R. D. (1946). An application of the poisson distribution. *Journal of the Institute of Actuaries (London)*, 72, 72.
- [53] Cohen, L. J. (1981). Can human irrationality be experimentally demonstrated? *Behavioral and Brain Sciences*, 4, 37–70.
- [54] Cohen, L. J. (1983). The controversy about irrationality. *Behavioral and Brain Sciences*, 6, 510–517.
- [55] Cokely, E. T., & Kelley, C. M. (2009). Cognitive abilities and superior decision making under risk: A protocol analysis and process model evaluation. *Judgment and Decision Making*, 4, 20–33.

- [56] Cook, A. (1998). *Edmond Halley: Charting the heavens and the seas*. Oxford: Clarendon Press.
- [57] Cosmides, L., & Tooby, J. (1996). Are humans good intuitive statisticians after all? Rethinking some conclusions from the literature on judgment under uncertainty. *Cognition*, *58*, 1–73.
- [58] Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). *NEO personality Inventory professional manual*. Odessa: Psychological Assessment Resources.
- [59] Curtis, S. M. (2010). BUGS code for item response theory. *Journal of Statistical Software*, *36*, 1–34.
- [60] Darwin, Ch. (1959). *The voyage of the Beagle*. New York: Harper.
- [61] Darwin, Ch. (2007). *O vzniku druhů přírodním výběrem*. Praha: Academia.
- [62] Davidson, D. (1984). *Inquiries into truth and interpretation*. Clarendon Press: Oxford.
- [63] Daw, N. D., Courville, A. C., & Dayan, P. (2008). Semi-rational models: the case of trial order. In N. Chater & M. Oaksford (Eds.), *The probabilistic mind* (pp. 431–452). Oxford, UK: Oxford University Press.
- [64] Dawes, R. M. (1976). Shallow psychology. In J. S. Carroll & J. W. Payne (Eds.), *Cognition and social behavior* (pp. 3–11). Hillsdale: Erlbaum.
- [65] Dawes, R. M. (1998). Behavioral decision making and judgment. In D. T. Gilbert, S. T. Fiske, & G. Lindzey (Eds.), *The handbook of social psychology* (Vol. 1, pp. 497–548). Boston, MA: McGraw-Hill.
- [66] De Neys, W., & Glumicic, T. (2008). Conflict monitoring in dual process theories of thinking. *Cognition*, *106*, 1248–1299.
- [67] Deary, I. J., Penke, L., & Johnson, W. (2010). The neuroscience of human intelligence differences. *Nature Neuroscience*, *11*, 201–211.
- [68] Del Missier, F., Mantyla, T., & Bruine de Bruin, W. (2010). Executive functions in decision making: An individual differences approach. *Thinking and Reasoning*, *16*, 69–97.
- [69] Deneve, S. (2004). Bayesian inference in spiking neurons. *Advances in Neural Information Processing Systems*, *17*.

- [70] DeYoung, C. G., Grazioplene, R. G., & Peterson, J. B. (2012). From madness to genius: The Openness/Intellect trait domain as a paradoxical simplex. *Journal of Research in Personality, 46*(1), 63–78.
- [71] Diaconis, P., & Mosteller, F. (1989). Methods for studying coincidences. *Journal of the American Statistical Association, 84*, 853–861.
- [72] Dickey, J. M. (1971). The weighted likelihood ratio, linear hypotheses on normal location parameters. *The Annals of Mathematical Statistics, 42*, 204–223.
- [73] Dienes, Z. (2011). Bayesian versus orthodox statistics: Which side are you on? *Perspectives on Psychological Science, 6* (3), 274–290.
- [74] Dienes, Z. (2014). Using Bayes to get the most out of non-significant results. *Frontiers in Psychology, 5*, 781.
- [75] Dienes, Z., & McLatchie, N. (submitted). Four reasons to prefer Bayesian over orthodox statistical analyses. *Psychonomic Bulletin & Review*.
- [76] Dima, D., Roiser, J. P., Dietrich, D. E., Bonnemann, C., Lanfermann, H., Emrich, H. M., & Dillo, W. (2009). Understanding why patients with schizophrenia do not perceive the hollow-mask illusion using dynamic causal modelling. *NeuroImage, 46*(4), 1180–1186. doi: 10.1016/j.neuroimage.2009.03.033.
- [77] Doherty, M. (2003). Optimists, pessimists, and realists. In S. L. Schneider & J. Shanteau (Eds.), *Emerging perspectives on judgment and decision research* (pp. 643–679). New York: Cambridge University Press.
- [78] Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Marklein, F., & Sunde, U. (2009). Biased probability judgment: Evidence of incidence and relationship to economic outcomes from a representative sample. *Journal of Economic Behavior and Organization, 72*, 903–915.
- [79] Doya, K., Ishii, S., Pouget, A., & Rao, R. (2007). *Bayesian brain: Probabilistic approaches to neural coding*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [80] Doyle, A. C. (2009). *Stříbrný lysáček* (audiokniha). Praha: Tympanum.
- [81] Duncan, J., Parr, A., Woolgar, A., Thompson, R., Bright, P., Cox, S., Bishop, S., & Nimmo-Smith, I. (2008). Goal neglect and Spearman's g: Competing parts of a complex task. *Journal of Experimental Psychology: General, 137*, 131–148.

- [82] Earp, B. D., Everett, J. A. C., Madva, E. N., & Hamlin, J. K. (2014). Out, damned spot: Can the “Macbeth effect” be replicated? *Basic and Applied Social Psychology*, *36*, 91–98.
- [83] Eastaway, R., & Wyndham, J. (1998). *Why do buses come in threes? The hidden mathematics of everyday life*. New York: Wiley.
- [84] Eddy, D. M. (1982). Probabilistic reasoning in clinical medicine: Problems and opportunities. In D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases* (249–267). Cambridge, England: Cambridge University Press.
- [85] Edwards, W. (1968). Conservatism in human information processing. In B. Kleinmuntz (Ed.), *Formal representation of human judgment*. New York: Wiley.
- [86] Edwards, W., & von Winterfeldt, D. (1986). On cognitive illusions and their implications. In H. R. Arkes & K. R. Hammond (Eds.), *Judgment and decision making* (pp. 642–679). Cambridge, England: Cambridge University Press.
- [87] Edwards, W., Lindman, H., & Savage, L. J. (1963). Bayesian statistical inference for psychological research. *Psychological Review*, *70*, 193–242.
- [88] Epstein, S. (1973). The self-concept revisited or a theory of a theory. *American Psychologist*, *28*(5), 404–416.
- [89] Epstein, S., Pacini, R., & Norris, P. (1998). *The Rational-Experiential Inventory, Long form*. Unpublished inventory, University of Massachusetts at Amherst.
- [90] Epstein, S., Pacini, R., Heier, H., & Denes-Raj, V. (1996). Individual differences in intuitive-experiential and analytical-rational thinking styles. *Journal of Personality and Social Psychology*, *71*(2), 390–405.
- [91] Ernst, M. O, & Banks, M. S. (2002). Humans integrate visual and haptic information in a statistically optimal fashion. *Nature*, *415*, 429–433.
- [92] Evans, J. St B. T. (1989). *Bias in human reasoning: Causes and consequences*. Hove, UK: Lawrence Erlbaum Associates Ltd.
- [93] Evans, J. St B. T. (2007). *Hypothetical thinking: Dual processes in reasoning and judgement*. Hove, UK: Psychology Press.
- [94] Evans, J. St B. T., & Over, D. E. (1996). *Rationality and reasoning*. Hove, UK: Psychology Press.

- [95] Evans, J. St. B. T. (1984). Heuristic and analytic processes in reasoning. *British Journal of Psychology*, 75, 451–468.
- [96] Evans, J. St. B. T. (2008). Dual-processing accounts of reasoning, judgment and social cognition. *Annual Review of Psychology*, 59, 255–278.
- [97] Evans, J. St. B. T. (2010). *Thinking twice: Two minds in one brain*. Oxford: Oxford University Press.
- [98] Evans, J. St. B. T., & Frankish, K. (Eds.). (2009). *In two minds: Dual processes and beyond*. Oxford: Oxford University Press.
- [99] Evans, J. St. B. T., & Over, D. (1997). Rationality in reasoning: The problem of deductive competence. *Cahiers de Psychologie Cognitive*, 16, 1–35.
- [100] Evans, J. St. B. T., Handley, S. J., Over, D. E., & Perham, N. (2002). Background beliefs in Bayesian reasoning. *Memory & Cognition*, 30, 179–190.
- [101] Evans, J. St. B. T., Newstead, S. E., & Byrne R. M. J. (1993). *Human Reasoning.*, Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- [102] Eysenck, M. W., & Keane, M. (2008). *Kognitivní psychologie*. Praha: Academia.
- [103] Falk, R. (1981–1982). On coincidences. *Skeptical Inquirer*, 6(2), 24–25.
- [104] Falk, R. (1989). Judgment of coincidences: mine versus yours. *American Journal of Psychology*, 102, 477–493.
- [105] Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., & Lang, A.-G. (2009). Statistical power analyses using G\*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behavior Research Methods*, 41, 1149–1160.
- [106] Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G\*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39, 175–191.
- [107] Feist, G. J. (1998). A meta-analysis of the impact of personality on scientific and artistic creativity. *Personality and Social Psychological Review*, 2, 290–309.
- [108] Feldman, J. (1997). The structure of perceptual categories. *Journal of Mathematical Psychology*, 41, 145–170.
- [109] Fiedler, K., & Schwarz, N. (2015). Questionable Research Practices Revisited. *Social Psychological And Personality Science*, 7(1), 45-52.
- [110] Finucane, M. L., & Gullion, C. M. (2010). Developing a tool for measuring the decision-making competence of older adults. *Psychology and Aging*, 25, 271–288.

- [111] Fisher transformation. (n.d.). In Wikipedia. Retrieved October 2, 2016, from [https://en.wikipedia.org/wiki/Fisher\\_transformation](https://en.wikipedia.org/wiki/Fisher_transformation).
- [112] Fitzgerald, F. S. (1945). *The Crack-Up* (1st ed.). New York: New Directions.
- [113] Fleischhauer, M., Enge, S., Brocke, B., Ullrich, J., Strobel, A., & Strobel, A. (2010). Same or Different? Clarifying the Relationship of Need for Cognition to Personality and Intelligence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *36*(1), 82–96.
- [114] Fletcher, P., & Frith, C. (2009). Perceiving is believing: a Bayesian approach to explaining the positive symptoms of schizophrenia. *Nature Reviews Neuroscience*, *10*, 48–58. doi: 10.1038/nrn2536.
- [115] Flynn, J. R. (2007). *What is intelligence?* Cambridge: Cambridge University Press.
- [116] Foley, R. (1987). *The theory of epistemic rationality*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [117] Frederick, S. (2005). Cognitive reflection and decision making. *Journal of Economic Perspectives*, *19*(4), 25–42.
- [118] Fredrickson, B. L., & Carstensen, L. L. (1990). Choosing social partners: how old age and anticipated endings make people more selective. *Psychology and Aging*, *5*, 335–347.
- [119] Freeman, W. T. (1994). The generic viewpoint assumption in a framework for visual perception. *Nature*, *368*, 542–545.
- [120] Friston, K. (2010). The free-energy principle: A unified brain theory? *Nature Reviews Neuroscience*, *11*(2), 127–138.
- [121] Fung, H. H., Carstensen, L. L., & Lutz, A. M. (1999). Influence of time on social preferences: implications for life-span development. *Psychology and Aging*, *14*, 595–604.
- [122] Furnham, A., & Chamorro-Premuzic, T. (2006). Personality, intelligence, and general knowledge. *Learning and Individual Differences*, *16*, 79–90.
- [123] Furnham, A., & Chamorro-Premuzic, T. (2008). Cognitive ability, learning approaches and personality correlates of general knowledge. *Educational Psychology*, *28*(4), 427–437.
- [124] Furnham, A., Christopher, A. N., Garwood, J., & Martin, G. N. (2007). Approaches to learning and the acquisition of general knowledge. *Personality and Individual Differences*, *43*(6), 1563–1571.

- [125] Galen, L. W. (2009). Profiles of the godless: Results from a survey of the nonreligious. *Free Inquiry*, 29(5), 41-45.
- [126] Garner, W. R. (1970). Good patterns have few alternatives. *American Scientist*, 58, 34–52.
- [127] Geisler, W. S., Perry, J. S., Super, B. J., & Gallogly, D. P. (2001). Edge co-occurrence in natural images predicts contour grouping performance. *Vision Research*, 41, 711–724.
- [128] Gervais, W. M., & Norenzayan, A. (2012). Analytic Thinking Promotes Religious Disbelief. *Science*, 336(6080), 493–496.
- [129] Ghahramani, Z., Wolpert, D. M., & Jordan, M. I. (1997). Computational models of sensorimotor integration. *Advances in Psychology*, 119, 117–147.
- [130] Gigerenzer, G. (1996). On narrow norms and vague heuristics: A reply to Kahneman and Tversky (1996). *Psychological Review*, 103, 592–596.
- [131] Gigerenzer, G. (2002). *Calculated risks: How to know when numbers deceive you*. New York: Simon & Schuster.
- [132] Gigerenzer, G. (2007). *Gut feelings: The intelligence of the unconscious*. New York: Viking Penguin.
- [133] Gigerenzer, G. (2015). *Risk savvy: How to make good decisions*. London: Penguin Books.
- [134] Gigerenzer, G., & Hoffrage, U. (1995). How to improve Bayesian reasoning without instruction: Frequency formats. *Psychological Review*, 102, 684–704.
- [135] Gigerenzer, G., Todd, P. M., & The ABC Research Group (2002). *Simple heuristics that make us smart*. New York: Oxford University Press.
- [136] Gilovich, T. (1991). *How we know what isn't so: The fallibility of human reason in everyday life*. New York: Free Press.
- [137] Gilovich, T., Griffin, D., & Kahneman, D. (Eds.). (2002). *Heuristics and biases: The psychology of intuitive judgment*. New York: Cambridge University Press.
- [138] Gilovich, T., Vallone, R., & Tversky, A. (1985). The hot hand in basketball: On the misperception of random sequences. *Cognitive Psychology*, 17, 295–314.
- [139] Glassen, T., & Nitsch, V. (2016). Hierarchical Bayesian models of cognitive development. *Biological Cybernetics*, 110(2), 217–227. doi:10.1007/s00422-016-0686-6.



- [140] Glisky, M. L., Tataryn, D. J., Tobias, B. A., Kihlstrom, J. F., & McConkey, K. M. (1991). Absorption, openness to experience, and hypnotizability. *Journal of Personality and Social Psychology*, *60*(2), 263–72.
- [141] Glymour, C. (2001). *The mind's arrows: Bayes nets and graphical causal models in psychology*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [142] Goldacre, B. (2013). *Prolhaná věda*. Brno: CPress.
- [143] Good, I. J. (1956). The surprise index for the multivariate normal distribution. *The Annals of Mathematical Statistics*, *27*, 1130–1135.
- [144] Good, I. J. (1984). A Bayesian approach in the philosophy of inference. *British Journal for the Philosophy of Science*, 161–166.
- [145] Goodman, N. (1954). *Fact, fiction and forecast*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [146] Gopnik, A., & Meltzoff, A. N. (1997). *Words, thoughts, and theories*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [147] Gottfredson, L. S. (1997). Mainstream science on intelligence: An editorial with 52 signatories, history, and bibliography. *Intelligence*, *24*, 13–23.
- [148] Gould, S. J. (1992). *Bully for brontosaurus: Further reflections in natural history*. New York: Penguin Books.
- [149] Green, B. S., & Zwiebel, J. (2013, November). The hot hand fallacy: Cognitive mistakes or equilibrium adjustments? Evidence from baseball. Retrieved February 2, 2016, from <https://www.gsb.stanford.edu/faculty-research/working-papers/hot-hand-fallacy-cognitive-mistakes-or-equilibrium-adjustments>
- [150] Gregory, R. (1997). *Eye and brain: The psychology of seeing*. Oxford: Oxford University Press.
- [151] Griffiths, T. L. (2005). *Causes, coincidences, and theories*. Unpublished doctoral dissertation, Stanford University.
- [152] Griffiths, T. L., & Tenenbaum, J. B. (2005). Structure and strength in causal induction. *Cognitive Psychology*, *51*, 354–384.
- [153] Griffiths, T. L., & Tenenbaum, J. B. (2006). Optimal predictions in everyday cognition. *Psychological Science*, *9*, 767–773.
- [154] Griffiths, T. L., & Tenenbaum, J. B. (2007). From mere coincidences to meaningful discoveries. *Cognition*, *103*, 180–226.

- [155] Griffiths, T. L., Baraff, E. R., & Tenenbaum, J. B. (2004). *Using physical theories to infer hidden causal structure*. In Proceedings of the 26th annual meeting of the cognitive science society.
- [156] Griffiths, T. L., Kemp, C., & Tenenbaum, J. B. (2008). Bayesian models of cognition. In Ron Sun (ed.), *Cambridge Handbook of Computational Cognitive Modeling*. Cambridge University Press.
- [157] Griffiths, T. L., Steyvers, M., & Tenenbaum, J. B. (2007). Topics in semantic association. *Psychological Review*, *114*, 211–244.
- [158] Gunnell, J. J., & Ceci, S. J. (2010). When emotionality trumps reason: a study of individual processing style and juror bias. *Behavioral Sciences & the Law*, *28*(6), 850–877.
- [159] Hacking, I. (1983). *Representing and intervening*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [160] Haran, U., Ritov, I., & Mellers, B. A. (2013). The role of actively open-minded thinking in information acquisition, accuracy, and calibration. *Judgment and Decision Making*, *8*(3), 188–201.
- [161] Harman, G. (1995). Rationality. In E. E. Smith & D. N. Osherson (Eds.), *Thinking* (Vol. 3, pp. 175–211). Cambridge, MA: The MIT Press.
- [162] Harris, C. R., Coburn, N., Rohrer, D., & Pashler, H. (2013). Two failures to replicate highperformance- goal priming effects. *PLoS ONE*, *8*, e72467.
- [163] Hastie, R., & Dawes, R. M. (2010). *Rational choice in an uncertain world: The psychology of judgment and decision making*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- [164] Heibeck, T., & Markman, E. (1987). Word learning in children: an examination of fast mapping. *Child Development*, *58*, 1021–1024.
- [165] Hilton, D. J. (1995). The social context of reasoning: Conversational inference and rational judgment. *Psychological Bulletin*, *118*, 248–271.
- [166] Hines, T. (2003). *Pseudoscience and the paranormal: A critical examination of the evidence* (2<sup>nd</sup> ed.). Buffalo, NY: Prometheus.
- [167] Hoffrage, U., & Gigerenzer, G. (1998). Using natural frequencies to improve diagnostic inferences. *Academic Medicine*, *73*, 538–540.
- [168] Hohwy, J. (2013). *The predictive mind*. New York: Oxford University Press.

- [169] Horwich, P. (1982). *Probability and evidence*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [170] Howson, C., & Urbach, P. (1989). *Scientific reasoning: The Bayesian approach*. La Salle: Open Court.
- [171] Hřebíčková, M. (2004). *NEO osobnostní inventář (podle NEO-PI-R P. T. Costy a R. R. McCrae)* [NEO Personality Inventory (According to NEO-PI-R from P. T. Costa and R. R. McCrae)]. Praha: Testcentrum.
- [172] Huber, D. E., Shiffrin, R. M., Lyle, K. B., & Ruys, K. I. (2001). Perception and preference in short-term word priming. *Psychological Review*, *108*, 149–182.
- [173] Hunsberger, B.E., & Brown, L.B. (2001). Religious socialization, apostasy and the impact of family background. *Journal for the Scientific Study of Religion*, *23*, 239–251.
- [174] Huys, Q., Daw, N., & Dayan, P. (2015). Depression: A decision-theoretic analysis. *Annual Review of Neuroscience*, *38*, 1–23. doi: 10.1146/annurev-neuro-071714-033928.
- [175] Chambers, C. D. (2013). Registered Reports: A new publishing initiative at Cortex. *Cortex*, *49*, 609–610.
- [176] Chamorro-Premuzic, T., Furnham, A., & Ackerman, P. L. (2006). Ability and personality correlates of general knowledge. *Personality and Individual Differences*, *41*(3), 419–429.
- [177] Chater, N., & Manning, C. D. (2006). Probabilistic models of language processing and acquisition. *Trends in Cognitive Sciences*, *10*, 335–344.
- [178] Chater, N., & Oaksford, M. (1999). Ten years of the rational analysis of cognition. *Trends in Cognitive Science*, *3*, 57–65.
- [179] Chater, N., & Oaksford, M. (2000). The rational analysis of mind and behavior. *Synthese*, *122*(1), 93–131.
- [180] Chen, M. -H. (2005). Computing marginal likelihoods from a single MCMC output. *Statistica Neerlandica*, *59*, 16–29.
- [181] Cherniak, C. (1986). *Minimal rationality*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [182] Chomsky, N. (1965). *Aspects of the theory of syntax*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [183] Christian, B., & Griffiths, T. (2016). *Algorithms to live by: the computer science of human decisions*. New York: Henry Holt and Co.

- [184] Ioannidis, J. P. (2005). Why most published research findings are false. *PLoS Med*, 2(8), e124.
- [185] Irwin, H. J. (1993). Belief in the paranormal: a review of the empirical literature. *The Journal of the American Society for Psychical Research*, 87, 1–39.
- [186] Jacobs, R. A. (1999). Optimal integration of texture and motion cues to depth. *Vision Research*, 39, 3621–3629.
- [187] Jarosz, A. F., & Wiley, J. (2014). What Are the Odds? A Practical Guide to Computing and Reporting Bayes Factors. *The Journal of Problem Solving*, 7(1).
- [188] Jaynes, E. T. (2003). *Probability theory: The logic of science*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [189] Jeffreys, W. H. (1961). *Theory of probability* (3<sup>rd</sup> Ed.). Oxford: Oxford University Press.
- [190] Jeffreys, W. H., & Berger, J. O. (1992). Ockham's razor and Bayesian analysis. *American Scientist*, 80(1), 64–72.
- [191] Jelínek, M., Květoň, P., & Vobořil, D. (2011). *Testování v psychologii. Teorie odpovědi na položku a počítačové adaptivní testování*. Praha: Grada Publishing.
- [192] Jensen, J., Calder, L., Walker, M., et al. (2013). Experiential and rational clinical decision making: A survey to determine decision-making styles of paramedics. *Canadian Journal of Emergency Medicine*, 15 (S1).
- [193] John, L. K., Loewenstein, G., & Prelec, D. (2012). Measuring the prevalence of questionable research practices with incentives for truth-telling. *Psychological Science*, 23, 524–532.
- [194] Johnson, D. J., Cheung, F., & Donnellan, M. B. (2014). Does cleanliness influence moral judgments? A direct replication of Schnall, Benton, and Harvey (2008). *Social Psychology*, 45, 209–215.
- [195] Johnson, S. (2007). *The ghost map*. New York: Riverhead Books.
- [196] Johnson-Laird, P. N. (1983). *Mental models*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [197] Johnson-Laird, P. N. (2006). *How we reason*. Oxford: Oxford University Press.
- [198] Johnson-Laird, P. N., & Wason, P. C. (1970). Insight into a logical relation. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 22, 49– 61.

- [199] Jones, M., & Love, B. (2011). Bayesian fundamentalism or enlightenment? On the explanatory status and theoretical contributions of Bayesian models of cognition. *Behavioral and Brain Sciences*, *34*, 169–231.
- [200] Jost, J. T. (2006). The end of the end of ideology. *American Psychologist*, *61*(7), 651–670.
- [201] Jungermann, H. (1986). The two camps on rationality. In H. R. Arkes & K. R. Hammond (Eds.), *Judgment and decision making* (pp. 627–641). Cambridge, England: Cambridge University Press.
- [202] Kahneman, D. (1981). Who shall be the arbiter of our intuitions? *Behavioral and Brain Sciences*, *4*, 339–340.
- [203] Kahneman, D. (2012). *Myšlení, rychlé a pomalé*. Brno: Jan Melvil Publishing.
- [204] Kahneman, D., & Tversky, A. (1972). Subjective probability: A judgment of representativeness. *Cognitive Psychology*, *3*, 430–454.
- [205] Kahneman, D., & Tversky, A. (1973). On the psychology of prediction. *Psychological Review*, *80*, 237–251.
- [206] Kahneman, D., & Tversky, A. (1983). Can irrationality be intelligently discussed? *Behavioral and Brain Sciences*, *6*, 509–510.
- [207] Kahneman, D., & Tversky, A. (1996). On the reality of cognitive illusions. *Psychological Review*, *103*, 582–591.
- [208] Kahneman, D., & Tversky, A. (Eds.) (2000). *Choices, values and frames*. New York: Cambridge University Press.
- [209] Kahneman, D., Slovic, P., & Tversky, A. (Eds.) (1982). *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- [210] Karmiloff-Smith, A. (1988). The child is a theoretician, not an inductivist. *Mind and Language*, *3*, 183–195.
- [211] Keil, F. C. (1989). *Concepts, kinds, and cognitive development*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [212] Kemp, C., & Tenenbaum, J. B. (2008). The discovery of structural form. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA*, *105*, 10687–10692.
- [213] Klaczynski, P. A. (2001). Analytic and heuristic processing influences on adolescent reasoning and decision making. *Child Development*, *72*, 844–861.

- [214] Klein, R. A., Ratliff, K. A., Vianello, M., Adams, R. B., Jr., Bahník, Š., Bernstein, M. J., ...Nosek, B. A. (2014). Investigating variation in replicability: A “many labs” replication project. *Social Psychology, 45*, 142–152.
- [215] Knill, D. C., & Saunders, J. (2003). Do humans optimally integrate stereo and texture information for judgments of surface slant? *Vision Research, 43*, 2539–2558.
- [216] Knill, D. C., & Richards, W. A. (1996). *Perception as Bayesian inference*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- [217] Knoblich, G., Ohlsson, S., Haider, H., & Rhenius, D. (1999). Constraint relaxation and chunk decomposition in insight problem solving. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition, 25*, 1534–1555.
- [218] Koehler, D. J., & Harvey, N. (Eds.). (2004). *Blackwell handbook of judgment and decision making*. Oxford: Blackwell.
- [219] Koehler, D. J., & James, G. (2009). Probability matching in choice under uncertainty: Intuition versus deliberation. *Cognition, 113*, 123–127.
- [220] Koehler, D. J., & James, G. (2010). Probability matching and strategy availability. *Memory & Cognition, 38*, 667–676.
- [221] Koehler, J. J. (1996). The base rate fallacy reconsidered: Descriptive, normative and methodological challenges. *Behavioral and Brain Sciences, 19*, 1–53.
- [222] Kokis, J., Macpherson, R., Toplak, M., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2002). Heuristic and analytic processing: Age trends and associations with cognitive ability and cognitive styles. *Journal of Experimental Child Psychology, 83*, 26–52.
- [223] Körding, K. P., & Wolpert, D. M. (2006). Bayesian decision theory in sensorimotor control. *Trends in Cognitive Sciences, 10*, 319–326.
- [224] Körding, K., & Wolpert, D. M. (2004). Bayesian integration in sensorimotor learning. *Nature, 427*, 244–247.
- [225] Krueger, J., & Funder, D. C. (2004). Towards a balanced social psychology: Causes, consequences and cures for the problemseeking approach to social cognition and behavior. *Behavioral and Brain Sciences, 27*, 313–376.
- [226] Krushke, J. K. (2011a, October 26). Bayesian models of mind, psychometric models, and data analytic models [Blog post]. Retrieved August 23, 2016 from

[http://doingbayesiandataanalysis.blogspot.cz/2011/10/bayesian-models-of-mind-  
psychometric.html](http://doingbayesiandataanalysis.blogspot.cz/2011/10/bayesian-models-of-mind-psychometric.html)

- [227] Kruschke, J. K. (2010). What to believe: Bayesian methods for data analysis. *Trends in Cognitive Science*, 14, 293–300.
- [228] Kruschke, J. K. (2011b). Bayesian assessment of null values via parameter estimation and model comparison. *Perspectives on Psychological Science*, 6, 299–312.
- [229] Kruschke, J. K. (2013). Bayesian estimation supersedes the t test. *Journal of Experimental Psychology: General*, 142(2), 573–603.
- [230] Kruschke, J. K. (2015). *Doing Bayesian data analysis: a tutorial with R, JAGS, and Stan* (2nd Edition). Amsterdam: Academic Press.
- [231] Kruschke, J. K., & Liddell, T. M. (2016, April 16). The Bayesian new statistics: Hypothesis testing, estimation, meta-analysis, and planning from a Bayesian perspective. Retrieved November 4, 2016, from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2606016>
- [232] Kruschke, J. K., & Vanpaemel, W. (2015). Bayesian estimation in hierarchical models. In: J. R. Busemeyer, Z. Wang, J. T. Townsend, and A. Eidels (Eds.), *The Oxford Handbook of Computational and Mathematical Psychology*, pp. 279–299. Oxford: Oxford University Press.
- [233] Kruschke, J. K., Aguinis, H., & Joo, H. (2012). The time has come: Bayesian methods for data analysis in the organizational sciences. *Organizational Research Methods*, 15(4), 722–752.
- [234] Krynski, T. R., & Tenenbaum, B. (2007). The role of causality in Judgment under uncertainty. *Journal of Experimental Psychology: General*, 136(3), 430–450.
- [235] Kubovy, M., & Gilden, D. (1991). Apparent randomness is not always the complement of apparent order. In G. R. Lockhead & J. R. Pomerantz (Eds.), *The perception of structure* (pp. 115–127). Washington, DC: American Psychological Association.
- [236] Kuhberger, A. (2002). The rationality of risky decisions: A changing message. *Theory and Psychology*, 12, 427–452.
- [237] Kuhn, T. S. (1997). *Struktura vědeckých revolucí*. Praha: Oikoymenh.

- [238] Landy, M. S., Maloney, L. T., Johnston, E. B., & Young, M. (1995). Measurement and modeling of depth cue combination: in defense of weak fusion. *Vision Research*, 35, 389–412.
- [239] Lange, R., Thalbourne, M. A., Houran, J., & Storm, L. (2000). The Revised Transliminality Scale: Reliability and validity data from a Rasch Top-Down Purification Procedure. *Consciousness and Cognition*, 9, 591–617.
- [240] Laplace, P. S. (1812). *Théorie analytique des probabilités*. Paris: Ve Courcier.
- [241] LeBoeuf, R. A., & Shafir, E. (2003). Deep thoughts and shallow frames: On the susceptibility to framing effects. *Journal of Behavioral Decision Making*, 16, 77–92.
- [242] Lee, C. J. (2006). Gricean charity: The Gricean turn in psychology. *Philosophy of the Social Sciences*, 36, 193–218.
- [243] Lee, M. D. (in press). Bayesian methods in cognitive modeling. Submitted for *The Stevens' handbook of experimental psychology and cognitive neuroscience*, Fourth Edition.
- [244] Lee, M. D., & Wagenmakers, E.-J. (2013). *Bayesian cognitive modeling: A practical course*. Cambridge University Press.
- [245] Lee, T., & Mumford, D. (2003). Hierarchical Bayesian inference in the visual cortex. *Journal of the Optical Society of America A*, 20, 1434–1448.
- [246] Lewis, G. J., Ritchie, S. J., & Bates, T. C. (2011). The relationship between intelligence and multiple domains of religious belief: Evidence from a large adult US sample. *Intelligence*, 39, 468–472.
- [247] Lieberman, M. D. (2007). Social cognitive neuroscience: A review of core processes. *Annual Review of Psychology*, 58, 259–289.
- [248] Lieberman, M. D. (2009). What zombies can't do: A social cognitive neuroscience approach to the irreducibility of reflective consciousness. In J. St. B. T. Evans, & K. Frankish (Eds.), *In Two Minds: Dual Processes And Beyond* (pp. 293–316). Oxford: Oxford University Press.
- [249] Lilienfeld, S. O. (1999). New analyses raise doubts about replicability of ESP findings. *Skeptical Inquirer*, 23(6).
- [250] Lilienfeld, S. O., Lynn, S. J., Namy, L. L., & Woolf, N. J. (2011). *Psychology: From inquiry to understanding* (second edition). Boston: Pearson.
- [251] Littlewood, J. E. (1953). *A mathematician's miscellany*. London: Methuen.



- [252] Love, J., Selker, R., Marsman, M., Jamil, T., Dropmann, D., Verhagen, A. J., Ly, A., Gronau, Q. F., Smira, M., Epskamp, S., Matzke, D., Wild, A., Knight, P., Rouder, J. N., Morey, R. D., & Wagenmakers, E.-J. (2015). JASP (Version 0.7.5)[Software]. Available from <https://jasp-stats.org/download/>
- [253] Lucas, G. C., Bridgers, S., Griffiths, T. L., & Gopnik, A. (2014). When children are better (or at least more open-minded) learners than adults: Developmental differences in learning the forms of causal relationships. *Cognition*, *131*, 284–299.
- [254] Lucas, R. E., Clark, A. E., Georgellis, Y., & Diener, E. (2003). Reexamining adaptation and the Set Point Model of Happiness: Reactions to changes in marital status. *Journal of Personality and Social Psychology*, *84*(3), 527–539.
- [255] Ly, A., Verhagen, A. J. & Wagenmakers, E.-J. (2014). Harold Jeffreys's default Bayes factor hypothesis tests: Explanation, extension, and application in psychology. Podáno k publikování.
- [256] Lynn, R., Harvey, J., & Nyborg, H. (2009). Average intelligence predicts atheism rates across 137 nations. *Intelligence*, *37*, 11–15. doi:10.1016/j.intell.2008.03.004.
- [257] Ma, W., Beck, J., Latham, P., & Pouget, A. (2006). Bayesian inference with probabilistic population codes. *Nature Neuroscience*, *9*(11), 1432–1438.
- [258] MacDonald, D. A. (2000). Spirituality: Description, Measurement, and Relation to the Five Factor Model of Personality. *Journal of Personality*, *68*(1), 153–197.
- [259] MacDonald, T. G. (2011, July 31). Ghost map [Web log post]. Retrieved May 16, 2016, from <https://geolutions.wordpress.com/>
- [260] Mackay, D. J. C. (2003). *Information theory, inference, and learning algorithms*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [261] MacPherson, J. S., & Kelly, S. W. (2011). Creativity and positive schizotypy influence the conflict between science and religion. *Personality and Individual Differences*, *50*(4), 446–450.
- [262] Malkiel, B. G. (1989). *A Random walk down Wall Street* (4th ed.). New York: Norton.
- [263] Maloney, L. T., & Landy, M. S. (1989). A statistical framework for robust fusion of depth information. *Visual Communications Image Processing IV, Proceedings of the SPIE 1199*, 1154–1163.

- [264] Manktelow, K. I. (2004). Reasoning and rationality: The pure and the practical. In K. I. Manktelow & M. C. Chung (Eds.), *Psychology of reasoning: Theoretical and historical perspectives* (pp. 157–177). Hove, UK: Psychology Press.
- [265] Manning, C., Tibber, M. S., Charman, T., Dakin, S. C., & Pellicano, E. (2015). Enhanced integration of motion information in children with autism. *Journal of Neuroscience*, *35*(18), 6979–6986. doi: 10.1523/JNEUROSCI.4645-14.2015.
- [266] Marewski, J. N., Gaissmaier, W., & Gigerenzer, G. (2010). Good judgments do not require complex cognition. *Current Directions in Psychological Science*, *11*, 103–121.
- [267] Marks, A. D. G., O'Neill, G., & Hine, D. W. (2008). Role of affect, expectancies and dual processes of cognition in predicting adult cigarette smoking. *Australian Journal of Psychology*, *60*, 160–167.
- [268] Marks, D. F. (2001). *The psychology of the psychic*. Buffalo, NY: Prometheus Books.
- [269] Marr, D. (1982). *Vision: A computational investigation into the human representation and processing of visual information*. New York: Freeman.
- [270] Maxwell, S. E., Lau, M. Y., & Howard, G. S. (2015). Is psychology suffering from a replication crisis? What does “failure to replicate” really mean? *American Psychologist*, *70*(6), 487.
- [271] McCrae R. R. (1996). Social consequences of experiential openness. *Psychological Bulletin*, *120*(3), 323–337.
- [272] McCrae, R. R. (1987). Creativity, divergent thinking, and openness to experience. *Journal of Personality and Social Psychology*, *52*(6), 1258–1265.
- [273] McCrae, R. R. (1994). Openness to Experience: Expanding the boundaries of Factor V. *European Journal of Personality*, *8*(4), 251–272.
- [274] McElreath, R. (2016). *Statistical rethinking: A Bayesian course with examples in R and Stan*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- [275] McGreal, S. A. (2012, September 05). Reason Versus Faith? The Interplay of Intuition and Rationality In Supernatural Belief. Retrieved July 07, 2016, from <https://www.psychologytoday.com/blog/unique-everybody-else/201209/reason-versus-faith-the-interplay-intuition-and-rationality-in>

- [276] McLaughlin, J. E., Cox, W. C., Williams, C. R., & Shepherd, G. (2014). Rational and Experiential Decision-Making Preferences of Third-Year Student Pharmacists. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 78(6), 120.
- [277] Meyer, R. J., & Shi, Y. (1995). Sequential choice under ambiguity: intuitive solutions to the Armed-Bandit Problem. *Management Science*, 41, 817– 834.
- [278] Milton, J., & Wiseman, R. (1999). Does psi exist? Lack of replication of an anomalous process of information transfer. *Psychological Bulletin*, 125(4), 387–391.
- [279] Milton, J., & Wiseman, R. (2001). Does psi exist? Reply to Storm and Ertel. *Psychological Bulletin*, 127(3), 434–438.
- [280] Morey, R. D., & Rouder, J. N. (2011). Bayes factor approaches for testing interval null hypotheses. *Psychological Methods*, 16(4), 406–419.
- [281] Morey, R. D., & Rouder, J. N. (2015). BayesFactor (Version 0.9.11-3)[Software]. Available from <http://bayesfactorpcl.r-forge.r-project.org/>
- [282] Morey, R. D., Hoekstra, R., Rouder, J. N., Lee, M. D., & Wagenmakers, E.-J. (2015). The fallacy of placing condence in condence intervals. *Psychonomic Bulletin & Review*, 1–21.
- [283] Moutafi, J., Furnham, A., & Crump, J. (2006). What facets of openness and conscientiousness predict fluid intelligence score? *Learning and Individual Differences*, 16, 31–42.
- [284] Murphy, G. L., & Medin, D. L. (1985). The role of theories in conceptual coherence. *Psychological Review*, 92, 289–316.
- [285] Myers, D. G. (2002). *Intuition: Its powers and perils*. New Haven: Yale University Press.
- [286] Nesbo, J. (2014). *Přízrak*. Zlín: Kniha Zlín.
- [287] Neuberg, S. L., & Newsom, J. T. (1993). Personal Need for Structure: Individual differences in the desire for simple structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(1), 113–131.
- [288] Nickerson, R. S. (1998). Confirmation bias: A Ubiquitous phenomenon in many guises. *Review of General Psychology*, 2(2), 175–220.
- [289] Nickerson, R. S. (2008). *Aspects of rationality*. New York: Psychology Press.
- [290] Nickerson, R. S. (2008). *Aspects of rationality*. New York: Psychology Press.

- [291] Nosek, B. A., & Bar-Anan, Y. (2012). Scientific utopia: I. Opening scientific communication. *Psychological Inquiry*, *23*, 217–243.
- [292] Nosek, B. A., Spies, J. R., & Motyl, M. (2012). Scientific utopia: II. Restructuring incentives and practices to promote truth over publishability. *Perspectives on Psychological Science*, *7*, 615–631.
- [293] Nosofsky, R. M. (1987). Attention and learning processes in the identification and categorization of integral stimuli. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, *13*, 87–108.
- [294] Nuland, S. B. (2005). *Špinavé ruce. Mikrobi, horečka omladnic a podivuhodný příběh Ignáce Semmelweise*. Praha: Dokořán a Argo.
- [295] Oaksford M., & Chater N. (2003). Optimal data selection: revision, review, and reevaluation. *Psychonomic Bulletin & Review*, *10*, 289–318.
- [296] Oaksford, M., & Chater, N. (1993). Reasoning theories and bounded rationality. In K. Manktelow & D. Over (Eds.), *Rationality: Psychological and philosophical perspectives* (pp. 31–60). London: Routledge.
- [297] Oaksford, M., & Chater, N. (1994). A rational analysis of the selection task as optimal data selection. *Psychological Review*, *101*, 608–631.
- [298] Oaksford, M., & Chater, N. (1995). Theories of reasoning and the computational explanation of everyday inference. *Thinking and Reasoning*, *1*, 121–152.
- [299] Oaksford, M., & Chater, N. (2001). The probabilistic approach to human reasoning. *Cognitive Science*, *5*(8), 349–357.
- [300] Oaksford, M., & Chater, N. (2007). *Bayesian rationality: The probabilistic approach to human reasoning*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- [301] Oaksford, M., & Chater, N. (Eds.). (1998). *Rationality in an uncertain world*. Hove, UK: Psychology Press.
- [302] Obrecht, N. A., Chapman, G. B., & Gelman, R. (2009). An encounter frequency account of how experience affects likelihood estimation. *Memory & Cognition*, *37*, 632–643.
- [303] Oechssler, J., Roider, A., & Schmitz, P. W. (2009). Cognitive abilities and behavioral biases. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *72*, 147–152.
- [304] Öllinger, M., Jones, G., & Knoblich, G. (2008). Investigating the effect of mental set on insight problem solving. *Experimental Psychology*, *55*, 269–282.

