

Univerzita Karlova v Praze
Přírodovědecká fakulta
Katedra demografie a geodemografie

Studijní program: Demografie



Mgr. Roman Kurkin

**FAKTORY PLODNOSTI A REGIONÁLNÍ DIFERENCIACE
PLODNOSTI V ČESKÉ REPUBLICE PO ROCE 1991**

**Determinants of Fertility and Regional Differentiation of Fertility
in the Czech Republic after 1991**

Disertační práce

Vedoucí závěrečné práce: RNDr. Luděk Šídlo, Ph.D.

Praha, 2015

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracoval samostatně, pod vedením školitele RNDr. Ludka Šídla, Ph.D., a že jsem uvedl všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze, 26. 6. 2015

.....

Roman Kurkin

Děkuji vedoucímu disertační práce RNDr. Lud'ku Šídlovi, Ph.D. za cenné rady, připomínky, trpělivost a pozitivní přístup k vedení práce. Dále děkuji své rodině za podporu a vytvoření příjemného prostředí pro psaní práce.

Faktory plodnosti a regionální diference plodnosti v České republice po roce 1991

Abstrakt

Disertační práce se zejména zabývá faktory, které ovlivňují intenzitu plodnosti v České republice v době rozsáhlých změn reprodukčního chování od 90. let 20. století až do současnosti. Stěžejní analytické části jsou provedeny na dvou úrovních. Na individuální úrovni práce využívá údajů ze sčítání lidu 2011 a modeluje počet dětí narozených ženám i počet závislých dětí v rámci hospodářící domácnosti ve vazbě na faktory plodnosti. Zařazeny jsou i determinanty plodnosti na straně partnera. Úhrnná plodnost je zase na agregované okresní úrovni využita jako závislá proměnná, kterou ovlivňují faktory regionální diference transverzální plodnosti. Téma faktorů plodnosti je doplněno obecným shrnutím vývoje kohortní i úhrnné plodnosti, diferenční kohortní plodnosti i regionálního aspektu. Široce je také diskutována metodologická problematika sčítání lidu, odlišných ukazatelů plodnosti a přístupu ke studiu na odlišných měřítkových úrovních. Poprvé v historii poklesla hodnota kohortní plodnosti u žen s ukončenou reprodukcí pod dvě děti na jednu ženu podle dat ze sčítání lidu 2011. Výsledky logistické regrese potvrdily významný vliv rodinného stavu a nejvyššího ukončeného vzdělání na počet narozených dětí z kohortního pohledu. V případě charakteristik zařazení osob do pracovního trhu byly výsledky nejednoznačné. Vliv faktorů ze strany partnera ženy se ukázal být jako méně podstatný. Během posledního čtvrtstoletí se zásadně proměnil regionální obraz úhrnné plodnosti. Agregovaná úroveň analýzy na okresní úrovni vyhodnotila jako velmi významné sociokulturní faktory, které v některých oblastech České republiky intenzitu plodnosti významně snižují. Na budoucí úroveň plodnosti bude mít také zásadní vliv schopnost vysokoškolsky vzdělaných žen harmonizovat své rodinné a pracovní role a v důsledku toho naplnit své reprodukční ambice.

Klíčová slova: vývoj úrovně plodnosti, kohortní plodnost, faktory plodnosti, regionální diference plodnosti, sčítání lidu, regresní modely

Determinants of Fertility and Regional Differentiation of Fertility in the Czech Republic after 1991

Abstract

Dissertation mainly focuses on the factors that affect the level of fertility in the Czech Republic during the extensive changes in reproductive behavior since the 90s of the 20th century to the present. Pivotal analytical parts are conducted on two levels. On an individual level, the work uses data from the 2011 Population and Housing Census and models the number of children ever-born to a woman and the number of dependent children within the private household in relation to the determinants of fertility. Determinants of fertility of a partner are also included. The Total Fertility Rate at the aggregate district level is used as the dependent variable, which is determined by the factors of regional differentiation of the transversal fertility. The issue of determinants of fertility is complemented by general analysis of trends of transversal and cohort fertility rates, differential cohort fertility by various characteristics and the regional aspect. Methodological issues of population censuses, different indicators of fertility and approach to analysis at different scales are also widely discussed. Level of cohort fertility of women beyond the reproductive age was for the first time in the history below the two children per woman threshold according to the data from 2011 Population Census. The results of logistic regression confirmed the significant influence of the marital status and the educational attainment on the number of children ever born. In the case of the person's labor market characteristics, the results are inconclusive. The influence of determinants of woman's partner are proved to be a less significant. During the last quarter of a century, the regional image of district's Total Fertility Rates were fundamentally changed. The aggregated level of analysis at the district level assessed as very important the socio-cultural factors, which in some areas of the Czech Republic significantly reduces fertility intensity. On the future levels of fertility will also have a major impact the ability of university-educated women to reconcile their family and work roles and to fulfill their reproductive ambitions as a consequence.

Keywords: trends of fertility rates, cohort fertility, determinants of fertility, regional differentiation of fertility, population census, regression analysis

OBSAH

Seznam tabulek	8
Seznam obrázků	11
Seznam příloh	12
1 Úvod.....	15
1.1 Cíle práce.....	17
2 Faktory plodnosti – diskuse s literaturou.....	18
2.1 Faktory plodnosti – hypotézy	23
3 Faktory regionální diferenciac plodnosti – diskuse s literaturou.....	25
3.1 Faktory regionální diferenciac plodnosti – hypotézy.....	31
4 Vývoj plodnosti.....	32
4.1 Metodologické aspekty dat o vývoji plodnosti.....	32
4.2 Vývoj kohortní plodnosti.....	39
4.3 Vývoj transverzální plodnosti.....	43
5 Diferenční kohortní plodnost	47
5.1 Kohortní plodnosti podle rodinného stavu	47
5.2 Kohortní plodnosti podle nejvyššího ukončeného vzdělání a hlavních tříd zaměstnání	54
5.3 Kohortní plodnost podle národnosti a náboženské víry.....	57
5.4 Kohortní plodnost podle velikostních skupin obcí a okresů.....	60
6 Faktory kohortní plodnosti.....	66
7 Závislé děti ve výsledcích sčítání lidu 2011	73
7.1 Závislé děti podle typu domácnosti a věkových skupin partnerů.....	73
7.2 Vliv charakteristik osob na počet závislých dětí	77
8 Regionální diferenciac transverzální plodnosti.....	85
9 Faktory regionální diferenciac transverzální plodnosti.....	96

9.1	Vícenásobná lineární regrese za období 1992–1994	99
9.2	Vícenásobná lineární regrese za období 2002–2004	101
9.3	Vícenásobná lineární regrese za období 2012–2014	103
9.4	Vícenásobná lineární regrese za období 2012–2014, rozšířený model.....	106
10	Závěr.....	110
	Seznam použité literatury.....	115
	Zdroje dat	123
	Přílohy	124

SEZNAM TABULEK

Tab. 1	Převodník mezi věkovou skupinou a ročníkem narození v SDLB 1991, 2001 a 2011	35
Tab. 2	Ženy s nezjištěným věkem v letech 1991, 2001 a 2011	36
Tab. 3	Podíl žen ve věku 15 let a více s nezjištěným počtem dětí podle věkové kategorie v letech 1991, 2001 a 2011	37
Tab. 4	Ženy ve věku 15 let a více, počet živě narozených dětí a plodnost žen v letech 1991, 2001 a 2011	39
Tab. 5	Podíl žen ve věku 15 let a více se zjištěným počtem dětí podle počtu živě narozených dětí v letech 1991, 2001 a 2011 (v %)..	41
Tab. 6	Počty svobodných žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011	48
Tab. 7	Počty vdaných žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011	50
Tab. 8	Počty rozvedených žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011	51
Tab. 9	Počty ovdovělých žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011	51
Tab. 10	Počty alespoň jednou vdaných žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011	52
Tab. 11	Počty ženy žijících ve faktických manželstvích a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011	53
Tab. 12	Kohortní plodnost podle nejvyššího ukončeného vzdělání v roce 2011	55
Tab. 13	Kohortní plodnost podle hlavních tříd zaměstnání v roce 2011	56
Tab. 14	Kohortní plodnost podle vybraných národností v roce 2011	58
Tab. 15	Kohortní plodnost podle vybraných náboženských vyznání v roce 2011	59
Tab. 16	Vývoj ukazatelů diferenciacie velikostních skupin obcí podle úrovně kohortní plodnosti žen ve věku 45–49 let v letech 1991, 2001 a 2011	62
Tab. 17	Vývoj ukazatelů regionální diferenciacie podle úrovně kohortní plodnosti žen ve věku 45–49 let v okresech České republiky v letech 1991, 2001 a 2011	62
Tab. 18	Binární logistická regrese, počet živě narozených dětí, model 1a	68
Tab. 19	Binární logistická regrese, počet živě narozených dětí, modely 1b–1g	69

Tab. 20	Multinomická logistická regrese, počet živě narozených dětí, modely 2a a 2b.....	71
Tab. 21	Multinomická logistická regrese, počet živě narozených dětí, modely 2c a 2d.....	72
Tab. 22	Hospodařící domácností rodinné podle typu a počtu závislých dětí ve věku 0–2 v roce 2011.....	74
Tab. 23	Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 3a.....	79
Tab. 24	Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 3b–3e.....	81
Tab. 25	Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 4a.....	82
Tab. 26	Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 4b–4e.....	83
Tab. 27	Vývoj ukazatelů regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1991–2014.....	87
Tab. 28	Vývoj ukazatelů regionální diferenciace úrovně specifické míry plodnosti ve věku 20–24 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014.....	87
Tab. 29	Vývoj ukazatelů regionální diferenciace úrovně specifické míry plodnosti ve věku 25–29 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014.....	88
Tab. 30	Vývoj ukazatelů regionální diferenciace úrovně specifické míry plodnosti ve věku 30–34 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014.....	89
Tab. 31	Vývoj ukazatelů regionální diferenciace úrovně specifické míry plodnosti ve věku 35–39 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014.....	89
Tab. 32	Vývoj počtu okresů České republiky podle úrovně úhrnné plodnosti mezi roky 2001–2014.....	91
Tab. 33	Hodnoty Spearmanova korelačního koeficientu podle úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1991–2008.....	93
Tab. 34	Shluky okresů České republiky podle rozpětí hodnot úhrnné plodnosti a úrovně plodnosti vůči hodnotě za Českou republiku.....	94
Tab. 35	Ukazatele vstupující do vícenásobné lineární regrese podle okresů České republiky.....	98
Tab. 36	Popisná statistika nezávislých proměnných za rok 1991, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, model 1992–1994.....	100
Tab. 37	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 1992–1994.....	101
Tab. 38	Popisná statistika nezávislých proměnných za rok 2001, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, model 2002–2004.....	102
Tab. 39	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2002–2004.....	103
Tab. 40	Popisná statistika nezávislých proměnných za rok 2011, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, model 2012–2014.....	104

Tab. 41	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2012–2014.....	105
Tab. 42	Ukazatele pro rozšířený model vícenásobné lineární regrese podle okresů České republiky za roky 2012–2014.....	107
Tab. 43	Popisná statistika nezávislých proměnných, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, rozšířený model 2012–2014.....	107
Tab. 44	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2012–2014, rozšířený model	108

SEZNAM OBRÁZKŮ

Obr. 1	Kohortní plodnost žen podle generace narození v letech 2001 a 2011.....	34
Obr. 2	Rozdíl v úrovni kohortní plodnosti mezi trvalým a obvyklým pobytem podle okresů České republiky, ženy narozené v letech 1981–1985, za rok 2011	36
Obr. 3	Konečná plodnost podle generací žen v roce 2011	40
Obr. 4	Pravděpodobnost zvětšování rodiny podle generace žen v roce 2011.....	42
Obr. 5	Vývoj úhrnné plodnosti a průměrného věku ženy při narození dítěte mezi roky 1991–2013	43
Obr. 6	Vývoj měr plodnosti podle věku žen v období 1991–2013	44
Obr. 7	Vývoj úhrnné plodnosti a očištěné úhrnné plodnosti mezi roky 1991–2012.....	46
Obr. 8	Vývoj podílu živě narozených dětí mimo manželství a tabulkové prvosňatečnosti žen mezi roky 1991–2013.....	49
Obr. 9	Kohortní plodnost žen podle rodinného stavu a věkových skupin v roce 2011	54
Obr. 10	Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let podle velikostních skupin obcí v letech 1991, 2001 a 2011	61
Obr. 11	Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 v okresech České republiky v roce 1991	63
Obr. 12	Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 v okresech České republiky v roce 2001	64
Obr. 13	Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 v okresech České republiky v roce 2011	64
Obr. 14	Průměrný počet závislých dětí ve věku 0–2 let na 1 000 HD daného typu podle věkové skupiny ženy v roce 2011	75
Obr. 15	Průměrný počet závislých dětí ve věku 0–2 let na 1 000 HD daného typu podle věkové skupiny muže v roce 2011.....	76
Obr. 16	Okresy České republiky podle úrovně úhrnné plodnosti v období 1991–1993 a indexu změny úrovně úhrnné plodnosti mezi roky 2010–2012 a 1991–1993	90
Obr. 17	Okresy České republiky podle shluků na základě shlukové analýzy úhrnné plodnosti v tříletých obdobích mezi roky 1991–2014	93

SEZNAM PŘÍLOH

Příloha 1	Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a nejvyššího ukončeného vzdělání v roce 2011	124
Příloha 2	Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a hlavních tříd zaměstnání v roce 2011	124
Příloha 3	Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a vybraných národností v roce 2011	125
Příloha 4	Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a vybraných náboženských vyznání v roce 2011	126
Příloha 5	Hlavní třídy zaměstnání – zařazení do kategorií podle příjmů a mediány hrubých měsíčních mezd v roce 2011	126
Příloha 6	Počet žen, modely 1a–2d	127
Příloha 7	95% intervaly spolehlivosti, model 1a	128
Příloha 8	95% intervaly spolehlivosti, modely 1b–1g	128
Příloha 9	95% intervaly spolehlivosti, model 2a	129
Příloha 10	95% intervaly spolehlivosti, model 2b	130
Příloha 11	95% intervaly spolehlivosti, model 2c	130
Příloha 12	95% intervaly spolehlivosti, model 2d	131
Příloha 13	Hospodařící domácnosti rodinné podle typu, věkové skupiny ženy a počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v roce 2011	131
Příloha 14	Hospodařící domácnosti rodinné podle typu, věkové skupiny muže a počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v roce 2011	133
Příloha 15	Počet hospodařících domácností tvořených jednou úplnou rodinou, model 3a	135
Příloha 16	Počet hospodařících domácností tvořených jednou úplnou rodinou, modely 3b–3e	136
Příloha 17	Počet hospodařících domácností tvořených jednou neúplnou rodinou s osamělou matkou, model 4a	137
Příloha 18	Počet hospodařících domácností tvořených jednou neúplnou rodinou s osamělou matkou, modely 4b–4e	137
Příloha 19	95% intervaly spolehlivosti, model 3a	138
Příloha 20	95% intervaly spolehlivosti, model 3b	139

Příloha 21	95% intervaly spolehlivosti, model 4a.....	140
Příloha 22	95% intervaly spolehlivosti, modely 4b–4e.....	140
Příloha 23	Vývoj úhrnné plodnosti v okresech Česka mezi roky 1991–2014	141
Příloha 24	Mapa okresů České republiky k 1. 1. 2015	143
Příloha 25	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1991–1993	143
Příloha 26	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1994–1996	144
Příloha 27	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1997–1999	144
Příloha 28	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2000–2002	145
Příloha 29	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2003–2005	145
Příloha 30	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2006–2008	146
Příloha 31	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2009–2011	146
Příloha 32	Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2012–2014	147
Příloha 33	Výsledky shlukové analýza podle úrovně úhrnné plodnosti v okresech za tříletá období mezi roky 1991–2014, dendogram	148
Příloha 34	Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, model 1992–1994	149
Příloha 35	Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, model 1992–1994	149
Příloha 36	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 1992–1994.....	150
Příloha 37	Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, model 2002–2004	150
Příloha 38	Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, model 2002–2004	150
Příloha 39	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2002–2004.....	151
Příloha 40	Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, model 2012–2014	151
Příloha 41	Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, model 2012–2014	151
Příloha 42	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2012–2014.....	152
Příloha 43	Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, rozšířený model 2012–2014	152

Příloha 44	Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, rozšířený model 2012–2014	153
Příloha 45	Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2012–2014, rozšířený model	153

Kapitola 1

Úvod

Reprodukční chování žen v Česku doznalo v posledním téměř čtvrtstoletí značných změn, jež souvisí zejména s ekonomickou transformací a nástupem hodnotových změn, které umožnily přechod k svobodnějšímu a více individualistickému demokratickému režimu. Po výrazném propadu intenzit plodnosti v 90. letech 20. století nastalo částečné obnovení díky realizaci části reprodukce, která byla odložena v minulých letech. V zatím poslední fázi trvající zhruba od roku 2008 je patrná stabilizace úrovně úhrnné plodnosti. Pro lepší pochopení minulého, současného i budoucího vývoje reprodukčního režimu může přispět zhodnocení vlivu faktorů na úroveň plodnosti a jejího regionálního rozložení.

Studium faktorů ovlivňující plodnost nebo její regionální diferenciaci je v Česku ovlivněno dostupností datových zdrojů, proto není množství studií na toto téma u nás dostatečně rozsáhlé (výjimku tvoří např. Klasen a Launov, 2006; Kostecký a Vobecká, 2009; Šídlo, 2008). Údaje o matce z hlášení o narození není možné na individuální úrovni propojit s výsledky sčítání lidu nebo některým registrem (informačním systémem evidence obyvatel či registrem obyvatel). Známe některé charakteristiky matky a v některých případech dokonce i otce z hlášení o narození dítěte, ale již není možné přesně dohledat exponovanou populaci. Další alternativou je využití výběrových šetření (jako např. Generations and Gender Survey), která mají ovšem omezenou vypovídací schopnost v regionálním kontextu. Alternativní ukazatele plodnosti konstruované v rámci projektu Human Fertility Database nejsou z pohledu faktorů plodnosti, případně jejich regionálního aspektu, využitelné. Možnosti analýzy vlivu faktorů na plodnost žen se tak velmi zúžují.

První způsob předpokládá využití údajů ze sčítání lidu na individuální úrovni, kde ovšem dochází k limitování zhruba desetiletou periodicitou sčítání a výběrem možných charakteristik. Výhody spočívají v možnosti využít kohortní plodnost, ať už v případě ukončené reprodukce ženy (konečná plodnost), nebo jako kohortní plodnosti k určitému dokončenému věku (resp. ročníku narození) ženy. Druhou možností je propojení údajů o úrovni transverzální plodnosti podle regionů s agregovanými ukazateli daných regionů, například právě ze sčítání lidu, ale je možné využít i jiných zdrojů. V tomto případě se ovšem spíše než o zhodnocení vlivu faktorů na plodnost žen vyvozují závěry o vlivu faktorů na regionální diferenciaci plodnosti. Možnosti statistické analýzy jsou tak omezeny makro úrovní dat a usuzování z jejich

výsledků na individuální úroveň by mohlo vést k tzv. ekologické chybě (Spurná, 2008). V této variantě analýzy se jako závisle proměnná nevyužívá kohortní plodnost ze sčítání lidu, protože možnosti hodnocení ve vztahu k regionu jsou značně omezeny, ale spíše transverzální plodnost. V případě kohortní plodnosti totiž nevíme, zda žena v daném regionu skutečně rodila a charakteristiky území se mohou v čase pochopitelně měnit. Hank (2002) se pokusil oba výše zmíněné přístupy propojit využitím víceúrovňové regresní analýzy, kde nezávislé proměnné tvořily individuální charakteristiky žen i regionální ukazatele. Výsledky potvrdily větší vliv individuálních proměnných oproti regionálním pro vysvětlení variability plodnosti.

Další přístup opět využívá dat ze sčítání lidu, nicméně tentokrát se nejedná o počet živě narozených dětí, ale o počet závislých dětí ve věku 0–2 let, což je ukazatel vytvořený v rámci odvozování hospodařících domácností. Jde tak vlastně o transverzální přístup k datům sčítání lidu s možností využití charakteristik ze sčítacích formulářů, a to nejen v případě ženy, ale i u jejího partnera (pokud se jedná o úplnou hospodařící domácnost).

Všechny tyto analytické přístupy se potýkají s problematikou časové souslednosti a aktuálnosti charakteristik osob. Sčítání lidu zjišťuje aktuální stav k datu rozhodného okamžiku, přičemž proměnné mohou být v době narození dítěte jiné. Vhodnou volbou analyzovaných proměnných lze tento metodologický nedostatek omezit. U hospodařících domácností se závislým dítětem v nejmladším věku mezi narozením a druhým dokončeným rokem života se tento problém jeví být jako malý, protože v tak krátkém časovém úseku se charakteristiky osob mění s menší pravděpodobností, než když je odstup od narození dítěte mnohonásobně větší. V případě propojení regionálních ukazatelů s transverzální úrovní plodnosti je nutné určit časový odstup mezi ukazatelem plodnosti a dalšími charakteristikami, protože záměr počít dítě musí být minimálně devět měsíců vzdálen od narození dítěte. Regionální ukazatele je vhodné vztáhnout co nejbližší k exponované populaci. V literatuře se obvykle používá minimálně jednoletý odstup (Sobotka, Skirbekk, Philipov, 2011).

Výše uvedené metodické postupy byly použity ke studiu faktorů plodnosti a její regionální diferenciacie v této disertační práci, jejíž struktura je následující – v úvodní kapitole je práce obecně popsána a jsou definovány její základní cíle, druhá kapitola diskutuje literaturu, která se zabývá vlivem faktorů na plodnost žen a definuje konkrétní hypotézy na základě studia odborných publikací. Poté se práce v další teoretické části zaměří více na regionální aspekt, zejména na přístupy ke studiu regionální diferenciacie plodnosti a diskutuje faktory, které ji ovlivňují. První analytická (celkem čtvrtá) kapitola se soustřeďuje na obecný vývoj kohortních i transverzálních ukazatelů plodnosti spolu s jejich metodologickou problematikou. Následující část rozlišuje kohortní plodnost podle dalších (diferenčních) charakteristik žen z dat posledního sčítání lidu. Jedná se o rodinný stav, nejvyšší ukončené vzdělání, hlavní třídy zaměstnání, národnost a náboženskou víru. Prostor byl v jedné podkapitole vyčleněn i pro regionální pohled na kohortní plodnost. Šestá a sedmá kapitola tvoří analytický základ práce – šestá zkoumá vliv faktorů z dat sčítání lidu 2011 na kohortní plodnost žen, zatímco sedmá studuje vliv charakteristik osob na počet závislých dětí v hospodařící domácnosti, přičemž vychází z dat posledního sčítání lidu. Umožňuje identifikovat (ne)významnost charakteristik partnera ve vztahu k počtu dětí v domácnosti. V další kapitole se práce přesouvá na regionální úroveň a popisuje vývoj regionální diferenciacie transverzální úhrnné plodnosti. Poslední analytická

kapitola odhaduje působení regionální faktorů z posledních tří sčítání lidu na diferenciaci transverzálně pojaté plodnosti. V závěrečné kapitole jsou potvrzeny či vyvráceny hypotézy stanované v diskusi s literaturou a dále jsou komentována témata definovaná v cílech práce.

1.1 Cíle práce

Cílem disertační práce bylo zhodnotit vývoj úrovně regionální diferenciacie úhrnné plodnosti ve smyslu konvergenčních a divergenčních tendencí a zároveň vykreslit územní obraz plodnosti pomocí transverzálních ukazatelů. Dále se práce soustředí na identifikaci faktorů, které působí na regionální diferenciaci transverzální plodnosti, a také na ty determinanty, jež mají na individuální úrovni vliv na kohortní plodnost, případně existenci závislého dítěte ve věku 0–2 let v hospodařící domácnosti, a zda je působení těchto faktorů ve shodě s hypotézami, které jsou definované v rámci studia odborné literatury zkoumající převážně evropské prostředí. Zároveň je celá tato problematika zasazena do širšího kontextu metodologických aspektů a vývoje úrovně transverzální i kohortní plodnosti.

Kapitola 2

Faktory plodnosti – diskuse s literaturou

Zájem odborníků o studium faktorů, které ovlivňují plodnosti žen může být ovlivněn různými motivy. Poznání determinant, jež stojí za odlišným počtem dětí, které žena během svého reprodukčního období přivede na svět, může pomoci při cílení zejména rodinné (případně sociální či jiné) politiky na specifické skupiny obyvatelstva. Zároveň se díky těmto informacím lépe odhaduje budoucí vývoj úrovně plodnosti ve vztahu k měnícím se populačním strukturám, kterým se mohou proměňovat dlouhodobě (např. vzdělanostní struktura) ale i krátkodobě (nezaměstnanost během ekonomické krize).

V novém tisíciletí se objevilo množství studií zdůrazňující *vliv nejistot na pracovním trhu a v zaměstnání* na reprodukční chování obyvatelstva (např. Pailhé a Solaz, 2012; Matysiak a Vignoli, 2013). Téma je aktuální i v kontextu globální finanční krize (2008 až 2012), která se v Evropě projevila vysokou nezaměstnaností mladší části populace (European Commission, 2013) – právě té, která se reprodukce týká. Jistoty, respektive nejistoty pracovního trhu bývají analyzovány pomocí individuálních charakteristik osob. Většinou se jedná o zaměstnanost vs. nezaměstnanost, případně dlouhodobé vs. dočasné zaměstnání. Často jsou jednotlivé charakteristiky studovány genderově podmíněně vzhledem k odlišným rolím, jež jsou pohlavím tradičně přisuzována. Množství publikací se zcela rozdílnými výsledky dokládá, že významnou roli hraje i specifický kontext dané země, který je dán odlišnostmi na pracovním trhu, v sociální a rodinné politice, vnímáním (odlišného) postavení muže a ženy ve společnosti. Vše výše zmíněné je zakořeněno v dlouhodobém historicko-politickém vývoji (Lundström a Andersson, 2012).

Ekonomické teorie plodnosti implikují, že vyšší *příjem rodiny* vede k vyšším nárokům na kvalitu a nižším na kvantitu dětí (Becker, 1960). Efekt bude odlišný podle pohlaví díky odlišné pozici muže a ženy v rodině a na pracovním trhu. Dlouhodobě zaměstnaná osoba má vyšší příjem než nezaměstnaná, nebo krátkodobě zaměstnaná, u které jsou vyhlídky na budoucí dostatečný příjem nižší než u dlouhodobě zaměstnané. Vyšší příjem může mít dva odlišné efekty: zvyšuje poptávku po dětech, a proto má i pozitivní vliv na plodnost (tzv. příjmový efekt), ale zároveň zvyšuje cenu času stráveného s dětmi, což může mít naopak na plodnost negativní vliv (tzv. cenový efekt). V případě nižšího příjmu (například z důvodu nezaměstnanosti) se role efektů obrátí – poptávka po dětech klesne (příjem se využije v jiných oblastech života) a dochází k odložení reprodukce (příjmový efekt). Cena času stráveného

s dětmi (cenový efekt) ovšem klesne, což může mít zase naopak pozitivní vliv na plodnost. Například ve Velké Británii existují tradičně velké rozdíly v úrovni plodnosti podle příjmu (a i podle socioprofesionální skupiny), které jsou podpořeny rodinnou politikou zaměřenou na nízko příjmové skupiny. Nižší příjem tedy vede k vyšší intenzitě plodnosti, která bývá častěji než jinde v západní Evropě realizována v mladších věku (Sigle-Rushton, 2009).

Vliv zaměstnanosti na intenzitu plodnosti ale bude genderově diferencován. V tradičních „breadwinner“ společnostech to je zejména muž, kdo zajišťuje většinu příjmu a vliv jeho pozice na pracovním trhu na plodnost tak bude vyšší než v případě ženy. Tzv. příjmový efekt by měl mít větší roli než tzv. cenový efekt a zaměstnanost muže by tak měla být pozitivně asociována s plodností (Pailhé a Solaz, 2012). V případě žen jsou však výsledky velmi různorodé. Například v severovýchodních státech se v posledních letech udává, že příjmový efekt u žen vzrostl, protože zvládnou lépe propojit rodinné a pracovní role. Příjem je tedy kladně asociován s úrovní plodnosti. Oproti tomu příjem partnera měl menší vliv (Neyer, 2009). Studie obsahující data z šestnácti evropských států bývalého Západního bloku nenašla vliv ženské zaměstnanosti na úroveň plodnosti (Kalwij, 2010).

V Evropě ale lze nalézt státy, kde má zaměstnanost žen prokazatelně negativní vliv na reprodukční chování žen, což je příklad hlavně jižní Evropy. Například v Itálii zaměstnané ženy odkládají narození prvního dítěte, a když se dítě přeci jen narodí, tak se žena vrací do práce a porod druhého dítěte se již obvykle neuskuteční. Rychlý návrat do práce je motivován krátkou rodičovskou dovolenou (6 měsíců). Země se navíc řadí mezi ty, jejichž politiky nejsou nakloněny sladění rodinného a pracovního života (Matysiak a Vignoli, 2013). Právě absence takových politik bývá jmenována jako jeden z důvodů nižší úrovně plodnosti (Neels a De Wachter, 2010).

Ani země bývalého sovětského bloku nepatří mezi ty, které by měly příznivě nakloněny harmonizací starostí o dítě a pracovní kariéru, ale na rozdíl od Itálie nemá zaměstnanost žen vždy negativní vliv na plodnost. Toto tvrzení prokázala studie z Polska, která dospěla k závěru, že zaměstnanost žen neovlivňuje šance na narození prvního ani druhého dítěte. Pouze politiky na slučování obou typů kariér, tak nemohou vysvětlit rozdíly mezi Polskem a Itálií. Studie z jiných postsovětských zemí prokázaly, že zaměstnané ženy nemají menší šanci vstoupit do mateřství než ženy bez práce. Zdá se tedy, že v zemích, kde historicky přetrvává vysoká míra participace žen na trhu práce a ženy jsou uznávány jako další zdroj příjmů v rámci rodiny, může hrát zaměstnanost žen významnou roli ve vysvětlení formování rodin s dětmi (Matysiak a Vignoli, 2013). I v České republice existuje tradice vysoké míry zaměstnanosti žen z doby centrálně plánovaného hospodářství (Kantorová, 2004) a i harmonizace rodinných a pracovních rolí je obdobně problematická (Ettlerová a Šťastná, 2006). Dostupné studie z České republiky naznačují negativní vliv zaměstnanosti žen na úroveň plodnosti i na odkládání rození dětí do vyššího věku (Klasen a Launov, 2006). Zaměstnané ženy na plný úvazek se smlouvou na dobu neurčitou mají větší šanci nemít žádné závislé dítě oproti ženám pracujícím na zkrácený pracovní úvazek (Kurtinová, 2015).

Negativní vliv nejistoty na pracovním trhu a v zaměstnání na plodnost dokládají výsledky studie ze Švédska (Lundström a Andersson, 2012), kde zdrojem byla propojená data z výběrového šetření pracovních sil a populačního registru. Ženy i muži zde nejprve vyčkávají,

než se prosadí v zaměstnání a až poté se stávají rodiči. Nejistoty na pracovním trhu a v zaměstnání vedou k odložení narození dítěte. Dlouhodobě zaměstnané ženy i muži ve Švédsku dosáhli vyšší šance mít první dítě 9–24 měsíců po provedení šetření než nezaměstnaní nebo pracující v nejisté pracovní pozici (sezónní práce, zaměstnání ve zkušební době atd.). V případě žen byla pozitivní asociace s dlouhodobým zaměstnáním mírně silnější, což bylo autory přisuzováno odvozováním rodičovského příspěvku z předchozí mzdy ve švédském sociálním státě. Nicméně obecně byly výsledky pro muže i ženy podobné, což bylo spojováno s genderovou rovností, na které je sociální politika ve Švédsku postavena. Zároveň jsou výsledky úspěchem politiky slučování rodinného a pracovního života. Nižší šance vstoupit do mateřství mají nezaměstnané ženy oproti pracujícím v Belgii, přičemž rozdíly jsou obzvláště patrné u vysokoškolsky vzdělaných žen, které spíše vyčkávají na lepší pozici na pracovním trhu (Neels a De Wachter, 2010).

Ve Francii ovlivňují nejistoty na trhu práce obyvatele méně než ve Švédsku nebo v Belgii. Analýza vycházející z dat „Families and Employers survey“ rodiny (Pailhé a Solaz, 2012) prokázala, že nezaměstnanost u mužů oddaluje otcovství, nikoliv však nezaměstnanost žen mateřství. Narození prvního dítěte je pak u žen odkládáno spíše z důvodu nejistoty v zaměstnání, respektive smlouvy na dočasnou pracovní pozici. Na kohortní plodnost ve věku 40 let měla negativní vliv pouze dlouhodobá nezaměstnanost u mužů. Malý vliv nejistot na pracovním trhu na časování narození prvního dítěte i kohortní plodnost ve Francii je zdůvodňován štědrými státními dávkami rodinám, vysokou podporou v nezaměstnanosti a tradičním modelem dvoudětné rodiny.

Odlíšné výsledky přineslo studium obyvatelstva bývalého Východního Německa, které rodilo hned po reunifikaci. Ženská nezaměstnanost zde byla pozitivně korelována s narozením prvního dítěte, zatímco mužská nezaměstnanost neměla prokazatelný vliv (Özcan, Mayer, Luedicke, 2010). Z dat německého "Gender and Generation Study" 2005 vyplynulo, že nejistota pracovních příležitostí pro muže žijící na území bývalého Západního Německa negativně ovlivňuje záměr mít děti, zatímco u žen se tento vztah neprokázal (Berninger, Weib, Wagner, 2011). Páry s nepracující ženou v Itálii mají vyšší šanci, že se jim narodí alespoň jedno dítě, než páry, kde je žena zaměstnaná. Tradiční model "muž živitel", tak přináší větší šanci pro ženu stát se matkou (Santarelli, 2011).

Náklady ušlých příležitostí mohou být pro ženy v práci na dobu určitou vyšší než u mužů, protože narozením dítěte ztrácejí šanci na lepší práci s vyšším ohodnocením. Nicméně nejchudší ženy v zaměstnáních se smlouvou s nutností prodlužování po určitém období mohou chtít porodit dítě před vstupem do manželství, protože to zvyšuje jejich sociální status, což platí zejména ve státech, kde nefunguje slučování rodinných a pracovních rolí (Edin a Kefalas, 2005). Zaměstnaní v ostatních než dlouhodobých pracovních úvazcích mohou také do budoucna očekávat vyšší příjem než nezaměstnaní, jejich náklady ušlých příležitostí jsou ovšem větší (Pailhé a Solaz, 2012).

Zaměstnanost bývá ve studiích zabývajících se faktory plodnosti úzce propojená s charakteristikou *úrovně vzdělání*. V kontextu Beckerovy (1960) ekonomické teorie vede vyšší úroveň vzdělání k vyššímu příjmu, který zvyšuje cenu aktivit strávených mimo pracovní trh a tím pádem i snižuje poptávku po dětech. Díky tomu, že náklady ušlých příležitostí jsou vyšší

u vzdělanější části populace, tak je vztah mezi úrovní vzdělání a plodností definován jako negativní. Tento negativní vliv vzdělání na intenzitu plodnosti je větší v tradičnějších společnostech, kde není tak vysoká genderová rovnost a nejsou harmonizovány pracovní a rodinné role (Liefbroer a Corijn, 1999; Rychtaříková, 2004). Ekonomická teorie plodnosti předpokládá i odkládání rození dětí s vyšší úrovní vzdělání, protože náklady ušlých příležitostí jsou z počátku kariéry vyšší.

Ve studii, která zahrnovala šestnáct evropských zemí (s výjimkou států východní Evropy), byl potvrzen negativní vliv mezi úrovní vzdělání a intenzitou plodnosti (Kalwij, 2010). V případě USA byl negativní efekt vyšší úrovně vzdělání na plodnost prokázán u žen ze skupin, které obvykle nechodí a nedokončují vysokou školu (nižší vzdělání rodičů, některé minority). Tyto ženy se totiž maximálně snaží využít příležitosti a náklady na rození dětí by pro ně byly příliš vysoké. V případě žen ze sub-populací, které vysokou školu často navštěvují a dokončují, se prokázal vliv opačný, což může být ovlivněno tím, že mají manžela s vysokým příjmem, případně jsou ze skupin, kde se jim lépe slučují pracovní a rodinné role (Brand a Davis, 2011).

V některých případech může ovšem převážit vliv příjmového efektu, kdy osoby s vyššími příjmy (lépe vzdělané) dosahují vyšších intenzit plodnosti. Například v Belgii byl u generace žen narozených po roce 1945 nalezen pozitivní vztah mezi úrovní vzdělání a kohortní plodností (z dat sčítání lidu 1991 a 2001). Zároveň zejména růst úrovně vzdělání způsobil odkládání rození dětí po roce 1970, nikoliv však pokles úrovně plodnosti (Neels a De Wachter, 2010). V dalších státech západní Evropy, ve Spojeném království a ve Francii, byl prokázán pozitivní vztah mezi růstem úrovně vzdělání a nárůstem průměrného věku při narození prvního dítěte v 80. a 90. letech minulého století (Bhrolcháin a Beaujouan, 2012).

I v České republice lze nárůst úrovně vzdělanosti považovat za nejvýraznější faktor, který vedl k odkládání mateřství po rozpadu socialistického režimu. Většina žen chtěla získat stabilní pracovní pozici a dobrou životní úroveň před vstupem do mateřství. Navíc narostly náklady ušlých příležitostí zejména pro vzdělanější ženy (Sobotka et al., 2008). Vysokoškolské vzdělání vedlo k odkládání vstupu do mateřství (Kantorová, 2004). Klasen a Launov (2006) rovněž potvrdily negativní asociaci mezi úrovní vzdělání ženy a časováním narození prvního dítěte, ale zároveň i vliv rostoucího vzdělání ženy na nižší úroveň úhrnné plodnosti. Vzdělání partnera ovlivňuje pouze časování narození prvního potomka.

Vysokoškolsky vzdělané ženy v Estonsku dosahovaly vyšší úrovně plodnosti druhého pořadí než méně vzdělané ženy. Toto platilo zejména v období socialistického režimu, ale i když není tento vztah v kapitalistickém zřízení již příliš výrazný, tak stále existuje (Klesment a Puur, 2010). V dalším státě bývalého Východního bloku, v Maďarsku, bylo na datech z „Gender and Generation Survey“, prokázáno zkrácení doby mezi narozením prvního a druhého dítěte u žen s vyšším vzděláním. Pokud je jejich partnerem také muž s vyšším vzděláním, tak mezipородní interval zkracují více, než ženy s partnerem s nižší úrovní vzdělání (Bartus et al., 2013).

Většinou se uvádí, že příjmový efekt převažuje cenový efekt v případě úrovně vzdělání u mužů, kteří po narození dítěte obvykle zůstávají v pracovním poměru a náklady ušlých příležitostí u nich nejsou tak vysoké jako u žen (Bartus et al., 2013). Muži s vyšší úrovní vzdělání mají vyšší počet dětí ve věku 40 let ve Francii, úroveň vzdělání u žen nemá

prokazatelný vliv (Pailhé a Solaz, 2012). Obdobně i v Norsku byla zjištěna kladná asociace mezi vzděláním a šancí stát se otcem i narozením dítěte druhého nebo vyššího (Lappegård a Rønsen, 2013). Pozitivní vliv úrovně vzdělání u mužů ovšem nebyl dokázán v Nizozemsku a v belgické provincii Flandry (Liefbroer a Corijn, 1999).

Vliv *rodinného stavu* na intenzitu plodnosti většinou bývá interpretován jednoznačně. Osoby žijící v manželském páru mají obvykle vyšší šanci na narození dětí ve srovnání s ostatními rodinnými stavy. Vdané ženy i ženatí muži mají vyšší šanci mít větší počet dětí ve věku 40 let ve Francii. S rostoucím počtem let stráveným v manželství navíc šance rostou (Pailhé a Solaz, 2012). Šance na narození prvního dítěte v Belgii jsou nižší pro ženy žijící s rodiči, v domácnosti jednotlivce nebo ve faktickém manželství oproti vdaným ženám (Neels a De Wachter, 2010). Ženy žijící v kohabitaci dosáhly výrazně nižší úrovně plodnosti než vdané ženy ve Finsku. Mezi vdanými klesala intenzita plodnosti s rostoucí délkou předchozího vztahu v nesezdaném soužití (Hoem, Jalovaara, Mureşan, 2013). V České republice mají svobodné ženy i muži výrazně nižší konečnou plodnost (Chromková-Manea a Rabušic, 2013).

Mezi sociokulturní faktor, který je často analyzován, patří vliv *náboženské víry*. Šance na vyšší počet dětí ve věku 40 let u mužů i žen, které považují svoji náboženskou víru za velmi důležitou pro život oproti těm, kteří ji mají za středně důležitou, byla prokázána ve Francii (Pailhé a Solaz, 2012). Praktikující katolíci (navštěvující pravidelně bohoslužbu) mají ve Francii vyšší počet dětí než zbytek populace, zatímco u nepraktikujících katolíků nebyly zjištěny podstatné rozdíly (Baudin, 2015). Ve stejné studii se ukázalo, že pozitivní vliv na plodnost má i větší velikost rodiny, ze které osoba pochází. V prostředí České republiky nemá náboženská víra ženy ani muže vliv na konečnou plodnost (Chromková-Manea a Rabušic, 2013).

I *odlišný původ* obyvatel lze považovat za jeden z faktorů, který může ovlivňovat úroveň plodnosti, nicméně literatura dokládá, že tento determinant ztrácí na významu. Reprodukční chování imigrantů se ve Švédsku do určité míry přiblížilo původní populaci, protože obě skupiny mají tendence činit podobná rozhodnutí při zakládání rodiny (Lundström a Andersson, 2012). Ve Francii se zase šance na vyšší plodnost ve věku 40 let významně neliší u imigrantů druhé generace oproti domácí populaci, zatímco první generace imigrantů ještě dosahovala prokazatelně vyšší úrovně plodnosti, přičemž toto tvrzení platí pro ženy i muže (Pailhé a Solaz, 2012). Kohortní plodnost imigrantek v Nizozemsku klesá a v případě druhé generace je obdobná jako u domácí populace (Alders, 2000). V Česku dosahují imigrantky nízké úrovně plodnosti (Pospíšilová, 2009), což částečně dokládají i výsledky ze Sčítání 2011, kde cizinky dosahovaly nižších intenzit kohortní plodnosti než majoritní populace. K romskému etniku se bohužel ve sčítání lidu 2011 evidentně přihlásila pouze malá část této subpopulace (viz podkapitola 5.3). Z předchozích studií lze usuzovat, že ačkoliv je plodnost příslušníků romské národnosti výrazně vyšší než celé populace, tak v čase klesá a konverguje k úrovni plodnosti osob české národnosti (Langhamrová a Fiala, 2003). Na Západě obecně v čase klesá úroveň plodnosti imigrantů z rozvojových zemí a přibližuje se tak reprodukčním návykům domácích obyvatel, což obzvláště platí pro druhou generaci imigrantů (Kurkin, 2008).

Další faktory jako liberální *legislativa týkající se potratů*, která platí ve většině států Evropy a *dostupnost moderních forem antikoncepce* jsou základní nástroje pro časování rození dětí (respektive jeho odkládání), ale nepatří mezi primární důvody poklesu plodnosti. V Česku byla

ovšem podstatná souvislost mezi nárůstem použití antikoncepce a poklesem plodnosti prokázána (Klasen a Launov, 2006). Metody asistované reprodukce mají mírně pozitivní dopad na plodnost v některých státech (Frejka, 2008).

2.1 Faktory plodnosti – hypotézy

Následující hypotézy jsou formulovány na základě výše uvedené diskuse s literaturou, s přihlédnutím k českému prostředí a v souvislosti s dostupností datových zdrojů, respektive konkrétních faktorů, jež jsou jako proměnné k dispozici v těchto zdrojích dat. Všechny hypotézy je možné ověřit pomocí statistických metod s možností testování významnosti vlivu jednotlivých faktorů i důvěryhodnosti celých modelů.

H1a: *Alespoň jednou vdaná žena se spíše stane matkou, než svobodná žena, a také se jí spíše narodí vyšší počet dětí než tradiční dvě.*

H1b: *Závislé dítě ve věku 0–2 let bude mít spíše alespoň jednou vdaný pár oproti svobodnému, a hospodařící domácnost složená z manželského páru než hospodařící domácnost, která je tvořena faktický manželstvím.*

Vysoké náklady ušlých příležitostí u žen budou mít větší vliv než příjmový efekt, tudíž lze další hypotézu formulovat takto:

H2: *S rostoucím příjmem ženy se snižuje šance na narození alespoň jednoho dítěte oproti žádnému dítěti a na vyšší počet dětí vzhledem k referenčním dvěma dětem.*

Ženy s vyšší úrovní vzdělání mají v průměru vyšší příjem a jsou více zaměřeny na úspěch v zaměstnání. Náklady ušlých příležitostí tak jsou u nich vyšší než u žen s nižší úrovní vzdělání.

H3a: *S rostoucí úrovní vzdělání u žen bude klesat tendence mít dítě oproti bezdětnému stavu, stejně tak bude nižší šance mít vyšší počet živě narozených dětí než referenční dvě děti.*

H3b: *Záporný vztah mezi nejvyšším ukončeným vzděláním a alespoň jedním závislým dítětem ve věku 0–2 let v hospodařící domácnosti platí pro ženy i pro jejich partnery. Diferenční vliv nejvyššího ukončeného vzdělání u žen bude ovšem podstatnější.*

Příjmový efekt u mužů má větší vliv než cenový efekt, protože muži s dětmi doma obvykle nezůstávají a náklady ušlých příležitostí u nich nejsou tak velké jako u žen.

H4: *Pracující muž bude spíše součástí hospodařící domácnosti se závislým dítětem ve věku 0–2 let než nepracující nebo nezaměstnaný.*

Díky nedostatečnému příjmu ekonomicky neaktivní nebo nezaměstnaný muž spíše nedisponuje dostatečnými zdroji, aby zajistil rodinu s malým dítětem. Hypotéza vztahující se k této socioekonomické skupině proto zní:

H5: Ekonomicky neaktivní nebo nezaměstnaný muž bez předchozího zaměstnání má nižší šanci na to být součástí hospodařící domácnosti se závislým dítětem ve věku 0–2 let než ostatní kategorie postavení v zaměstnání.

Kapitola 3

Faktory regionální diference plodnosti – diskuse s literaturou

Poznání regionální diference demografických procesů by bylo přesnější, kdyby bylo možné vymezit regiony jako areály se shodnou nebo obdobnou úrovní ukazatele konkrétního demografického jevu, což ovšem obvykle naráží na územní nesoulad mezi administrativními a homogenními regiony (Compton, 1991). Za administrativně vymezené regiony jsou většinou dobře dostupná data, která v sobě ovšem mají obsaženu velkou dávku heterogenity, zejména v rozdílech mezi urbánními a rurálními areály, nebo městem a jeho zázemím. Regiony jsou pak tvořeny obyvatelstvem s odlišnými socioekonomickými a demografickými strukturami. Řešení v podobě detailnějších dat s prostorovou vazbou v praxi naráží na problémy s ochranou osobních údajů (malý počet demografických jevů na malém prostoru) nebo technickou náročností zpracování a diseminace. Často jsou pak zobrazovány tímto způsobem jevy, které na problematiku osobních dat nejsou tak citlivé jako například celkový počet obyvatel. Z výše uvedeného je proto patrné, že je nutné při výběru územní jednotky hledat kompromis mezi její vypovídací schopností a dostatečnou intenzitou demografických jevů tak, aby byl vliv náhody, co možná nejnižší.

Studium regionální diference plodnosti budí velkou pozornost ve vztahu k rozvojovým zemím, kde stále přetrvávají významné regionální rozdíly v úrovni plodnosti. Vyspělé země po demografické revoluci s poměrně stabilním demografickým režimem nízké úrovně plodnosti a úmrtnosti ale i přes svoje relativně malé územní rozdíly stále nabízejí významný prostor pro studium prostorové variability (Boyle, 2003). Obzvláště se to týká výrazného poklesu intenzit plodnosti pod zápornou hodnotu (přibližně 2,1 dítěte na jednu ženu), který v evropském prostředí probíhá od 60. let 20. století a ve východoevropském prostoru, kde se nachází, i Česko od zhruba 90. let 20. století. V Česku došlo k poklesu úhrnné plodnosti pod hranici 2,1 dítěte již v roce 1981, nicméně v 80. letech bylo snižování úrovně úhrnné plodnosti pozvolné ve srovnání s 90. lety. V období největší změn je územní diference plodnosti nejvýraznější, díky odlišnému časování průběhu změn v různých regionech. Studium regionální diference plodnosti tak umožňuje identifikovat případné divergenční trendy, které mohou znamenat určitý posun v charakteru demografické reprodukce, nebo objevit regiony odkud se změny šíří dále a později se projeví na vyšší regionálním měřítkům a i obvykle na státní úrovni. Stále

reprodukční chování se naopak projevuje konvergencí, která může sloužit jako indikátor rozvoje dané oblasti (Šídlo, 2004).