- [305] Open Science Collaboration. (2015). Estimating the reproducibility of psychological science. *Science*, *349*(6251), aac4716.
- [306] Over, D. E. (2004). Rationality and the normative/descriptive distinction. In D. J. Koehler & N. Harvey (Eds.), *Blackwell handbook of judgment and decision making* (pp. 3–18). Malden, MA: Blackwell.
- [307] Owens, D. (1992). *Causes and coincidences*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [308] Pacini, R., & Epstein, S. (1999). The relation of rational and experiential information processing styles to personality, basic beliefs, and the ratio-bias phenomenon. *Journal of Personality and Social Psychology*, *76*(6), 972–987.
- [309] Parker, A. M., & Fischhoff, B. (2005). Decision-making competence: External validation through an individual differences approach. *Journal of Behavioral Decision Making*, *18*, 1–27.
- [310] Pashler, H., & Wagenmakers, E.-J. (2012). Editors' introduction to the special section on replicability in psychological science a crisis of confidence? *Perspectives on Psychological Science*, *7*, 528-530.
- [311] Pashler, H., Coburn, N., & Harris, C. R. (2012). Priming of social distance? Failure to replicate effects on social and food judgments. *PLoS ONE*, *7*, e42510.
- [312] Paulos, J. A. (1991). *Beyond numeracy: Ruminations of a numbers man*. New York: Alfred A. Knopf.
- [313] Pearl, J. (2000). *Causality: Models, reasoning and inference*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- [314] Pellicano, E., & Burr, D. (2012). When the world becomes 'too real': a Bayesian explanation of autistic perception. *Trends in Cognitive Sciences*, *16*(10), 504–510. doi: 10.1016/j.tics.2012.08.009.
- [315] Pennycook, G., Cheyne, J. A., Seli, P., Koehler, D. J., & Fugelsang, J. A. (2012). Analytic cognitive style predicts religious and paranormal belief. *Cognition*, *123*(3), 335–346.
- [316] Perfors, A., Tenenbaum, J. B., Griffiths, T. L., & Xu, F. (2011). A tutorial introduction to Bayesian models of cognitive development. *Cognition*, *120*(3), 302–321.
- [317] Peterson, C., & Beach, L. R. (1967). Man as an intuitive statistician. *Psychological Bulletin*, *68*, 29–46.

- [318] Piaget, J. (1999). *Psychologie inteligence*. Praha: Portál.
- [319] Piaget, J., & Inhelderová, B. (2014). *Psychologie dítěte*. Praha: Portál.
- [320] Pinker, S. (1997). *How the mind works*. New York: Norton.
- [321] Plous, S. (1993). *The psychology of judgment and decision making*. New York: McGraw-Hill.
- [322] Plummer, M. (2003). JAGS: A program for analysis of Bayesian graphical models using Gibbs sampling. In: Hornik, K., Leisch, F., Zeileis, A. (Eds.), Proceedings of the 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing, March 20-22. Vienna, DSC. Retrieved July 26, 2015, from <https://www.r-project.org/conferences/DSC-2003/Drafts/Plummer.pdf>
- [323] Plummer, M. (2011). rjags: Bayesian graphical models using MCMC. R package version 3-5 [Software]. Available from <https://cran.r-project.org/web/packages/rjags/index.html>
- [324] Pohl, R. (2004). Hindsight bias. In R. Pohl (Ed.), *Cognitive illusions: A handbook on fallacies and biases in thinking, judgment and memory* (pp. 363–378). Hove, UK: Psychology Press.
- [325] Pouget, A., Dayan, P., & Zemel, R. (2003). Inference and computation with population codes. *Annual Reviews in Neuroscience*, 26, 381–410.
- [326] Primi, C., Morsanyi, K., Chiesi, F., Donati, M. A., and Hamilton, J. (2015), The development and testing of a new version of the Cognitive Reflection Test applying Item Response Theory (IRT). *Journal of Behavioral Decision Making*, doi: 10.1002/bdm.1883.
- [327] Quine, W. V. O. (1960). *Word and object*. MIT Press: Cambridge, MA.
- [328] R Development Core Team. (2012). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing [Software]. Available from <http://www.R-project.org/>
- [329] Raftery, A. E. (1995). Bayesian model selection in social research. In P. V. Marsden (Ed.), *Sociological Methodology 1995* (pp. 111–196). Cambridge, MA: Blackwell.
- [330] Rao, R. (2004). Bayesian computation in recurrent neural circuits. *Neural Computation*, 16, 1–38.

- [331] Rao, R. (2007). Neural models of Bayesian belief propagation. In K. Doya, S. Ishii, A. Pouget, & R. Rao (Eds.), *Bayesian brain: Probabilistic approaches to neural coding* (pp. 239–267). Cambridge, MA: MIT Press.
- [332] Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [333] Reeve, C. L. (2009). Expanding the g-nexus: Further evidence regarding the relations among national IQ, religiosity and national health outcomes. *Intelligence*, 37, 495-505. doi:10.1016/j.intell.2009.06.003.
- [334] Reyna, V. F., Lloyd, F. J., & Brainerd, C. J. (2003). Memory, development, and rationality: An integrative theory of judgment and decision making. In S. L. Schneider & J. Shanteau (Eds.), *Emerging perspectives on judgment and decision research* (pp. 201–245). New York: Cambridge University Press.
- [335] Rice, G. E., Okun, M. A., Farren, D. E., & Christiansen, J. G. (1991). *Older adults' processing of texts containing information which contradicts their erroneous beliefs about osteoarthritis* (Tech. Rep. No. 2). Adult Development and Aging Program, Arizona State University.
- [336] Riefer, D. M., Knapp, B. R., Batchelder, W. H., Bamber, D., & Manifold, V. (2002). Cognitive psychometrics: Assessing storage and retrieval deficits in special populations with multinomial processing tree models. *Psychological Assessment*, 14, 184–201.
- [337] Rips, L. J. (1994). *The logic of proof*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [338] Rizopoulos, D. (2006). ltm: An R package for Latent Variable Modelling and Item Response Theory Analyses. *Journal of Statistical Software*, 17(5), 1–25.
- [339] Roberts, B. W., Walton, K. E., & Viechtbauer, W. (2006). Patterns of mean-level change in personality traits across the life course: A metaanalysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 132, 1–25.
- [340] Rosenthal, J. (2008). *Zasažen bleskem. Podivuhodný svět pravděpodobností*. Praha: Academia.
- [341] Rouder, J. N. (2014). Optional stopping: No problem for Bayesians. *Psychonomic Bulletin & Review*, 21, 301–308.
- [342] Rouder, J. N. (2016). The what, why, and how of born-open data. *Behavioral Research Methods*, 48(3), 1062–1069.

- [343] Rouder, J. N., Morey, R. D., & Wagenmakers, E.-J. (2016). The interplay between subjectivity, statistical practice, and psychological Science. *Collabra*, 2(1): 6, 1–12.
- [344] Rouder, J. N., Morey, R. D., Speckman, P. L., & Province, J. M. (2012). Default Bayes factors for ANOVA designs. *Journal of Mathematical Psychology*, 56, 356–374.
- [345] Rouder, J. N., Speckman, P. L., Sun, D., Morey, R. D., & Iverson, G. (2009). Bayesian t tests for accepting and rejecting the null hypothesis. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16, 225–237.
- [346] Russell, M., Karol, D., Cattell, R. B., Cattell, A. K, & Cattell, H. E. P. (1997). *16 PF (Páté vydání)*. Příručka administrátora [16PF (Fifth edition). Administrator's manual]. Brno: Psychodiagnostika.
- [347] Sagan, C. (1997). *The demon-haunted world: Science as a candle in the dark*. London: Headline.
- [348] Sally Clark. (n.d.). In *Wikipedia*. Retrieved May 16, 2016, from [https://en.wikipedia.org/wiki/Sally\\_Clark](https://en.wikipedia.org/wiki/Sally_Clark)
- [349] Salmon, W. C. (1990). Rationality and objectivity in science or Tom Kuhn meets Tom Bayes. In C. W. Savage (Ed.). *Scientific theories* (Vol. XIV). Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.
- [350] Salomon, E. (2016). *Concept associations as the basis of social priming*. Unpublished doctoral dissertation. University of Illinois at Urbana-Champaign, Urbana, Illinois.
- [351] Samuels, R., & Stich, S. P. (2004). Rationality and psychology. In A. R. Mele & P. Rawling (Eds.), *The Oxford handbook of rationality* (pp. 279–300). Oxford, UK: Oxford University Press.
- [352] Sanborn, A., & Silva, R. (2009). A machine learning perspective on the locally Bayesian model. *Proceedings of the 31st Annual Conference of the Cognitive Science Society*. Amsterdam, The Netherlands.
- [353] Sanborn, A., Griffiths, T. L., & Navarro, D. J. (2006). A more rational model of categorization. *Proceedings of the 28th Annual Conference of the Cognitive Science Society*. Vancouver, Canada.
- [354] Sánchez, E., Fernández-Berrocal, P., Alonso, D., & Tubau, E. (2012). Measuring both systems of reasoning: a study of the predictive capacity of a new version of



- the Rational-Experiential Inventory. *European Journal of Education and Psychology*, 5, 121–132.
- [355] Saroglou, V. (2002). Religion and the five-factors of personality: A meta-analytic review. *Personality and Individual Differences*, 32, 15–25.)
- [356] Shafir, E., & LeBoeuf, R. A. (2002). Rationality. *Annual Review of Psychology*, 53, 491–517.
- [357] Sharot, T. (2013). *Iluze optimismu aneb Iracionalita pozitivního myšlení*. Praha: dybbuk.
- [358] Shenhav, A., Rand, D., & Greene, J. (2012). Divine intuition: Cognitive style influences belief in God. *Journal of Experimental Psychology: General*, 141(3), 423–428.
- [359] Shepperd, J. A., & Koch, E. J. (2005). Pitfalls in teaching judgment heuristics. *Teaching of Psychology*, 32, 43–46.
- [360] Shermer, M. (2002). *Why people believe weird things: Pseudoscience, superstition, and other confusions of our time* (2nd ed.). New York: W. H. Freeman.
- [361] Shi, J., Wang, L., & Chen, Y. (2009). Validation of the Personal Need for Structure Scale in Chinese. *Psychological Reports*, 105(1), 235–44.
- [362] Shi, L., Feldman, N. H., & Griffiths, T. L. (2008). Performing Bayesian inference with exemplar models. *Proceedings of the 30th Annual Conference of the Cognitive Science Society*.
- [363] Shiffrin, R. M., & Steyvers, M. (1997). A model for recognition memory: REM: Retrieving effectively from memory. *Psychonomic Bulletin & Review*, 4, 145–166.
- [364] Shiloh, S., Salton, E., & Sharabi, D. (2002). Individual differences in rational and intuitive thinking styles as predictors of heuristic responses and framing effects. *Personality and Individual Differences*, 32, 415–429.
- [365] Schaller, M., Boyd, C., Yohannes, J., & O'Brien, M. (1992). *The prejudiced personality revisited: Interactive effects of persons and situations on inferential reasoning in the formation of group stereotypes*. Manuscript submitted for publication.
- [366] Schermelleh-Engel, K., & Moosbrugger, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness of fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23–74.

- [367] Schlesinger, G. N. (1991). *The sweep of probability*. Notre Dame, IN: University of Notre Dame Press.
- [368] Schmidt, F. L., & Hunter, J. E. (1998): The validity and utility of selection methods in personnel psychology: practical and theoretical implications of 85 years of research findings. *Psychological Bulletin*, 124, 262–74.
- [369] Schwarz, N. (1996). *Cognition and communication: Judgmental biases, research methods, and the logic of conversation*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- [370] Silver, N. (2014). *Signál a šum. Většina předpovědí selže*. Některé ne. Praha: Paseka.
- [371] Simmons, J. P., Nelson, L. D., & Simonsohn, U. (2011). False-positive psychology: Undisclosed flexibility in data collection and analysis allows presenting anything as significant. *Psychological Science*, 22, 1359–1366.
- [372] Simon, H. A. (1955). A behavioral model of rational choice. *Quarterly Journal of Economics*, 69, 99–118.
- [373] Simon, H. A. (1956). Rational choice and the structure of the environment. *Psychological Review*, 63, 129–138.
- [374] Simoncelli, E. P., & Olshausen, B. (2001). Natural image statistics and neural representation. *Annual Review of Neuroscience*, 24, 1193–1216.
- [375] Simonsohn, U. (2015). Small telescopes: Detectability and the evaluation of replication results. *Psychological Science*, 26, 559–569.
- [376] Simulované žihání. (n.d.). In *Wikipedia*. Retrieved May 31, 2016, from [https://cs.wikipedia.org/wiki/Simulovan%C3%A9\\_%C5%BE%C3%ADh%C3%A1n%C3%AD](https://cs.wikipedia.org/wiki/Simulovan%C3%A9_%C5%BE%C3%ADh%C3%A1n%C3%AD)
- [377] Sladek, R. M., Bond, M. J, Huynh, L. T, Chew, D. P. B., & Phillips, P. A. (2008). Thinking styles and doctors' knowledge and behaviours relating to acute coronary syndromes guidelines. *Implementation Science*, 3, 23.
- [378] Sloman, S. A. (1996). The empirical case for two systems of reasoning. *Psychological Bulletin*, 119, 3–22.
- [379] Sloman, S. A. (2002). Two systems of reasoning. In T. Gilovich, D. Griffin, & D. Kahneman (Eds.), *Heuristics and biases: The psychology of intuitive judgment* (pp. 379–396). New York: Cambridge University Press.

- [380] Slovic, P., & Fischhoff, B. (1977). On the psychology of experimental surprises. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 3, 544–551.
- [381] Slovic, P., Fischhoff, B., & Lichtenstein, S. (1976). Cognitive processes and societal risk taking. In J. S. Carol & J. W. Payne (Eds.), *Cognition and social behavior* (pp. 165–184). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- [382] Slugoski, B. R., Shields, H. A., & Dawson, K. A. (1993). Relation of conditional reasoning to heuristic processing. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 19, 158–166.
- [383] Smith, C. L., Johnson, J. L., & Hathaway, W. (2009). Personality Contributions to Belief in Paranormal Phenomena. *Individual Differences Research*, 7(2), 85-96.
- [384] Smith, L. B., Jones, S. S., Landau, B., Gershkoff-Stowe, L., & Samuelson, L. (2002). Object name learning provides on-the-job training for attention. *Psychological Science*, 13(1), 13–19.
- [385] Sollár, T. (2008). Need for structure from a theoretical and methodological perspective. *Studia Psychologica*, 50(3), 277-289.
- [386] Spirtes, P., Glymour, C., & Schienens, R. (1993). *Causation prediction and search*. New York: Springer-Verlag.
- [387] Srivastava, S., John, O. P., Gosling, S. D., & Potter, J. (2003). Development of personality in early and middle adulthood: Set like plaster or persistent change? *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 1041–1053.
- [388] Stafford, T. (2016, April 25). The Devil’s Wager: when a wrong choice isn’t an error [Blog post]. Retrieved November 15, 2016 from <https://mindhacks.com/2016/04/25/the-devils-wager-when-a-wrong-choice-isnt-an-error/>
- [389] Stanovich, K. E. (1999). *Who is rational? Studies of individual differences in reasoning*. Mahwah: Erlbaum.
- [390] Stanovich, K. E. (2004). *The robot’s rebellion: Finding meaning in the age of Darwin*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- [391] Stanovich, K. E. (2009). *What intelligence tests miss: The psychology of rational thought*. New Haven: Yale University Press.

- [392] Stanovich, K. E. (2010). *Decision making and rationality in the modern world*. New York: Oxford University Press.
- [393] Stanovich, K. E. (2011). *Rationality and the reflective mind*. New York: Oxford University Press.
- [394] Stanovich, K. E. (2012). On the distinction between rationality and intelligence: Implications for understanding individual differences in reasoning. In K. Holyoak & R. Morrison (Eds.) (pp. 343-365), *The Oxford handbook of thinking and reasoning*. New York: Oxford University Press.
- [395] Stanovich, K. E. (2013). *How to think straight about psychology*. Boston: Pearson.
- [396] Stanovich, K. E., & Stanovich, P. J. (2010). A framework for critical thinking, rational thinking, and intelligence. In D. Preiss & R. J. Sternberg (Eds.), *Innovations in educational psychology: Perspectives on learning, teaching and human development* (pp. 195-237). New York: Springer.
- [397] Stanovich, K. E., & West, R. F. (1997). Reasoning independently of prior belief and individual differences in actively open-minded thinking. *Journal of Educational Psychology, 89*(2), 342–357.
- [398] Stanovich, K. E., & West, R. F. (1998). Individual differences in rational thought. *Journal of Experimental Psychology: General, 127*, 161-188.
- [399] Stanovich, K. E., & West, R. F. (1999). Discrepancies between normative and descriptive models of decision making and the understanding/acceptance principle. *Cognitive psychology, 38*, 349–385.
- [400] Stanovich, K. E., & West, R. F. (2000). Individual differences in reasoning: Implications for the rationality debate? *Behavioral and Brain Sciences, 23*, 645–726.
- [401] Stanovich, K. E., & West, R. F. (2008). On the relative independence of thinking biases and cognitive ability. *Journal of Personality and Social Psychology, 94*, 672–695.
- [402] Stanovich, K. E., West, R. F., & Toplak, M. E. (2011a). Individual differences as essential components of heuristics and biases research. In K. Manktelow, D. Over, & S. Elqayam (Eds.), *The science of reason: A festschrift for Jonathan St. B. T. Evans* (pp. 335-396). New York: Psychology Press.

- [403] Stanovich, K. E., West, R. F., & Toplak, M. E. (2011b). Intelligence and rationality. In R. J. Sternberg & S. B. Kaufman (Eds.), *Cambridge handbook of intelligence*. New York: Cambridge University Press.
- [404] Steel, P., Schmidt, J., & Shultz, J. (2008). Refining the relationship between personality and Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, *134*(1), 138–161.
- [405] Stein, E. (1996). *Without good reason: The rationality debate in philosophy and cognitive science*. Oxford: Oxford University Press.
- [406] Sternberg, R. J., & Kaufman, S. B. (Eds.). (2011). *Cambridge handbook of intelligence*. New York: Cambridge University Press.
- [407] Steyvers, M., Griffiths, T. L., & Dennis, S. (2006). Probabilistic inference in human semantic memory. *Trends in Cognitive Sciences*, *10*, 327–334.
- [408] Steyvers, M., Lee, M. D., & Wagenmakers, E.-J. (2009). A Bayesian analysis of human decision-making on Bandit Problems. *Journal of Mathematical Psychology*, *53*, 168–179.
- [409] Steyvers, M., Tenenbaum, J., Wagenmakers, E.-J., & Blum, B. (2003). Inferring causal networks from observations and interventions. *Cognitive Science*, *27*, 453–489.
- [410] Stich, S. P. (1990). *The fragmentation of reason*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [411] Stone, J. V. (2012). *Vision and brain: How we perceive the world*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- [412] Stone, J. V. (2013). *Bayes' rule: A tutorial introduction to Bayesian analysis*. Sheffield, UK: Sebtel Press.
- [413] Sunstein, C. R., & Thaler, R. (2010). *Nudge (Štouch)*. Zlín: Kniha Zlín
- [414] Sutherland, N. (1992). *Irrationality: The enemy within*. London: Constable.
- [415] Taylor, S. E. (1981). The interface of cognitive and social psychology. In J. H. Harvey (Ed.), *Cognition, social behavior, and the environment* (pp. 189–211). Hillsdale: Erlbaum.
- [416] Tenenbaum, J. B., & Griffiths, T. L. (2003). Theory-based causal induction. In *Advances in neural information processing systems 15* (pp. 35–42). Cambridge, MA: MIT Press.

- [417] Tenenbaum, J. B., Griffiths, T. L., & Niyogi, S. (2007). Intuitive theories as grammars for causal inference. In A. Gopnik & L. Schulz (Eds.), *Causal learning: Psychology, philosophy, and computation*. Oxford: Oxford University Press.
- [418] Tenenbaum, J.B., & Niyogi, S. (2003). Learning causal laws. In *Proceedings of the 25th annual meeting of the cognitive science society*. Erlbaum.
- [419] Tetlock, P., & Mellers, B. (2002). The Great Rationality Debate. *Psychological Science, 13*(1), 94–99. doi:10.1111/1467-9280.00418.
- [420] Teufel, Ch., Subramaniam, N., Dobler, V., Perez, J., Finnemann, J., Mehta, P. R., Goodyer, I. M., & Fletcher, P. C. (2015). Shift toward prior knowledge confers a perceptual advantage in early psychosis and psychosis-prone healthy individuals. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 112*(43), 13401–13406. doi: 10.1073/pnas.1503916112.
- [421] Thagard, P. (1988). *Computational philosophy of science*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [422] Thalbourne, M. A., & Delin, P. S. (1994). A common thread underlying belief in the paranormal, mystical experience and psychopathology. *Journal of Parapsychology, 58*, 3–38.
- [423] Thalbourne, M. A., & Maltby, J. (2008). Transliminality, thin boundaries, Unusual Experiences, and temporal lobe lability. *Personality and Individual Differences, 44*, 1617–1623.
- [424] Thalbourne, M. A., Bartemucci, L., Delin, P. S., Fox, B., & Nofi, O. (1997). Transliminality: Its Nature and Correlates. *Journal of the American Society for Psychical Research, 91*, 305–332.
- [425] Thalbourne, M. A., Crawley, S. E., & Houran, J. (2003). Temporal lobe lability in the highly transliminal mind. *Personality and Individual Differences, 35*(8), 1965–1975.
- [426] Thompson, E. P., Roman, R. J., Moskowitz, G. B., Chaiken, S., & Bargh, J. A. (1992). *Systematic processing and the debiasing of covert priming effects in impression formation: Unshackling the motivated perceiver from the constraints of accessibility*. Manuscript submitted for publication.
- [427] Thompson, M. M., Naccarato, M. E., & Parker, K. E. (1989, June). *Assessing cognitive need: The development of the Personal Need for Structure and Personal*

*Fear of Invalidity scales*. Paper presented at the annual meeting of the Canadian Psychological Association, Halifax, Nova Scotia.

- [428] Thompson, M. M., Naccarato, M. E., & Parker, K. E. (1992). *Measuring cognitive needs: The development and validation of the Personal Need for Structure (PNS) and Personal Fear of Invalidity (PFI) measures*. Manuscript submitted for publication.
- [429] Thompson, M. M., Naccarato, M. E., Parker, K. C. H., & Moskowitz, G. (2001). The Personal Need for Structure (PNS) and Personal Fear of Invalidity (PFI) scales: Historical perspectives, present applications and future directions. In G. Moskowitz (Ed.), *Cognitive social psychology: The Princeton symposium on the legacy and future of social cognition* (pp. 19-39). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- [430] Tobacyk, J. (1983). Paranormal beliefs, interpersonal trust and social interest. *Psychological Reports, 53*, 229–230.
- [431] Tobacyk, J. J. (2004). A Revised Paranormal Belief Scale. *The International Journal of Transpersonal Studies, 23*, 94–98.
- [432] Tobacyk, J., & Jones, G. (1984). Paranormal beliefs of high school students. *Psychological Reports, 55*, 255–261.
- [433] Tobacyk, J., & Milford, G. (1983). Belief in paranormal phenomena: Assessment instrument development and implications for personality functioning. *Journal of Personality and Social Psychology, 44*, 648–655.
- [434] Tobacyk, J., & Milford, G. (1984). *Superstition and intentionality*. *Psychological Reports, 55*, 513-514.
- [435] Tobacyk, J., & Mitchell, T. (1987). The out-of-body experience and personality adjustment. *Journal of Nervous and Mental Disease, 175*(6), 367-370.
- [436] Tobacyk, J., Nagot, E., & Miller, M. (1987). Paranormal beliefs and locus of control: A multidimensional examination. *Journal of Personality Assessment, 52*(2), 241-246.
- [437] Tobacyk, J., Nagot, E., & Mitchell, T. (1989). Prediction of Future Events Scale: assessment of beliefs about predicting the future. *Journal of Social Psychology, 129*, 819–823.

- [438] Tooby, J., & Cosmides, L. (2005). Conceptual foundations of evolutionary psychology. In D. M. Buss (Ed.), *The Handbook of Evolutionary Psychology* (pp. 5–67). Hoboken, NJ: Wiley.
- [439] Toplak, M. E., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2011). The Cognitive Reflection Test as a predictor of performance on heuristics-and-biases tasks. *Memory & Cognition*, *39*(7), 1275–1289.
- [440] Toplak, M. E., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2013). Assessing the development of rationality. In H. Markovits (Ed.), *The developmental psychology of reasoning and decision making* (pp. 7–35). New York: Psychological Press.
- [441] Toplak, M. E., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2014). Assessing miserly information processing: An expansion of the Cognitive Reflection Test. *Thinking & Reasoning*, *20*(2), 147–168.
- [442] Toplak, M., Liu, E., Macpherson, R., Toneatto, T., & Stanovich, K. E. (2007). The reasoning skills and thinking dispositions of problem gamblers: A dual-process taxonomy. *Journal of Behavioral Decision Making*, *20*, 103–124.
- [443] Trafimow, D., & Marks, M. (2015). Editorial. *Basic And Applied Social Psychology*, *37*(1), 1–2.
- [444] Turi, M., Karaminis, T., Pellicano, E., & Burr, D. (2016). No rapid audiovisual recalibration in adults on the autism spectrum. *Scientific Reports*, *6*. doi: 10.1038/srep21756.
- [445] Tversky, A., & Edwards, W. (1966). Information versus reward in binary choices. *Journal of Experimental Psychology*, *71*, 680–683.
- [446] Tversky, A., & Kahneman, D. (1971). Belief in the law of small numbers. *Psychological Bulletin*, *76*, 105–110.
- [447] Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: heuristics and biases. *Science*, *185*, 1124–1131.
- [448] Vanpaemel, W. (2009). BayesGCM: Software for Bayesian inference with the generalized context model. *Behavior Research Methods*, *41*(4), 1111–1120.
- [449] Verdinelli, I., & Wasserman, L. (1995). Computing Bayes factors using a generalization of the Savage–Dickey density ratio. *Journal of the American Statistical Association*, *90*, 614–618.



- [450] Viken, R. J., Treat, T. A., Nosofsky, R. M., McFall, R. M., & Palmeri, T. J. (2002). Modeling individual differences in perceptual and attentional processes related to bulimic symptoms. *Journal of Abnormal Psychology, 111*, 598–609.
- [451] Voltaire (2007/1759). *Candide*. Praha: Nakladatelství XYZ.
- [452] Vranas, P. B. M. (2000). Gigerenzer's normative critique of Kahneman and Tversky. *Cognition, 76*, 179–193.
- [453] Wagenmakers, E.-J. (2007): A practical solution to the pervasive problems of p values. *Psychonomic Bulletin & Review, 14*, 779–804.
- [454] Wagenmakers, E.-J., Marsman, M., Jamil, T., Ly, A., Verhagen, A. J., Love, J., Selker, R., Gronau, Q. F., Smira, M., Epskamp, S., Matzke, D., Rouder, J. N., & Morey, R. D. (2016). Bayesian inference for psychology. Part I: theoretical advantages and practical ramifications. Manuscript submitted for publication.
- [455] Wagenmakers, E.-J., Verhagen, A. J., Ly, A., Matzke, D., Steingroever, H., Rouder, J. N., and Morey, R. D. (in press). The need for Bayesian hypothesis testing in psychological science. In S. O. Lilienfeld & I. Waldman (Eds.), *Psychological science under scrutiny: Recent challenges and proposed solutions*. John Wiley and Sons.
- [456] Wagenmakers, E.-J., Wetzels, R., Borsboom, D., van der Maas, H. L. J., & Kievit, R. A. (2012). An agenda for purely confirmatory research. *Perspectives on Psychological Science, 7*, 627–633.
- [457] Weber, E., Böckenholt, U., Hilton, D., & Wallace, B. (1993). Determinants of diagnostic hypothesis generation: effects of information, base rates and experience. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 19*, 1151–1164.
- [458] Weiss, Y., Simoncelli, E. P., & Adelson, E. H. (2002). Motion illusions as optimal percepts. *Nature Neuroscience, 5*, 598–604.
- [459] West, R. F., & Stanovich, K. E. (2003). Is probability matching smart? Associations between probabilistic choices and cognitive ability. *Memory & Cognition, 31*, 243–251.
- [460] West, R. F., Toplak, M. E., & Stanovich, K. E. (2008). Heuristics and biases as measures of critical thinking: Associations with cognitive ability and thinking dispositions. *Journal of Educational Psychology, 100*, 930–941.

- [461] Wetzels, R., Grasman, R. P. P. P., & Wagenmakers, E.-J. (2010). An encompassing prior generalization of the Savage–Dickey density ratio test. *Computational Statistics & Data Analysis*, *54*, 2094–2102.
- [462] Whitson, J., & Galinsky, A. (2008). Lacking control increases illusory pattern perception. *Science*, *332*, 115–117.
- [463] Wilson, R. (2013, March 13). John Snow’s Cholera data in more formats [Web log post]. Retrieved May 16, 2016, from <http://blog.rtwilson.com/john-snows-cholera-data-in-more-formats/>
- [464] Wimmer, H., & Perner, J. (1983). Beliefs about beliefs: Representation and constraining function of wrong beliefs in young children's understanding of deception. *Cognition*, *13*(1), 103–128. doi:10.1016/0010-0277(83)90004-5.
- [465] Witteman, C., van den Bercken, J., Claes, L., & Godoy, A. (2009). Assessing rational and intuitive thinking styles. *European Journal of Psychological Assessment*, *25*(1), 39–47.
- [466] Wolfradt, U., Oubaid, V., Straube, E. R., Bischoff, N., & Mischo, J. (1999). Thinking styles, schizotypal traits and anomalous experiences. *Personality and Individual Differences*, *27*(5), 821–830.
- [467] Wu, G., Zhang, J., & Gonzalez, R. (2004). Decision under risk. In D. J. Koehler & N. Harvey (Eds.), *Blackwell handbook of judgment and decision making* (pp. 399–423). Malden, MA: Blackwell Publishing.
- [468] Xu, F., & Tenenbaum, J. B. (2007). Word learning as bayesian inference. *Psychological Review*, *114*(2), 245.
- [469] Yannick, S. (2009). Openness to experience and active older adults' life satisfaction: a trait and facet-level analysis. *Personality and Individual Differences*, *47*(6), 637–641.
- [470] Yeomans, D. K. (1991). *Comets: a chronological history of observation, science, myth and folklore*. New York: Wiley.
- [471] Young, M. J., Landy, M. S., & Maloney, L. T. (1993). A perturbation analysis of depth perception from combinations of texture and motion cues. *Vision Research*, *33*, 2685–2696.
- [472] Yuille, A., & Kersten, D. (2006). Vision as Bayesian inference: analysis by synthesis? *Trends in Cognitive Sciences*, *10*, 301–308.

- [473] Zemel, R., Huys, Q., Natarajan, R., & Dayan, P. (2005). Probabilistic computation in spiking populations. *Advances in Neural Information Processing Systems*, 17.
- [474] Zuckerman, M., Silberman, J., & Hall, J. A. (2013). The relation between intelligence and religiosity: a meta-analysis and some proposed explanations. *Personality and Social Psychology Review*, 17, 325–354.

---

## PŘÍLOHY

- Příloha A - Pilotní lokalizace nové rozšířené verze testu CRT-L2
- Příloha B - Pilotní lokalizace testu HBT
- Příloha C - Pilotní lokalizace testu PNS
- Příloha D - Pilotní lokalizace testu REI-40
- Příloha E - Pilotní lokalizace testu PBS-R
- Příloha F - Znění informovaného souhlasu pro výzkumnou studii č. 1
- Příloha G - Znění informovaného souhlasu pro výzkumnou studii č. 2
- Příloha H - Grafický přehled kognitivních zkreslení
- Příloha I - Grafický přehled iracionálních přesvědčení

## *Příloha A – Pilotní lokalizace nové rozšířené verze testu CRT-L2*

Rozšířená verze testu Testu kognitivní reflexe (*Cognitive Reflection Test - Long2, CRT-L2*) vznikla kombinací 3 položek převzatých z původního testu CRT (Frederick, 2005) a 6 položek převzatých ze dvou rozšířených verzí téhož testu (Toplak, West, & Stanovich, 2014; Primi et al., 2015). Testové položky byly přeloženy z anglického jazyka na základě kombinace dvou nezávislých překladů od dvou českých psychologů, z nichž jeden je autorem této dizertační práce. V *Tabulce 25* je uvedeno znění jednotlivých položek v podobě, ve které byly administrovány souboru probandů v rámci pilotáže přeloženého testu a později také účastníkům druhé výzkumné studie. U každé položky je také uvedena správná a předpokládaná intuitivní (nesprávná) odpověď.

Testové položky byly prezentovány bez časového limitu, v jednom neměnném pořadí a s následující psanou instrukcí:

*V této části Vám bude prezentováno 9 úloh. Jednotlivé úlohy si pečlivě přečtěte a potom se na ně pokuste co možná nejlépe odpovědět. Svě odpovědi pište na příslušná místa pomocí ČÍSLIC (nikoli slovy) a pokud to bude nutné, tak i S UVEDENÍM JEDNOTEK (jako jsou např. kusy, hodiny apod.). Případně svou odpověď zadejte tak, že si vyberete jednu z nabídnutých možností.*

V případě všech položek bylo probandovým úkolem vepsat správnou odpověď na příslušné místo v elektronickém formuláři. Pouze v případě položky č. 3 proband volil mezi třemi nabídnutými možnostmi. Každá správná odpověď byla skórována 1 bodem. Špatná (heuristická či intuitivní) odpověď byla skórována 0 body. Úroveň reflexivity myšlení vyjadřuje celkový skór, který je dán součtem bodů za všechny správné odpovědi. Maximální možný skór tak odpovídá 9 bodům, minimální možný skór 0 bodům.

Psychometrické charakteristiky jednotlivých položek byly ověřovány na souboru  $n = 188$  osob. Tyto osoby byly rekrutovány z řad dobrovolníků přes internetovou aplikaci *Vyplň to.cz* (<https://www.vyplnto.cz/>) nebo z řad studentů FF a PŘF UK v Praze, kteří si tímto způsobem plnili své studijní povinnosti v rámci předmětů Základy obecné psychologie, resp. Úvod do psychologie pro učitele. Sběr dat probíhal v průběhu roku 2015, přibližně v rozmezí měsíců března a června. Pilotážní soubor probandů tvořilo 53 mužů a 135 žen, 78 osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním, 94 osob s ukončeným středoškolským vzděláním s maturitou, 2 osoby s ukončeným středoškolským vzděláním bez maturity, 10 osob s ukončeným základním vzděláním a 4 osoby bez ukončeného formálního vzdělání; průměrný věk probandů činil 29,22 roků ( $s = 11,11$ ;  $max = 67$ ,  $min = 14$ ).

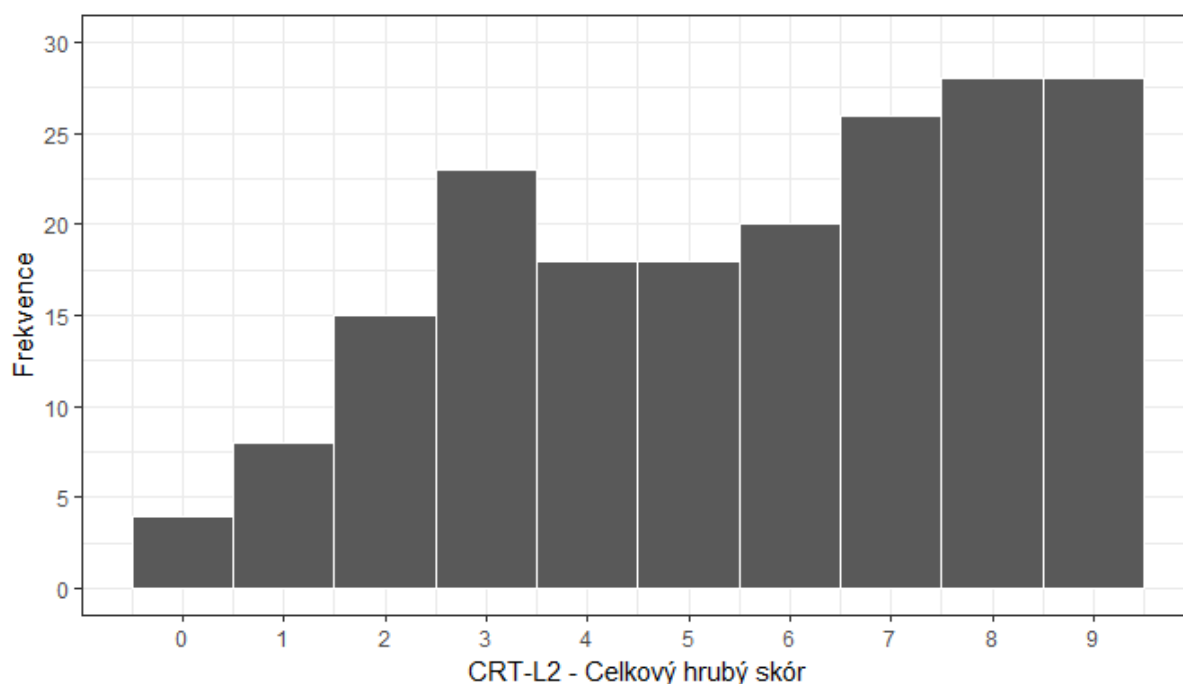
**Tabulka 25** Znění položek upravené verze testu CRT-L2 spolu se správnými a nesprávnými (intuitivními) odpověďmi.

Pol.	Znění položky	Správná odpověď	Intuitivní odpověď
1	Jestliže Honza dokáže vypít jeden barel vody za 6 dní a Marie jeden barel vody za 12 dní, jak dlouho jim bude trvat než společně vypijí jeden barel vody?	4 dny	9 dní
2	Jistý muž koupil triko za 60 Kč, prodal ho za 70 Kč, koupil ho zpátky za 80 Kč a nakonec ho prodal za 90 Kč. Kolik korun vydělal?	20 Kč	10 Kč
3	Šimon se na začátku roku 2008 rozhodl investovat 80 000 Kč do akcií. Po půl roce, 17. července, se akcie, do kterých investoval, propadly o 50 %. Naštěstí pro Šimona v období od 17. července do 17. října cena jím nakoupených akcií opět stoupla a to o 75 %. V tomto okamžiku Šimon na své investici... a) nic nevydělal, ale také nic neprodělal. b) vydělal. c) prodělal.	c)	b)
4	Jestliže 3 skřítky dokážou zabalit 3 hračky za 1 hodinu, kolik skřítků je zapotřebí k zabalení 6 hraček ve 2 hodinách?	3	6
5	Petr v testu dosáhl 15. nejlepšího a zároveň 15. nejhoršího výsledku ve třídě. Kolik je ve třídě studentů?	29	30
6	V atletickém oddíle mají atleti vysokého vzrůstu třikrát vyšší šanci na výhru nějaké medaile než atleti malého vzrůstu. Tento rok atletický oddíl zatím získal 60 medailí. Kolik z těchto medailí vyhráli atleti malého vzrůstu?	15	20
7	Pálka a míč stojí dohromady 110 Kč. Pálka stojí o 100 Kč více než míč. Kolik korun stojí míč?	5 Kč	10 Kč
8	Pokud zabere 5 strojům 5 minut vyrobit 5 výrobků, kolik času zabere 100 strojům vyrobit 100 výrobků?	5 minut	100 minut
9	V jezeře roste pole leknínů. Každý den se jeho velikost zdvojnásobí. Pokud zabere leknínům 48 dní zaplnit celé jezero, jak dlouho zabere leknínům zaplnit půlku jezera?	47 dní	24 dní

V *Grafu 26* je znázorněna distribuce hrubého skóru v testu CRT-L2 v rámci pilotážního souboru a v *Tabulce 26* je uvedena jeho základní popisná statistika. Indexy vnitřní konzistence testu dosahují hodnot 0,784 (*Cronbachova  $\alpha$* ), resp. 0,775 (*Guttmanův Split-half koeficient reliability*). Jednofaktorová struktura (unidimenzionalita) testu byla ověřena

prostřednictvím konfirmační faktorové analýzy (*Confirmatory Factor Analysis, CFA*) metodou maximální věrohodnosti (*Maximum Likelihood, ML*) v programu AMOS 21.0.0 (Arbuckle, 2012). Hodnoty indexů shody mezi teoreticky předpokládanými a empiricky pozorovanými daty indikují dobrou nebo alespoň přijatelnou míru souladu mezi modelem a daty:  $\chi^2(27, n = 188) = 40,966, p = 0,042$ ; CFI = 0,958; TLI = 0,944; RMSEA = 0,053 (Schermelehh-Engel & Moosbrugger, 2003). Faktorové nálože všech položek jsou statisticky signifikantní ( $p < 0,006$ ) a bodový odhad jejich velikosti se pohybuje v rozmezí od 0,236 do 0,699 (v průměru 0,54).

**Graf 26** Distribuce hrubého skóru v testu CRT-L2 v rámci pilotážního souboru ( $n = 188$ ).



**Tabulka 26** Základní popisná statistika hrubého skóru v testu CRT-L2 v rámci pilotážního souboru ( $n = 188$ ). Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ );  $sem$  - směrodatná chyba průměru;  $min$  - minimální dosažená hodnota HS;  $max$  - maximální dosažená hodnota HS; 1., 2. a 3.  $q$  - 1., 2. a 3. kvartil;  $skw$  - šikmost (Pearson);  $krt$  - špičatost (Pearson).

CRT-L2	$\bar{x}$	$s$	$sem$	$min$	$max$	1. $q$	2. $q$	3. $q$	$skw$	$krt$
Celkový HS	5,57	2,57	0,19	0	9	3	6	8	-0,31	-1,05

Po ověření předpokladu unidimenzionality (a tím tedy také předpokladu lokální nezávislosti) bylo možné přistoupit k IRT (*Item Response Theory*) analýze jednotlivých položek. V *Tabulkách 27, 29 a 30* jsou uvedeny základní parametry jednotlivých položek testu CRT-L2 dle IRT a rovněž dle CTT. K popisu jednotlivých položek byl použit unidimenzionální

2PL model, který testové položky charakterizuje prostřednictvím dvou základních parametrů - parametru obtížnosti a rozlišovací účinnosti. Hodnoty parametrů byly primárně odhadnuty metodou bayesovského odhadu (*Bayesian Estimation, BE*) (Curtis, 2010) a pro srovnání rovněž metodou marginální maximální věrohodnosti (*Marginal Maximum Likelihood, MML*) (Rizopoulos, 2006). K odhadu hodnot parametrů byly použity počítačové programy *rjags* (Plummer, 2011), *JAGS* (Plummer, 2003), *ltm* (Rizopoulos, 2006) a *R* (R Development Core Team, 2012). Adekvátnost IRT modelu byla ověřena porovnáním simulované četnosti možných skóre (0–9 bodů) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre probandů z pilotážního souboru.

**Tabulka 27** Základní parametry jednotlivých položek testu CRT-L2 dle IRT odhadnuté metodou BE. Vysvětlivky:  $a_{BE}$  - rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $b_{BE}$  - obtížnost položky (modus posteriorní distribuce); 95% HDI - interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot daných parametrů.

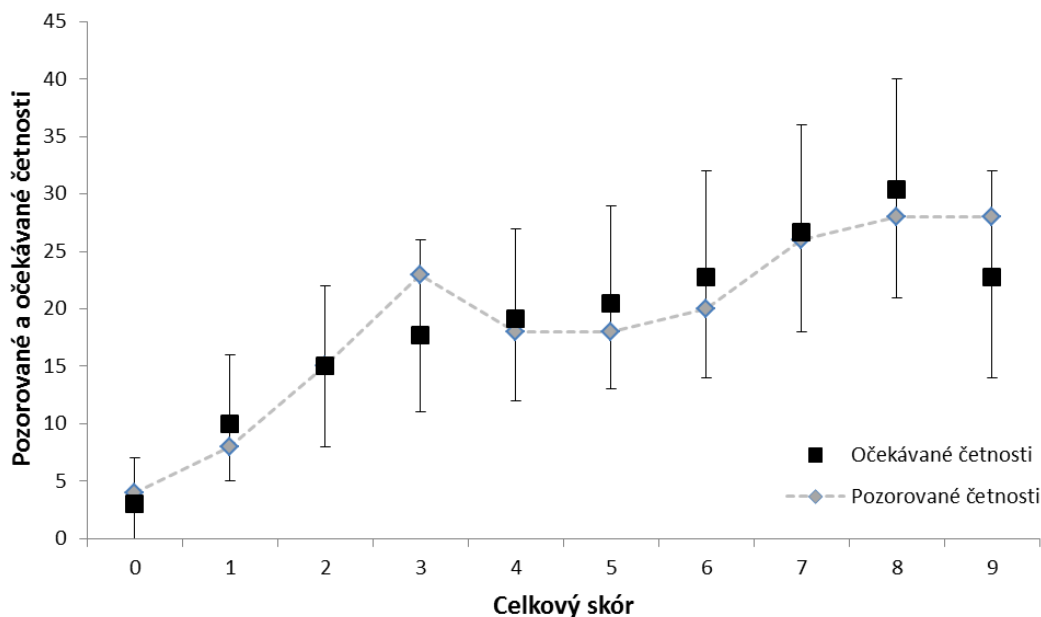
Položka	$a_{BE}$	$b_{BE}$	95% HDI <sub>0BE</sub>	95% HDI <sub>bBE</sub>
1	1,14	-0,50	[0,74; 1,69]	[-0,88; -0,18]
2	0,67	0,26	[0,31; 1,07]	[-0,20; 0,87]
3	1,60	-0,56	[1,05; 2,35]	[-0,87; -0,30]
4	1,18	-2,33	[0,77; 1,86]	[-3,19; -1,71]
5	1,91	-0,21	[1,29; 2,75]	[-0,48; 0,01]
6	1,61	-0,40	[1,06; 2,28]	[-0,69; -0,15]
7	1,66	-0,24	[1,15; 2,49]	[-0,49; 0,02]
8	1,33	-0,30	[0,82; 1,90]	[-0,60; 0,00]
9	2,12	-0,23	[1,44; 3,05]	[-0,47; 0,00]

**Tabulka 28** Ověření souladu mezi modelem a daty porovnáním simulované četnosti možných skóre (0–9 bodů) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru (n = 188).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
0	4	3,03	1,75	0,00	3,00	7,00
1	8	9,97	2,97	5,00	10,00	16,00
2	15	15,06	3,55	8,00	15,00	22,00
3	23	17,70	3,83	11,00	18,00	26,00
4	18	19,13	4,01	12,00	19,00	27,00
5	18	20,49	4,20	13,00	20,00	29,00
6	20	22,81	4,45	14,00	23,00	32,00
7	26	26,70	4,75	18,00	27,00	36,00
8	28	30,40	4,82	21,00	30,00	40,00
9	28	22,73	4,63	14,00	23,00	32,00



**Graf 27** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých skóre vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty (viz také *Tabulka 28*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.

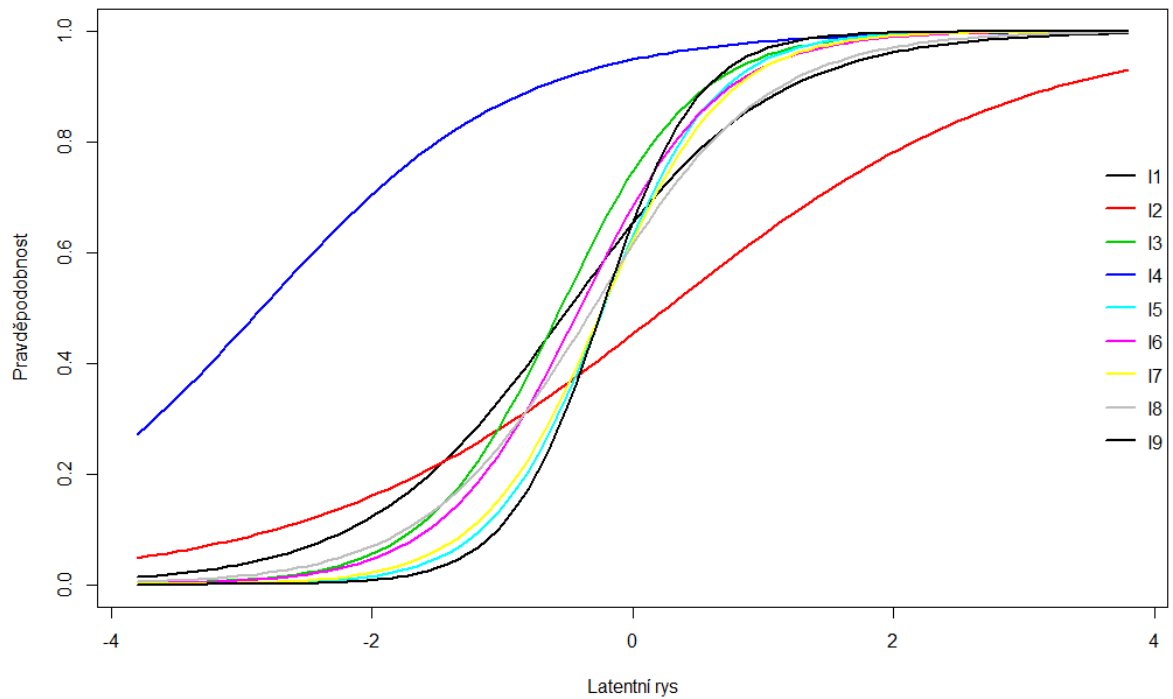


**Tabulka 29** Základní parametry jednotlivých položek testu CRT-L2 dle IRT odhadnuté metodou MML. Vysvětlivky:  $a_{MML}$  – rozlišovací účinnost položky;  $b_{MML}$  – obtížnost položky;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametru;  $\chi^2$  – statistika vyjadřující míru ne/shody mezi modelem a daty.

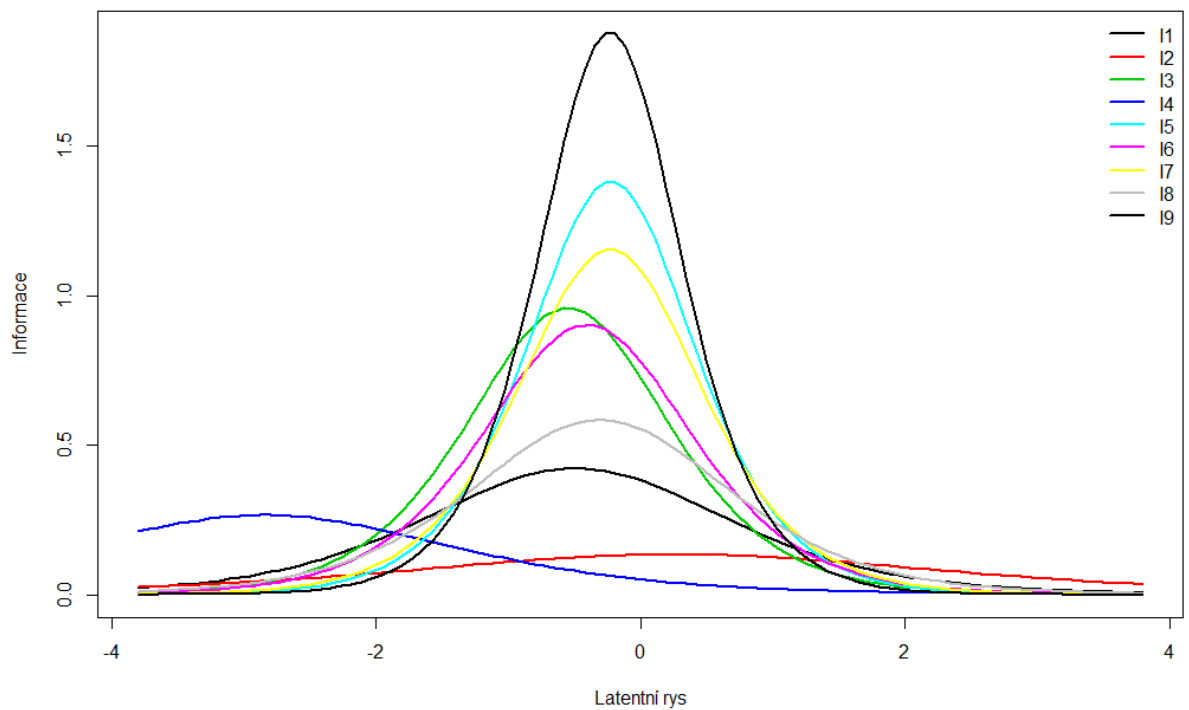
Položka	$a_{MML}$	$se_{a_{MML}}$	$b_{MML}$	$se_{b_{MML}}$	$\chi^2$ (p hodnota)
1	1,30	0,28	-0,49	0,16	8,09 (0,425)
2	0,73	0,21	0,26	0,23	14,39 (0,072)
3	1,96	0,41	-0,55	0,13	9,45 (0,306)
4	1,03	0,38	-2,85	0,84	3,39 (0,907)
5	2,35	0,50	-0,23	0,11	8,37 (0,399)
6	1,90	0,39	-0,41	0,13	10,71 (0,219)
7	2,15	0,45	-0,23	0,12	14,04 (0,081)
8	1,53	0,36	-0,31	0,14	9,17 (0,328)
9	2,74	0,63	-0,23	0,11	11,38 (0,181)

Z výsledků IRT analýzy (zachycených v *Tabulce 28* a v *Grafu 27*) je patrné, že v rámci daného pilotážního souboru je zvolený IRT model adekvátní a jednotlivé položky většinou vykazují spíše menší míru obtížnosti a střední nebo i vyšší míru rozlišovací účinnosti. Pro úplnost jsou v *Grafech 28, 29* a *30* znázorněny charakteristické křivky jednotlivých položek (*Item Characteristic Function, ICF*), jejich informační funkce (*Item Information Function, IIF*) a informační přínos celého testu (*Test Information Function, TIF*).

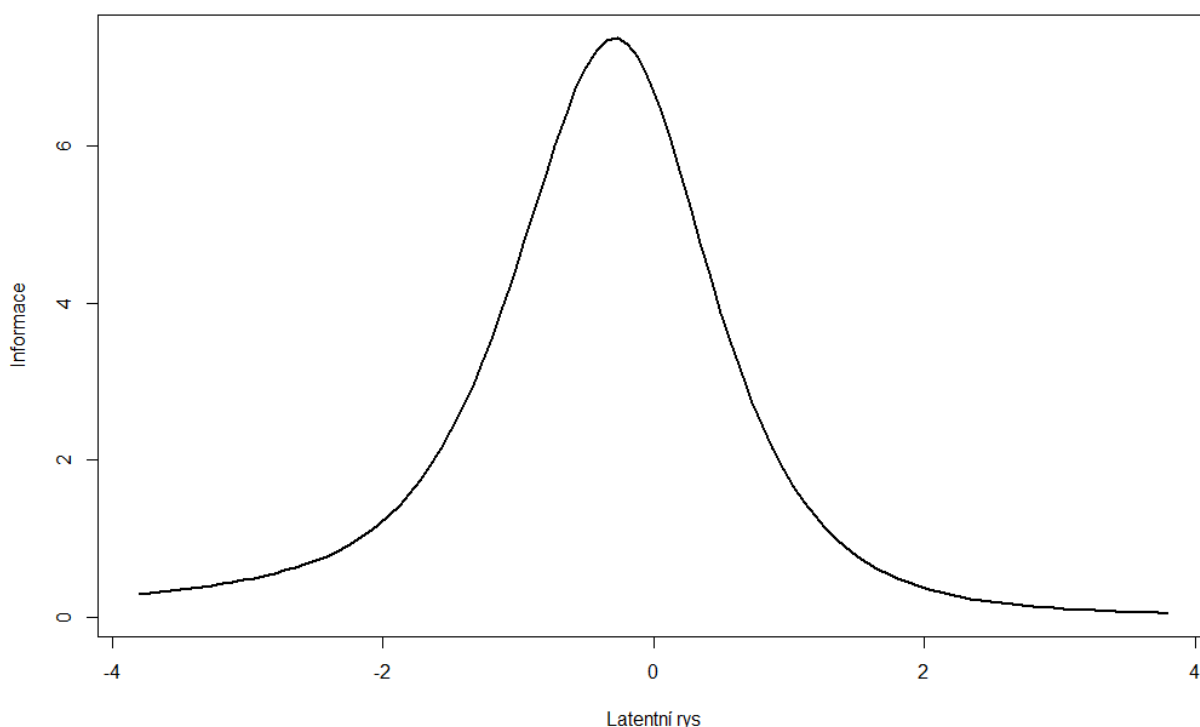
**Graf 28** ICF položek testu CRT-L2 dle 2PL modelu (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 29** IIF položek testu CRT-L2 dle 2PL modelu (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 30** TIF testu CRT-L2 dle 2PL modelu (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 30** Základní parametry jednotlivých položek testu CRT-L2 dle CTT. Vysvětlivky:  $p$  - obtížnost dle CTT;  $r_{bis}$  - rozlišovací účinnost dle CTT (biseriální koeficient korelace);  $Cronb. \alpha_R$  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu; %  $S(H)$  - procento správných (S) a heuristických (H) odpovědí.

Položka	$p$	$r_{bis}$	$Cronb. \alpha_R$	% $S(H)$
1	0,62	0,57	0,770	62(15)
2	0,46	0,46	0,789	46(39)
3	0,66	0,65	0,757	66(26)
4	0,93	0,32	0,789	93(5)
5	0,57	0,70	0,746	57(26)
6	0,62	0,66	0,755	62(27)
7	0,57	0,68	0,750	57(40)
8	0,58	0,61	0,765	58(35)
9	0,57	0,73	0,740	57(25)

Na přiloženém flash disku jsou ve složce *Pilotní lokalizace CRT-L2* uložena data sesbíraná v rámci pilotáže testu CRT-L2 a počítačový program použitý k bayesovskému odhadu parametrů 2PL modelu. Tyto soubory jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Materials/CRT-L2\_Pilot Localization in Czech Language*).

## *Příloha B – Pilotní lokalizace testu HBT*

Test pracovní nazvaný Testem heuristik a zkreslení (*Heuristics and Biases Test, HBT*) je sadou 15 úloh inspirovaných výzkumem heuristik a zkreslení, které zjišťují některé aspekty racionálního myšlení. Všechny úlohy byly převzaty z práce Toplakové, Westa a Stanoviche (2011). Testové položky byly přeloženy z anglického jazyka na základě kombinace dvou nezávislých překladů od dvou českých psychologů, z nichž jeden je autorem této dizertační práce. Níže je uvedeno znění jednotlivých položek v podobě, ve které byly administrovány souboru probandů v rámci pilotáže přeloženého testu a později také účastníkům druhé výzkumné studie. U každé položky nebo její dílčí části je také uvedeno správné řešení a pořadí, v jakém byla daná položka nebo její část probandům prezentována:

### **Položka č. 1**

*1. Představte si následující situaci. Česká republika čelí epidemii smrtelné choroby. Podle odhadů odborníků v důsledku této nemoci zemře 600 lidí, pokud nebude podniknuto žádné protipatření. Vaším úkolem je rozhodnout, jaký záchranný program zvolit, aby byl dopad epidemie co nejmírnější. Pokud zavedete Program A, přežije 200 lidí. Pokud zavedete Program B, s pravděpodobností 1/3 přežijí všichni nemocní a s pravděpodobností 2/3 nepřežije nikdo z nich. Jaký záchranný program byste zvolili?*

- a) Program A*
- b) Program B*

*14. Představte si následující situaci. Česká republika čelí epidemii smrtelné choroby. Podle odhadů odborníků v důsledku této nemoci zemře 600 lidí, pokud nebude podniknuto žádné protipatření. Vaším úkolem je rozhodnout, jaký záchranný program zvolit, aby byl dopad epidemie co nejmírnější. Pokud zavedete Program A, zemře 400 lidí. Pokud zavedete program B, s pravděpodobností 1/3 nikdo nezemře a s pravděpodobností 2/3 zemře 600 lidí. Jaký záchranný program byste zvolili?*

- a) Program A*
- b) Program B*

Tato položka, která je rozdělena na dvě části, zjišťuje, zda testovaná osoba podléhá efektu zarámování (*framing effect*). Jako správná je zde hodnocena taková odpověď, která svědčí o tom, že proband nezměnil svou preferenci a volbu v závislosti na změně zarámování otázky.

### **Položka č. 2**

*2. Novákovi se už před dlouhou dobou rozhodli, že až přijde čas na výměnu jejich auta, tak si budou chtít pořídit "jedno z těch solidních, bezpečných a odolných švédských aut" - Volvo, nebo Saaba. Když přišel čas na koupi*

nového auta, Novákovi zjistili, že Volvo i Saab jsou poměrně drahá auta, ale i tak se rozhodli, že si jedno z nich koupí a že si předtím udělají takový menší průzkum, aby se mezi auty mohli rozhodnout. Sehnali si několik čísel časopisu Zpráva pro spotřebitele a zjistili z nich, že experti se shodují na tom, že obě značky jsou na tom po technické stránce dobře, přičemž Volvo na tom v několika parametrech mělo být trochu lépe. Zjistili také, že čtenáři časopisu Zpráva pro spotřebitele, kteří vlastnili Volvo, hlásili o něco méně technických problémů se svým vozem než vlastníci Saaba. Novákovi už byli téměř rozhodnuti, že si u místního prodejce koupí Volvo, když tu si pan Novák vzpomněl, že mají dva kamarády, kteří měli oba Saaba, a jednoho kamaráda, který měl naopak Volvo. Pan Novák zavolaal svým kamarádům. Oba kamarádi se Saabem mu řekli, že měli s autem pár technických problémů, ale nic vážnějšího. Kamarád s Volvem byl hodně naštvaný, když se ho pan Novák zeptal na to, jak byl se svým autem spokojený. "Nejdříve mi odešel ten skvělý počítačem řízený vstřikovač paliva - to bylo 12 000 korun. Potom jsem začal mít problémy se zadním nárazníkem. Musel jsem ho vyměnit. Potom následovaly převodovka a spojka. Nakonec jsem auto po třech letech s velkou ztrátou prodal." Co si myslíte, že by Novákovi měli udělat? Vyberte jednu ze čtyř níže uvedených možností.

- a) Měli by si URČITĚ koupit SAABA.
- b) Měli by si SPÍŠE koupit SAABA.
- c) Měli by si SPÍŠE koupit VOLVO.
- d) Měli by si URČITĚ koupit VOLVO.

Tato položka zjišťuje, zda testovaná osoba při rozhodování podléhá efektu živosti osobního svědectví jednotlivce (*salience effect*) a ignoruje spolehlivější informace získané od expertů a většího vzorku osob. Jako správné jsou zde hodnoceny odpovědi, které jsou v souladu s míněním expertů a čtenářů časopisu Zpráva pro spotřebitele, tedy odpovědi c) a d).

### Položka č. 3

3. Představte si, že jste na hotelovém pokoji a že jste právě zaplatili 200 korun za jeden film na placené hotelové televizi. Po 5 minutách zjišťujete, že film není příliš kvalitní a že se u něj nudíte. Co uděláte?

- a) Budete se na film dívat dál.
- b) Přepnete na jiný program.

16. Představte si, že jste na hotelovém pokoji a že jste se právě rozhodli podívat se na jeden film na hotelové televizi. Po 5 minutách zjišťujete, že film není příliš kvalitní a že se u něj nudíte. Co uděláte?

- a) Budete se na film dívat dál.
- b) Přepnete na jiný program.

Tato položka, která je rozdělena na dvě části, zjišťuje, zda testovaná osoba podléhá klamu utopených nákladů (*sunk cost fallacy*). Jako správná je zde hodnocena taková odpověď, která

svědčí o tom, že proband nezměnil svou volbu v závislosti na tom, zda za film něco zaplatil, či nikoli.

#### Položka č. 4

4. V určitém městě se nacházejí dvě nemocnice. V té větší nemocnici se rodí každý den přibližně 45 dětí, v té menší z nich je to přibližně 15 dětí denně. Jak je všeobecně známo, zhruba 50 % všech narozených dětí tvoří chlapci, resp. dívky. V rámci jednotlivých dní se však přesný poměr mezi narozenými chlapci a dívkami může od této hodnoty v různé míře odchylovat. Některé dny tvoří chlapci více jak 50 % narozených dětí a některý dny naopak méně než 50 %. Po dobu jednoho roku obě nemocnice zaznamenávaly počet dní, kdy chlapci tvořili více než 60 % narozených dětí. Která z nemocnic podle Vás zaznamenala takovýchto dní více? Vyberte jednu ze tří níže uvedených možností.

- a) Větší nemocnice
- b) Menší nemocnice
- c) Obě nemocnice jsou na tom v tomto ohledu stejně

Tato položka zjišťuje, zda testovaná osoba dokáže aplikovat tzv. zákon velkých čísel (*law of large numbers*), resp. zda si je vědoma jeho vlivu na přesnost odhadu charakteristik základního souboru z charakteristik výběrového souboru. Jako správná je zde hodnocena odpověď b).

#### Položka č. 5

5. Jistý 55 let starý muž měl zdravotní potíže se svým srdcem a lékaři se rozhodli, že ho budou operovat. Operace dopadla úspěšně. Pravděpodobnost, že pacient při takové operaci zemře, byla 8 %. Na sedmibodové škále posuďte, jak se podle Vás lékaři rozhodli.

- a) Určitě správně, učinili to nejlepší možné rozhodnutí
- b) Správně, vezmeme-li v potaz vše, co o případu víme
- c) Správně, ale opačné rozhodnutí by bylo také rozumné
- d) Obě rozhodnutí - operovat/neoperovat - by byla stejně dobrá
- e) Špatně, ale ne nerozumně
- f) Špatně, vezmeme-li v úvahu vše, co o případu víme
- g) Špatně, učinili velice špatné rozhodnutí

18. Jistý 55 let starý muž měl zdravotní potíže se svými kyčlemi a lékaři se rozhodli, že ho budou operovat. Operace bohužel dopadla neúspěšně a pacient při ní zemřel. Pravděpodobnost, že pacient při takové operaci zemře, byla 2 %. Na sedmibodové škále posuďte, jak se podle Vás lékaři rozhodli.

- a) Určitě správně, učinili to nejlepší možné rozhodnutí

- b) *Správně, vezmeme-li v potaz vše, co o případu víme*
- c) *Správně, ale opačné rozhodnutí by bylo také rozumné*
- d) *Obě rozhodnutí - operovat/neoperovat - by byla stejně dobrá*
- e) *Špatně, ale ne nerozumně*
- f) *Špatně, vezmeme-li v úvahu vše, co o případu víme*
- g) *Špatně, učinili velice špatné rozhodnutí*

Tato položka, která je rozdělena na dvě části, zjišťuje, zda testovaná osoba podléhá klamu zkreslení výsledkem (*outcome bias*). Jako správná je zde hodnocena taková odpověď, která svědčí o nepřítomnosti tohoto klamu. Jeho přítomnost je indikována lepším hodnocením rozhodnutí v případě pozitivního výsledku operace než v případě negativního výsledku operace.

#### Položka č. 6

6. *Squash je hra, která se může hrát podle dvou různých bodovacích systémů. Zatímco v rámci prvního bodovacího systému se vítězem stává hráč, který jako první dosáhne 9 bodů, v rámci druhého bodovacího systému se stává vítězem hráč, který jako první dosáhne 15 bodů. Předpokládejme nyní, že víme, že hráč A je lepší než hráč B. Který ze dvou bodovacích systémů dává hráči A větší šanci zvítězit (za předpokladu, že všechna ostatní pravidla zůstávají stejná)? Vyberte jednu ze tří níže uvedených možností.*

- a) *Bodovací systém, kdy se hraje do 9 bodů*
- b) *Bodovací systém, kdy se hraje do 15 bodů*
- c) *V rámci obou bodovacích systémů je šance hráče A na vítězství stejná*

Tato položka zjišťuje, zda testovaná osoba dokáže aplikovat tzv. zákon velkých čísel (*law of large numbers*), resp. zda si je vědoma jeho vlivu na přesnost odhadu charakteristik základního souboru z charakteristik výběrového souboru. Jako správná je zde hodnocena odpověď b).

#### Položka č. 7

7. *Po prvních 2 týdnech nové sezóny americké nejvyšší baseballové soutěže začínají noviny vydávat žebříček 10 nejlepších pálkařů. Často se stává, že ten vůbec nejlepší pálkař má po 2 týdnech nové sezóny v průměru 45% úspěšnost odpalů. Přesto se ještě nikdy v historii této soutěže nestalo, aby na konci sezóny měl nejlepší pálkař takto vysoké průměrné procento úspěšnosti odpalů. Proč si myslíte, že tomu tak je? Vyberte jednu z pěti níže uvedených možností.*

- a) *Když vejde ve všeobecnou známost, že daný pálkař má při odpalech vysoké procento úspěšnosti, potom nadhazovači soupeřů dávají do nadhozu proti takovému pálkaři více síly.*
- b) *S tím, jak se postupně dostávají do lepší formy, mají nadhazovači tendenci se v průběhu sezóny zlepšovat. A jak se nadhazovači zlepšují, tak se také zvyšuje pravděpodobnost, že dokážou pálkaře tzv. "vystrajkovat" (strike out), čímž se průměrná úspěšnost pálkařů na odpalu sníží.*
- c) *Pálkařova vysoká úspěšnost na začátku sezóny může být důsledkem pouhého štěstí. Až delší průběh sezóny je spolehlivějším testem pálkařových schopností.*
- d) *Pálkař, kterému se na začátku sezóny tak daří, je pod velkým tlakem, aby si udržel takto vysokou úspěšnost. Tento tlak má potom negativní dopad na jeho výkon.*
- e) *Když vejde ve všeobecnou známost, že daný pálkař má při odpalech vysoké procento úspěšnosti, potom takový hráč přestane od nadhazovačů dostávat nadhozy, které se dají relativně dobře trefit. Místo toho mu nadhazovači začnou házet riskantnější, ale zároveň obtížnější nadhozy tzv. "do rohů" a nechají ho klidně radši postoupit na další metu tzv. zdarma, než aby mu dali šanci míček odpálit.*

Tato položka zjišťuje, zda si je testovaná osoba vědoma vlivu efektu regrese k průměru (*regression to the mean*). Jako správná je zde hodnocena odpověď c).

#### Položka č. 8

8. *Při hře na výherních automatech lidé vyhrávají přibližně v 1 hře z 10. Julie nicméně právě vyhrála hned ve svých prvních třech hrách. Jaká je podle Vás šance, že Julie vyhraje, v případě, že bude hrát znovu? Svou odpověď uveďte ve formátu počet výher/počet her, např. 1/5 (znamenající šanci na výhru v 1 hře z 5 her).*

Tato položka zjišťuje, zda testovaná osoba podléhá hráčskému klamu (*gambler fallacy*). Jako správná je zde hodnocena odpověď 1/10.

#### Položka č. 9

9. *Představte si, že házíme poctivou mincí (tzn. takovou mincí, u které je 50% pravděpodobnost, že padne panna, a 50% pravděpodobnost, že padne orel) a že právě padlo 5 pannen v řadě. Co si myslíte, že bude platit pro 6. hod mincí? Vyberte jednu ze tří níže uvedených možností.*

- a) *Je pravděpodobnější, že padne orel, než že padne znovu panna.*
- b) *Je pravděpodobnější, že padne znovu panna, než že padne orel.*
- c) *Při 6. hodu mincí padne panna i orel se stejnou pravděpodobností.*

Tato položka zjišťuje, zda testovaná osoba podléhá hráčskému klamu (*gambler fallacy*). Jako správná je zde hodnocena odpověď c).



## Položka č. 10

10. Petr je velice talentový tenisový hráč, který má ale vážné problémy s alkoholem. Dnes je to například již pátý den za sebou, kdy Petr konzumuje velké množství alkoholu. Na základě tohoto krátkého Petrova popisu se pokuste určit, jak je sedm níže uvedených tvrzení pravděpodobných? Použijte k tomu níže uvedenou šestibodovou škálu.

1 = extrémně nepravděpodobné

2 = velmi nepravděpodobné

3 = mírně pravděpodobné

4 = průměrně pravděpodobné

5 = velmi pravděpodobné

6 = extrémně pravděpodobné

- A. Petr za 8 měsíců vyhraje jeden velký a prestižní tenisový turnaj.
- B. Petr bude za půl roku nucen nastoupit protialkoholní léčbu.
- C. Petr za 2 měsíce bude nucen ukončit svou profesionální tenisovou kariéru.
- D. Petr se za 1 měsíc přidá ke společenství Anonymních alkoholiků a do půl roku přestane pít.
- E. Petr má auto značky Ferrari.
- F. Petr za 2 měsíce bude nucen ukončit svou profesionální tenisovou kariéru kvůli vážné autonehodě, kterou způsobí svým řízením pod vlivem alkoholu.
- G. Petr se za 3 měsíce ožení.

Tato položka zjišťuje, zda se testovaná osoba dopouští chyby konjunkce (*conjunction problem*). Jako správné jsou zde hodnoceny všechny odpovědi, které neporušují pravidlo konjunkce, tedy takové odpovědi, kdy pravděpodobnost tvrzení složeného z několika dílčích tvrzení není vyšší než pravděpodobnost těchto dílčích tvrzení. Klíčové jsou z tohoto hlediska odpovědi u tvrzení C. a F.

## Položka č. 11

11. Lékař pracoval na léku na neznámý druh nemoci. Nakonec vytvořil lék, o kterém si myslel, že tuto nemoc léčí. Předtím, než mohl začít lidem lék běžně podávat, však musel lék podrobit testu. Vybral 300 lidí, kteří měli nemoc, podal jim lék a sledoval, co se stane. Vybral 100 lidí, kteří měli nemoc, nepodal jim lék a sledoval, co se stane. Níže uvedená tabulka uvádí výsledky experimentu. Na škále od -10 (silný negativní vliv) do +10 (silný pozitivní vliv) vyznačte, zda je podávání testovaného léku spojeno s léčbou dané nemoci pozitivně (lék má pozitivní vliv na léčbu nemoci), nebo naopak negativně (lék má negativní vliv na léčbu nemoci).

	Vyléčení	
	Ano	Ne
Pacienti s lékem	200	100
Pacienti bez léku	75	25

Tato položka zjišťuje, zda testovaná osoba dokáže detekovat existenci souvislosti mezi dvěma pozorovanými jevy (*covariation detection*). Správná je každá odpověď menší než 0 (léčba je neefektivní).

#### Položka č. 12

12. *Ve městě Middleopolis už rok a půl mají nepopulárního ředitele městské policie. Do své pozice byl řádně jmenován politickou reprezentací města. Je starým dobrým známým starosty města a v době, kdy na svou pozici nastupoval, měl jen minimum zkušeností s policejní administrativou. Starosta nedávno veřejně bránil svého policejního ředitele argumentem, že od doby nástupu současného policejního ředitele do funkce míra kriminality poklesla o 12 %. Který z níže uvedených důkazů by nejvíce zpochybnil starostova slova o kompetentnosti ředitele městské policie? Vyberte jednu ze čtyř níže uvedených možností.*

- a) *Ve dvou dalších městech, která jsou městu Middleopolis z hlediska polohy i počtu obyvatel nejpodobnější, míra kriminality ve stejném období poklesla o 18 %.*
- b) *V nezávislém výzkumu veřejného mínění ve městě Middleopolis se zjistilo, že respondenti udávají o 40 % větší výskyt kriminality, než kolik udávají policejní statistiky.*
- c) *Prostá úvaha říká, že je toho málo, co může policejní ředitel udělat pro to, aby se snížila míra kriminality. Ta je z největší části dána sociálními a ekonomickými podmínkami, na které politici a úředníci nemají žádný vliv.*
- d) *Zjistilo se, že policejní ředitel má obchodní kontakty s osobami, o kterých je známo, že jsou zapleteny do organizovaného zločinu.*

Tato položka zjišťuje schopnost metodologického usuzování (*methodological reasoning*). Jako správná je zde hodnocena odpověď a).

#### Položka č. 13

13. *Představte si, že jste právě potkali Davida Maxwella (D. M.). Vaším úkolem je zhodnotit míru pravděpodobnosti, že D. M. je univerzitním profesorem, a to na základě informací, které Vám budou poskytnuty. To bude provedeno ve dvou postupných krocích. V každém z nich obdržíte nějakou informaci, kterou můžete a nemusíte shledat užitečnou pro zadaný úkol. Po obdržení každé z informací budete požádáni, abyste zhodnotili míru pravděpodobnosti, že D. M. je univerzitním profesorem. Snažte se při tom zohlednit všechny informace,*

které jste do té chvíle obdrželi a které zároveň považujete za relevantní. Váš odhad pravděpodobnosti by měl být vyjádřen na škále od 0 do 1, která vyjadřuje míru Vašeho přesvědčení o tom, že D. M. je univerzitním profesorem. 1 znamená "Jsem si naprosto jistý, že D. M. je univerzitním profesorem". 0 znamená "Jsem si naprosto jistý, že D. M. není univerzitním profesorem". 0.65 znamená "D. M. je univerzitním profesorem s pravděpodobností 65 ze 100" atd. Můžete použít jakékoli číslo mezi 0 a 1, např. 0.15, 0.95 apod.

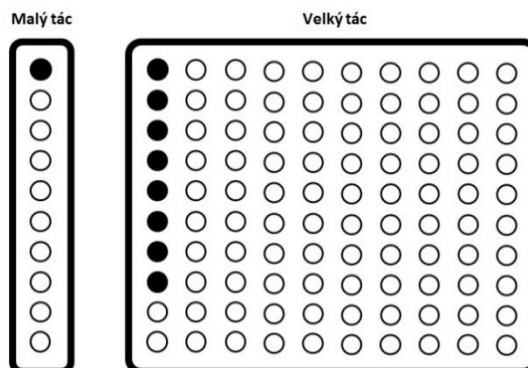
Krok č. 1: Je Vám řečeno, že D. M. se zúčastnil večírku, na kterém bylo 100 lidí, z toho 25 bylo univerzitními profesory mužského pohlaví a 75 bylo obchodními vedoucími rovněž mužského pohlaví. Jaká je podle Vás pravděpodobnost, že D. M. je univerzitním profesorem?

Krok č. 2: Je Vám řečeno, že D. M. je členem Klubu Medvědů. 70 % univerzitních profesorů, kteří se zúčastnili dříve zmíněného večírku, a 90 % obchodních vedoucích z toho samého večírku je členy tohoto klubu. Jaká je podle Vás pravděpodobnost, že D. M. je univerzitním profesorem?

Tato položka zjišťuje schopnost bayesovského usuzování (*Bayesian reasoning*). Jako správná je zde hodnocena jakákoli odpověď, která znamená, že testovaná osoba ve srovnání se závěrem po kroku č. 1 v kroku č. 2 snížila svůj odhad pravděpodobnosti, že D. M. je univerzitním profesorem.

#### Položka č. 14

15. Představte si, že jsou před Vás na stůl položeny dva tácy s černými a bílými kuličkami: Na větším tácu se nachází 100 kuliček a na menším 10 kuliček. Kuličky jsou přitom na obou tácech rozloženy v jediné vrstvě. Vaším úkolem je si z některého tácu vybrat jednu kuličku (samozřejmě bez dívání se). Když si vytáhnete černou kuličku, vyhrajete 100 korun. Nyní předpokládejme, že na malém tácu je 1 černá kulička a 9 bílých kuliček a na velkém tácu je 8 černých kuliček a 92 bílých kuliček. Viz obrázek níže.



Z jakého tácu byste si radši vybírali kuličku? Ke své odpovědi použijte níže uvedenou šestibodovou škálu.

- a) Určitě z velkého tácu
- b) Z velkého tácu
- c) Pravděpodobně z velkého tácu
- d) Pravděpodobně z malého tácu
- e) Z malého tácu
- f) Určitě z malého tácu

Tato položka zjišťuje schopnost pravděpodobnostního usuzování (*probabilistic reasoning - denominator neglect*). Jako správné jsou zde hodnoceny odpovědi d), e) a f).

#### Položka č. 15

17. Mějme běžnou poctivou šestistěnnou kostku. 4 stěny kostky mají červenou barvu a 2 její stěny mají zelenou barvu. Kostkou se bude házet 60x za sebou. Před každým hodem kostkou Vám bude položena otázka, jaká barva (červená, nebo zelená) na kostce padne. Za každou správnou předpověď obdržíte 50 korun. Předpokládejme, že si takto chcete vydělat co možná nejvíce peněz (maximálně 3000 korun). Jakou zvolíte strategii, abyste byli ve svých předpovědích co nejúspěšnější, a abyste si tak vydělali co nejvíce peněz?