Odborné demografické publikace se obvykle shodují na to, že mezistátní (Dorius, 2008; Wilson, 2001) i vnitrostátní regionální diferenciace plodnosti ve státech se stálým demografickým režimem klesají, byť stále lze narazit na významné rozdíly, které jsou dány dlouhodobým historickým vývojem regionů a odlišnými kulturně-hodnotovými charakteristikami. Ke snižování diferencí přispívá sociální a ekonomické konvergence, která je v prostředí Evropské unie podpořena tržní a institucionální integrací nebo odbouráváním restrikcí pracovního trhu a využitím strukturálních fondů k podpoře ekonomicky hůře postavených regionů (Coleman, 2002; Compton, 1991; Tomeš, 2001; Wilson, 1991). Koordinace regionálních, národních a evropských politik s cílem dosažení větší soudržnosti je v Evropské unii jasně deklarovaná. Některé politiky (např. rodinná a sociální), které mohou ovlivnit reprodukční chování populace, stále zůstávají zejména na státní úrovni, což by ovšem opět mělo působit ve směru smazávání vnitrostátních rozdílů (Basten, Huinink, Klüsener, 2011).

I v kontextu teorie druhého demografického přechodu, který jeho zastánci považují za univerzální a nevyhnutelný, lze předpokládat pokles regionální diferenciace plodnosti vzhledem k nárůstu sekularizace a individuálních hodnotových cílů (Coleman, 2002). Jiní autoři ovšem zpochybňují univerzálnost druhého demografického přechodu (dokonce i v rámci Západní Evropy), a proto neočekávají mezistátní ani vnitrostátní konvergenci intenzit plodnosti (Billari, Kohler, 2000).

Na příkladu Česka z 90. let 20. století lze dokázat, že i přes nárůst sociální a ekonomické diferenciace regionů a v době transformace reprodukčního chování nemusí nutně dojít k prohloubení regionální diferenciace úrovně plodnosti. Došlo totiž spíše k nivelizaci a ke změně rozložení územního obrazu plodnosti (Bartoňová, 1999; Bartoňová, 2001; Rychtaříková, 2007). Pokles úrovně regionální diferenciace plodnosti u mladších generací žen dokládá Rychtaříková (2007) na základě dat ze sčítání lidu 2001 použitím logistické regrese, kde závisle proměnná je šance „mít hodně dětí“. Rozdíly šancí jsou podle velikostních skupin obcí a kraje bydliště menší u generace žen narozených v roce 1970 než u těch narozených o dvacet let dříve. Práce Šídla (2004) zase odhalila konvergenci okresní úrovně plodnosti v 90. letech 20. století a usuzuje na budoucí divergenční tendence v novém tisíciletí související s odlišným časováním nárůstu intenzit plodnosti.

Výrazné regionální rozdíly úrovně plodnosti přetrvávají ve Francii, ale došlo zároveň i k poklesu regionálních rozdílů (Noin a Chauviré, 2001). Podle autorů je to neobvyklé pro zemi se stejným politickým systémem a institucemi, podobnou sociální organizací a vzdělávacím systémem již od konce 18. století. Tradičně výrazné rozdíly mezi regiony severní a jižní Itálie byly potvrzeny i v případě intenzit plodnosti. Regionální difference se však i zde snížily, protože fyzická i sociální urbanizace zasáhla i oblasti jižní Itálie (Brunetta, Rotondi, 2001; Franklin, Plane, 2004).

Pro odhad budoucího populačního vývoje jednotlivých regionů je podstatné, co možná nejpřesněji prognózovat budoucí úroveň plodnosti. K tomu může napomoci určení vlivu jednotlivých faktorů na rozdíly v úrovni plodnosti mezi regiony, které stojí za výše uváženými konvergenčními nebo divergenčními tendencemi. Při změně regionálních populačních struktur,

tak lze snadněji odhadnout budoucí vývoj plodnosti a například tak lépe kapacitně dimenzovat zařízení péče o předškolní děti nebo případně i školská zařízení (s rostoucím věkem dítěte roste vliv migrace na odhad počtu dětí v regionu).

Faktory ovlivňující regionální diferenciaci plodnosti lze rozlišit na strukturální a kontextuální. Strukturální vycházejí z odlišných populačních struktur, jedná se vlastně o agregované původně individuální charakteristiky osob, které ovlivňují reprodukční chování (např. nejvyšší ukončené vzdělání nebo zaměstnanost). Kontextuální efekty jsou způsobeny odlišnou nabídkou příležitostí v různých regionech, jež podporuje nebo odrazuje od rození dětí (např. dostupnost zařízení péče o děti, normy a tradice). V některých případech ovšem bývá obtížné odlišit tyto dva druhy determinantů. Strukturální mohou být totiž zároveň kontextuální – například vysoký podíl věřícího obyvatelstva může vytvářet prostředí, ve kterém je obyvatelstvo pod sociální kontrolou svého reprodukčního chování (Basten, Huinink, Klüsener, 2011). Kontextuální efekt sice existoval, ale byl výrazně nižší než vliv strukturálních charakteristik v případě Finska. Studie vycházela z longitudinálního registru plodnosti (Kulu a Boyle, 2009).

Šídlo (2004) rozděluje faktory regionální diferenciace plodnosti na sociogeografické (míra urbanizace, vzdálenost k metropolitním areálům, západovýchodní gradient), socioekonomické (dostupnost zařízení péče o dítě, ekonomická aktivita žena, míra nezaměstnanosti, struktura pracovního trhu) a sociokulturní (národnostní a náboženská struktura, nejvyšší ukončeného vzdělání matky, hodnotové preference a názory). Zařazení determinantů regionální diferenciace plodnosti do konkrétních „makro“ kategorií podle jejich charakteru je značně subjektivní záležitostí, protože hranice nejsou jasně dané a faktor může být umístěn do více kategorií. Často bývá zásadní kontext studie. Množina vybraných proměnných navíc většinou vychází z dostupnosti dat a není jasné, zda vybrané faktory patří skutečně mezi ty zásadní (Kurkin, 2010).

Za nejpodstatnější sociogeografický determinant bývá považována *míra urbanizace*, jejíž vliv sahá až do počátků demografické revoluce, kdy úroveň plodnosti začala dříve klesat ve městech (Brunetta, Rotondi, 1991). Čím větší město, tím je obvykle větší nabídka možností k lidské seberealizaci, ať už ve vzdělání, v práci nebo ve volnočasových aktivitách. Města jsou centra inovací a hrají zásadní roli při šíření nových forem nejen reprodukčního chování (Šídlo, 2004). Ve venkovských areálech obvykle mají větší vliv tradice a normy, přičemž obyvatelstvo je pod sociální kontrolou svého reprodukčního chování, což většinou působí na vyšší úroveň plodnosti (de Beer a Deerenberg, 2007). Míra urbanizace měla podstatný vliv na úroveň plodnosti v okresech na území bývalého Západního Německa (Hank, 2001) a to dokonce i při zahrnutí individuálních charakteristik žen (Hank, 2002). Úroveň plodnosti ve Finsku je vyšší ve venkovských oblastech a v suburbíích než ve městech (Kulu a Boyle, 2009). Naopak ve Francii nelze regionální rozdíly v úrovni plodnosti přičíst urbánnímu nebo rurálnímu charakteru regionu (Noin a Chauviré, 1991). Kemper (1991) přisuzuje vlivu urbanizace klesající tendenci na úkor sociokulturních determinantů.

S vyšší mírou urbanizace ovšem obvykle souvisí i větší *dostupnost služeb*, z nichž některé mohou mít pro rodiny s dětmi zásadní význam. Příkladem mohou být zařízení péče o dítě, které lépe umožňují sladit pracovní a rodinný život. S rostoucí mírou urbanizace v Evropě i ve světě bude hrát toto pravděpodobně v budoucnosti větší význam (Basten, Huinink, Klüsener, 2011).

Selektivní migrační procesy posilují úroveň plodnosti venkovských oblastí a způsobují její snižování ve vysoce urbanizovaných prostorech, a tak přispívají většinou k nárůstu rozdílů. Páry aspirující na založení rodiny hledají vhodné podmínky pro život s dětmi, které nenacházejí ve velkých městech. Naopak jednotlivci s kariérami nikoliv reprodukčními plány míří za vzděláním a pracovními příležitostmi právě do těchto oblastí. Selektivní migrace je tak motivována regionální strukturou pracovních příležitostí a reprodukční chování imigrantů zapadá do kontextu daného regionu. Vliv migrace na regionální rozdíly plodnosti v tomto směru byl potvrzen například v Německu (Hank, 2001) nebo ve Francii (Fagnani, 1991). Imigranti mají vliv na vyšší intenzity plodnosti v suburbiích, nicméně jejich celkový dopad je malý díky tomu, že tvoří pouze malou část populace ve Finsku (Kulu a Boyle, 2009). V minulosti lze nalézt i případy, kdy migrační proudy vedly k nivelizaci rozdílů. V Itálii došlo mezi roky 1951 až 1961 ke snížení výrazných diferencí v úrovni plodnosti mezi severem a jihem díky migraci z pomalu se rozvíjejících a zemědělských regionů jižní Itálie (vysoká úroveň plodnosti) do dynamicky rostoucích severních průmyslových oblastí. Imigranti si v tomto případě spíše ponechali reprodukční chování z regionů původu (Brunetta a Rotondi, 1991).

Dle převažujícího názoru v odborné literatuře klesá vliv socioekonomických faktorů, přesto nelze říct, že by vymizel úplně. Nejvýraznějším determinantem, který lze zařadit do této kategorie je *úroveň vzdělání*, jejíž struktura má výrazné ekonomické dopady. Někteří autoři ovšem zařazují tento faktor mezi sociokulturní (Noin a Chauviré, 1991). Okresy Česka s horší vzdělanostní strukturou dosahují vyšších intenzit plodnosti a matky zde rodí spíše mimomanželské děti (Rychtaříková, 2007). Nejvyšší ukončené vzdělání ženy je nejpodstatnější faktor, který stojí za rozdíly v regionální úrovni plodnosti (Kostelecký a Vobecká, 2009). Vysokou vzdělanostní úroveň využívá i Hank (2001) k vysvětlení nízkých intenzit plodnosti v regionech bývalého Západního Německa. V okresech s vysokou úrovní plodnosti opustila zhruba třetina žen školu bez základního nebo s nízkou úrovní vzdělání a pouze jedna pětina s vyšším středním, zatímco v okresech s nízkou úrovní plodností to bylo 36 %. Vysokým podílem studentek ve věku 15–19 let a s tím spojenou nízkou intenzitou plodnosti se vyznačují regiony jižní Francie a pařížská aglomerace, zatímco v severní regionech je tomu naopak. Délka trvání školní docházky je tak negativně korelována s úrovní plodnosti (Noin a Chauviré, 1991).

Nízká úroveň nejvyššího dokončeného vzdělání obvykle vede k vyššímu riziku nezaměstnanosti, není však zřejmé, zda má *míra nezaměstnanosti* pozitivní či negativní vliv na intenzitu plodnosti. Nízká dostupnost pracovních příležitostí může přimět ženy k většímu úsilí ve vztahu k reprodukčním cílům a tím zvýšit úroveň plodnosti regionu. Náklady ušlých příležitostí jsou potom nízké. Na druhou stranu může vysoká míra nezaměstnanosti působit negativně na celkový ekonomický stav regionu i rodiny, kde by narození dítěte vytvořilo finanční břemeno, jež si rodina v době rostoucích nákladů na pořízení a výchovu dítěte nemůže dovolit. Například v Česku byla zatím prokázána spíše první varianta, protože na předních místech v úrovni plodnosti jsou takové okresy, které se často vyznačují vysokou mírou nezaměstnanosti (Šídlo, 2004), zatímco v okresech Nizozemska druhá možnost (de Beer, Deernberg, 2007). V okresech bývalého Západního Německa zase nebyl prokázán žádný vztah mezi mírou nezaměstnanosti a intenzitou plodnosti (Hank, 2001).

V 70. letech 20. století byla *ekonomická aktivita žen* determinantem s výrazně negativním vlivem na intenzitu plodnosti, protože politiky slučitelnosti péče o rodinu se zaměstnáním nebyly zakotveny v legislativě. Od té doby se ale tento vztah v některých zemích obrátil zejména díky podpoře sladění rodinného života s pracovním (Coleman, 2002). Na regionální úrovni se však zdá, že vysvětlovací schopnost tohoto faktoru není významná. Hank (2001) neprokázala vliv ekonomické aktivity žen na regionální diferenciaci plodnosti v okresech na území bývalého Západního Německa. Stejná studie naopak prokázala efekt odlišné *odvětvové struktury zaměstnanosti* regionu. Podíl pracovníků v zemědělství byl vyšší v okresech s vyšší intenzitou plodnosti a častější regionální zastoupení zaměstnanců v terciéru a kvartéru vedlo k podprůměrným hodnotám úhrnné plodnosti. Práce s vyšší přidanou hodnotou totiž zvyšuje cenu pořízení dítěte v podobě nákladu ušlých příležitostí. Regiony s převahou průmyslové výroby vykazovaly odlišné reprodukční chování než regiony zemědělské povahy i v Česku, i když byly tyto rozdíly v 90. letech 20. století menší (Burcin, Kučera, Mašková, 1999), zřejmě protože dichotomie, která přiřazuje zemědělství venkovu a průmysl městu ztrácí svoji vypovídací schopnost.

Pozitivní vliv růstu indexu *spotřebitelské důvěry* na úroveň plodnosti žen po třiceti letech věku byl prokázán v Nizozemsku. S desetinovým růstem indexu přišel se zhruba dvouletým zpožděním nárůst úhrnné plodnosti o 0,04 dítěte na jednu ženu (Fokkema et al., 2008).

K dalším socioekonomickým faktorům plodnosti patří *dostupnost bydlení*, která je podle Hanka (2001) vyšší v suburbánních zónách okolo velkých měst, což je také činí tak atraktivní pro mladé lidi s reprodukčními cíli. Specifické regiony s lepší dostupností bydlení a bezpečným prostředím jsou atraktivní pro páry uvažující o založení rodiny. Příkladem takovéto oblasti může být nejmladší nizozemská provincie s nejvyšší úrovní úhrnné plodnosti v celé zemi – Flevoland, která byla založena až v roce 1986 (Coleman, Garssen, 2002). V Česku je dostupnost bydlení významným determinantem, jež ovlivňuje rozdíly v úrovni plodnosti a v časování rození dětí na okresní úrovni. Regiony s dostupnějším bydlením vykazovaly vyšší intenzitu plodnosti i nižší průměrný věk ženy při narození prvního dítěte (Kostecký a Vobecká, 2009).

Sociokulturní ukazatele jsou většinou dlouhodobě zakořeněny v historickém vývoji regionu. Ve srovnání se socioekonomickými a demografickými ukazateli byl prokázán jejich výraznější vliv na regionální rozdíly v úrovni plodnosti v Nizozemsku (de Beer a Deernber, 2007). V teorii druhého demografického přechodu je změna hodnotové orientace, nárůst individualismu a sekularismu jedním ze základních prvků transformace reprodukčního chování. Problematické je ovšem měření vlivu těchto individuálních charakteristik, kde hraje velkou roli subjektivita, a také dostupnost dat, která nejsou oficiální statistikou obvykle publikovaná.

Šídlo (2008) dokázal, že variabilita v intenzitě plodnosti na okresní úrovni je nejvíce sycena zvykovými faktory, které odrážejí určité tradice či normy české společnosti (např. podíl rodáků, ukazatele rozvodovosti, sňatečnosti, umělého přerušování těhotenství, nebo podíl věřících osob). Billari a Kohler (2000) odhalily hodnotové rozdíly mezi severními a jižními regiony bývalého Západního Německa. Manželství je překonaná instituce spíše pro Němce žijící v severních regionech, kde také dochází k mnohem vyššímu nárůstu *podílu dětí narozených mimo manželství* než je tomu na jihu. V zemích, kde není reprodukce tak úzce spojována s manželstvím (např. ve Švédsku) a podíl dětí narozených mimo manželství je poměrně vysoký,

nemá odkládání sňatku na výslednou úroveň plodnosti tak výrazný vliv jako ve státech (např. v Itálii) s jasnější posloupností jednotlivých životních etap – ukončením soužití s rodiči, manželstvím a reprodukčním chováním. Z toho pak vyplývá nižší podíl dětí narozených mimo manželství. Vnitrostátní regionální diference mimomanželsky narozených dětí je patrná na dichotomii severní a jižní Itálie, přičemž v jižních regionech se sňatky do vyšších věků odkládají méně často, podíl dětí narozených mimo manželství je nižší a intenzita plodnosti vyšší (Billari, Kohler, 2000).

Etnická struktura je další sociokulturní ukazatel, který má vypovídací hodnotu například ve Spojených státech amerických, kde vyšší úroveň plodnosti dosahují státy na západním pobřeží s vysokým podílem hispánského etnika, které je charakteristické výrazně nadprůměrnou úrovní úhrnné plodnosti okolo 3,5 dítěte na jednu ženu (Camarota, 2005). Druhá generace imigrantů narozená na půdě USA už ovšem dosahuje výrazně nižších hodnot srovnatelných s celostátním průměrem (Public Policy Institute of California, 2002).

Signifikantní efekt etnické struktury byl prokázán i v regresním modelu vysvětlujícím diference plodnosti v municipalitách Nizozemska s využitím ukazatele podílu žen marockého či tureckého původu ve věkové skupině 15–30 let. Maročanky a Turkyňe tvoří dvě ze čtyř největších nezápádních imigračních skupin v Nizozemsku, ale pouze ony vykazují zásadně vyšší intenzitu plodnosti (de Beer, Deernberg, 2007). Okresy s častějším výskytem romského etnika dosahují vyšší úroveň plodnosti v Česku, zejména v severozápadní části země (ČSÚ, 2006). Reprodukční chování imigrantů se podle adaptační hypotézy přibližuje hostitelské populaci. Další generace se potom již socializují společně s domácím obyvatelstvem a jejich intenzita plodnosti není významně odlišná. Tato zjištění jsou platná v naprosté většině vyspělých zemí, takže z toho lze usuzovat, že vnitrostátní rozdíly v reprodukčním chování by měly mizet napříč etnickými skupinami (Kurkin, 2008).

S etnickou strukturou do určité míry souvisí i *náboženská příslušnost*, jež hraje sice bezpochyby menší roli než v minulosti vzhledem k sekularizaci společnosti, ale stále je jí v některých oblastech přisuzován významný prokreativní vliv, zejména v případě katolické církve, která je známá svojí propopulační politikou. Díky nízké dostupnosti dat se v praxi místo ukazatele náboženské příslušnosti často využívají výsledky křesťanských demokratických stran (de Beer a Deernberg, 2007). Konečná plodnost je vyšší v západních regionech severního Irsku, které jsou typické častějším zastoupením římských katolíků, a nižší na východě s převažujícími protestantskými vyznavači (Compton, 1991). Katolické regiony severovýchodní Itálie (Bolzano, Trento) dosahuje vyšší intenzity plodnosti než ostatní regiony severní průmyslové části země (Brunetta a Rotondi, 1991). Naopak menší vliv má náboženská orientace ve Francii, kde hrála významnou roli pro vysvětlení regionální diference plodnosti naposledy v první čtvrtině 20. století (Noin a Chauviré, 1991). Spíše frekvence návštěv kostela, než příslušnost k určité církvi, hraje roli při vysvětlení územních rozdílů plodnosti v Nizozemsku (Sobotka a Adigüzel, 2002).

3.1 Faktory regionální diferenciaci plodnosti – hypotézy

Na základě ojedinělé dostupné literatury z českého prostředí a s pomocí studií z dalších evropských zemí byly zformovány hypotézy týkající se faktorů, které ovlivňují regionální diferenciaci plodnosti, a které je možné statisticky vyhodnotit na základě dostupných dat. Úroveň vzdělání by měla hrát klíčovou roli pro vysvětlení variability plodnosti, jak potvrdily i předchozí studie z Česka (Kostelecký a Vobecká, 2009; Pečený, 2012). Z tohoto tvrzení vychází následující hypotéza:

H6: *Úroveň nejvyššího dokončeného vzdělání významně přispívá k vysvětlení územních rozdílů v úrovni plodnosti. Regiony se vzdělanější populací dosahují nižší úrovně plodnosti.*

V kontextu práce Šídla (2008) by měly významnou roli hrát i zvykové, respektive hodnotové ukazatele. I další evropská literatura potvrdila podstatný vliv sociokulturních proměnných (viz výše).

H7: *Faktory, které lze označit jako sociokulturní, mají významný vliv na regionální úroveň plodnosti.*

Kapitola 4

Vývoj plodnosti

Tato kapitola popisuje nejdůležitější poznatky v oblasti metodologických problémů s ukazateli plodnosti a s jejich zdroji dat (se zaměřením na sčítání lidu), dále se zaměřuje na obecný vývoj kohortní plodnosti v souvislosti s vývojem transversálně pojaté plodnosti.

4.1 Metodologické aspekty dat o vývoji plodnosti

Sčítání lidu, domů a bytů (dále jen sčítání) poskytuje zhruba po deseti letech jedinečné údaje o počtu živě narozených dětí, z nichž je možné dopočítat množství ukazatelů, které vycházejí z údajů za ženy ve věku 15 let a více a počtu jejich živě narozených dětí (u žen mladších 15 let se otázka na počet živě narozených dětí nezjišťuje). Unikátnost těchto informací ze sčítání vychází z možností třídění žen podle dalších charakteristik zjišťovaných při sčítání (např. nejvyšší ukončení vzdělání, zaměstnání, náboženská víra atd.) a možnosti výpočtu ukazatelů plodnosti za specifické sub-populace. Zjišťované údaje se samozřejmě v jednotlivých sčítáních lišily. Další nespornou výhodou dat ze sčítání je možnost použití detailnějšího regionálního členění, které je ale dále limitováno možnými nižšími počty žen a z toho vyplývajícím vyšším vlivem náhodné složky. Data o kohortní plodnosti (klady a záporny tohoto ukazatele jsou popsány níže) jsou důležitým vstupem pro výpočet populačních projekcí, na jejichž základě se sestavují pro jednotlivé roky odhady budoucího vývoje celkové úrovně úhrnné plodnosti a jejich měr podle věku. Mohou také sloužit jako vstup do mnoha vědeckých prací a analytických publikací, obzvláště v kombinaci s dalšími údaji ze sčítání lidu. V praxi lze pak tyto výstupy použít například jako podklad pro návrhy úprav nástrojů rodinné politiky.

Údaje o počtu živě narozených dětí ze sčítání jsou retrospektivního charakteru, tj. postihují reprodukční období ženy od jeho začátku až k datu rozhodného okamžiku sčítání. Z toho důvodu se také ukazatel, který udává průměrný počet živě narozených na jednu ženu, nazývá kohortní (případně generační) plodnost. Vzhledem k tomu, že kohortní plodnost je výrazně podmíněna věkem, tak se většinou vztahuje k ženám určitého dokončeného věku v době sčítání nebo ke konkrétní generaci (roku) narození. Dokončený věk a generace narození se rozlišují, protože se tyto skupiny plně nepřekrývají. Například ženy, které se narodily v roce 1980, měly 26. 3. 2011 (rozhodný okamžik sčítání lidu) dokončený věk (věk při posledních narozeninách) 30 nebo 31 let. Konečná plodnost potom udává průměrný počet živě narozených dětí za celé reprodukční období ženy, které se zjednodušeně „ze shora“ ohraničuje určitým věkem.

Vzhledem k nárůstu podílu živě narozených dětí matkám starších 40 let je nutné tuto hranici ve sčítání 2011 posunout oproti minulým sčítáním do vyššího věku. V této disertační práci se za tuto hranici považuje věk 45 let. Z dat průběžné demografické statistiky totiž vyplývá, že například v roce 2011 nepřekročil podíl dětí, které se narodily ženám starším 45 let, jedno promile (Demografická ročenka 2011). Jde tedy o zanedbatelný počet, který nemá na výsledné hodnoty konečné plodnosti podstatný vliv.

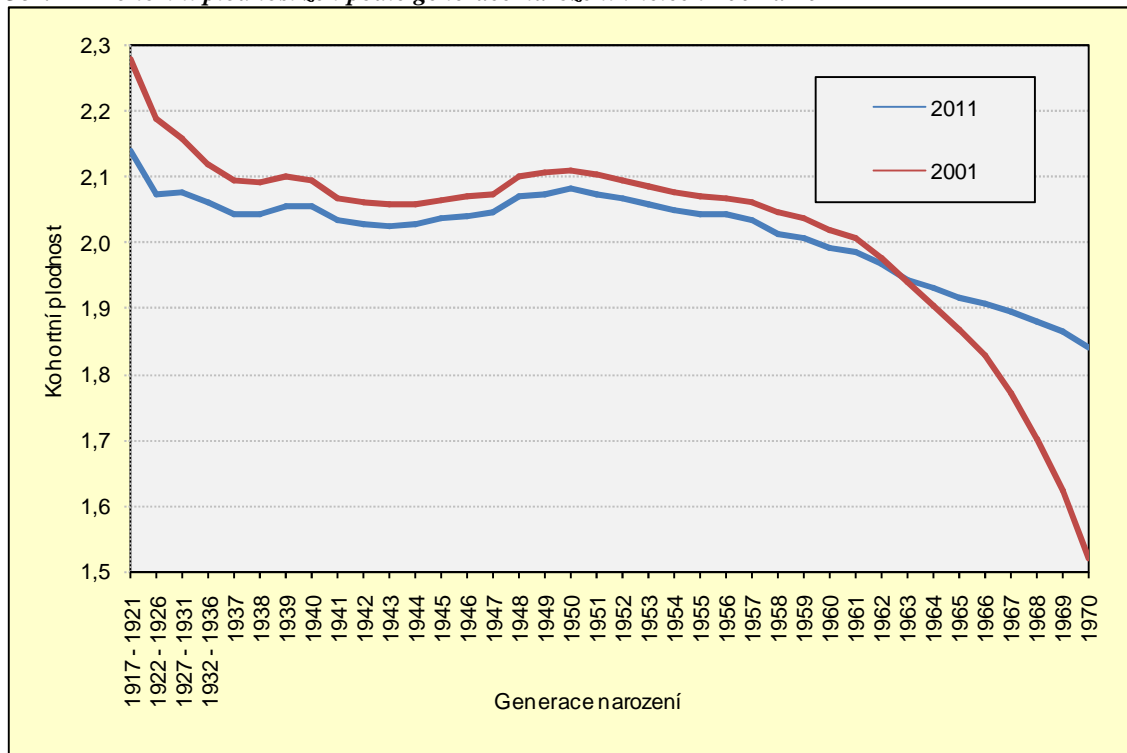
Poprvé se otázka na počet živě narozených dětí objevila již ve sčítání 1930, kde se ale vztahovala pouze k dětem narozeným v posledním manželství. Od sčítání 1950 byl dostupný i údaj o celkovém počtu živě narozených dětí. Tato časová řada byla částečně narušena ve sčítání 2001, kde otázka směřovala na počet narozených dětí (obsahovala tudíž i mrtvě narozené) a odpovědi na otázku „počet narozených dětí v posledním manželství“ nesměly být rozhodnutím úřadu pro ochranu osobních údajů publikovány. V zákoně o sčítání lidu, domů a bytů v roce 2001 (č. 158/1999 Sb.) totiž nebyla explicitně uvedena otázka na počet narozených dětí v posledním manželství, ale pouze na počet narozených dětí celkem (ČSÚ, 2014). Údaje o počtu živě narozených dětí v posledním manželství nicméně ztrácí v posledních sčítáních svoji vypovídající schopnost. Vzhledem k vyšší rozvodovosti a vyššímu podílu opakovaných sňatků může být totiž plodnosti ženy rozložena do více manželství a ze sčítání je možné získat informaci o počtu živě narozených dětí pouze z posledního manželství.

Srovnatelnost výsledků sčítání může být ovlivněna faktem, že se v historii měnilo vymezení populace, které se sčítání týkalo. Zatímco v letech 1930 a 1950 se sčítalo obyvatelstvo přítomné, od roku 1961 muselo sčítací archy vyplňovat obyvatelstvo trvale bydlící. V roce 2001 byli do sčítání zahrnuti cizinci s trvalým či dlouhodobým pobytem a zásadní změnou ve sčítání 2011 byla publikace výsledků za obyvatelstvo obvykle bydlící (ČSÚ, 2014).

Nevýhodou generačního přístupu k plodnosti je kromě přibližně desetileté periodicity dostupnosti dat ze sčítání i problematika selekce generací procesem vymírání. Výsledky za určitou generaci tak mohou být zkresleny tím, že část osob v určité generaci se sčítání již nedožila. Tento metodologický nedostatek je třeba mít na paměti zejména při analýze generační plodnosti za starší věkové skupiny, kde bude zkreslení nejvýraznější. Ženy s nižším vzděláním, které mají dlouhodobě vyšší úroveň plodnosti, se v průměru dožívají nižšího věku, což by mohlo vést k podcenění kohortní plodnosti starších generací. Na druhou stranu diferenční úmrtnost u žen podle nejvyššího ukončeného vzdělání není tak výrazná jako u mužů (Sobotík a Rychtaříková, 1992). Některá odborná literatura (Simons, 2013) ovšem ukazuje prokazatelný vliv vyššího počtu dětí na dobrý zdravotní stav a vyšší naději dožití. Při srovnání konečné plodnosti stejných generací ze sčítání 1991 a 2001 vyplývá, že vyšší hodnoty plodnosti byly ve sčítání 2001, což může být vysvětleno lepším zdravotním stavem žen s více dětmi, jejichž úmrtnost je nižší než u žen bez dětí nebo s méně dětmi (Rychtaříková, 2003). Ze srovnání konečné plodnosti stejných generací ve sčítání 2001 a 2011 naopak vyplynulo, že větší vliv měla vyšší úmrtnost žen s nižším vzděláním (viz obr. 1). Vyšší hodnoty plodnosti byly totiž ve sčítání 2001 a to až do ročníku narození 1962, přičemž mezi ročníky narození 1945 a 1960 se rozdíl pohyboval do 0,03 dítěte na jednu ženu. U generací žen narozených před rokem 1945 byl rozdíl vyšší zřejmě díky výraznějšímu vlivu diferenční úmrtnosti, protože umírá absolutně vyšší počet žen. V případě mladších generací narozených zhruba po roce 1960 hrála roli realizovaná

plodnost mezi sčítáními 2001 a 2011. Vliv může mít ovšem i odlišná metodologie ve sčítání 2001, kde se zjišťoval celkový počet narozených dětí, nikoliv pouze živě. Není tedy jasné, zda se generační plodnost starších generací ve sčítáních podhodnocuje, nebo naopak nadhodnocuje.

Obr. 1 – Kohortní plodnost žen podle generace narození v letech 2001 a 2011



Zdroj dat: Sčítání lidu 2001 a 2011

Tabulky vývoje plodnosti (podkapitola 4.2) a podle rodinného stavu (podkapitola 5.1) jsou proto prezentovány po pětiletých věkových skupinách až do 89. roku života. Při třídění podle dalších faktorů (podkapitola 5.2 a 5.3) jsou pětileté věkové kategorie omezeny 69. rokem, protože ve vyšších věkových skupinách by už byly velmi nízké počty žen a výsledné hodnoty by tak podléhaly vlivu náhody. Další možnou variantou byl způsob výpočtu podle ročníků narození žen, ale vzhledem ke srovnatelnosti s dalšími částmi práce a větší přehledností ve vztahu k datům ze sčítání z odlišných let, byl zvolen přístup s věkovými kategoriemi. Převodní tabulku mezi věkovými skupinami a ročníky narození žen lze nalézt níže (viz tab. 1).

Sčítání 2011 bylo první, jehož definitivní výsledky byly publikovány v souladu s mezinárodními doporučeními podle místa obvyklého pobytu. Srovnání s údaji za předchozí sčítání, která byla zpracována a publikována podle trvalého pobytu, by proto mohlo být zatíženo určitou mírou nesrovnatelností. Nicméně výsledky kohortní plodnosti podle trvalého pobytu ze sčítání 2011 ukázaly, že rozdíly na celorepublikové územní úrovni byly minimální. Celková kohortní plodnost žen podle trvalého pobytu dosahovala hodnoty 1,581, zatímco podle obvyklého pobytu byla pouze o 4 tisíce nižší (1,577). Největší rozdíly mezi obvyklým a trvalým pobytem byly zjištěny za generace narození 1980–1987 (věk 23–31 let k rozhodnému okamžiku sčítání 2011), kde se difference kohortní plodnosti pohybovaly okolo 5 až 7 tisíc dětí. Důvodem nižší úrovně plodnosti podle obvyklého pobytu byly zejména cizinky, které zde měly obvyklý, ale nikoliv trvalý pobyt. Tyto cizinky tak zvyšovaly základnu počtu žen,

z kterých se plodnost počítá, ale děti zatím příliš nerodily. Šlo totiž převážně o studentky, nebo pracovní imigrantky, jejichž reprodukční ambice nebyly na území České republiky vysoké (Sčítání lidu 2011).

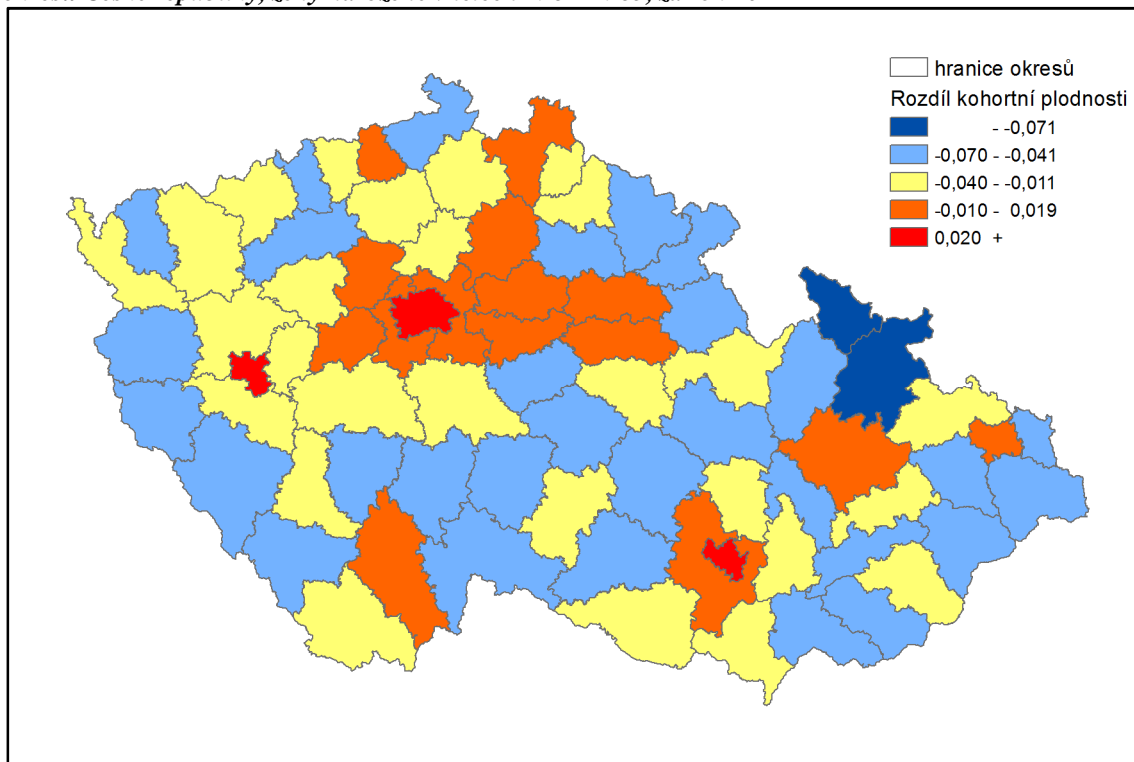
Tab. 1 – Převodník mezi věkovou skupinou a ročníkem narození v SDLB 1991, 2001 a 2011

Věková skupina	Ročník narození		
	SLDB 1991	SLDB 2001	SLDB 2011
15–19	1971–1976	1981–1986	1991–1996
20–24	1966–1971	1976–1981	1986–1991
25–29	1961–1966	1971–1976	1981–1986
30–34	1956–1961	1966–1971	1976–1981
35–39	1951–1956	1961–1966	1971–1976
40–44	1946–1951	1956–1961	1966–1971
45–49	1941–1946	1951–1956	1961–1966
50–54	1936–1941	1946–1951	1956–1961
55–59	1931–1936	1941–1946	1951–1956
60–64	1926–1931	1936–1941	1946–1951
65–69	1921–1926	1931–1936	1941–1946
70–74	1916–1921	1926–1931	1936–1941
75–79	1911–1916	1921–1926	1931–1936
80–84	1906–1911	1916–1921	1926–1931
85–89	1901–1906	1911–1916	1921–1926
90 a více	–1901	–1911	–1921

Větší rozdíly se projevily na nižších územních úrovních, kde měla odlišnost bydliště místa obvyklého a trvalého pobytu v rámci České republiky větší vliv. V případě žen s ukončenou reprodukcí nebyly rozdíly tak velké, jak u žen s možností další reprodukce. Například u žen narozených v letech 1941 až 1965 (45–70 let v době sčítání 2011) překročil rozdíl mezi konečnou plodností podle trvalého a obvyklého pobytu hranici 0,1 dítěte pouze u Prahy-západ a Plzně-jih, přičemž vyšší hodnota byla opět u trvalého pobytu. Výrazně vyšší rozdíly v řádu desetin dítěte lze nalézt u generace žen 1976–1985 (25–35 let během sčítání 2011), což jsou věkové kategorie nejčastější reprodukce, ale i věkové skupiny s největším rozdílem počtu obyvatel podle obvyklého a trvalého pobytu. V případě odečtení hodnot kohortní plodnosti podle obvyklého pobytu od trvalého pobytu se nejvýraznější kladný rozdíl projevil u generace (1981–1985) v případě Brna-města (0,08) a nejvyšší záporný rozdíl u Jeseníku (-0,12). Obecně dosahovaly nejvyšších rozdílů hodnot kohortní plodnosti podle trvalého pobytu oproti obvyklému okresy tvořící velké aglomerace nebo zázemí velkých měst – již zmiňované Brno-město, Praha, Plzeň-město, Ostrava-město, Praha-západ (viz obr. 2). Průměrný počet dětí podle obvyklého pobytu byl u nich nižší, protože zde často obvykle ale nikoliv trvale bydlí vysokoškolská studentka a mladší zaměstnanci na počátku kariéry, pro něž města představují pracovní příležitost. Tato skupina osob zatím nemá výrazné reprodukční ambice. Trvalý pobyt měli tyto obyvatelé v perifernějších oblastech, kde se zase snižovala kohortní plodnost podle trvalého pobytu. Nejvyšších rozdílů úrovně kohortní plodnosti podle obvyklého pobytu oproti trvalému proto dosahovaly periferní okresy – Jeseník či Bruntál.

Fakt, že výsledky sčítání 2011 byly primárně publikované podle obvyklého pobytu, měl na srovnání se staršími sčítáními podle trvalého pobytu pouze omezený vliv. Jak bylo dokázáno výše, zejména se musí brát v potaz vyšší rozdíly na regionální úrovni a ve věkových kategoriích nejčastější reprodukce.

Obr. 2 – Rozdíl v úrovni kohortní plodnosti mezi trvalým a obvyklým pobytem podle okresů České republiky, ženy narozené v letech 1981–1985, za rok 2011



Poznámky: Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Vysoký podíl nezjištěných odpovědí na věk a počet živě narozených dětí by mohl výsledky kohortní plodnosti ze sčítání značně zkreslit, případně ztížit srovnatelnost mezi více sčítáními. Tento ukazatel se totiž většinou počítá k určitému dokončenému věku a vysoký podíl žen, které neuvedly svůj rok narození, může být nerovnoměrně rozložen mezi určité skupiny populace.

Tab. 2 – Ženy s nezjištěným věkem v letech 1991, 2001 a 2011

Ukazatel	1991	2001	2011
Počet žen s nezjištěným věkem	598	1 501	15 725
- z toho s nezjištěným počtem dětí	310	853	10 360
Podíl žen s nezjištěným věkem na celkovém počtu žen (v ‰)	0,1	0,3	3,0
Kohortní plodnost	1,29	1,63	1,33

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Celkový počet žen s nezjištěným věkem během posledních tří sčítání narostl z necelých 600 v roce 1991 až na téměř 16 000 ve sčítání 2011 (viz tab. 2). Stále se ale jejich podíl na celkovém počtu žen pohyboval v nízkých hodnotách (3 ‰ v roce 2011). Minimálně v polovině případů měly ženy s nezjištěným věkem nezjištěný i počet živě narozených dětí. Data sčítání

2011 indikovala, že věk nevyplňovaly zřejmě spíše mladší ženy, protože výrazně vyšší podíl žen s nezjištěným věkem byl mezi svobodnými (5 ‰) a u žen bez vzdělání (16 ‰).

Při analýze plodnosti z dat sčítání může být rovněž problematický vysoký podíl nezjištěných odpovědí na počet živě narozených dětí. Kohortní plodnost se sice pochopitelně počítá pouze za ženy se zjištěným počtem živě narozených dětí, ale skupina žen, která odpovědi neposkytla, může mít v průměru odlišný počet živě narozených dětí, než ta část populace, jež otázku zodpověděla. Ve sčítání 2011 neodpovědělo na otázku tykající se počtu živě narozených dětí v úhrnu zhruba 4,0 % žen 15letých a starších, o deset let dříve to bylo dokonce více (6,2 %), avšak při sčítání 1991 pouze 1,5 %. Tyto podíly byly výrazně diferencovány podle věku ženy. Ve sčítání 2011 klesal podíl nevyplněných odpovědí s rostoucí věkovou kategorií s výjimkou starších věkových skupin od 75 let, kde mírně narost (viz tab. 3). Zatímco u věkové skupiny 15–19 let se pohyboval okolo 20 %, v případě žen s ukončenou reprodukcí (45 let a více) byl tento podíl vždy pod 2 %. Obdobně tomu bylo ve sčítání 2001, pouze míra nevyplněnosti byla o něco vyšší a začala stoupat už od 60 let. Ve sčítání 1991 odpovídaly ženy na otázku na počet živě narozených dětí nejčastěji z posledních tří sčítání. Nejvyšší hodnoty nevyplněných odpovědí byly opět v mladších věkových kategoriích, následoval pokles a od věku 45 let a více mírný nárůst. Obzvláště u nižších věkových ročníků je tedy pravděpodobné, že šlo o bezdětné ženy, které spíše neodpověděly, protože si myslely, že se jich otázka netýká. Kohortní plodnost tak bude v případě těchto věkových skupin zřejmě nadhodnocená (Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011).

Tab. 3 – Podíl žen ve věku 15 let a více s nezjištěným počtem dětí podle věkové kategorie v letech 1991, 2001 a 2011

Věková kategorie	1991	2001	2011
15–19	4,6	22,4	19,7
20–24	2,2	17,3	8,2
25–29	1,0	8,8	6,0
30–34	0,6	3,6	3,8
35–39	0,6	2,5	2,4
40–44	0,6	2,2	1,9
45–49	0,8	2,2	1,7
50–54	0,9	2,2	1,7
55–59	1,1	2,2	1,3
60–64	1,3	2,3	1,2
65–69	1,6	2,5	1,2
70–74	1,8	3,1	1,3
75–79	2,0	3,8	1,4
80–84	2,1	4,5	1,5
85–89	2,6	5,7	1,8
90 a více	2,8	7,4	2,0
Nezjištěno	51,8	56,8	65,9
Celkem	1,5	6,2	4,0

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Z výše uvedeného je patrné, že při srovnání posledních tří sčítání z pohledu kohortní plodnosti se musí přihlídnout k specifikám jednotlivých sčítání. Vzhledem k tomu, že jednotlivé generace se posunují v novějších sčítáních do starších věkových skupin, tak v případě generací s ukončenou reprodukcí si lze vystačit pouze s posledním sčítáním. Srovnání s dalšími sčítáními tak bude v práci popsáno pouze tam, kde je to vhodné a možné.

Údaje o počtu dětí, které se ženám narodily, je možné získat také z hospodařících domácností zkonstruovaných pro sčítání. Tento přístup má ovšem určitá omezení. Dítě musí bydlet v domácnosti se svoji matkou, což umožňuje věrohodné podchycení zejména dětí mladších věkových kategorií. Sčítání poskytují údaje zejména o závislých dětech, což jsou osoby, které mají vztah k osobě v čele domácnosti syn/dcera, jsou ekonomicky neaktivní a bylo jim mezi 0 a 25 lety. Ze sčítání je možné odvodit počet závislých dětí v domácnosti podle různých věkových kategorií, přičemž pro analytické účely jsou zajímavé již zmíněné mladší věkové skupiny dětí. Narození dítěte totiž proběhlo teprve nedávno, a proto se většina charakteristik žen při narození dítěte a v době sčítání lišit nebude.

Metodologická omezení pro srovnání více sčítání vyplývají zejména z odlišné konstrukce domácností v letech 1991 a 2001 vs. v roce 2011. Ve starších sčítáních byly domácnosti odvozovány za trvalý pobyt, ovšem u nejnovějšího sčítání šlo o pobyt obvyklý, které je v kontextu domácnosti zejména schopný poskytnout důvěryhodnější informace za osoby žijící v nesezdaném soužití, které mají často trvalé bydliště jinde. Navíc ve sčítání v letech 1991 a 2001 se kromě bytových (společné bydlení osob) a hospodařících domácností (společné výdaje na domácnost) odvozovaly i cenové (společné příbuzenské a jiné vztahy osob), zatímco v posledním sčítání se z důvodu odlišné organizace sběru a zpracování dat cenové domácnosti nekonstruovaly (ČSÚ, 2013). Ve sčítání 2011 bylo možné počet závislých dětí zjistit pouze u hospodařících domácností tvořených jednou rodinou (98,4 % ze všech rodinných hospodařících domácností). Z důvodu značných metodických odlišností mezi posledními sčítáními je vhodné údaje o závislých dětech z různých sčítání příliš nesrovnávat a soustředit se na analýzu dat z roku 2011.

Kromě generačního pojetí plodnosti je možné využít i tzv. transverzálního, neboli průřezového přístupu k plodnosti, který vychází z dat evidence průběžné demografické statistiky. Každoročně jsou tak k dispozici data pro výpočet úhrnné plodnosti – ukazatele, který udává průměrný počet živě narozených dětí na jednu ženu za předpokladu zachování měř plodnosti podle věku daného roku a při podmínce neexistenci úmrtnosti žen během reprodukčního období. Vypočítá se jako součet dílčích měř plodnosti podle věku. Jedná se tedy o hypotetický ukazatel, který je ovšem v praxi vzhledem k jeho dostupnosti, jednoduché konstrukci a metodologické srovnatelnosti často využíván. Jeho nevýhoda spočívá ve zkreslení, které ovlivňuje zejména případná změna časování rození dětí. V České republice od 90. let 20. století šlo zejména o výrazné prodlužování průměrného věku při narození dítěte.

4.2 Vývoj kohortní plodnosti

Celkový počet žen ve věku 15 let a více mezi sčítáními 1991 a 2011 o zhruba 350 tisíc vzrostl. Za tímto nárůstem stojí nepravidelnosti ve věkové struktuře a stárnutí populace, resp. větší počet žen ve vyšším věku. Počet žen ve věku 15–49 let, u nichž existuje možnost reprodukce, v době jednotlivých sčítání lidu, poklesl mezi roky 1991 a 2011 o téměř sto tisíc. Početně silná generace narozená po druhé světové válce se totiž přesunula do věků mimo obvyklé reprodukční období. Snižující se populační základna nebyla ovšem hlavním důvodem pro výrazný pokles počtu živě narozených dětí u žen ve věku 15–49 let (o téměř 1 milion dětí mezi sčítáními 1991 a 2011). Za tímto propadem totiž stál zejména pokles intenzity plodnosti, který je patrný z ukazatele kohortní plodnosti v tabulce 4.

Zejména v případě nižších věkových kategorií byl vidět strmý propad intenzit plodnosti. Ve věkové skupině 20–24 let byl propad nejvýraznější. Zatímco v roce 1991 měla matka ve věku 20–24 let v průměru 1,08 dítěte, tak o deset let později to bylo již pouze 0,30 dítěte na jednu ženu této věkové skupiny a v roce 2011 už pouze 0,16 dítěte (tj. pouze 15 % hodnoty z roku 1991). Ve vyšších věkových skupinách se rozdíly snižovaly, protože část odložené reprodukce se realizovala ve vyšších věcích žen.