- a) Strategie A: Budu se řídit intuicí a měnit svou předpověď jedním nebo druhým směrem tehdy, když padne příliš mnoho jedné nebo druhé barvy.
- b) Strategie B: Před většinou hodů budu předpovídat pravděpodobnější (červenou) barvu, ale občas, když padne větší počet červených barev za sebou, budu předpovídat zelenou barvu.
- c) Strategie C: Budu předpovídat podle četnosti výskytu jednotlivých barev (v případě červené barvy to je 4 ze 6 a v případě zelené barvy to je 2 ze 6). Tzn., že budu předpovídat červenou barvu 2x častěji než zelenou barvu.
- d) Strategie D: V případě všech 60 hodů kostkou budu předpovídat červenou barvu.
- e) Strategie E: Budu předpovídat více červenou než zelenou barvu, ale svou předpověď budu měnit jedním nebo druhým směrem podle toho, jak budou padat delší série červené nebo zelené barvy.

Tato položka zjišťuje schopnost pravděpodobnostního usuzování (*probabilistic reasoning - probability matching*). Jako správná je zde hodnocena odpověď d).

Testové položky byly prezentovány bez časového limitu, v jednom neměnném pořadí a s následující psanou instrukcí:

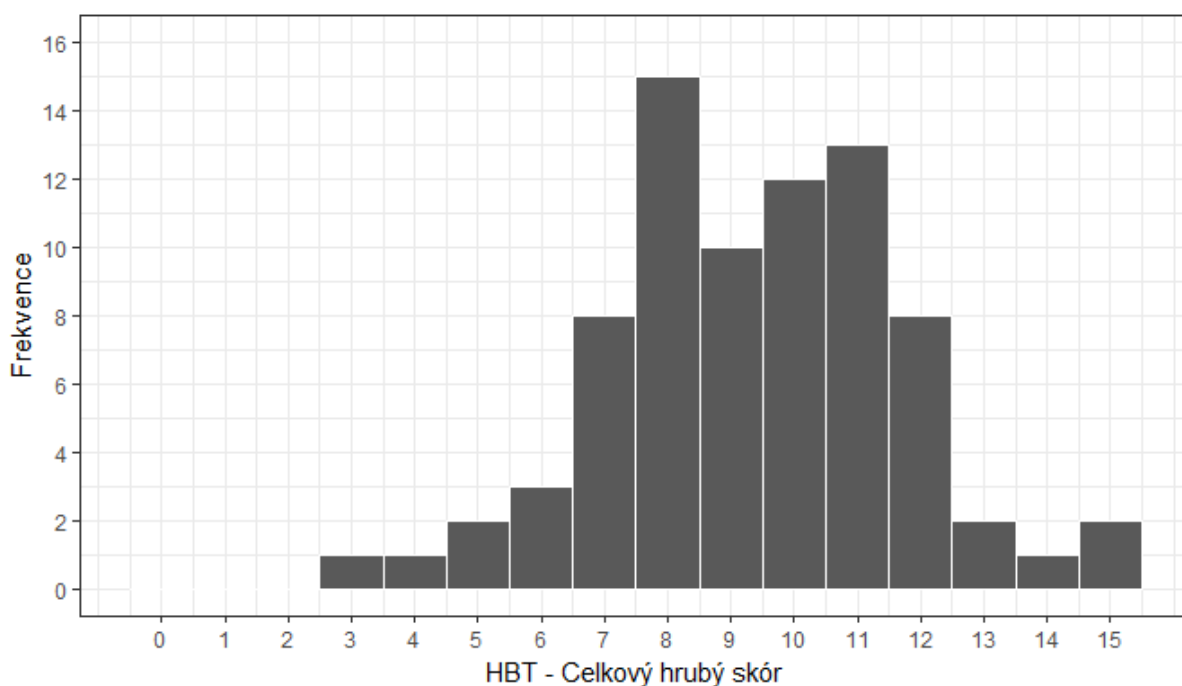
V této části Vám bude prezentováno celkem 18 úloh. Jednotlivé úlohy si pečlivě přečtete a potom se na ně pokuste co možná nejlépe odpovědět. Své odpovědi zadávejte prostřednictvím výběru z nabídnutých možností, případně svou odpověď přímo vepište na příslušné místo.

V případě všech položek bylo probandovým úkolem volit mezi různým počtem nabídnutých možností. Pouze v případě tří položek bylo probandovým úkolem vepsat svou odpověď na příslušné místo v elektronickém formuláři. Každá správná odpověď byla skórována 1 bodem. Špatná odpověď byla skórována 0 body. Úroveň schopnosti racionálního myšlení vyjadřuje celkový skór, který je dán součtem bodů za všechny správné odpovědi. Maximální a minimální možný skór tak odpovídá 15, resp. 0 bodům.

Psychometrické charakteristiky jednotlivých položek byly ověřovány na souboru  $n = 78$  osob. Tyto osoby byly rekrutovány z řad dobrovolníků přes internetovou aplikaci *Vyplň to.cz* (<https://www.vyplnto.cz/>) nebo z řad studentů FF a PŘF UK v Praze, kteří si tímto způsobem plnili své studijní povinnosti v rámci předmětů Základy obecné psychologie, resp. Úvod do psychologie pro učitele. Sběr dat probíhal v průběhu roku 2015, přibližně v rozmezí měsíců března a června. Pilotážní soubor probandů tvořilo 28 mužů a 50 žen, 23 osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním a 51 osob s ukončeným středoškolským vzděláním s maturitou, 1 osoba s ukončeným středoškolským vzděláním bez maturity, 2 osoby s ukončeným základním vzděláním a 1 osoba bez ukončeného formálního vzdělání; průměrný věk probandů činil 27,17 roků ( $s = 11,82$ ;  $max = 75$ ,  $min = 14$ ).

V *Grafu 31* je znázorněna distribuce hrubého skóru v testu HBT v rámci pilotážního souboru a v *Tabulce 31* je uvedena jeho základní popisná statistika. Autoři testu nepředpokládají, že by se za 15 položkami testu HBT skrýval nějaký unidimenzionální konstrukt. To se také projevilo v hodnotách indexů vnitřní konzistence (*Cronbachova*  $\alpha = 0,483$ ; *Guttmanův Split-half koeficient reliability* = 0,512) a v hodnotách indexů shody mezi modelem a daty v rámci CFA provedené metodou ML v programu AMOS 21.0.0:  $\chi^2(90, n = 78) = 126,018$ ,  $p = 0,007$ ;  $CFI = 0,557$ ;  $TLI = 0,483$ ;  $RMSEA = 0,072$ . Rovněž v rámci explorativní faktorové analýzy (*Exploratory Factor Analysis, EFA*) provedené v programu STATISTICA 8.0 metodou ML, se ukázalo, že za odpověďmi na jednotlivé testové položky se neskrývá pouze jeden výrazný faktor, který by vysvětloval sdílenou varianci odpovědí probandů na jednotlivé otázky, ale hned dva faktory s vlastním číslem větším než 1. Kvůli nesplnění podmínky unidimenzionality nemůže být tedy k popisu chování testových položek použit unidimenzionální 2LP nebo 3LP IRT model. Řešením by bylo použití multidimenzionálního IRT modelu. Při popisu základní psychometrických charakteristik položek testu HBT se zde však omezují pouze na indexy používané v rámci CTT - viz *Tabulka 32*.

**Graf 31** Distribuce hrubého skóru v testu HBT v rámci pilotážního souboru ( $n = 78$ ).



**Tabulka 31** Základní popisná statistika hrubého skóru v testu HBT v rámci pilotážního souboru ( $n = 78$ ). Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ );  $sem$  - směrodatná chyba průměru;  $min$  - minimální dosažená hodnota HS;  $max$  - maximální dosažená hodnota HS; 1., 2. a 3.  $q$  - 1., 2. a 3. kvartil;  $skw$  - šikmost (Pearson);  $krt$  - špičatost (Pearson).

HBT	$\bar{x}$	$s$	$sem$	$min$	$max$	1. $q$	2. $q$	3. $q$	$skw$	$krt$
Celkový HS	9,36	2,34	0,27	3	15	8	9	11	-0,07	0,15

**Tabulka 32** Základní parametry jednotlivých položek testu HBT dle CTT. Vysvětlivky:  $p$  - obtížnost dle CTT;  $r_{bis}$  - rozlišovací účinnost dle CTT (biseriální koeficient korelace).  $Cronb. \alpha_R$  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Položka	$p$	$r_{bis}$	$Cronb. \alpha_R$
1	0.74	0.20	0,550
2	0.82	0.36	0,469
3	0.69	0.15	0,538
4	0.33	0.18	0,446
5	0.82	0.19	0,560
6	0.42	0.37	0,466
7	0.63	0.48	0,475
8	0.64	0.58	0,402
9	0.96	0.03	0,465
10	0.55	0.31	0,516
11	0.50	0.47	0,458
12	0.27	0.34	0,509
13	0.46	0.41	0,503
14	0.81	0.41	0,483
15	0.71	0.58	0,428

Na přiloženém flash disku jsou ve složce *Pilotní lokalizace HBT* uložena data sesbíraná v rámci pilotáže testu HBT. Tyto soubory jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Materials/HBT\_Pilot Localization in Czech Language*).

## *Příloha C – Pilotní lokalizace testu PNS*

12položkový inventář Osobní potřeby struktury (Personal Need for Structure, PNS; Thompson, Naccarato, & Parker, 1992; Neuberg & Newsom, 1993) byl přeložen z anglického jazyka na základě kombinace dvou nezávislých překladů od dvou českých psychologů, z nichž jeden je autorem této dizertační práce. Níže je uvedeno znění jednotlivých položek v podobě, ve které byly administrovány souboru probandů v rámci pilotáže přeloženého testu a později také účastníkům druhé a třetí výzkumné studie:

- 1. Naštve mě, když se dostanu do situace, u které nevím, co od ní mohu očekávat.*
- 2. Nevadí mi věci, které narušují mé denní zvyklosti.*
- 3. Jsem rád(a), když má můj život jasnou strukturu a řád.*
- 4. Mám rád(a), když všechno má své místo a když je všechno na svém místě.*
- 5. Užívám si, když mohu být spontánní.*
- 6. Jasně uspořádaný život s pravidelnou pracovní dobou činí můj život nudným a jednotvárným.*
- 7. Nemám rád(a) nejisté situace.*
- 8. Nesnáším, když musím měnit své plány na poslední chvíli.*
- 9. Nesnáším, když jsem s lidmi, kteří jsou nepředvídatelní.*
- 10. Zjišťuji, že pevné zvyklosti mi umožňují užívat si více života.*
- 11. Užívám si příjemné pocity spojené s nepředvídatelnými situacemi.*
- 12. Cítím se nepohodlně, když v dané situaci nejsou jasně stanovena "pravidla hry".*

Testové položky byly prezentovány bez časového limitu, v jednom neměnném pořadí a s následující psanou instrukcí:

*Přečtěte si každé z níže uvedených tvrzení a na základě Vašich postojů, přesvědčení a zkušeností se rozhodněte, do jaké míry s nimi souhlasíte. Je důležité, abyste si byli vědomi toho, že zde neexistují žádné „správné“ nebo „špatné“ odpovědi. Lidé se od sebe mohou lišit a nás pouze zajímá, jak se Vy osobně cítíte. Své odpovědi vyznačte prostřednictvím uvedené šestibodové škály.*

*1 = rozhodně nesouhlasím*

*2 = nesouhlasím*

*3 = spíše nesouhlasím*

*4 = spíše souhlasím*

*5 = souhlasím*

*6 = rozhodně souhlasím*

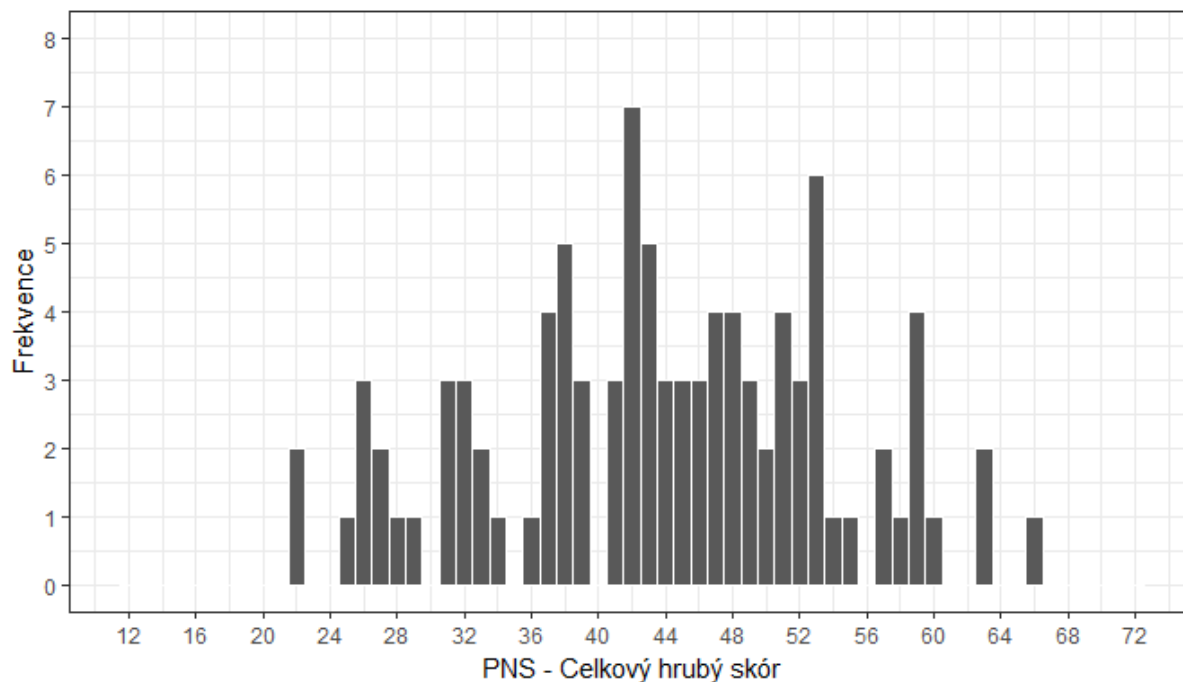


Vyhodnocení testu se provádí sečtením číselně kódovaných odpovědí (1–6). V případě čtyř položek je potřeba před vyhodnocením testu odpovědi přepólovat (jedná se o položky č. 2, 5, 6 a 11). Celkovou úroveň osobní potřeby struktury vyjadřuje celkový skór, který může dosáhnout maximální hodnoty 72 bodů a minimální hodnoty 12 bodů. Kromě celkového skóru lze rovněž vypočítat dva dílčí skóry, které odpovídají potřebě struktury (*desire for structure*; položky č. 3, 4, 5, 6 a 10), resp. reakci na absenci struktury (*response to lack of structure*; položky č. 1, 2, 7, 8, 9, 11 a 12). V rámci mého výzkumu pracuji pouze se souhrnnou škálou.

Psychometrické charakteristiky jednotlivých položek byly ověřovány na souboru  $n = 95$  osob. Tyto osoby byly rekrutovány z řad dobrovolníků přes internetovou aplikaci *Vyplň to.cz* (<https://www.vyplnto.cz/>) nebo z řad studentů FF UK v Praze, kteří si tímto způsobem plnili své studijní povinnosti v rámci předmětů Základy obecné psychologie. Sběr dat probíhal v průběhu roku 2015, přibližně v rozmezí měsíců března a června. Pilotážní soubor probandů tvořilo 25 mužů a 70 žen, 33 osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním, 54 osob s ukončeným středoškolským vzděláním s maturitou, 1 osoba s ukončeným středoškolským vzděláním bez maturity, 6 osob s ukončeným základním vzděláním a 1 osoba bez ukončeného formálního vzdělání; průměrný věk probandů činil 26,75 roků ( $s = 9,22$ ;  $max = 58$ ,  $min = 15$ ).

V *Grafu 32* je znázorněna distribuce hrubého skóru na souhrnné škále testu PNS v rámci pilotážního souboru a v *Tabulce 33* je uvedena jeho základní popisná statistika. Indexy vnitřní konzistence této škály dosahují hodnot 0,887 (*Cronbachova  $\alpha$* ), resp. 0,881 (*Guttmanův Split-half koeficient reliability*). Faktorová struktura souhrnné škály byla ověřována prostřednictvím CFA metodou ML v programu AMOS 21.0.0. Při předpokladu existence dvoufaktorové struktury (s možností interkorelace dvou faktorů) jsou hodnoty indexů shody mezi teoreticky předpokládanými a empiricky pozorovanými daty spíše nižší:  $\chi^2(53, n = 95) = 107,179$ ;  $p < 0,001$ ;  $CFI = 0,878$ ;  $TLI = 0,848$ ;  $RMSEA = 0,104$ ; faktorové nálože všech položek jsou statisticky signifikantní ( $p < 0,001$ ) a bodový odhad jejich velikosti se pohybuje v rozmezí od 0,430 do 0,825 (v průměru 0,64); interkorelace dvou faktorů je statisticky významná ( $p < 0,001$ ) a její bodový odhad má hodnotu 0,881. Při předpokladu existence jednofaktorové struktury jsou hodnoty indexů shody mezi modelem a daty obdobné:  $\chi^2(54, n = 95) = 114,760$ ,  $p < 0,001$ ;  $CFI = 0,863$ ;  $TLI = 0,833$ ;  $RMSEA = 0,109$ ;

**Graf 32** Distribuce hrubého skóru v testu PNS v rámci pilotážního souboru ( $n = 95$ ).



**Tabulka 33** Základní popisná statistika hrubého skóru v testu PNS v rámci pilotážního souboru ( $n = 95$ ). Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ );  $sem$  - směrodatná chyba průměru;  $min$  - minimální dosažená hodnota HS;  $max$  - maximální dosažená hodnota HS; 1., 2. a 3.  $q$  - 1., 2. a 3. kvartil;  $skw$  - šikmost (Pearson);  $krt$  - špičatost (Pearson).

PNS	$\bar{x}$	$s$	$sem$	$min$	$max$	1. $q$	2. $q$	3. $q$	$skw$	$krt$
Celkový HS	43,67	10,03	1,03	22	66	37,5	44	51	-0,13	-0,52

faktorové nálože všech položek jsou statisticky signifikantní ( $p < 0,001$ ) a bodový odhad jejich velikosti se pohybuje v rozmezí od 0,433 do 0,797 (v průměru 0,63). Podle EFA provedené v programu STATISTICA 8.0 metodou ML se za odpověďmi na jednotlivé testové položky skrývá pouze jeden výrazně dominantní faktor s vlastním číslem větším než 1 vysvětlující téměř 50 % sdílené variability odpovědí. Vzhledem k těmto skutečnostem a při zohlednění odolnosti IRT modelů vůči drobným odchylkám od předpokladu unidimenzionality (Jelínek, Květoň, & Vobořil, 2011) jsem k popisu jednotlivých položek použil unidimenzionální IRT model pro polytomní položky, konkrétně generalizovaný model pro odstupňovaný kredit (*Generalized Partial Credit Model, GPCM*), který popisuje položky s více než dvěma možnostmi odpovědi prostřednictvím dvou parametrů - parametru obtížnosti a parametru kategoriálních protnutí. Hodnoty parametrů byly primárně odhadnuty metodou BE (Curtis, 2010) a pro srovnání rovněž metodou MML (Rizopoulos, 2006). K odhadu hodnot parametrů

byly použity počítačové programy *rjags*, *JAGS*, *ltm* a *R*. Adekvátnost IRT modelu byla ověřena porovnáním simulované četnosti možných skóre (1–72 bodů rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru. Výsledky IRT analýzy jsou uvedeny v *Tabulkách 34–37* a v *Grafech 33–35*. Z výsledků IRT analýzy a odhadu hodnot kategoriálních proutnutí je patrné, že v rámci pilotážního souboru respondentů jsou položky z hlediska své obtížnosti spíše „jednoduché“ a poskytují tedy nejvíce informace o osobách s nižší mírou osobní potřeby struktury. Rozlišovací účinnost položek je spíše střední až nižší. Pro úplnost jsou v *Tabulce 38* uvedeny základní psychometrické charakteristiky položek rovněž dle CTT.

**Tabulka 34** Základní parametry jednotlivých položek testu PNS dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE).  
Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5$  – kategoriální proutnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 35*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$
1	0,62	-2,01	-1,25	-0,74	1,43	1,92
2	0,42	-3,75	-0,84	-0,98	1,44	2,62
3	1,10	-1,96	-1,38	-1,17	0,71	2,15
4	0,70	-2,20	-2,07	-1,00	0,87	2,74
5	0,56	-0,16	-0,99	1,49	3,00	2,24
6	0,36	-2,05	-1,13	-1,08	3,11	1,85
7	1,34	-2,26	-1,32	-0,78	0,52	1,83
8	0,90	-1,38	-2,09	-0,27	0,22	1,07
9	0,68	-2,09	-0,77	-0,47	0,65	2,87
10	0,75	-2,29	-1,20	0,07	2,05	2,60
11	0,52	-2,36	-1,27	0,32	1,32	2,03
12	0,68	-2,74	-1,84	-1,07	1,08	1,89

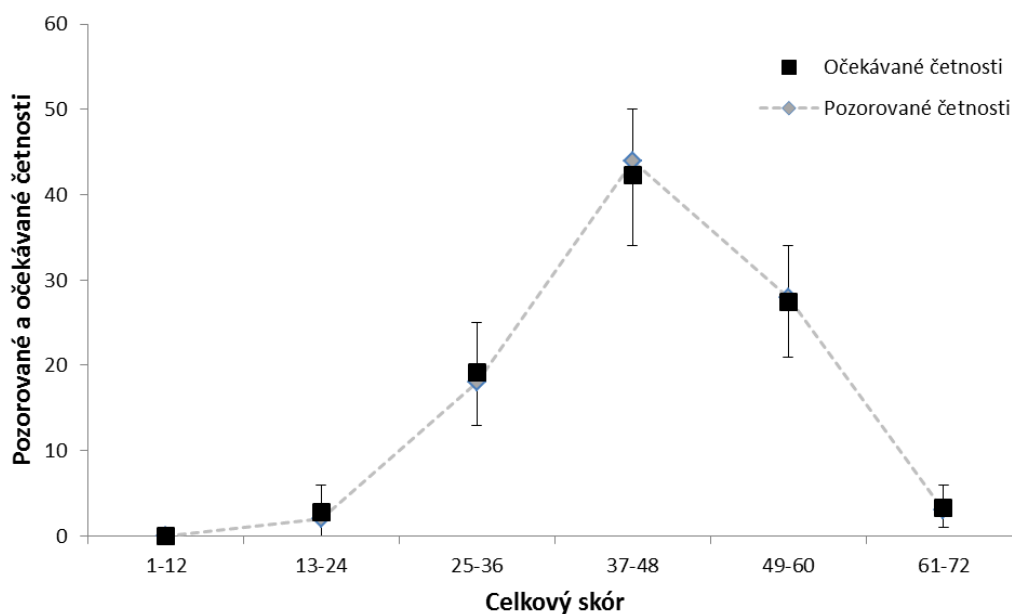
**Tabulka 35** Základní parametry jednotlivých položek testu PNS dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE).  
Vysvětlivky: 95%  $HDI_a$  – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% $HDI_a$	95% $HDI_{d1}$	95% $HDI_{d2}$	95% $HDI_{d3}$	95% $HDI_{d4}$	95% $HDI_{d5}$
1	[0,38; 1,00]	[-3,52; -0,47]	[-2,63; -0,25]	[-1,91; 0,08]	[0,49; 2,63]	[0,65; 3,34]
2	[0,24; 0,66]	[-6,23; -1,58]	[-2,65; 0,50]	[-2,37; 0,37]	[0,24; 3,25]	[0,90; 4,97]
3	[0,69; 1,74]	[-3,23; -0,87]	[-2,28; -0,60]	[-1,97; -0,55]	[0,25; 1,35]	[1,40; 3,32]
4	[0,42; 1,10]	[-4,05; -0,43]	[-3,50; -0,89]	[-2,17; -0,28]	[0,15; 1,83]	[1,61; 4,51]
5	[0,34; 0,86]	[-1,14; 1,22]	[-2,27; 0,03]	[0,42; 2,75]	[1,51; 5,40]	[-0,09; 4,91]
6	[0,19; 0,55]	[-4,35; 0,02]	[-3,03; 0,65]	[-2,87; 0,40]	[1,48; 5,67]	[-0,33; 4,55]
7	[0,83; 2,13]	[-3,49; -1,30]	[-2,01; -0,59]	[-1,44; -0,29]	[0,06; 1,01]	[1,24; 2,70]
8	[0,58; 1,47]	[-2,58; -0,02]	[-3,41; -1,16]	[-0,93; 0,51]	[-0,55; 0,91]	[0,27; 1,83]
9	[0,39; 1,03]	[-3,86; -0,93]	[-1,87; 0,20]	[-1,50; 0,40]	[-0,30; 1,53]	[1,56; 4,57]
10	[0,43; 1,10]	[-4,03; -1,16]	[-2,36; -0,45]	[-0,68; 0,87]	[0,97; 3,23]	[1,16; 4,62]
11	[0,32; 0,86]	[-4,33; -0,92]	[-2,60; -0,16]	[-0,69; 1,48]	0,11; 2,73]	[0,48; 3,86]
12	[0,42; 1,09]	[-4,95; -0,92]	[-3,53; -0,86]	[-2,21; -0,28]	0,26; 2,07]	[0,83; 3,23]

**Tabulka 36** Ověření souladu mezi modelem a daty porovnáním simulované četnosti možných skóre (1–72 bodů rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru (n = 95).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
1–12	0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
13–24	2	2.76	1.40	0.00	3.00	6.00
25–36	18	19.16	2.98	13.00	19.00	25.00
37–48	44	42.36	4.10	34.00	42.00	50.00
49–60	28	27.41	3.49	21.00	27.00	34.00
61–72	3	3.31	1.47	1.00	3.00	6.00

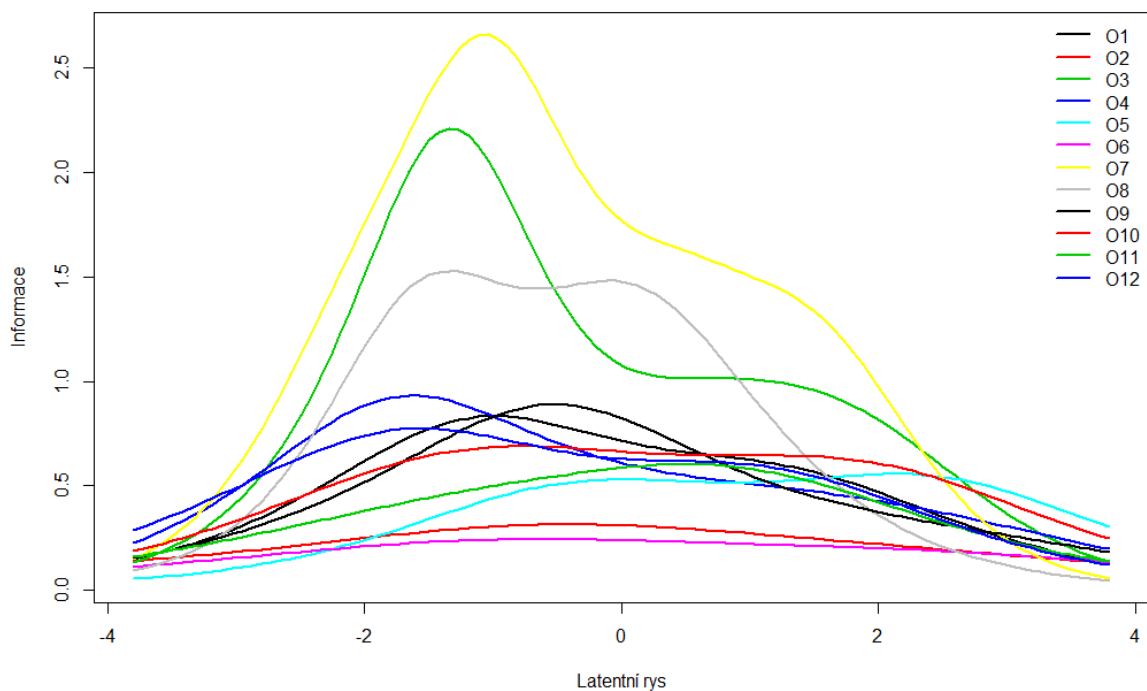
**Graf 33** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty (viz také *Tabulka 36*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



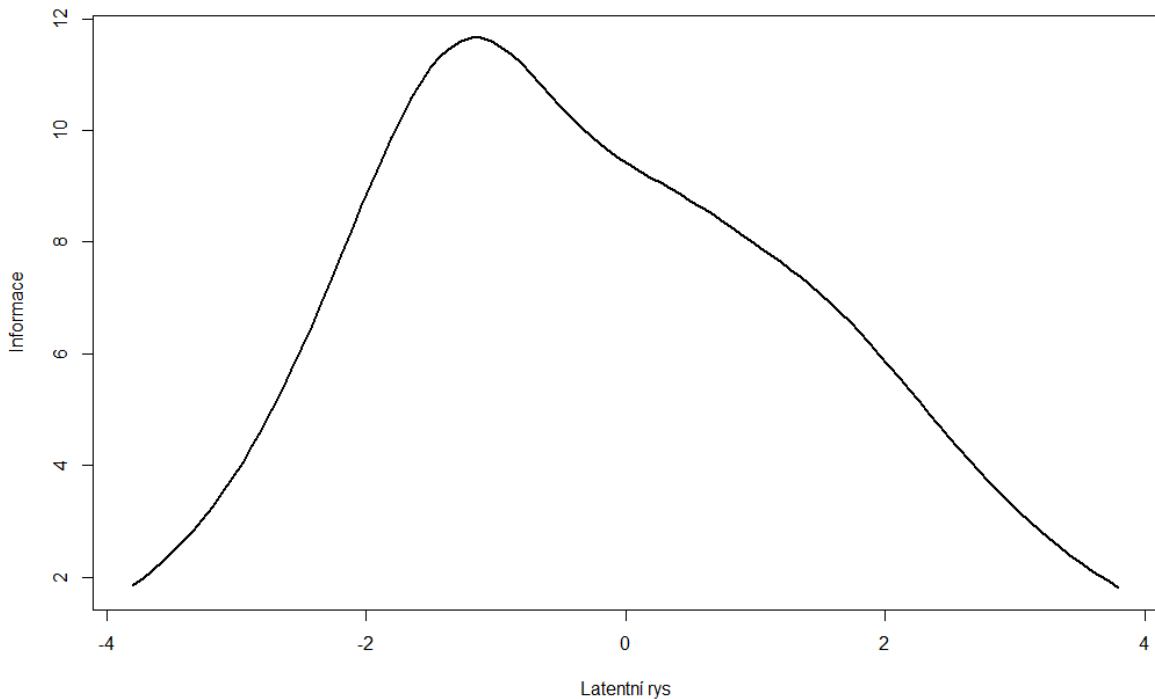
**Tabulka 37** Základní parametry jednotlivých položek testu PNS dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$	$se_{d5}$
1	0,84	0,19	-1,91	-1,23	-0,74	1,21	1,72	0,63	0,47	0,38	0,43	0,57
2	0,49	0,14	-4,35	-0,81	-0,99	1,38	2,92	1,53	0,68	0,64	0,67	1,10
3	1,50	0,34	-1,92	-1,33	-1,05	0,62	2,00	0,46	0,34	0,28	0,23	0,40
4	0,93	0,22	-2,21	-1,90	-1,01	0,74	2,60	0,78	0,54	0,36	0,33	0,65
5	0,68	0,17	-0,13	-1,04	1,27	2,94	2,34	0,51	0,51	0,50	0,94	1,31
6	0,41	0,12	-2,35	-1,01	-1,19	3,30	1,93	1,13	0,83	0,77	1,20	1,29
7	1,93	0,45	-2,16	-1,23	-0,75	0,42	1,64	0,42	0,26	0,21	0,19	0,31
8	1,20	0,26	-1,31	-1,95	-0,26	0,13	0,95	0,52	0,46	0,28	0,29	0,31
9	0,84	0,19	-2,21	-0,79	-0,49	0,52	2,74	0,63	0,43	0,39	0,37	0,71
10	0,91	0,21	-2,32	-1,21	0,02	1,69	2,63	0,63	0,39	0,31	0,47	0,80
11	0,70	0,17	-2,40	-1,19	0,26	1,14	1,91	0,75	0,48	0,43	0,53	0,71
12	0,90	0,21	-2,85	-1,80	-1,05	0,92	1,72	0,94	0,52	0,37	0,37	0,51

**Graf 34** IIF položek testu PNS dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 35** TIF testu PNS dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 38** Základní parametry jednotlivých položek testu PNS dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  – průměrný skóre;  $s$  – směrodatná odchylka skóru;  $r$  – korigovaná korelace položky s celkovým skóre (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědi (% probandů)* – procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi (po přepólování vybraných položek); *Cronb.  $\alpha_R$*  – Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Položka	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědi (% respondentů)</i>						Celkem %	<i>Cronb. <math>\alpha_R</math></i>
				1	2	3	4	5	6		
1	3,68	1,31	0,57	6,3	12,6	21,1	34,7	16,8	8,4	100	0,879
2	3,65	1,24	0,46	3,2	17,9	21,1	32,6	18,9	6,3	100	0,885
3	3,94	1,17	0,70	4,2	8,4	14,7	41,1	25,3	6,3	100	0,872
4	3,92	1,12	0,56	3,2	7,4	20,0	38,9	25,3	5,3	100	0,879
5	2,66	1,26	0,56	24,2	17,9	33,7	17,9	4,2	2,1	100	0,880
6	3,42	1,30	0,44	8,4	16,8	22,1	35,8	10,5	6,3	100	0,886
7	3,96	1,22	0,73	3,2	10,5	16,8	34,7	26,3	8,4	100	0,870
8	4,03	1,43	0,69	6,3	6,3	24,2	22,1	23,2	17,9	100	0,871
9	3,62	1,33	0,61	6,3	16,8	20,0	27,4	24,2	5,3	100	0,877
10	3,37	1,15	0,60	5,3	16,8	31,6	31,6	11,6	3,2	100	0,877
11	3,45	1,32	0,60	6,3	17,9	29,5	24,2	14,7	7,4	100	0,877
12	3,97	1,15	0,59	2,1	8,4	20,0	38,9	21,1	9,5	100	0,878

Na přiloženém flash disku jsou ve složce *Pilotní lokalizace PNS* uložena data sesbíraná v rámci pilotáže testu PNS a počítačový program použitý k bayesovskému odhadu parametrů GPCM modelu. Tyto soubory jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Materials/PNS\_Pilot Localization in Czech Language*).

## *Příloha D – Pilotní lokalizace testu REI-40*

40položkový Inventář racionálního-experienciálního stylu zpracovávání informací (*Rational-Experiential Inventory, REI-40*; Pacini & Epstein, 1999) byl přeložen z anglického jazyka na základě kombinace dvou nezávislých překladů od dvou českých psychologů, z nichž jeden je autorem této dizertační práce. Níže je uvedeno znění jednotlivých položek v podobě, ve které byly administrovány souboru probandů v rámci pilotáže přeloženého testu a později také účastníkům druhé výzkumné studie:

1. *Myslím logicky.*
2. *Dávám přednost komplexním problémům před těmi jednoduchými.*
3. *Jsem přesvědčen(a), že mohu důvěřovat svým tušením.*
4. *Nejsem příliš analytický myslitel.*
5. *Důvěřuji svým prvním pocitům ohledně druhých lidí.*
6. *Snažím se vyhýbat situacím, ve kterých bych musel(a) o něčem hluboce přemýšlet.*
7. *Rád(a) se spoléhám na své intuitivní dojmy.*
8. *Pod tlakem neuvažuji příliš dobře.*
9. *Nemám rád(a) situace, ve kterých se musím spoléhat na intuici.*
10. *Intenzivní a dlouhé přemýšlení o něčem mě příliš nebaví.*
11. *Intuice může být velice užitečný způsob, jak řešit problémy.*
12. *Nechtěl(a) bych být závislý(á) na někom, kdo sám sebe popisuje jako intuitivního člověka.*
13. *Jsem mnohem lepší než většina lidí v logickém řešení problémů.*
14. *Obvykle mám jasné a vysvětlitelné důvody pro svá rozhodnutí.*
15. *Nemyslím si, že je dobrý nápad spoléhat se na intuici, když člověk činí nějaké důležité rozhodnutí.*
16. *Myšlení není zrovna to, co se mi vybaví, když se řekne slovo zábava.*
17. *Nemám problém s tím věci pečlivě promýšlet.*
18. *Pokud jde o důvěru druhým lidem, mohu se na svou intuici obvykle spolehnout.*
19. *Obvykle vím, jestli má člověk pravdu nebo ne, a to i tehdy, když nedokážu vysvětlit proč.*
20. *Osvojování si nových způsobů přemýšlení o věcech by mě bavilo.*
21. *Jen málokdy se mýlím, když ve snaze nalézt nějakou odpověď naslouchám svým nejhlubším pocitům.*
22. *Domnívám se, že je bláhové zakládat důležitá rozhodnutí na pocitech.*
23. *Mám sklon řídit se ve svém jednání svými pocity.*
24. *Často dám na své instinkty, když se rozhoduji, jak dále jednat.*
25. *Nejsem příliš dobrý(á) v řešení složitých problémů.*
26. *Mám rád(a) intelektuální výzvy.*
27. *Pečlivé promýšlení věcí nepatří mezi mé nejsilnější stránky.*
28. *Mám rád(a) abstraktní myšlení.*
29. *Svá rozhodnutí obecně nezakládám na svých pocitech.*



30. *Logika se mi obvykle dobře osvědčila při řešení problémů v mém životě.*
31. *Domnívám se, že jsou chvíle, kdy by se měl člověk spoléhat na svou intuici.*
32. *Nejsem rád(a), když musím hodně přemýšlet.*
33. *Stačí mi, když znám odpověď. Tomu, jak se k této odpovědi dospělo, rozumět nepotřebuji.*
34. *Intuice se mi obvykle dobře osvědčila při řešení problémů v mém životě.*
35. *Nemám příliš dobře vyvinutou intuici.*
36. *Kdybych se musel(a) spoléhat na svou intuici, dopouštěl(a) bych se často chyb.*
37. *Mám pocit, že se má intuice mýlí stejně tak často jako má pravdu.*
38. *Moje intuice pravděpodobně není tak dobrá jako je intuice většiny lidí.*
39. *Nejsem příliš dobrý(á) v řešení problémů, které vyžadují pečlivou logickou analýzu.*
40. *Rád(a) řeším problémy, které vyžadují intenzivní přemýšlení.*

Testové položky byly prezentovány bez časového limitu, v jednom neměnném pořadí a s následující psanou instrukcí:

*Prostřednictvím níže uvedené pětibodové škály vyznačte, do jaké míry jsou níže uvedené výroky o Vás pravdivé. Neexistují zde žádné „správné“, ani „špatné“ odpovědi. Pomocí tohoto inventáře chceme pouze zjistit, jaký je Váš přístup k řešení problémů.*

*1 = zcela nepravdivé*

*2 = spíše nepravdivé*

*3 = ani pravdivé, ani nepravdivé*

*4 = spíše pravdivé*

*5 = zcela pravdivé*

Vyhodnocení testu se provádí podle níže uvedeného skórovacího klíče:

- Položky, které je před vyhodnocením nutné překódovat: 4, 6, 8, 9, 10, 12, 15, 16, 22, 25, 27, 29, 32, 33, 35, 36, 37, 38, 39
- Racionální schopnost =  $(1 + 4 + 8 + 13 + 14 + 17 + 25 + 27 + 30 + 39)/10$
- Racionální postoj =  $(2 + 6 + 10 + 16 + 20 + 26 + 28 + 32 + 33 + 40)/10$
- Experienciální schopnost =  $(3 + 5 + 18 + 19 + 21 + 34 + 35 + 36 + 37 + 38)/10$
- Experienciální postoj =  $(7 + 9 + 11 + 12 + 15 + 22 + 23 + 24 + 29 + 31)/10$

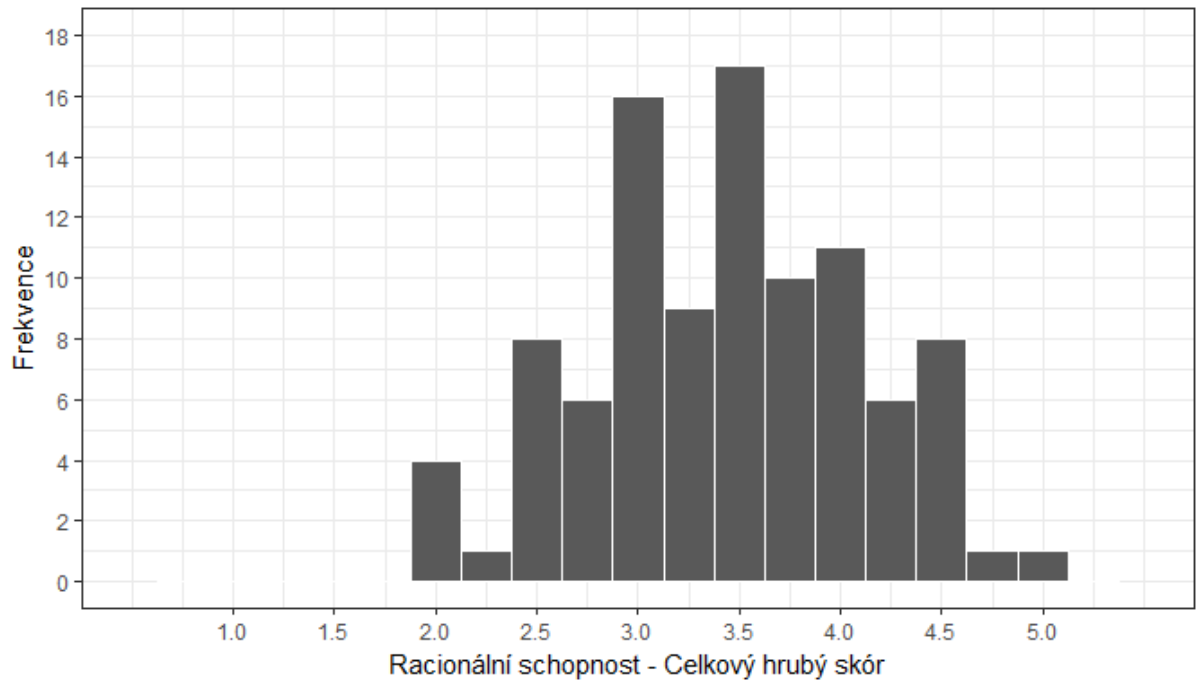
Po přepólování některých položek se zprůměrují odpovědi na čtyři sady vybraných položek, čímž vzniknou čtyři skóry vyjadřující úroveň racionální schopnosti (*Rational Ability*), racionálního postoje (*Rational Engagement*), experienciální schopnosti (*Experiential Ability*), resp. experienciálního postoje (*Experiential Engagement*). Skór na jednotlivých škálách může

dosáhnout maximálně 5 bodů a minimálně 1 bodu. Kombinací výsledků na odpovídajících si dvojicích škál (Racionální schopnost + Racionální postoj a Experienciální schopnost + Experienciální postoj) lze rovněž vytvořit dvě kompozitní škály vyjadřujících celkovou míru racionálního, resp. zkušenostního zpracovávání informací (*Rationality vs. Experientiality*). V rámci druhé výzkumné studie, kde se test REI-40 používá, se však s těmito kompozitními škálami nijak nepracuje, a proto tyto škály nebyly zařazeny do níže popsané psychometrické analýzy.

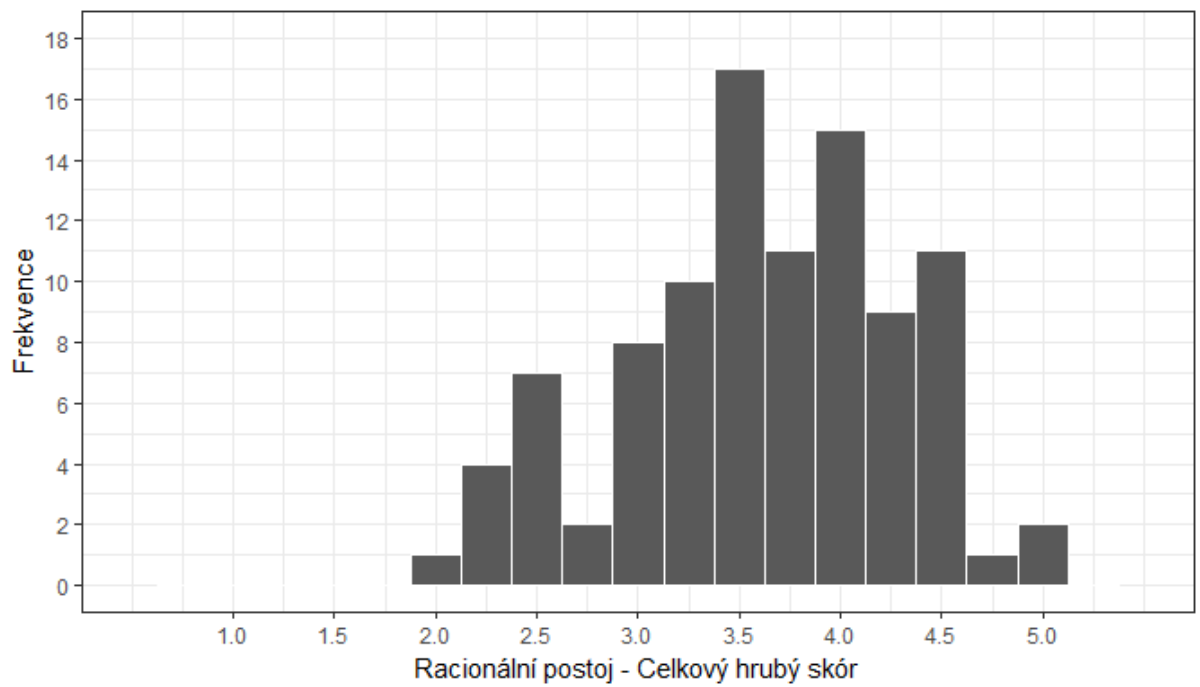
Psychometrické charakteristiky jednotlivých položek byly ověřovány na souboru  $n = 98$  osob. Tyto osoby byly rekrutovány z řad dobrovolníků přes internetovou aplikaci *Vyplň to.cz* (<https://www.vyplnto.cz/>) nebo z řad studentů FF UK v Praze, kteří si tímto způsobem plnili své studijní povinnosti v rámci předmětů Základy obecné psychologie. Sběr dat probíhal v průběhu roku 2015, přibližně v rozmezí měsíců března a června. Pilotážní soubor probandů tvořilo 28 mužů a 70 žen, 41 osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním, 51 osob s ukončeným středoškolským vzděláním s maturitou, 1 osoba s ukončeným středoškolským vzděláním bez maturity a 5 osob s ukončeným základním vzděláním; průměrný věk probandů činil 27,29 roků ( $s = 9,50$ ;  $max = 66$ ,  $min = 13$ ).

V *Grafech 36–40* je znázorněna distribuce a vzájemné vztahy hrubých skóru z jednotlivých škál testu REI tak, jak byly zjištěny v rámci pilotážního souboru. V *Tabulce 39* jsou uvedeny výstupy z bayesovské i tradiční frekventistické Pearsonovy korelační analýzy vztahu mezi škálami a v *Tabulce 40* je uvedena základní popisná statistika hrubých skóru.

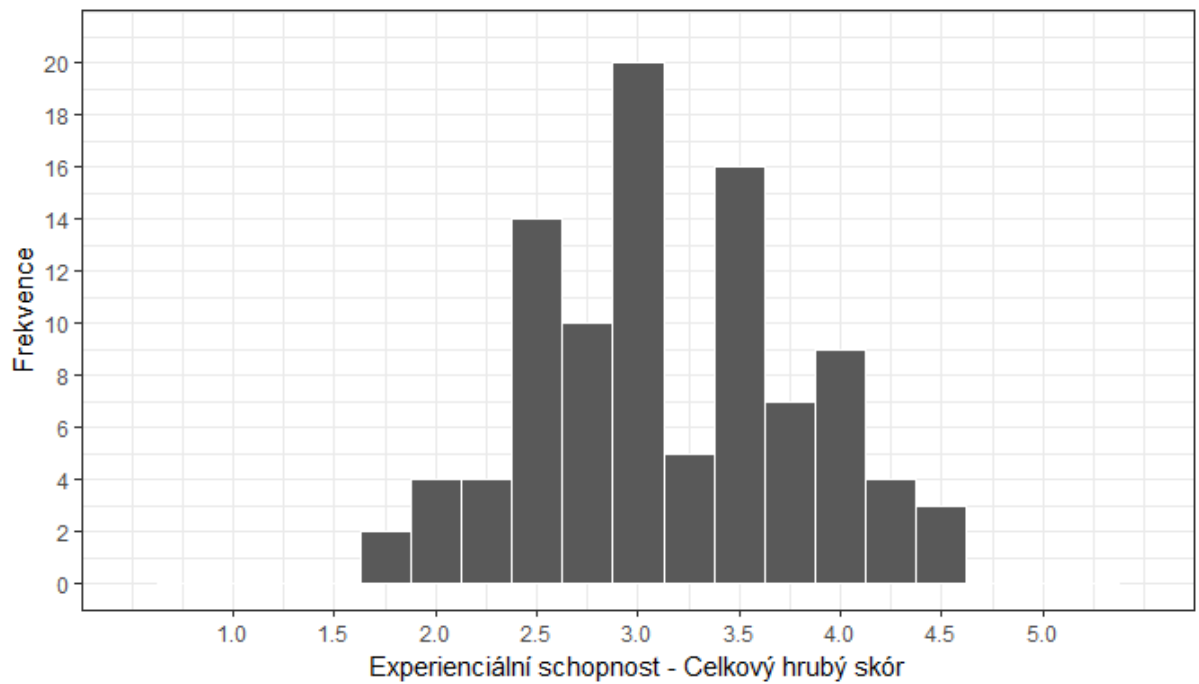
**Graf 36** Distribuce hrubého skóru na škále Racionální schopnosti v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ).



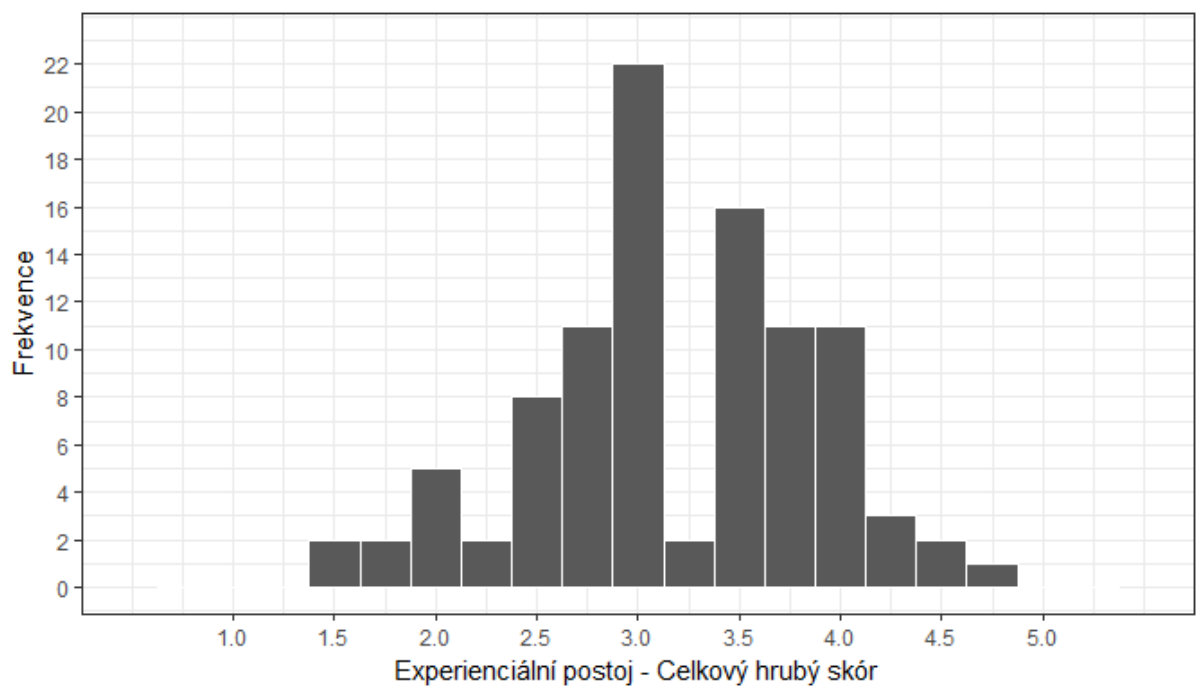
**Graf 37** Distribuce hrubého skóru na škále Racionálního postoje v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ).



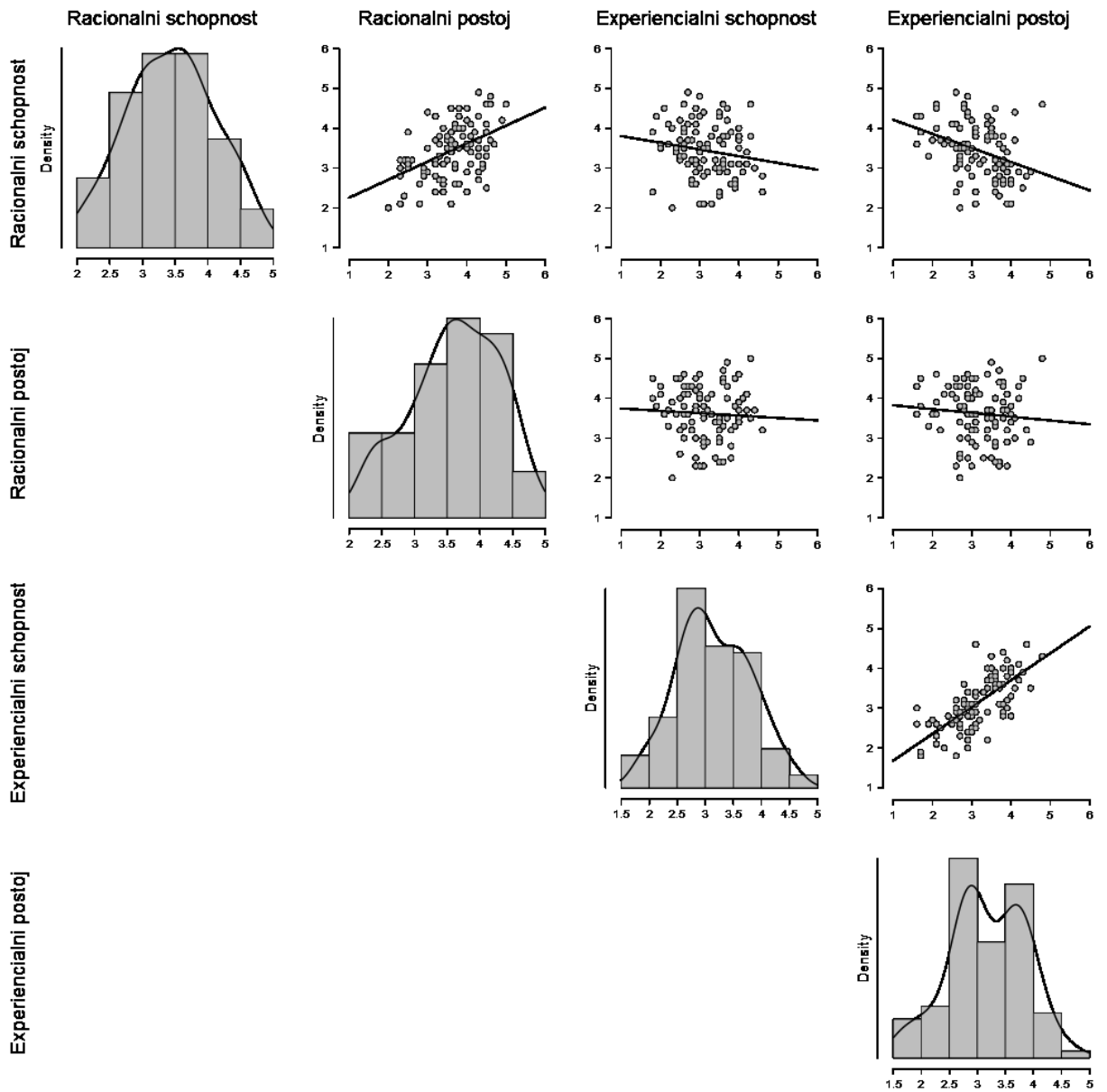
**Graf 38** Distribuce hrubého skóru na škále Experienciální schopnosti v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ).



**Graf 39** Distribuce hrubého skóru na škále Experienciálního postoje v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ).



**Graf 40** Grafické znázornění vztahu mezi hrubými skóry na čtyřech škálách inventáře REI spolu s jejich distribucí v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ).



**Tabulka 39** Výstupy z Pearsonovy korelační analýzy vztahu mezi jednotlivými škálami testu REI. V tabulce jsou uvedeny bodové odhady korelačních koeficientů spolu s p-hodnotami, Bayesovými faktory ve prospěch alternativní hypotézy (Love et al., 2015; Ly, Verhagen, & Wagenmakers, 2015) a s 95% intervaly nejvyšší hustoty (Bååth, 2014). V případě obou druhů bayesovských korelačních analýz byla použita uniformní apriorní distribuce nad hodnotami  $\rho$  od -1 do +1.

		Racionální schopnost	Racionální postoj	Experienciální schopnost	Experienciální postoj
Racionální schopnost	<i>r (Pearson)</i>	—	0,461	-0,163	-0,361
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	9515	0,450	89,012
	<i>95% HDI</i>	—	[0,29; 0,61]	[-0,38; 0,02]	[-0,54; -0,19]
	<i>p-hodnota</i>	—	< 0,001	0,108	< 0,001
Racionální postoj	<i>r (Pearson)</i>		—	-0,057	-0,095
	<i>BF<sub>10</sub></i>		—	0,147	0,194
	<i>95% HDI</i>		—	[-0,26; 0,13]	[-0,30; 0,10]
	<i>p-hodnota</i>		—	0,579	0,351
Experienciální schopnost	<i>r (Pearson)</i>			—	0,711
	<i>BF<sub>10</sub></i>			—	9,980e +20
	<i>95% HDI</i>			—	[0,61; 0,81]
	<i>p-hodnota</i>			—	< 0,001
Experienciální postoj	<i>r (Pearson)</i>				—
	<i>BF<sub>10</sub></i>				—
	<i>95% HDI</i>				—
	<i>p-hodnota</i>				—

**Tabulka 40** Základní popisná statistika hrubého skóru na škálách testu REI v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ). Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ );  $sem$  - směrodatná chyba průměru;  $min$  - minimální dosažená hodnota HS;  $max$  - maximální dosažená hodnota HS; 1. a 3.  $q$  - 1., 2. a 3. kvartil;  $skw$  - šikmost (Pearson);  $krt$  - špičatost (Pearson).

Škála REI	$\bar{x}$	$s$	$sem$	$min$	$max$	1. $q$	2. $q$	3. $q$	$skw$	$krt$
Racionální schopnost	3,44	0,67	0,07	2,00	4,90	3,00	3,50	3,90	-0,01	-0,62
Racionální postoj	3,62	0,69	0,07	2,00	5,00	3,20	3,65	4,10	-0,31	-0,62
Experienciální schopnost	3,15	0,65	0,07	1,80	4,60	2,70	3,10	3,60	0,10	-0,59
Experienciální postoj	3,18	0,69	0,07	1,60	4,80	2,70	3,10	3,70	-0,21	-0,37

Indexy vnitřní konzistence pro škály Racionální schopnosti, Racionálního postoje, Experienciální schopnosti a Experienciálního postoje dosahují hodnot 0,836, 0,865, 0,843 a 0,865 (*Cronbachova  $\alpha$* ), resp. 0,791, 0,883, 0,785 a 0,840 (*Guttmanův Split-half koeficient reliability*). Čtyřfaktorová struktura celého testu a unidimenzionalita jeho jednotlivých škál byla ověřována prostřednictvím CFA metodou ML v programu AMOS 21.0.0. Hodnoty indexů shody mezi teoreticky předpokládanými a empiricky pozorovanými daty indikují spíše menší

**Tabulka 41** Indexy shody mezi modelem a daty v rámci CFA struktury testu REI a jeho jednotlivých škál.

	$\chi^2$	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>RMSEA</i>
REI	1298,60	738	< 0,001	0,699	0,682	0,088
Racionální schopnost	89,23	35	< 0,001	0,843	0,799	0,126
Racionální postoj	106,89	35	< 0,001	0,820	0,768	0,146
Experienciální schopnost	63,79	35	0,002	0,909	0,883	0,092
Experienciální postoj	73,92	35	< 0,001	0,884	0,851	0,107

míru souladu mezi jednotlivými modely a daty - viz *Tabulka 41*. V rámci strukturálního modelu celého testu REI, který umožňuje korelaci pouze mezi dvěma si odpovídajícími škálami (Racionální schopnost + Racionální postoj a Experienciální schopnost + Experienciální postoj), jsou faktorové nálože všech položek statisticky signifikantní ( $p \leq 0,003$ ) a bodový odhad jejich velikosti se pohybuje v rozmezí od 0,323 do 0,857 (v průměru 0,61); interkorelace mezi dvěma odpovídajícími si faktory jsou statisticky signifikantní - v případě dvojice faktorů Racionální schopnost/Racionální má hodnotu 0,494 ( $p = 0,003$ ) a v případě dvojice faktorů Experienciální schopnost/Experienciální má hodnotu 0,866 ( $p < 0,001$ ). Přestože jednodimenzionální modely jednotlivých dílčích škál se v rámci CFA nejeví být příliš v souladu s dostupnými daty (viz *Tabulka 41*), podle EFA provedené v programu STATISTICA 8.0 metodou ML se za odpověďmi na položky v rámci dané škály vždy skrývá pouze jeden výrazně dominantní faktor s vlastním číslem větším než 1, který vždy vysvětluje přibližně 40 % sdílené variability odpovědí<sup>1</sup>. Vzhledem k těmto skutečnostem a při zohlednění odolnosti IRT modelů vůči drobným odchylkám od předpokladu unidimenzionality jsem k popisu položek v rámci jednotlivých škál použil unidimenzionální IRT model pro polytomní položky, konkrétně generalizovaný model pro odstupňovaný kredit GPCM, který popisuje položky prostřednictvím parametrů obtížnosti a kategoriálních protnutí. Hodnoty parametrů byly odhadnuty primárně metodou BE a pro srovnání rovněž metodou MML. K odhadu hodnot parametrů byly použity počítačové programy *rjags*, *JAGS*, *ltm* a *R*. Adekvátnost IRT modelů byla ověřena porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 4 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru. Výsledky IRT analýzy jsou uvedeny v *Tabulkách 42–57* a v *Grafech 41–52*. Z výsledků IRT analýzy je patrné, že v rámci daného pilotážního souboru je zvolený IRT model adekvátní pro všechny čtyři škály. V rámci pilotážního souboru respondentů jsou

<sup>1</sup> Drobnou výjimku v tomto ohledu představuje škála Racionální schopnosti, u které existují dva faktory s vlastním číslem větším než 1. V případě faktoru s druhým největším vlastním číslem má však toto vlastní číslo hodnotu pouze 1,005.

položky z hlediska své obtížnosti spíše „jednoduché“ a poskytují tedy nejvíce informace o osobách s nižší mírou daného latentního rysu. Určitou výjimkou jsou v tomto ohledu položky škály Experienciálního postoje, které poskytují nejvíce informace o osobách se střední úrovni této osobnostní charakteristiky. Rozlišovací účinnost položek je většinou střední až vyšší, ale v případě několika položek je i velmi nízká. Pro úplnost jsou v *Tabulkách 58–61* uvedeny základní psychometrické charakteristiky položek rovněž dle CTT.

**Tabulka 42** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální schopnost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  - rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1$ ,  $d_2$ ,  $d_3$ ,  $d_4$  - kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 43*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$
1	1,42	-2,81	-1,14	-0,97	1,84
4	0,72	-1,42	-1,12	-0,25	1,85
8	0,23	-1,03	1,36	-1,16	2,75
13	1,03	-1,54	-0,88	0,56	1,72
14	0,73	-2,95	-0,82	-2,02	1,56
17	0,36	-2,68	-2,39	-2,26	1,42
25	1,15	-1,80	-1,04	-0,34	2,29
27	0,74	-3,23	-0,64	-1,35	1,89
30	1,21	-2,37	-1,46	-0,29	2,03
39	2,26	-2,00	-0,75	-0,40	1,23

**Tabulka 43** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální schopnost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI - interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

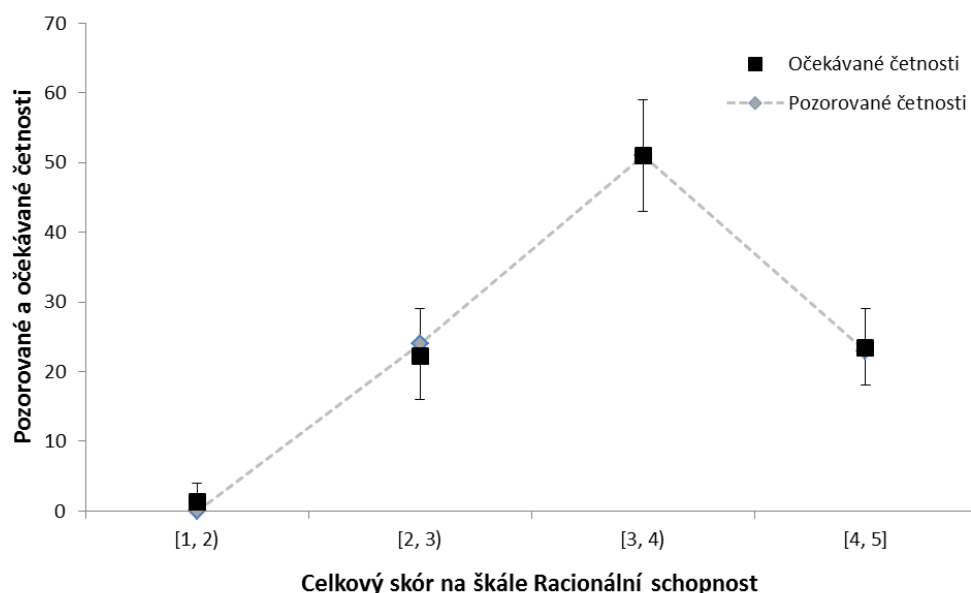
Pol.	95% HDI $_a$	95% HDI $_{d_1}$	95% HDI $_{d_2}$	95% HDI $_{d_3}$	95% HDI $_{d_4}$
1	[0,88; 2,14]	[-4,70; -1,68]	[-1,80; -0,55]	[-1,61; -0,49]	[1,26; 2,60]
4	[0,42; 1,17]	[-2,72; -0,40]	[-2,21; -0,24]	[-1,17; 0,41]	[1,08; 3,12]
8	[0,08; 0,41]	[-3,70; 1,25]	[-1,03; 3,65]	[-3,94; 0,90]	[0,26; 5,51]
13	[0,56; 1,51]	[-2,45; -0,70]	[-1,64; -0,31]	[0,02; 1,31]	[0,93; 2,64]
14	[0,43; 1,15]	[-5,07; -1,36]	[-1,94; 0,37]	[-3,49; -1,03]	[0,87; 2,71]
17	[0,22; 0,62]	[-6,03; -0,39]	[-4,96; -0,48]	[-4,67; -1,00]	[0,23; 3,06]
25	[0,69; 1,81]	[-2,81; -0,96]	[-1,78; -0,41]	[-0,94; 0,17]	[1,53; 3,36]
27	[0,42; 1,13]	[-5,57; -1,77]	[-1,64; 0,37]	[-2,51; -0,57]	[1,00; 2,96]
30	[0,73; 1,83]	[-4,10; -1,45]	[-2,17; -0,84]	[-0,82; 0,16]	[1,36; 2,91]
39	[1,44; 3,48]	[-2,87; -1,46]	[-1,14; -0,35]	[-0,78; -0,06]	[0,85; 1,73]



**Tabulka 44** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Racionální schopnost porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 4 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru (n = 98).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	s	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	0	1,36	1,10	0,00	1,00	4,00
$2 \geq x < 3$	24	22,23	3,26	16,00	22,00	29,00
$3 \geq x < 4$	51	51,04	4,27	43,00	51,00	59,00
$4 \geq x \leq 5$	23	23,38	3,04	18,00	23,00	29,00

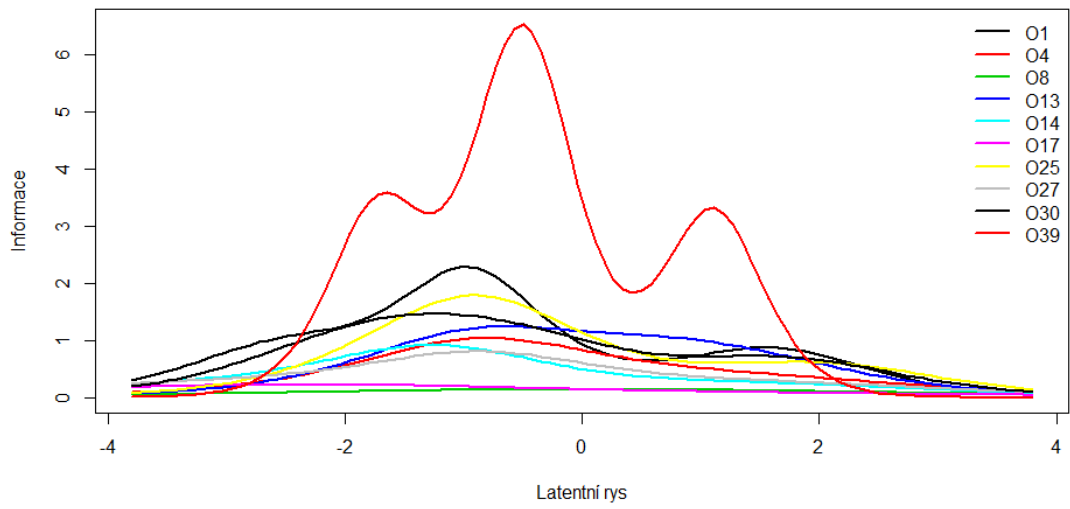
**Graf 41** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Racionální schopnost (viz také *Tabulka 44*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



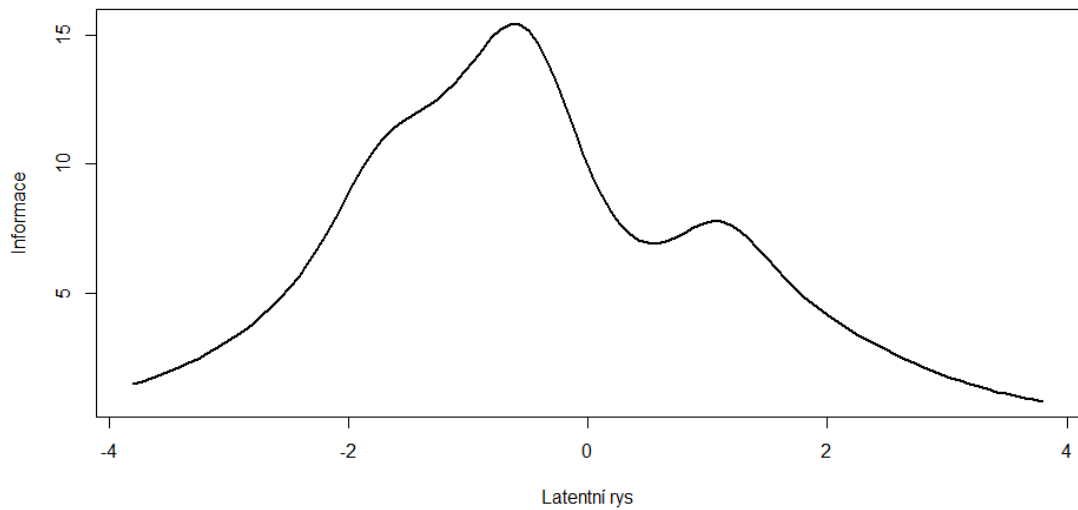
**Tabulka 45** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální schopnost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$
1	1,83	0,47	-2,58	-1,03	-0,83	1,61	0,69	0,25	0,24	0,29
4	0,99	0,24	-1,32	-0,99	-0,25	1,74	0,46	0,37	0,30	0,42
8	0,30	0,10	-1,41	1,62	-1,93	3,29	1,08	1,27	1,31	1,46
13	1,29	0,31	-1,34	-0,77	0,52	1,56	0,35	0,26	0,25	0,36
14	0,92	0,23	-2,92	-0,64	-1,80	1,48	0,95	0,47	0,52	0,39
17	0,42	0,15	-3,92	-2,19	-2,42	1,54	2,14	1,16	1,04	0,73
25	1,48	0,34	-1,59	-0,93	-0,31	2,08	0,38	0,26	0,21	0,38
27	0,92	0,23	-3,23	-0,56	-1,18	1,71	0,97	0,40	0,41	0,43
30	1,56	0,36	-2,25	-1,28	-0,27	1,82	0,58	0,28	0,20	0,34

**Graf 42** IIF položek škály Racionální schopnost dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 43** TIF škály Racionální schopnost dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 46** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální postoj dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 47*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$
2	0,60	-3,09	-1,67	1,19	2,84
6	1,37	-2,78	-1,10	-1,02	0,66
10	1,37	-2,04	-1,04	-0,68	1,12
16	0,48	-2,44	0,37	0,03	2,01
20	1,04	-2,44	-2,58	-0,84	0,79
26	0,99	-3,02	-1,48	-0,80	1,19
28	0,56	-4,61	-0,63	-0,86	1,24
32	1,77	-2,38	-1,07	-0,39	1,11
33	0,44	-3,15	-1,59	-1,48	-0,19
40	1,37	-2,92	-1,15	-0,27	1,45

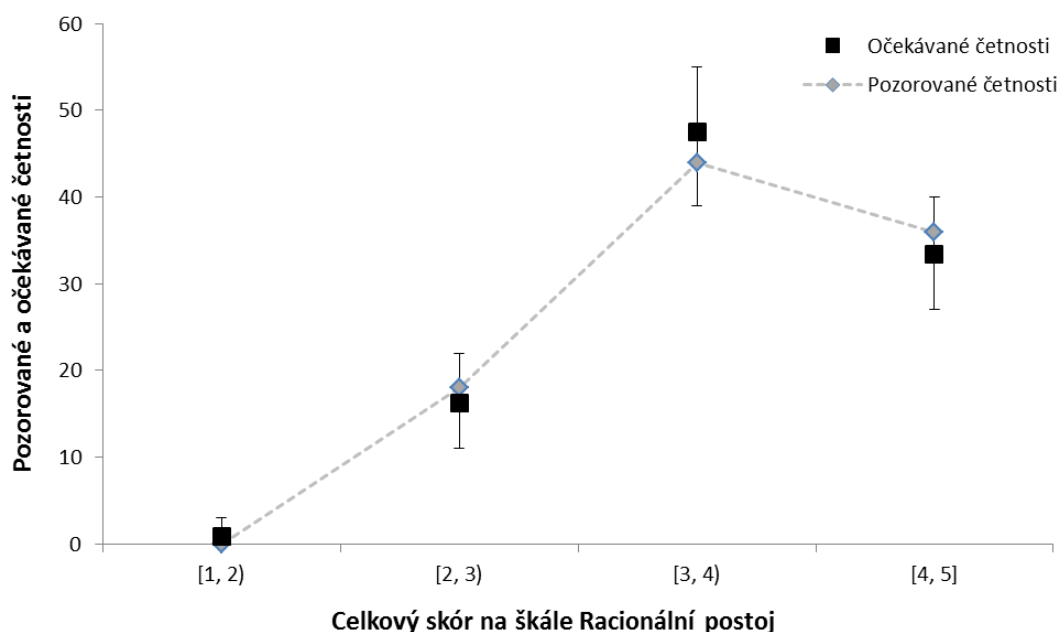
**Tabulka 47** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální postoj dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI <sub><math>a</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_1</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_2</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_3</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_4</math></sub>
2	[0,35; 0,97]	[-5,29; -1,52]	[-2,99; -0,79]	[0,31; 2,24]	[1,57; 4,69]
6	[0,79; 2,16]	[-4,80; -1,76]	[-1,82; -0,46]	[-1,77; -0,52]	[0,21; 1,10]
10	[0,82; 2,12]	[-3,14; -1,24]	[-1,65; -0,37]	[-1,36; -0,22]	[0,67; 1,74]
16	[0,25; 0,77]	[-4,28; -1,07]	[-0,66; 1,82]	[-1,27; 1,28]	[0,55; 3,60]
20	[0,58; 1,57]	[-4,64; -0,67]	[-4,08; -1,52]	[-1,54; -0,24]	[0,26; 1,43]
26	[0,55; 1,49]	[-5,44; -1,68]	[-2,56; -0,75]	[-1,55; -0,21]	[0,58; 1,89]
28	[0,34; 0,90]	[-6,94; -2,35]	[-1,85; 0,42]	[-2,06; 0,02]	[0,29; 2,34]
32	[1,06; 2,64]	[-3,63; -1,61]	[-1,60; -0,59]	[-0,82; 0,03]	[0,69; 1,58]
33	[0,24; 0,73]	[-5,80; -0,60]	[-3,76; -0,01]	[-3,57; -0,41]	[-1,64; 0,77]
40	[0,86; 2,18]	[-4,74; -1,83]	[-1,73; -0,61]	[-0,70; 0,22]	[0,96; 2,11]

**Tabulka 48** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Racionální postoj porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 4 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	0	0,83	0,86	0,00	1,00	3,00
$2 \geq x < 3$	18	16,24	2,68	11,00	16,00	22,00
$3 \geq x < 4$	44	47,50	4,11	39,00	47,00	55,00
$4 \geq x \leq 5$	36	33,43	3,32	27,00	33,00	40,00

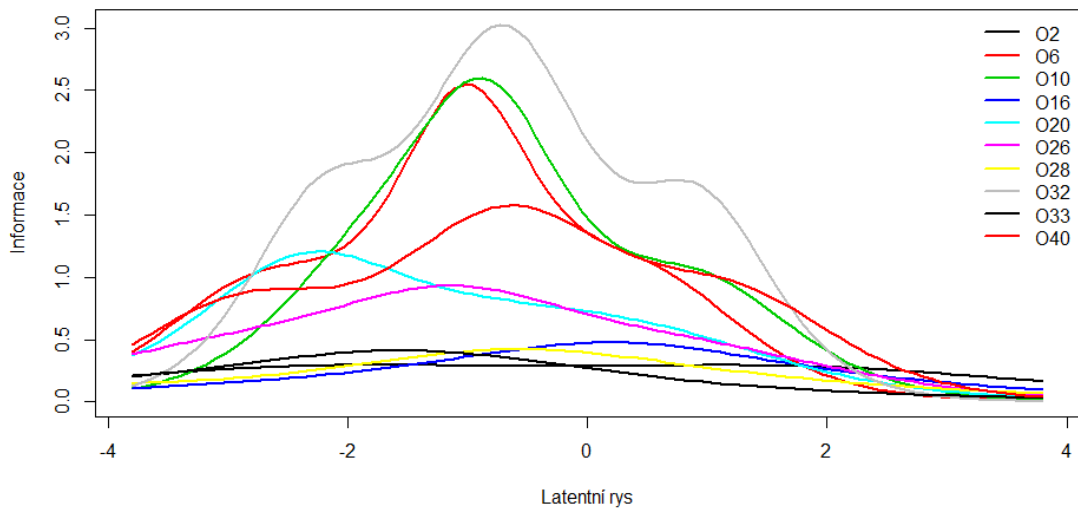
**Graf 44** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Racionální postoj (viz také *Tabulka 48*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



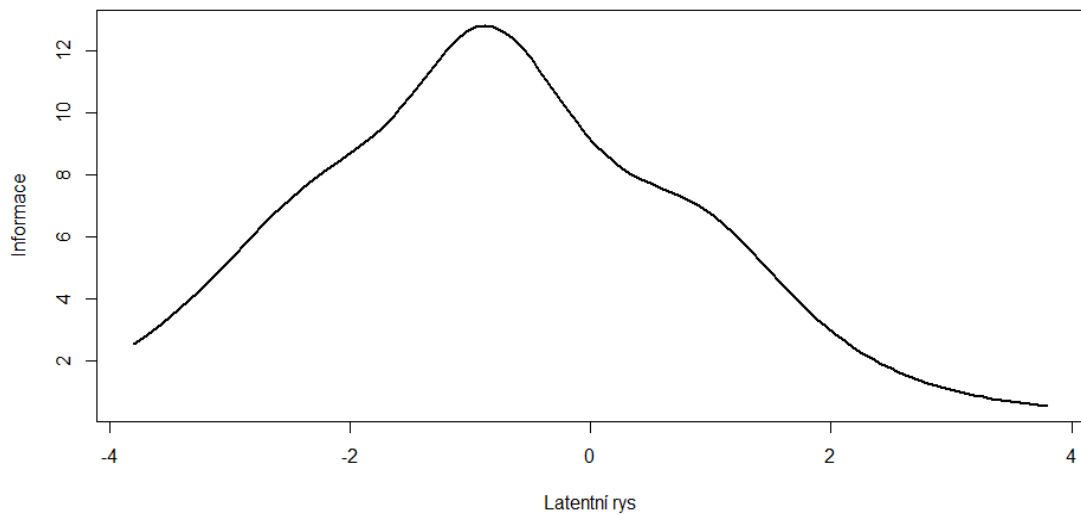
**Tabulka 49** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální postoj dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  - rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4$  - kategoriální protnutí položek;  $se$  - odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$
2	0,68	0,19	-3,40	-1,69	1,09	2,84	1,12	0,54	0,45	0,84
6	1,88	0,45	-2,78	-1,10	-0,94	0,56	0,67	0,26	0,23	0,19
10	1,86	0,42	-1,94	-0,95	-0,63	0,99	0,39	0,24	0,21	0,22
16	0,63	0,16	-2,37	0,36	-0,05	1,86	0,72	0,50	0,50	0,63
20	1,23	0,31	-2,57	-2,36	-0,82	0,73	0,98	0,57	0,26	0,25
26	1,13	0,29	-3,32	-1,48	-0,79	1,09	1,06	0,39	0,29	0,30
28	0,64	0,17	-5,47	-0,57	-0,97	1,20	1,97	0,52	0,51	0,47
32	2,45	0,59	-2,25	-1,03	-0,37	0,97	0,43	0,19	0,17	0,19
33	0,55	0,16	-3,69	-1,54	-1,55	-0,30	1,59	0,81	0,68	0,49
40	1,72	0,38	-2,94	-1,11	-0,25	1,32	0,72	0,24	0,19	0,26