Tab. 4 – Ženy ve věku 15 let a více, počet živě narozených dětí a plodnost žen v letech 1991, 2001 a 2011

Věková skupina	Celkový počet žen			Počet živě narozených dětí			Kohortní plodnost		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011	1991	2001	2011
15–19	425 367	334 223	280 506	19 491	5 264	4 804	0,05	0,02	0,02
20–24	334 835	412 845	330 311	233 057	102 005	49 315	1,08	0,30	0,16
25–29	337 298	423 332	351 071	493 853	404 009	181 845	1,48	1,05	0,55
30–34	334 819	336 286	421 879	627 911	542 481	506 194	1,89	1,67	1,25
35–39	400 026	338 138	432 858	805 515	636 658	722 593	2,03	1,93	1,71
40–44	420 564	334 586	342 185	855 470	669 166	628 477	2,05	2,05	1,87
45–49	345 045	395 736	340 530	688 154	807 193	650 599	2,01	2,09	1,94
50–54	269 928	412 105	331 361	543 469	842 931	656 459	2,03	2,09	2,02
55–59	272 208	332 223	383 759	553 125	669 842	778 273	2,06	2,06	2,06
60–64	293 388	253 699	390 919	601 861	518 770	796 868	2,08	2,09	2,06
65–69	283 257	243 585	306 356	568 020	504 388	614 718	2,05	2,12	2,03
70–74	154 802	242 230	221 401	322 829	508 346	447 061	2,14	2,16	2,05
75–79	167 186	209 135	189 215	339 879	442 437	385 068	2,09	2,20	2,06
80–84	113 692	89 990	151 982	219 639	196 468	310 866	1,98	2,29	2,08
85–89	45 584	59 816	86 702	83 932	123 488	177 118	1,90	2,19	2,08
90 a více	12 363	22 701	25 055	23 670	43 071	52 259	2,12	2,24	2,13
Nezjištěno	598	1 501	15 725	370	1 057	7 151	1,29	1,63	1,33
Celkem	4 245 893	4 442 131	4 601 815	7 077 817	7 017 574	6 969 668	1,69	1,68	1,58

*Poznámky:*¹⁾ Ve sčítání lidu 2001 se zjišťoval počet narozených dětí

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

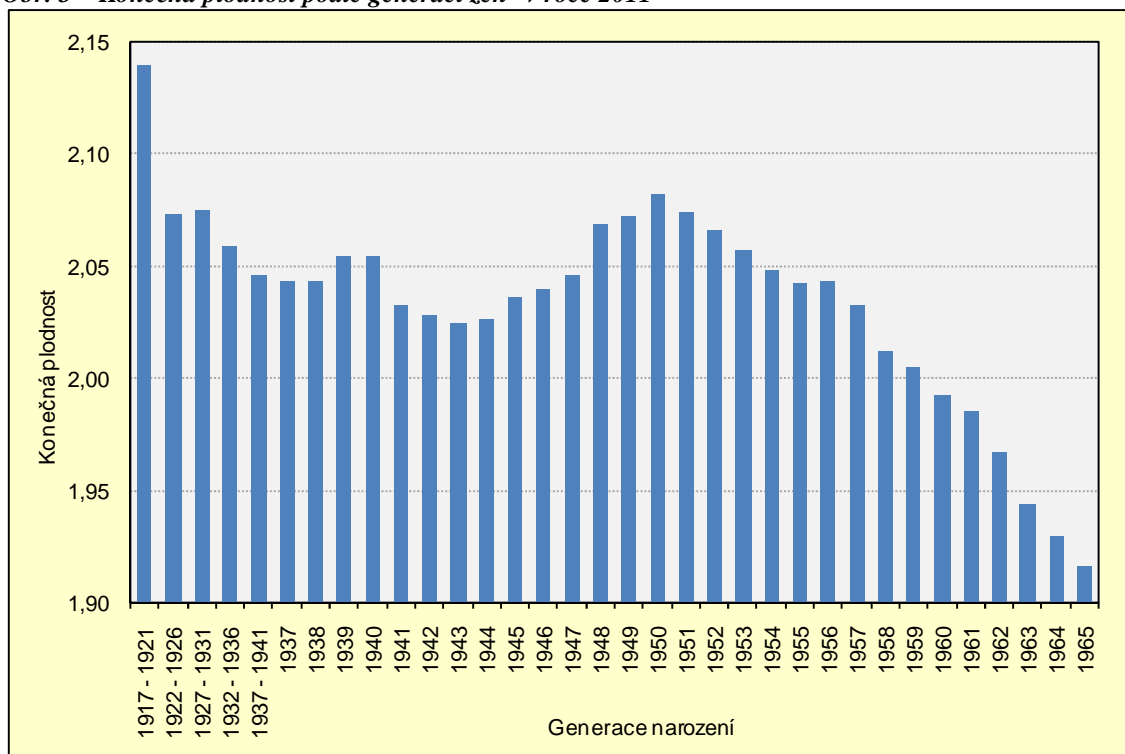
Za věkovou kategorii s ukončenou reprodukcí bylo ve sčítání lidu 2001 možné považovat již rozmezí věku 40 až 44 (kohortní plodnost 2,05 dítěte na jednu ženu). Ve sčítání 2011 dosahuje tato věková kategorie kohortní plodnosti 1,87 dítěte na jednu ženu a je velmi pravděpodobné, že

tato hodnota ještě mírně naroste. V roce 2011 se totiž zhruba 2 % živě narozených dětí narodila matkám ve věku 40 let a více (Demografická ročenka 2011), zatímco v roce 2001 to bylo 0,9 % dětí. U věkové skupiny 45–49 let lze plodnost považovat za již dokončenou, protože v této věkové kategorii se v roce 2011 narodilo pouze jedno promile ze všech živě narozených dětí. Na rozdíl od starších věkových skupin s ukončenou reprodukcí dosahovala konečná plodnost u žen ve věku mezi 45 a 49 roky hodnoty pod dvě děti na jednu ženu. Jednalo se tak o jedinou generaci s ukončenou reprodukcí ve sčítání 2011, u níž byla zaznamenána hodnota konečné plodnosti pod dvěma dětmi na jednu ženu.

Odlišné generace žen prožily své reprodukční období v různých obdobích, kde na ně působila celá řada faktorů, které ovlivnily jejich konečnou plodnost. Jde zejména o determinanty ekonomické, hodnotové, kulturní případně politické (Kurkin, 2010). Konečná plodnost je poměrně stabilní ukazatel, tudíž nebyly změny její hodnoty tak dramatické. Rozdíl mezi konečnou plodností generace 1917–1921 a 1965 byl okolo 0,2 dítěte na jednu ženu.

Nejstarší generace žen narozená v letech 1917–1921 dosahovala dle výsledků sčítání 2011 nejvyšší úrovně konečné plodnosti (obr. 3). Tato generace nejčastěji rodila v letech těsně po druhé světové válce a většina žen z ní byla součástí početně silných ročníků narozených po první světové válce. Konečná plodnost potom byla u generací narozených později nižší až do žen narozených v druhé polovině 40. let 20. století, kde začala konečná plodnost opět růst. Výjimkou byly mírně vyšší hodnoty u generací 1939 a 1940, které byly pravděpodobně důsledkem slibovaných, ale nerealizovaných propopulačních opatření z let 1963 a 1964.

Obr. 3 – Konečná plodnost podle generací žen¹⁾ v roce 2011



Poznámky: ¹⁾ Průměrný počet dětí na 1 ženu se zjištěným počtem dětí a za generace žen s ukončenou reprodukcí. Nejstarší generace jsou agregované z důvodu nízkého počtu žen.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011

Mezi generacemi žen narozenými mezi roky 1945 a 1950 vzrostla konečná plodnost o 0,05 dítěte na ženu. Na tento nárůst měly vliv propopulační opatření realizovaná zejména v 70. letech, která spočívala například ve výhodných novomanželských půjčkách, lepší dostupnosti bydlení pro rodiny s dětmi, zvýšení přídavků na děti (zejména druhého a třetího pořadí) prodloužení mateřské dovolené a zavedení rodičovského příspěvku (Frejka, 1980).

Od generací narozených v 50. letech 20. století došlo k poklesu konečné plodnosti, protože mnohé propopulační opatření se vyčerpaly díky ztrátě své relativní hodnoty. Dostupnost bydlení navíc stále nebyla ideální. Generace žen narozené v roce 1960 a mladší mají již v průměru méně než dvě děti.

Tab. 5 – Podíl žen ve věku 15 let a více se zjištěným počtem dětí podle počtu živě narozených dětí v letech 1991, 2001 a 2011 (v %)

Věková skupina	1991				2001 ¹⁾				2011			
	0	1	2	3+	0	1	2	3+	0	1	2	3+
15–19	95,5	4,3	0,2	0,0	98,1	1,7	0,1	0,0	98,1	1,6	0,2	0,0
20–24	46,7	36,9	15,1	1,3	75,6	19,4	4,5	0,5	87,0	10,2	2,3	0,4
25–29	15,5	30,4	46,1	8,0	32,1	35,7	28,7	3,6	61,3	25,1	11,7	2,0
30–34	7,6	17,6	57,0	17,7	9,9	27,1	51,9	11,2	26,0	31,4	36,2	6,4
35–39	5,8	14,8	56,5	23,0	5,6	19,1	57,1	18,2	11,0	24,2	51,4	13,4
40–44	5,5	15,7	54,6	24,2	4,6	15,6	57,1	22,6	7,2	21,3	54,3	17,3
45–49	6,2	18,4	51,8	23,6	4,4	14,5	56,5	24,7	6,3	18,4	56,1	19,2
50–54	6,9	19,5	48,6	25,1	4,4	15,2	55,1	25,4	5,7	15,6	56,9	21,9
55–59	7,8	19,9	45,4	26,9	4,6	17,8	53,0	24,6	5,2	14,4	56,7	23,7
60–64	9,5	20,2	41,2	29,1	4,7	19,1	50,1	26,1	4,9	15,1	55,8	24,2
65–69	12,5	20,1	37,8	29,6	5,0	19,8	47,2	28,0	5,0	17,9	53,9	23,3
70–74	12,8	18,8	36,0	32,5	6,0	20,1	43,3	30,5	4,9	19,5	51,4	24,2
75–79	13,2	20,5	35,5	30,8	7,5	19,7	40,3	32,5	5,2	20,3	49,0	25,5
80–84	13,7	24,9	33,9	27,5	8,2	18,0	38,1	35,7	6,4	21,0	45,5	27,1
85–89	14,7	28,0	31,9	25,3	10,0	19,6	37,4	33,0	8,0	21,2	42,4	28,4
90 a více	13,8	27,7	31,5	27,0	11,8	24,2	35,3	28,7	9,3	19,5	40,7	30,5
Nezjištěno	38,2	26,0	21,2	14,6	19,3	24,2	39,7	16,8	39,4	14,5	29,8	16,3
Celkem	20,5	19,5	40,2	19,9	19,7	19,1	42,3	18,9	22,6	18,8	42,5	16,1

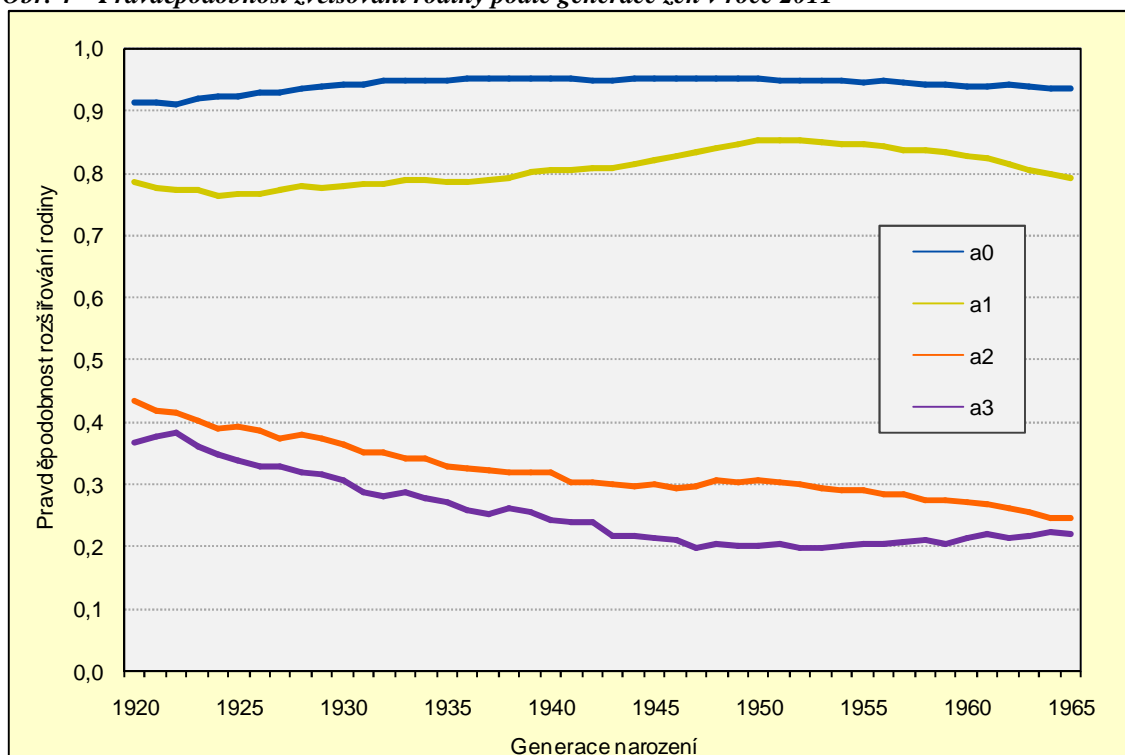
Poznámky: ¹⁾ Ve sčítání lidu 2001 se zjišťoval počet narozených dětí

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Výsledky sčítání lidu 2011 potvrdily, že v České republice stále dominoval model dvoudětné rodiny, který se stal v období komunismu typickým (Rychtařková, 2004), i přes pokles intenzity plodnosti (tab. 5). Nadpoloviční většina žena měla právě dvě děti ve věkových skupinách 35–39 let až 70–74 let. U ještě starší věkových kategorií byl model dvoudětné rodiny nejčastější, ale díky vyššímu podílu žen se třemi a více dětmi bylo jeho zastoupení těsně podpoloviční – mezi 40 a 49 %. Vzhledem k odkládání rození dětí výrazně narostl podíl zatím bezdětných žen v mladších věkových kategoriích. Například ve skupině žen ve věku 25–29 let vzrostl podíl bezdětných ze zhruba 15 % ve sčítání lidu 1991 na něco málo přes 60 % v posledním sčítání. Ve věkové kategorii 45–49 let, kde je již reprodukce obvykle ukončena, podíl bezdětných ovšem v posledních třech sčítáních lidu výrazně nenarostl. Spíše se snížil podíl žen se třemi dětmi a více dětmi a vzrostl podíl žen s jediným dítětem.

V případě žen s ukončenou reprodukcí je možné z generačních dat sčítání lidu zkonstruovat ukazatel pravděpodobnosti zvětšování rodiny (respektive pravděpodobnosti narození dalšího dítěte)¹. Výsledky opět poukazují na nízké zastoupení bezdětných žen v české společnosti. Pravděpodobnost narození alespoň jednoho dítěte (a_0) byla u žen z generací 1920 až 1965 vždy vyšší než 0,90 (viz obr. 4), mezi ročníky narození 1932 až 1956 se dokonce pohybovala okolo 0,95.

Obr. 4 – Pravděpodobnost zvětšování rodiny podle generace žen v roce 2011



Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Podíl bezdětných v mladších generacích výrazně nenarostl. Pravděpodobnost mít alespoň dvě děti (a_1) se vždy pohybovala nad hranicí 0,75, přičemž mezi generacemi 1924 a 1951 došlo k nárůstu z 0,76 na 0,85, poté se objevil pokles. Pravděpodobnost narození třetí a čtvrté dítěte (a_2 , respektive a_3) výrazně poklesla od nejstarších generací až do žen s ročníkem narození 1945. V následujících deseti generacích došlo ke stabilizaci hodnot v případě pravděpodobnosti mít třetí dítě na zhruba 0,3 a u čtvrtého dítěte na 0,2. U generací 1955 a mladších lze sledovat další pokles pravděpodobnosti rozšíření rodiny na třetí dítě, zatímco pravděpodobnost narození čtvrtého dítěte mírně narostla.

Pokles intenzity kohortní plodnosti mezi sčítáními 1991 a 2011 a to zejména ve věcích mezi 15 a 44 lety byl odrazem nižší úrovně plodnosti během posledních zhruba 20 let. Údaje z průběžné demografické evidence dokládaly výrazný pokles úhrnné plodnosti, který se následně částečně projevil i v datech sčítání 2001 a 2011. Jaký bude skutečný dopad poklesů transverzálních ukazatelů plodnosti na hodnoty konečné plodnosti, bude zřejmé až z výsledků z případného příštího sčítání lidu.

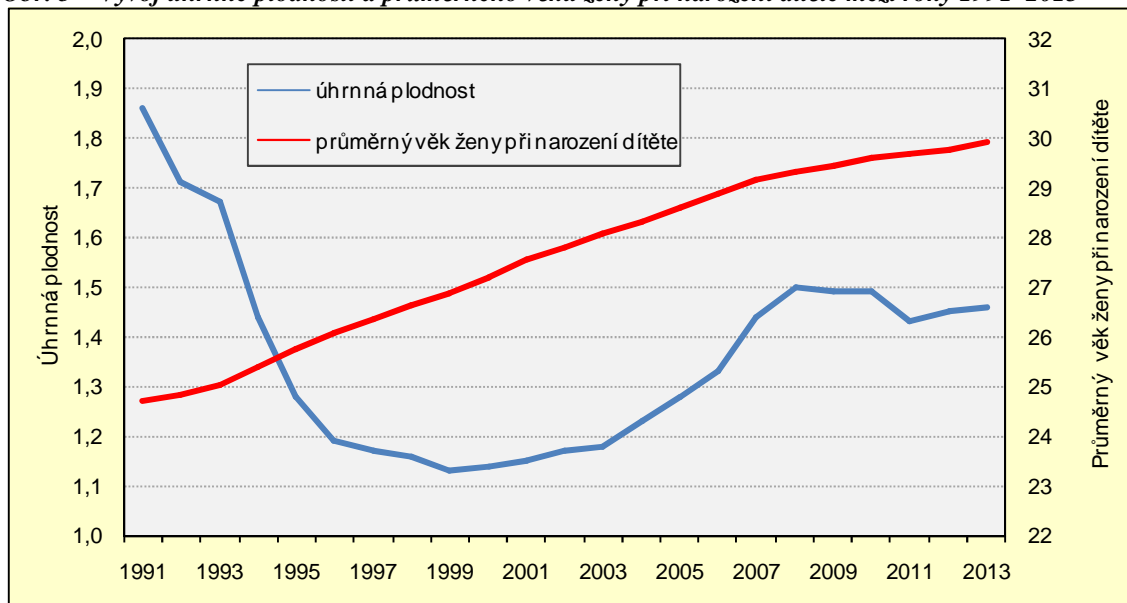
¹ $a_x = \text{počet žen s } x+1 \text{ živě narozenými dětmi} / \text{počet žen s } x \text{ živě narozenými dětmi}$

4.3 Vývoj transverzální plodnosti

K porozumění poklesu intenzity kohortní plodnosti mezi posledními třemi sčítání lze využít i dat z průběžné demografické evidence a transverzálních ukazatelů. První polovina 90. let byla charakteristická výrazným poklesem úhrnné plodnosti – z 1,86 dítěte na jednu ženu v roce 1991 na 1,28 dítěte v roce 1995. V druhé polovině 90. let se sice propad zpomalil a dna úhrnné plodnosti bylo dosaženo v roce 1999 na úrovni 1,13 dítěte, nicméně úroveň plodnosti v následujících čtyřech letech vzrostla pouze mírně (o 0,05 dítěte).

Od roku 2004 nárůst úrovně úhrnné plodnosti zrychlil a v období 2007–2013 se úhrnná plodnost stabilizovala na hodnotě okolo 1,5 dítěte na jednu ženu. Stále se ale jedná o úroveň, která zdaleka nezaručuje obnovu populace přirozenou měnou. K tomu by bylo potřeba v průměru o 0,6 dítěte na ženu více. Tato problematicky nízká úroveň plodnosti vede k dalšímu stárnutí věkové struktury obyvatelstva České republiky, což má dopady v mnoha různých oblastech, např. v důchodovém systému, zdravotnictví, školství, pojišťovnictví atd. Střední varianta „Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100“ vydaná ČSÚ předpokládá stabilizaci úhrnné plodnosti na hodnotách mezi 1,45–1,56 dětmi na jednu ženu v následujících desetiletích, takže ani výhled od budoucnosti nepředpokládá dramatický nárůst intenzit plodnosti.

Obr. 5 – Vývoj úhrnné plodnosti a průměrného věku ženy při narození dítěte mezi roky 1991–2013



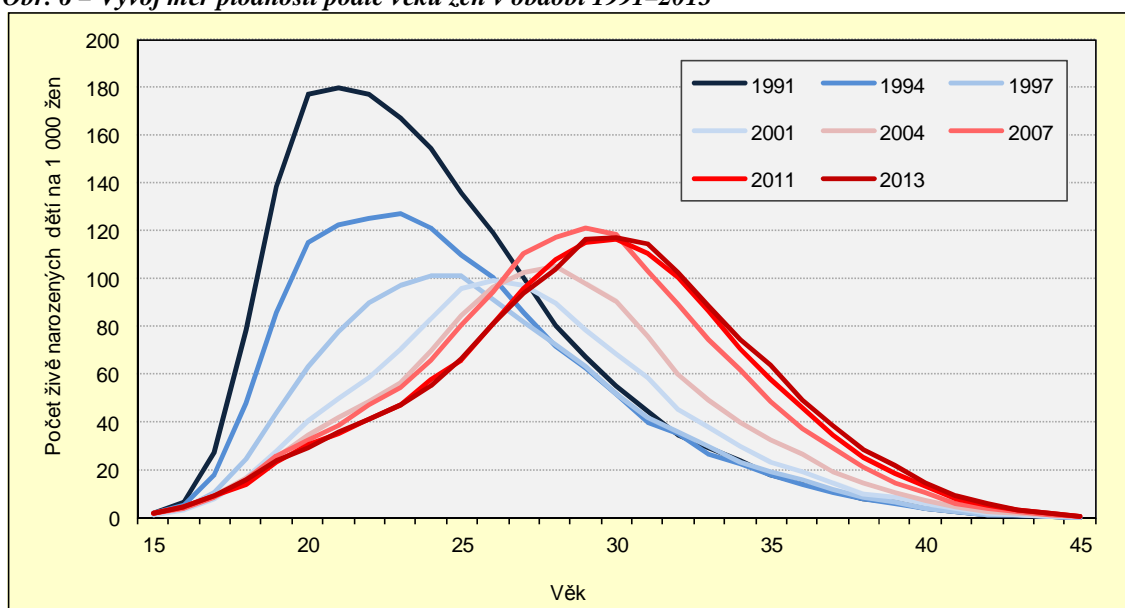
Zdroj dat: Demografická příručka 2013

Hodnoty úhrnné plodnosti výrazně ovlivnil téměř lineární nárůst průměrného věku matky při narození dítěte od roku 1991 (viz obr. 5). Mezi roky 1991 a 2013 se tento průměrný věk zvýšil o 5,2 let (ročně v průměru o 0,24 let), přičemž od roku 2008 tento nárůst zpomalil (průměrný roční přírůstek průměrného věku byl 0,11 let). Odkládání rození dětí tak výrazně přispělo ke dramaticky nízké úrovni úhrnné plodnosti pod 1,3 dítěte v letech 1995–2005. Jejím důsledkem byl úbytek obyvatelstva přirozenou měnou v letech 1994 až 2005, první od konce první světové války. Část odložených porodů byla později realizována ve vyšších věcích matek,

což vedlo k opětovnému nárůstu úhrnné plodnosti a přirozenému přírůstku obyvatelstva v následujících letech.

Křivky měr plodnosti podle věkových kategorií (viz obr. 6) ukazují, že se těžiště plodnosti přesunulo z věkové kategorie 20–24 let do skupin žen ve věku okolo 30 let. Zatímco v roce 1991 se v této věkové skupině realizovala téměř polovina hodnoty úhrnné plodnosti, v roce 2012 to už bylo pouze zhruba 15 %. Novější křivky plodnosti byly více zaoblené, protože se plodnost tak výrazně nekoncentrovala do úzkého věkového rozpětí. V první polovině 90. let došlo k výraznému poklesu intenzity plodnosti nejen ve skupině 20–24 let, ale i u žen o pět let mladších. Tento pokles byl částečně kompenzován nárůstem plodnosti ve vyšších věkových kategoriích až zhruba od roku 2000 za stále pokračujícího snižování plodnosti v dříve reprodukčně nejbohatších věkových skupinách.

Obr. 6 – Vývoj měr plodnosti podle věku žen v období 1991–2013



Zdroj dat: Demografická příručka 2013

Díky výraznému vlivu změn v časování rození na ukazatel úhrnné plodnosti se nabízí využití některého alternativního ukazatele plodnosti, který by bral tyto změny v potaz. Metodologii pro výpočet takového ukazatele plodnosti navrhli Bongaarts a Feeney ve svém článku „On the Quantum and tempo of fertility“ (Bongaarts, Feeney, 1998). Úhrnnou plodnost rozdělili na dvě složky – časování (tempo) a úroveň (quantum) a ukazatel pojmenovali „tempo-adjusted total fertility rate“ (zkráceně „adjusted total fertility rate“). Do češtiny lze indikátor přeložit jako úhrnná plodnost očištěná od vlivu změn v časování (dále jen očištěná úhrnná plodnost; Sobotka, 2003). Složka časování (tempo) se pak rovná zkreslení vycházející ze změny časování (Bongaarts, Feeney, 1998).

Výpočet očištěné úhrnné plodnosti vychází z úhrnných plodností podle pořadí (biologického) a průměrného věku matky při narození podle pořadí. Rozdíl průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí v roce t by se měl počítat z hodnot na začátku a ke konci roku. Vzhledem k charakteru obvykle dostupných dat se však počítá z průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí roku následujícího a předchozího (vzorec 3). Očištěná úhrnná

plodnost podle pořadí se vypočte úpravou úhrnné plodnosti podle pořadí o výše popsany rozdíl (vzorec 2). Výsledná očištěná úhrnná plodnost (vzorec 1) je součtem dílčích očištěných úhrnných plodností podle pořadí dítěte (Potančoková, Sobotka, Philipov, 2008). Pro potřeby výpočtu v této práci bylo použito první, druhé, třetí, čtvrté a vyšší pořadí.

$$OÚP(t) = \sum OÚPi(t) \quad (1)$$

$OÚP(t)$...úroveň očištěné úhrnné plodnosti v roce t

$OÚPi(t)$...úroveň očištěné úhrnné plodnosti podle pořadí narozených dětí i v roce t

$$OÚPi(t) = ÚPi(t) / (1 - ri(t)) \quad (2)$$

$OÚPi(t)$...úroveň očištěné úhrnné plodnosti podle pořadí narozených dětí i v roce t

$ÚPi(t)$...úroveň úhrnné plodnosti podle pořadí narozených dětí i v roce t

$ri(t)$... rozdíl průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí i v roce t

$$ri(t) = (PVMNi(t + 1) - PVMNi(t - 1)) / 2 \quad (3)$$

$ri(t)$...rozdíl průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí i v roce t

$PVMNi(t + 1)$...průměrný věk matky při narození dítěte podle pořadí i v roce $t + 1$

$PVMNi(t - 1)$...průměrný věk matky při narození dítěte podle pořadí i v roce $t - 1$

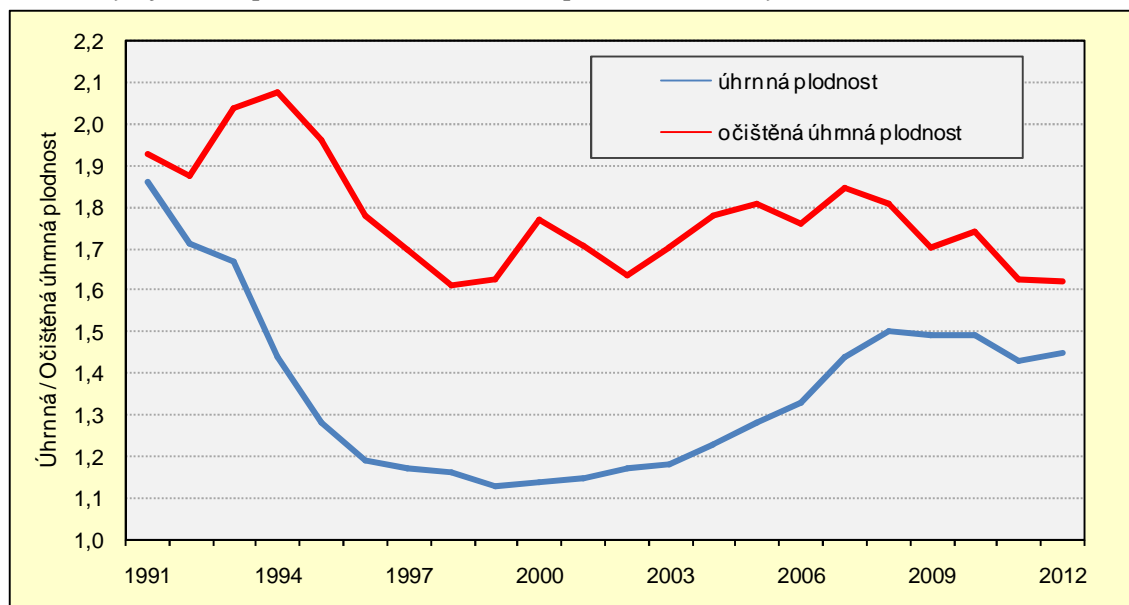
Očištěná úhrnná plodnost podléhá větší nestabilitě než klasická úhrnná plodnosti (viz obr. 7), nicméně základní trendy jsou přesto čitelné. Období, kdy byla úroveň úhrnné plodnosti nejvíce deprivována změnami v časování, lze zhruba ohraničit roky 1994–2005. Rozdíl mezi těmito dvěma ukazateli se tehdy pohyboval mezi 0,45 až 0,68 dítěte. Od té doby k sobě ukazatele konvergují, protože se úhrnná plodnost částečně zotavila a nárůst průměrného věku matky podle jednotlivých pořadí narození se zpomalil, ve vyšších pořadích (3, 4+) došlo někdy dokonce i k poklesu.

Důvody výše popsanych změn v reprodukčním chování obyvatelstva lze vidět především v ekonomickém a hodnotovém posunu české společnosti po pádu socialistického režimu. Ekonomická nejistota ztělesňována zejména zvýšením míry nezaměstnanosti a rostoucími náklady na výchovu dětí společně s nárůstem možnosti seberealizace ve vzdělávání a zaměstnání byly pravděpodobně zásadními důvody v pozadí poklesu úrovně plodnosti a nárůstu průměrného věku matky při narození dítěte. Zlepšená dostupnost moderních forem antikoncepce vyústila nejen ve výrazný pokles plodnosti u teenagerů, ale i v podstatné snížení počtu uměle přerušovaných těhotenství (Frejka, 2008).

Podle výsledků sociologických šetření (Fialová a Tuček, 1997; Rabušic a Chromková-Manea, 2013) chce stále většina žen na území České republiky v průměru dvě děti. Vývoj úhrnné plodnosti v posledních dvaceti letech naznačuje, že se rozdíl mezi plánovaným a realizovaným počtem dětí zvyšoval, ačkoliv se zamýšlený počet dětí mírně snižoval u mladších kohort. Z dat výběrových šetření vyplývá, že rozdíl mezi ideálním a realizovaným počtem dětí se pohybuje mezi 0,3–0,5 (Sobotka et al., 2008). Tento rozdíl je větší v případě žen,

kteřé jsou více orientované na práci, zatímco u těch, které dávají spíše přednost rodinným hodnotám je menší – okolo 0,2 dítěte na jednu ženu (Rabušic a Chromková-Manea, 2013).

Obr. 7 – Vývoj úhrnné plodnosti a očištěné úhrnné plodnosti mezi roky 1991–2012



Zdroj dat: Demografická příručka 2013, Demografická ročenka 1991–2012, vlastní výpočty

Výzkumy ze zemí západní a severní Evropy tvrdí, že pro přiblížení počtu dětí plánovaným hodnotám je zásadní harmonizace rodinných a pracovních rolí (Kalwij, 2010). Pomocí rodinné politiky má stát možnost tomuto sladování napomáhat a snižovat tak náklady ušlých příležitostí. Mezi nejčastěji zmiňované nástroje patří dostatečný počet míst v předškolních zařízeních péče o děti, podpora zkrácených pracovních úvazků nebo vysoká míra kompenzace ušlé mzdy během prvního roku po narození dítěte. Absence realizace těchto nástrojů rodinné politiky v České republice může vést k nižší úrovni plodnosti ve srovnání s celoevropským kontextem (Klasen a Launov, 2006).

Kapitola 5

Diferenční kohortní plodnost

Intenzity kohortní plodnosti podle rodinného stavu, nejvyššího ukončeného vzdělání, hlavní třídy zaměstnání, národnosti a náboženské víry jsou v následující kapitole tříděny podle věkových skupin žen. V poslední podkapitole je kohortní plodnost analyzována ve vztahu k velikostním skupinám obcí a jejímu regionálnímu rozložení na okresní úrovni. V případě rodinného stavu a regionálního aspektu jsou prezentována data z posledních tří sčítání lidu, zatímco u ostatních skupin jsou v práci uvedeny pouze údaje z posledního sčítání lidu. Rodinný stav a územní rozložení kohortní plodnosti se totiž dá poměrně jednoduše srovnávat mezi jednotlivými sčítáními, přičemž kategorie ostatních proměnných se měnily. Vzhledem k tomu, že osoby z nejnovějšího sčítání jsou většinou přítomné v datech předchozích sčítání lidu, pouze se nacházejí ve mladších věkových skupinách, tak k výrazné ztrátě informace nedochází.

5.1 Kohortní plodnost podle rodinného stavu

Vypovídací schopnost kohortní plodnosti žen podle rodinného stavu z dat sčítání lidu je značně omezená. Počty živě narozených dětí jsou totiž navázány na aktuální rodinný stav matky během rozhodného okamžiku sčítání. Informace o rodinném stavu v době rození dětí tudíž nejsou z dat sčítání k dispozici. Pouze u svobodných žen platí, že se jim děti skutečně narodily za svobodna. V případě alespoň jednou vdaných matek nelze rozpoznat, jaký byl jejich rodinný stav, když se jim narodily děti. Informace o pořadí sňatku nebo délce trvání manželství nebyly na rozdíl od předchozích sčítání ve výsledcích sčítání lidu 2011 obsaženy, což možnosti analýzy dále omezuje.

Rodinný stav nebyl v roce 2011 zjištěn u zhruba deseti tisíc žen ve věku 15 let a více, přičemž zhruba 9 tisíc nevyplnila ani údaj o počtu živě narozených dětí. V případě sčítání lidu 2001 byly hodnoty vyšší – nezjištěný rodinný stav byl u téměř 27 tisíc žen, z toho okolo 19 tisíc žen nevedlo ani počet narozených dětí. V roce 1991 byly počty nezjištěných rodinných stavů nejpříznivější. Nebyly známy u téměř 4 tisíc žen, z nichž nevedlo ani počet živě narozených dětí zhruba polovina. Tuto malou skupinu žen tak není možné nijak hodnotit ve vztahu k plodnosti. Z žen se zjištěným rodinným stavem jich v roce 2011 zhruba 4 % neodpovědělo na otázku na počet živě narozených dětí. Více se tato skutečnost týkala svobodných žen (okolo 10 %), zatímco u ostatních zjištěných rodinných stavů neposkytly informaci o počtu živě

narozených dětí pouze mezi 1,3 % a 1,7 % žen. V roce 2001 nezapsalo počet narozených dětí 5,8 % žen se zjištěným rodinným stavem, přičemž v případě svobodných žen šlo dokonce o 21,0 %. U ostatních deklarovaných rodinných stavů se pak podíly žen s nezjištěným počtem narozených dětí pohybovaly mezi 1,4 % a 2,3 %. Ve sčítání 1991 nebyly rozdíly podle rodinného stavu tak výrazné. Zhruba 1,5 % žen se zjištěným rodinným stavem neudalo počet živě narozených dětí, u svobodných to bylo 4,4 % a ostatní rodinné stavy se pohybovaly mezi 0,7 % a 1,6 %. Ve všech třech posledních sčítání lidu se tedy výrazně odlišovala pouze skupina svobodných žen, které spíše neudávaly počty (živě) narozených dětí.

Během posledních tří sčítání byl patrný výrazný nárůst počtu svobodných žen ve věku 15 let a více (tab. 6) Mezi sčítáním lidu 1991 a 2011 tato skupina narostla téměř o tři čtvrtiny. I ve věkových skupinách žen s ukončenou reprodukcí byl patrný mírný nárůst počtu svobodných, nicméně nejmarkantněji se tento nárůst projevil u žen s ještě neukončenou reprodukcí ve věku 20–44 let. Klesající intenzita sňatečnosti od roku 1991 byla hlavním důvodem tohoto vývoje. V případě nejmladší věkové kategorie byl pokles počtu svobodných způsoben i celkovým snížením počtu žen v intervalu 15–19 let. S rostoucím věkem počet svobodných žen obecně klesá, protože mění svůj rodinný stav.

Tab. 6 – Počty svobodných žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011

Věková skupina	Počet svobodných žen			Kohortní plodnost		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011
15–19	393 948	330 212	279 016	0,01	0,01	0,02
20–24	117 255	315 928	306 029	0,08	0,10	0,12
25–29	36 667	134 150	230 753	0,24	0,29	0,30
30–34	19 060	36 028	143 522	0,36	0,54	0,64
35–39	16 548	20 403	71 859	0,39	0,59	0,88
40–44	14 713	14 687	28 655	0,39	0,54	0,79
45–49	11 026	14 062	19 001	0,34	0,49	0,63
50–54	7 670	12 865	14 092	0,34	0,47	0,55
55–59	7 239	9 463	13 182	0,30	0,40	0,49
60–64	8 896	6 362	11 552	0,30	0,42	0,46
65–69	10 827	5 744	8 160	0,28	0,37	0,40
70–74	6 291	6 540	5 177	0,26	0,39	0,40
75–79	7 678	6 898	4 041	0,20	0,38	0,35
80–84	6 172	3 061	3 617	0,17	0,37	0,34
85–89	3 031	2 362	2 603	0,15	0,29	0,34
90 a více	934	1 001	863	0,16	0,22	0,32
Nezjištěno	126	356	9 729	0,01	0,32	0,24
Celkem	668 081	920 122	1 151 851	0,09	0,16	0,30

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

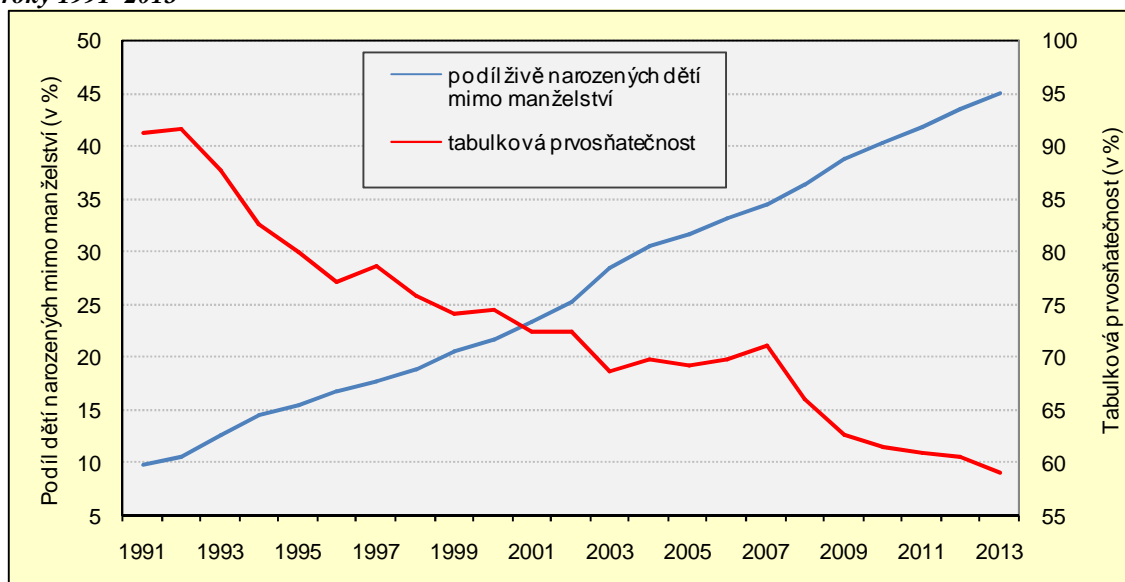
Kohortní plodnost u svobodných žen ve sčítání lidu 2011 výrazně narostla (tab. 6). Oproti sčítání lidu v roce 1991 se úroveň plodnosti zvýšila více než trojnásobně a ve srovnání se sčítáním lidu 2001 téměř dvojnásobně. K nárůstu mezi výsledky sčítání 2011 a 1991 došlo ve všech věkových kategoriích. Zatímco při posledním sčítání lidu dosahovala kohortní plodnost

svobodných žen ve věkové kategorii 45–49 let 0,63 dítěte na jednu ženu, u starších věkových skupin (60 let a více) byla nižší než 0,40 dítěte.

Narození dítěte je tak stále méně vázané na sňatek. U mladších generací bude mezi sňatkem a narozením dítěte zřejmě ještě menší závislost, protože u věkových kategorií těsně před ukončením reprodukce (35–39 let a 40–44 let) se kohortní plodnost pohybuje okolo 0,8 dítěte na jednu ženu. Hodnoty kohortní plodnosti svobodných byly ovšem stále výrazně nižší, než u jakékoliv jiné skupiny žen podle rodinného stavu. Za vyšším absolutním počtem dětí narozených mimo manželství stojí vliv zvýšená intenzita plodnosti žen ve věkové skupině 20–39 let, protože v těchto věkových kategoriích jsou absolutní počty svobodných žen ještě poměrně vysoké.

Data průběžně demografické statistiky rovněž dokládají nižší závislost mezi narozením dítěte a rodinným stavem. Podíl živě narozených dětí mimo manželství rostl mezi roky 1991–2013 téměř lineárně a za poslední více než dvě dekády se více než zčtyřnásobil z 9,8 % na 45,0 % (viz obr. 8). Tabulková prvosňatečnost žen, která indikuje intenzitu sňatečnosti, oproti tomu výrazně klesala. Pokud by zůstala úroveň prvosňatečnosti, úmrtnosti a migrace u žen zachována na stejné úrovni jako v roce 2013, tak by podíl svobodných žen, které uzavřou první sňatek do 50 let, klesl k 59,0 % z více než 90,0 % na začátku 90. let 20. století. Na snižující se intenzitou sňatečnosti měla vliv celá řada faktorů, např. ekonomické a pracovní nejistoty, horší situace na trhu s byty, hodnotové změny, které se projeví po pádu socialistického režimu či preference nesezdaných soužití.

Obr. 8 – Vývoj podílu živě narozených dětí mimo manželství a tabulkové prvosňatečnosti žen¹⁾ mezi roky 1991–2013



Poznámky: ¹⁾ Tabulková prvosňatečnost udává podíl osob (v %), které do 50 let věku uzavřou první sňatek, za předpokladu setrvání řádu prvosňatečnosti, úmrtnosti i migrace na úrovni daného roku.

Zdroj dat: Pohyb obyvatelstva v Českých zemích 1785 - 2013

V návaznosti na pokles intenzity sňatečnosti se snížil i absolutní počet vdaných žen v posledních třech sčítáních lidu (tab. 7). Nejvíce byl tento pokles patrný ve věcích mezi 15 a 29 lety. Zatímco ve sčítání 1991 bylo v této kategorii zhruba 512 tisíc žen, o dvacet let později to byla již pouhá čtvrtina tohoto počtu. Část sňatků byla ovšem odložena do pozdějšího

věku, protože došlo k výraznému nárůstu průměrného věku ženy při prvním sňatku. Jak udávají data z průběžné demografické statistiky, tak v roce 1991 byl průměrný věk žen ještě okolo 23 let, zatímco o dvacet let později to bylo již téměř 30 let.

Pokles kohortní plodnosti vdaných je třeba vnímat hlavně v kontextu obecného poklesu intenzity plodnosti. V České republice se totiž většina dětí stále rodí vdaným ženám. Relativně vysoké hodnoty kohortní plodnosti vdaných v nejmladších věkových kategoriích byly dány vysokým podílem sňatků v souvislosti s počtem dítěte. Absolutní počty vdaných žen byly ale v těchto věkových kategoriích velmi nízké.

Tab. 7 – Počty vdaných žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011

Věková skupina	Počet vdaných žen			Kohortní plodnost		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011
15–19	30 709	2 589	762	0,52	0,66	0,50
20–24	205 988	87 616	21 438	1,05	0,86	0,76
25–29	275 365	251 696	107 116	1,65	1,35	1,03
30–34	280 584	249 187	236 075	2,01	1,82	1,58
35–39	329 819	257 308	279 139	2,12	2,04	1,91
40–44	339 450	253 327	223 378	2,13	2,13	2,00
45–49	272 338	295 035	226 072	2,09	2,15	2,04
50–54	207 131	301 991	225 207	2,08	2,15	2,09
55–59	191 710	231 817	257 977	2,09	2,11	2,12
60–64	176 560	160 742	250 059	2,10	2,11	2,11
65–69	136 108	127 470	173 945	2,12	2,11	2,07
70–74	52 835	91 979	101 439	2,22	2,13	2,05
75–79	34 955	47 856	59 802	2,15	2,13	2,03
80–84	12 728	10 726	26 558	2,02	2,24	2,02
85–89	2 315	2 886	6 563	1,93	2,18	1,97
90 a více	256	387	626	1,86	1,93	1,94
Nezjištěno	137	471	1 739	1,17	1,78	2,04
Celkem	2 548 988	2 373 083	2 197 895	1,95	1,96	1,94

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Trendy vývoje počtu rozvedených žen se značně lišily v různých věkových skupinách. V případě žen do věku 34 let došlo k poklesu počtu mezi sčítáními lidu 2001 a 2011 (o 37 %). Tento pokles lze vysvětlit snižujícím se počtem vdaných žen (tab. 7). Ve srovnání sčítání 1991 a 2001 byl určující vliv růstu rozvodovosti a počet rozvedených žen narostl o 28 % (tab. 8). V případě starších věkových kategorií byl důvodem výrazného nárůstu počtu rozvedených žen mezi sčítáními lidu 1991 a 2011 opět primárně růst intenzity rozvodovosti. Celkový počet rozvedených ve věku 35 let a více narostl mezi rokem 1991 a 2001 o 42 % a mezi lety 2001 a 2011 o dalších 48 %. Kohortní plodnost rozvedených vykazovala pouze mírně nižších hodnoty než u vdaných. Zároveň byla nižší v absolutní většině věkových skupin žen. Výjimku tvořily pouze věkové kategorie 20–24 ve sčítání lidu 2001 a 2011 a 25–29 let v roce 2011². Většina dětí se pravděpodobně narodila ještě páru v manželském soužití

² Kohortní plodnost rozvedených byla vyšší i u věkové skupiny 15–19 ve sčítáních lidu 1991 a 2001, ale vzhledem k nízkému počtu rozvedených žen z toho nelze vyvodit žádné závěry.

a následný rozvod mohl zkrátit reprodukční období ženy, což mohlo mít vliv na nižší intenzitu plodnosti. Některé ženy se ovšem znova provdaly a rozvedly, přičemž měly děti s jiným partnerem, tudíž není rozdíl mezi kohortní plodností vdaných a rozvedených tak velký.

Tab. 8 – Počty rozvedených žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011

Věková skupina	Počet rozvedených žen			Kohortní plodnost		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011
15–19	332	66	98	0,68	0,89	0,47
20–24	10 688	6 081	1 674	0,97	0,89	0,80
25–29	23 535	32 858	11 781	1,36	1,22	1,04
30–34	31 977	46 315	39 926	1,70	1,60	1,41
35–39	46 734	53 758	77 270	1,87	1,84	1,72
40–44	53 453	56 426	83 447	1,91	2,01	1,87
45–49	42 594	67 562	84 098	1,87	2,04	1,94
50–54	27 650	63 440	72 658	1,93	2,03	2,00
55–59	24 802	43 703	74 716	1,96	1,97	2,04
60–64	24 209	25 873	63 630	1,99	2,03	2,02
65–69	21 151	21 502	40 714	1,98	2,05	1,94
70–74	9 297	18 981	21 972	1,94	2,07	1,97
75–79	7 866	14 378	15 726	1,80	2,06	1,96
80–84	4 189	4 959	11 157	1,61	2,08	1,96
85–89	1 367	2 719	5 611	1,41	1,91	1,95
90 a více	302	802	1 328	1,37	1,71	1,88
Nezjištěno	37	88	680	1,44	1,99	2,06
Celkem	330 183	459 511	606 486	1,82	1,89	1,88

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Tab. 9 – Počty ovdovělých žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011

Věková skupina	Počet ovdovělých žen			Kohortní plodnost		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011
15–19	48	4	19	0,44	1,00	1,47
20–24	516	225	76	1,10	1,07	0,94
25–29	1 425	1 203	360	1,69	1,47	1,32
30–34	2 969	2 501	1 395	2,04	1,89	1,58
35–39	6 646	4 714	3 738	2,19	2,09	1,91
40–44	12 696	8 395	6 014	2,17	2,17	2,02
45–49	18 849	17 023	10 661	2,15	2,23	2,07
50–54	27 317	31 656	18 776	2,19	2,22	2,14
55–59	48 276	45 575	37 370	2,23	2,19	2,18
60–64	83 503	59 437	65 276	2,26	2,22	2,17
65–69	125 754	87 638	83 306	2,27	2,25	2,13
70–74	92 519	123 458	92 620	2,31	2,28	2,14
75–79	124 210	138 694	109 516	2,20	2,31	2,15
80–84	96 630	70 528	110 558	2,08	2,37	2,15
85–89	41 841	51 195	71 861	1,98	2,27	2,16
90 a více	11 788	20 201	22 203	2,05	2,13	2,21
Nezjištěno	127	111	922	1,83	2,17	2,29
Celkem	695 114	662 558	634 671	2,20	2,26	2,15

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Počty ovdovělých žen zřetelně rostly s narůstajícím věkem a nejčastěji byly zastoupeny ve věkové skupině 65 let a více (tab. 9). Vzhledem k nižší intenzitě sňatečnosti a prodlužující se naději dožití u mužů se počty vdov ve věkových kategoriích mladších 65 let mezi roky 1991 a 2011 výrazně snížily (o 29 %).