**Graf 45** IIF položek ze škály Racionální postoj dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 46** TIF škály Racionální postoj dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 50** Základní parametry jednotlivých položek škály Experienciální schopnost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  - rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1$ ,  $d_2$ ,  $d_3$ ,  $d_4$  - kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 51*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$
3	0,88	-3,26	-0,61	-0,62	2,07
5	0,38	-2,74	-0,84	-1,46	4,18
18	0,58	-2,24	-1,50	0,56	2,54
19	0,55	-2,79	0,12	0,05	3,45
21	1,00	-1,81	-0,73	0,77	2,38
34	1,49	-2,26	-0,41	0,32	2,67
35	1,40	-2,12	-0,53	-0,19	1,87
36	1,75	-1,93	-0,77	0,52	2,52
37	0,48	-3,56	-0,03	-0,01	3,99
38	0,97	-3,59	-1,01	-0,26	1,44

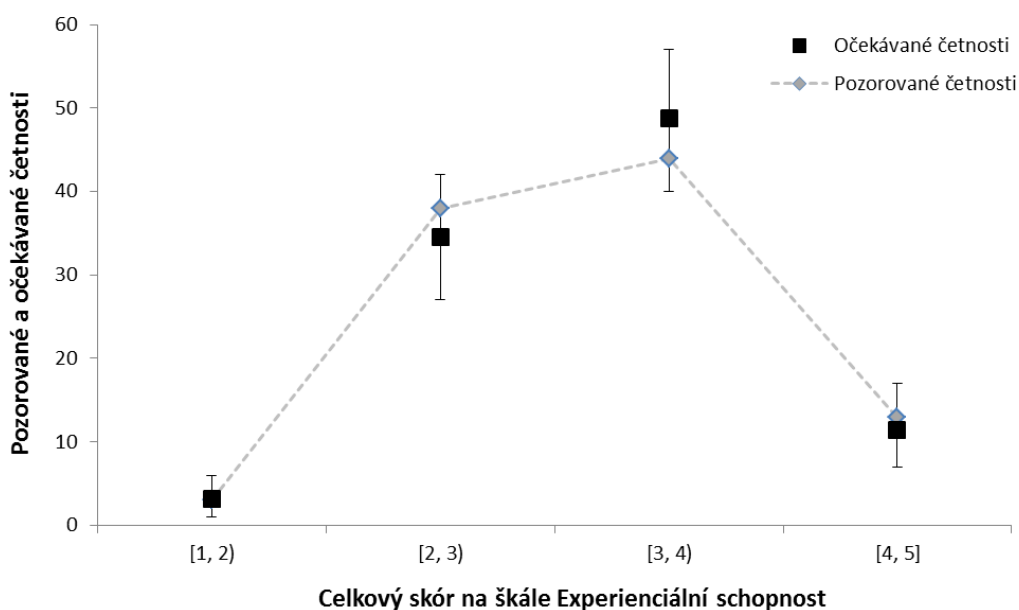
**Tabulka 51** Základní parametry jednotlivých položek škály Experienciální schopnost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI <sub>a</sub>	95% HDI <sub>d1</sub>	95% HDI <sub>d2</sub>	95% HDI <sub>d3</sub>	95% HDI <sub>d4</sub>
3	[0,53; 1,35]	[-5,20; -1,90]	[-1,49; 0,05]	[-1,47; -0,02]	[1,30; 3,22]
5	[0,22; 0,59]	[-5,14; -0,89]	[-2,55; 0,75]	[-3,33; -0,36]	[2,58; 6,84]
18	[0,32; 0,93]	[-4,00; -0,82]	[-2,97; -0,62]	[-0,33; 1,55]	[1,32; 4,34]
19	[0,32; 0,87]	[-4,86; -1,65]	[-0,76; 1,28]	[-1,11; 0,96]	[2,05; 5,53]
21	[0,63; 1,64]	[-2,81; -1,04]	[-1,39; -0,19]	[0,19; 1,42]	[1,49; 3,66]
34	[0,93; 2,25]	[-3,40; -1,57]	[-0,90; -0,01]	[-0,14; 0,76]	[1,87; 3,91]
35	[0,90; 2,29]	[-3,02; -1,34]	[-1,03; -0,05]	[-0,69; 0,25]	[1,27; 2,66]
36	[1,08; 2,69]	[-2,75; -1,35]	[-1,19; -0,37]	[0,12; 0,90]	[1,79; 3,51]
37	[0,29; 0,74]	[-5,92; -1,99]	[-1,02; 1,22]	[-1,30; 1,01]	[2,38; 6,49]
38	[0,58; 1,47]	[-5,69; -2,07]	[-1,82; -0,39]	[-0,84; 0,35]	[0,77; 2,22]

**Tabulka 52** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Experienciální schopnost porovnáním simulované četnosti možných skóů (rozdělených do 4 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóů v rámci pilotážního souboru (n = 98).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	3	3,18	1,51	1,00	3,00	6,00
$2 \geq x < 3$	38	34,55	3,72	27,00	35,00	42,00
$3 \geq x < 4$	44	48,80	4,25	40,00	49,00	57,00
$4 \geq x \leq 5$	13	11,47	2,53	7,00	11,00	17,00

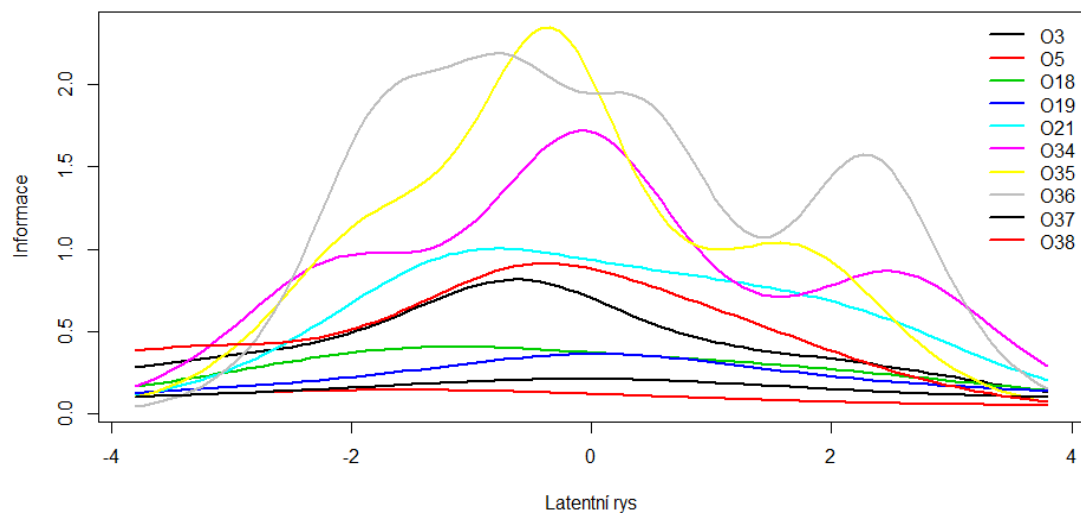
**Graf 47** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Experienciální schopnost (viz také *Tabulka 52*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



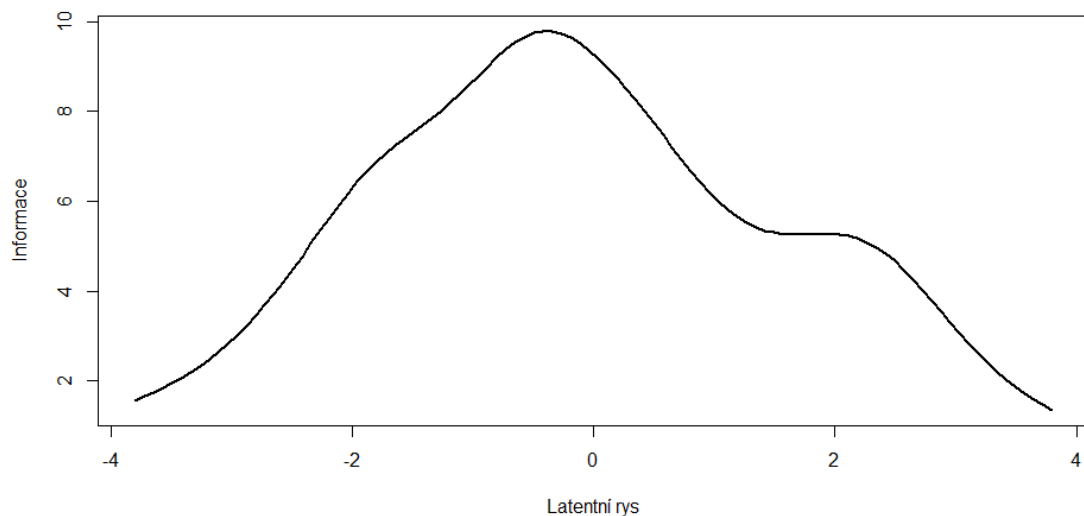
**Tabulka 53** Základní parametry jednotlivých položek škály Experienciální schopnost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou MML). Vysvětlivky:  $\alpha$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametru.

Pol.	$\alpha$	$se_\alpha$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$
3	1,00	0,24	-3,36	-0,64	-0,64	2,06	0,91	0,34	0,33	0,46
5	0,34	0,13	-3,71	-0,68	-2,21	5,86	1,74	0,95	1,17	2,27
18	0,69	0,18	-2,28	-1,49	0,56	2,57	0,77	0,51	0,39	0,72
19	0,61	0,16	-3,10	0,27	-0,10	3,68	0,91	0,48	0,48	1,05
21	1,29	0,30	-1,73	-0,70	0,73	2,34	0,40	0,25	0,25	0,48
34	1,79	0,42	-2,20	-0,42	0,32	2,57	0,42	0,20	0,19	0,47
35	1,92	0,44	-1,94	-0,53	-0,13	1,75	0,35	0,20	0,19	0,29
36	2,45	0,57	-1,80	-0,70	0,50	2,32	0,30	0,18	0,16	0,37
37	0,48	0,15	-4,37	0,18	-0,22	4,98	1,49	0,59	0,60	1,66
38	1,15	0,26	-3,69	-0,99	-0,20	1,37	1,05	0,31	0,26	0,33

**Graf 48** IIF položek ze škály Experienciální schopnost dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 49** TIF škály Experienciální schopnost dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 54** Základní parametry jednotlivých položek škály Experienciální postoj dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 55*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$
7	1,10	-2,84	-0,53	0,11	2,24
9	0,82	-2,53	0,22	-0,06	2,01
11	0,59	-2,99	-1,47	-0,14	2,16
12	0,47	-2,33	0,17	1,22	3,52
15	1,10	-1,49	-0,28	0,45	1,86
22	0,66	-1,74	-0,63	0,11	2,63
23	1,30	-3,02	-0,57	-0,18	2,14
24	1,34	-2,71	-0,49	-0,12	2,58
29	0,99	-3,37	-0,25	-0,16	2,33
31	0,85	-3,88	-1,79	-1,53	1,26

**Tabulka 55** Základní parametry jednotlivých položek škály Experienciální postoj dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

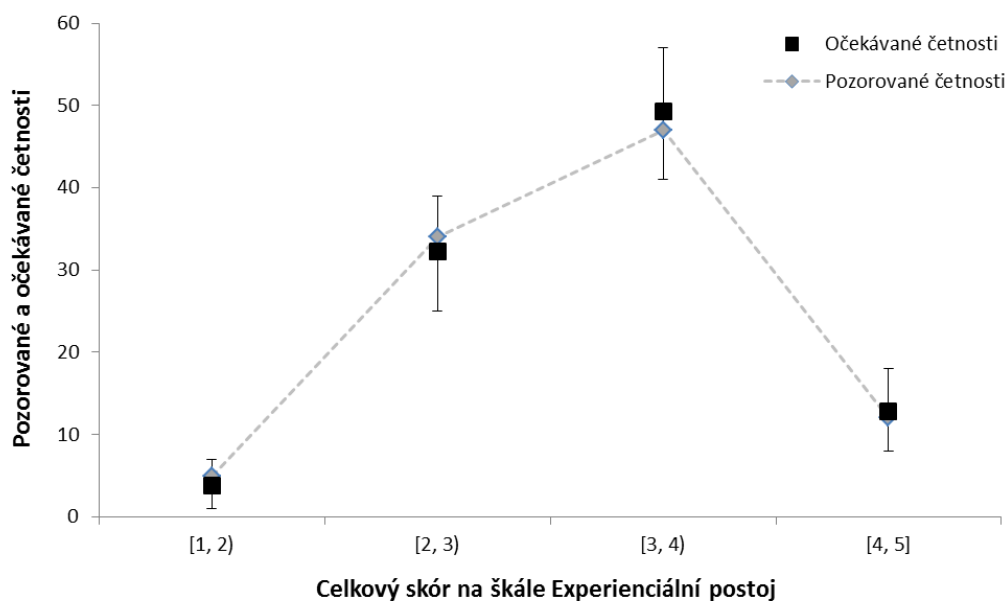
Pol.	95% HDI $_a$	95% HDI $_{d_1}$	95% HDI $_{d_2}$	95% HDI $_{d_3}$	95% HDI $_{d_4}$
7	[0,64; 1,66]	[-4,35; -1,84]	[-1,12; 0,06]	[-0,43; 0,66]	[1,39; 3,28]
9	[0,52; 1,38]	[-4,11; -1,63]	[-0,55; 0,95]	[-0,85; 0,61]	[1,23; 3,30]
11	[0,34; 0,97]	[-5,29; -1,44]	[-2,89; -0,55]	[-1,01; 0,73]	[1,09; 3,60]
12	[0,25; 0,74]	[-4,46; -1,20]	[-0,93; 1,34]	[0,03; 2,71]	[1,94; 6,37]
15	[0,69; 1,78]	[-2,23; -0,79]	[-0,83; 0,30]	[-0,10; 0,99]	[1,16; 2,88]
22	[0,39; 1,09]	[-3,04; -0,62]	[-1,64; 0,22]	[-0,75; 0,87]	[1,56; 4,36]
23	[0,76; 2,06]	[-4,56; -2,00]	[-1,03; 0,03]	[-0,77; 0,24]	[1,49; 3,20]
24	[0,80; 2,02]	[-4,02; -1,76]	[-0,96; 0,09]	[-0,68; 0,34]	[1,81; 3,92]
29	[0,60; 1,52]	[-5,25; -2,19]	[-0,83; 0,42]	[-0,85; 0,42]	[1,50; 3,59]
31	[0,50; 1,39]	[-7,17; -1,99]	[-3,16; -0,77]	[-2,75; -0,84]	[0,61; 2,11]

**Tabulka 56** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Experienciální postoj porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 4 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru ( $n = 98$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	5	3,75	1,54	1,00	4,00	7,00
$2 \geq x < 3$	34	32,20	3,65	25,00	32,00	39,00
$3 \geq x < 4$	47	49,25	4,18	41,00	49,00	57,00
$4 \geq x \leq 5$	12	12,80	2,64	8,00	13,00	18,00



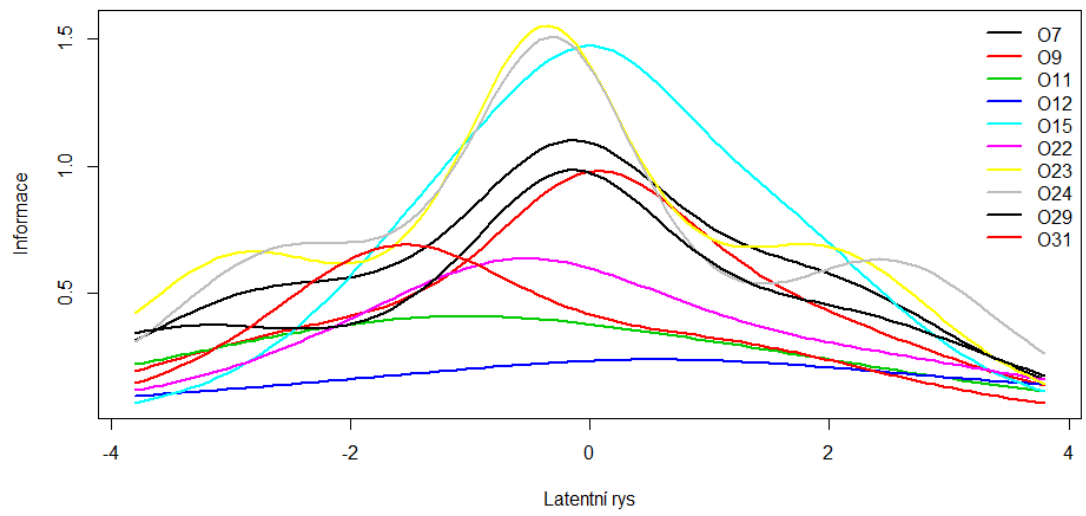
**Graf 50** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Experienciální postoj (viz také *Tabulka 56*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



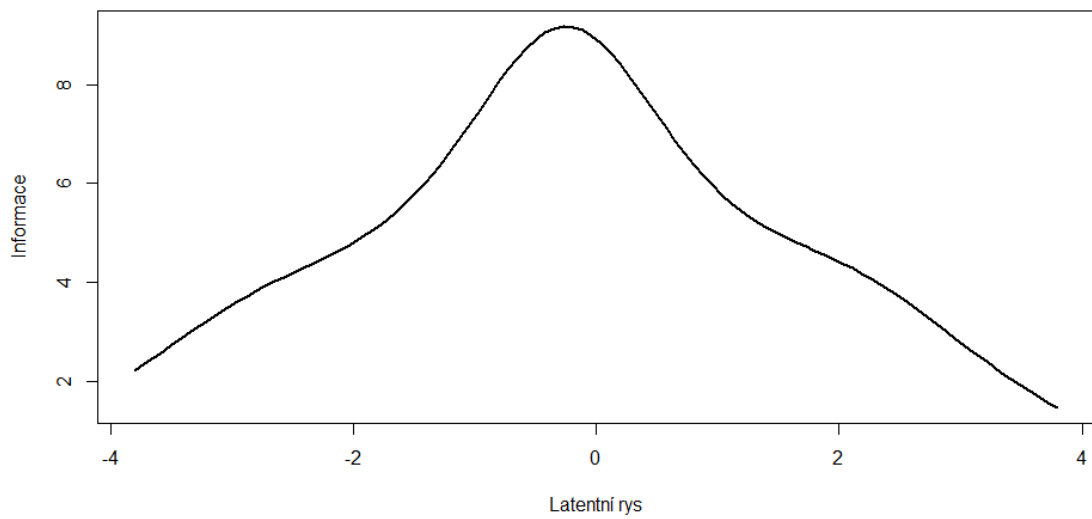
**Tabulka 57** Základní parametry jednotlivých položek škály Experienciální postoj dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$
7	1,31	0,30	-2,85	-0,51	0,13	2,12	0,60	0,26	0,25	0,43
9	1,05	0,25	-2,53	0,11	-0,08	2,00	0,57	0,33	0,32	0,46
11	0,71	0,18	-3,30	-1,53	-0,11	2,12	1,03	0,52	0,38	0,60
12	0,51	0,15	-2,72	0,17	1,13	4,48	0,90	0,52	0,61	1,56
15	1,41	0,33	-1,44	-0,26	0,41	1,82	0,32	0,25	0,24	0,38
22	0,81	0,20	-1,74	-0,63	0,07	2,65	0,53	0,39	0,36	0,67
23	1,55	0,38	-2,98	-0,54	-0,20	2,06	0,63	0,24	0,24	0,39
24	1,53	0,36	-2,67	-0,48	-0,11	2,54	0,53	0,24	0,24	0,49
29	1,16	0,28	-3,47	-0,25	-0,14	2,29	0,82	0,29	0,29	0,49
31	0,99	0,25	-1,76	-1,57	1,23	N/A	0,52	0,44	0,34	N/A

**Graf 51** IIF položek ze škály Experienciální postoj dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 52** TIF škály Experienciální postoj dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 58** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální schopnost dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóre;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skóre (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědi (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi (po přepólování vybraných položek); *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Položka	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědi (% respondentů)</i>					Celkem %	<i>Cronb. <math>\alpha_R</math></i>
				1	2	3	4	5		
1	3,66	0,88	0,67	1,0	12,2	18,4	56,1	12,2	100	0,810
4	3,29	1,16	0,54	9,2	15,3	26,5	35,7	13,3	100	0,820
8	2,91	1,33	0,28	18,4	25,5	15,3	28,6	12,2	100	0,852
13	3,05	1,14	0,63	10,2	20,4	34,7	23,5	11,2	100	0,811
14	3,78	0,98	0,48	2,0	12,2	12,2	53,1	20,4	100	0,826
17	3,87	0,97	0,27	2,0	8,2	17,3	45,9	26,5	100	0,843
25	3,33	1,03	0,62	6,1	15,3	26,5	43,9	8,2	100	0,812
27	3,58	1,02	0,50	2,0	17,3	17,3	46,9	16,3	100	0,824
30	3,48	0,91	0,60	2,0	12,2	31,6	43,9	10,2	100	0,816
39	3,46	1,09	0,80	3,1	20,4	20,4	39,8	16,3	100	0,794

**Tabulka 59** Základní parametry jednotlivých položek škály Racionální postoj dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóre;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skóre (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědi (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi (po přepólování vybraných položek); *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Položka	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědi (% respondentů)</i>					Celkem %	<i>Cronb. <math>\alpha_R</math></i>
				1	2	3	4	5		
2	3,13	0,89	0,47	3,1	18,4	46,9	25,5	6,1	100	0,860
6	3,92	1,00	0,63	1,0	11,2	14,3	41,8	31,6	100	0,848
10	3,64	1,09	0,70	4,1	13,3	18,4	42,9	21,4	100	0,842
16	2,99	1,21	0,50	10,2	30,6	21,4	25,5	12,2	100	0,862
20	3,94	0,88	0,63	1,0	4,1	23,5	42,9	28,6	100	0,850
26	3,77	0,95	0,60	1,0	10,2	22,4	43,9	22,4	100	0,851
28	3,60	1,07	0,46	1,0	19,4	20,4	36,7	22,4	100	0,863
32	3,62	1,03	0,73	2,0	14,3	23,5	39,8	20,4	100	0,840
33	4,02	1,06	0,43	2,0	9,2	15,3	31,6	41,8	100	0,865
40	3,53	0,97	0,69	1,0	15,3	28,6	39,8	15,3	100	0,844

**Tabulka 60** Základní parametry jednotlivých položek škály *Experienciální schopnost* dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóre;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skóre (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědi (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi (po přepólování vybraných položek); *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Položka	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědi (% respondentů)</i>					Celkem %	<i>Cronb. <math>\alpha_R</math></i>
				1	2	3	4	5		
3	3,42	1,00	0,58	2,0	20,4	22,4	43,9	11,2	100	0,825
5	3,31	1,05	0,29	6,1	18,4	21,4	46,9	7,1	100	0,851
18	3,16	1,01	0,48	6,1	17,3	38,8	29,6	8,2	100	0,834
19	2,94	1,06	0,47	7,1	32,7	24,5	30,6	5,1	100	0,836
21	2,95	1,01	0,63	8,2	23,5	38,8	24,5	5,1	100	0,820
34	3,01	,96	0,71	4,1	29,6	30,6	32,7	3,1	100	0,814
35	3,23	1,07	0,68	5,1	23,5	23,5	38,8	9,2	100	0,815
36	3,03	,92	0,71	5,1	22,4	39,8	29,6	3,1	100	0,814
37	2,99	1,01	0,33	5,1	31,6	26,5	32,7	4,1	100	0,847
38	3,48	1,01	0,58	1,0	18,4	28,6	35,7	16,3	100	0,825

**Tabulka 61** Základní parametry jednotlivých položek škály *Experienciální postoj* dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóre;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skóre (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědi (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi (po přepólování vybraných položek); *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Položka	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědi (% respondentů)</i>					Celkem %	<i>Cronb. <math>\alpha_R</math></i>
				1	2	3	4	5		
7	3,15	1,00	0,62	3,1	26,5	29,6	33,7	7,1	100	0,849
9	3,04	1,12	0,62	6,1	32,7	21,4	30,6	9,2	100	0,849
11	3,40	0,99	0,51	3,1	15,3	32,7	36,7	12,2	100	0,858
12	2,69	1,02	0,40	11,2	34,7	30,6	20,4	3,1	100	0,867
15	2,91	1,16	0,70	12,2	26,5	27,6	25,5	8,2	100	0,842
22	3,05	1,12	0,57	10,2	21,4	28,6	32,7	7,1	100	0,853
23	3,28	0,98	0,64	2,0	24,5	24,5	41,8	7,1	100	0,847
24	3,18	0,97	0,63	3,1	25,5	25,5	41,8	4,1	100	0,849
29	3,17	1,01	0,59	2,0	29,6	24,5	36,7	7,1	100	0,852
31	3,94	0,82	0,53	0,0	7,1	15,3	54,1	23,5	100	0,857

Na přiloženém flash disku jsou ve složce *Pilotní lokalizace REI* uložena data sesbíraná v rámci pilotáže testu REI a počítačový program použitý k bayesovskému odhadu parametrů GPCM modelu. Tyto soubory jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Materials/REI\_Pilot Localization in Czech Language*).

## *Příloha E – Pilotní lokalizace testu PBS-R*

26položková Revidovaná škála přesvědčení o existenci paranormálních jevů (*Revised Paranormal Belief Scale, PBS-R*; Tobacyk, 2004) byla přeložena z anglického jazyka na základě kombinace dvou nezávislých překladů od dvou českých psychologů, z nichž jeden je autorem této dizertační práce. Níže je uvedeno znění jednotlivých položek v podobě, ve které byly administrovány souboru probandů v rámci pilotáže přeloženého testu a později také účastníkům druhé výzkumné studie:

1. *Duše pokračuje ve své existenci i po smrti těla.*
2. *Někteří jedinci dokážou levitovat (zdvihat) předměty pouhou silou své mysli.*
3. *Černá magie skutečně existuje.*
4. *Černé kočky mohou přinášet smůlu.*
5. *Mysl nebo duše mohou opustit tělo a cestovat (tzv. astrální projekce).*
6. *Sněžný muž skutečně existuje.*
7. *Astrologie umožňuje přesně předpovídat budoucnost.*
8. *Đábel skutečně existuje.*
9. *Psychokineze - pohybování předměty pouhou silou mysli - skutečně existuje.*
10. *Čarodějnice skutečně existují.*
11. *Když člověk rozbije zrcadlo, přinese mu to smůlu.*
12. *Během změněných stavů vědomí může duch opouštět tělo.*
13. *Lochneská příšera skutečně existuje.*
14. *Horoskop přesně předpovídá budoucnost člověka.*
15. *Věřím v existenci Boha.*
16. *Myšlenky člověka mohou ovlivnit pohyb fyzického předmětu.*
17. *Prostřednictvím formulí a zaklínadel je možné na člověka uvalit kletbu.*
18. *13 je nešťastné číslo.*
19. *Reinkarnace skutečně existuje.*
20. *Na jiných planetách existuje život.*
21. *Někteří jasnozřiví jedinci dokážou přesně předpovídat budoucnost.*
22. *Nebe a peklo skutečně existují.*
23. *Číst v mysli druhého člověka není možné.*
24. *Existují skutečné případy čarodějnictví.*
25. *Komunikace s mrtvými lidmi je možná.*
26. *Někteří lidé mají nevysvětlitelnou schopnost předpovídat budoucnost.*

Testové položky byly prezentovány bez časového limitu, v jednom neměnném pořadí a s následující psanou instrukcí:

*Prostřednictvím níže uvedené sedmibodové škály vyznačte, do jaké míry souhlasíte s níže uvedenými výroky. Neexistují zde žádné „správné“, ani „špatné“ odpovědi. Pomocí tohoto inventáře chceme pouze zjistit, jaké jsou některé Vaše názory a postoje.*

1 = Rozhodně nesouhlasím

2 = Nesouhlasím

3 = Spíše nesouhlasím

4 = Nejsem si jistý/á, nedokážu se rozhodnout

5 = Spíše souhlasím

6 = Souhlasím

7 = Rozhodně souhlasím

Vyhodnocení testu se provádí podle níže uvedeného skórovacího klíče:

- Položky, které je před vyhodnocením nutné překódovat: 23
- Tradiční náboženská víra =  $(1 + 8 + 15 + 22)/4$
- Parapsychologie =  $(2 + 9 + 16 + 23)/4$
- Čarodějnictví =  $(3 + 10 + 17 + 24)/4$
- Pověřivost =  $(4 + 11 + 18)/3$
- Spiritismus =  $(5 + 12 + 19 + 25)/4$
- Neobvyklé formy života =  $(6 + 13 + 20)/3$
- Prekognice =  $(7 + 14 + 21 + 26)/4$

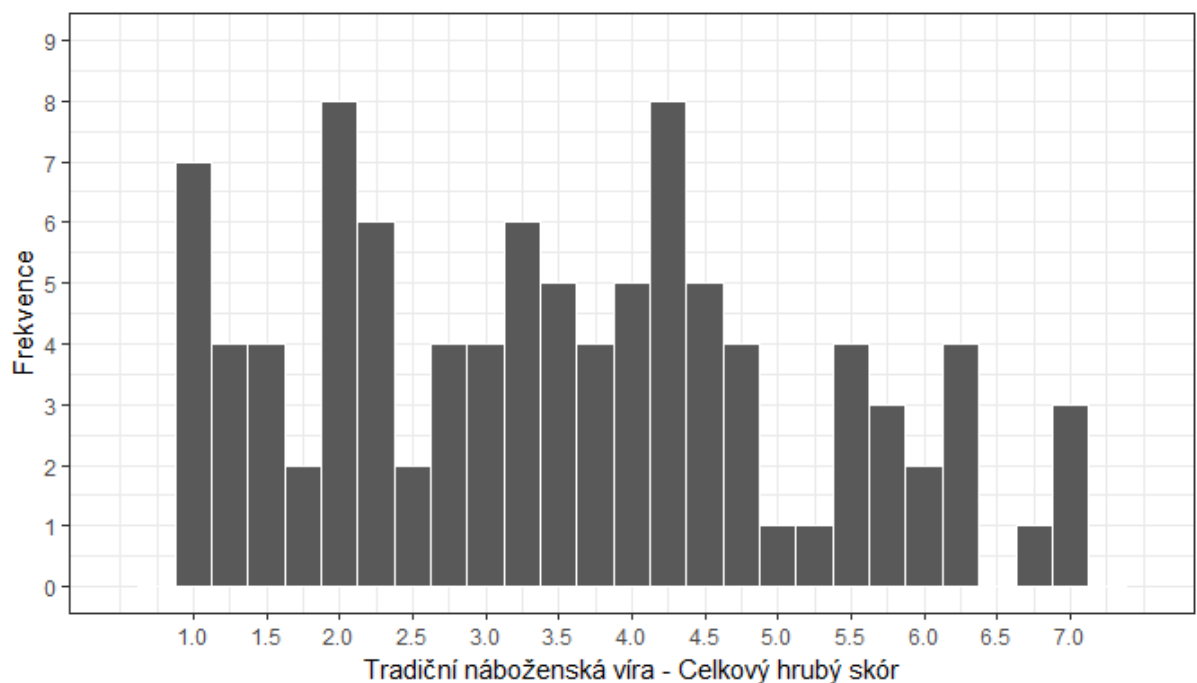
Zprůměrováním odpovědí na sedm sad vybraných položek vznikne sedm skórů vyjadřujících sílu přesvědčení o existenci paranormálních jevů v sedmi různých oblastech: tradiční náboženská víra (*Traditional Religious Belief*), parapsychologie (*Psi*), čarodějnictví (*Witchcraft*), pověřivost (*Superstition*), spiritismus (*Spiritualism*), neobvyklé formy života (*Extraordinary Life Forms*) a prekognice (*Precognition*). Celkový skór na jednotlivých škálách může vždy dosáhnout maximálně 7 bodů a minimálně 1 bodu.

Psychometrické charakteristiky jednotlivých položek byly ověřovány na souboru  $n = 97$  osob. Tyto osoby byly rekrutovány z řad dobrovolníků přes internetovou aplikaci *Vyplň to.cz* (<https://www.vyplnto.cz/>) nebo z řad studentů FF UK v Praze, kteří si tímto způsobem plnili své studijní povinnosti v rámci předmětů Základy obecné psychologie. Sběr dat probíhal v průběhu roku 2015, přibližně v rozmezí měsíců března a června. Pilotážní soubor probandů

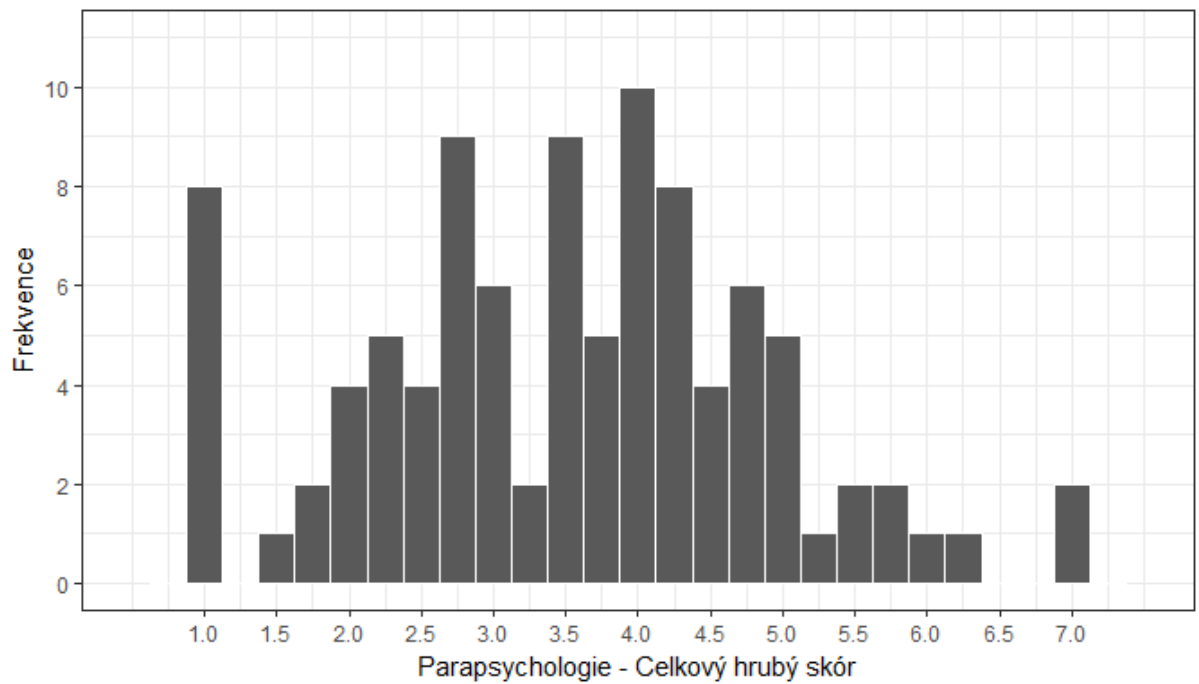
tvořilo 23 mužů a 74 žen, 34 osob s ukončeným vysokoškolským vzděláním, 58 osob s ukončeným středoškolským vzděláním s maturitou, 2 osoby s ukončeným středoškolským vzděláním bez maturity a 3 osoby s ukončeným základním vzděláním; průměrný věk probandů činil 28,52 roků ( $s = 11,40$ ;  $min = 17$ ,  $max = 71$ ).

V *Grafech 53–59* je znázorněna distribuce a vzájemné vztahy hrubých skóre z jednotlivých škál testu PBS-R tak, jak byly zjištěny v rámci pilotážního souboru. V *Tabulce 62* jsou uvedeny výstupy z bayesovské i tradiční frekventistické Pearsonovy korelační analýzy vztahu mezi škálami a v *Tabulce 63* je uvedena základní popisná statistika hrubých skóre. Hodnoty indexů vnitřní konzistence jednotlivých škál (*Cronbachova  $\alpha$*  a *Guttmanův Split-half koeficient reliability*) jsou potom uvedeny v *Tabulce 64*.

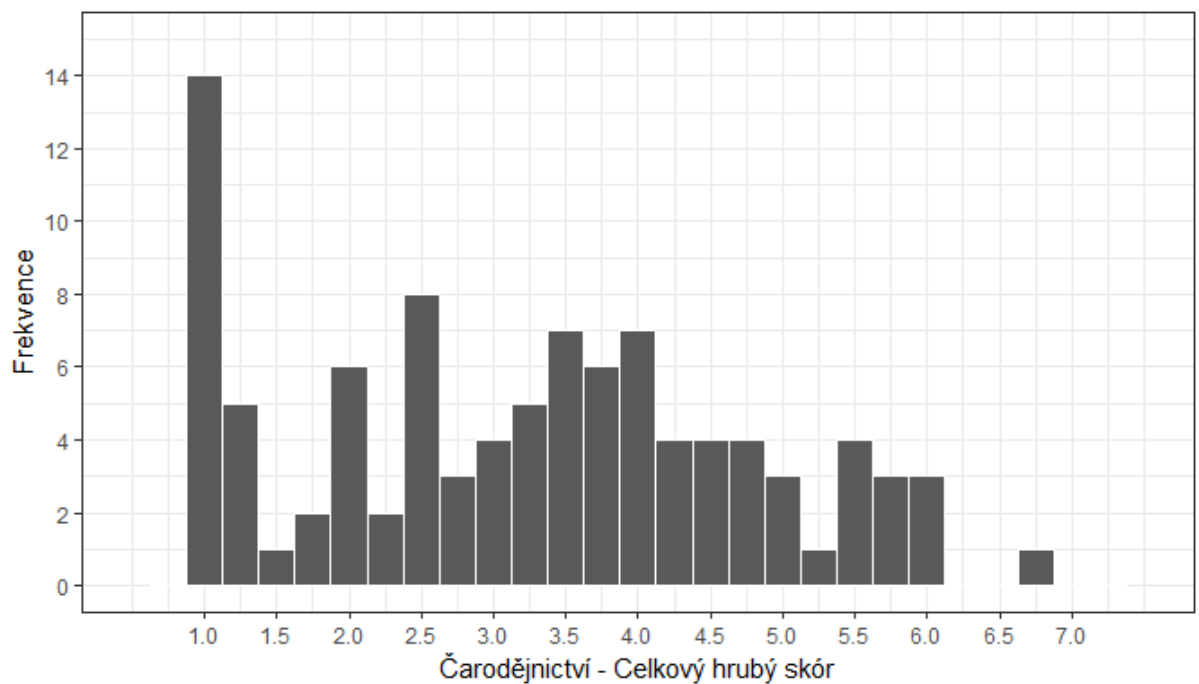
**Graf 53** Distribuce hrubého skóre na škále Tradiční náboženská víra v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).