Kohortní plodnost ovdovělých žen byla ve všech věkových skupinách nejvyšší, pokud třídíme ženy podle rodinného stavu. Vliv mohl mít i větší rozdíl v naději dožití podle pohlaví u párů s nižším vzděláním, u nichž tradičně bývá kohortní plodnost vyšší. Žena se v takovém páru spíše a dříve stane vdovou a její vyšší kohortní plodnost se pak projeví právě u plodnosti ovdovělých.

Vzhledem k tomu, že v dalších analytických kapitolách se používá kategorie alespoň jednou vdaných žen, tak je zde uvedena tabulka (tab. 10) s touto subpopulací žen, která je formálně analogická k tabulkám za jednotlivé rodinné stavy. Z ní je patrné, že v případě žen s ukončenou reprodukcí v rodinném stavu vdaná, rozvedená i ovdovělá se objevil většinou mírný pokles úrovně plodnosti při srovnání sčítání 1991 a 2011. Oproti tomu výraznější pokles zaznamenaly skupiny žen s věkem do 34 let, kde už není tak výrazná souvislost mezi sňatkem a narozením dítěte.

Tab. 10 – Počty alespoň jednou vdaných žen ve věku 15 let a více a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011

Věková skupina	Počet alespoň jednou vdaných žen			Kohortní plodnost		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011
15–19	31 089	2 659	879	0,53	0,66	0,52
20–24	217 192	93 922	23 188	1,04	0,87	0,76
25–29	300 325	285 757	119 257	1,62	1,34	1,03
30–34	315 530	298 003	277 396	1,98	1,79	1,56
35–39	383 199	315 780	360 147	2,09	2,01	1,87
40–44	405 599	318 148	312 839	2,11	2,11	1,97
45–49	333 781	379 620	320 831	2,06	2,14	2,01
50–54	262 098	397 087	316 641	2,08	2,14	2,07
55–59	264 788	321 095	370 063	2,10	2,10	2,11
60–64	284 272	246 052	378 965	2,14	2,13	2,11
65–69	283 013	236 610	297 965	2,18	2,16	2,07
70–74	154 651	234 418	216 031	2,26	2,20	2,08
75–79	167 031	200 928	185 044	2,17	2,25	2,10
80–84	113 547	86 213	148 273	2,06	2,34	2,11
85–89	45 523	56 800	84 035	1,96	2,25	2,13
90 a více	12 346	21 390	24 157	2,03	2,11	2,19
Nezjištěno	301	670	3 341	1,48	1,87	2,11
Celkem	3 574 285	3 495 152	3 439 052	1,98	2,01	1,97

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Ve sčítání lidu 1991 se poprvé kromě rodinného stavu začalo zjišťovat i nesezdané soužití neboli faktické manželství ve vztahu k plodnosti. Podobně jako u rodinného stavu, tak i v případě faktického manželství nelze zjistit, jaký byl skutečný partnerský stav v době narození dítěte. Ženy žijící v nesezdaném soužití mohly zároveň deklarovat jakýkoliv rodinný stav. V roce 1991 deklarovala nadpoloviční většina žen ve faktickém manželství rodinný stav

rozvedená (zhruba 45 tisíc žen). V následujících sčítáních lidu počty rozvedených žen ve faktickém partnerství sice narostly (na téměř 78 tisíc v roce 2011), nicméně skupina svobodných žen narostla ještě více (z 15 tisíc v roce 1991 na 122 tisíc v roce 2011) a ve sčítání lidu 2011 tvořily právě svobodné ženy nadpoloviční většinu žen, které se přihlásily k faktickému manželství. Počet žen žijících ve faktickém manželství vzrostl během posledních tří sčítání trojnásobně (tab. 11), přičemž nejvýraznější, zhruba 4,7 násobný, nárůst zaznamenala kategorie žen ve věku 20–35 let. Faktické manželství se stalo během posledních deseti let preferovanější možností soužití pro ženy ve svobodném páru o věku 20–39 let. Ve starších věkových kategoriích potom početně převažují rozvedené a ovdovělé ženy.

Tab. 11 – Počty ženy žijících ve faktických manželstvích a jejich kohortní plodnost v letech 1991, 2001 a 2011¹⁾

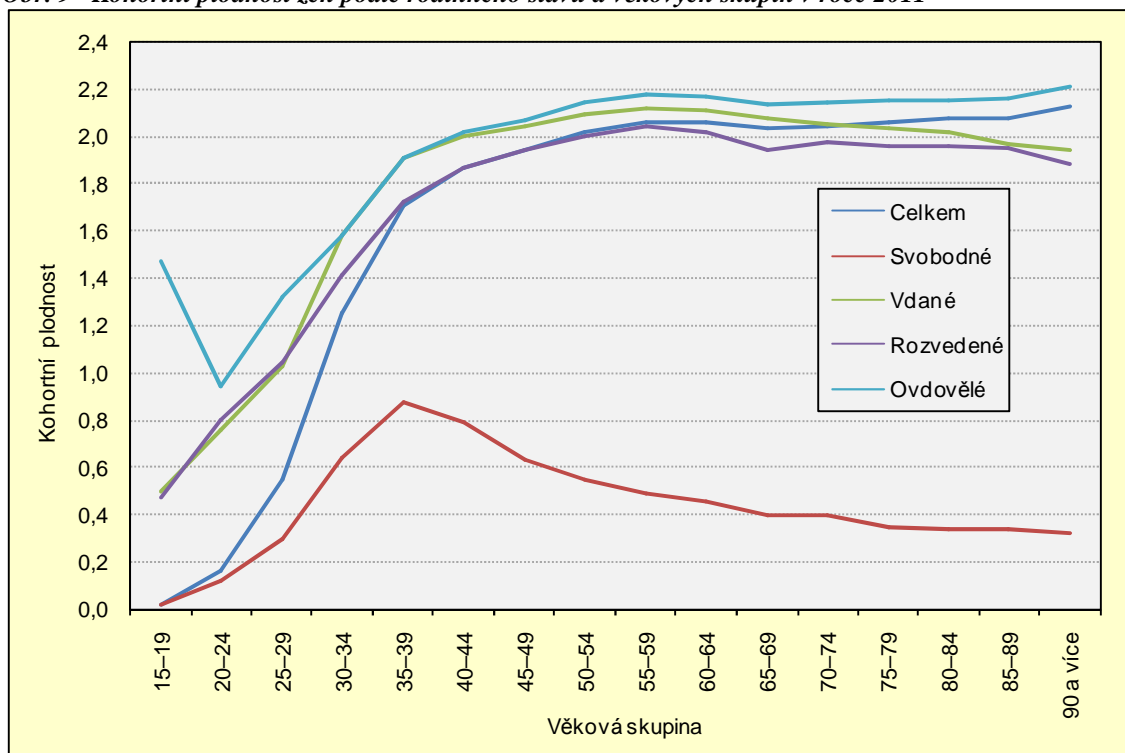
Věková skupina	Ženy ve faktických manželstvích			Kohortní plodnost		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011
15–19	1 973	1 675	1 427	0,38	0,54	0,33
20–24	6 572	17 532	21 940	0,78	0,57	0,36
25–29	8 062	20 195	45 363	1,42	1,07	0,54
30–34	9 604	13 653	45 583	1,88	1,66	1,11
35–39	12 273	11 927	34 641	2,05	1,94	1,64
40–44	12 414	11 658	21 263	2,08	2,12	1,86
45–49	9 142	13 657	17 089	2,08	2,15	1,93
50–54	6 358	12 505	13 373	2,22	2,18	2,01
55–59	5 394	8 303	12 385	2,27	2,20	2,08
60+	13 121	14 111	20 811	2,13	2,34	2,12
Nezjištěno	21	56	5	1,08	1,48	2,75
Celkem	84 934	125 269	233 880	1,88	1,71	1,32

Poznámky: ¹⁾ Vzhledem k dostupnosti dat ze starších sčítání je poslední věková kategorie 60+

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011

Všeobecný pokles kohortní plodnosti žen ve faktickém partnerství během posledních tří sčítání je hlavně odrazem změny chápání faktického manželství, které začalo být více využíváno svobodnými ženami v mladším věku, zatímco v minulosti bylo spíše doménou rozvedených a ovdovělých. Od věkové kategorie 40–44 let se hodnoty kohortní plodnosti příliš neliší od hodnot za celou populaci. Jsou v nich totiž mnohem častěji zastoupeni již zmiňovaní rozvedení a ovdovělí.

Ženy, které již zažily manželství (vdané, rozvedené, ovdovělé) mají do věkové skupiny 35–39 let vyšší kohortní plodnost než populace celkem, protože jejich sňatek byl zřejmě úzce spojen s narozením dítěte (viz obr. 9). Intenzita plodnosti u rozvedených ve starších věkových skupinách ve srovnání s populací žen celkem klesá, zatímco u ovdovělých je stále vyšší. Oproti tomu svobodní mají ve všech věkových kategoriích výrazně nižší hodnoty kohortní plodnosti. Rozvolnění závislosti mezi narozením dítěte a sňatkem u mladších generací je patrný z kohortní plodnosti věkových kategorií 30–34 až 45–49, u nich se hodnoty průměrného počtu živě narozených dětí na ženu pohybují nad 0,6, což je hranice, které starší generace nikdy nedosáhly, protože tak často za svobodna nerodily. Navíc zejména třicetileté ženy svoji reprodukci ještě neukončily, takže konečná plodnost svobodných v těchto generacích bude ještě vyšší.

Obr. 9 – Kohortní plodnost žen podle rodinného stavu a věkových skupin v roce 2011

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011

5.2 Kohortní plodnost podle nejvyššího ukončeného vzdělání a hlavních tříd zaměstnání

S rostoucím podílem žen s maturitou nebo vysokoškolským vzděláním může celková kohortní plodnost více odrážet kohortní plodnost těchto sub-populací, jež se může výrazně lišit od méně vzdělaných skupin obyvatelstva. Proto je podstatné se zaměřit na hodnoty kohortní plodnosti podle nejvyššího ukončeného vzdělání.

Počet žen s nezjištěným nejvyšším ukončeným vzděláním překročil hodnotu 210 tisíc (4,5 % z žen ve věku 15 let a více), z nichž téměř 90 tisíc neodpovědělo ani na otázku na počet živě narozených dětí. V případě žen se zjištěným vzděláním na tuto otázku častěji neodpovídaly ženy se základním nebo nižším vzděláním (zhruba 5 % z žen s tímto typem vzdělání), zatímco u ostatních žen se zjištěným vzděláním se tento podíl pohyboval pouze okolo 1 %.

Z výsledků sčítání lidu 2011 je patrné, že kohortní plodnost žen klesá s rostoucím vzděláním téměř ve všech věkových skupinách (tab. 12). Na celkové hodnoty kohortní plodnosti za všechny věkové skupiny měla vliv věkovou strukturou podle vzdělání, proto například ženy se základním nebo nižším vzděláním dosahovaly v průměru nižšího počtu dětí než ženy se středním vzděláním bez maturity, ačkoliv vykazovaly téměř ve všech věkových kategoriích vyšší hodnoty kohortní plodnosti. V nejméně vzdělané skupině byly totiž ženy ve věku 15–19 let s velmi nízkou intenzitou plodnosti zastoupeny poměrně velkou vahou (viz příloha 1).

U nejmladší skupiny žen s ukončenou reprodukci ve věku 45 až 49 let byla kohortní plodnost vysokoškolsky vzdělaných žen 1,76 dítěte, zatímco u žen se základním nebo nižším

vzděláním byla o 26 % vyšší a dosahovala 2,22 dítěte. Ženy se středním vzděláním bez maturity tvořily jedinou další skupinu, která v této věkové kategorii překročila hranici dvou dětí na jednu ženu. U starších věkových skupin se rozdíly v kohortní plodnosti mezi nejvíce a nejméně vzdělanými prohlubovaly. V případě žen 70letých a starších byla plodnost žen se základním nebo nižším vzděláním dokonce o polovinu vyšší než u vysokoškolsky vzdělaných žen. Tato věková skupina byla specifická tím, že měla nejvyšší podíl žen se základním nebo nižším vzděláním u žen s ukončenou reprodukcí (46 %). Získat vyšší stupeň vzdělání (obzvláště vysokoškolský) bylo privilegium, které selektovalo skupiny žen se specifickými vlastnostmi včetně nižší úrovně plodnosti.

Tab. 12 – Kohortní plodnost podle nejvyššího ukončeného vzdělání v roce 2011

Věková skupina	Základní nebo nižší ¹⁾	Střední bez maturity	Střední s maturitou	Nástavbové nebo vyšší odborné	Vysokoškolské	Nezjištěné	Celkem
15–19	0,02	0,04	0,01	0,01	-	0,08	0,02
20–24	0,62	0,32	0,06	0,06	0,02	0,72	0,16
25–29	1,30	0,87	0,53	0,40	0,19	1,08	0,55
30–34	1,73	1,47	1,22	1,17	0,92	1,41	1,25
35–39	1,99	1,81	1,66	1,60	1,53	1,68	1,71
40–44	2,19	1,96	1,82	1,75	1,71	1,76	1,87
45–49	2,22	2,05	1,89	1,80	1,76	1,73	1,94
50–54	2,29	2,10	1,93	1,85	1,76	1,79	2,02
55–59	2,29	2,10	1,94	1,85	1,75	2,01	2,06
60–64	2,32	2,12	1,92	1,82	1,73	2,11	2,06
65–69	2,27	2,08	1,85	1,76	1,69	2,15	2,03
70+	2,31	1,99	1,71	1,64	1,54	2,04	2,06
Nezjištěno	1,80	1,79	1,26	1,48	1,23	0,47	1,33
Celkem	1,76	1,84	1,39	1,41	1,19	1,55	1,58
Počet žen v tis.	1 015	1 249	1 356	234	537	211	4 602

Poznámky: ¹⁾ Do této kategorie spadají osoby s ukončeným nebo neukončeným základním vzděláním, stejně tak i osoby bez vzdělání.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011

V případě žen s neukončenou reprodukcí jsou relativní rozdíly kohortní plodnosti mezi skupinami vzdělání větší, protože se projevuje odlišné časování rození dětí. Například ve skupině 25–29letých žen byla hodnota kohortní plodnosti žen se základním nebo nižším vzděláním 1,30, u stejné věkové kategorie žen se středoškolským vzděláním s maturitou to bylo 0,53 a u vysokoškolsky vzdělaných žen pouze 0,19.

Vysvětlení diferenčních výsledků kohortní plodnosti podle úrovně vzdělání je mnoho (podrobněji viz kapitoly 2 a 3). Jedno z nich se týká přímo délky studia, jehož delší doba (obzvláště u vysokoškolského studia), vede k odkládání rození dětí do vyššího věku, kde se zkracuje doba pro naplnění reprodukčních ambicí, které jsou navíc o něco menší než u méně vzdělané populace zejména díky větší orientaci na uplatnění v zaměstnání (Rychtaříková, 2004).

Za další socioekonomickou charakteristiku žen lze považovat jejich zaměstnání. Zhruba 250 tisíc žen ve věku 15 let a více nevyplnilo odpověď na zaměstnání. Vzhledem k nižšímu

počtu žen, které měly na tuto otázku odpovídat (ekonomicky aktivní a nezaměstnaní podle předchozího zaměstnání), byl podíl nezjištěných odpovědí více než dvojnásobně vyšší než u nejvyššího ukončeného vzdělání (11,1 %). Z těchto čtvrt miliónu žen jich 96,3 % poskytlo odpověď na počet živě narozených dětí. Podíl žen s nezjištěným počtem dětí se u jednotlivých definovaných hlavních tříd zaměstnání příliš nelišil a pohyboval se mezi 0,6 až 1,5 %. Výrazně vyšší pak byl u kategorie žen, která na otázku na zaměstnání odpovídat neměla (6,6 %).

Kohortní plodnost žen podle hlavních tříd zaměstnání byla diferencována méně výrazně, než tomu bylo v případě nejvyššího ukončeného vzdělání. V nejmladší věkové skupině s ukončenou reprodukci (45–49 let) dosahovaly nejnižší úroveň plodnosti zákonodárkyně a řídící pracovníce, specialistky (např. právničky, učitelky, vědkyně, doktorky, manažerky) a technické a odborné pracovníce (do 1,85 dítěte na jednu ženu). Jedná se o hlavní třídy zaměstnání číslo 1 až 3. Naopak vysoké úrovně plodnosti nad hranici prosté reprodukce (2,10 dítěte na jednu ženu) dosahovaly pomocné a nekvalifikované pracovníce (č. 9) a kvalifikované pracovníce v zemědělství (č. 6, viz tab. 13).

Tab. 13 – Kohortní plodnost podle hlavních tříd zaměstnání v roce 2011

Věková skupina	1	2	3	4	5	6	7	8	9	88	99	Celkem
15–19	0,05	0,02	0,02	0,01	0,01	0,06	0,03	0,03	0,04	0,02	0,08	0,02
20–24	0,06	0,05	0,06	0,05	0,10	0,13	0,13	0,13	0,17	0,19	0,42	0,16
25–29	0,20	0,21	0,25	0,27	0,43	0,60	0,55	0,55	0,71	1,12	0,86	0,55
30–34	0,75	0,89	0,97	0,99	1,15	1,38	1,28	1,29	1,44	1,70	1,37	1,25
35–39	1,41	1,56	1,58	1,59	1,66	1,90	1,74	1,74	1,83	2,00	1,78	1,71
40–44	1,70	1,77	1,77	1,79	1,87	2,10	1,92	1,95	2,01	2,05	2,01	1,87
45–49	1,82	1,84	1,85	1,88	1,99	2,26	2,05	2,08	2,12	1,94	2,09	1,94
50–54	1,88	1,87	1,91	1,95	2,06	2,40	2,14	2,16	2,21	2,01	2,14	2,02
55–59	1,87	1,83	1,87	1,87	2,00	2,28	2,01	2,02	2,11	2,24	2,03	2,06
60–64	1,76	1,76	1,79	1,85	2,02	2,49	2,02	2,02	2,23	2,09	2,07	2,06
65–69	1,77	1,73	1,77	1,83	1,98	2,50	1,96	2,08	2,15	2,04	1,98	2,03
70+	1,85	1,61	1,71	1,84	1,92	2,34	1,99	1,89	2,08	2,07	1,93	2,06
Nezjištěno	1,15	1,40	1,35	1,47	1,35	2,14	1,67	1,47	1,75	1,24	1,60	1,33
Celkem	1,41	1,34	1,40	1,28	1,47	1,93	1,64	1,66	1,90	1,69	1,56	1,58
Počet žen v tis.	96	444	479	187	421	21	101	163	118	2 309	254	4 602

Poznámky: Kategorie hlavních tříd zaměstnání:

1 – Zákonodárci a řídící pracovníci; 2 – Specialisté; 3 – Techničtí a odborní pracovníci; 4 – Úředníci; 5 – Pracovníci ve službách a prodeji; 6 – Kvalifikovaní pracovníci v zemědělství, lesnictví a rybářství; 7 – Řemeslníci a opraváři; 8 – Obsluha strojů a zařízení, montéři; 9 – Pomocní a nekvalifikovaní pracovníci; 88 – Ekonomicky neaktivní a hledající první zaměstnání; 99 – Nezjištěno. Zaměstnanci v ozbrojených silách nejsou uvedeni, protože jejich celkový počet mezi ženami ve věku 15 let byl okolo dvou tisíc.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011

Ženy zaměstnané v hlavních třídách zaměstnání 1 až 3 měly nejnižší intenzity plodnosti i ve starších věkových skupinách nad 49 let. Stejně tak i zaměstnankyně z tříd č. 9 a 6 dosahovaly naopak nejvyšších hodnot plodnosti. Rozdíl mezi těmito skupinami žen s nízkou a vysokou úrovní plodnosti ve vyšších věcích ovšem narostl. Ve věkové skupině 45–49 let byla totiž nejvyšší hodnota plodnosti oproti nejnižší o 24 % vyšší, zatímco u žen ve věku 70 a více byla vyšší

dokonce o 45 %. U věkových skupin 60–64 let a starších již ženy nejčastěji spadaly do kategorie ekonomicky neaktivní, která otázku na zaměstnání neměla vyplňovat (viz příloha 2). Ženy, které nadále pracují, jsou potom specifickou skupinou, jejichž hodnoty kohortní plodnosti bývají většinou nižší než u ekonomicky neaktivních.

Výrazné rozdíly v kohortní plodnosti podle hlavních tříd zaměstnání bychom potom našli v nejmladších věkových skupinách vzhledem k odlišnému časování rození dětí. Například ve věkové skupině 25–29 let dosahovala kohortní plodnost pomocných a nekvalifikovaných pracovníků 0,71 dítěte na jednu ženu, zatímco v případě zákonodárkyň a řídicích pracovníků to bylo 0,20 dětí.

Lépe vzdělané ženy pracují spíše v zaměstnáních s vyšší přidanou hodnotou a jsou více orientované na pracovní společenské role, což vede k preferenci spíše menších rodin s menším počtem dětí (pokud vůbec nějakých). Zároveň u nich náhrada mzdy formou mateřského a následně rodičovského příspěvku není relativně tak vysoká jako u žen v zaměstnáních s nižšími platy, tudíž se snaží kariéru tak často a dlouho nepřerušovat. Naopak ženy v méně kvalifikovaných pracovních pozicích zaměstnání snáze pracovní kariéru přerušují, protože náklady ušlých příležitostí u nich nejsou tak vysoké jako u vzdělanější části populace.

5.3 Kohortní plodnost podle národnosti a náboženské víry

Vliv sociokulturních faktorů na kohortní plodnost lze posuzovat na základě otázek na národnost a náboženskou víru. Tyto otázky, jejichž vyplnění bylo dobrovolné, ovšem byly ve sčítání 2011 zatíženy velkou mírou nevyplněnosti, což mohlo výsledky kohortní plodnosti podle těchto faktorů zkreslit. Národnost nevyplnilo 23,3 % žen ve věku 15 let a více, u náboženské víry to bylo dokonce 43,4 %. Kohortní plodnost žen, které nevedly národnost nebo náboženskou víru, byla ve všech pětiletých věkových kategoriích vyšší než u celé populace žen 15 let a více (viz tab. 14). V případě nevedené národnosti byly ovšem častěji zastoupeny mladší ženy s nižší úrovní plodnosti (viz příloha 3), tudíž byla celková kohortní plodnost této skupiny nižší než u zkoumané populace žen (1,56 vs. 1,58 dítěte). Ženy, které nevedly svoji náboženskou víru, měly věkovou strukturu podobnější ženám, které měly odpovédět na otázku na počet živě narozených dětí, tudíž se i díleč vyšší úrovně intenzity plodnosti v pětiletých věkových kategoriích přenesly do vyšších celkových hodnot kohortní plodnosti. Pravděpodobně tedy došlo k mírnému podcenění kohortní plodnosti vzhledem k vyšším hodnotám u skupin s nevedenou národností a náboženskou vírou.

Z jednotlivých národností relativně nejčastěji nevyplňovaly odpověď na počet živě narozených dětí ženy vietnamské (15,1 %) a ukrajinské (5,2 %) národnosti, přičemž u ostatních deklarovaných národností s počtem žen věku 15 let a více převyšujícím deset tisíc se tento podíl pohyboval okolo 2 %. U žen s nevedenou národností potom byl 9,4 %. V případě zodpovězení otázky na náboženskou víru se podíl žen s nevyplněným počtem živě narozených dětí podle jednotlivých náboženských skupin příliš nelišil a byl mezi 1 až 2 %. Pouze ženy s nevedenou náboženskou vírou nevyplnily počet živě narozených dětí častěji, zhruba v 6,9 % případech.

Ženy ve věku 15 let a více se z 86,7 % přihlásily k české národnosti, pokud na otázku odpověděly. Mezi další nejpočetněji zastoupené národnosti patřily národnost moravská (6,3 %) a slovenská (2,1 %). Zástupkyně ukrajinské, polské a vietnamské národnosti se řadily mezi skupiny s více než 10 tisíc ženami ve věku 15 let a více. Populace České republiky byla tedy velmi homogenní z hlediska národnosti, a byť jsou hodnoty kohortní plodnosti podle národnosti odlišné, nemají dílčí odlišnosti u jednotlivých skupin na celorepublikovou hodnotu kohortní plodnosti velký vliv.

Dle výsledků sčítání 2011 měly ženy polské, slovenské a moravské národnosti vyšší kohortní plodnost, než tomu bylo u národnosti české (viz tab. 14). Naopak příslušnice ukrajinské a vietnamské národnosti vykazovaly nižší hodnoty kohortní plodnosti. Rozdíly mezi národnostmi jsou do značné míry dané odlišnou věkovou strukturou, případně typem migrace do České republiky (např. pracovní imigranti se vyznačují nižší intenzitou plodnosti). Ženy ukrajinské a vietnamské národnosti měly mladší věkovou strukturu oproti všem ženám ve věku 15 let a více. Vzhledem k tomu, že v mladších věcích se realizuje pouze část kohortní plodnosti, tak je celková plodnost těchto skupin nižší. Opak platí pro ženy, které deklarovaly polskou a slovenskou národnost.

Tab. 14 – Kohortní plodnost podle vybraných národností¹⁾ v roce 2011

Věková skupina	Česká	Moravská	Polská	Slovenská	Ukrajinská	Vietnamská	Neuvedeno	Celkem
15–19	0,02	0,01	0,01	0,04	0,02	0,03	0,03	0,02
20–24	0,14	0,08	0,10	0,20	0,32	0,46	0,23	0,16
25–29	0,51	0,46	0,52	0,48	0,77	0,87	0,67	0,55
30–34	1,23	1,26	1,19	1,03	1,16	1,44	1,32	1,25
35–39	1,70	1,77	1,70	1,59	1,39	1,72	1,74	1,71
40–44	1,86	1,96	1,85	1,87	1,54	1,92	1,90	1,87
45–49	1,93	2,05	1,95	2,04	1,68	1,89	1,96	1,94
50–54	1,99	2,13	2,01	2,12	1,77	1,86	2,05	2,02
55–59	2,03	2,16	2,09	2,19	1,88	1,80	2,11	2,06
60–64	2,03	2,16	2,06	2,27	1,95	2,15	2,14	2,06
65–69	1,99	2,16	2,05	2,30	1,93	2,19	2,13	2,03
70+	2,01	2,25	2,09	2,54	2,10	3,51	2,16	2,06
Nezjištěno	1,38	1,43	1,54	2,15	0,93	1,13	1,23	1,33
Celkem	1,57	1,66	1,80	1,76	1,28	1,29	1,56	1,58
Počet žen v tis.	3 059	221	21	74	24	11	1 072	4 602

Poznámky: ¹⁾ Zobrazeny všechny národnosti, kde počet žen ve věku 15 let a více překročil 10 tisíc.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011

Ve věkové skupině 25–29 let měly zástupci ukrajinské a vietnamské národnosti nejvyšší hodnoty kohortní plodnosti, zatímco u věkové kategorie 45–49 let byla intenzita plodnosti u těchto sub-populací nejnižší. Jde zřejmě o skupiny žen, jejichž reprodukční období bylo spíše narušeno migrací, pravděpodobně pracovního typu, která má větší dopady na reprodukci než migrace z důvodu slučování rodin. U žen starších 70 let vykazovaly nejvyšší úroveň plodnosti opět ženy vietnamské národnosti (3,51 dítěte na ženu), ale zde šlo zřejmě o plodnost realizovanou ještě na území Vietnamu. V případě české, moravské, polské a slovenské

národnosti se kohortní plodnost ve věkové kategorii 45 až 49 let pohybuje mezi 1,93 až 2,05 dětmi na jednu ženu. Rozdíly se u starších věkových kategorií prohlubují. Z toho lze usuzovat, že rozdíly v úrovni kohortní plodnosti byly u starších generací větší.

Ve sčítání lidu 2011 se k romské národnosti přihlásilo pouze zhruba 1 700 žen, zatímco v roce 1991 to bylo okolo 10 000 žen a v roce 2001 téměř 3 900 žen. Vzhledem k nízkému počtu žen nebyla tedy romská národnost zařazena do tabulky, nicméně vzhledem k dlouhodobé odlišnosti a diskuzích o reprodukčním chování této sub-populace je vhodné ji alespoň v krátkosti zmínit (Kalibová, 2001; Šprocha, 2007). Výsledky mohou tedy být částečně zkresleny vlivem nízkého počtu událostí, avšak ženy s romskou národností měly kohortní plodnost zřetelně nejvyšší ve všech věkových skupinách. Například již ve věkové kategorii 30–34 let přesáhla kohortní plodnost hodnotu prosté reprodukce a dosáhla 2,23 dětí na jednu ženu. U nejmladší věkové skupiny s ukončenou reprodukcí (45–49 let) byla 2,94 dítěte a u žen ve věku 70 let a více dokonce 4,38 dítěte. Pokles plodnosti u mladších generací byl tedy poměrně výrazný.

Tab. 15 – Kohortní plodnost podle vybraných náboženských vyznání¹⁾ v roce 2011

Věková skupina	Věřící - nehlásící se k žádné církvi ani náboženské společnosti	Věřící - hlásící se k církvi, náboženské společnosti	Církev československá husitská	Církev římskokatolická	Českobratrská církev evangelická	Bez náboženské víry	Neuvedeno	Celkem
15–19	0,02	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,03	0,02
20–24	0,13	0,11	0,10	0,09	0,07	0,13	0,22	0,16
25–29	0,46	0,55	0,45	0,53	0,47	0,49	0,64	0,55
30–34	1,13	1,35	1,14	1,38	1,33	1,21	1,28	1,25
35–39	1,63	1,84	1,69	1,87	1,80	1,69	1,71	1,71
40–44	1,83	2,01	1,83	2,03	2,03	1,84	1,87	1,87
45–49	1,91	2,08	1,90	2,10	2,07	1,91	1,94	1,94
50–54	1,98	2,12	1,90	2,14	2,07	1,97	2,03	2,02
55–59	2,02	2,15	1,94	2,16	2,07	2,01	2,07	2,06
60–64	2,02	2,11	1,92	2,12	2,03	2,01	2,08	2,06
65–69	1,95	2,08	1,82	2,09	1,99	1,97	2,05	2,03
70+	1,98	2,10	1,85	2,12	2,01	2,01	2,07	2,06
Nezjištěno	1,43	1,77	2,00	1,91	1,67	1,16	1,33	1,33
Celkem	1,55	1,81	1,77	1,84	1,79	1,42	1,62	1,58
Počet žen v tis.	365	748	23	559	27	1 494	1 996	4 602

Poznámky: ¹⁾ Zobrazeny jsou všechny kategorie náboženské víry, kde počet žen ve věku 15 let a více překročil 10 tisíc.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011

Pouze 28,7 % z žen ve věku 15 let a více, jež odpověděly na otázku na náboženskou víru, se přihlásilo ke konkrétní církvi a z nich 74,8 % k církvi římskokatolické. Hranici deseti tisíc žen překročily ještě dvě církve – československá husitská a českobratrská evangelická. Absolutní většina zkoumaných žen (konkrétně 57,3 %) tvrdila, že nemají žádnou náboženskou víru a 14 % se prohlásilo jako věřící bez příslušnosti ke konkrétní církvi (viz příloha 4).

Věřící ženy, které se hlásily k určité církvi, měly v průměru více dětí (1,81 dítěte) než ženy bez víry (zhruba 1,42 dítěte) nebo věřící nehlásící se k církvi nebo náboženské společnosti (1,55 dítěte; viz tab. 15). Z konkrétních církví byly neplodnější zastánci římskokatolické církve (1,84 dítěte), zatímco stoupenkyně Českobratrské církve evangelické a Církve československá husitská měly plodnost o něco nižší, než tomu bylo u římskokatolické církve (1,79, respektive 1,77 dítěte).

Skupina věřících bez náboženské víry má hodnoty kohortní plodnosti v jednotlivých pětiletých věkových kategoriích velice podobné jako skupina žen bez náboženské víry. Díky mladší populační struktuře žen bez náboženské víry byla ale celková plodnost této skupiny nižší. Na obecně vyšší kohortní plodnost u věřících hlásících se k církvi měla také významný vliv populační struktura, která byla v jejich případě starší než u osob bez náboženské víry. Téměř ve všech věkových kategoriích (s výjimkou věkových kategorií 15–19 a 20–24) měly věřící hlásící se k církvi vyšší úroveň plodnosti než populace celkem. Ve věkových kategoriích ukončené reprodukce byly rozdíly mezi věřícími a nevěřícími nižší než u celkových rozdílů.

Kohortní plodnost žen v České republice není výrazně odlišná podle různých sociokulturních faktorů. Česká populace je totiž národnostně poměrně homogenní a rozdíly podle náboženské víry se v hodnotách kohortní plodnosti příliš neprojevují. Oproti mnohým zemím západní Evropy totiž u nás tak úzce nesouvisí deklarace k určité národnosti s příslušností ke konkrétní náboženské skupině. Nejvýraznější rozdíly tak lze nalézt u rodinného stavu a socioekonomické determinanty – nejvyššího ukončeného vzdělání. Toto zjištění opodstatňuje důležitost nastavení rodinné politiky tak, aby rození dětí relativně více neznevýhodňovalo ženy s vyšším dokončeným vzděláním. V další kapitole bude prověřeno, zda mají tyto faktory vliv na kohortní plodnost i při zahrnutí více proměnných do modelů.

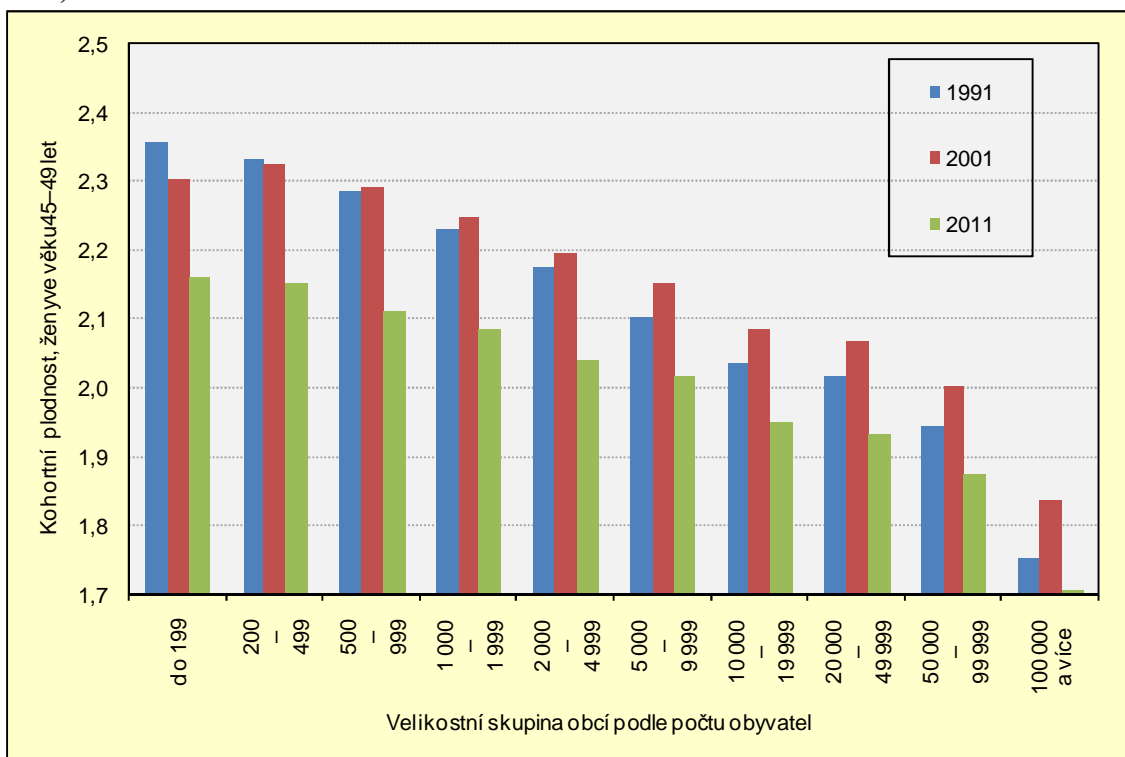
5.4 Kohortní plodnost podle velikostních skupin obcí a okresů

Regionální aspekt kohortní plodnosti bylo třeba interpretovat s opatrností, protože místo bydliště v době rozhodného okamžiku sčítání lidu nemuselo odpovídat bydlišti v době rození dětí. Vzhledem k nižší mobilitě obyvatelstva České republiky ve srovnání například se západní Evropou nebo Spojenými Státy Americkými bylo ovšem možné tento diferenční faktor plodnosti analyzovat, výsledky byly totiž interpretovatelné a logické. Z výsledků sčítání lidu 2011 vyplynulo, že 63,2 % obyvatel trvale bydlelo v době sčítání lidu na místě svého narození. V této podkapitole se budou srovnávat výsledky posledních tří sčítání lidu podle velikostních skupin obcí a na regionální úrovni okresů, což představuje dostatečný územní detail a zároveň nedochází k výraznému zkreslení vlivem náhody. Všechny obce jsou totiž nakumulované podle velikostních skupin, takže i počet obyvatel v obcích do 199 obyvatel dosáhl 184 tisíc. Vzhledem k tomu, že úroveň plodnosti podle obvyklého a trvalého pobytu se na okresní úrovni může podstatně lišit (viz podkapitola 4.1), a z důvodu srovnatelnosti posledních tří sčítání lidu, byla použita ve všech případech data podle trvalého pobytu. Analyzována byla kohortní plodnost pouze u žen ve věku 45–49 let, nejmladší pětileté věkové skupiny s prakticky již dokončenou reprodukcí. V případě mladších věkových skupin by výsledky byly zkreslené

vlivem posunu časování rození dětí, takže by ukazatele se ze sčítání lidu 2001 a 2011 byly jen obtížně srovnatelné s údaji o kohortní plodnosti v roce 1991, kdy k odkládání porodů do vyššího věku ještě nedocházelo. Ve starších věkových kategoriích pak výsledky zase mohou zkreslit další změny bydliště a selektivní procesy ve vztahu k úmrtnosti žen.

Ve sčítání lidu 1991, 2001 i 2011 platilo, že s rostoucí velikostní skupinou obcí klesá kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let (viz obr. 10). Jedinou výjimkou byl drobný nárůst mezi kategoriemi obcí do 199 obyvatel a 200–499 obyvatel v roce 2001. Nejvýraznější pokles mezi skupinami obcí byl ve všech třech sčítání lidu mezi dvěma kategoriemi obcí s nejvyšším počtem obyvatel. Největší města nad 100 tisíc obyvatel tak dosahovala výrazně nižší úroveň kohortní plodnosti. Hodnoty dvou dětí na jednu ženu a vyšší dosahovaly v roce 2011 pouze obce s početní velikostí do 9 999 obyvatel, zatímco ještě ve sčítání lidu v roce 2001 byla tato hranice 99 999 a v roce 1991 obce do 49 999 obyvatel mírně přesáhly tuto úroveň.

Obr. 10 – Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let podle velikostních skupin obcí v letech 1991, 2001 a 2011



Poznámky: Velikostní skupina obce trvalého pobytu osoby

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011, vlastní výpočty

Celková úroveň kohortní plodnosti mezi ženami ve věku 45–49 let byla nejvyšší ve sčítání lidu 2001 (2,09 dítěte), kde šlo s skupiny žen, které byly nejvíce ovlivněny propopulačními opatřeními 70. let 20. století. V roce 1991 dosáhla kohortní plodnost hodnoty 2,01, zatímco v roce 2011 pouze 1,95 dítěte. Intenzita kohortní plodnosti rostla mezi sčítáními 1991 a 2001 ve všech velikostních skupinách obcí od 500 obyvatel, přičemž s rostoucím počtem obyvatel obcí byl růst vyšší, pouze v těch populačně nejmenších obcích došlo k poklesu. Při srovnání posledních dvou sčítání lidu klesala kohortní plodnost žen ve věkové skupině 45–49 let napříč všemi velikostními skupinami obcí, a to v rozmezí 92 % až 94 % z hodnoty v roce 2001 bez jasného

vzorce podle počtu obyvatel obcí. Porovnání sčítání lidu 1991 a 2011, přináší obraz poklesu plodnosti v rozmezí od 92 % do 97 % z hodnoty v roce 1991. S rostoucí velikostní skupinou obcí byl ovšem pokles plodnosti nižší.

Výše uvedený vývoj se odrazil i v ukazatelích diferenciacie kohortní plodnosti podle velikostních skupin obcí. Rozdíl mezi maximální a minimální hodnotou klesl mezi roky 1991 a 2011 z 0,60 dítěte na 0,46 (viz tab. 16). Směrodatná odchylka, ukazatel absolutní variability, se snížila ve stejném období z 0,208 na 0,166. Variační koeficient měřící relativní variabilitu plodnosti (ve výpočtu zahrnuje vývoj celkové úrovně plodnosti) klesl z 10,3 % na 8,5 % už mezi roky 1991 a 2001 a po deseti letech svoji hodnotu již nezměnil. Z těchto výsledků tedy jednoznačně vyplývá, že se rozdíl v úrovni kohortní plodnosti podle velikostních kategorií obcí snižovaly, nejvýrazněji již mezi sčítáními lidu 1991 a 2001.

Tab. 16 – Vývoj ukazatelů diferenciacie velikostních skupin obcí podle úrovně kohortní plodnosti žen ve věku 45–49 let v letech 1991, 2001 a 2011

Ukazatel	1991	2001	2011
Kohortní plodnost v Česku	2,01	2,09	1,95
Maximální hodnota	2,36	2,33	2,16
Minimální hodnota	1,75	1,84	1,71
Variační rozpětí	0,60	0,49	0,46
Směrodatná odchylka*	0,208	0,177	0,166
Variační koeficient (v %)*	10,3	8,5	8,5

Poznámky: *Vážené ukazatele, kde vahou jsou počty žen ve věku 45–49 let.

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011, vlastní výpočty

I vývoj hodnot kohortní plodnosti žen ve věku 45–49 let na okresní úrovni měl konvergenční trend. Rozpětí mezi maximální a minimální hodnotou kleslo z 0,75 dítěte v roce 1991 na 0,56 dítěte o dvacet let později (viz tab. 17). Směrodatná odchylka se snížila ve stejném období z hodnoty 0,206 na 0,146. Variabilita měřená variačním koeficientem poklesla z 10,2 % v roce 1991 na 7,4 % v roce 2001 a o dekádu později se nepatrně zvýšila na 7,5 %.

Územní obraz kohortní plodnosti za ženy ve věku 45–49let podle okresů v České republice byl velmi stabilní. Spearmanův (pořadový) korelační koeficient dosáhl mezi roky 1991 a 2001 hodnoty 0,903, což značí velmi silnou korelaci. O něco málo nižší hodnoty (0,866) dosáhl při korelaci hodnot plodnosti mezi roky 2001 a 2011. Při srovnání let 1991 a 2011 měl tento bivariační korelační koeficient hodnotu 0,825.

Tab. 17 – Vývoj ukazatelů regionální diferenciacie podle úrovně kohortní plodnosti žen ve věku 45–49 let v okresech České republiky v letech 1991, 2001 a 2011

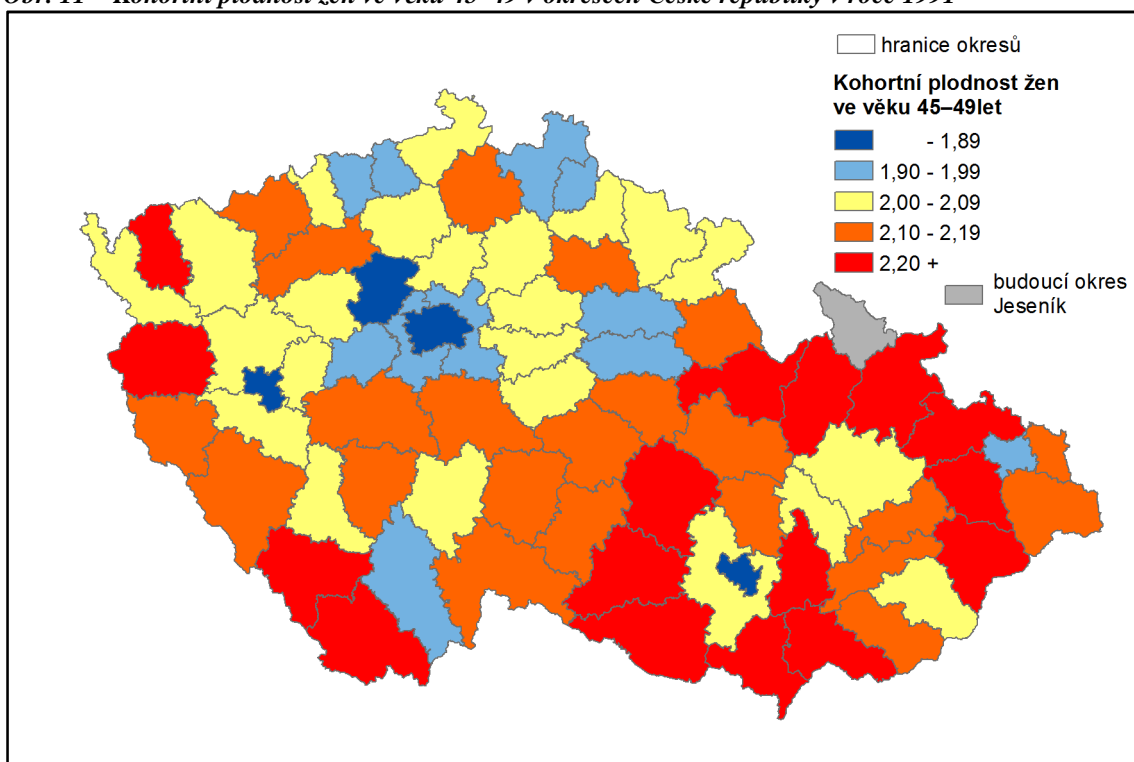
Ukazatel	1991	2001	2011
Kohortní plodnost v Česku	2,01	2,09	1,95
Maximální hodnota	2,39	2,38	2,19
Minimální hodnota	1,64	1,77	1,63
Variační rozpětí	0,75	0,61	0,56
Směrodatná odchylka*	0,206	0,154	0,146
Variační koeficient (v %)*	10,2	7,4	7,5

Poznámky: *Vážené ukazatele, kde vahou jsou počty žen ve věku 45–49 let.

Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, 2001 a 2011, vlastní výpočty

Z dat sčítání lidu 1991 vyplývá, že nejvyšší úrovně kohortní plodnosti žen ve věku 45–49 let dosahovaly okresy (viz obr. 11) z jižní Moravy (Znojmo, Břeclav, Hodonín) a z hraničních okresů mezi Čechy a Moravou (Žďár nad Sázavou, Třebíč, Ústí nad Orlicí). Vyšší hodnoty vykazovaly i některé slezské okresy (Bruntál, Nový Jičín a Opava). Naopak protiklad k nim tvoří okresy tvořené velkými městy (Hlavní město Praha, Brno-město a Plzeň-město), ale i okresy ze zázemí Prahy (Praha-východ a Praha-západ).

Obr. 11 – Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 v okresech České republiky v roce 1991



Poznámky: Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

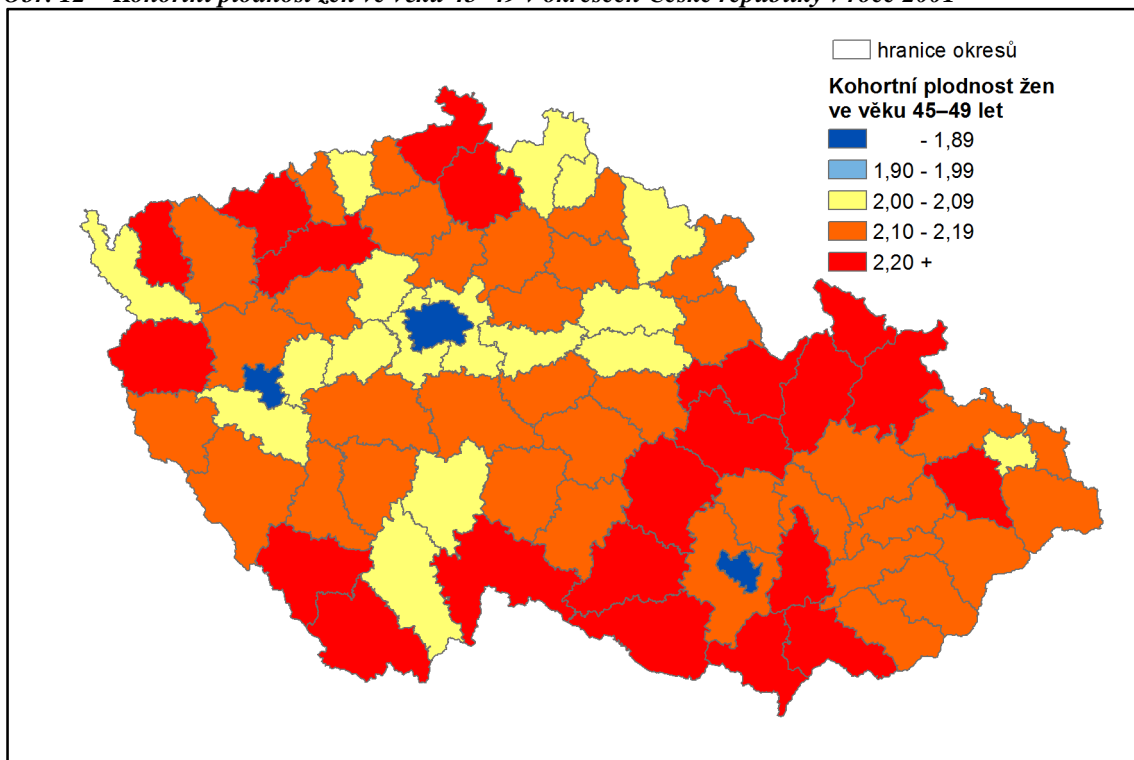
Zdroj dat: Sčítání lidu 1991, vlastní výpočty

Územní obraz kohortní plodnosti byl v roce 2001 velmi podobný tomu z roku 1991 (viz obr. 12). Největší změny se odehrály převážně v okresech severozápadních Čech, kde došlo ke zvyšování úrovně kohortní plodnosti, a v dnešním Moravskoslezském kraji, kde ženy svoji intenzitu plodnosti snižovaly. Snižování úrovně kohortní plodnosti mezi roky 1991 a 2001 bylo ve skupině žen ve věku 45–49 let málo časté, protože se týkalo pouze 13 okresů. V ostatních případech se územní obraz plodnosti měnil směrem k vyšším hodnotám.

Celorepubliková kohortní plodnost žen s ukončenou reprodukci ve věku 45–49 let poprvé ve sčítání lidu 2011 poklesla pod hranici dvou dětí na jednu ženu. Posun směrem k nižším hodnotám se projevil i v územním rozložení. Vysoké hodnoty 2,2 dětí na jednu ženu a vyšší, které v roce 1991 dosáhlo 16 okresů a o deset let později rovných dvacet okresů, se neobjevily v žádném okrese v roce 2011 (viz obr. 13). Kohortní plodnost se pohybovala na 87,3 % (okres Sokolov) až 97,6 % (okres Náchod) hodnoty ze sčítání 2001. Při srovnání okresů s nejvyššími a nejmenšími hodnotami se projevil pouze drobné změny. Nejvyšších hodnot kohortní plodnosti dosahovaly opět okresy na historické hranici mezi Čechy a Moravou (Žďár nad

Sázavou, Svitavy, Třebíč a Ústí nad Orlicí). Dříve reprodukčně bohaté okresy jižní Moravy už nepatřily

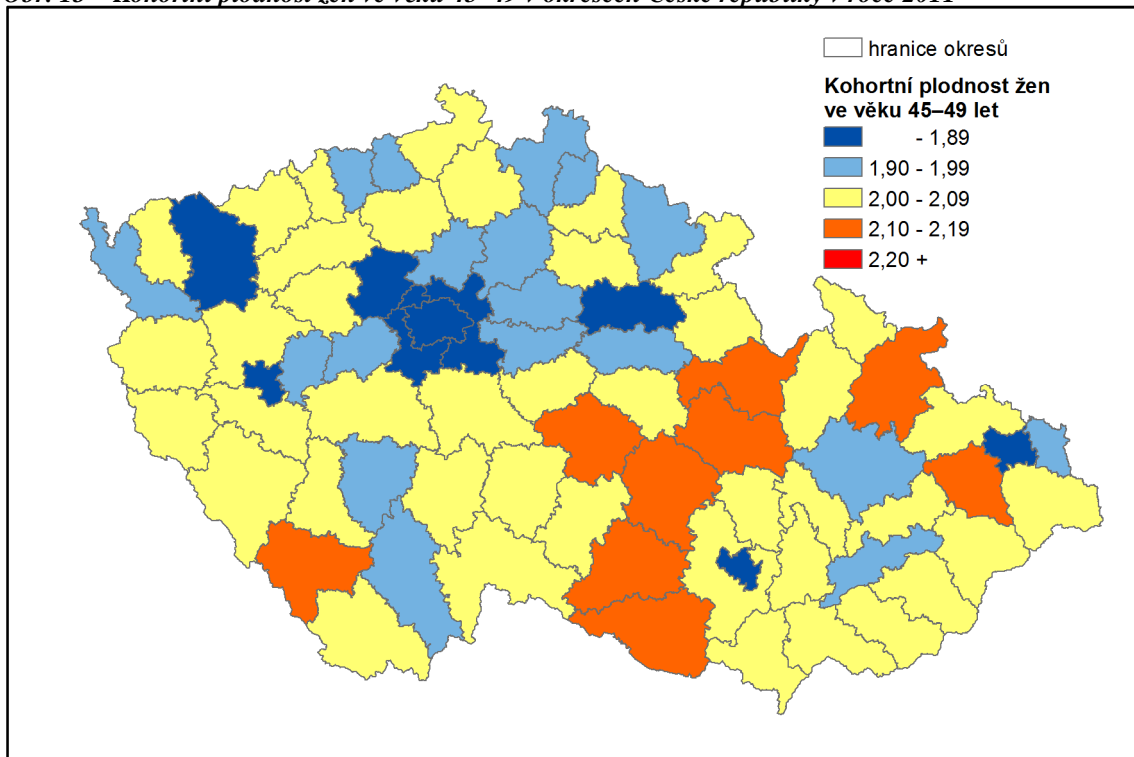
Obr. 12 – Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 v okresech České republiky v roce 2001



Poznámky: Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2001, vlastní výpočty

Obr. 13 – Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 v okresech České republiky v roce 2011



Poznámky: Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

mezi ty s nejvyššími hodnotami plodnosti, výjimku tvořilo pouze Znojmo. Na druhém pólu k žádným významným změnám nedošlo, okresy tvořené velkými městy a okresy ze zázemí Prahy dosahovaly nejnižších hodnot kohortní plodnosti.

Předchozí analýza prokázala, že plodnost žen s ukončenou reprodukcí vykazuje poměrně stabilní okresní vzor, který byl o poznání méně náchylný ke změnám než v případě transverzální úhrnné plodnosti (viz kapitola 8). Také bylo prokázáno, že velikostní skupiny obcí k sobě z pohledu hodnoty kohortní plodnosti konvergují, nicméně stále zůstávají významné rozdíly, které se mezi nejmenšími obcemi a velkými městy pohybují okolo 0,5 dítěte na jednu ženu.

Kapitola 6

Faktory kohortní plodnosti

Individuální anonymizované údaje ze sčítání lidu 2011 umožňují propojení informace o počtu živě narozených dětí, které se ženě narodily, spolu s jejími dalšími charakteristikami. Pomocí metod kauzálního modelování, konkrétně binární a multinomické logistické regrese, lze určit, jaké faktory měly vliv na úroveň kohortní plodnosti. Metodologické aspekty využití dat o plodnosti ze sčítání lidu jsou uvedeny ve třetí kapitole. Tato část práce se bude věnovat spíše metodologii konkrétní statistických metod a zdůvodní využití jednotlivých modelů. V neposlední řadě v ní budou též analyzovány výsledky těchto metod.

Binární logistická regrese byla použita pro modely 1a a 1b–1g (popis modelů viz níže), kde se za závisle proměnnou uvažuje existence živě narozeného dítěte – buď matka žádné dítě doposud neporodila, nebo se jí narodilo minimálně jedno. Modely tak slouží ke zjištění toho, jaké charakteristiky přispívají k rozhodnutí žádné dítě nemít a jaké mají naopak vliv na založení rodiny s dítětem. Multinomická logistická regrese použitá v modelech 2a a 2b–2d umožnila rozšíření závislé proměnné do více kategorií (0, 1, 2, 3 a 4 a více dětí), přičemž referenční kategorií jsou dvě děti. V České republice totiž již od socialistického režimu převažuje model dvoudětné rodiny (Rychtaříková, 2004). Agregace vyššího počtu dětí do poslední kategorie 4 dětí a více byla nutná z důvodů nízkého zastoupení matek s více než čtyřmi dětmi.

Výstupem binární logistické regrese je poměr šancí (v tabulkách Exp (B), 95% intervaly spolehlivosti jsou uvedeny v přílohách 7 až 13) mít alespoň jedno dítě oproti tomu žádné nemít pro konkrétní kategorii nezávisle proměnné vůči její referenční kategorii za předpokladu, že se hodnoty ostatních nezávislých proměnných nezmění. V případě multinomické logistické regrese se uvádí poměr šancí mít určitý počet živě narozených dětí oproti referenčnímu počtu (dvou) dětí a opět ve vztahu určité kategorie faktoru vůči jeho referenční kategorii (hodnoty ostatních proměnných zůstávají stejné). Do obou typů logistické regrese vstupovaly nezávislé proměnné současně (metoda „enter“) a interakce nezávislých proměnných nebyly do modelů zařazeny. Výpočty byly provedeny v programu SPSS 16.0.

Soubory dat ze sčítání lidu by bylo možné považovat za základní soubor, nicméně některé ženy byly z modelů vyřazeny díky tomu, že nezodpověděly některou z otázek, z kterých byl odvozen ukazatel zahrnutý do modelu. Počty takových žen jsou uvedeny v příloze 6 včetně dalších popisných charakteristik jednotlivých modelů. Podíl vyřazených žen z modelu, který zahrnoval všechny věkové kategorie žen, byl 11,9 %. V případě analyzovaných pětiletých

věkových kategorií se podíl pohyboval mezi 11,4 % a 16,5 %, přičemž s rostoucím věkem se snižoval.

Vzhledem k nezanedbatelnému počtu žen nezahrnutých do modelu byla jeho věrohodnost a vysvětlující schopnost ověřována pomocí několika metod. Pomocí hladiny významnosti chí kvadrát modelu (Sig. chí kvadrát modelu) se určí, zda nezávislé proměnné signifikantně přispívají do modelu. To nastává, když je vyvrácena nulová hypotéza, která tvrdí, že regresní koeficienty jsou rovny nule. V tom případě lze vyvodit, že nezávislé proměnné signifikantně přispívají k odhadu závislé proměnné.

Obvykle se ve výstupech binární logistické regrese také využívá test dobré shody mezi pozorovanými a predikovanými hodnotami od Hosmera a Lemeshowa. Za dobrý model je pak považován ten, u kterého není vyvrácena nulová hypotéza, které tvrdí, že mezi naměřenými a odhadnutými hodnotami není rozdíl. Tento test je ovšem výrazně citlivý na velikost souboru, která nesmí být ani příliš malá ale ani nepřiměřeně velká (což je náš případ). U velkých souborů totiž dochází téměř vždy k vyvrácení nulové hypotézy. Místo tohoto testu poslouží ke zhodnocení modelu podíl vysvětlené variability závislé proměnné pomocí nezávislých proměnných. Pro binární logistickou regresi je využito pseudo R^2 od Nagelkerka, které upravil pseudo R^2 popsané Coxem a Snellem, tak aby dosáhlo maximální hodnoty jedna (Řeháková, 2000).

Poslední metodou ke zhodnocení kvality modelu je tzv. klasifikační tabulka. Jedná se o zařazení binární závislé proměnné do čtyřpolní klasifikační tabulky podle počtu pozorovaných a očekávaných hodnot. Vysoký podíl správně zařazených proměnných vynesných na hlavní diagonále potvrzuje adekvátnost použitého modelu.

Kromě zhodnocení kvality celého modelu se hodnotí i to, zda jsou kategorie nezávislých proměnných významné pro vysvětlení modelu. Za tímto účelem se používá Waldův test. V případě vyvrácení nulové hypotézy (na 1% nebo 5% hladině významnosti), která tvrdí, že regresní koeficient je nulový, přispívá nezávisle proměnná signifikantně k vysvětlení závislé proměnné.

Celkem bylo zkonstruováno jedenáct modelů podle počtu kategorií u závislé proměnné (respektive počtu živě narozených dětí) a podle zahrnutí věkové skupiny matek buď jako kontrolní proměnné v rámci modelu, nebo rozdělení modelu právě podle věkových kategorií.

1a – Datový soubor tvořily ženy ve věku 15 let a více. Závislá proměnná byla binární (0 vs. alespoň jedno dítě). Mezi nezávislé proměnné patřily – rodinný stav, agregovaná hlavní třída zaměstnání a nejvyšší ukončené vzdělání ženy. Pětiletá věková kategorie ženy vstupovala do modelu jako kontrolní proměnná.

1b–1g – Model se dělil na šest dílčích modelů podle pětiletých věkových skupin žen – od 25–29 let až po 50–54 let. Nezávislé proměnné byly shodné jako v modelu 1a. Výběr věkových skupin byl ovlivněn jednak následnou interpretační schopností nezávisle proměnných (nemělo by například smysl hodnotit 20–24 leté ženy podle nejvyššího ukončeného vzdělání), a pak také snahou vyhnout se zkreslení z případné selekce procesem vymírání.

2a – Obdobný model jako 1a. Jediný rozdílem bylo využití multinomické logistické regrese a vyššího počtu kategorií u počtu živě narozených dětí.

2b–d – Rozdíl mezi modely 1b–1g a 2b–d spočíval v metodě multinomické logistické regrese a nižším počtu analyzovaných pětiletých věkových skupin – 25–29, 35–39 a 45–49 let. Vzhledem k složitější interpretaci multinomické ve srovnání s binární logistickou regresí, bylo žádoucí snížit počet hodnocených věkových skupin.

Výběr nezávisle proměnných byl veden snahou o určitou stálost charakteristik v čase. Rodinný stav byl proto agregován do dvou kategorií – svobodné a alespoň jednou vdané (tedy vdané, rozvedené i ovdovělé). Nejvyšší ukončené vzdělání lze hodnotit od věkové skupiny 25–29 let už také jako převážně stálou charakteristiku. Hlavní třídy zaměstnání byly agregovány do 4 kategorií – „nedefinováno“ se skládá z žen ekonomicky neaktivních a nezaměstnaných bez předchozího zaměstnání a další tři kategorie byly vytvořeny z deseti hlavních tříd zaměstnání na základě předpokládaného mediánového hrubého měsíčního výdělku (nižší, střední a vyšší příjem, viz příloha 5). Národnostní charakteristiky a náboženská víra nemohly být využity z důvodu vysokého podílu nezjištěných odpovědí. Státní občanství, mateřský jazyk a bydliště matky v době narození dítěte patřily mezi další charakteristiky, jejichž zařazení do některého z modelů bylo zvažováno, nicméně nízké četnosti v jednotlivých kategoriích a následná nižší důvěryhodnost modelu vedly k jejich nezařazení do logistické regrese. Za agregací věkových kategorií žen stojí snaha o dostatečné početní zastoupení v jednotlivých modelech. Popisné statistiky modelů 1a–2d jsou uvedeny v příloze č. 6.

Tab. 18 – Binární logistická regrese, počet živě narozených dětí, model 1a

Nezávislé proměnné	Binární závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné		
	Exp (B)	Nezávislé proměnné	Exp (B)
Rodinný stav		Věková kategorie	
Svobodná	0,043**	15–19	0,003**
Alespoň jednou vdaná	1	20–24	0,037**
Hlavní třída zaměstnání		25–29	0,128**
Nedefinováno	2,799**	30–34	0,414**
Nižší příjmy	1,128**	35–39	0,829**
Střední příjmy	1,024**	40–44	0,990**
Vyšší příjmy	1	45–49	1
Nejvyšší ukončené vzdělání		50–54	0,933**
Základní nebo nižší	3,096**	55–59	0,751**
Střední bez maturity	3,463**	60–64	0,441**
Střední s maturitou	1,828**	65–69	0,366**
Vysokoškolské	1	70+	0,229**
Konstanta	12,007**		
Testy			
Sig. chí kvadrát modelu	0,000		
R ² (Nagelkerke)	0,711		
Klasifikační tabulka (v %)	92,2		

Poznámky:*na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Model 1a dosáhl nulové hladiny významnosti chí kvadrát modelu, takže nezávislé proměnné významně přispívají k vysvětlení závislé proměnné. Podíl vysvětlené variability (0,711) i podíl správně zařazených hodnot závislé proměnné v klasifikační tabulce (92,2 %) byl vysoký.

Kategorie všech nezávislých proměnných jsou podle Waldova testu významné na 1% hladině významnosti. V jednotlivých pětiletých věkových skupinách u modelů 1b–1g vysvětlovaly faktory hodnoty počtu živě narozených dětí signifikantně (hladina významnosti = 0). Podíl vysvětlené variability s rostoucí věkovou kategorií ženy klesal – z 0,527 mezi ženami ve věku 25–29 let na 0,325 ve věkové skupině 50–54 let. Nejvyšší byl tedy ve věkových skupinách nejčastější reprodukce. Naopak podíl korektně odhadnutých hodnot závislé proměnné narostl u stejných skupin z 81,6 % na 95,8 %. I téměř všechny kategorie nezávislých proměnných byly signifikantní na 1% hladině významnosti. Pouze matky s nižšími a středními příjmy ve třech věkových kategoriích od 40 do 54 let nepřispívaly podstatně do modelu.

Tab. 19 – Binární logistická regrese, počet živě narozených dětí, modely 1b–1g

Nezávislé proměnné	Binární závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné					
	1b	1c	1d	1e	1f	1g
	Věková kategorie					
	25–29 Exp (B)	30–34 Exp (B)	35–39 Exp (B)	40–44 Exp (B)	45–49 Exp (B)	50–54 Exp (B)
Rodinný stav						
Svobodná	0,079**	0,076**	0,046**	0,028**	0,020**	0,018**
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání						
Nedefinováno	8,523**	8,913**	2,990**	0,902**	0,500**	0,474**
Nižší příjmy	1,276**	1,395**	1,250**	1,028	0,964	0,940
Střední příjmy	1,190**	1,297**	1,167**	0,974	0,934*	0,920
Vyšší příjmy	1	1	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání						
Základní nebo nižší	11,686**	2,534**	1,248**	1,178**	1,322**	1,568**
Střední bez maturity	9,133**	3,305**	2,101**	1,744**	1,814**	2,016**
Střední s maturitou	3,469**	1,986**	1,578**	1,421**	1,428**	1,505**
Vysokoškolské	1	1	1	1	1	1
Konstanta	0,415**	2,723**	11,811**	23,267**	26,806**	25,269**
Testy						
Sig. chí kvadrát modelu	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² (Nagelkerke)	0,527	0,448	0,359	0,347	0,352	0,325
Klasifikační tabulka (v %)	81,6	82,9	90,3	93,8	95,3	95,8

Poznámky: *na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Svobodné ženy ve věku 15 let a více měly 0,043 násobně nižší šanci mít nejméně jedno živě narozené dítě oproti žádnému než alespoň jednou vdané (viz tab. 18). Nižší poměry šancí měly svobodné ženy i v jednotlivých věkových skupinách (viz tab. 19) a s rostoucím věkem dále klesaly (z 0,079 na 0,018). S rostoucími příjmy v modelu 1a se poměr šancí na nejméně jedno dítě mírně snižuje. Nejvyšší šanci mají ženy s „nedefinovanou“ hlavní třídou zaměstnání – ekonomicky neaktivní a nezaměstnané bez předchozího zaměstnání. Stejně výsledky poskytnuly modely 1b–1d pro tři věkové skupiny mezi 25–39 rokem života ženy. Ve starších věkových kategoriích již proměnné nebyly vždy signifikantní. S jistotou lze pouze říci, že ženy

s vyššími příjmy měly vyšší šance na nejméně jedno živě narozené dítě než ženy s „nedefinovanou“ hlavní třídou zaměstnání.

Ženy se středním vzděláním bez maturity měly v modelu 1a nejvyšší poměr šancí (3,463) oproti ženám s vysokoškolským vzděláním. Mírně nižší šance dosahovaly ženy s nejnižším stupněm vzdělání následovaná středoškolačkami s maturitou. V případě dalších modelů se kategorie nejvyššího ukončeného vzdělání seřadily podle poměru šancí stejně jako v modelu 1a ve věkových skupinách žen 30–34 a 50–54 let. Nejmladší analyzovaná skupina žen ve věku 25–29 jako jediná vykazuje pokles poměru šancí s postupným nárůstem vzdělání. Ve třech věkových kategoriích mezi 35 až 49 lety dosahovaly nejvyšších šancí ženy středním vzděláním bez maturity, dále se středním vzděláním s maturitou, které byly následované ženy s nejnižším stupněm vzdělání a vysokoškolsky vzdělané ženy měly stejně jako ve všech věkových kategoriích nejnižší šance na narození minimálně jednoho dítěte.

Obdobně jako u modelů 1a a 1b–1g měly i modely multinomické logistické regrese nezávislé proměnné, které významně přispívaly do modelu (hladina významnosti byla vždy nulová). Podíly vysvětlené variability rovněž klesaly s rostoucím věkem, přičemž nejvyšších hodnot dosahovaly ve věkových skupinách s nejčastější reprodukcí. R^2 od Nagelkerkeho dosahovalo v modelu 2a hodnoty 0,563, tedy nižšího podílu než u modelu 1a a stejně tomu bylo i u dalších věkových kategorií, který byly hodnoceny v obou modelech. Podíl správně zařazených závisle proměnných podle klasifikační tabulky byl v modelu 2a rovněž nižší (61,4 % za ženy celkem) než u binární logistické regrese (92,2 %) a to samé platilo v jednotlivých věkových skupinách. Jednotlivé nezávislé proměnné nepřispívaly podle Waldova testu významně do modelu nejčastěji v případě hlavní třídy zaměstnání a věkových kategorií 25–29 let a 35–39 let.

Svobodné ženy měly výrazně vyšší poměr šancí nemít žádné dítě nebo mít jedno oproti narození dvou dětí než alespoň jednou vdané, přičemž šance se s rostoucím věkem zvyšovaly (viz tab. 20 a 21). Šance mít tři děti oproti dvěma byly u alespoň jednou vdaných žen vyšší v souhrnném modelu i ve vybraných věkových skupinách, zatímco v případě poměru šancí mít 4 a více dětí oproti referenčnímu počtu dětí dosahovaly vyšších hodnot opět svobodné ženy, i když v některých případech nebyly výsledky statisticky signifikantní.

Ženy s „nedefinovanou“ hlavní třídou zaměstnání dosahovaly nejvyšších poměrů šancí mít 3 nebo 4 a více dětí oproti dvěma než všechny ostatní kategorie tříd zaměstnání a to jak v celkovém modelu 2a, tak ve všech dílčích modelech podle věkové skupiny ženy. Následovány byly ženami s nižším a středním příjmem s o něco nižším poměrem šancí, který byl nejnižší obvykle u žen s vyšším příjmem. Vyšší poměry šancí zůstat bezdětná vůči referenční skupině počtu dětí měly ženy s vyšším příjmem v souhrnném modelu 2a a ve věkové skupině 25–29 let u modelu 2b. V případě vyšších věkových skupin byly výsledky buď nesignifikantní, nebo poměry šancí dosahovaly obdobných hodnot. Z toho vyplývá, že ženy s vyšším příjmem zůstávají v mladších věkových skupinách (25–29 let) častěji bezdětné, nicméně později nebyvají bezdětní s vyšší šancí než ostatní příjmové skupiny.

S postupným nárůstem nejvyššího ukončeného vzdělání ženy ve většině případů u modelů 2a i 2b–2d klesala šance mít tři nebo čtyři a více dětí vůči dvěma dětem. Nicméně za povšimnutí stojí, že ve věkové skupině 35–39 let byla šance vysokoškolsky vzdělaných žen na

narození třetího dítěte vůči dvěma dětem obdobná jako u žen se středním vzděláním bez maturity i s maturitou. Oproti tomu šance zůstat bezdětná nebo s jedním potomkem rostla se zvyšující se úrovní vzdělání ve věkové skupině 25–29 let.

Tab. 20 – Multinomická logistická regrese, počet živě narozených dětí, modely 2a a 2b

Nezávislé proměnné	Nominální závislá proměnná – počet dětí (ref. = 2 děti)							
	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2
	Věková kategorie							
	15 a více, Exp (B)				25–29, Exp (B)			
Rodinný stav								
Svobodná	51,851**	4,877**	0,651**	1,032	27,341**	2,689**	0,991	1,438**
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání								
Nedefinováno	0,338**	0,818**	1,735**	3,026**	0,060**	0,400**	1,925**	3,765**
Nižší příjmy	0,933**	1,073**	1,206**	1,372**	0,830**	1,117**	0,907	0,557
Střední příjmy	0,983*	1,002*	1,084**	1,095**	0,837**	1,019	0,952	0,871
Vyšší příjmy	1	1	1	1	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání								
Základní nebo nižší	0,312**	0,638**	2,270**	5,735**	0,028**	0,186**	4,597**	28,706**
Střední bez maturity	0,255**	0,687**	1,466**	1,953**	0,041**	0,271**	1,845**	3,838**
Střední s maturitou	0,512**	0,846**	1,046**	1,051**	0,164**	0,490**	1,031	1,231
Vysokoškolské	1	1	1	1	1	1	1	1
Věková kategorie								
15–19	1047,3**	9,816**	0,238**	0,046**	x	x	x	x
20–24	77,954**	6,689**	0,394**	0,198**	x	x	x	x
25–29	17,241**	5,012**	0,399**	0,318**	x	x	x	x
30–34	3,119**	2,232**	0,496**	0,338**	x	x	x	x
35–39	1,215**	1,297**	0,765**	0,621**	x	x	x	x
40–44	1,030*	1,165**	0,935**	0,964*	x	x	x	x
45–49	1	1	1	1	x	x	x	x
50–54	1,062**	0,872**	1,056**	0,899**	x	x	x	x
55–59	1,337**	0,880**	0,965**	0,622**	x	x	x	x
60–64	2,473**	1,076**	0,817**	0,473**	x	x	x	x
65–69	3,196**	1,373**	0,731**	0,442**	x	x	x	x
70+	5,915**	1,886**	0,726**	0,565**	x	x	x	x
Testy								
Sig. chí kvadrát modelu		0,000				0,000		
R ² (Nagelkerke)		0,563				0,498		
Klasifikační tabulka (v %)		61,4				71,6		

*Poznámky:**na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

V celkovém modelu 2a byla situace obdobná, pouze ženy s nejnižší úrovní vzdělání měly vyšší šanci než ženy se středním vzděláním s maturitou. Pro věkové skupiny 35–39 a 45–49 let (modely 2c a 2d) docházelo k postupnému nárůstu této šance mezi středním vzděláním bez maturity a vysokoškolským. U věkové skupiny 35–39 byly rozdíly podle úrovně vzdělání nižší

než v kategorii 25–29let, kde měly jednoznačně nejvyšší poměr šancí ženy vysokoškolsky vzdělané. Ženy se základním vzděláním nebo nižším vzděláním měly druhou nejvyšší šanci zůstat bezdětné oproti dvěma dětem v těchto věkových kategoriích.

Tab. 21 – Multinomická logistická regrese, počet živě narozených dětí, model 2c a 2d

Nezávislé proměnné	Nominální závislá proměnná – počet dětí (ref. = 2 děti)							
	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2
	Věková kategorie							
	35–39, Exp (B)				45–49, Exp (B)			
Rodinný stav								
Svobodná	41,462**	4,828**	0,618**	1,002	137,929**	10,350**	0,822**	1,678**
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání								
Nedefinováno	0,324	0,683**	2,699**	5,695**	2,590**	1,461**	1,674**	3,888**
Nižší příjmy	0,816	1,021	1,211**	1,171**	1,096**	1,042**	1,332**	1,674**
Střední příjmy	0,834	0,934**	1,090**	1,042	1,074*	0,931**	1,273**	1,344**
Vyšší příjmy	1	1	1	1	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání								
Základní nebo nižší	0,889**	0,904**	1,937**	7,667**	0,862**	0,759**	2,216**	4,488**
Střední bez maturity	0,445**	0,820**	1,144**	1,847**	0,496**	0,645**	1,353**	1,346**
Střední s maturitou	0,614**	0,948**	0,888**	0,981	0,656**	0,833**	1,062**	0,990
Vysokoškolské	1	1	1	1	1	1	1	1
Testy								
Sig. chí kvadrát modelu			0,000				0,000	
R ² (Nagelkerke)			0,277				0,199	
Klasifikační tabulka (v %)			57,5				60,1	

Poznámky: *na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Provedené testy u jednotlivých modelů prokázaly, že nezávislé proměnné byly vybrány vhodně a lze pomocí nich vysvětlit poměrně vysoký podíl závislé proměnné. Výsledné poměry šancí byly z větší části i poměrně dobře interpretovatelné. Rodinný stav a nejvyšší ukončené vzdělání měly většinou prokazatelnější vliv na počet živě narozených dětí než hlavní třídy zaměstnání.

Kapitola 7

Závislé děti ve výsledcích sčítání lidu 2011

Kromě kohortní plodnosti je další proměnnou, kterou lze použít ze sčítání lidu k odhadu vlivu charakteristik osoby na počet jeho dětí, počet závislých dětí. Závislé děti se odvozují v rámci zpracování výsledků za hospodařící domácnosti. Vzhledem k metodologickým odlišnostem sčítání lidu z roku 2011 a těch předchozích se tato kapitola věnuje pouze datům z posledního sčítání lidu (viz podkapitola 4.1).

Na rozdíl od kohortní plodnosti, která může být analyzována pouze ve vztahu k matkám, tak počet závislých dětí lze hodnotit i ve vazbě na některé odvozené charakteristiky jejich partnera, respektive otce dítěte (pokud žije v domácnosti spolu s matkou a dítětem). Z důvodu aktuálnosti charakteristik matky i otce je analyzován počet závislých dětí ve věku 0 až 2 roky. S přibývajícím věkem dítěte totiž klesá pravděpodobnost shody proměnných v době narození dítěte ve srovnání s pozdějším stavem, který již neměl na narození dítěte žádný vliv. Navíc je také pravděpodobnější, že žena a muž žijící a hospodařící v domácnosti jsou skutečně oba biologičtí rodiče dětí žijící s nimi v hospodařící domácnosti a nejde o pozdější partnery jednoho z rodičů.

7.1 Závislé děti podle typu domácnosti a věkových skupin partnerů

Závislé děti byly ve sčítání lidu 2011 vzhledem ke konstrukci dotazníku a odlišnému způsobu zpracování odvozovány pouze v případě hospodařících domácností (HD) tvořených jednou rodinou. Ztráta informace byla ovšem minimální vzhledem k tomu, že tento typ hospodařících domácností tvoří 98,4 % ze všech odvozených HD. Dále jsou analyzovány čtyři podtypy HD rodinných – úplná rodina tvořená manželským párem nebo faktickým manželstvím a neúplná rodina s osamělým otcem nebo matkou. Za rodinu je tedy v kontextu sčítání lidu uvažováno i neformální soužití dvou osob. Vzhledem k nízkému počtu výskytů nejsou uvedeny úplné rodiny tvořené registrovaným nebo faktickým partnerstvím (0,1 % z celkového počtu HD). Nerodinné domácnosti nejsou pochopitelně uvedeny vůbec, protože nemohou být tvořeny alespoň jedním z rodičů a závislým dítětem – jde o domácnosti jednotlivců a vícečlenné nerodinné domácnosti.

Mezi hospodařícími domácnostmi rodinnými je nejčastěji zastoupena úplná rodina tvořená manželským párem (69,8 %) následována neúplnou rodinou s osamělou matkou (17,4 %).

Úplná rodina složená z páru ve faktickém manželství tvoří 8,8 % HD rodinných a neúplná rodina s osamělým otcem potom 4,0 %. V průměru připadá 100,8 závislých dětí ve věku 0–2 let na 1 000 hospodařících domácností rodinných (viz tab. 22) a alespoň jedno takové dítě má 9,5 % HD rodinných. Nejvyšší průměrný počet závislých dětí mají úplné rodiny tvořené párem ve faktickém manželství (195,9) a až poté následuje úplná rodina, kde partnerství stvrzeno manželským slibem (92,1). Na základě srovnání těchto dvou čísel však nelze tvrdit, že by manželství vedlo k nižšímu průměrnému počtu závislých dětí v rodině. Faktická manželství mají totiž častější zastoupení (a tudíž mají i vyšší váhu) ve věkových kategoriích nejčastější reprodukce, kde je více závislých dětí v nejmladším věku. Oproti tomu úplné rodiny s manželskými páry jsou méně často zastoupeny v nižších věkových kategoriích do 29 let a následně jsou jejich počty rozloženy ve vyšších věcích, kde již počet závislých dětí ve věku 0–2 let není tak vysoký, rovnoměrněji (viz příloha 13 a 14). Osamělé matky v neúplných rodinách mají v průměru vyšší počet závislých dětí ve věku 0–2 let (91,4 na 1 000 HD tohoto typu) než osamělí otcí (83,6). Děti jsou totiž z 90 % svěřovány do péče matce po případném rozvodu (Zeleňáková, 2007) a také pravděpodobně zůstávají u matek po rozpadu partnerství. Pro další analýzu je vhodné rozlišit typy hospodařících domácností rodinných podle věku matky nebo otce.

Tab. 22 – Hospodařící domácnosti rodinné podle typu a počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v roce 2011

Typ hospodařící domácnosti rodinné ¹⁾	Počet závislých dětí ve věku 0–2 let				Průměrný počet závislých dětí na 1 000 HD ²⁾
	0	1	2 a více	Celkem	
Úplná rodina, manželský pár	1 697 444	150 124	10 429	1 857 997	92,1
Úplná rodina, faktické manželství	190 708	41 398	2 240	234 346	195,9
Neúplná rodina, osamělý otec	98 578	8 064	442	107 084	83,6
Neúplná rodina, osamělá matka	423 139	38 875	1 738	463 752	91,4
Celkem	2 409 869	238 461	14 849	2 663 179	100,8

Poznámky: ¹⁾ Pouze hospodařící domácnosti tvořené jednou rodinou, bez registrovaných a faktických partnerství.

²⁾ Vztaženo na 1 000 HD daného typu.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011

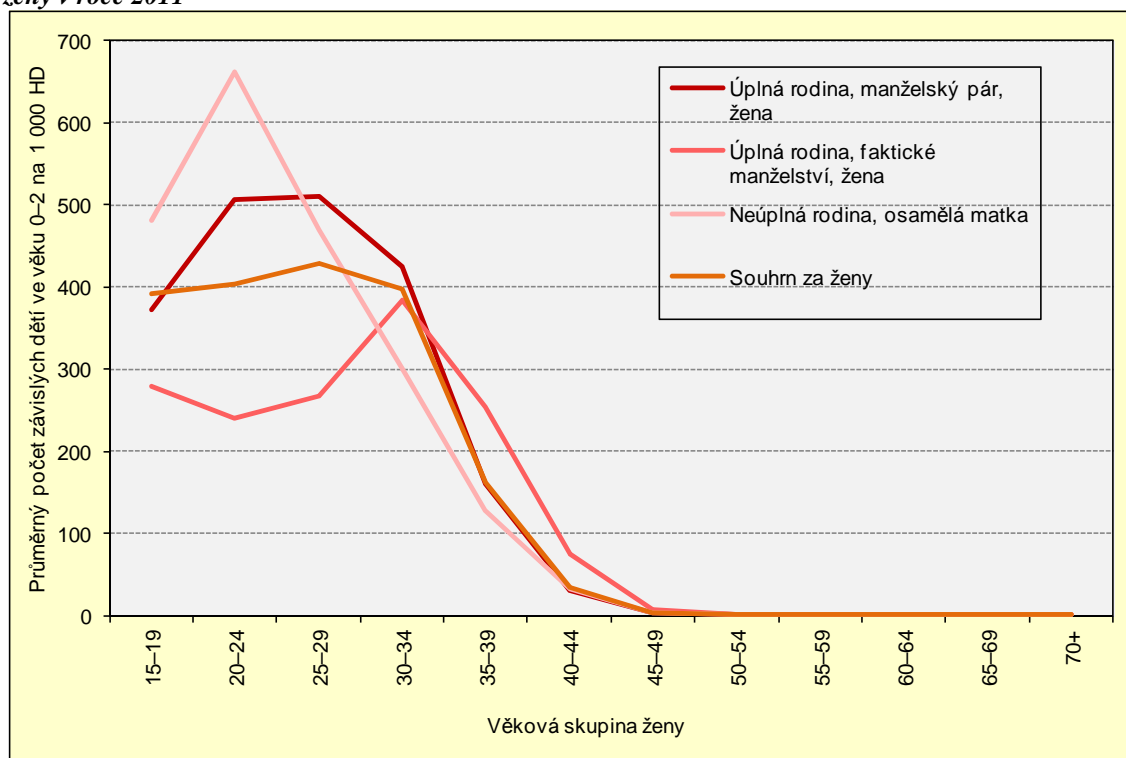
V případě souhrnu hospodařících domácností rodinných, kde byla jedním z členů domácnosti žena, bylo nejvyššího průměrného počtu závislých dětí dosaženo ve věkových skupinách mezi 15 až 34 lety a to zhruba 400 dětí ve věku 0–2 let na 1 000 HD rodinných tohoto typu (viz obr. 14). Pokud je v těchto věkových skupinách vytvořena HD rodinná, tak tedy existuje poměrně vysoká pravděpodobnost, že její součástí bude i závislé dítě. V dalších věkových skupinách už tato hodnota strmě klesala, což samozřejmě souviselo s postupným ukončováním reprodukčního života ženy.

Nejčastěji byly sice zastoupeny úplné rodiny tvořené manželským párem (72,7 % ze všech HD rodinných s matkou), ale jejich podíl a tudíž i vliv na počet závislých dětí se podle věku liší. Nadpolovičního zastoupení dosáhly ve věkové skupině 25–29 let a ve všech starších věkových kategoriích. Páry ve faktickém manželství byly relativně nejčastěji zastoupeny ve věkových kategoriích mezi 15 a 29 roky (podíl nad 30 %), nicméně nejvyšších absolutních hodnot dosáhly mezi věky 25 až 39 let, kde se nakumulovala nadpoloviční většina všech rodin z faktických manželství (viz příloha 7 a 8). Relativní i absolutní zastoupení neúplných rodin s osamělou

matkou na všech HD rodinných s ženou bylo v jednotlivých věkových kategoriích poměrně variabilní (od 11,7 % mezi věky 60–64 let až po 49,7 % v nejmladší věkové skupině 15–19 let). Absolutně nejvyšších hodnot dosáhl tento typ domácnosti ve věkových skupinách mezi věky 35 až 49 (téměř 200 tisíc, zhruba 40 % ze všech neúplných rodin s osamělou matkou).

Ve věkových skupinách žen mezi 15 až 34 roky dosahovaly vyššího průměrného počtu závislých dětí ve věku 0–2 let úplné rodiny tvořené manželským párem, než ty založené na faktickém manželství (viz obr. 7). Ve starších věkových skupinách pak byla již situace opačná za pokračujícího poklesu hodnot směrem k pokročilejším věkům. Každý druhý manželský pár ve věku matky mezi 20 až 29 lety měl závislé dítě ve věku 0–2 let, zatímco v případě faktického manželství bylo nejvyšších hodnot dosaženo ve věkové skupině 30–34 let (téměř 400 rodin s takovým dítětem na 1 000 rodin tohoto typu). Neúplné rodiny s osamělou matkou měly relativně nejčastěji závislé dítě o věku 0–2 let ve věku matky mezi 15 až 29 roky (dokonce šlo o nejvyšší čísla ze všech typů HD rodinných s matkou), poté již hodnoty prudce klesaly.

Obr. 14– Průměrný počet závislých dětí ve věku 0–2 let na 1 000 HD daného typu podle věkové skupiny ženy v roce 2011



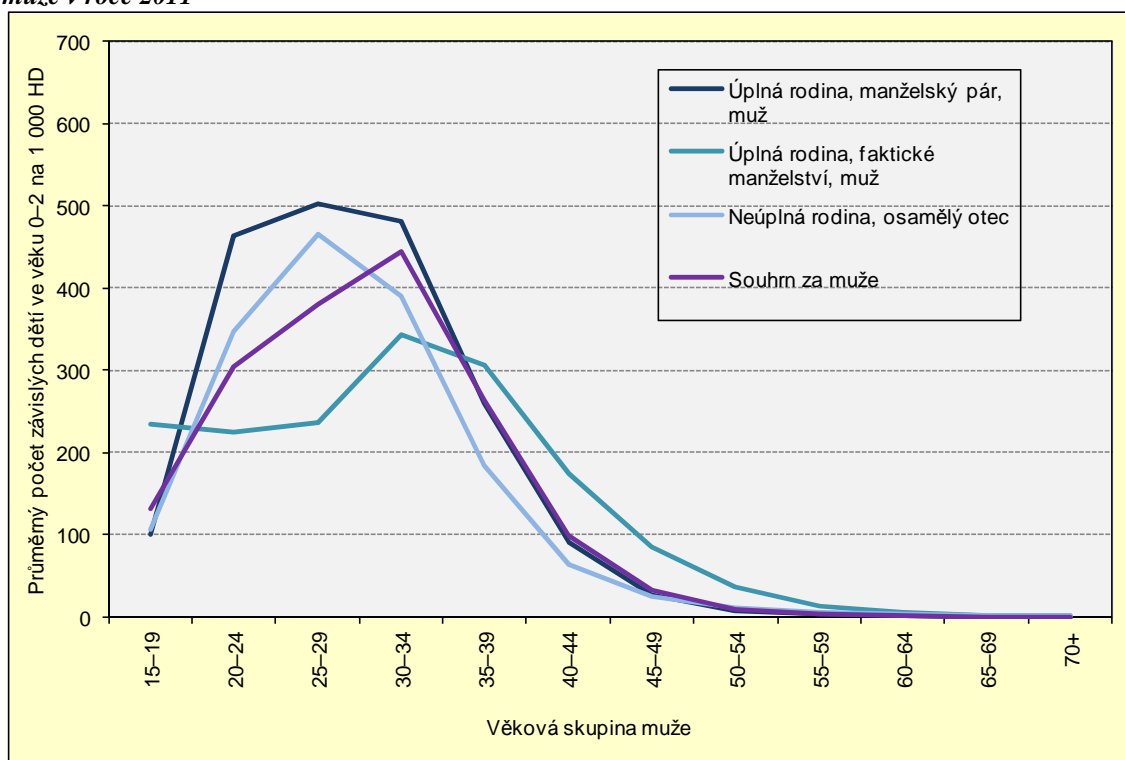
Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Vysoké hodnoty průměrného počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v nejmladších věkových skupinách u osamělých matek lze vysvětlit tím, že vytvoření tohoto typu domácnosti je v podstatě podmíněné narozením dítěte. Některé děti ovšem již překročily věk dvou let, takže nejsou v průměrném počtu závislých dětí zahrnuty a s rostoucím věkem matek samozřejmě roste i věk jejich dětí. Vyšší hodnoty u manželských párů oproti faktickým manželstvím ve věkových kategoriích do 34 let potvrdily, že lze stále nalézt souvislost mezi manželským sňatkem a narozením dítěte. Ve faktickém manželství se v těchto věkových skupinách rodí v průměru méně závislých dětí ve věku 0–2 let, protože takovýto druh soužití probíhá často

pouze na zkoušku a nepředpokládá narození dítěte. Ve věkových skupinách žen nad 35 let mají často ženy již odrozeno, proto počet závislých dětí v jejich nejmladším věku klesá. Vyšší hodnoty v těchto věkových kategoriích ale i nárůst ve věkové skupině 30–34 let u žen ve faktickém manželství oproti ženám žijícím v manželství zřejmě souvisí se skupinou žen, které se buď vdávat nechtějí, nebo již mají za sebou rozvod, ale přesto chtějí realizovat narození dítěte.

Křivka průměrného počtu závislých dětí ve věku 0–2 let podle věkových skupin mužů za všechny hospodařící domácnosti rodinné s mužem byla posunuta do vyššího věku a její vrchol byl méně zploštělý než v případě matek (viz obr. 15). Věkové skupiny s nejvyššími hodnotami lze nalézt ve věcích 30–34 let (444 závislého dítěte ve věku 0–2 let na 1 000 HD rodinných s muži) a 25–29 let (381) let. Profily křivek za úplné rodiny v manželském páru a ve faktickém manželství byly obdobné jako u žen. V případě sezdaného páru lze nalézt nejvyšší hodnoty ve věkových kategoriích mužů mezi 20 až 34 roky, přičemž pokles u věkové skupiny 35–39 let není tak výrazný jako u žen. Naopak věková kategorie 15–19 let dosahovala oproti ženám výrazně nižších hodnot, protože v tomto věku se příliš mužů otců nestává. Muži ve faktickém manželství měly vyšší průměrné hodnoty počtu závislých dětí ve věku 0–2 oproti těm v manželství od věkové skupiny 35–39 let, tedy shodně jako tomu bylo v případě žen. Neúplných rodin s osamělými otci bylo podstatně méně než neúplných rodin s osamělými matkami (107 vs. 464 tisíc). I v případě otců je patrný posun křivky průměrného počtu závislých dětí do vyššího věku, i když jde o nižší hodnoty oproti matkám. Možná zdůvodnění spočívá v tom, že u otce jsou spíše starší děti, které nejsou v počtu závislých dětí do 2 let zahrnuti.

Obr. 15 – Průměrný počet závislých dětí ve věku 0–2 na 1 000 HD daného typu podle věkové skupiny muže v roce 2011



Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

7.2 Vliv charakteristik osob na počet závislých dětí

Při hodnocení vlivu většího množství proměnných na počet závislých dětí ve věku 0–2 let lze využít logistickou regresi. Díky nízkému zastoupení hospodařících domácností s více než jedním dítětem ve věku 0–2 let byl počet závislých dětí agregován do dvou kategorií – bez dětí a s alespoň jedním dítětem. Vzhledem k binárnímu charakteru závislé proměnné byla dále použita binární logistická regrese. Všechny proměnné vstupovaly do jednotlivých modelů (popsaných níže) najednou (metoda „enter“) a do výpočtu nebyly zahrnuty interakce mezi nezávislými proměnnými.

V případě této kapitoly se v binární logistické regresi modelují poměry šancí (tzv. odd ratios, $\text{Exp}(B)$, 95% intervaly spolehlivosti jsou uvedeny v přílohách 19 až 22) mít alespoň jedno závislé dítě ve věku 0–2 let oproti tomu žádné nemít. Nezávislé proměnné používané v modelech mají většinou nominální charakter. Některé z nich by mohly být považovány za ordinální (např. nejvyšší ukončené vzdělání), ale v analýze je s nimi zacházeno jako s nominálními. U každé nezávislé proměnné bylo nutné určit referenční kategorii. Právě k ní se budou výsledné poměry šancí vztahovat. Z výstupů tak bude například možné určit o kolikrát větší nebo menší šanci mít alespoň jedno závislé dítě ve věku 0–2 let, je u žen se středním vzděláním s maturitou než u žen s vysokoškolským vzděláním. To vše při nezměněných hodnotách dalších nezávisle proměnných.

I když jsou soubory dat ze sčítání lidu většinou dostatečně velké, tak je nelze považovat za základní soubory vzhledem k odstranění případů s nezjištěnými hodnotami. V případě dílčích modelů podle věkových skupin už nemusí být rozsah souboru tak bezproblémový, proto je nutné přistoupit ke zhodnocení modelů. Pro testování jednotlivých modelů binární logistické regrese byly zvoleny tři metody – hladina významnosti (sig.) chí kvadrát modelu, R^2 od Nagelkerka, které určuje podíl vysvětlené variability závislé proměnné, a podíl správně zařazených hodnot v klasifikační tabulce. Pro zhodnocení významnosti kategorií nezávisle proměnných se používá Waldův test, z kterého se určí, zda nezávisle proměnná přispívá k vysvětlení závislé proměnné. Podrobnější zhodnocení jednotlivých metod lze nalézt na začátku kapitoly 5.

V rámci hospodařících domácností tvořených úplnou rodinou bylo možné v modelech využívat i stejné proměnné (věk a nejvyšší ukončené vzdělání) pro muže i ženu v páru. Tento přístup v sobě ovšem nese riziko nežádoucí multikolinearity proměnných. Modely proto byly na přítomnost tohoto jevu testovány pomocí bivariačních korelací a tzv. VIF (variable inflation factor). Na základě výsledků byla vypuštěna proměnná věková kategorie muže v modelu 3a (viz níže), která korelovala s věkovou kategorií ženy. Hodnoty korelačních koeficientů se pohybovaly okolo 0,9 a VIF dosáhl hodnoty 8, což jsou v obou případech nepřijatelné hodnoty. Zařazení proměnné do modelu by mohlo výrazně ovlivnit výsledky.

Data byla z analytických důvodů rozdělena do celkem deseti modelů, které se liší základním souborem data, nad nimiž byl model postaven a zahrnutím odlišných nezávislých proměnných. Závislá proměnná byla ve všech modelech stejná.

3a – Hospodařící domácnosti rodinné (tvořené jednou rodinou) úplné složené z manželského páru nebo faktického manželství. Mez nezávislé proměnné patřily – typ domácnosti, rodinný

stav, ekonomická aktivita muže, postavení v zaměstnání muže, nejvyšší ukončené vzdělání muže a ženy. Součástí modelu byla i jedna kontrolní proměnná – věková kategorie ženy.

3b–3e – Hospodařící domácnosti rodinné (tvořené jednou rodinou) úplné složené z manželského páru nebo faktického manželství podle věkové kategorie ženy. Byly vyhodnoceny celkem čtyři modely za věkové skupiny 25–29, 30–34, 35–39 a 40–44 let. Nezávislé proměnné byly téměř shodné jako u modelu 3a, došlo pouze k výměně jedné kontrolní proměnné – místo věková kategorie ženy (kterou byl model nyní vymezen) byla použita věková skupina muže.

4a – Hospodařící domácnosti rodinné (tvořené jednou rodinou) neúplné s osamělou matkou. Nezávislá proměnná byla pouze jedna a to nejvyšší ukončené vzdělání matky a kontrolní proměnná také pouze jedna – věková skupina matky.

4b–4e – Hospodařící domácnosti rodinné (tvořené jednou rodinou) neúplné s osamělou matkou. Shodně jako u modelů 3b–3e byly modely rozděleny podle čtyř stejných věkových kategorií matek. Zůstala pouze jedna nezávisle proměnná a to nejvyšší ukončené vzdělání matky.