**Graf 54** Distribuce hrubého skóru na škále Parapsychologie v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

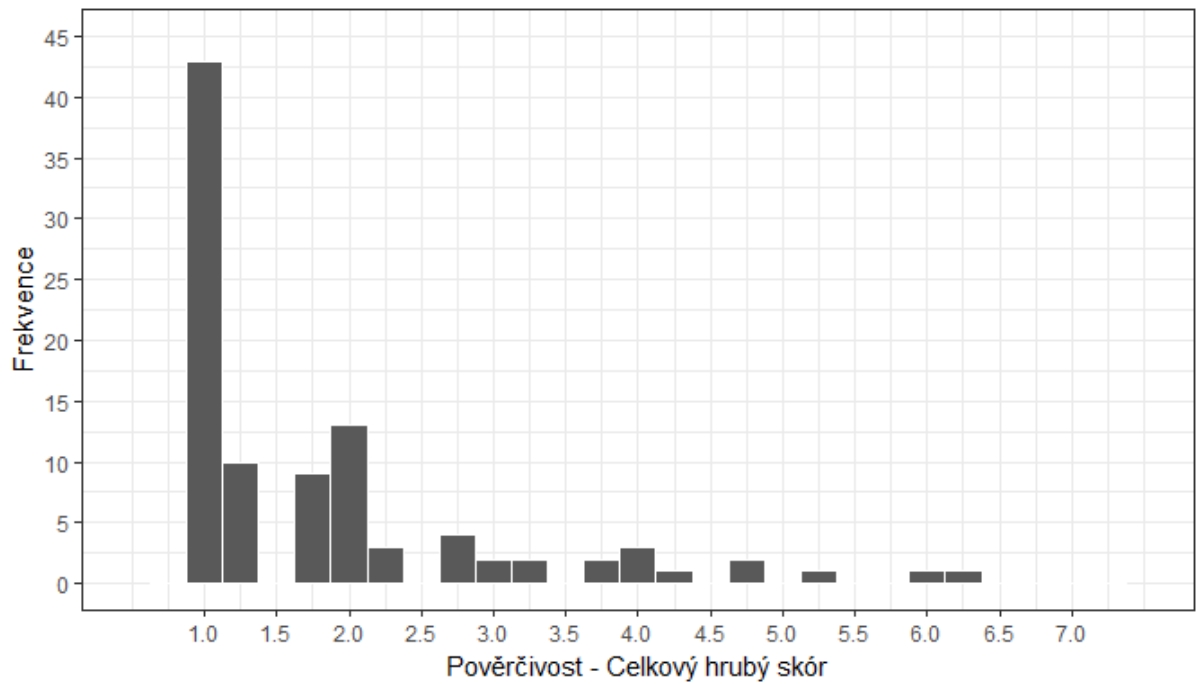


**Graf 55** Distribuce hrubého skóru na škále Čarodějnictví v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

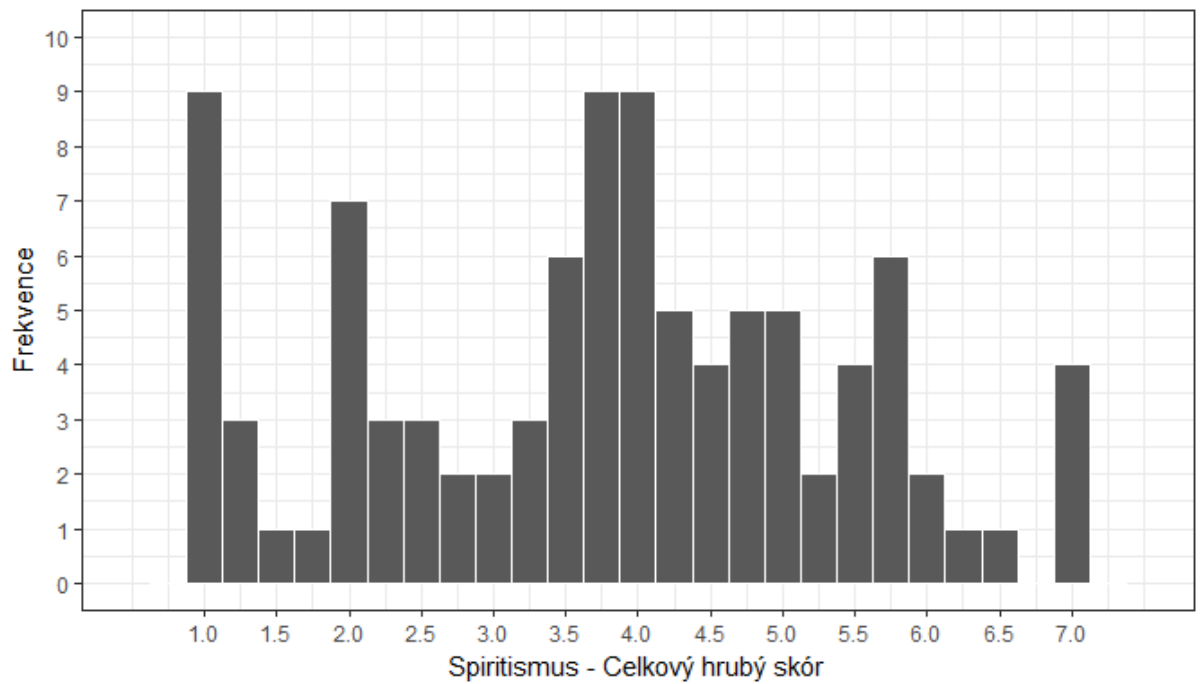




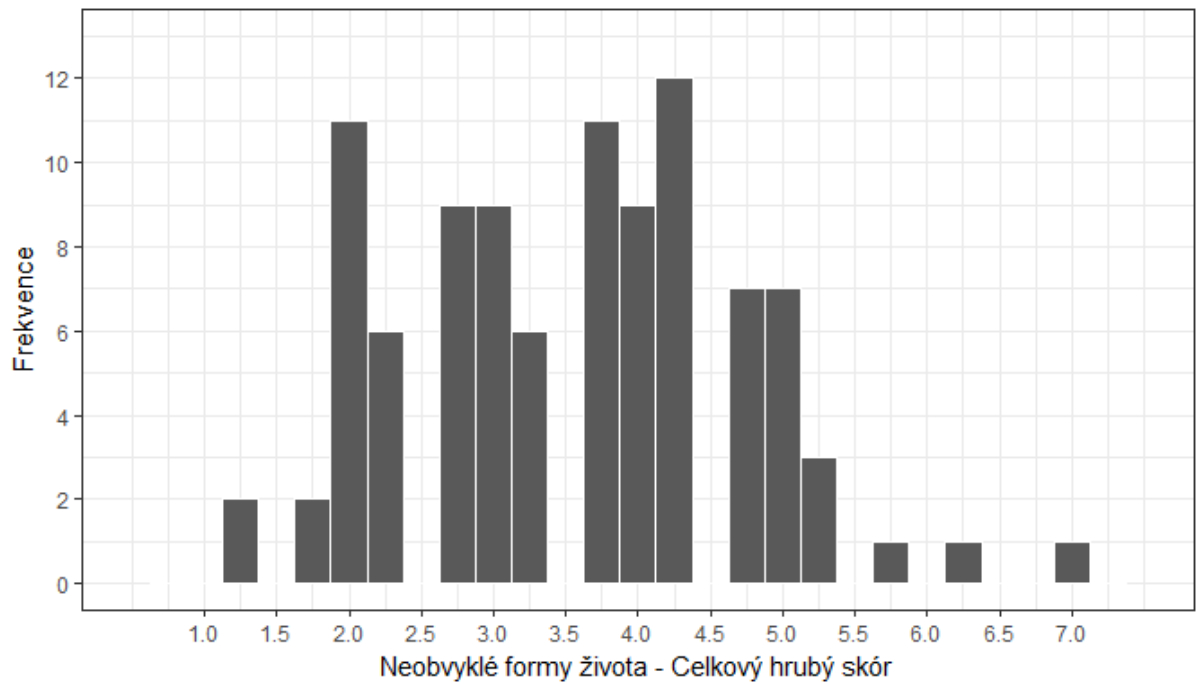
**Graf 56** Distribuce hrubého skóru na škále Pověřivost v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).



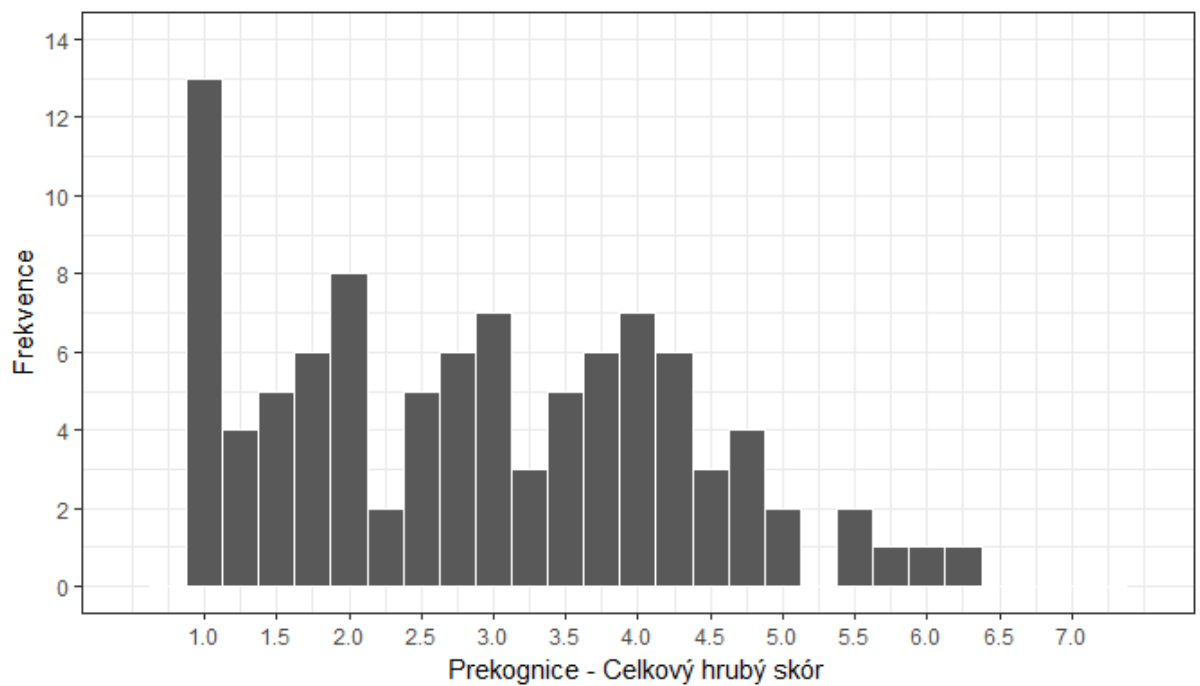
**Graf 57** Distribuce hrubého skóru na škále Spiritismus v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).



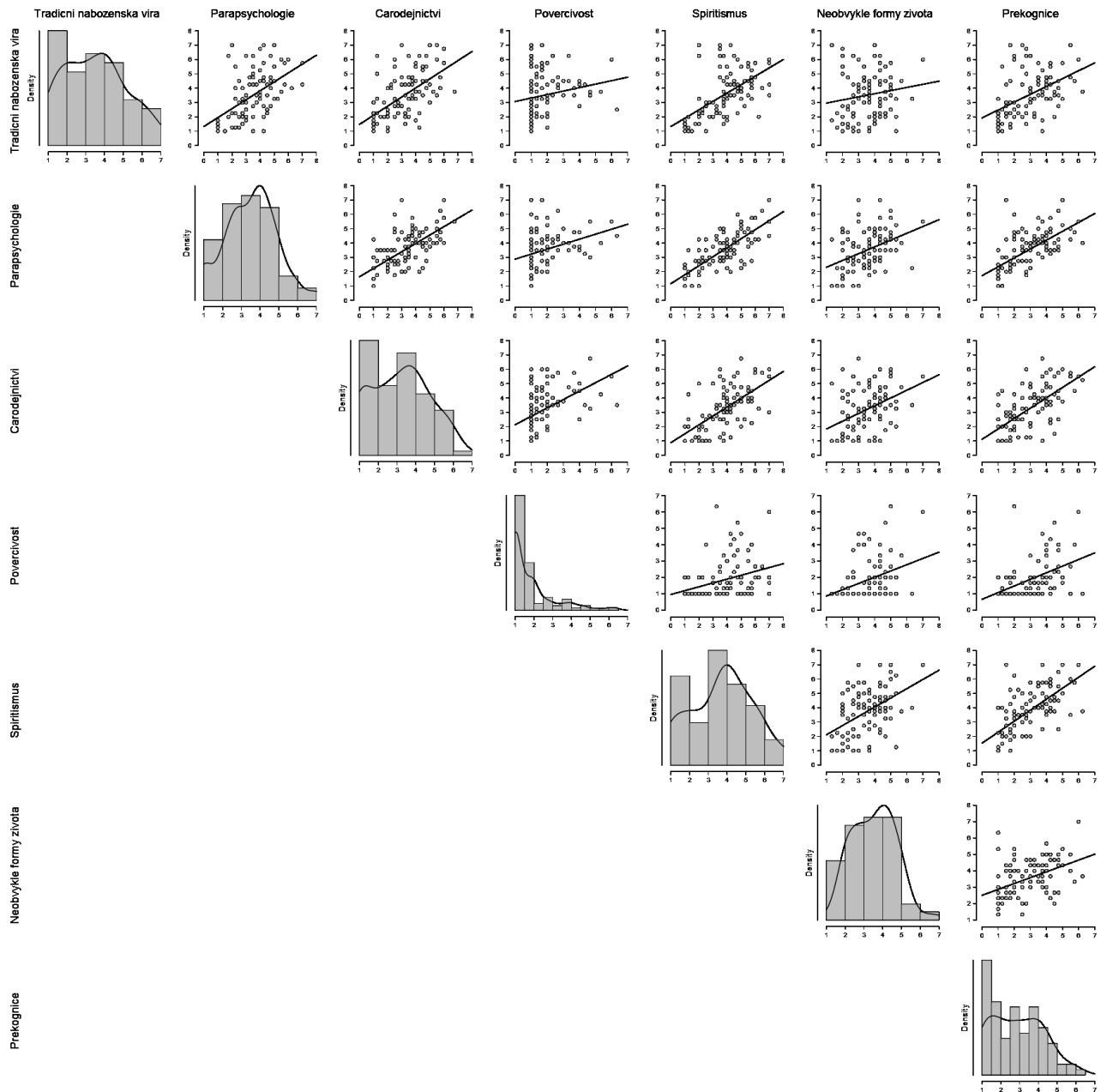
**Graf 58** Distribuce hrubého skóru na škále Neobvyklé formy života v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).



**Graf 59** Distribuce hrubého skóru na škále Prekognice v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).



**Graf 60** Grafické znázornění vztahu mezi hrubými skóry na sedmi škálách inventáře PBS-R spolu s jejich distribucí v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).



**Tabulka 62** Výstupy z Pearsonovy korelační analýzy vztahu mezi jednotlivými škálami testu PBS-R. V tabulce jsou uvedeny bodové odhady korelačních koeficientů spolu s p-hodnotami, Bayesovými faktory ve prospěch alternativní hypotézy (Love et al., 2015; Ly, Verhagen, & Wagenmakers, 2015) a s 95% intervaly nejvyšší hustoty (Bååth, 2014). V případě obou druhů bayesovských korelačních analýz byla použita uniformní apriorní distribuce nad hodnotami  $\rho$  od -1 do +1.

		Tradiční náboženská víra	Parapsychologie	Čarodějnictví	Pověřivost	Spiritismus	Neobvyklé formy života	Prekognice
Tradiční náboženská víra	<i>r (Pearson)</i>	—	0,514	0,591	0,175	0,579	0,153	0,457
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	199192	6,341e +7	0,537	2,259e +7	0,380	6740
	<i>95% HDI</i>	—	[0,36; 0,67]	[0,46; 0,72]	[-0,01; 0,38]	[0,46; 0,74]	[-0,05; 0,35]	[0,29; 0,62]
	<i>p-hodnota</i>	—	< 0,001	< 0,001	0,087	< 0,001	0,136	< 0,001
Parapsychologie	<i>r (Pearson)</i>	—	0,656	0,304	0,753	0,402	0,624	
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	8,012e +14	11,524	1,437e +27	466,715	1,236e +9	
	<i>95% HDI</i>	—	[0,53; 0,77]	[0,10; 0,48]	[0,65; 0,83]	[0,23; 0,57]	[0,51; 0,76]	
	<i>p-hodnota</i>	—	< 0,001	0,002	< 0,001	< 0,001	< 0,001	
Čarodějnictví	<i>r (Pearson)</i>	—	—	0,454	0,661	0,407	0,647	
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	—	5901,089	2,270e +15	568,282	1,169e +10	
	<i>95% HDI</i>	—	—	[0,30; 0,63]	[0,54; 0,78]	[0,24; 0,58]	[0,52; 0,76]	
	<i>p-hodnota</i>	—	—	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	
Pověřivost	<i>r (Pearson)</i>	—	—	—	0,322	0,371	0,467	
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	—	—	20,87	125,625	11601	
	<i>95% HDI</i>	—	—	—	[0,12; 0,50]	[0,14; 0,52]	[0,33; 0,66]	
	<i>p-hodnota</i>	—	—	—	0,001	< 0,001	< 0,001	
Spiritismus	<i>r (Pearson)</i>	—	—	—	—	0,456	0,646	
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	—	—	—	6458,898	1,015e +10	
	<i>95% HDI</i>	—	—	—	—	[0,27; 0,60]	[0,54; 0,77]	
	<i>p-hodnota</i>	—	—	—	—	< 0,001	< 0,001	
Neobvyklé formy života	<i>r (Pearson)</i>	—	—	—	—	—	0,426	
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	—	—	—	—	1437	
	<i>95% HDI</i>	—	—	—	—	—	[0,27; 0,60]	
	<i>p-hodnota</i>	—	—	—	—	—	< 0,001	
Prekognice	<i>r (Pearson)</i>	—	—	—	—	—	—	
	<i>BF<sub>10</sub></i>	—	—	—	—	—	—	
	<i>95% HDI</i>	—	—	—	—	—	—	
	<i>p-hodnota</i>	—	—	—	—	—	—	

**Tabulka 63** Základní popisná statistika hrubého skóru na škálách testu PBS-R v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ). Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměr;  $s$  - směrodatná odchylka ( $n - 1$ );  $sem$  - směrodatná chyba průměru;  $min$  - minimální dosažená hodnota HS;  $max$  - maximální dosažená hodnota HS;  $1. q$ ,  $2. q$  a  $3. q$  - 1., 2. a 3. kvartil;  $skw$  - šikmost (Pearson);  $krt$  - špičatost (Pearson).

Škála PBS-R	$\bar{x}$	$s$	$sem$	$min$	$max$	$1. q$	$2. q$	$3. q$	$skw$	$krt$
Tradiční náboženská víra	3,51	1,65	0,17	1,00	7,00	2,00	3,50	4,50	0,27	-0,82
Parapsychologie	3,52	1,37	0,14	1,00	7,00	2,75	3,50	4,25	0,08	-0,21
Čarodějnictví	3,21	1,54	0,16	1,00	6,75	2,00	3,25	4,25	0,14	-0,93
Pověřivost	1,84	1,19	0,12	1,00	6,33	1,00	1,33	2,00	1,82	2,97
Spiritismus	3,75	1,64	0,17	1,00	7,00	2,50	3,75	5,00	-0,05	-0,76
Neobvyklé formy života	3,55	1,16	0,12	1,33	7,00	2,67	3,67	4,33	0,23	-0,33
Prekognice	2,90	1,38	0,14	1,00	6,25	1,75	2,75	4,00	0,30	-0,82

**Tabulka 64** Vnitřní konzistence jednotlivých škál testu PBS-R.

Škála PBS-R	<i>Cronbachova <math>\alpha</math></i>	<i>Split-half reliabilita (Guttman)</i>
Tradiční náboženská víra	0,868	0,847
Parapsychologie	0,831	0,750
Čarodějnictví	0,860	0,875
Pověřivost	0,884	0,710
Spiritismus	0,906	0,887
Neobvyklé formy života	0,708	0,307
Prekognice	0,866	0,746

Sedmifaktorová struktura celého testu i unidimenzionalita jeho jednotlivých škál byla ověřována prostřednictvím CFA metodou ML v programu AMOS 21.0.0. V případě strukturálního modelu celého testu PBS-R hodnoty indexů shody mezi teoreticky předpokládanými a empiricky pozorovanými daty indikují menší míru souladu mezi modelem a daty - viz *Tabulka 65*. V rámci sedmifaktorového modelu celého testu PBS-R, který umožňuje korelaci mezi všemi jednotlivými faktory, jsou faktorové nálože všech položek statisticky signifikantní ( $p < 0,002$ ) a bodový odhad jejich velikosti se pohybuje v rozmezí od 0,322 do 0,947 (v průměru 0,78). Interkorelace mezi jednotlivými faktory jsou statisticky signifikantní ( $p < 0,022$ ) (nebo alespoň téměř statisticky signifikantní)<sup>1</sup> a pohybují se v rozmezí od 0,235 do 0,788 (v průměru 0,55). Přestože jednodimenzionální modely jednotlivých dílčích škál se v rámci CFA nejeví být příliš v souladu s dostupnými daty (viz *Tabulka 65*), podle EFA provedené v programu STATISTICA 8.0 metodou ML se za odpověďmi na položky v rámci dané škály vždy skrývá pouze jeden výrazně dominantní faktor s vlastním

<sup>1</sup> V případě dvojice faktorů Tradiční náboženská víra a Neobvyklé formy života je zjištěná interkorelace ( $r = 0,235$ ) pouze téměř statisticky signifikantní ( $p = 0,053$ ).

číslem větším než 1, který vysvětluje minimálně polovinu, většinou však dvě třetiny sdílené variability odpovědí.

**Tabulka 65** Indexy shody mezi modelem a daty v rámci CFA struktury testu PBS-R a jeho jednotlivých škál.

	$\chi^2$	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>RMSEA</i>
PBS-R	715,02	278	<0,001	0,784	0,748	0,128
Tradiční náboženská víra	21,54	2	<0,001	0,906	0,719	0,319
Parapsychologie	6,94	2	0,031	0,979	0,937	0,160
Čarodějnictví	9,19	2	0,010	0,961	0,883	0,193
Pověřivost	0	0	N/A	1,000	N/A	0,751
Spiritismus	3,16	2	0,206	0,995	0,986	0,078
Neobvyklé formy života	0	0	N/A	1,000	N/A	0,567
Prekognice	57.37	20	<0,001	0,765	0,295	0,537

Vzhledem k těmto skutečnostem a při zohlednění odolnosti IRT modelů vůči drobným odchylkám od předpokladu unidimenzionality jsem k popisu jednotlivých položek použil unidimenzionální IRT model pro polytomní položky, konkrétně generalizovaný model pro odstupňovaný kredit GPCM, který popisuje položky prostřednictvím parametrů obtížnosti a kategoriálních protnutí. Hodnoty parametrů byly odhadnuty primárně prostřednictvím metody BE a pro srovnání rovněž metodou MML (tuto metodu však nebylo možné použít u tří ze sedmi škál vzhledem k povaze a množství nasbíraných dat). K odhadu hodnot parametrů byly použity počítačové programy rjags, JAGS, ltm a R. Adekvátnost IRT modelů byla ověřena porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru. Výsledky IRT analýzy jsou uvedeny v *Tabulkách 66–90* a v *Grafech 61–75*. Z výsledků IRT analýzy je patrné, že v rámci daného pilotážního souboru je zvolený IRT model adekvátní pro všech sedm škál. V rámci pilotážního souboru respondentů jsou položky z hlediska své obtížnosti spíše „obtížné“ a poskytují tedy nejvíce informace o osobách, které jsou více přesvědčeny o existenci paranormálních jevů. Rozlišovací účinnost položek je většinou střední až vyšší, ale v případě několika položek je i velmi nízká. Z hodnot parametrů kategoriálních protnutí lze usuzovat na to, že v případě mnoha položek je použita sedmibodová škála zbytečně příliš široká. Pro úplnost jsou v *Tabulkách 91–97* uvedeny základní psychometrické charakteristiky položek rovněž dle CTT.

**Tabulka 66** Základní parametry jednotlivých položek škály Tradiční náboženská víra dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 67*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
1	0,66	-0,45	-1,07	-1,33	0,03	0,88	0,65
8	1,32	-0,48	0,16	-0,37	1,16	1,08	1,44
15	0,51	-0,18	0,25	0,05	0,85	1,29	-0,45
22	1,28	-0,01	-0,11	0,30	0,62	1,69	1,51

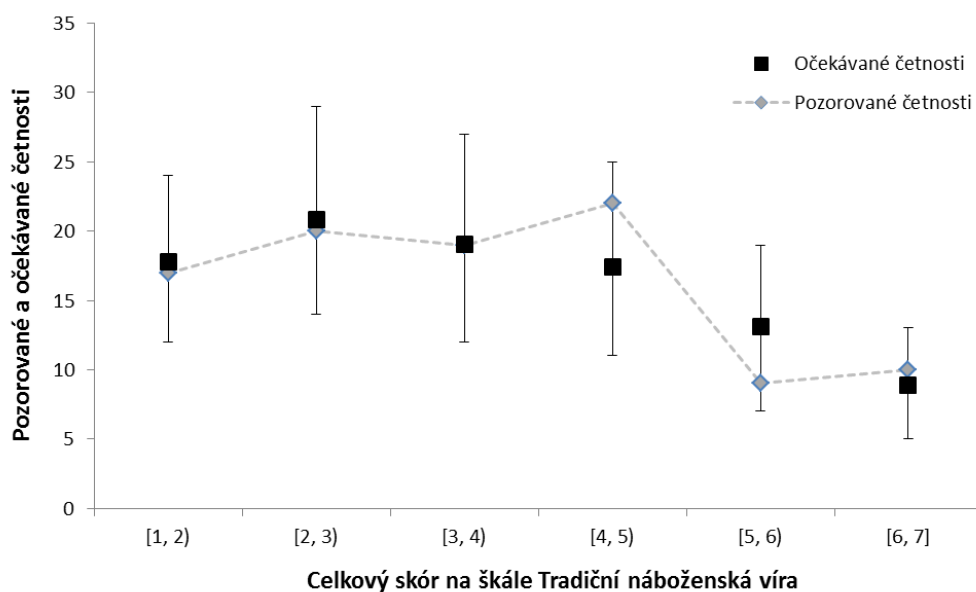
**Tabulka 67** Základní parametry jednotlivých položek škály Tradiční náboženská víra dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI $_a$	95% HDI $_{d_1}$	95% HDI $_{d_2}$	95% HDI $_{d_3}$	95% HDI $_{d_4}$	95% HDI $_{d_5}$	95% HDI $_{d_6}$
1	[0,37; 1,06]	[-1,99; 1,14]	[-2,73; 0,39]	[-3,03; -0,34]	[-1,11; 0,99]	[-0,16; 2,04]	[-0,63; 1,76]
8	[0,76; 2,31]	[-1,02; 0,15]	[-0,40; 0,98]	[-1,27; 0,20]	[0,57; 2,00]	[0,34; 2,00]	[0,46; 2,29]
15	[0,30; 0,84]	[-1,24; 1,34]	[-1,07; 1,92]	[-1,57; 1,44]	[-0,78; 2,44]	[-0,39; 3,20]	[-2,48; 1,15]
22	[0,73; 2,24]	[-0,59; 0,75]	[-0,69; 0,63]	[-0,36; 0,99]	[-0,08; 1,27]	[0,99; 2,87]	[0,44; 2,65]

**Tabulka 68** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Tradiční náboženská víra porovnáním simulované četnosti možných skóřů (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóřů v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	17	17,79	3,25	12,00	18,00	24,00
$2 \geq x < 3$	20	20,81	3,82	14,00	21,00	29,00
$3 \geq x < 4$	19	19,01	3,77	12,00	19,00	27,00
$4 \geq x < 5$	22	17,42	3,55	11,00	17,00	25,00
$5 \geq x < 6$	9	13,10	3,10	7,00	13,00	19,00
$6 \geq x \leq 7$	10	8,86	2,18	5,00	9,00	13,00

**Graf 61** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Tradiční náboženská víra (viz také *Tabulka 68*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.

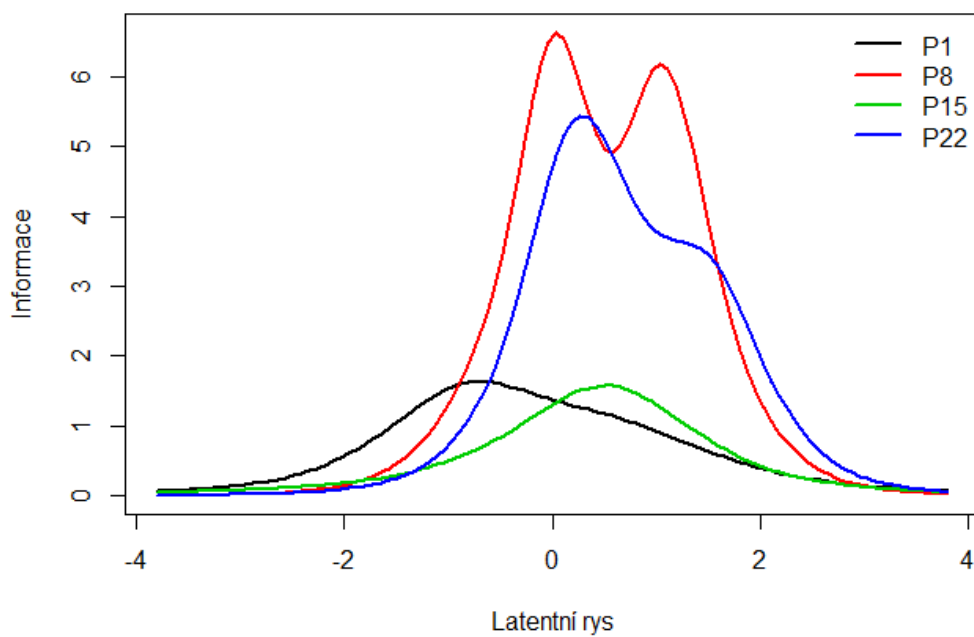


**Tabulka 69** Základní parametry jednotlivých položek škály Tradiční náboženská víra dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

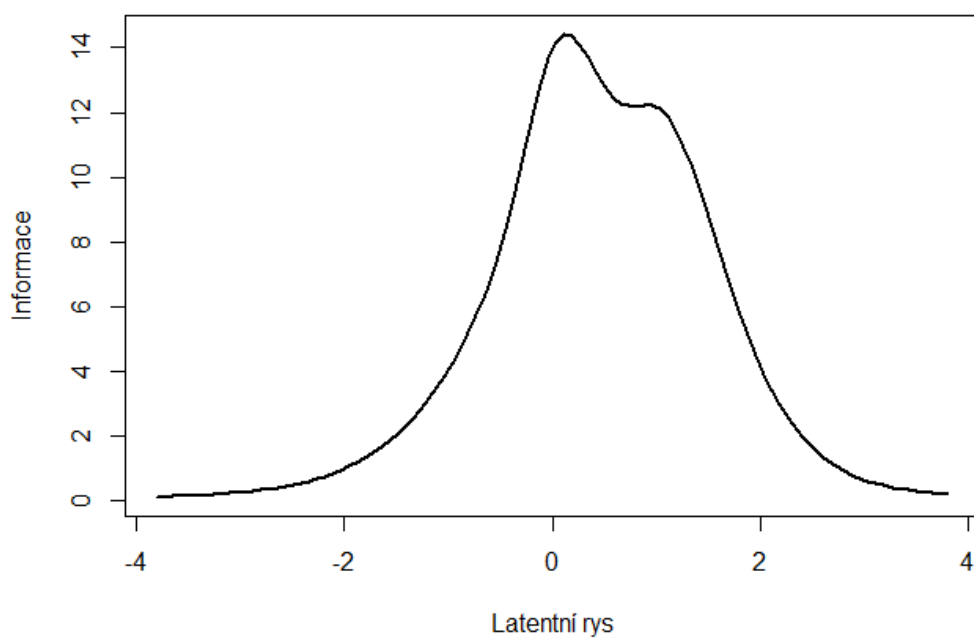
Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$	$se_{d5}$	$se_{d6}$
1	0,87	0,20	-0,59	-0,97	-1,20	0,10	0,87	0,69	0,62	0,61	0,52	0,39	0,43	0,45
8	2,40	0,90	-0,48	0,17	-0,08	0,99	1,04	1,43	0,22	0,24	0,26	0,24	0,27	0,30
15	0,68	0,16	-0,08	0,32	0,01	0,80	1,44	-0,38	0,52	0,59	0,61	0,64	0,79	0,82
22	1,94	0,61	-0,07	0,07	0,40	0,65	1,56	1,56	0,22	0,25	0,25	0,23	0,34	0,42



**Graf 62** IIF položek ze škály Tradiční náboženská víra dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 63** TIF škály Tradiční náboženská víra dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 70** Základní parametry jednotlivých položek škály Parapsychologie dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 71*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
2	2,75	-1,15	-0,11	-0,03	0,80	1,73	1,42
9	2,69	-1,12	-0,36	-0,06	0,96	1,59	1,33
16	0,81	-1,11	-0,04	-0,41	0,90	3,02	0,52
23	0,25	-0,80	-2,25	-1,12	-0,60	2,43	3,06

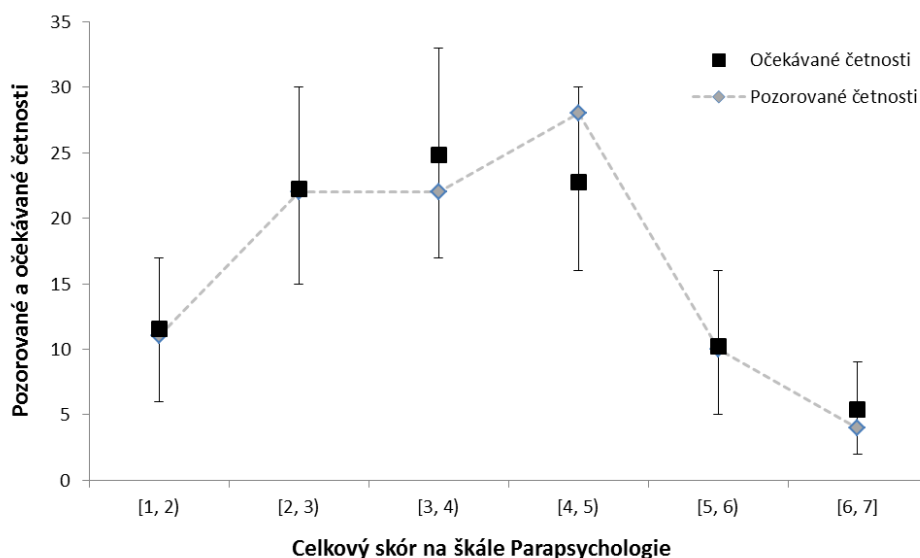
**Tabulka 71** Základní parametry jednotlivých položek škály Parapsychologie dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI $_a$	95% HDI $_{d_1}$	95% HDI $_{d_2}$	95% HDI $_{d_3}$	95% HDI $_{d_4}$	95% HDI $_{d_5}$	95% HDI $_{d_6}$
2	[1,81; 4,23]	[-1,54; -0,75]	[-0,38; 0,35]	[-0,39; 0,37]	[0,45; 1,18]	[1,12; 2,32]	[0,74; 2,14]
9	[1,67; 4,13]	[-1,50; -0,70]	[-0,72; 0,01]	[-0,40; 0,29]	[0,57; 1,37]	[1,03; 2,29]	[0,57; 1,97]
16	[0,49; 1,23]	[-1,97; -0,24]	[-0,87; 0,94]	[-1,56; 0,29]	[0,14; 1,93]	[1,73; 5,14]	[-1,45; 2,04]
23	[0,14; 0,40]	[-3,30; 2,36]	[-4,96; 0,27]	[-3,80; 0,91]	[-2,84; 1,42]	[0,45; 5,14]	[0,57; 6,58]

**Tabulka 72** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Parapsychologie porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	11	11,52	2,75	6,00	11,00	17,00
$2 \geq x < 3$	22	22,24	3,71	15,00	22,00	30,00
$3 \geq x < 4$	22	24,84	4,04	17,00	25,00	33,00
$4 \geq x < 5$	28	22,78	3,66	16,00	23,00	30,00
$5 \geq x < 6$	10	10,23	2,67	5,00	10,00	16,00
$6 \geq x \leq 7$	4	5,40	1,59	2,00	5,00	9,00

**Graf 64** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Parapsychologie (viz také *Tabulka 72*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



**Tabulka 73** Základní parametry jednotlivých položek škály Čarodějnictví dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 74*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
3	0,51	-0,18	0,07	-0,96	0,93	1,44	1,80
10	0,77	-0,20	-0,05	0,36	0,75	1,19	1,31
17	1,07	-0,34	0,08	0,28	0,99	1,94	1,51
24	1,29	-0,36	-0,12	-0,41	0,71	1,94	1,86

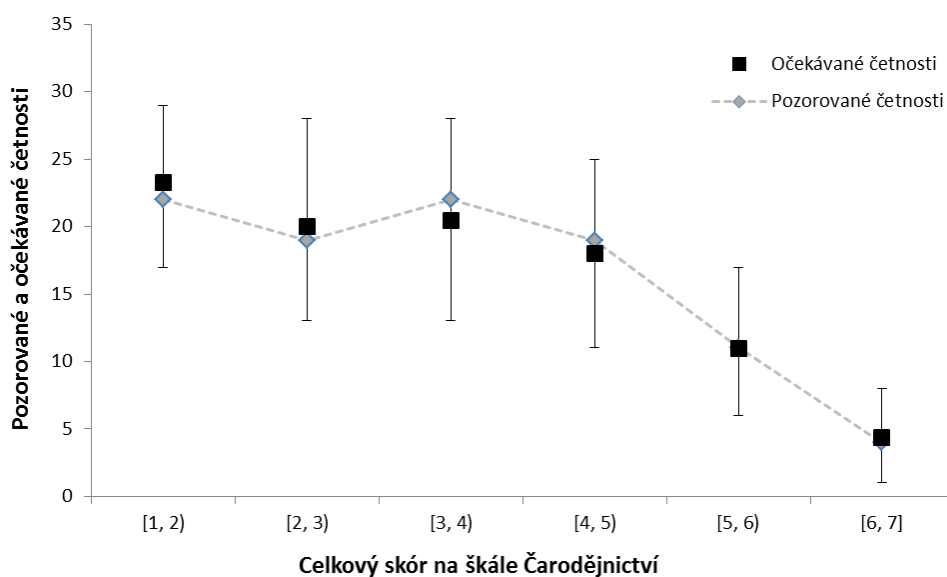
**Tabulka 74** Základní parametry jednotlivých položek škály Čarodějnictví dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI $_a$	95% HDI $_{d_1}$	95% HDI $_{d_2}$	95% HDI $_{d_3}$	95% HDI $_{d_4}$	95% HDI $_{d_5}$	95% HDI $_{d_6}$
3	[0,29; 0,82]	[-1,49; 1,38]	[-1,41; 1,62]	[-2,61; 0,25]	[-0,24; 2,41]	[0,02; 3,19]	[-0,01; 3,71]
10	[0,43; 1,39]	[-0,91; 0,95]	[-1,01; 0,87]	[-0,63; 1,38]	[-0,26; 1,88]	[0,05; 2,46]	[-0,07; 2,63]
17	[0,61; 1,92]	[-0,86; 0,50]	[-0,61; 0,79]	[-0,46; 1,00]	[0,32; 1,88]	[0,98; 3,26]	[0,18; 2,78]
24	[0,77; 2,51]	[-0,90; 0,46]	[-0,78; 0,67]	[-1,28; 0,15]	[0,18; 1,28]	[1,19; 3,01]	[0,66; 3,02]

**Tabulka 75** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Čarodějnictví porovnáním simulované četnosti možných skóřů (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóřů v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

Skóř	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	22	23,25	3,22	17,00	23,00	29,00
$2 \geq x < 3$	19	20,02	3,84	13,00	20,00	28,00
$3 \geq x < 4$	22	20,41	3,79	13,00	20,00	28,00
$4 \geq x < 5$	19	17,98	3,57	11,00	18,00	25,00
$5 \geq x < 6$	11	10,96	2,82	6,00	11,00	17,00
$6 \geq x \leq 7$	4	4,37	1,77	1,00	4,00	8,00

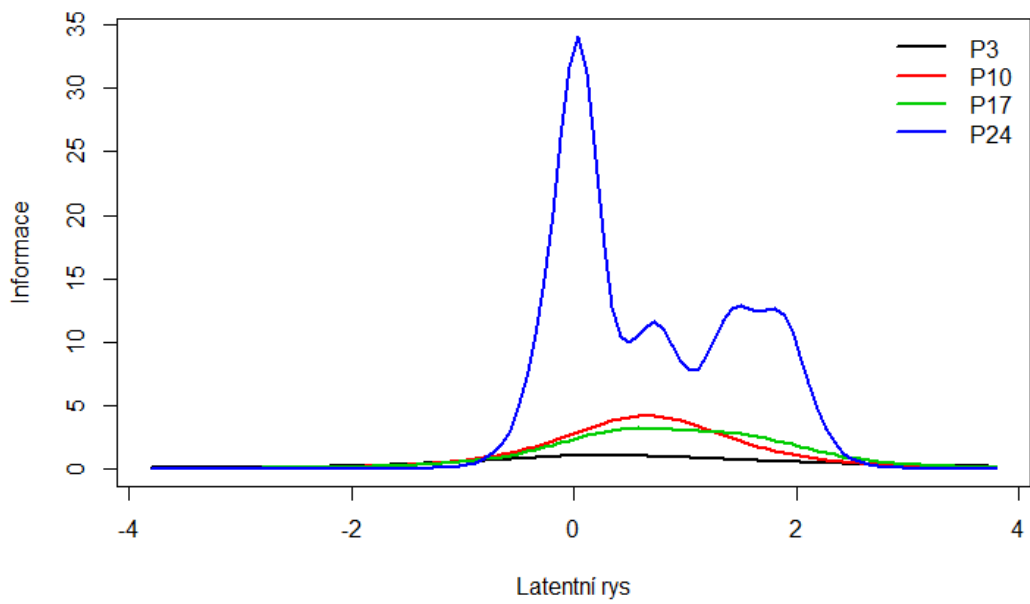
**Graf 65** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Čarodějnictví (viz také *Tabulka 75*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