V modelech 3a a 3b–3e lze sledovat odlišný vliv charakteristik nejvyššího ukončeného vzdělání muže a ženy. Modely 4a a 4b–4e mohou přispět k pochopení toho, jaké matky a v jakém věku žijí s nezávislým dítětem sami, i když vzhledem k nižšímu počtu nezávisle proměnných jsou interpretační možnosti modelů značně omezeny. Modely 3b–3e a 4b–4e byly dále rozděleny podle věkových kategorií matek. Výběr těchto kategorií byl ovlivněn početním zastoupením domácností s alespoň jedním závislým dítětem ve věku 0–2 let. Ve vyšších věkových kategoriích žen bylo takových domácností méně, takže by věrohodnost modelu mohla být zpochybněna. V těchto modelech nebyla kontrolní proměnná věková kategorie matky pochopitelně zařazena, protože výběrem věkové skupiny byl omezen základní soubor dat, který vstupoval do dílčích modelů.

Obecně byl výběr nezávislých proměnných ovlivněn jejich interpretační potenciálem, ale také dostupností a kvalitou dat. Sociokulturní charakteristiky národnost a náboženské vyznání nemohly být zařazeny z důvodu vysokého podílu nezjištěných odpovědí (viz podkapitola 5.3). Hlavní třída zaměstnání nebyla v rámci zpracování domácností odvozena, proto jsou použity charakteristiky ekonomická aktivita a postavení v zaměstnání u mužů.

Některé nezávislé proměnné byly agregovány tak, aby četnosti v jednotlivých kategoriích nebyly tak nízké, že by ovlivnily kvalitu modelu. Zároveň byla agregace někdy žádoucí i z důvodu interpretace výsledků. Proměnná rodinný stav byla nakumulována do tří kategorií – oba v páru svobodní, alespoň jednou vdaní a odlišný rodinný stav. Mezi rodinným stavem osoby a vzájemným rodinným stavem páru neexistovala žádná kontrola. Vdaný/á totiž může žít s partnerem, se kterým nemá uzavřený manželský sňatek. Druhý z páru má tudíž odlišný rodinný stav a takový pár by byl zařazen právě do třetí kategorie – odlišný rodinný stav.

Do kategorie ekonomické aktivity „pracující“ spadají všichni ekonomicky aktivní kromě nezaměstnaných. Mezi „nepracující“ se započítávají osoby ekonomicky neaktivní. Třetí kategorie je tvořena právě nezaměstnanými. V rámci proměnné postavení v zaměstnání jsou agregovány kategorie členové produkčních družstev a pomáhající rodinní příslušníci do skupiny „ostatní“. Skupina „nedefinováno“ se skládá z osob, které na tuto otázku neměly odpovídat – ekonomicky neaktivních a nezaměstnaných bez předchozího zaměstnání. Tyto dvě

socioekonomické nezávislé proměnné jsou do modelů zařazeny pouze v případě mužů, protože ženy jsou v nízkém věku dítěte nejčastěji buď na mateřské, nebo na rodičovské dovolené.

Tab. 23 – Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 3a

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné		
	Exp (B)	Nezávislé proměnné	Exp (B)
Typ domácnosti		Věková kategorie ženy	
Úplná rodina – manželský pár	1	15–19	0,828**
Úplná rodina – faktické manželství	0,829**	20–24	0,863**
Rodinný stav		25–29	1,061**
Oba svobodní	1	30–34	1
Oba alespoň jednou vdaní	1,327**	35–39	0,306**
Odlišný stav	1,677**	40–44	0,051**
Ekonomická aktivita muže		45–49	0,004**
Pracující	1	50–54	0,001**
Nepracující	0,831**	55–59	0,000**
Nezaměstnaní	1,005	60–64	0,000**
Postavení v zaměstnání muže		65–69	0,000**
Zaměstnanci	1	70+	0,000**
Zaměstnavatelé	1,019		
Osoby pracující na vlastní účet	1,008		
Ostatní	0,762**		
Nedefinováno	1,027		
Nejvyšší ukončené vzdělání muže			
Základní nebo nižší	0,851**		
Střední bez maturity	0,735**		
Střední s maturitou	0,863**		
Vysokoškolské	1		
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy			
Základní nebo nižší	0,678**		
Střední bez maturity	0,602**		
Střední s maturitou	0,797**		
Vysokoškolské	1		
Konstanta	0,794**		
Testy			
Sig. chí kvadrát modelu	0,000		
R ² (Nagelkerke)	0,460		
Klasifikační tabulka (v %)	90,3		

*Poznámky:**na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Věkové kategorie byly vytvořeny z důvodu vyvarování se nízkým četnostem u jednotlivých věků. Za referenční skupinu je považována věková kategorie 30–34, protože se v ní nachází nejvyšší počet domácnosti se závislými dětmi ve věku 0–2 roky. Všechny hospodařící domácnosti, které neodpověděly alespoň na jednu z nezávislých proměnných v modelu, nebyly

do modelu zařazeny. Počet takto vyřazených domácností stejně jako četnosti zastoupení jednotlivých kategorií proměnných jsou uvedeny v přílohách 15 až 18.

Model 3a se ukázal být dostatečně věrohodný (sig. chí kvadrát modelu = 0,000) s vysokým podílem vysvětlené variability (0,460) i vysokým podílem správně zařazených závislých proměnných podle klasifikační tabulky (90,3 %). Waldův test prokázal, že většina nezávisle proměnných přispívá významně do modelu na 1% hladině významnosti, pouze kategorie nezaměstnaných mužů, zaměstnavatelů, osob pracujících na vlastní účet a „nedefinovaných“ postavení v zaměstnání neměly dostatečnou vypovídací schopnost.

Výsledky modelu 3a ukázaly, že páry ve faktickém manželství měly 0,829 násobně nižší šanci mít alespoň jedno závislé dítě oproti tomu nemít žádné než manželské páry za předpokladu, že se hodnoty ostatních nezávislých proměnných nezmění (viz tab. 23). V případě rodinného stavu měly nejnižší šanci páry, kde byly obě osoby svobodné. Nižší poměr šancí měli nepracující muži vzhledem k zaměstnaným (0,831). V případě postavení v zaměstnání byly výsledky neprůkazné hned u tří kategorií. U nejvyššího ukončeného vzdělání muže i ženy dosahovaly nejnižších poměrů šancí mít závislé dítě ve věku 0–2 let osoby se středním vzděláním bez maturity, kteří byli následováni muži i ženami se základním nebo nižším vzděláním s o něco vyšším poměrem šancí a se středním vzděláním s maturitou (s druhým nejvyšším poměrem šancí). Nejvyšší poměr šancí měla referenční skupina osob s vysokoškolským vzděláním. Nižší než vysokoškolské vzdělání matky snižovalo šance více, než tomu bylo u mužů, nicméně i jejich charakteristiky signifikantně přispívaly do vysvětlení závislé proměnné modelu. Věkové skupiny žen sloužily jako kontrolní proměnné. Kategorie 25–29 let měla nejvyšší poměr šancí oproti referenční skupině 30–34 let.

V jednotlivých pětiletých věkových skupinách modelů 3b–3e byla významnost opět 0,000, nicméně podíl vysvětlené variability (R^2) byl ve všech případech nižší než u modelu 3a a podíl správně zařazených závislých proměnných v klasifikační tabulce ve čtyřech z pěti případů nižší než u předchozího modelu 3a. Zároveň se díky Waldově testu dokázalo, že více nezávislých proměnných nepřispívá významně do modelu na 5% hladině významnosti. To se týkalo zejména kategorií ekonomické aktivity a postavení v zaměstnání u muže, ale v některých případech i věkových kategorií mužů (viz tab. 24).

Páry ve faktickém manželství měly menší šanci než manželské páry mít závislé dítě ve věku 0–2 let ve věkových skupinách žen 25–29 a 30–34 let. Naopak situace se obrátila u věkových kategorií žen 35–39 a 40–44 let. Faktická manželství měla tedy oproti manželským párům děti spíše až ve vyšším věku. To v podstatě potvrdila i data podle rodinného stavu, kde vyšší poměr šancí měly oba alespoň jednou vdaní/ženatí ve věkových skupinách žen 25–29 let, zatímco ve starších věcích klesly poměry šancí pod 1 oproti oběma svobodným. Soužití ve faktickém manželství se tak pro některé páry zřejmě stává náhradou manželství a prostorem pro výchovu dítěte (Kreidl a Štípková, 2012).

V případě socioekonomických charakteristik otců byli signifikantní pouze některé hodnoty. Nepracující, respektive ekonomicky neaktivní otcové mají vyšší šanci než pracující v případě žen ve věku 30–34 a 35–39 let. Vyšší šance na nejmladší závislé dítě měli zaměstnavatelé i osoby pracující na vlastní účet oproti zaměstnancům ve věkových skupinách žen 35–39 a 40–44 let.

Tab. 24 – Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 3b–3e

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné			
	3b	3c	3d	3e
	Věková kategorie ženy			
	25–29 Exp (B)	30–34 Exp (B)	35–39 Exp (B)	40–44 Exp (B)
Typ domácnosti				
Úplná rodina – manželský pár	1	1	1	1
Úplná rodina – faktické manželství	0,604**	0,778**	1,213**	1,510**
Rodinný stav				
Oba svobodní	1	1	1	1
Oba alespoň jednou vdaní	1,742**	0,924**	0,583**	0,516**
Odlíšný stav	1,256**	1,177**	0,893**	0,750**
Ekonomická aktivita muže				
Pracující	1	1	1	1
Nepracující	0,886	1,479*	1,456*	1,452
Nezaměstnaní	0,960	0,960	1,000	1,089
Postavení v zaměstnání muže				
Zaměstnanci	1	1	1	1
Zaměstnavatelé	1,128**	1,039	1,092**	1,249**
Osoby pracující na vlastní účet	1,017	1,016	1,080**	1,119**
Ostatní	0,784	0,648**	0,911	1,253
Nedefinováno	0,946	0,731*	0,922	0,874
Nejvyšší ukončené vzdělání muže				
Základní nebo nižší	1,251**	0,625**	0,542**	0,582**
Střední bez maturity	1,213**	0,641**	0,541**	0,520**
Střední s maturitou	1,134**	0,827**	0,712**	0,701**
Vysokoškolské	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy				
Základní nebo nižší	1,332**	0,387**	0,430**	0,602**
Střední bez maturity	1,544**	0,452**	0,424**	0,520**
Střední s maturitou	1,568**	0,701**	0,606**	0,655**
Vysokoškolské	1	1	1	1
Věková kategorie muže				
15–19	0,448	0,765	0,032**	0,000
20–24	0,670**	0,876	0,920	0,147**
25–29	0,801**	1,072**	1,413**	1,392**
30–34	1	1	1	1
35–39	0,958*	0,695**	0,476**	0,502**
40–44	0,871**	0,575**	0,273**	0,174**
45–49	0,777**	0,563**	0,255**	0,095**
50–54	0,549**	0,449**	0,248**	0,105**
55–59	0,515**	0,394**	0,232**	0,092**
60–64	0,444**	0,356**	0,152**	0,105**
65–69	0,511	0,237**	0,134**	0,070**
70+	0,211*	0,136**	0,244**	0,000
Konstanta	0,380**	1,687**	1,777**	0,720**
Testy				
Sig. chí kvadrát modelu	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² (Nagelkerke)	0,098	0,071	0,108	0,100
Klasifikační tabulka (v %)	0,607	0,627	0,833	0,967

*Poznámky:**na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

S rostoucím nejvyšším ukončeným vzděláním otce se snižuje jeho šance pro věkovou skupinu žen 25–29 let. V případě žen nebyl směr závislosti tak jasný, nejvyšší šanci měly ženy se středním vzděláním s maturitou, nejnižší potom vysokoškolsky vzdělané ženy. Naopak ve starších třech pětiletých věkových kategoriích žen se s rostoucím vzděláním muže šance na závislé dítě ve věku 0–2 let většinou postupně zvyšovala, obdobný směr závislosti bylo možné nalézt v těchto věkových kategoriích i u žen.

Tab. 25 – Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 4a

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné Exp (B)
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy	
Základní nebo nižší	0,273**
Střední bez maturity	0,301**
Střední s maturitou	0,444**
Vysokoškolské	1
Věková kategorie ženy	
15–19	2,666**
20–24	5,405**
25–29	2,307**
30–34	1
35–39	0,336**
40–44	0,071**
45–49	0,007**
50–54	0,002**
55–59	0,002**
60–64	0,001**
65–69	0,002**
70+	0,001**
Konstanta	0,959*
Testy	
Sig. chí kvadrát modelu	0,000
R ² (Nagelkerke)	0,444
Klasifikační tabulka (v %)	92,4

*Poznámky:**na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Další model (4a) se už týkal pouze úplných rodin s osamělou matkou a tudíž jen charakteristik matky. Nezávislé proměnné ovšem stále dostatečně vysvětlovaly závisle proměnnou (sig. chí kvadrát modelu = 0,000) a podíl vysvětlené variability (0,444) spolu s podílem správně zařazených odhadnutých hodnot závisle proměnné byl dostatečně vysoký (92,4%). Všechny kategorie nezávisle proměnných významně přispívaly k vysvětlené závisle proměnné na 1% hladině významnosti.

S rostoucím nejvyšším ukončeným vzděláním matky rostl poměr šancí na přítomnost závislého dítěte ve věku 0–2 let v neúplné rodině s osamělou matkou, přičemž „skok“ v poměru šancí mezi středním vzděláním s maturitou (0,444) a referenčním vysokoškolským vzděláním (1) byl poměrně výrazný (viz tab. 25). Nejvyšší šanci měly matky ve věkové skupině 20–24 let

– 5,405 krát vyšší než v referenční věkové kategorii 30–34 let. I skupiny 15–19 a 25–29 měly šanci více než dvojnásobnou než referenční kategorie. Ve starších věkových skupinách pak šance výrazně klesly.

Další modely 4b–4e jsou obdobou modelu 4a pro jednotlivé věkové kategorie matek. Jako nezávislá proměnná tak zbylo jenom nejvyšší ukončené vzdělání matky, což se negativně projevilo na nižších hodnotách podílu vysvětlené variability (mezi 1,1 % a 6,9 %) a podílu správně zařazených hodnot odhadnuté závisle proměnné v klasifikační tabulce (mezi 60,9 % a 97,7 %). Nicméně nezávislé proměnné stále signifikantně přispívají k vysvětlení závisle proměnné (sig. chí kvadrát modelu = 0,000).

Tab. 26 – Binární logistická regrese, závislé dítě ve věku 0–2 let, model 4b–4e

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné			
	4b	4c	4d	4e
	Věková kategorie ženy			
	25–29 Exp (B)	30–34 Exp (B)	35–39 Exp (B)	40–44 Exp (B)
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy				
Základní nebo nižší	0,173**	0,204**	0,359**	0,638**
Střední bez maturity	0,221**	0,224**	0,325**	0,488**
Střední s maturitou	0,395**	0,384**	0,443**	0,572**
Vysokoškolské	1	1	1	1
Konstanta	2,820**	1,150**	0,309**	0,051**
Testy				
Sig. chí kvadrát modelu	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² (Nagelkerke)	0,069	0,068	0,029	0,008
Klasifikační tabulka (v %)	60,3	72,4	88	97,7

Poznámky: *na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Ve všech věkových kategoriích měly vysokoškolačky nejvyšší poměr šancí ve srovnání s ostatními kategoriemi nejvyššího dokončeného vzdělání (viz tab. 26). Ve věkových skupinách 25–29 a 30–34 let šance rostly s vyšším vzděláním, ovšem v případě dvou nejstarších analyzovaných věkových skupin už byly poměry šancí rozloženy do kategorií vzdělání bez jasného vzorce.

Modely prokázaly, že zkoumat vliv charakteristik páru nebo jednotlivce na počet závislých dětí ve věku 0–2 let v rámci hospodářské domácnosti má smysl, protože výsledky nebyly totožné jako v předchozí analýze, kde závisle proměnnou byl počet narozených dětí. Rozdělení podle věkových kategorií také prokázalo svoji vypovídající hodnotu, protože rozdíly v hodnotách poměru šancí byly podstatné, což souvisí s odlišným časováním rození dětí v různých subpopulacích. Nezávislé proměnné typ domácnosti, rodinný stav a nejvyšší ukončené vzdělání ženy i muže na změnu věkové kategorie matky výrazně reagovaly. Mnohdy se změnil dokonce i směr působení nárůstu/poklesu poměru šancí. Právě kategorie těchto čtyř nezávislých proměnných až na drobné výjimky a většinou na 1% hladině významnosti přispívaly k vysvětlení závisle proměnné počtu závislých dětí ve věku 0–2 let. U ekonomické aktivity a postavení v zaměstnání muže nebyly výsledky tak jednoznačné, mnohdy v důsledku vysoké

hodnoty hladiny významnosti. Jednoznačně socioekonomické faktory, tak obdobě jako u analýzy faktorů plodnosti, nehrály tak významnou roli. Úroveň nejvyššího ukončeného vzdělání se nachází někde na rozmezí hodnotových a socioekonomických determinant.

Kapitola 8

Regionální diferenciacie transversální plodnosti

Analýza regionální diferenciacie plodnosti byla provedena na jediné měřítkové úrovni, a to na okresní. Volba měřítka zásadně ovlivňuje výsledky regionální diferenciacie plodnosti. Compton (1991) udává minimální počet obyvatel regionu pro výpočet úhrnné plodnosti nebo čisté míry reprodukce v podmínkách současné intenzity plodnosti v rozmezí 10–15 tisíc. Další uvažované regionální měřítko, správní obvody obcí s rozšířenou působností, už tvoří větší množství regionů, které se pohybují pod nebo na hraně tohoto rozmezí. Populačně nejmenší okresy z pohledu celkového počtu obyvatel dosahují okolo trojnásobné hodnoty oproti udávané hranici. Navíc se v práci nebude hodnotit pouze regionální diferenciacie celkové úhrnné plodnosti, ale i dílčích měř plodnosti podle pětiletých věkových skupin. Krajská měřítková úroveň už je pro hodnocení vnitrostátní diferenciacie plodnosti málo detailní z důvodu velké socioekonomické a demografické heterogenity populace. Zároveň by nízký počet krajů (14) vedl k problematickému použití některých statistických metod. Kvůli zamezení vlivu výraznějších fluktuací náhodné složky a lepšímu rozpoznání dlouhodobých trendů byly úhrnné plodnosti a pětileté míry plodnosti zkonstruovány za tříletá období (ze součtů událostí a stavů za tři roky).

Výsledky analýzy regionální diferenciacie plodnosti jsou pochopitelně ovlivněny i metodikou hodnocení a výběrem konkrétních ukazatelů. V podstatě lze definovat dva způsoby zhodnocení diferenciacie, a to statistické a kartografické, které se dále odlišují podle statického (k danému roku) nebo dynamického (vývojového) pojetí. Příkladem statických ukazatelů diferenciacie jsou minimum, maximum, variační rozpětí, směrodatná odchylka (všechno absolutní ukazatele variability) nebo variační koeficient, což je relativní ukazatel variability, který dává do poměru různorodá data (směrodatnou odchylku a průměr) a umožňuje tak měřit úroveň diferenciacie bez náchylnosti ke změně průměrných hodnot. Odlišný počet obyvatel jednotlivých regionů není v takto zkonstruovaných ukazatelích zohledněn, což může vést ke značně zkresleným výsledkům. Z tohoto důvodu byla směrodatná odchylka i variační koeficient váženy počtem žen ve věku 15–49 let v případě celkové úhrnné plodnosti a počtem žen v dané pětileté věkové kategorii, za kterou byly specifické míry plodnosti vypočítány.

Dynamiku variability lze sledovat pomocí indexů, tabulek s četnostním zastoupením regionů rozdělených do intervalů o shodné hodnotě mezi různými obdobími nebo díky korelačním koeficientům srovnávající vzájemně dvě časová období. V analýze je použit

Spearmanův (pořadový) korelační koeficient, který vychází z pořadí dvou skupin hodnot a měří jejich závislost. Výhoda spočívá v jeho rezistenci vůči odlehlým hodnotám (narozdíl od Pearsonova korelačního koeficientu) a ve faktu, že nemusí nutně vyjadřovat lineární vztah. Nabývá hodnot od -1 do 1 , kde 0 vypovídá o nezávislosti proměnných a hodnoty ± 1 o naprosté závislosti (Hendl, 2004; Zvára, 2003).

Shluková analýza umožňuje rozdělit podobné regiony podle hodnot proměnné do skupin, kde jsou si blízké, a odlišit je od regionů v jiných skupinách. Odlišné měřítko dat může ovlivnit výsledky, proto se doporučuje provést standardizaci vstupních dat na z-skóry, aby se staly lépe srovnatelnými, což bylo provedeno i v této práci. Nejprve se měří vztah mezi regiony, který je vyčíslen pomocí metody Euklidovské vzdálenosti. Jedná se o nejběžnější metodu měření podobnosti, proto je využita i v této analýze. K samotnému shlukování byla využita Wardova shlukovací metoda, která se snaží o minimalizaci sum čtverců odchylek od střední hodnoty při vzniku shluku (Hendl, 2004).

Kartografické znázornění formou kartogramů naráží na problematiku škálování. Pokud je cílem znázornění vývoje úrovně regionální diferenciace, tak je vhodné využívat spíše stejně dlouhé intervaly (kromě krajních otevřených intervalů), protože se úroveň diferenciace nezkrusuje jako v případě různých dlouhých intervalů, které často odráží četnosti zastoupení v jednotlivých letech. Kartogramy, které zobrazují nějaký intenzivní ukazatel (jako např. úhrnnou plodnost) v absolutní podobě a v odlišných obdobích, není vhodné analyzovat v kontextu úrovně regionální diferenciace, ale spíše v kontextu změny úrovně ukazatele a jeho územního rozložení. Pro vývojové zhodnocení regionální diferenciace se spíše využívají indexy vztahující hodnotu ukazatele pro daný okres k průměrné hodnotě celého souboru nebo k celostátní hodnotě. Obdobně je v této práci využit index regionální diferenciace plodnosti, kde je hodnota úhrnné plodnosti v okrese vztažena k údaji za celé Česko. Intervaly jsou zkonstruovány podle velikosti směrodatné odchylky za všechna období (0,07), která je pro každé období vydělena hodnotou úhrnné plodnosti za celé Česko (fakticky je tak převedena na index regionální diferenciace plodnosti). Tento přístup umožňuje graficky sledovat vývoj úrovně diferenciace za celé období, přičemž v každém období nemusí být alespoň jedním regionem zastoupeny všechny intervaly.

Mezi roky 1991–2014 nenastal v Česku jednoznačný trend konvergence ani divergence hodnot úhrnné plodnosti na okresní úrovni (viz tab. 27, konkrétní okresní hodnoty úhrnné plodnosti viz příloha 23). Variační rozpětí (rozdíl maximální a minimální hodnoty) klesalo mezi obdobími 1991–1993 a 1997–1999 z 0,41 na 0,24. Poté následoval nárůst až na 0,42 v letech 2009–2001 a v posledním sledovaném období 2012–2014 došlo k opětovnému poklesu na hodnotu 0,33. Trend vývoje směrodatné odchylky úrovně úhrnné plodnosti byl obdobný, pouze minima bylo dosaženo až v období 2000–2002. Stejně jako u variačního rozpětí, tak i u směrodatné odchylky došlo v posledním období k poklesu variability. Variační koeficient zaznamenal pokles z 5,9 % v období 1991–1993 na 4,6 % mezi roky 2000–2002. Po vzestupu na 5,7 % v letech 2006–2008 přišel pokles na hodnotu 4,9 % v posledním tříletém období. Až do počátku nového tisíciletí se tedy na okresní úrovni odehrávala konvergence úrovně úhrnné plodnosti, která souvisela s všeobecným poklesem intenzit plodnosti. Nárůst úrovně regionální diferenciace potom souvisel s opětovným nárůstem úhrnné plodnosti, který se dává do kontextu

s realizací odkládaných porodů. Mezi lety 2009–2014 lze sledovat nejen stabilizaci hodnot úhrnné plodnosti, ale také pokles okresní variability plodnosti.

Tab. 27 – Vývoj ukazatelů regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1991–2014

Ukazatel	1991–1993	1994–1996**	1997–1999	2000–2002
Hodnota za Česko	1,74	1,30	1,15	1,16
Maximální hodnota	1,95	1,45	1,29	1,31
Minimální hodnota	1,54	1,15	1,05	1,03
Variační rozpětí	0,41	0,30	0,24	0,28
Směrodatná odchylka*	0,103	0,077	0,060	0,053
Variační koeficient (v %)*	5,9	6,0	5,2	4,6
Ukazatel	2003–2005	2006–2008	2009–2011	2012–2014
Hodnota za Česko	1,23	1,42	1,47	1,48
Maximální hodnota	1,43	1,65	1,72	1,68
Minimální hodnota	1,09	1,25	1,30	1,35
Variační rozpětí	0,34	0,40	0,42	0,33
Směrodatná odchylka*	0,060	0,081	0,081	0,072
Variační koeficient (v %)*	4,9	5,7	5,5	4,9

Poznámky: *Vážené ukazatele, kde vahou jsou počty žen ve věku 15–49 let. **Hodnota za okres Jeseník pouze za rok 1996.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

Regionální diferenciace věkově specifických měr plodnosti často vykazuje odlišné výsledky od variability celkové úhrnné plodnosti. Dále jsou podrobněji analyzovány pětileté věkové skupiny 20–24 až 35–39 let. V případě věkové skupiny 20–24 let variabilita měřena variačním koeficientem téměř po celé období stoupala (s výjimkou mírného poklesu v posledním období).

Tab. 28 – Vývoj ukazatelů regionální diferenciace úrovně specifické míry plodnosti ve věku 20–24 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014

Ukazatel	1991–1993	1994–1996**	1997–1999	2000–2002
Hodnota za Česko	156,5	104,5	79,4	62,7
Maximální hodnota	186,8	127,9	99,4	82,0
Minimální hodnota	112,4	69,2	47,8	35,2
Variační rozpětí	74,4	58,8	51,6	46,8
Směrodatná odchylka*	19,1	15,6	13,6	12,1
Variační koeficient (v %)*	12,2	14,9	17,1	19,3
Ukazatel	2003–2005	2006–2008	2009–2011	2012–2014
Hodnota za Česko	51,1	47,6	45,0	42,4
Maximální hodnota	73,4	71,7	72,1	66,4
Minimální hodnota	29,2	26,1	26,7	25,3
Variační rozpětí	44,1	45,5	45,4	41,0
Směrodatná odchylka*	11,4	11,8	11,5	10,7
Variační koeficient (v %)*	22,3	24,9	25,5	25,3

Poznámky: * Vážené ukazatele, kde vahou jsou počty žen ve věku 20–24 let. **Hodnota za okres Jeseník pouze za rok 1996.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

Ostatní ukazatele vyjadřující absolutní variabilitu byly značně ovlivněny výrazným poklesem měr plodnosti v této věkové kategorii. Mezi obdobími 1991–1993 a 2003–2005 šlo

o propad na zhruba třetinu původní úrovně z 156,5 dětí na 1 000 žen na 51,1 dítěte (viz tab. 25). Snižování měr plodnosti pokračovalo s menší intenzitou i v dalších obdobích až na 42,4 dítěte na 1 000 žen. V prvním sledovaném období se právě v této pětileté věkové skupině žen realizovala největší část porodů. Relativně vysoká úroveň plodnosti poté výrazně klesala. Intenzita poklesu byla ovšem v různých okresech odlišná a okresní variabilita se tudíž zvětšila při relativní stabilizaci hodnot v posledních letech. Nejvyšší míry plodnosti podle okresů ve věku 20–24 let v období 2012–2014 dosahovaly vyšších než dvojnásobných hodnot (Ústí nad Labem, Teplice a Děčín přes 65,0 dítěte na 1 000 žen) oproti nejnižším hodnotám (Praha 25,3 dítěte).

Ve věkové skupině 25–29 byla variabilita plodnosti ve sledovaném období nejnižší ze sledovaných pětiletých věkových kategorií. Hodnoty variačního koeficientu se v 90. letech 20. století snižovaly (viz tab. 29). Vzápětí ovšem v letech 2009–2011 opět narostly na zhruba 11,9 % při drobném snížení na 11,3 % v posledním období. Stále šlo však o výrazně vyšší úroveň okresní variability než na počátku 90. let, na kterou měla zřejmě vliv regionálně odlišná realizace odkládaných porodů a variabilita v nárůstu průměrného věku matky při narození dítěte. Hodnoty měr plodnosti ve věku 25–29 kolísaly – po poklesu v první polovině devadesátých let se intenzita plodnosti ke konci tisíciletí opět zvýšila, protože odložené prokreativní chování se uskutečnilo zejména v této věkové skupině. Maxima dosáhla v letech 2006–2008 (104,4 dítěte na 1 000 žen), poté přišel pokles až na 93,8 promile mezi roky 2012–2014 v důsledku pokračujících změn v časování rození dětí.

Tab. 29 – Vývoj ukazatelů regionální diferenciacie úrovně specifické míry plodnosti ve věku 25–29 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014

Ukazatel	1991–1993	1994–1996**	1997–1999	2000–2002
Hodnota za Česko	96,7	82,0	84,7	92,3
Maximální hodnota	111,1	92,1	95,7	105,7
Minimální hodnota	82,0	66,2	76,2	81,5
Variační rozpětí	29,1	25,9	19,4	24,2
Směrodatná odchylka*	6,6	4,2	4,3	5,0
Variační koeficient (v %)*	6,8	5,1	5,1	5,5
Ukazatel	2003–2005	2006–2008	2009–2011	2012–2014
Hodnota za Česko	97,6	104,4	98,8	93,8
Maximální hodnota	113,2	124,5	121,9	113,9
Minimální hodnota	83,3	80,4	74,3	71,4
Variační rozpětí	29,8	44,0	47,6	42,5
Směrodatná odchylka*	7,8	11,2	11,8	10,6
Variační koeficient (v %)*	8,0	10,7	11,9	11,3

Poznámky: * Vážené ukazatele, kde vahou jsou počty žen ve věku 25–29 let. ** Hodnota za okres Jeseník pouze za rok 1996.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

S výjimkou drobného poklesu v období 1994–1996 rostly míry plodnosti žen ve věku 30–34 let po celou sledovanou periodu a v letech 2012–2014 přesáhly hodnotu 100 dětí na 1 000 žen (viz tab. 30). Od roku 2010 se na celorepublikové úrovni jedná o pětiletou věkovou skupinu, kde se realizuje největší část plodnosti. Hodnoty variačního koeficientu kolísaly mezi 11,4 % a 16,4 %, přičemž v posledních obdobích se úroveň diferenciacie drží spíše na nižších

hodnotách z tohoto intervalu. Mezi roky 1994–1996 a 2000–2002 byl zase patrný nárůst variability plodnosti.

Poslední analyzovanou věkovou skupinou jsou ženy ve věku 35–39 let, protože v ještě starších věkových skupinách se stále realizuje poměrně malá část úrovně plodnosti. V tomto případě lze sledovat nárůst měr plodnosti z 10,9 dětí na jednu ženu až na 40,5 mezi prvním a posledním obdobím (viz tab. 31). Úroveň variability plodnosti v okresech během 90. let 20. století narostla z 15,0 % na 21,6 %, protože zhruba ve čtvrtině okresů míry plodnosti poklesly, zatímco ve většině vzrostly. Od období 2000–2002 se variační koeficient stabilizoval na zhruba 20,0 %. Dochází tedy k všeobecnému nárůstu měr plodnosti ve věku 35–39 let.

Tab. 30 – Vývoj ukazatelů regionální diferenciacie úrovně specifické míry plodnosti ve věku 30–34 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014

Ukazatel	1991–1993	1994–1996**	1997–1999	2000–2002
Hodnota za Česko	36,2	35,4	37,7	48,1
Maximální hodnota	48,1	45,9	45,8	66,8
Minimální hodnota	27,6	28,0	29,9	35,5
Variační rozpětí	15,7	12,7	15,9	31,3
Směrodatná odchylka*	5,4	4,8	5,7	7,9
Variační koeficient (v %)*	15,0	13,7	15,1	16,4
Ukazatel	2003–2005	2006–2008	2009–2011	2012–2014
Hodnota za Česko	65,0	88,6	97,3	100,1
Maximální hodnota	90,9	120,7	130,1	125,6
Minimální hodnota	48,9	69,8	75,0	71,4
Variační rozpětí	42,1	50,9	55,1	54,2
Směrodatná odchylka*	10,3	10,9	11,1	11,9
Variační koeficient (v %)*	15,9	12,3	11,4	11,9

Poznámky:*Vážené ukazatele, kde vahou jsou počty žen ve věku 30–34 let. **Hodnota za okres Jeseník pouze za rok 1996.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

Tab. 31 – Vývoj ukazatelů regionální diferenciacie úrovně specifické míry plodnosti ve věku 35–39 let (na 1 000 žen) v okresech České republiky mezi roky 1991–2014

Ukazatel	1991–1993	1994–1996**	1997–1999	2000–2002
Česko	10,9	10,8	12,6	15,5
Maximální hodnota	13,7	16,4	18,7	23,8
Minimální hodnota	6,4	5,6	8,8	10,7
Variační rozpětí	13,7	16,4	18,7	23,8
Směrodatná odchylka*	1,6	1,8	2,7	3,1
Variační koeficient (v %)*	15,0	16,9	21,6	19,9
Ukazatel	2003–2005	2006–2008	2009–2011	2012–2014
Česko	20,2	30,5	37,3	40,5
Maximální hodnota	28,2	45,7	56,4	56,1
Minimální hodnota	14,5	21,7	27,8	26,2
Variační rozpětí	13,7	24,0	28,5	29,8
Směrodatná odchylka *	4,1	6,2	7,6	8,2
Variační koeficient (v %) *	20,1	20,2	20,5	20,2

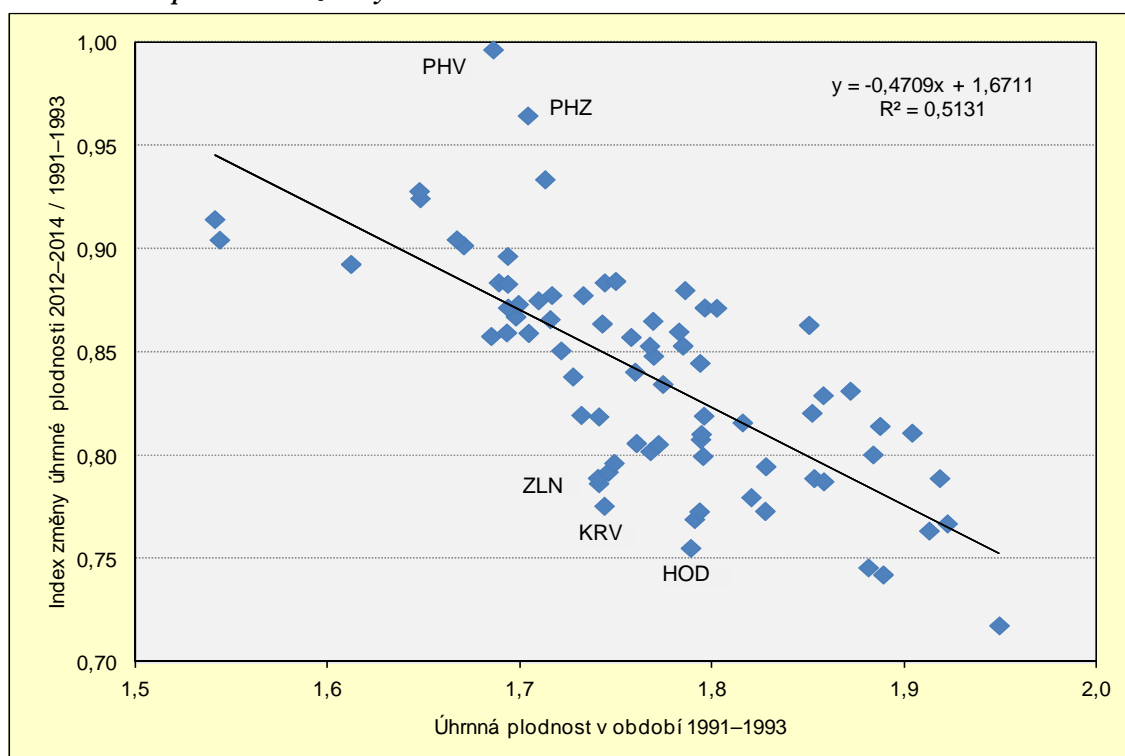
Poznámky: *Vážené ukazatele, kde vahou jsou počty žen ve věku 35–39 let. **Hodnota za okres Jeseník pouze za rok 1996.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

Konvergenční a divergenční trendy měr plodnosti věkových skupin 25–29 let a 30–34 let se nejvíce blíží tendencím vývoje variability úhrnné plodnosti, což je zjištění poměrně očekávané, protože v těchto kategoriích věku se odehrává největší podíl úhrnné plodnosti. Po konvergenci v 90. letech 20. století a divergenci v novém tisíciletí se úroveň variability v posledních letech stabilizovala. Nejmladší sledovaná skupina žen ve věku 20–24 let vykazovala jasnou divergenci v okresech Česka, zatímco nejstarší analyzovaná kategorie žen o věku 35–39 let dosahovala rostoucí variability v 90. letech 20. století, a poté následovala stabilizace úrovně regionální diferenciace. V posledním sledovaném období došlo ve většině věkových kategorií (s výjimkou 30–34 let) k mírnému poklesu variability měr plodnosti.

Důkaz o konvergenci úhrnné plodnosti mezi prvním a posledním sledovaným obdobím podávají výsledky regresní analýzy okresů podle úrovně úhrnné plodnosti v období 1991–1993 (nezávislá proměnná) a podle indexu změny hodnoty úhrnné plodnosti mezi roky 2012–2014 a 1991–1993 (závislá proměnná). U okresů, které měly na začátku 90. let vyšší úroveň úhrnné plodnosti, se její hodnota snížila více než v případě okresů s nižší intenzitou plodnosti na počátku sledovaného období. Regresní koeficient beta byl tedy záporný (viz obr. 16). Index změny byl vysvětlen hodnotou úhrnné plodnosti v období 1991–1993 z 51 %. Nejméně výrazný pokles úhrnné plodnosti oproti očekávání modelu zaznamenaly okresy ze zázemí Hlavního města Prahy – Praha-východ a Praha-západ. Naopak vyšší pokles, než by odpovídalo počátečním hodnotám úhrnné plodnosti, byl zaznamenán u okresů Karlovy Vary, Hodonín a Zlín.

Obr. 16 – Okresy České republiky podle úrovně úhrnné plodnosti v období 1991–1993 a indexu změny úrovně úhrnné plodnosti mezi roky 2010–2012 a 1991–1993



Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

Tabulka 32 dokládá, jak se reprodukční chování v Česku za poslední téměř čtvrt století dramaticky proměňovalo. Při srovnání období 1991–1993 a 1994–1996 vyšlo najevo, že žádný okres se nenacházel ve stejném intervalu jako jakýkoliv okres z druhého období. Zatímco v letech 1991–1993 dosahovalo 69 ze 76 okresů úhrnné plodnosti 1,69 dítěte na jednu ženu a vyšší, tak zařazení do stejného intervalu bylo možné pouze okresů Praha-východ a Praha-západ v období 2009–2011. V posledních obdobích už ale lze vykreslit i pozitivnější srovnání z pohledu intenzity reprodukce. V letech 1997–1999 a 2000–2002 dosáhly pouze dva okresy úroveň úhrnné plodnosti 1,29 a vyšší (Prachatice v prvním a Ústí nad Labem ve druhém období). Mezi roky 2009–2011 a 2012–2014 se nad tuto úroveň dostaly už všechny okresy Česka. Při srovnání posledních dvou období si také lze povšimnout větší koncentrace okresů v intervalu průměrných hodnot mezi 1,45 až 1,52 dítětem na jednu ženu a menšího počtu okresů v intervalech krajních hodnot, což značilo pokles variability.

Tab. 32 – Vývoj počtu okresů České republiky podle úrovně úhrnné plodnosti mezi roky 2001–2014

Interval	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012
	1993	1996*	1999	2002	2005	2008	2011	2014
–1,12	–	–	13	15	2	–	–	–
1,13–1,20	–	4	48	44	26	2	–	–
1,21–1,28	–	15	15	17	35	11	–	–
1,29–1,36	–	43	1	1	12	31	3	2
1,37–1,44	–	14	–	–	2	24	20	21
1,45–1,52	–	1	–	–	–	7	35	38
1,53–1,60	2	–	–	–	–	2	17	14
1,61–1,68	5	–	–	–	–	–	–	2
1,69–	69	–	–	–	–	–	2	–

Poznámky: *Hodnota za okres Jeseník pouze za rok 1996. Šířka intervalu odpovídá velikosti směrodatné odchylky za celé období.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

Kartogramy naškálované podle indexu regionální diferenciacie v tříletých obdobích napomohou zhodnotit zároveň vývoj úrovně diferenciacie i případnou změnu územního obrazu plodnosti (viz přílohy 25–32). V období 1991–1993 bylo územní rozložení plodnosti ještě poměrně diferencované. V každém intervalu se nacházel alespoň jeden okres (viz příloha 25). Nejvyšší úrovně plodnosti dosahovaly okresy Třebíč, Žďár nad Sázavou, Svitavy a Semily. Obecně dosahovaly úrovně nad celorepublikovou hodnotou okresy nacházející se na pomezí Čech a Moravy. Nejnižší hodnoty vykazovaly Plzeň-město, Hl. m. Praha, Kolín, Cheb a Brno-město a podprůměrné intenzity plodnosti zejména okresy ze středních a severních Čech.

V dalším období 1994–1996 se již projevil pokles okresní variability plodnosti například tím, že intervaly vymezené dle zvolené metodiky neměly vždy zástupce. V prostředním intervalu průměrných hodnot se počet okresů oproti minulému období zvýšil z 33 na téměř polovinu. Nejvyšší průměrný počet dětí rodily stále ženy v okresech na česko-moravské hranici, nicméně rozdíl oproti hodnotě za Českou republiku byly nižší (viz příloha 26). Reprodukčně nejvíce zaostávaly městské okresy velkých měst – Hl. m. Praha, Plzeň-město a Brno-město.

Úroveň regionální diferenciacie plodnosti se snižovala i v dalším období. Do intervalu s průměrnými hodnotami úhrnné plodnosti spadalo již 44 okresů. Okresy s výrazně

nadprůměrným nebo podprůměrným indexem regionální diferencí již téměř vymizely, pouze Hl. m. Praha mělo ještě výrazně nižší hodnotu než 1, která reprezentuje celorepublikovou úroveň úhrnné plodnosti (viz příloha 27).

Variabilita úrovně plodnosti na okresní úrovni v letech 2000–2002 zůstala na přibližně stejné úrovni, nicméně začal se postupně měnit územní obraz intenzit plodnosti. Okresy s vysokou úrovní plodnosti z období 1991–1993 již nejsou těžištěm aktivního reprodukčního chování v Česku (s výjimkou Českého Krumlova), které se postupně přesouvá do severozápadních Čech (okresy Ústí nad Labem, Sokolov, Děčín a Chomutov), kde bychom našly okresy s nejvyšší úrovní plodnosti na počátku nového tisíciletí spolu s Prahou-západ a Českým Krumlovem (viz příloha 28).

Období 2003–2005 přineslo opětovný nárůst úrovně regionální diferenciace. Zastoupení v podobě okresu již má opět každý interval (viz příloha 29). Vyšší hodnoty indexu regionální diferenciace plodnosti se kromě severozápadních Čech začaly vyskytovat častěji i v okresech středních Čech (Praha-západ, Praha-východ, Kladno a Mělník). Naopak oblast s nejnižšími hodnotami vykristalizovala na jižní Moravě (Hodonín, Kroměříž a Břeclav), která byla v minulosti považována za oblast s vysokou intenzitou plodnosti.

V další tříleté etapě 2006–2008 se variabilita plodnosti dále zvyšovala. Častější zastoupení okresů v krajních intervalech a naopak menší počet v intervalu okolo průměrných hodnot toto potvrzovalo (viz příloha 30). Zázemí Prahy spolu s okresy na sever od hlavního města tvořily poprvé oblasti s nejvyšší úrovní úhrnné plodnosti. Naopak jihomoravské regiony byly na opačném pólu, i když i u nich došlo k výraznému nárůstu úhrnné plodnosti oproti minulému období (o zhruba 0,2 dítěte na jednu ženu).

Stabilizaci úrovně regionální diferenciace přineslo další tříleté období 2009–2011. Zároveň začala oblast severních a severozápadních Čech spadat opět spíše do průměrných až podprůměrných hodnot úhrnné plodnosti (viz příloha 31), což se potvrdilo i v posledním sledovaném období. Přiblížila se tak více územnímu obrazu plodnosti z let 1991–1993. Oproti tomu okresy ze zázemí Prahy tvoří těžiště vysokých hodnot úhrnné plodnosti navzdory situaci z počátku sledovaného období (viz příloha 32). Odlišná situace po téměř čtvrtstoletí byla také na pomezí Čech a Moravy s průměrnou úrovní plodnosti v období 2012–2014 a na Moravě, obzvláště té jižní, která se stala protipólem okresů ze zázemí Prahy.

Diametrální odlišný územní obraz úrovně úhrnné plodnosti na počátku a na konci posledního zhruba čtvrtstoletí prokázaly i hodnoty Spearmanova korelačního koeficientu, který měřil vztah mezi pořadím okresů podle hodnot úhrnné plodnosti mezi jednotlivými obdobími (viz tab. 33). Data pocházela ze základního souboru, proto nebylo nutné provádět testy statistické významnosti (Soukup a Rabušic, 2007).

Hodnota korelačního koeficientu okolo nuly mezi obdobími 1991–1993 a 2012–2014 neprokazovala žádnou souvislost regionálního obrazu intenzit plodnosti, protože úroveň korelačního koeficientu se pohybovala okolo nulové hodnoty značící nezávislosti. Naopak vysoká podobnost s hodnotami koeficientu nad 0,5 byla vypočítána v 90. letech 20. století. Obdobně vysoké shody dosahovaly okresy i v rámci období 2000–2002 až 2009–2011. Roky 2012–2014 se zdají být opět trochu více odlišné z pohledu okresního rozložení úhrnné plodnosti. Korelační koeficient s obdobím 2000–2002 dosahoval pouze hodnoty 0,378 a mezi

posledními sledovanými období potom byl 0,727, což byla nižší hodnota než v předchozích obdobích. Za tímto vývojem stojí z větší části výše zmíněné změny v severních a severozápadních Čechách. Zdá se tak, že v posledních letech probíhají změny, které alespoň částečně obnovují obraz tradičního rozložení úrovně plodnosti z počátku 90. let 20. století.

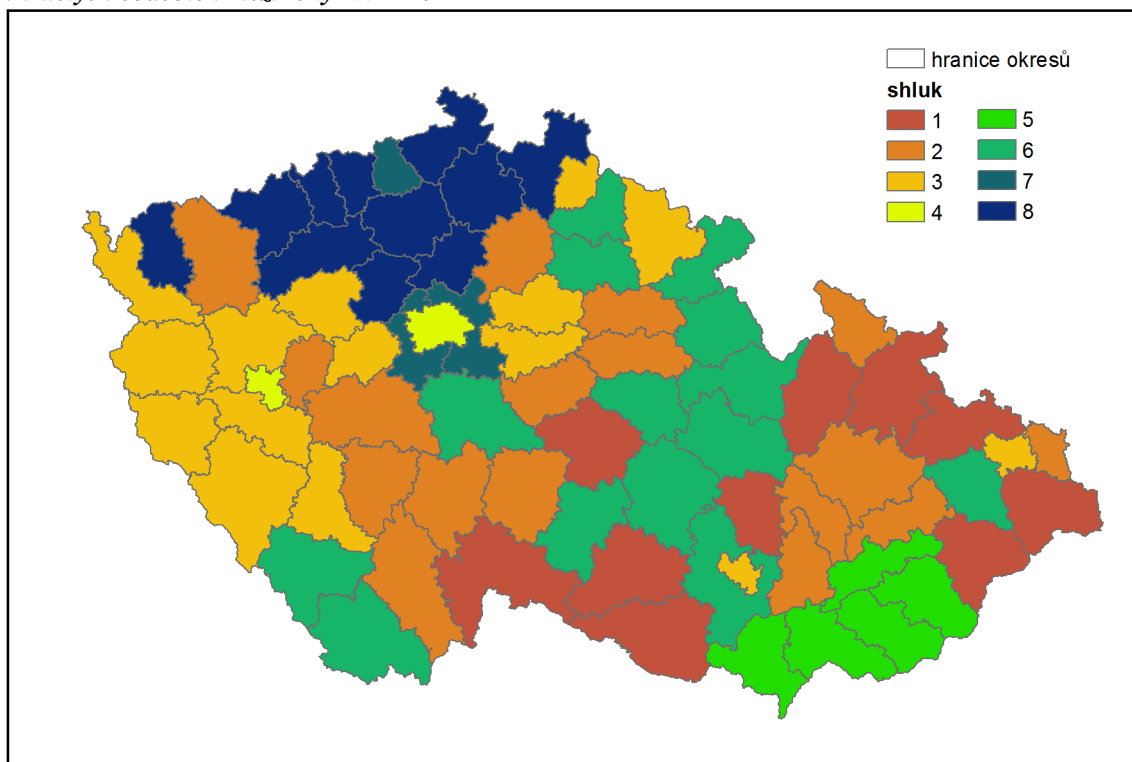
Tab. 33 – Hodnoty Spearmanova korelačního koeficientu podle úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1991–2008

Období	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
1991–1993	1,000	0,700	0,550	0,150	0,005	-0,105	-0,027	-0,016
1994–1996	0,700	1,000	0,720	0,352	0,224	0,175	0,150	0,133
1997–1999	0,550	0,720	1,000	0,640	0,509	0,360	0,353	0,296
2000–2002	0,150	0,352	0,640	1,000	0,807	0,700	0,655	0,378
2003–2005	0,005	0,224	0,509	0,807	1,000	0,823	0,749	0,487
2006–2008	-0,105	0,175	0,360	0,700	0,823	1,000	0,817	0,564
2009–2011	-0,027	0,150	0,353	0,655	0,749	0,817	1,000	0,727
2012–2014	-0,016	0,133	0,296	0,378	0,487	0,564	0,727	1,000

Poznámky: Za okres Jeseník v období 1991–1993 se použila hodnota za okres Šumperk, z kterého se v roce 1996 Jeseník vyčlenil.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Obr. 17 – Okresy České republiky podle shluků na základě shlukové analýzy úhrnné plodnosti v tříletých obdobích mezi roky 1991–2014



Poznámky: Hodnoty ukazatelů jsou standardizovány pomocí z-skórů. Podobnost se měří pomocí metody Eukleidovské vzdálenosti a ke shlukování se využívá Wardova metoda. Za okres Jeseník v období 1991–1993 se použila hodnota za okres Šumperk, z kterého se v roce 1996 Jeseník vyčlenil. Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Odlišný vývoj úhrnné plodnosti v okresech České republiky lze vystihnout pomocí shlukové analýzy. Jednotlivé shluky pak tvoří okresy s podobnými tendencemi vývoje úhrnné plodnosti. Podrobný dendrogram s okresy podle vzdálenosti je k dispozici v příloze (č. 33). Shluk (č. 6, viz obr. 17) s nadprůměrnými hodnotami úhrnné plodnosti na počátku a i zhruba uprostřed sledovaného období, avšak s průměrnou úrovní plodnosti v letech 2012–2014 (viz tab. 34), tvoří zejména okresy na historické hranici území Čech a Moravy. Další skupina okresů (č. 5) s vysokými intenzitami plodnosti v letech 1991–1993, u které ovšem došlo k přesunu směrem k dlouhodobě podprůměrným hodnotám, se rozkládá na jižní Moravě.

Geograficky nesourodý shluk č.1 tvoří převážně moravské okresy, které se z vyšších hodnot úhrnné plodnosti propadly do podprůměrných, aby se vzápětí více přiblížily celostátním hodnotám. Okresy Praha-východ, Praha-západ a Ústí nad Labem (shluk č. 7) zvýšily intenzitu plodnosti z průměrných hodnot v období 1991–1993 na vysokou úroveň plodnosti mezi roky 2000–2002 a 2012–2014. Obdobně se úroveň plodnosti vyvíjela u okresů nacházejících se severně a severozápadně od hlavního města (shluk č. 8). Pouze v posledním sledovaném období se hodnoty úhrnné plodnosti snížily a přiblížily celorepublikové hodnotě. Další shluk (č.2), který netvoří geograficky jednotnou oblast (většina okresů se nachází v Jihočeském a Olomouckém kraji), se pohyboval okolo úrovně plodnosti České republiky, pouze zhruba uprostřed sledovaného období vykazoval méně intenzivní reprodukci. Jenom dva okresy (Hlavní město Praha a Plzeň-město) tvoří čtvrtý shluk, které dosahoval po celé období nízkých hodnot úhrnné plodnosti. Jde o okresy, které jsou z větší části tvořeny dvěma velkými městy. I poslední skupina (3) měla v období 1991–1993 podprůměrnou úroveň plodnosti, avšak v dalších obdobích svou úroveň plodnosti vůči ostatním okresům zvýšila a konvergovala k intenzitě plodnosti za Českou republiku. Tuto skupinu tvoří zejména okresy v jihozápadních a západních Čechách, ale také okresy spíše urbánního charakteru – Kolín, Nymburk Brno-město a Ostrava-město.

Tab. 34 – Shluky okresů České republiky podle rozpětí hodnot úhrnné plodnosti a úrovní plodnosti vůči hodnotě za Českou republiku

Shluk	Rozpětí hodnot úhrnné plodnosti			Úhrnná plodnost vůči hodnotě za ČR		
	1991–1993	2000–2002	2012–2014	1991–1993	2000–2002	2012–2014
1	1,74–1,95	1,10–1,16	1,40–1,54	+	-	0
2	1,67–1,85	1,09–1,18	1,35–1,52	0	-	0
3	1,61–1,79	1,12–1,24	1,41–1,53	-	0	0
4	1,54–1,54	1,09–1,12	1,40–1,41	-	-	-
5	1,74–1,79	1,03–1,14	1,35–1,39	+	-	-
6	1,79–1,92	1,15–1,25	1,41–1,60	+	+	0
7	1,69–1,80	1,21–1,31	1,57–1,68	0	+	+
8	1,71–1,82	1,20–1,26	1,42–1,60	0	+	0

Poznámky: + = nadprůměrné hodnoty; 0 = průměrné hodnoty; - = podprůměrné hodnoty

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Výsledky shlukové analýzy potvrdily výraznou změnu územního obrazu úhrnné plodnosti na okresní úrovni mezi roky 1991–2014, která byla ale pouze v obdobích let 2000–2008 doprovázena nárůstem okresní variability hodnot úhrnné plodnosti. Probíhající změny reprodukčního chování tak nemusí být vždy reflektovány v nárůstu ukazatelů regionální

variability. Naopak současný pokles úrovně regionální diference v letech 2012–2014, tak nemusí nutně znamenat, že neprobíhají žádné změny. Hodnoty Spearmanova korelačního koeficientu mezi posledními dvěma obdobími a změny územního obrazu plodnosti podle indexu regionální diference spíše napovídají, že regionální rozložení úrovně plodnosti není ustáleno. Zda se regionální rozložení plodnosti vrátí do svého původního stavu z počátku 90. let 20. století, nebo dozná alespoň dílčích změn není v době psaní této práce jasné.

Kapitola 9

Faktory regionální diferenciaci transversální plodnosti

Předchozí kapitola potvrdila, že ve sledovaném období této práce existovaly významné prostorové rozdíly podle úrovně plodnosti, proto má smysl zkoumat i faktory, které za těmito diferencemi stály. Navíc docházelo ke změně územního obrazu intenzit plodnosti a i úroveň regionální diferenciaci se měnila, což dále zdůvodňuje další analýzu.

Pro zkoumání vlivu determinant na regionální diferenciaci plodnosti bylo využito metody vícenásobné lineární regrese. Předpokládá se, že hodnoty úhrnné plodnosti na regionální úrovni by měly být z části vysvětleny pomocí dalších ukazatelů, respektive jejich lineární kombinací. Datové soubory pro statistickou analýzu obsahovaly hodnoty úhrnné plodnosti podle okresů České republiky zkonstruované za tři tříletá období (1992–1994, 2002–2004 a 2012–2014), které byly spočítány ze součtu živě narozených dětí podle věku matky a věkové struktury žen (střední stav) za jednotlivé roky. Ukazatel úhrnné plodnosti vstupoval do vícenásobné lineární regrese jako závislá proměnná.

Výběr období byl ovlivněn zejména rokem konání posledních sčítání lidu (1991, 2001 a 2011), které poskytují velkou šíři dostupných dat na regionální úrovni, jež byly často použity jako nezávislé proměnné. Kromě sčítání lidu byly použity i údaje z demografické evidence a to opět za roky 1991, 2001 a 2011. Jedinou výjimku tvoří ukazatel naděje dožití, který byl na okresní úrovni zkonstruován ČSÚ za pětiletá období (1986–1990, 1996–2000 a 2006–2010). Regresní model byl navrhnout a vypočítán za každé období zvlášť. Mezi působením vlivu faktorů charakterizujících region a naplněním reprodukčních ambicí populace na jedné straně a samotným narozením dítěte na druhé straně existuje časová prodleva, proto bylo nutné nastavit určitý časový odstup. V literatuře se nejčastěji používá jednoleté až dvouleté zpoždění (Sobotka, Skirbekk, Philipov, 2011). V této práci se využívá jedno až tříletá prodleva mezi rokem sčítání lidu a roky konstrukce úhrnné plodnosti za tříleté intervaly. Tento časový odstup byl zvolen jako nejvhodnější vzhledem k charakteru dostupných dat a výpočtu úhrnné plodnosti za tříletá období kvůli snížení vlivu náhodné složky.

Před konstrukcí regresního modelu bylo nutné splnit určité předpoklady, které jsou na tuto statistickou metodu kladeny. Zejména se jedná o měřítko proměnných vstupujících do modelů. V případě závislé proměnné se musí jednat o intervalové měřítko, jinak je nutné použít logistickou regresi. Nezávislé proměnné musí být měřeny na intervalové úrovni, nebo musí mít binární charakter.

Vzhledem k tomu, že vícenásobná lineární regrese měří pouze lineární závislost, tak právě i vztah mezi závislou proměnnou a nezávislými proměnnými by měl být lineární. Toho lze docílit grafickým porovnáním standardizovaných predikovaných hodnot a standardizovaných reziduí (grafy jsou uvedeno v přílohové části). V případě zachování předpokladu linearitě nesmí existovat mezi těmito hodnotami žádný vztah.

Důležitým předpokladem je i neexistence multikolinearity, respektive vzájemné korelace, proměnných, která zvyšuje šanci, že i statisticky signifikantní proměnná bude vyhodnocena jako nevýznamná právě z důvodu vysoké korelace s jinou nezávislou proměnnou (Hendl, 2004). K zhodnocení vliv multikolinearity byly v této práci použity hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu a ukazatele VIF (variance inflation factor, faktor zvětšení rozptylu). Vysokého hodnoty bivariační korelace i VIF naznačují problém s multikolinearitou. V případě úrovně VIF nad 5 je zařazení proměnné do modelu problematické, hodnota nad 10 může znehodnotit celý model. Hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu nad 0,7 jsou považovány za silné. Po zjištění multikolinearity v modelu byly odstraněny nadbytečné proměnné tak, aby se multikolinearita i bivariační korela snížily na únosné hodnoty a v regresy zůstaly proměnné, které byly s hodnotou závislé proměnné silněji korelovány. Tento postup maximalizuje podíl vysvětlené variability (viz níže). Hodnoty VIF pro faktory ve výsledných modelech byly znázorněny v tabulkách v textu, bivariační korelační koeficienty byly umístěny do přílohových tabulek.

Pro interpretaci síly závislosti byly použity a uvedeny v tabulkách standardizované regresní koeficienty beta, jejichž výhoda spočívá v tom, že jsou rezistentní vůči odlišným jednotkám ukazatelů. Vypovídají o tom, o kolik směrodatných odchylek se změní závisle proměnná, když se nezávislá proměnná změní o jednu směrodatnou odchylku, při zachování hodnot ostatních proměnných (Hank, 2001). Standardizované koeficienty beta jsou vhodné pro měření relativní síly vlivu, lze tak zjistit, jaká proměnná měla větší vliv než jiná. Tyto koeficienty se pohybují v rozmezí -1 až 1. Nestandardizované varianty koeficientu beta jsou uvedeny v příloze včetně jejich 95% intervalů spolehlivosti a vypovídají o absolutní síle závislosti. Rozmezí u nich není nijak omezeno. Pro každý model byl také vypočítán podíl vysvětlené variability (rozptylu závislé proměnné) pomocí ukazatele R^2 , který hodnotí adekvátnost použitého modelu. F test signifikace potom určí, zda hodnota vysvětlované proměnné závisí na hodnotách nezávislých proměnných.

Pro všechna tři modelovaná období bylo vybráno 26 totožných ukazatelů, respektive nezávislých proměnných (viz tab. 35). Ve všech případech se jedná o intervalové měřítko, ale proměnné mohou mít odlišný rozměr. Jejich výběr byl řízen snahou o zastoupením proměnných charakterizujících odlišné jevy, které by mohly mít vztah k úrovni plodnosti na regionální úrovni (viz kapitola 3), a o srovnatelnost v různých obdobích. V neposlední řadě byla volba ukazatelů omezena dostupností dat. Často byly ukazatele vymezeny určitým věkovým rozpětím. V případě ženy se nejčastěji jednalo o věkovou skupinu 20–39 let, protože v ní se odehrává většina reprodukce. Ukazatele by úpravou pro mladší a starší ženy, které mají na úroveň plodnosti menší vliv, ztratily část své vypovídající schopnosti. Muži mají delší reprodukční období, proto byla v jejich případě délka intervalu prodloužena na 20–44 let. Podíl

vysokoškolsky vzdělané populace se vypočítal pro osoby od 25 let, protože v nižších věcích není tato úroveň vzdělání často dokončena.

Tab. 35 – Ukazatele vstupující do vícenásobné lineární regrese podle okresů České republiky

Skupina faktorů, ukazatel	Zdroj dat a období
Socioekonomické	
Podíl nezaměstnaných žen z ekon. akt. žen ve věku 20–39 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl nezaměstnaných mužů z ekon. akt. mužů ve věku 20–44 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl žen pracujících v priméru* z ekon. akt. žen ve věku 20–39 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl žen pracujících v terciéru** z ekon. akt. žen ve věku 20–39 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl mužů pracujících v priméru* z ekon. akt. mužů ve věku 20–44 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl mužů pracujících v terciéru** z ekon. akt. mužů ve věku 20–44 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl žen se základním vzděláním nebo nižším z žen ve věku 20–39 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl mužů se základním vzděláním nebo nižším z mužů ve věku 20–44 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl žen s vysokoškolským vzděláním z žen ve věku 25–39 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl mužů s vysokoškolským vzděláním z mužů ve věku 25–44 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl studujících z žen ve věku 19–25 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Sociokulturní	
Podíl svobodných žen z žen ve věku 20–39 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl živě narozených dětí mimo manželství (v %)	Demografická evidence 1991, 2001 a 2011
Podíl indukovaných potratů ze všech potratů (v %)	Demografická evidence 1991, 2001 a 2011
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl žen hlásících se k římskokatolické církvi z žen ve věku 20–39 let (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Sociogeografické	
Podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel, střední stav (v %)	Bilance obcí 1991, 2001 a 2011
Podíl rodinných domů z obydlených domů (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl domů postavených během posledních deseti let z obydlených domů (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl obydlených bytů v nájemním bydlení (v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl obyvatel narozených v obci trvalého pobytu (rodáci, v %)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Hrubá míra migračního salda (v ‰)	Demografická evidence 1991, 2001 a 2011
Demografické	
Kohortní plodnost za ženy ve věku 45–49 let (průměrný počet dětí na jednu ženu)	SLDB 1991, 2001 a 2011
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci, střední stav (v %)	Bilance okresů 1991, 2001 a 2011
Průměrný věk matky při narození dítěte (v letech)	Demografická evidence 1991, 2001 a 2012
Naděje dožití žen (v letech)	Úmrtnostní tabulky za okresy v období 1986–1990, 1996–2000 a 2006–2010

Poznámky: *Zemědělství, lesnictví a rybolov, **Zahrnuje terciér, kvartér a kvintér

Vypočtené ukazatele ze sčítání lidu vycházely vždy ze zjištěných hodnot. Odlišné zastoupení nezjištěných odpovědí v různých otázkách by totiž mohlo proměnné a následně i výsledky značně zkreslit. Vzhledem k tomu, že jsou nezávislé proměnné vztaženy k hodnotám úhrnné plodnosti podle okresu trvalého bydliště, tak i proměnné ze sčítání lidu byly vypočteny za trvalý pobyt, ačkoliv ve sčítání lidu 2011 bylo možné využít i výsledky za obvyklý pobyt. Na okresní úrovni se mohou ovšem výsledky sčítání lidu podle trvalého a obvyklého pobytu značně

lišit (viz podkapitola 4.1), proto byly i z posledního sčítání lidu využita data za trvalý pobyt, která jsou navíc lépe srovnatelná s minulými sčítáními.

9.1 Vícenásobná lineární regrese za období 1992–1994

Z původních dvaceti šesti ukazatelů se jejich počet, který zůstal po splnění všech požadavků kladených na regresní model se závislou proměnnou úhrnnou plodností za období 1992–1994, snížil na devět. Obsahuje tři proměnné, které by mohly být považovány za socioekonomické (podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39 let, podíl žen pracujících v terciéru ve věku 20–39 let, podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let), dva ukazatele charakterizující spíše sociokulturní faktory (podíl svobodných žen ve věku 20–39 let a podíl žen hlásících se k římskokatolické církvi ve věku 20–39 let), tři sociogeografické determinanty (podíl rodinných domů, podíl domů postavených během posledních deseti let a hrubou míra migračního salda) a jednu demografickou charakteristiku (kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let).

V roce 1991 dosahovala nezaměstnanost žen a i rozdíly podle okresů minimálních hodnot (viz tab. 36). Rozpětí se pohybovalo mezi 1,4 % a 3,5 %. Struktura zaměstnanosti podle hlavních sektorů se naopak výrazně lišila. Ženy pracující v terciérním a vyšším odvětví tvořily od 39,1 % až do 77,7 % zaměstnaných. Vyšší hodnoty byly pochopitelně typická pro velká města. Hlavní město Praha s 77,8 % mělo o 12 p. b. více zaměstnaných žen v terciéru než druhý okres v pořadí (Plzeň-město). Podíl vysokoškolsky vzdělaných žen byl v roce 1991 ještě poměrně nízký. Nejnižších hodnot dosahovaly okresy severozápadních Čech (Sokol, Děčín a Cheb), zatímco nejvyšších okresy tvořené pouze městy (Hlavní město Praha, Brno-město a Plzeň-město).

Praha i Brno měly i nejvyšší podíly svobodných žen, které tvořily nejmenší část populace ve venkovských okresech u Plzně (Plzeň-jih a Plzeň-sever). Okresní variabilita ukazatele podílu žen hlásících se k římskokatolické církvi byla nejvyšší ze všech nezávislých proměnných ve finálním modelu. Okresy na jižní Moravě a na Vysočině dosahovaly tradičně nejvyššího stupně religiozity. Na druhé straně se potom nacházely hornické a průmyslové okresy Rakovník, Kladno a Most.

Rodinné domy byly zastoupeny pouze mírně nadpoloviční většinou ve vysoce urbanizovaných okresech, zatímco okolo 90 % jich bylo v převážně venkovských okresech. Vůbec nejnižších hodnot dosahovaly jihomoravské okresy. Výstavba domovního fondu nebyla v 80. letech 20. století nijak intenzivní, tudíž dosahoval podíl nově vystavených domů během dekády před rokem 1991 rozpětí mezi 5,1 % a 12,6 %. Nejvíce výstavba zaostávala v hornických okresech (Kladno a Sokolov), naopak relativně nejvíce častá byla v okresech Břeclav, Česká Lípa a Hodonín. Migračně nejatraktivnějším okresem byly v roce 1991 České Budějovice následované Hlavním městem Prahou. Pelhřimov a dva středočeské okresy (Benešov a Příbram) vykazovaly největší úbytek mechanickou měnou.

Tradiční intenzitu plodnosti v daném okrese reprezentuje ukazatel kohortní plodnosti žen v nejmladší pětileté věkové skupině s ukončenou reprodukcí (45–49 let). Z dat sčítání lidu 1991 vyplynulo, že se v okresích České republiky pohyboval v rozmezí 1,6–2,4 dítěte na jednu

ženu. Nejnižší úroveň kohortní plodnosti dosahovaly ženy v čistě městských okresech (Hlavní město Praha, Brno-město a Plzeň-město). Naopak okresy nacházející se zejména na jižní Moravě a na Vysočině tvořily ženy reprodukčně neaktivnější.

Tab. 36 – Popisná statistika nezávislých proměnných za rok 1991, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, model 1992–1994

Ukazatel	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka	Průměr
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39 let	1,4	3,5	0,5	2,2
Podíl žen pracujících v terciéru ve věku 20–39 let	39,1	77,8	6,8	51,3
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	5,0	21,6	2,6	8,2
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	9,8	19,0	1,6	12,5
Podíl žen hlásících se k římskokatolické církvi ve věku 20–39 let	10,9	76,6	17,3	35,9
Podíl rodinných domů	56,5	95,2	9,7	84,2
Podíl domů postavených během posledních deseti let	5,1	12,6	1,7	8,6
Hrubá míra migračního salda	-4,4	5,5	1,8	-0,2
Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let	1,6	2,4	0,1	2,1

Do regresní analýzy za rok 1992–1994 vstupovalo 76 okresů. Okres Jeseník vznikl totiž až k 1. 1. 1996 a data jsou vymezena územní strukturou daného roku. Regresní model byl vyhodnocen jako vhodný pro vysvětlení závislé proměnné – koeficient determinace (R^2) dosáhl hodnoty 0,668 a F test prokázal, že se významně liší od nuly a nezávislé proměnné se podstatně podílejí na vysvětlení závislé proměnné. Lineární vztah mezi závislou proměnnou a dalšími ukazateli byl prokázán pomocí bodového grafu standardizovaných očekávaných hodnot a standardizovaných reziduí (viz příloha 34). S růstem predikovaných hodnot nedošlo k nárůstu rozptylu nebo hodnot reziduí, takže předpoklad linearity nebyl narušen. Nejsilnější hodnota Pearsonova korelačního koeficientu mezi nezávislými proměnnými byla -0,583 (viz příloha 35) a hodnoty VIF nikde nepřekročily hranici 5 (viz tab. 37), tudíž multikolinearita nezkreslovala tento model.

Z proměnných zařazených do finálního modelu dosáhly pouze dvě významnosti alespoň na 95% hladině významnosti, z toho jeden dokonce na 99 % hladině. Vyšší podíl žen pracujících v terciérním (nebo vyšším) sektoru, který vedl k nižší úrovni úhrnné plodnosti v okrese, byl jedním z nich (viz tab. 37). Tento ukazatel měl větší sílu (standardizovaný koeficient beta dosáhla hodnoty -0,291) než podíl vysokoškolsky vzdělaných (0,129), což lze interpretovat tak, že spíše struktura zaměstnanosti než úroveň vzdělání měla vliv na intenzitu plodnosti. Druhou signifikantní proměnnou byla kohortní plodnost ve věku 45–49. Velmi vysoká hodnota standardizovaného koeficientu beta 0,755 prokázala podstatný vliv intenzity plodnosti v minulosti na úroveň plodnosti v letech 1992–1994 a na stálost prostorových vzorců reprodukčního chování podle okresů minimálně od 70. let 20. století až do počátku 90. let (nestandardizované koeficienty beta a 95% intervaly spolehlivosti jsou uvedeny v příloze 36).

Ostatní proměnné nebylo podstatné pro vysvětlení úrovně plodnosti podle testů statistické signifikance. Vzhledem k tomu, že data jsou ze základního souboru, tak je ovšem na místě výsledky těchto testů nepřeceňovat. Díky charakteru dat totiž není třeba usuzovat na situaci v základní souboru, respektive provádět statistickou indukci (Soukup a Rabušic, 2007). Všechny naměřené rozdíly jsou skutečné, některé jsou větší, jiné menší, což pak následně

odpovídá i výsledkům testů signifikace – malé rozdíly jsou interpretovány jako nevýznamné, velké jako významné. Testy statistické signifikance zde tedy slouží spíše jako pomůcka pro interpretaci síly vztahu.

Tab. 37 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 1992–1994

Ukazatel	Standardizovaný koeficient beta	Sig.	VIF
Konstanta	-	0,000**	-
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39	-0,079	0,419	1,9
Podíl žen pracujících v terciéru ve věku 20–39	-0,291	0,030*	3,4
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	0,129	0,395	4,5
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	-0,021	0,856	2,6
Podíl žen hlásících se k římskokatolické církvi ve věku 20–39 let	-0,185	0,139	3,0
Podíl rodinných domů	-0,053	0,651	2,7
Podíl domů postavených během posledních deseti let	0,040	0,654	1,6
Hrubá míra migračního salda	0,071	0,345	1,1
Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let	0,755	0,000**	4,8
Počet jednotek		76	
R ²		0,668	
F test sig.		0,000	

Poznámky:*na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Nezaměstnanost žen neměla na intenzitu plodnosti velký vliv, což bylo zřejmě způsobeno nízkou variabilitou ukazatele. Podíl svobodných žen také neměl velký význam, zatímco jiný sociokulturní faktor, podíl žen hlásících se k římskokatolické církvi, dosahoval třetí nejvyšší hodnoty standardizovaného koeficientu beta v modelu (-0,185). Překvapivý byl v tomto ohledu směr vztahu, který indikoval vliv na nižší úroveň plodnosti v religióznějších okresech při kontrole dalších proměnných. Z modelu tedy vyplývá, že spíše tradiční prorodinné reprodukční chování (vysoká hodnota kohortní plodnosti) a nízké zastoupení žen pracujících v terciérním a vyšším sektoru hospodářství, než samotná příslušnost ke katolické církvi, vede k vyšší úrovni plodnosti v okresech v období 1992–1994.

Sociogeografické determinanty, respektive kontextuální faktory daného regionu, měly velmi nízký vliv na regionální úroveň plodnosti. Hrubá míra migračního salda měla z této skupiny proměnných relativně větší vliv – standardizovaný koeficientu beta dosahoval hodnoty 0,071. Atraktivita okresu pro nastěhování tak měla mírně pozitivní vztah k intenzitě plodnosti.

9.2 Vícenásobná lineární regrese za období 2002–2004

Oproti předchozímu období se počet ukazatelů, které byly použity ve finálním modelu vícenásobné lineární regrese se závislou proměnnou úhrnnou plodností v období 2002–2004, snížil z devíti na pět. Zároveň došlo i k výrazné obměně ukazatelů. V obou modelech byly zastoupeny pouze podíl žen s vysokoškolským vzděláním ve věku 25–39 let a podíl svobodných žen ve věku 20–39 let. Mezi roky 2002–2004 lépe vysvětlovala variabilitu v okresech nezaměstnanost mužů než žen (konkrétně podíl nezaměstnaných mužů ve věku 20–44 let).

Význam ukazatele zahrnujícího vliv náboženského vyznání byl zachován, byť se tentokrát jednalo o obecný podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi. Z demografických faktorů se do modelu tentokrát dostal podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci okresu, ze kterého lze usuzovat na nedávnou úroveň plodnosti a zároveň na migrační atraktivitu pro rodiny s dětmi. Zatímco dva sociokulturní ukazatele se objevily ve výsledných modelech pro období 1992 až 1994 a 2002 až 2004, tak v případě sociogeografických proměnných se jejich počet snížil ze tří na žádný.

Nárůst nezaměstnanosti po konci socialismu v České republice se projevil i na nezaměstnanosti mužů, která se pohybovala mezi 4,0 % a 26,7 %, přičemž narostla výrazně i variabilita (viz tab. 38). Více než pětina nezaměstnanost se v roce 2001 objevila v okresech severozápadní Čech a severní Moravy, přičemž celorepubliková hodnota byla 10,6 % (aritmetický průměr za okresy 10,3 %). Zvýšil se, byť mírně, i podíl žen s vysokoškolským vzděláním, který se pohyboval v rozmezí 5,6 % a 23,5 %. Naopak, rapidní nárůst vzhledem k hodnotovým změnám české společnosti v 90. letech 20. století zaznamenal ukazatel podílu svobodných žen, jež se zhruba trojnásobil. Úroveň regionální diferenciace se ovšem zvýšila pouze mírně a územní obraz této proměnné zůstal podobný roku 1991. I v roce 2001 byla nejvyšší variabilita zaznamenaná u proměnné vztahující se k náboženskému vyznání. Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi se pohyboval mezi 10,3 % a 66,6 % a jeho územní rozložení bylo obdobné jako v roce 1991. Podíl dětí ve věku zhruba základní školní docházky varioval v rozmezí hodnot 8,9 % a 12,3 %, přičemž nejmenší byl ve stoprocentně urbanizovaných okresech (Hlavní město Praha, Plzeň-město a Brno-město) a největší v okresech Sokolov, Žďár nad Sázavou a Tachov.

Tab. 38 – Popisná statistika nezávislých proměnných za rok 2001, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, model 2002–2004

Ukazatel	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka	Průměr
Podíl nezaměstnaných mužů ve věku 20–44 let	4,0	26,7	5,0	10,3
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	5,6	23,5	3,0	10,1
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	28,2	41,9	2,6	32,5
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	10,3	66,5	13,7	29,5
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	8,9	12,3	0,6	11,1

V období 2002–2004 se počet sledovaných jednotek rozrostl na 77, protože vznikl okres Jeseník. Podíl vysvětlené variability byl podstatně nižší než v předchozím období (0,353), přesto bylo F testem prokázáno, že nezávislé proměnné přispívají k vysvětlení úhrnné plodnosti v letech 2002–2004. Nízké hodnoty koeficientu determinace oproti ostatním modelům zřejmě souvisí s tím, že šlo o období s nejnižší úrovní regionální diferenciace úhrnné plodnosti a zároveň začalo docházet k prostorově odlišnému nárůstu hodnot úhrnné plodnosti. Územní obraz plodnosti byl tedy v etapě výrazných změn, kdy bylo obtížné odhadnout vliv faktorů na hodnotu úhrnné plodnosti.

Bodový graf standardizovaných predikovaných hodnot se standardizovanými rezidui ani tentokrát neprokázal vztah mezi proměnnými, což lze považovat za důkaz lineárních vazeb v regresním modelu (viz příloha 37). Multikolinearita nezávislých ukazatelů také nebyla potvrzena, protože Pearsonovy korelační koeficienty nikdy nepřekročily hranici +/- 0,7

(nejsilnější naměřená hodnota byla -0,626, (viz příloha 38). Také hodnota VIF byla výrazně nižší než problematických 5 (viz tab. 39).

Nejsilnějším ukazatelem, který ovlivňoval regionální diferenciace úhrnné plodnosti mezi roky 2002–2004, byl podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi (viz tab. 39). Standardizovaný beta koeficient dosáhl hodnoty -0,567 (nestandardizované koeficienty beta a 95% intervaly spolehlivosti jsou uvedeny v příloze 39). Zdá se tedy, že okresy s vysokým zastoupením katolíků, kteří kladou důraz na tradiční normy rodinného uspořádání, reagovaly negativně z pohledu reprodukčního chování na hodnotové změny související s liberalizací a individualizací společnosti. Tento jev se dá vykládat ze strukturálního pohledu (spíše katolíci budou odkládat narození dítěte až po sňatku), ale i z kontextové perspektivy daného okresu (sociální kontrola reprodukčního chování).

Další velmi silnou proměnnou byl podíl dětí ve věku 6–14 let (standardizovaný koeficient beta 0,316). Nejedná se pouze o vliv nedávné intenzity plodnosti, ale i o migračně atraktivní okresy pro mladé lidi s dětmi. Další proměnné už tak výrazně nepřispívají k vysvětlení okresní variability plodnosti v letech 2002 až 2004. I přes výrazný nárůst nezaměstnanosti a její variability nedošlo k výraznějšímu vysvětlení závislé proměnné s přispěním míry nezaměstnanosti žen v regresním modelu. Podíl vysokoškolsky vzdělaných žen i podíl svobodných žen vykazovaly kladné a obdobně nízké hodnoty standardizovaného koeficientu beta (0,054 a 0,039), z kterých není možné usuzovat žádné závěry.

Tab. 39 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2002–2004

Ukazatel	Standardizovaný koeficient beta	Sig.	VIF
Konstanta	-	0,000**	-
Podíl nezaměstnaných mužů ve věku 20–44 let	0,066	0,587	1,6
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	0,054	0,701	2,2
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	0,039	0,768	1,9
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	-0,567	0,000**	1,5
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	0,316	0,032*	2,3
Počet jednotek		77	
R ²		0,353	
F test sig.		0,000	

Poznámky:*na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

9.3 Vícenásobná lineární regrese za období 2012–2014

Počet nezávislých proměnných, které zůstaly v konečném modelu vícenásobné lineární regrese po splnění předpokladů kladených na tuto statistickou metodu, a měly tak určitý vliv na úroveň úhrnné plodnosti v okresech České republiky za období 2012–2014, vzrostl opět na devět, tedy na stejný počet jako v regresním modelu za roky 1992–1994. Do modelu byly zahrnuty tři socioekonomické faktory (podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39 let, podíl mužů pracujících v terciéru ve věku 20–44 let a podíl žen s vysokoškolským vzděláním ve věku 25–39 let), tři sociokulturní determinanty (podíl svobodných žen ve věku 20–39 let, podíl indukovaných

potratů a podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi), dva sociogeografické ukazatele (podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel a podíl domů postavených během posledních deseti let) a výčet doplňovala demografická proměnná podílu dětí ve věku 6–14 let v populaci.

Na rozdíl od předchozího období, kde měl větší vysvětlovací schopnost ukazatel nezaměstnanosti mužů, tak v modelu za roky 2012–2014 se ukázala být podstatnější nezaměstnanost žen, která se v tomto období pohybovala mezi 6,8 % a 19,5 % (viz tab. 40). Nejnižších dosahovaly okresy Hlavní město Prahy a jejího zázemí a Mladá Boleslav. Problémy s nezaměstnaností žen měly hlavně v severozápadních Čechách a v periferních okresech Olomouckého kraje (Bruntál a Jeseník). Další socioekonomická charakteristika, podíl pracovníků mužského pohlaví v terciérním a vyšším sektoru hospodářství, se nacházela v rozmezí 34,8 % a 77,4 %. Vyšší hodnoty se týkaly okresů tvořených velkými městy a nižší potom spíše průmyslovým okresům (např. Mladá Boleslav). I ve třetím období se do regresního modelu dostal podíl vysokoškolsky vzdělaných žen, který opět vzrostl až na rozmezí mezi 9,4 % a 35,4 %, přičemž územní obraz zůstal zachován.

Ve všech modelech se také objevil a další nárůst úrovně zaznamenal i sociokulturní ukazatel podílu svobodných žen, jehož celorepubliková hodnota se přiblížila polovičnímu zastoupení v populaci ve věku 20–39 let. Nejnižší hodnoty bychom našli ve Středočeském kraji, zatímco nejvyšší podíl svobodných byl v severozápadních Čechách a na severu Olomouckého kraje. Oproti roku 2001 šlo o poměrně výraznou změnu územního rozložení. Poprvé se v regresním modelu objevil i podíl indukovaných potratů, jehož rozpětí se pohybovalo mezi 45,7 % až 80,0 %. Z regionálního pohledu byl tento ukazatel poměrně dost roztržštěn – nejnižší hodnoty měly nejčastěji okresy z Vysočiny, naopak nejvyšší Nymburk, Mladá Boleslav a Jičín. Poslední sociokulturní ukazatel v modelu, podíl katolíků, se na celorepublikové úrovni mezi roky 2001 a 2011 propadl ze zhruba 30,0 % na 20,0 %. Zároveň se zachoval regionální obraz tohoto jevu.

Tab. 40 – Popisná statistika nezávislých proměnných za rok 2011, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, model 2012–2014

Ukazatel	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka	Průměr
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39 let	6,8	19,5	2,7	11,9
Podíl mužů pracujících v terciéru ve věku 20–44 let	34,8	77,4	8,1	45,9
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	9,4	35,4	4,7	18,3
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	40,9	56,3	3,1	48,4
Podíl indukovaných potratů	45,7	80,0	6,5	60,4
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	4,3	54,1	11,6	18,4
Podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel	39,4	100,0	14,2	65,9
Podíl domů postavených během posledních deseti let	7,5	30,6	3,6	12,0
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	6,4	9,4	0,5	8,2

Míra urbanizace měřená jako podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel zasáhla do modelu vůbec poprvé a pohybovala se mezi 39,4 % (Rakovník) a 100,0 % (Hlavní město Praha a Brno-město). Druhý sociogeografický ukazatel, podíl domů postavených do deseti let od roku 2011, se na nejvyšší hodnoty dostal v okresech Praha-východ a Praha-západ s 30,0% hodnotou. Naopak ve výstavbě domovního fondu zaostávaly Jeseník, Děčín a Bruntál (okolo 8,0 %). Pokles demografického ukazatele podílu dětí ve věku 6–14 let na rozmezí hodnot 6,4 % až

9,4 % bylo důsledkem nižších intenzit plodnosti v předchozích letech před rokem 2011. Nejnižší zastoupení dětské složky populace tvoří výrazně městské regiony, zatímco nejvyšší suburbánní okresy u Hlavní města Prahy.

Prezentovaný regresní model měl výrazně vyšší vysvětlovací schopnost než v minulém období. Koeficient determinace totiž dosáhl hodnoty 0,631 a F test prokázal signifikantní vliv nezávislých proměnných na okresní variabilitu hodnot úhrnné plodnost v letech 2012–2014 (viz tab. 41). Vyšší schopnost faktorů model vysvětlit zřejmě souvisí se zvětšením územních rozdílů v úrovni plodnosti od začátku nového tisíciletí a se stabilizací intenzit plodnosti v posledních letech. Lineární vztah mezi nezávislými proměnnými a závislou proměnou byl prokázán bodovým grafem standardizovaných predikovaných hodnot a standardizovaných reziduí, který zobrazoval jednotlivé body bez jakéhokoli čitelného vzorce (viz příloha 40). Problém s multikolinearitou rovněž nebyl zaznamenán, když nejsilnější hodnota tohoto bivariačního korelačního koeficientu byla 0,647 (viz příloha 41) a úroveň VIF pro jednotlivé proměnné nepřesáhla hranici hodnoty 5 (viz tab. 41).

Tab. 41 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2012–2014

Ukazatel	Standardizovaný koeficient beta	Sig.	VIF
Konstanta	-	0,000**	-
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39 let	-0,227	0,067	2,7
Podíl mužů pracujících v terciéru ve věku 20–44 let	0,219	0,108	3,3
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	0,296	0,063	4,4
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	-0,436	0,003**	3,7
Podíl indukovaných potratů	-0,064	0,486	1,5
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	-0,372	0,003**	2,6
Podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel	0,104	0,406	2,8
Podíl domů postavených během posledních deseti let	-0,191	0,179	3,6
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	0,600	0,000**	2,2
Počet jednotek		77	
R ²		0,631	
F test sig.		0,000	

Poznámky:*na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Podstatně silné působení ukazatelů na úroveň úhrnné plodnosti bylo prokázáno u tří faktorů. Vůbec nejvyšších hodnot standardizovaného koeficientu beta dosáhl podíl dětské složky v populaci (0,600), který tak byl vyšší než v předchozím období. Atraktivita okresů pro rodinný život jako Praha-východ, Praha-západ a Brno-venkov tak byla značná. Dalším silnou determinantů plodnosti se ukázal být podíl svobodných žen, který má ovšem zápornou hodnotu -0,436. Opět tento výsledek v podstatě dokazuje atraktivitu některých okresů pro tradiční rodinný život, protože právě v okresech s vysokou intenzitou plodnosti byl vypočítán nízký podíl svobodných, respektive v podstatě vysoký podíl vdaných. Posledním ukazatel se silným a také záporným vztahem k závislé proměnné byl podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi, standardizovaný koeficient beta dosáhl hodnoty -0,372 (nestandardizované koeficienty beta a 95% intervaly spolehlivosti jsou uvedeny v příloze 42). Interpretace tohoto výsledku je

totožná jako v minulém období. Restrikce směrem k uspořádání rodinného života vedou k nižší úrovni plodnosti v okresech.

Socioekonomické faktory regionální diferenciacie plodnosti dosahovaly v kontrastu s předchozím obdobím vyššího vlivu na závislou proměnnou. Nejsilnější vztah, který byl zároveň pozitivní, měl ukazatel podílu žen s vysokoškolským vzděláním (standardizovaný koeficient beta 0,296). Vliv úrovně vzdělání na variabilitu plodnosti podle okresů tak v posledním sledovaném období vzrostl. O něco méně silný avšak záporný vztah k úrovni plodnosti měl podíl nezaměstnaných žen (standardizovaný koeficient beta -0,027). Kladná vazba o hodnotě koeficientu 0,219 souvisela s častějším zastoupením mužů pracujících v terciárním nebo vyšším sektoru. Obraz plodnosti vykreslený za pomoci socioekonomických determinant vypadá tak, že regiony se vzdělanější populací, která pracuje v zaměstnáních s obvykle vyšší přidanou hodnotou, dosahovaly vyšších intenzit plodnosti než okresy s vysokou ženskou nezaměstnaností.

Sociogeografický faktor podílu nově postavených domů dosahoval ještě poměrně silné a zároveň překvapivě záporné vazby na intenzitu plodnosti při nezměněné hodnotě ostatních, v modelu přítomných proměnných (standardizovaný koeficient beta -0,191). Nejslabšího vlivu regionální diferenciacie plodnosti dosahovala míra urbanizace a podíl indukovaných potratů.

9.4 Vícenásobná lineární regrese za období 2012–2014, rozšířený model

Některé ukazatele bylo možné získat pouze k poslednímu sledovanému období, jiné nebylo možné srovnávat mezi jednotlivými roky, a proto byl vytvořen ještě jeden model se závislou proměnnou úhrnnou plodností za roky 2012–2014, který byl rozšířen o dalších pět ukazatelů vstupujících do vícenásobné lineární regrese (viz tab. 42). Hlavní třídy zaměstnání byly převzaty ze sčítání lidu 2011, kde byla použita klasifikace CZ-ISCO, která není srovnatelná s klasifikacemi použitými v předchozích sčítáních. Vytvořený ukazatel udával podíl žen (nebo mužů) ve věku 20–39 (respektive 44) let s vyššími příjmy, které byly definovány hlavními třídami zaměstnání s nejvyšší mediánovou hrubou měsíční mzdou v roce 2011.

Vzhledem k vysokému podílu nezjištěný odpovědí na otázku směřující k náboženskému vyznání, jež mohou výsledky zkreslovat, byl zahrnut alternativní ukazatel, který by měl vést k identifikaci religiózně založených regionů, a to podíl volebních hlasů pro KDU-ČSL ve volbách do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky v roce 2010. Z dat již zaniklého Ústavu pro informace ve vzdělávání a okresních bilancí (střední stav) sestavovaných Českým statistickým úřadem bylo možné sestavit podíl dětí navštěvující předškolní zařízení péče o děti zhruba ve věku 3–6 let. Nejde o striktně přesný ukazatel, protože byly k dispozici pouze celkové počty dětí navštěvující tyto typy zařízení, avšak předpokládá se, že šlo obvykle právě o děti ve věku 3–6 let. Poslední nově zařazený ukazatel vychází z dat sčítání lidu 2011 a odvozených hospodařících domácností. Byl tak vypočítán podíl žen ve věku 20–39 let, co žili v domácnosti sami.

Z nově zařazených proměnných se ve výsledném rozšířeném modelu pro období 2012–2014 objevila dvě – podíl žen s vyššími příjmy a podíl dětí navštěvující předškolní zařízení. Ženy pracující v zaměstnáních s průměrnou vyšší mzdou byly nejobvyklejší ve velkých městských okresech a jejich zázemí, naopak nejméně časté v okresech Tachov, Cheb a Česká Lípa. Dostupnost zařízení péče o předškolní děti se pohybovala ve značném rozmezí od 53,7 % do 89,5 %, přičemž nejnižších hodnot bylo dosaženo v okresech zázemí Hlavní města Prahy a nejvyšších v okresech Pelhřimov, Semily a Uherské Hradiště.

Tab. 42 – Ukazatele pro rozšířený model vícenásobné lineární regrese podle okresů České republiky za roky 2012–2014

Skupina faktorů, ukazatel	Zdroj dat a období
Socioekonomické	
Podíl žen pracujících v zaměstnáních s vyššími příjmy* z ekon. aktiv. žen ve věku 20–39 let (v %)	SLDB 2011
Podíl mužů pracujících v zaměstnáních s vyššími příjmy* z ekon. aktiv. mužů ve věku 20–44 let (v %)	SLDB 2011
Sociokulturní	
Podíl volebních hlasů pro KDU–ČSL	Poslanecké volby 2010, ČSÚ
Sociogeografické	
Podíl dětí navštěvující předškolní zařízení z dětí ve věku 3–6 let (v %)	Ústav pro informace ve vzdělávání, bilance okresů 2011
Demografické	
Podíl žen ve věku 20–39 let v domácnosti jednotlivce z hospod. dom. (v %)	SLDB 2011

Poznámky: *Hlavní třídy zaměstnání s nejvyšší mediánovou hrubou mzdou v roce 2011 – zákonodárci a řídící pracovníci, specialisté, techničtí a odborní pracovníci

Tab. 43 – Popisná statistika nezávislých proměnných, vícenásobná lineární regrese za okresy České republiky, rozšířený model 2012–2014

Ukazatel	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka	Průměr
Podíl žen pracujících v zaměstnáních s vyššími příjmy ve věku 20–39 let	34,0	64,2	5,3	47,0
Podíl dětí navštěvující předškolní zařízení	53,7	89,5	7,0	77,8

Pomocí rozšířeného modelu se podíl vysvětlené variability zvýšil pouze nepatrně z hodnoty 0,631 na 0,638, přičemž F test pochopitelně stále potvrdil schopnost nezávislých proměnných vysvětlit závislou (viz tab. 44). Bodový graf tradičně používaný k dokreslení splnění požadavku linearitativy modelu je uveden v příloze 43 a opět nevykazuje žádný jednoznačný vzorec. Absence výrazné multikolinearity byla potvrzena pomocí hodnot Pearsonova korelačního koeficientu mezi nezávislými proměnnými (maximální hodnota 0,688, viz příloha 44) a díky VIF pod 5 (viz tab. 44).

Z nově zařazených proměnných do výsledného regresního modelu dosahoval většího vlivu na intenzitu plodnosti podíl žen v zaměstnáních, kde pobírají vyšší příjmem se standardizovaným koeficientem beta 0,286. Tento ukazatel vykazoval vysokou multikolinearitu s podílem vysokoškolsky vzdělaných žen, přičemž byl vybrán do modelu z důvodu větší vysvětlovací schopnosti. Dostupnost zařízení péče o předškolní dítě dosahovala hodnoty standardizovaného koeficientu beta -0,105 (nestandardizované koeficienty beta a 95% intervaly spolehlivosti jsou uvedeny v příloze 45). Záporný směr vlivu zřejmě pramení z toho, že

v okresech s vysokou úrovní plodnosti nezbyvá dostatek míst pro předškolní děti. Výsledek tedy nelze interpretovat v původně očekávaném vztahu tak, že nízká dostupnost zařízení o děti vede k nižší intenzitě plodnosti v okresech. U dalších proměnných se směr standardizovaného koeficientu beta neměnil, pouze se částečně změnila jeho síla. To se týkalo vlivu míry nezaměstnanosti žen, která se zvýšila (standardizovaný koeficient beta -0,318), zatímco sociokulturní charakteristiky méně vysvětlovaly okresní variabilitu plodnosti. V případě podílu svobodných žen dosahoval standardizovaný koeficient beta hodnoty -0,299 a u podílu osob římskokatolického vyznání -0,235. Poslední zmiňovaný ukazatel vysoce koreloval s podílem volebních hlasů pro KDU–ČSL (Pearsonův korelační koeficient byl 0,942). Jeho schopnost vysvětlit závislou proměnnou byla ovšem vyšší, proto byl použit ukazatel ze sčítání lidu 2011. Nepotvrdila se tak možnost nižší kvality dat u náboženského vyznání, v kontextu interpretace variability okresní úrovně plodnosti, z důvodu vysoké míry nezjištěných odpovědí.

Tab. 44 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy České republiky, závislá proměnná úhrnná plodnost v letech 2012–2014, rozšířený model

Ukazatel	Standardizovaný koeficient beta	Sig.	VIF
Konstanta	-	0,000**	-
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39	-0,318	0,013**	2,8
Podíl mužů pracujících v terciéru ve věku 20–44	0,144	0,332	4,0
Podíl žen pracujících v zaměstnáních s vyššími příjmy ve věku 20–39 let	0,286	0,043*	3,5
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	-0,299	0,069	4,8
Podíl indukovaných potratů	-0,085	0,366	1,6
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	-0,235	0,024*	1,9
Podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel	0,065	0,621	3,1
Podíl domů postavených během posledních deseti let	-0,173	0,226	3,6
Podíl dětí navštěvující předškolní zařízení	-0,105	0,415	3,0
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	0,534	0,000**	2,1
Počet jednotek		77	
R ²		0,638	
F test sig.		0,000	

Poznámky: *na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Některé z ukazatelů, které vstupovaly z počátku do regresní analýzy, byly vždy vyřazeny z důvodu multikolinearity nezávislých proměnných a nikdy se nedostaly do žádného finálního regresního modelu. Ze socioekonomických faktorů šlo o podíly žen (nebo mužů) zaměstnaných v priméru. Lepší vysvětlovací schopnost měly ukazatele vztahující se k terciérními a vyššímu sektoru hospodářství. V případě úrovně vzdělání se ukázal jako nejvhodnější ukazatel podílu vysokoškolsky vzdělaných žen, zatímco vysokoškolsky vzdělaní muži, ženy nebo muži se základním nebo nižším vzděláním či studující ženy měly na hodnoty úhrnné plodnosti menší vliv.

Ze sociokulturních charakteristik se do finálního modelu nikdy nedostal podíl dětí narozených mimo manželství. Velmi často totiž silně koreloval zejména s podílem svobodných žen (např. v posledním období byla hodnota Pearsonova korelačního koeficientu 0,786), ale i s mírou nezaměstnanosti žen i mužů.

Kontextový ukazatel podílu bytů v nájemním bydlení zase nejsilněji negativně koreloval s podílem rodinným domů (hodnota korelace $-0,821$ za model 2012–2014) a pozitivně i s podílem svobodných žen. Další sociogeografická proměnná regionu, podíl narozených v obcích trvalého pobytu, byla zase kontrolována podílem osob s římskokatolickou příslušností (úroveň korelace $0,732$ za poslední sledované období).