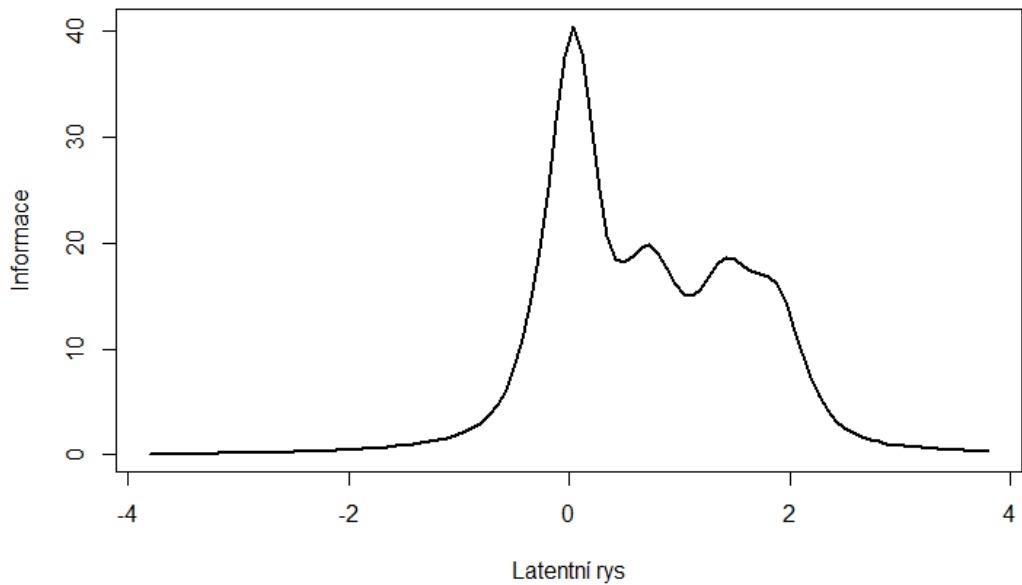
**Tabulka 76** Základní parametry jednotlivých položek škály Čarodějnictví dle IRT modelu GPCM (odhaduté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$	$se_{d5}$	$se_{d6}$
3	0.64	0.17	0.05	0.31	-0.76	1.04	1.40	1.83	0.61	0.65	0.66	0.56	0.68	0.88
10	1.43	0.37	-0.05	0.17	0.53	0.78	1.15	1.38	0.26	0.26	0.27	0.30	0.38	0.47
17	1.39	0.36	0.00	0.33	0.47	1.05	1.82	1.49	0.26	0.26	0.27	0.32	0.55	0.63
24	6.40	6.81	-0.18	0.05	0.11	0.73	1.41	1.89	0.20	0.09	0.11	0.09	0.25	0.59

**Graf 66** IIF položek ze škály Čarodějnictví dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 67** TIF škály Čarodějnictví dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 77** Základní parametry jednotlivých položek škály Pověřivost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 78*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
4	1,66	0,39	1,17	1,27	1,45	2,25	1,80
11	1,46	0,40	0,80	1,52	1,19	2,26	2,34
18	1,17	0,96	0,86	1,55	2,80	1,90	1,93

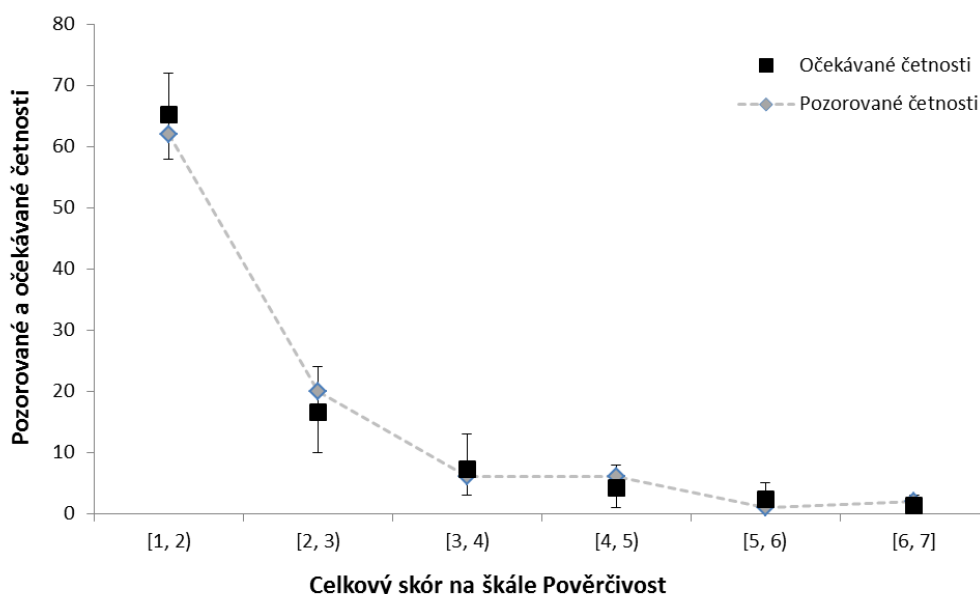
**Tabulka 78** Základní parametry jednotlivých položek škály Pověřivost dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI <sub>a</sub>	95% HDI <sub>d1</sub>	95% HDI <sub>d2</sub>	95% HDI <sub>d3</sub>	95% HDI <sub>d4</sub>	95% HDI <sub>d5</sub>	95% HDI <sub>d6</sub>
4	[0,79; 2,85]	[-0,04; 0,96]	[0,58; 2,00]	[0,34; 2,02]	[0,58; 2,52]	[1,21; 4,21]	[-0,29; 3,08]
11	[0,72; 2,56]	[-0,06; 1,11]	[0,27; 1,52]	[0,77; 2,64]	[0,08; 2,24]	[1,10; 3,69]	[0,70; 4,23]
18	[0,58; 1,98]	[0,38; 2,02]	[0,06; 1,59]	[0,66; 2,64]	[1,40; 5,11]	[-0,35; 4,21]	[-0,38; 4,28]

**Tabulka 79** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Pověřivost porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	62	65,25	3,45	58,00	65,00	72,00
$2 \geq x < 3$	20	16,55	3,55	10,00	16,00	24,00
$3 \geq x < 4$	6	7,35	2,43	3,00	7,00	13,00
$4 \geq x < 5$	6	4,16	1,82	1,00	4,00	8,00
$5 \geq x < 6$	1	2,32	1,33	0,00	2,00	5,00
$6 \geq x \leq 7$	2	1,37	0,97	0,00	1,00	3,00

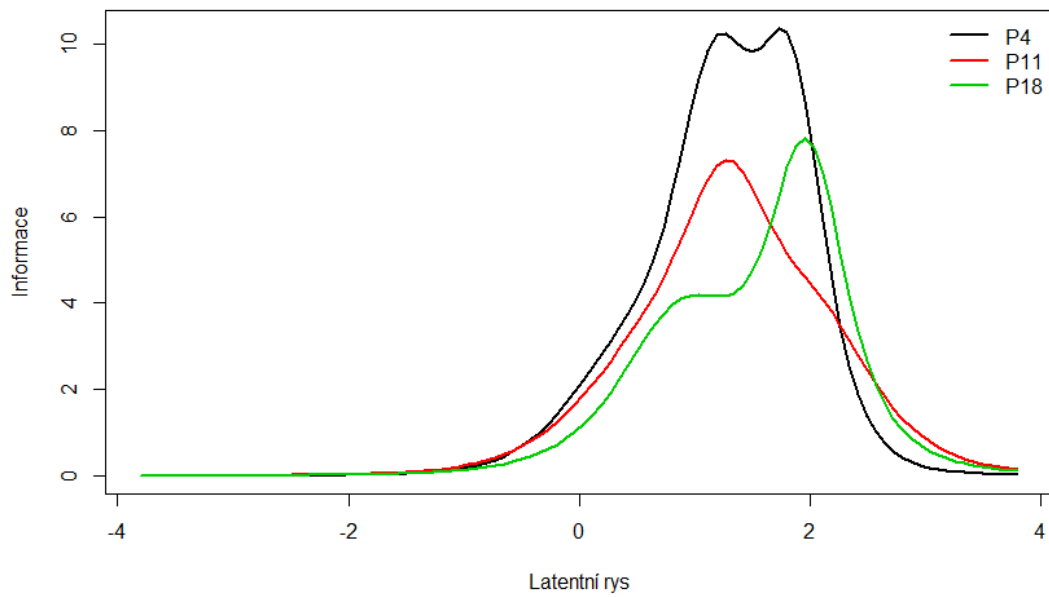
**Graf 68** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Pověřivost (viz také *Tabulka 79*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



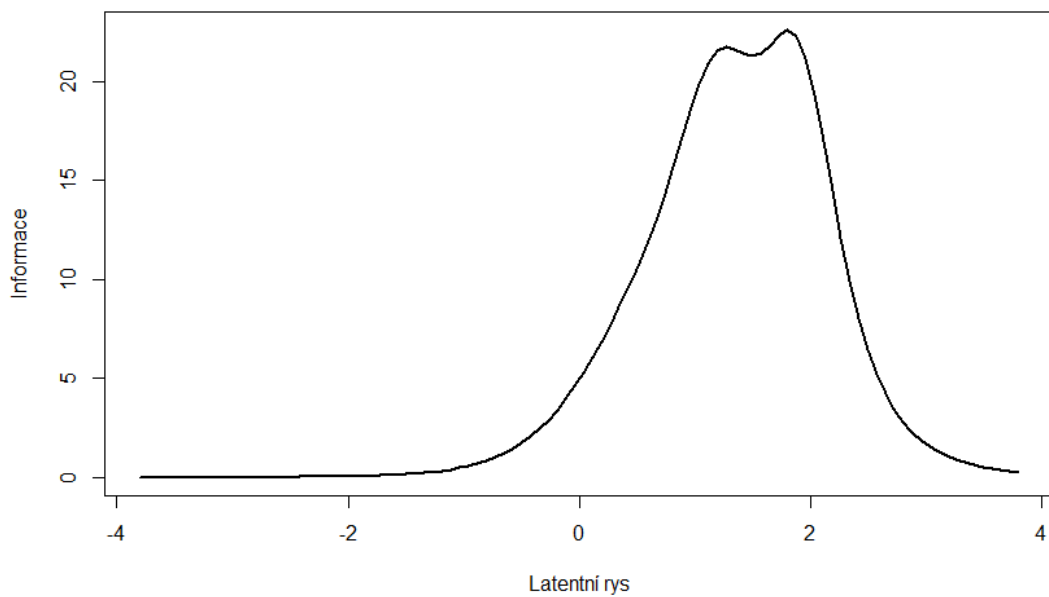
**Tabulka 80** Základní parametry jednotlivých položek škály Pověřivost dle IRT modelu GPCM (odhaduté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$	$se_{d5}$	$se_{d6}$
4	2,96	0,95	0,32	1,05	1,17	1,41	2,05	1,67	0,16	0,22	0,25	0,25	0,51	0,49
11	2,28	0,64	0,36	0,83	1,41	1,19	1,98	2,19	0,19	0,20	0,30	0,33	0,43	0,60
18	2,06	0,80	0,72	0,84	1,40	2,33	1,77	1,99	0,25	0,23	0,29	0,65	0,73	0,72

**Graf 69** IIF položek ze škály Pověřivost dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 70** TIF škály Pověřivost dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 81** Základní parametry jednotlivých položek škály Spiritismus dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 82*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
5	1,62	-1,22	-0,59	-0,18	0,38	0,71	1,27
12	1,14	-1,44	0,15	-1,17	0,25	1,47	1,41
19	1,04	-0,93	-0,31	-0,22	0,64	1,02	1,24
25	1,36	-1,09	-0,25	0,15	0,14	1,52	1,19

**Tabulka 82** Základní parametry jednotlivých položek škály Spiritismus dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

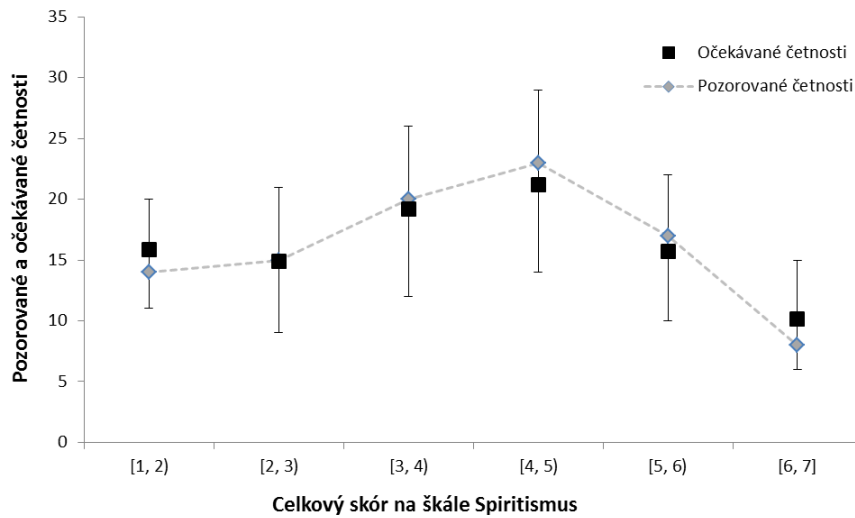
Pol.	95% HDI <sub><math>a</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_1</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_2</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_3</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_4</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_5</math></sub>	95% HDI <sub><math>d_6</math></sub>
5	[0,86; 2,50]	[-1,83; -0,57]	[-1,26; -0,08]	[-0,64; 0,39]	[-0,10; 0,94]	[0,25; 1,43]	[0,61; 1,95]
12	[0,68; 1,72]	[-2,19; -0,62]	[-0,65; 1,23]	[-2,27; -0,36]	[-0,35; 0,84]	[0,82; 2,48]	[0,43; 2,41]
19	[0,62; 1,72]	[-1,61; -0,04]	[-1,06; 0,45]	[-0,96; 0,51]	[-0,13; 1,38]	[0,20; 1,92]	[0,30; 2,20]
25	[0,77; 2,20]	[-1,72; -0,46]	[-0,87; 0,36]	[-0,49; 0,76]	[-0,47; 0,74]	[0,84; 2,45]	[0,30; 2,06]

**Tabulka 83** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Spiritismus porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	14	15,89	2,36	11,00	16,00	20,00
$2 \geq x < 3$	15	14,88	3,19	9,00	15,00	21,00
$3 \geq x < 4$	20	19,15	3,62	12,00	19,00	26,00
$4 \geq x < 5$	23	21,22	3,76	14,00	21,00	29,00
$5 \geq x < 6$	17	15,71	3,24	10,00	16,00	22,00
$6 \geq x \leq 7$	8	10,15	2,20	6,00	10,00	15,00



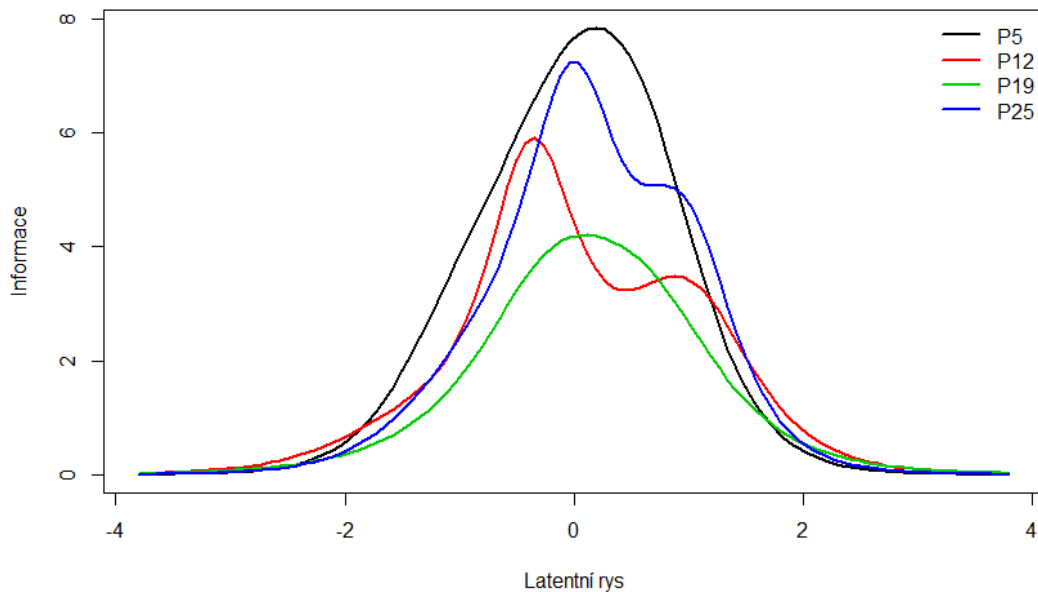
**Graf 71** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Spiritismus (viz také *Tabulka 83*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



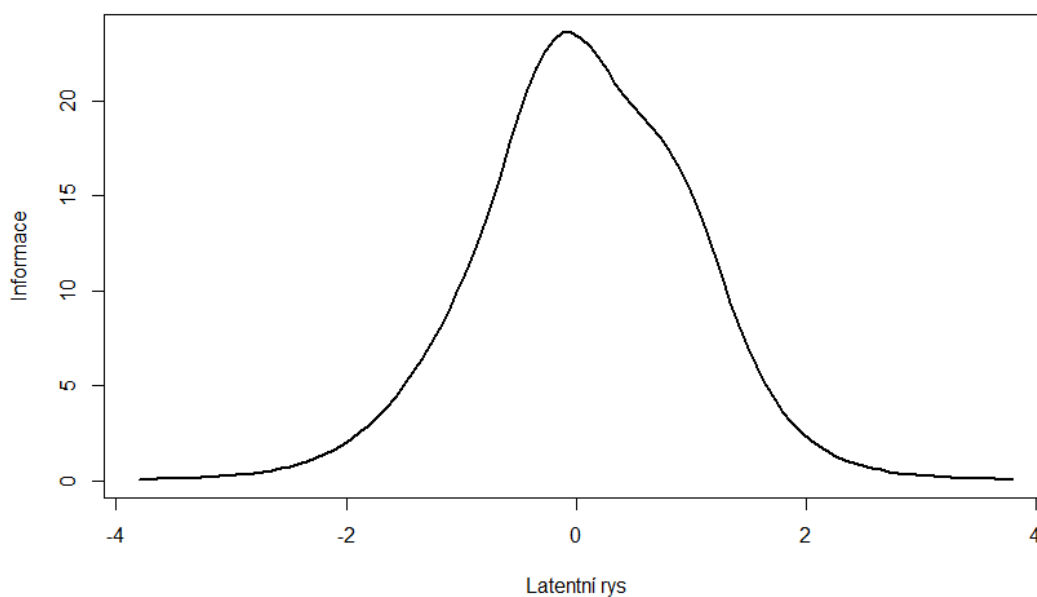
**Tabulka 84** Základní parametry jednotlivých položek škály Spiritismus dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou MML). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky;  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek;  $se$  – odpovídající standardní chyby odhadu parametrů.

Pol.	$a$	$se_a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$	$se_{d1}$	$se_{d2}$	$se_{d3}$	$se_{d4}$	$se_{d5}$	$se_{d6}$
5	2,81	0,65	-1,10	-0,50	-0,11	0,23	0,57	0,97	0,21	0,16	0,13	0,15	0,16	0,21
12	2,06	0,48	-1,25	0,01	-0,75	0,16	0,98	1,13	0,25	0,27	0,28	0,16	0,24	0,31
19	1,62	0,34	-0,80	-0,27	-0,16	0,39	0,72	0,98	0,26	0,24	0,23	0,24	0,28	0,33
25	2,40	0,54	-0,94	-0,23	0,03	0,11	1,01	0,96	0,20	0,17	0,16	0,17	0,23	0,28

**Graf 72** IIF položek ze škály Spiritismus dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Graf 73** TIF škály Spiritismus dle GPCM (s parametry odhadnutými metodou MML).



**Tabulka 85** Základní parametry jednotlivých položek škály Neobvyklé formy života dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální proutnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 86*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
6	1,73	-0,70	0,07	0,33	1,55	2,49	1,89
13	1,46	-0,33	0,20	0,32	1,36	2,21	1,74
20	0,30	-3,46	-2,32	-4,26	-1,12	1,40	-0,40

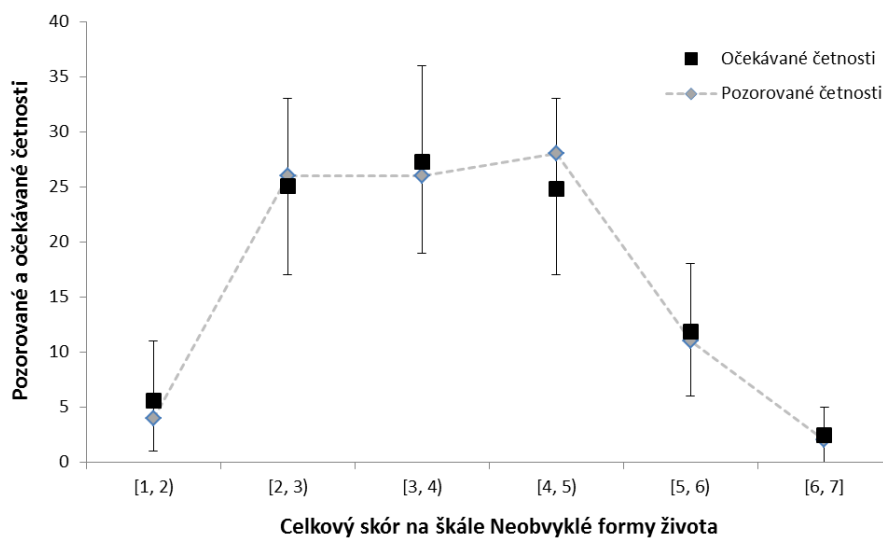
**Tabulka 86** Základní parametry jednotlivých položek škály Neobvyklé formy života dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI $_a$	95% HDI $_{d_1}$	95% HDI $_{d_2}$	95% HDI $_{d_3}$	95% HDI $_{d_4}$	95% HDI $_{d_5}$	95% HDI $_{d_6}$
6	[0,96; 2,94]	[-1,13; -0,21]	[-0,42; 0,54]	[-0,24; 0,71]	[0,97; 2,28]	[1,44; 4,31]	[-0,02; 3,76]
13	[0,76; 2,76]	[-0,77; 0,27]	[-0,32; 0,85]	[-0,40; 0,79]	[0,81; 2,11]	[1,26; 3,59]	[0,30; 3,20]
20	[0,16; 0,47]	[-7,41; 0,18]	[-5,92; 0,46]	[-7,28; -1,87]	[-3,45; 0,39]	[-0,26; 3,59]	[-2,59; 1,46]

**Tabulka 87** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Neobvyklé formy života porovnáním simulované četnosti možných skóřů (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóřů v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	4	5,60	2,55	1,00	5,00	11,00
$2 \geq x < 3$	26	25,06	3,91	17,00	25,00	33,00
$3 \geq x < 4$	26	27,28	4,43	19,00	27,00	36,00
$4 \geq x < 5$	28	24,77	3,95	17,00	25,00	33,00
$5 \geq x < 6$	11	11,85	3,07	6,00	12,00	18,00
$6 \geq x \leq 7$	2	2,45	1,30	0,00	2,00	5,00

**Graf 74** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Neobvyklé formy života (viz také *Tabulka 87*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



**Tabulka 88** Základní parametry jednotlivých položek škály Prekognice dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky:  $a$  – rozlišovací účinnost položky (modus posteriorní distribuce);  $d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6$  – kategoriální protnutí položek (modus posteriorní distribuce). Přesnost odhadu viz *Tabulka 89*.

Pol.	$a$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
7	1,43	-0,12	-0,05	0,95	1,24	1,95	2,26
14	0,98	0,63	0,52	1,71	1,18	2,26	2,24
21	0,81	-0,41	-0,33	-0,46	0,69	1,89	1,53
26	0,95	-1,14	-0,51	0,03	-0,35	2,12	1,27

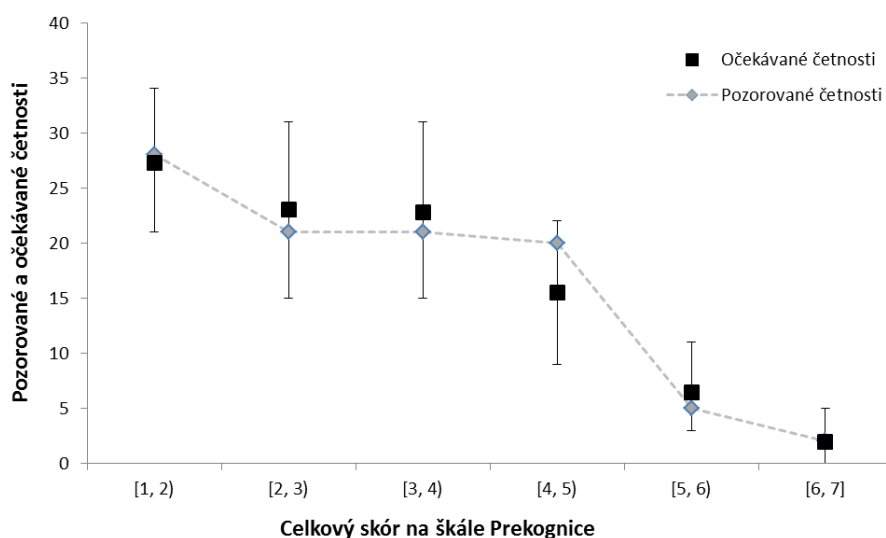
**Tabulka 89** Základní parametry jednotlivých položek škály Prekognice dle IRT modelu GPCM (odhadnuté metodou BE). Vysvětlivky: 95% HDI – interval nejvyšší hustoty zahrnující 95 % nejpravděpodobnějších hodnot parametrů  $a$  a  $d$ .

Pol.	95% HDI $_a$	95% HDI $_{d_1}$	95% HDI $_{d_2}$	95% HDI $_{d_3}$	95% HDI $_{d_4}$	95% HDI $_{d_5}$	95% HDI $_{d_6}$
7	[0,70; 2,47]	[-0,57; 0,67]	[-0,57; 0,56]	[0,38; 1,64]	[0,56; 2,15]	[1,04; 3,40]	[0,83; 4,31]
14	[0,54; 2,04]	[0,07; 1,77]	[-0,28; 1,15]	[0,89; 3,07]	[-0,04; 2,52]	[0,82; 4,00]	[0,26; 4,52]
21	[0,48; 1,63]	[-1,15; 0,73]	[-1,27; 0,65]	[-1,55; 0,33]	[-0,05; 1,51]	[0,91; 3,40]	[0,20; 3,14]
26	[0,50; 1,81]	[-1,94; -0,25]	[-1,23; 0,44]	[-0,88; 0,85]	[-1,56; 0,23]	[1,26; 3,70]	[-0,10; 2,38]

**Tabulka 90** Ověření souladu mezi modelem a daty ze škály Prekognice porovnáním simulované četnosti možných skóre (rozdělených do 6 pásem) získaných z posteriorní prediktivní distribuce se skutečně pozorovanou četností skóre v rámci pilotážního souboru ( $n = 97$ ).

Skór	Pozorované četnosti	Očekávané četnosti				
		$\bar{x}$	$s$	2,5 %	medián	97,5 %
$1 \geq x < 2$	28	27,24	3,32	21,00	27,00	34,00
$2 \geq x < 3$	21	23,04	4,10	15,00	23,00	31,00
$3 \geq x < 4$	21	22,81	3,92	15,00	23,00	31,00
$4 \geq x < 5$	20	15,50	3,26	9,00	15,00	22,00
$5 \geq x < 6$	5	6,45	2,20	2,98	6,00	11,00
$6 \geq x \leq 7$	2	1,96	1,21	0,00	2,00	5,00

**Graf 75** Grafické znázornění pozorovaných a očekávaných četností jednotlivých výsledků vyjadřující míru shody mezi IRT modelem a daty ze škály Prekognice (viz také *Tabulka 90*). V případě očekávaných četností je zobrazen střední 95% interval věrohodných hodnot.



**Tabulka 91** Základní parametry jednotlivých položek škály Tradiční náboženská víra dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóru;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skórem (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědí (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi; *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Pol.	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědí (% respondentů)</i>							Celkem %	Cronb. $\alpha_R$
				1	2	3	4	5	6	7		
1	4,41	1,88	0,68	11,3	7,2	9,3	20,6	20,6	14,4	16,5	100	0,848
8	3,21	1,91	0,77	26,8	17,5	9,3	22,7	9,3	7,2	7,2	100	0,811
15	3,47	2,14	0,68	24,7	17,5	12,4	13,4	10,3	6,2	15,5	100	0,851
22	2,96	1,88	0,76	34,0	14,4	13,4	13,4	14,4	5,2	5,2	100	0,817

**Tabulka 92** Základní parametry jednotlivých položek škály Parapsychologie dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóru;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skórem (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědí (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi; *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Pol.	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědí (% respondentů)</i>							Celkem %	Cronb. $\alpha_R$
				1	2	3	4	5	6	7		
2	3,26	1,72	0,79	16,5	25,8	12,4	21,6	14,4	3,1	6,2	100	0,722
9	3,36	1,70	0,79	16,5	18,6	16,5	26,8	11,3	3,1	7,2	100	0,725
16	3,36	1,68	0,73	16,5	19,6	14,4	24,7	16,5	2,1	6,2	100	0,754
23	4,09	1,60	0,36	9,3	8,2	15,5	20,6	27,8	14,4	4,1	100	0,905

**Tabulka 93** Základní parametry jednotlivých položek škály Čarodějnictví dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skór;  $s$  - směrodatná odchylka skóru;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skórem (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědí (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi; *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Pol.	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědí (% respondentů)</i>							Celkem %	Cronb. $\alpha_R$
				1	2	3	4	5	6	7		
3	3,53	1,87	0,63	20,6	14,4	11,3	21,6	15,5	10,3	6,2	100	0,854
10	3,18	1,94	0,69	27,8	16,5	15,5	13,4	11,3	8,2	7,2	100	0,832
17	2,90	1,75	0,75	29,9	18,6	15,5	16,5	11,3	4,1	4,1	100	0,806
24	3,25	1,77	0,78	26,8	12,4	9,3	23,7	19,6	5,2	3,1	100	0,794

**Tabulka 94** Základní parametry jednotlivých položek škály Pověřivost dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skór;  $s$  - směrodatná odchylka skóru;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skórem (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědí (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi; *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Pol.	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědí (% respondentů)</i>							Celkem %	Cronb. $\alpha_R$
				1	2	3	4	5	6	7		
4	1,87	1,38	0,82	57.7	22.7	7.2	5.2	4.1	1.0	2.1	100	0,790
11	1,93	1,38	0,79	55.7	20.6	11.3	4.1	5.2	2.1	1.0	100	0,825
18	1,72	1,21	0,72	63.9	15.5	11.3	6.2	1.0	1.0	1.0	100	0,881

**Tabulka 95** Základní parametry jednotlivých položek škály Spiritismus dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skór;  $s$  - směrodatná odchylka skóru;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skórem (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědí (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi; *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Pol.	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědí (% respondentů)</i>							Celkem %	Cronb. $\alpha_R$
				1	2	3	4	5	6	7		
5	3,88	1,87	0,82	13,4	13,4	16,5	18,6	15,5	12,4	10,3	100	0,867
12	3,89	1,77	0,76	12,4	16,5	6,2	23,7	24,7	9,3	7,2	100	0,888
19	3,65	1,91	0,77	17,5	15,5	14,4	18,6	14,4	10,3	9,3	100	0,885
25	3,60	1,86	0,80	16,5	17,5	15,5	14,4	20,6	7,2	8,2	100	0,872

**Tabulka 96** Základní parametry jednotlivých položek škály Neobvyklé formy života dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóre;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skóre (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědi (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi; *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Pol.	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědi (% respondentů)</i>							Celkem %	Cronb. $\alpha_R$
				1	2	3	4	5	6	7		
6	2,76	1,42	0,70	24,7	22,7	17,5	24,7	8,2	1,0	1,0	100	0,393
13	2,70	1,58	0,64	32,0	19,6	14,4	20,6	9,3	2,1	2,1	100	0,463
20	5,18	1,36	0,29	0,0	4,1	5,2	21,6	29,9	16,5	22,7	100	0,867

**Tabulka 97** Základní parametry jednotlivých položek škály Prekognice dle CTT. Vysvětlivky:  $\bar{x}$  - průměrný skóre;  $s$  - směrodatná odchylka skóre;  $r$  - korigovaná korelace položky s celkovým skóre (rozlišovací účinnost dle CTT); *Kategorie odpovědi (% probandů)* - procento respondentů, kteří na danou položku odpověděli výběrem dané kategorie odpovědi; *Cron.  $\alpha_R$*  - Cronbachova  $\alpha$  po odstranění dané položky z testu.

Pol.	$\bar{x}$	$s$	$r$	<i>Kategorie odpovědi (% respondentů)</i>							Celkem %	Cronb. $\alpha_R$
				1	2	3	4	5	6	7		
7	2,51	1,53	0,76	37,1	17,5	20,6	12,4	8,2	3,1	1,0	100	0,813
14	2,02	1,41	0,64	53,6	16,5	16,5	5,2	5,2	2,1	1,0	100	0,859
21	3,36	1,77	0,73	22,7	13,4	12,4	22,7	18,6	6,2	4,1	100	0,824
26	3,71	1,79	0,75	15,5	15,5	13,4	12,4	30,9	6,2	6,2	100	0,816

Na přiloženém flash disku jsou ve složce *Pilotní lokalizace PBS-R* uložena data sesbíraná v rámci pilotáže testu PBS-R a počítačový program použitý k bayesovskému odhadu parametrů GPCM modelu. Tyto soubory jsou rovněž k dispozici ke stažení přes platformu *Open Science Framework*: <https://osf.io/a7hmn/> (sekce *Materials/PBS-R\_Pilot Localization in Czech Language*).

## Informovaný souhlas pro účastníky studie



### Název výzkumného projektu:

VALIDIZACE BAYESOVSKÉHO MODELU KAUZÁLNÍHO USUZOVÁNÍ NA ZÁKLADĚ VNÍMANÉ KOINCIDENCE UDÁLOSTÍ

**Vedoucí výzkumného projektu:** PhDr. Luděk Stehlík

*Přečtěte si, prosím, následující informace.*

### Co je cílem studie?

Cílem této studie je ověřit některé předpovědi vyplývající z jednoho konkrétního psychologického modelu usuzování na existenci příčin různých jevů na základě vnímané koincidence událostí.

### Jak bude studie probíhat?

Studie má podobu baterie několika online testů. V případě některých testů existují špatné a správné odpovědi a Vaším úkolem bude na prezentované otázky odpovídat tak, aby co možná nejvíce Vašich odpovědí bylo správných. V případě jiných testů neexistují špatné, ani správné odpovědi. Bude mě zajímat, jakým způsobem vnímáte danou situaci a jaký je Váš názor na danou věc. Kromě toho Vás požádám o sdělení některých Vašich demografických charakteristik jako je věk, pohlaví či dosažená úroveň vzdělání. Také Vás požádám o Vaši e-mailovou adresu, na kterou Vám v případě Vašeho zájmu zašlu informaci o Vašich individuálních výsledcích ve vybraných testech, případně stručně shrnutí celkových výsledků výzkumné studie.

### Bezpečnost, důvěrnost údajů a Vaše práva

Pokud se studie zúčastníte, veškeré informace o Vás budou považovány za důvěrné. Data získaná během studie budou užita výhradně pro výzkumné účely. V celé studii budete vystupovat pouze pod číselným kódem. Přiřazení tohoto kódu k Vaší osobě (emailu) může znát pouze vedoucí projektu (viz výše). Pokud budou výsledky studie publikovány v odborném tisku, pak výhradně takovým způsobem, aby nebylo možné určit žádné informace o konkrétním účastníku studie. Vaše emailová adresa bude použita pouze pro zaslání výsledků, v případě, že výsledky nepožadujete, není třeba e-mailovou adresu uvádět.

**Vyplnění celé baterie testů bude trvat cca 90–120 min.**

### Dobrovolná účast ve studii a podmínky k odstoupení

Vaše účast v této výzkumné studii je zcela dobrovolná. Můžete účast odmítnout nebo jí kdykoliv přerušit bez udání důvodu.

**Pokud souhlasíte se svou účastí, pokračujte, prosím, dále a na původní záložce internetového prohlížeče klikněte na tlačítko „POKRAČOVAT“.**

### Dotazy

Budete-li mít jakékoli dotazy týkající se této studie, kontaktujte prosím vedoucího výzkumného projektu: PhDr. Luděk Stehlík. Adresa: Katedra psychologie FF UK v Praze, Nám. J. Palacha 2, 116 38 Praha 1. Telefon: (+420) 604 209 718, E-mail: [ludek.stehlik@ff.cuni.cz](mailto:ludek.stehlik@ff.cuni.cz).



## Informovaný souhlas pro účastníky studie



### Název výzkumného projektu:

VALIDIZACE BAYESOVSKÉHO MODELU KAUZÁLNÍHO USUZOVÁNÍ NA ZÁKLADĚ VNÍMANÉ KOINCIDENCE UDÁLOSTÍ

**Vedoucí výzkumného projektu:** PhDr. Luděk Stehlík

*Přečtěte si, prosím, následující informace.*

### Co je cílem studie?

Cílem této studie je ověřit některé předpovědi vyplývající z jednoho konkrétního psychologického modelu usuzování na existenci příčin různých jevů na základě vnímané koincidence událostí.

### Jak bude studie probíhat?

Studie má podobu baterie několika online testů. V případě některých testů existují špatné a správné odpovědi a Vaším úkolem bude na prezentované otázky odpovídat tak, aby co možná nejvíce Vašich odpovědí bylo správných. V případě jiných testů neexistují špatné, ani správné odpovědi. Bude mě zajímat, jakým způsobem vnímáte danou situaci a jaký je Váš názor na danou věc. Kromě toho Vás požádám o sdělení některých Vašich demografických charakteristik jako je věk, pohlaví či dosažená úroveň vzdělání. Také Vás požádám o Vaši e-mailovou adresu, na kterou Vám v případě Vašeho zájmu zašlu stručné shrnutí celkových výsledků výzkumné studie.

### Bezpečnost, důvěrnost údajů a Vaše práva

Pokud se studie zúčastníte, veškeré informace o Vás budou považovány za důvěrné. Data získaná během studie budou užita výhradně pro výzkumné účely. V celé studii budete vystupovat pouze pod číselným kódem. Přiřazení tohoto kódu k Vaší osobě (emailu) může znát pouze vedoucí projektu (viz výše). Pokud budou výsledky studie publikovány v odborném tisku, pak výhradně takovým způsobem, aby nebylo možné určit žádné informace o konkrétním účastníku studie. Vaše emailová adresa bude použita pouze pro zaslání výsledků, v případě, že výsledky nepožadujete, není třeba e-mailovou adresu uvádět.

**Vyplnění celé baterie testů bude trvat cca 25–40 min.**

### Dobrovolná účast ve studii a podmínky k odstoupení

Vaše účast v této výzkumné studii je zcela dobrovolná. Můžete účast odmítnout nebo jí kdykoliv přerušit bez udání důvodu.

**Pokud souhlasíte se svou účastí, pokračujte, prosím, dále a na původní záložce internetového prohlížeče klikněte na tlačítko „POKRAČOVAT“.**

### Dotazy

Budete-li mít jakékoliv dotazy týkající se této studie, kontaktujte, prosím, vedoucího výzkumného projektu: PhDr. Luděk Stehlík. Adresa: Katedra psychologie FF UK v Praze, Nám. J. Palacha 2, 116 38 Praha 1. Telefon: (+420) 604 209 718, E-mail: [ludek.stehlik@ff.cuni.cz](mailto:ludek.stehlik@ff.cuni.cz).



# Příloha I – Grafický přehled iracionálních přesvědčení

**Obrázek 32** Grafické znázornění různých více či méně pochybných přesvědčení, kterým jsou lidé ochotni věřit navzdory chybějícím důkazům o jejich pravdivosti či navzdory existenci důkazů mluvicích v jejich neprospěch. Graf byl bez úprav převzat z webové stránky <http://imgur.com/a/PPMvD> dne 15. 11. 2016.