Významná demografická charakteristika v kontextu odkládání rození dětí, průměrný věk matky při narození dítěte, byla v modelech většinou nahrazena podílem vysokoškolsky vzdělaných žen (korelační koeficient $0,780$ v letech 2012–2014). Naděje dožití žen charakterizující určitou úroveň života v okrese byla korelována s velkým množstvím dalších proměnných a díky vysoké multikolinearitě tak vždy z modelů vypadla. Proměnná podílu žen v hospodářské domácnosti jednotlivce, která byla zařazena do rozšířeného modelu za období 2012–2014, měla výrazně kladnou hodnotu bivariačního korelačního koeficientu ($0,721$) s podílem obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel a silně zápornou s podílem katolíků ($-0,603$).

Nezařazení výše uvedených proměnných do regresních modelů neznamená, že by neměly potenciál vysvětlit určitou část regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky. V jednotlivých modelech se pouze vždy našly proměnné, u nichž byla síla vztahu k intenzitě plodnosti vyšší, a tudíž byly použity.

Kapitola 10

Závěr

Pokles kohortní plodnosti generace žen s již ukončenou reprodukcí pod dvě děti na jednu ženu zaznamenaný poprvé ve sčítání lidu 2011 dává další význam snaze o pochopení diferencí plodnosti v prostředí České republiky. Rozdíly v hodnotách kohortní plodnosti v různých skupinách obyvatelstva i identifikace faktorů, které mohou mít vliv na odlišné úrovně plodnosti v těchto sub-populacích, může pomoci pochopit mechanismy reprodukčního chování české populace a případně přizpůsobit dotčené politiky, aby byl další předpokládaný pokles pod dvě děti na jednu ženu v dalších generacích co možná nejnižší (Šprocha, 2014).

Potvrdilo se, že rodinný stav je stále klíčovým faktorem plodnosti. Téměř ve všech modelech byla proměnná významná minimálně na 5% hladině významnosti. Alespoň jednou vdané ženy měly ve všech analyzovaných věkových skupinách výrazně vyšší šanci na to mít dítě, než ho nemít, přičemž s rostoucím věkem tento poměr šancí ještě vzrostl. Šance na vyšší počet dětí (3 nebo 4+) oproti referenčním dvěma dětem byla ve většině modelů vyšší. Výjimkou byly svobodné ženy ve věkových kategoriích 25–29 a 45–49, které měly prokazatelně vyšší poměr šancí na čtyři a více dětí. Alespoň jednou vdané páry a hospodařící domácnosti složené z manželského páru dosahovaly bez rozlišení věku vyššího poměru šancí mít závislé dítě ve věku 0 až 2 roky než svobodné páry a hospodařící domácnosti ve faktickém manželství. Toto tvrzení platilo ve věkových kategoriích do 30–34 let. Ve starších skupinách se ovšem obrátilo a vyšší šanci měly svobodné páry a fiktivní manželé. Hypotézu H1a tak lze přijmout a hypotézu H1b z větší části potvrdit – z generačního pohledu mají svobodné ženy nižší počet dětí, avšak ke konci reprodukčního období je jejich šance mít dítě ve věku 0–2 let vyšší.

I když se obecně s růstem příjmu ženy snižuje šance mít dítě oproti tomu žádné nemít, jak tvrdí i hypotéza H2, tak toto neplatí u věkové skupiny 40–44 let a výše. Některé příjmové kategorie nebyly v modelu 1b významné, ale prokázalo se, že ženy s vyšším příjmem měly vyšší šance mít dítě než ekonomicky neaktivní a nezaměstnané bez předchozího zaměstnání, které tak skončily spíše bezdětné. Nižší šance na vyšší počet dětí oproti referenčním dvěma dětem byla s rostoucím příjmem ženy prokázána. Hypotéza H2 tak byla přijata až na drobnou výjimku, která se týká vyšší bezdětnosti žen z nejnižších sociálních skupin. Proměnná hlavní třídy zaměstnání byla statisticky významná minimálně na 5% hladině významnosti ve zhruba 4 z 5 případů.

Nižší poměr šancí na narození dítěte s rostoucím nejvyšším ukončeným vzděláním platí od žen se středním vzděláním bez maturity až po vysokoškolsky vzdělané ženy. Skupina žen s nejnižší úrovní vzdělání (základní nebo nižší) dosahuje nejvyšší šance na narození dítěte pouze v nejmladší analyzované věkové skupině 25–29 let. Mezi všemi ženami ve věku 15 let a více a ve věkové skupině 30–34 let je šance na bezdětnost této skupiny vyšší než u žen se středním vzděláním bez maturity, u starších zkoumaných věkových skupin je dokonce vyšší než u žen se středním vzděláním s maturitou. Šance na vyšší počet dětí (3 nebo 4 a více) oproti dvěma dětem skutečně klesají s rostoucím nejvyšším ukončeným vzděláním a to téměř ve všech věkových skupinách, přičemž poměr šancí na 4 a více dětí oproti dvěma dětem je výrazně vyšší u žen se základním nebo nižším vzděláním. Za zmínku ovšem stojí, že u žen ve věku 35–39 byly poměry šancí na narození tří dětí vůči dvěma obdobně u středoškolsky i vysokoškolsky vzdělaných žen. Obdobně jako předchozí hypotézu, tak i H3a lze přijmout s přihlédnutím k výjimečnému postavení žen s nejnižší úrovní vzdělání, které naplňují oba extrémy – oproti ostatním ženám zůstávají častěji bezdětné, ale zároveň mívají i nejvyšší počet dětí. Téměř všechny modely potvrdily statistický významný vliv nejvyššího ukončeného vzdělání na počet živě narozených dětí.

Hypotéza H3b se týkala vlivu nejvyššího ukončeného vzdělání muže a ženy na existenci závislého dítěte ve věku 0–2 let. Potvrdilo se, že ve většině modelů jsou rozdíly mezi skupinami vzdělání větší u žen než u mužů. Vzdělání žen tedy v souladu s hypotézou více diferencuje počet závislých dětí. Obtížněji jsou ovšem interpretovatelné výsledky směru závislosti mezi nejvyšším ukončeným vzděláním žen i mužů a přítomností závislého dítěte ve věku 0–2 let. Výsledky do velké míry souvisí s časováním rození dětí. Ve věkových skupinách 20–24 a 25–29 let u mužů i v případě žen lze ještě nalézt souvislost mezi vyšším vzděláním a nepřítomností dítěte ve věku 0–2 let v domácnosti. U starších věkových skupin se směr závislosti obrací. Vždy mají například nejvyšší poměr šancí vysokoškolsky vzdělaní muži i ženy, kteří zakládají rodinu později než osoby s nižší úrovní vzdělání. Ve všech modelech byly proměnné statisticky významné na 1% hladině významnosti. Tato část hypotézy H3b tedy nebyla potvrzena.

Hypotéza H4, která tvrdí, že pracující muži mají vyšší šanci na to být otcem dítěte ve věku 0–2 let, také nebyla zcela potvrzena. V souhrnném modelu (3a) za všechny věkové kategorie žen mají sice pracující muži signifikantně větší šanci než nepracující, nicméně oproti nezaměstnaným nebyly rozdíly potvrzeny a v dalších modelech podle věkové skupiny ženy (3b–3e) nejsou výsledky často statisticky průkazné, nebo dávají nepracujícím větší šance na otcovství. Nejednoznačné výsledky jsou možná odrazem toho, že ani pracující muž nemusí zajistit dostatečný příjem pro rodinu a příjmový efekt nemusí být tak výrazně odlišný od nezaměstnaného nebo nepracujícího (ekonomicky neaktivního).

Ani poslední hypotézu nelze přijmout, protože modely téměř vždy vyhodnotily kategorii postavení v zaměstnání muže „nedefinováno“ (ekonomicky neaktivní a nezaměstnaný bez předchozího zaměstnání) jako statisticky nevýznamnou. Pouze v modelu, kde se partnerka nacházela ve věkové kategorii 30–34 let, měla tato skupina mužů nižší šanci být otcem dítěte ve věku 0–2 let než zaměstnaní. Výsledky napovídají, že pro ženy v České republice nemusí být špatné pracovní postavení partnera na pracovním trhu překážkou pro narození dítěte, což může být důkazem emancipace stejně jako důvěrou v záchrannou síť sociálního státu.

Potvrzeny úplně nebo částečně byly hypotézy H1a a H1b, H2, H3a a H3b, zatímco hypotézy H4 a H5 nemohly být přijaty. Rodinný stav ženy i kombinovaný rodinný stav obou partnerů, typ domácnosti, příjem ženy a nejvyšší ukončené vzdělání obou partnerů se ukázaly být jako statisticky významné proměnné přispívající do modelů, zatímco ekonomická aktivita a postavení v zaměstnání u mužů ve většině modelů vliv neměly. Zdá se tedy, že náklady ušlých příležitostí u žen (respektive cenový efekt) jsou podstatnější než příjmový efekt u mužů pro vysvětlení plodnosti v České republice. Toto tvrzení tak potvrzuje správnost snahy o podporu politik související se slučováním rodinné i pracovní kariéry ženy.

Jelikož jsou hypotézy postavené na studiu odborné literatury zejména z evropského prostředí a s přihlédnutím k výsledkům provedených studií z Česka, tak právě vyvrácení hypotéz H4 a H5 je poměrně překvapivé. Zatímco negativním vlivem zaměstnanosti žen na úroveň plodnosti se podobáme zemím jižní Evropy, tak neprokázanou asociací mezi zaměstnaností muže a počtem narozených dětí partnerce se naopak od zemí s tradičním postavením muže a ženy v rodině a na pracovním trhu lišíme. Toto zjištění nás více přibližuje severským zemím, kde tento vliv také nebyl prokázán.

Analýza vlivu faktorů na regionální diferenciacie plodnosti umožnila použití většího množství proměnných v regresních modelech a postihla více období, zatímco její nevýhoda spočívá v problematičnosti usuzování na individuální reprodukční chování z agregovaných dat. Pro zhodnocení vlivu faktorů na regionální diferenciaci transverzální plodnosti bylo nutné nejprve popsat obecný vývoj úrovně variability plodnosti a případných změn územního obrazu plodnosti. Mezi roky 1991–2014 byly v okresech České republiky obvyklejší spíše konvergenční tendence úrovně úhrnné plodnosti navzdory poměrně výrazné proměně okresního rozložení intenzit plodnosti. Pouze v letech 2000 až 2008, kdy docházelo k proměně okresního obrazu plodnosti a zároveň i k nárůstu intenzit plodnosti, došlo k zvýšení regionální variability. V posledním sledovaném období let 2012–2014 lze sledovat další územní proměny, ačkoliv úroveň regionální diferenciacie plodnosti klesá.

V odlišných obdobích působily na různě velkou okresní variabilitu plodnosti rozdílné faktory. Na počátku 90. let 20. století byla nejvýznamnějším faktorem pro odhad úrovně transverzální plodnosti v regionu kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let, tedy v podstatě tradiční intenzita reprodukčního chování v okrese, jež byla asociována silně a kladně s úhrnnou plodností. Po ní následoval socioekonomický ukazatel podílu žen pracujících v terciálním a vyšším sektoru hospodářství s negativním vlivem. V době výrazného poklesu úrovně plodnosti, ke kterému v tomto období docházelo, dosahovaly nízké úrovně plodnosti zejména ty okresy, ve kterých se historicky rodilo méně dětí a zároveň měly vysoké zastoupení žen v terciálním a vyšším sektoru.

O zhruba dekádu později, v období 2002–2004, kdy se hodnota úhrnné plodnosti v České republice pomalu zvyšovala, se jako nejpodstatnější determinanta ukázal být podíl osob hlásících se k římskokatolické církvi. Okresy s vysokým podílem těchto osob dosahovaly nižší úrovně plodnosti. Jejich obyvatelstvo tak spíše nedokázalo sladit hodnotové a ekonomické změny probíhající více intenzivně od 90. let 20. století se svým reprodukčním chováním, než obyvatelstvo v méně religiózních regionech.

V podmínkách stabilnějšího reprodukčního režimu posledních let se jako nejpodstatnější faktor regionální diferenciaci úrovně plodnosti ukázal být podíl dětí ve věku 6–14 let jako odraz úrovně transversální plodnosti v nedávném období a atraktivitu regionu pro rodiny s dětmi. Nízký podíl svobodných (v podstatě vysoký podíl vdaných) žen také odráží k rodinám příznivé prostředí některých regionů. Obdobně jako v předchozím období, tak i v tomto byla míra religiozity podstatnou silou, která vedla ke snižování okresní úrovně plodnosti.

Předpokládaný vliv úrovně vzdělání na regionální diferenciaci úrovně plodnosti nebyl tak výrazný, jak se očekávalo dle hypotézy H6. V období let 2012–2014 byl tento vliv nejsilnější (a kladný), nicméně zařazení ukazatele udávajícího zastoupení žen pracujících v zaměstnáních s vyššími příjmy úrovně plodnosti v regionech lépe vysvětlovalo. Také míra nezaměstnanosti žen v posledním sledovaném období přispěla k lepšímu vysvětlení variability plodnosti, přičemž zjištěn byl záporný vztah. Socioekonomické ukazatele dobře vysvětlovaly pokles intenzit plodnosti na počátku 90. let 20. století, ale i současné územní rozdíly, nicméně vliv úrovně vzdělání nebyl tak podstatný, jak předpokládala hypotéza H6.

Ještě významnější vliv na úroveň plodnosti v okresech měly sociokulturní rozdíly, které byly podstatné ve všech obdobích. Nejprve tradičně vysoká regionální intenzita plodnosti přispěla k vyšší úrovni plodnosti okresů v období poklesu intenzit plodnosti na počátku sledovaného období. Poté religiozita okresu významně (a negativně) ovlivnila zvyšování úhrnné plodnosti v okresech od počátku 21. století, což bylo období s relativně nízkou variabilitou úhrnné plodnosti, kde byl vliv faktorů obtížně čitelný a vysvětlovací schopnost modelu nejmenší. Sociokulturní determinanty pak výrazně přispívají i ke stávajícím regionálním rozdílům. Hypotéza H7 tak byla jednoznačně přijata.

Sociogeografické, respektive kontextové faktory, většinou ve schopnosti vysvětlit okresní variabilitu plodnosti zaostávaly za sociokulturními a socioekonomickými. Pouze v období 2012–2014 se atraktivita regionu pro rodiny s dětmi projevila skrz ukazatele podílu dětské složky a svobodných žen. Obdobně jako ve studii Kulu a Boyla (2009) tak i v této práci vliv strukturálních charakteristik regionu převýšil kontextové determinanty.

Výsledky regresních modelů pro faktory kohortní plodnosti v roce 2011 i faktory regionální diferenciaci transversální plodnosti, kde byla závisle proměnná úhrnná plodnost z let 2012–2014 vztahována k ukazatelům většinou z roku 2011, nebyly vždy totožné. Shoda panovala v interpretaci vlivu rodinného stavu (svobodní měly negativní vliv na úroveň plodnosti) i nízké významnosti socioekonomických charakteristik mužů, respektive partnerů. Naopak odlišné výsledky byly modelovány v případě nejvyššího ukončeného vzdělání a výše příjmu ženy. Zatímco v případě kohortní plodnosti mělo nejvyšší ukončené vzdělání negativní vztah k úrovni plodnosti a vyšší vliv než výše příjmu ženy, tak u transversální plodnosti nebyl dopad podílu vysokoškolsky vzdělaných žen tak silný (spíše mírně pozitivní) a navíc byl z větší části potlačen podílem žen v zaměstnáních s vyšším příjmem. Odlišnost výsledků zřejmě souvisí s rozdílnou úrovní analýzy. Zatímco faktory kohortní plodnosti byly modelovány na individuální úrovni, tak na determinanty regionální diferenciaci transversální plodnosti měl vliv agregovaný typ analýzy. Významnější dopad podílu vysokoškolsky vzdělaných žen byl zaznamenán až v posledním období, což zřejmě souvisí s výraznějším zastoupením této skupiny v populaci.

V kontextu vývoje úrovně plodnosti a provedených analýz, lze tedy vytvořit předpoklad, že budoucí intenzita plodnosti v České republice bude značně záviset na tom, jak vysokoškolsky vzdělané ženy, jejichž podíl bude dále narůstat, harmonizují pracovní a rodinný život, aby naplnily své reprodukční ambice. Některé známky toho, že se jim to začíná dařit, přinesla i tato práce. Dalším podstatným faktorem případného dalšího nárůstu intenzit plodnosti bude to, zda ženy žijící v religióznějších okresech lépe sladí své hodnotové schéma s celospolečenskými změnami, kterých jsme byli v posledním čtvrtstoletí svědky. Pokud k tomu dojde, tak to zřejmě přispěje i ke snížení regionální diferenciacie plodnosti a k částečnému návratu územního obrazu plodnosti z počátku 90. let 20. století.

SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

- ALDERS, Marten. 2000. Cohort fertility of migrant women in the Netherlands. *Paper for the BSPS-NVD-URU Conference*, 31 August – 1 September 2000, Utrecht, the Netherlands. Dostupné z:
<http://www.cbs.nl/NR/rdonlyres/DFC60648-6E68-428D-9481F16978D62C77/0/papernvd31080001.pdf>
- BARTOŇOVÁ, Dagmar. 1999. Vývoj regionální diferenciace věkové struktury se zřetelem k územním rozdílům ve vývoji reprodukce v České republice. *Geografie – Sborník ČGS*. 1999, roč. 104, č. 1, s. 13–23. ISSN 1212-0014.
- BARTOŇOVÁ, Dagmar 2001. Demografické chování populace České republiky v regionálním a evropském kontextu. In HAMPL, Martin (ed.). *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. Praha: DemoArt, 2001, s. 45–73. ISBN 80-902686-6-8.
- BARTUS, Tamás et al. 2013. The effect of education on second births in Hungary: A test of the time-squeeze, self-selection, and partner-effect hypotheses. *Demographic Research*. 2013, vol. 28, p. 1–32. ISSN 1435-9871. Dostupné z:
<http://demographic-research.org/volumes/vol28/1/28-1.pdf>
- BASTEN, Stuart, HUININK, Johannes, KLÜSENER, Sebastian 2011. Spatial Variation of Sub-national Fertility Trends in Austria, Germany and Switzerland. *Comparative Population Studies*. 2011, vol. 36, no. 2–3, p. 573–614. ISSN 1869-8999. Dostupné z:
<http://www.comparativepopulationstudies.de/index.php/CPoS/article/view/79/71>
- BAUDIN, Thomas. 2015. Religion and fertility: The French connection. *Demographic Research*. 2015, vol. 32, p. 397–420. ISSN 1435-9871. Dostupné z:
<http://www.demographic-research.org/volumes/vol32/13/32-13.pdf>
- BECKER, Gary S. 1960. An Economic Analysis of Fertility. In: *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton: Princeton University Press, 1960, p. 209–231. ISBN 0870143026.

- BERNINGER, Ina, WEIB, Bernd, WAGNER, Michael. 2011. On the links between employment, partnership quality, and the desire to have a first child: The case of West Germany. *Demographic Research*. 2011, vol. 24, p. 579–610. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://demographic-research.org/volumes/vol24/24/24-24.pdf>
- BHROLCHÁIN, Máire Ní, BEAUJOUAN, Éva. 2012. Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment. *Population Studies*. 2012, vol. 66, no. 3, p. 311–327. ISSN 0032-4728.
- BILLARI, Francesco C., KOHLER, Hans-Peter. 2000. The impact of union formation dynamics on first births in West Germany and Italy: are there signs of convergence? [online]. *MPIDR working paper*. 2000, no. 8, 37 p. [cit. 2015-05-15]. Dostupný z: <http://www.demogr.mpg.de/Papers/Working/wp-2000-008.pdf>
- BONGAARTS, John, FEENEY, Griffith. 1998. On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*. 1998, vol. 24, no. 2, p. 271–291. ISSN 0098-7921.
- BOYLE, Paul. 2003. Population geography : does geography matter in fertility research? *Progress in Human Geography*. 2003, vol. 27, no. 5, s. 615–626. ISSN 0309-1325.
- BRAND, Jennie E., DAVIS, Dwight. 2011. Diverse The Impact of College Education on Fertility: Evidence for Heterogeneous Effects. *Demography*. 2011, vol. 48, no. 3, p. 863–887. ISSN 0070-3370.
- BRUNETTA, Giovanna, ROTONDI, Graziano. 1991. Urban and rural fertility in Italy: Regional and temporal changes. In BÄHR, Jürgen, GANS, Paul. (ed.). *The Geographical approach to fertility*. Kiel: Geographisches Institut der Universität Kiel, 1991, p. 203–217. ISBN 3-923887-20-5.
- BURCIN, Boris, KUČERA, Tomáš, MAŠKOVÁ, Miroslava 1999. Regionální vývoj plodnosti a úmrtnosti v letech 1987–1998. In PAVLÍK, Zdeněk, KUČERA, Milan (ed). *Populační vývoj České republiky 1999*. Praha: Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze. 1999, s. 67–83. ISBN 80-902686-1-7.
- CAMAROTA, Steven A. 2005. *Birth Rates Among Immigrants in America - Comparing Fertility in the U.S. and Home Countries* [online]. Center for Immigration Studies, 2005 [cit. 2015-05-15]. Dostupné z: <http://cis.org/ImmigrantBirthRates-FertilityUS>
- COLEMAN, D. A. 2002. Population of the Industrial World – A Convergent demographic Community. *International Journal of Population Geography*. 2002, vol. 8, no. 5, p. 319–344. ISSN 1077-3495.
- COLEMAN, David., GARSSSEN, Joop. 2002. The Netherlands paradigm or exception in Western Europe's demography? *Demographic Research*. 2002, vol. 7, no. 12, p. 433–468. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol7/12/7-12.pdf>

- COMPTON, Paul. A. 1991. Is fertility in Western industrial countries amenable to geographical study? In BÄHR, Jürgen, GANS, Paul (ed.). *The Geographical approach to fertility*. Kiel: Geographisches Institut der Universität Kiel, 1991, p. 73–93. ISBN 3-923887-20-5.
- ČSÚ. 2006. *Porodnost a plodnost 2001–2005*. Praha. ČSÚ, 1. 12. 2006 [cit. 2015-05-15]. [Kap.] 4., Regionální rozdíly. Dostupné z: <http://csugeo.i-server.cz/csu/2006edicniplan.nsf/p/4008-06>
- ČSÚ. 2013. Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – Pramenné dílo [online]. Praha: Český statistický úřad 2013 [cit. 2014-05-31]. Dostupné z: http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/publ/24000-13-n_2013
- ČSÚ. 2014. Historie sčítání [online]. Praha: Český statistický úřad 2014 [cit. 2014-05-20]. Dostupné z: http://www.scitani.cz/sldb2011/redakce.nsf/i/historie_scitani
- de BEER, Joop, DEERENBERG, Ingeborg. 2007. An Explanatory Model for Projecting Regional Fertility Differences in the Netherlands. *Population Research and Policy Review*. 2007, vol. 26, no. 5–6, p. 511–528. ISSN 0167-5923.
- DORIUS, Shawn F. 2008. Global demographic convergence? A reconsideration of changing inter-country inequality in fertility. *Population and Development Review*. 2008, vol. 34, no. 3, p. 519–539. ISSN 1077-3495.
- EDIN, K., KEFALAS, M. 2005. *Promises I Can Keep: Why Poor Women Put Motherhood Before Marriage*.: University of California Press, 2005, 300 p. ISBN 0520241134.
- ETTLEROVÁ, Sylva, ŠŤASTNÁ, Anna. 2006. Harmonizace rodinných a pracovních povinností rodičů se závislými dětmi. *Demografie*. 2006, roč. 48, č. 1, s. 12–21. ISSN 0011-8265.
- EUROPEAN COMMISSION. *EU measures to tackle young unemployment* [online]. 8. 7. 2014 [cit. 2014-12-20]. Dostupné z: http://europa.eu/rapid/press-release_MEMO-14-466_en.htm
- FAGNANI, J. 1991. Fertility in France: The influence of urbanization. In BÄHR, Jürgen, GANS, Paul. (ed.). *The Geographical approach to fertility*. Kiel: Geographisches Institut der Universität Kiel, 1991, p. 165–173. ISBN 3-923887-20-5.
- FIALOVÁ, Ludmila., TUČEK, Milan. 1997. Názory na ideální počet dětí ve vybraných evropských zemích. *Demografie*. 1997, roč. 39, č. 1, s. 1–12. ISSN 0011-8265.
- FOKKEMA, Tineke, de VALK, Helga, de BEER, Joop, van DUIN, Coen. 2008. The Netherlands: Childbearing within the context of a “Poldermodel” society. *Demographic Research*. 2013, vol. 19, p. 743–794. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol19/21/19-21.pdf>

- FRANKLIN, Rachel, PLANE, David A. 2004. A Shift-Share Method for the Analysis of Regional Fertility Change: An Application to the Decline in Childbearing in Italy, 1952–1991. *Geographical Analysis*. 2004, vol. 36, no. 1, 21 p. ISSN 0016-7363.
- FREJKA, Tomas. 1980. Fertility trends and policies: Czechoslovakia in the 1970s. *Population and Development Review*. 1980, vol. 6, no. 1, p. 65–93. ISSN 0098-7921.
- FREJKA, Tomas. 2008 Birth regulation in Europe: Completing the contraceptive revolution. *Demographic Research*. 2008, vol. 19, p. 73–84. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol19/5/19-5.pdf>
- HANK, Karsten. 2001. Regional Fertility Differences in Western Germany: An Overview of Literature and Recent Descriptive Findings. *International Journal of Population Geography*. 2001, vol. 7, no. 4, p. 243–257. ISSN 1077-3495.
- HANK, Karsten. 2002. Regional Social Contexts and Individual Fertility Decisions: A Multilevel Analysis of First and Second Births in Western Germany. *DIW Berlin Discussion Paper*, no. 270, 30 p. ISBN 3-345-10015-3.
- HENDL, Jan. 2004. *Přehled statistických metod zpracování dat*. 1.vyd. Praha: Portál, 2004, 583 s. ISBN 80-7178-820-1.
- HOEM, Jan M., JALOVAARA, Marika, MUREŞAN, Cornelia. 2013. Recent fertility patterns of Finnish women by union status: A descriptive account. *Demographic Research*. 2013, vol. 28, p. 409–420. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol28/14/28-14.pdf>
- CHROMKOVÁ-MANEA, Beatrice. RABUŠIC, Ladislav, 2013. Male Fertility in the Czech Republic – First Empirical Evidence. *Demografie, Review for Population Research*. 2013, roč. 55, č. 4, s. 275–290. ISSN 0011-8265.
- KALIBOVÁ, Květa. 2001. Romové v Evropě z pohledu demografie. *Demografie*. 2001, roč. 43, č. 2, s. 125–132. ISSN 0011-8265.
- KALWIJ, Adriaan. 2010. The Impact of Family Policy Expenditure on Fertility in Western Europe. *Demography*. 2010, vol. 47, no. 2, p. 503–519. ISSN 0070-3370.
- KANTOROVÁ, Vladimíra. 2004. Education and Entry into Motherhood: The Czech Republic during State Socialism and the Transition Period (1970–1997). *Demographic Research*. 2004, special collection vol. 3, p. 245–274. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/special/3/10/s3-10.pdf>
- KEMPER, F-J. 1991. Recent developments in household and family structure and their impact on regional fertility differences. The example of the FRG. In BÄHR, Jürgen, GANS, Paul. (ed.). *The Geographical approach to fertility*. Kiel: Geographisches Institut der Universität Kiel, 1991, p. 219–228. ISBN 3-923887-20-5.

- KLASEN, Stephan. LAUNOV, Andrey. 2006. Analysis of the determinants of fertility decline in the Czech Republic. *Journal of Population Economics*. 2006, vol. 19, no. 1, p. 25–54. ISSN 0933-1433.
- KLESMENT, Martin, PUUR, Allan. 2010. Effects of education on second births before and after societal transition: Evidence from the Estonian GGS. *Demographic Research*. 2010, vol. 23, p. 891–932. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol22/28/22-28.pdf>
- KREIDL, Martin., ŠTÍTKOVÁ, Martina. 2012. Výskyt a načasování nesezdaných soužití v současné ČR. *Demografie*. 2012, roč. 54, č. 2, s. 120–137. ISSN 0011-8265.
- KULU, H., Boyle, P. J. 2009. High Fertility in City Suburbs: Compositional or Contextual Effects? *European Journal of Population*. 2009, vol. 25, no. 2, p. 157–174. ISSN 0168-6577.
- KURKIN, Roman. 2008. *Charakteristiky plodnosti imigrantů ve vyspělých zemích*. Praha. 2008. 54 s. Bakalářská práce (Bc). Univerzita Karlova. Přírodovědecká fakulta. Katedra demografie a geodemografie.
- KURKIN, Roman. 2010. *Vývoj plodnosti ve státech a regionech Evropské unie po roce 1991*. Praha. 2010. 108 s. Diplomová práce (Mgr). Univerzita Karlova. Přírodovědecká fakulta. Katedra demografie a geodemografie.
- KURTINOVÁ, Olga. 2015. A Brief Insight into Gender Inequalities in the Czech Labour Market. *Demografie*. 2015, roč. 57, č. 1, s. 5–20. ISSN 0011-8265.
- LANGHAMROVÁ, Jitka, FIALA, Tomáš. 2003. Kolik je vlastně Romů v České republice? *Demografie*. 2003, roč. 45, č. 1, s. 23–32. ISSN 0011-8265.
- LAPPEGÅRD, Trude. RØNSEN, Marit. 2013. Socioeconomic Differences in Multipartner Fertility Among Norwegian Men. *Demography*. 2013, vol. 50, no. 3, p. 1135–1153. ISSN 0070-3370.
- LIEFBROER, Aart C., CORIJN, Martine. 1999. Who, What, Where, and When? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labour Force Participation on Family Formation. *European Journal of Population*. 1999, vol. 15, no. 1, p. 45–75. ISSN 0168-6577.
- LUNDSTROM, Karin E., ANDERSSON, Gunnar. 2012. Labor market status, migrant status, and first childbearing in Sweden. *Demographic Research*. 2012, vol. 27, p. 719–742. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol27/25/27-25.pdf>
- MATYSIAK, Anna, VIGNOLI, Daniele. 2013. Diverse Effects of Women's Employment on Fertility: Insights From Italy and Poland. *European Journal of Population*. 2013, vol. 29, no. 3, p. 273–302. ISSN 0168-6577.

- NEELS, Karel, DE WACHTER, David. 2010. Postponement and recuperation of Belgian fertility: how are they related to rising female educational attainment? *Vienna Yearbook of Population Research 2010*. 2010, vol. 8, p. 77–106. ISSN 1728-5305.
- NEYER, Gerda. 2009. Rodinná politika a plodnost v Evropě: Pronatalitní politika v souvislosti s politikou genderovou, politikou zaměstnanosti a opatření týkajícími se péče o dítě. *Demografie*. 2009, roč. 51, č. 4, s. 235–251. ISSN 0011-8265.
- NOIN, Daniel, CHAUVIRÉ, Yvan. 1991. The Geographical disparities of fertility in France. In BÄHR, Jürgen, GANS, Paul. (ed.). *The Geographical approach to fertility*. Kiel : Geographisches Institut der Universität Kiel, 1991, p. 151–164. ISBN 3-923887-20-5.
- ÖZCAN, Berkay, MAYER, Karl Ulrich, LUEDICKE, Joerg. 2010. The impact of unemployment on the transition to parenthood. *Demographic Research*. 2010, vol. 23, p. 807–846. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol23/29/23-29.pdf>
- PAILHÉ, Ariane, SOLAZ, Anne. 2012 The influence of employment uncertainty on childbearing in France: A tempo or quantum effect? *Demographic Research*. 2012, vol. 26, p. 1–40. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol26/1/26-1.pdf>
- PEČENÝ, Michal. 2012. *Faktory plodnosti v okrese Most v období 2000–2010*. Praha. 2012. 97 s. Diplomová práce (Mgr). Univerzita Karlova. Přírodovědecká fakulta. Katedra demografie a geodemografie.
- POSPÍŠILOVÁ, Anna. 2009. *Imigranti v České republice a jejich reprodukční chování*. Praha. 2009. Diplomová práce (Mgr). Univerzita Karlova. Přírodovědecká fakulta. Katedra demografie a geodemografie.
- POTANČOKOVÁ, Michaela., SOBOTKA, Tomáš, PHILIPOV, Dimiter. 2008. Estimating Tempo Effect and Adjusted TFR [online]. *Documentation to the European Demographic Datasheet 2008*. 2008, 4 p. [cit. 2015 -05-01]. Dostupný z: http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/download/Tempo%20effect_Documentation_VID_23-07-2008.pdf
- Public Policy Institute of California. 2002. How fertility changes across immigrant generations [online]. *Public Policy Institute of California Research Brief*. 2002, no. 58, 2 p. [cit. 2015 -05-01]. Dostupné z: www.ppic.org/main/publication.asp?i=206
- RABUŠIČ, Ladislav, CHROMKOVÁ-MANEA, Beatrice. 2013. Velikost rodiny – postoje, normy a realita. *Demografie*. 2013, roč. 55, č. 3, s. 208–219. ISSN 0011-8265.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka. 2003. Generační plodnost v České republice na základě sčítání 2001. *Demografie*. 2003, roč. 45, č. 4, s. 255–263. ISSN 0011-8265.

- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka. 2004. Změny generační plodnosti v České republice se zaměřením na vzdělání žen. *Demografie*. 2004, roč. 46, č. 2, s. 77–90. ISSN 0011-8265.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka. 2007. Regionální diferenciacie plodnosti v průřezové a kohortní perspektivě. In KUČERA, Tomáš, POLÁŠEK, Vladimír (ed.). *Sborník příspěvků XXXVII. Výroční demografické konference České demografické společnosti*. Olomouc, 2007, s. 92–103.
- ŘEHÁKOVÁ, Blanka. 2000. Nebojte se logistické regrese. *Sociologický časopis*. 2000, vol. 36, no. 4, s. 475–492. ISSN 0038-0288.
- SANTARELLI, Elisabetta. 2011. Economic resources and the first child in Italy: A focus on income and job stability. *Demographic Research*. 2011, vol. 25, p. 311–336. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://demographic-research.org/volumes/vol25/9/25-9.pdf>
- SIGLE–RUSHTON, Wendy. 2009. Plodnost v Anglii a Walesu – nečekané souvislosti rodinné politiky? *Demografie*. 2009, roč. 51, č. 4, s. 258–265. ISSN 0011-8265.
- SIMONS, Leon A. et al. 2013. Childbearing history and late-life mortality: the Dubbo study of Australian elderly. *Age and Ageing*. 2013, vol. 41, no. 4, p. 523–528. ISSN 0002-0729.
- SOBOTKA, Tomáš, ADIGÜZEL, Feray. 2002. Religiosity and spatial demographic differences in the Netherlands [online]. *University of Groningen working paper*. 2002, 23 p. [cit. 2015-05-19]. Dostupné z: <https://www.rug.nl/research/portal/files/3036521/02F65.pdf>
- SOBOTKA, Tomáš. 2003. Změny v časování mateřství a pokles plodnosti v České republice v 90. letech. *Demografie*. 2003, roč. 45, č. 2, s. 77–87. ISSN 0011-8265.
- SOBOTKA, Tomáš et al. 2008. Czech Republic: A rapid transformation of fertility and family behaviour after the collapse of state socialism. *Demographic Research*. 2008, vol. 39, p. 406–454. ISSN 1435-9871. Dostupné z: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol19/14/19-14.pdf>
- SOBOTKA, Tomáš, SKIRBEKK, Vedard, PHILIPOV, Dimiter. 2011. Economic Recession and Fertility in the Developed World. *Population and Development Review*. 2011, vol. 37, no. 2, p. 267–306. ISSN 0098-7921.
- SOBOTÍK, Zdeněk. RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka. 1992. Úmrtnost a vzdělání v České republice. *Demografie*. 1992, roč. 34, č. 2, s. 97–105. ISSN 0011-8265.
- SOUKUP, Petr. RABUŠIC, Ladislav. 2007. Několik poznámek k jedné obsesi českých sociálních věd – statistické významnosti. *Sociologický časopis*. 2007, vol. 43, no. 2, s. 379–395. ISSN 0038-0288.

- SPURNÁ, Pavlína. 2008. Prostorová autokorelace – všudypřítomný jev při analýze prostorových dat? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*. 2008, 44, č. 4, s. 271–294. ISSN 0038-0288.
- ŠÍDLO, Luděk. 2004. *Regionální diferenciace úrovně a struktury plodnosti v Česku v období 1987–2002*. Praha. 2004. 70 s. Bakalářská práce (Bc). Univerzita Karlova. Přírodovědecká fakulta. Katedra demografie a geodemografie.
- ŠÍDLO, Luděk. 2008. Faktory ovlivňující regionální diferenciaci plodnosti v Česku na počátku 21. století. *Demografie*. 2008, roč. 50, č. 3, s. 153–172. ISSN 0011-8265.
- ŠPROCHA, Branislav. 2007. Plodnost' Rómov na Slovensku. *Demografie*. 2007, roč. 49, č. 3, s. 191–201. ISSN 0011-8265.
- ŠPROCHA, Branislav. 2014. Odkladanie a rekuperácie plodnosti v kohortnej perspektíve v Českej republike a na Slovensku. *Demografie*. 2014, roč. 56, č. 3, s. 219–233. ISSN 0011-8265.
- TOMEŠ, Jiří 2001. Současné tendence vývoje regionalní diferenciace ekonomiky v Evropě. In HAMPL, Martin (ed.). *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. Praha. DemoArt, 2001, s. 169–189. ISBN 80-902686-6-8.
- WILSON, M. 1991. Source of variation in the fertility of the post-transitional society. In BÄHR, Jürgen, GANS, Paul (ed.). *The Geographical approach to fertility*. Kiel : Geographisches Institut der Universität Kiel, 1991, p. 3–16. ISBN 3-923887-20-5.
- WILSON, Chris. 2001. On the scale of global demographic convergence 1950–2000. *Population and Development Review*. 2001, vol. 27, no. 1, p. 155–171. ISSN 0098-7921.
- ZELEŇÁKOVÁ, Šárka. 2007. *Rozvod a jeho dopad na děti v adolescentním věku*. Brno. 2007. 54 s. Bakalářská práce (Bc). Masarykova Univerzita. Pedagogická fakulta. Katedra sociální pedagogiky.
- ZVÁRA, Karel. *Biostatistika: analýza a metaanalýza dat*. 2. vyd. Praha: Karolinum, 2004, 213 s. ISBN 80-246-0739-5.

ZDROJE DAT

Bilance obcí 1991, 2001 a 2011

Bilance okresů 1991, 2001 a 2011

Demografická příručka 2013. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z:

http://www.czso.cz/csu/2014edicniplan.nsf/publ/130055-14-r_2014

Demografická ročenka 1991–2012. Praha: Český statistický úřad. Dostupný z:

https://www.czso.cz/csu/czso/casova_rada_demografie

Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014

Pohyb obyvatelstva v Českých zemích 1785 – 2013. Praha: Český statistický úřad. Dostupný

z: http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_hu

Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100. Praha: Český statistický úřad. Dostupný

z: <http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/p/4020-13>

Sčítání lidu 1991, databáze s výsledky sčítání

Sčítání lidu 2001, databáze s výsledky sčítání

Sčítání lidu 2011, databáze s výsledky sčítání

Úmrtnostní tabulky za okresy v období 1986–1990, 1996–2000 a 2006–2010. Praha: Český

statistický úřad. Dostupný z: https://www.czso.cz/csu/czso/umrtnostni_tabulky

PŘÍLOHY

Příloha 1 – Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a nejvyššího ukončeného vzdělání v roce 2011

Věková skupina	Základní nebo nižší	Střední bez maturity	Střední s maturitou	Nástavbové nebo vyšší odborné	Vysokoškolské	Nezjištěné	Celkem
15–19	217 435	12 976	20 625	252	–	29 218	280 506
20–24	29 555	48 876	185 317	14 156	34 288	18 119	330 311
25–29	23 636	61 608	119 091	26 627	97 823	22 286	351 071
30–34	27 361	96 984	151 274	36 474	85 587	24 199	421 879
35–39	26 117	147 533	148 341	27 473	62 798	20 596	432 858
40–44	23 445	115 387	123 678	16 473	48 739	14 463	342 185
45–49	33 259	108 703	120 096	16 941	48 977	12 554	340 530
50–54	52 052	114 836	94 346	17 407	41 779	10 941	331 361
55–59	91 267	126 641	99 626	20 301	35 873	10 051	383 759
60–64	87 613	134 179	110 776	20 969	28 193	9 189	390 919
65–69	93 103	86 180	76 682	16 732	26 693	6 966	306 356
70+	308 440	193 703	105 201	19 788	25 930	21 293	674 355
Nezjištěno	1 989	1 403	969	181	366	10 817	15 725
Celkem	1 015 272	1 249 009	1 356 022	233 774	537 046	210 692	4 601 815

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 2 – Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a hlavních tříd zaměstnání v roce 2011

Věková skupina	1	2	3	4	5	6
15–19	63	532	989	750	3 780	106
20–24	2 273	19 556	27 835	18 822	40 887	1 259
25–29	9 136	63 856	56 365	26 872	43 971	1 719
30–34	13 593	63 290	61 250	28 018	53 247	2 677
35–39	14 797	64 227	71 337	29 247	66 173	4 037
40–44	14 068	53 633	64 580	22 620	55 381	3 774
45–49	15 092	57 517	66 669	20 858	53 528	4 161
50–54	13 146	50 645	58 697	18 230	51 017	4 701
55–59	10 736	43 904	52 126	15 751	39 457	3 582
60–64	2 676	16 795	13 914	3 730	9 007	724
65–69	601	6 942	3 994	1 249	3 035	282
70+	205	2 871	1 513	616	1 206	145
Nezjištěno	51	221	225	97	345	24
Celkem	96 437	443 989	479 494	186 860	421 034	27 191

Příloha 2 pokračování – Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a hlavních tříd zaměstnání v roce 2011

Věková skupina	7	8	9	88	99	celkem
15–19	660	1 159	611	258 623	13 225	280 506
20–24	6 277	10 563	3 791	174 808	24 014	330 311
25–29	8 134	12 568	4 957	94 383	28 554	351 071
30–34	12 506	19 236	9 918	124 019	33 684	421 879
35–39	17 008	26 979	16 047	90 952	31 745	432 858
40–44	14 855	24 300	16 028	47 605	25 004	342 185
45–49	14 296	23 535	18 129	41 736	24 858	340 530
50–54	14 475	24 589	21 370	49 250	25 171	331 361
55–59	10 685	18 197	18 059	147 708	23 508	383 759
60–64	1 249	1 339	5 205	324 002	12 271	390 919
65–69	345	299	2 719	280 645	6 240	306 356
70+	153	167	1 483	661 568	4 427	674 355
Nezjištěno	77	121	109	13 634	821	15 725
Celkem	100 720	163 052	118 426	2 308 933	253 522	4 601 815

Poznámky: Kategorie hlavních tříd zaměstnání:

1 – Zákonníci a řídicí pracovníci; 2 – Specialisté; 3 – Techničtí a odborní pracovníci; 4 – Úředníci; 5 – Pracovníci ve službách a prodeji; 6 – Kvalifikovaní pracovníci v zemědělství, lesnictví a rybářství; 7 – Řemeslníci a opraváři; 8 – Obsluha strojů a zařízení, montéři; 9 – Pomocní a nekvalifikovaní pracovníci; 88 – Ekonomicky neaktivní a hledající první zaměstnání; 99 – Nezjištěno. Zaměstnanci v ozbrojených silách nejsou uvedeni, protože jejich celkový počet mezi ženami ve věku 15 let byl okolo dvou tisíc.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 3 – Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a vybraných národností¹⁾ v roce 2011

Věková skupina	Česká	Moravská	Polská	Slovenská	Ukrajinská	Vietnamská	Neuvedeno	Celkem
15–19	176 940	14 571	486	1 212	1 060	998	77 957	280 506
20–24	202 039	16 323	788	4 169	1 653	1 883	94 342	330 311
25–29	214 693	14 832	973	7 348	3 172	1 470	99 576	351 071
30–34	265 124	15 972	1 217	6 955	4 022	1 223	117 892	421 879
35–39	277 220	17 216	1 178	5 263	4 158	1 497	116 349	432 858
40–44	221 157	15 626	1 066	4 804	3 113	1 402	86 025	342 185
45–49	226 953	16 689	1 435	5 707	2 576	939	77 004	340 530
50–54	223 683	16 598	1 735	6 887	2 030	586	71 066	331 361
55–59	264 661	19 859	3 570	7 002	949	215	77 874	383 759
60–64	276 096	21 219	2 934	6 421	493	91	73 963	390 919
65–69	219 701	16 866	1 649	5 801	192	33	53 415	306 356
70+	483 763	34 790	4 078	12 418	584	68	119 125	674 355
Nezjištěno	6 667	301	35	157	115	138	7 902	15 725
Celkem	3 058 697	220 862	21 144	74 144	24 117	10 543	1 072 490	4 601 815

Poznámky: ¹⁾ Zobrazeny všechny národnosti, kde počet žen ve věku 15 let a více překročil 10 tisíc.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 4 – Počty žen ve věku 15 let a více podle věkových kategorií a vybraných náboženských vyznání¹⁾ v roce 2011

Věková skupina	Věřící - nehlásící se k žádné církvi ani náboženské společnosti	Věřící - hlásící se k církvi, náboženské společnosti	Církev československá husitská	Církev římskokatolická	Českokatolická církev evangelická	Bez náboženské víry	Neuvědomeno	Celkem
15–19	15 509	28 171	261	20 354	814	111 481	125 313	280 506
20–24	23 668	31 939	343	22 051	950	134 079	140 557	330 311
25–29	28 661	37 347	463	26 113	1 153	137 069	147 934	351 071
30–34	33 690	46 337	613	33 341	1 494	162 134	179 692	421 879
35–39	34 039	47 427	764	33 778	1 505	161 972	189 398	432 858
40–44	27 406	37 565	566	26 786	1 214	127 936	149 263	342 185
45–49	28 609	41 264	617	30 200	1 413	125 324	145 305	340 530
50–54	27 809	45 171	856	33 236	1 637	113 465	144 905	331 361
55–59	30 986	53 676	1 240	39 950	1 934	127 859	171 218	383 759
60–64	33 556	73 414	2 418	56 609	2 674	107 331	176 600	390 919
65–69	27 873	78 520	3 109	61 287	3 163	65 789	134 161	306 356
70+	52 249	225 770	11 952	174 815	9 507	115 769	280 547	674 355
Nezjištěno	553	915	17	523	27	3 303	10 954	15 725
Celkem	364 608	747 516	23 219	559 043	27 485	1 493 511	1 995 847	4 601 815

Poznámky: ¹⁾ Zobrazeny jsou všechny kategorie náboženské víry, kde počet žen ve věku 15 let a více překročil 10 tisíc.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 5 – Hlavní třídy zaměstnání – zařazení do kategorií podle příjmů a mediány hrubých měsíčních mezd v roce 2011

Hlavní třída zaměstnání (CZ-ISCO-08)	Kategorie podle příjmu	Mediány hrubých měsíčních mezd
Zaměstnanci v ozbrojených silách	vyšší příjem	24 123
Zákonodárci a řídicí pracovníci	vyšší příjem	39 966
Specialisté	vyšší příjem	28 928
Techničtí a odborní pracovníci	vyšší příjem	25 486
Úředníci	střední příjem	20 554
Pracovníci ve službách a prodeji	nižší příjem	14 401
Kvalifikovaní pracovníci v zemědělství, lesnictví a rybářství	nižší příjem	16 936
Řemeslníci a opraváři	střední příjem	20 335
Obsluha strojů a zařízení, montéři	střední příjem	20 130
Pomocní a nekvalifikovaní pracovníci	nižší příjem	13 346

Poznámky: ¹⁾ Z důvodu nezjištěných hodnot.

Zdroj dat: Statistická ročenka České republiky 2013

Příloha 6 – Počet žen, modely 1a–2d

	Věková kategorie						
	15 a více N	25–29 N	30–34 N	35–39 N	40–44 N	45–49 N	50–54 N
Celkový počet žen v modelu	4 055 220	293 268	359 874	378 033	301 225	301 732	293 686
Počet žen vyřazených z modelu ¹⁾	546 595	57 803	62 005	54 825	40 960	38 798	37 675
Závisle proměnná							
Počet živě narozených dětí							
0	916 975	188 715	96 723	41 286	20 618	17 549	15 559
1	739 859	67 153	109 808	89 499	63 589	55 073	45 365
1 a více	3 138 245	104 553	263 151	336 747	280 607	284 183	278 127
2	1 748 492	32 595	131 798	198 636	167 150	173 182	170 138
3	505 307	3 808	18 028	40 156	39 814	44 636	50 393
4 a více	144 587	997	3 517	8 456	10 054	11 292	12 231
Nezávislé proměnné							
Rodinný stav							
Svobodná	926 754	194 302	118 698	58 807	23 159	15 505	11 567
Alespoň jednou vdaná	3 128 466	98 966	241 176	319 226	278 066	286 227	282 119
Hlavní třída zaměstnání							
Nedefinováno	2 046 285	71 174	99 957	70 833	33 690	29 967	38 979
Nižší příjmy	554 708	48 606	64 386	85 109	74 322	74 920	76 119
Střední příjmy	442 818	46 176	58 665	72 414	61 206	58 148	56 695
Vyšší příjmy	1 011 409	127 312	136 866	149 677	132 007	138 697	121 893
Nejvyšší ukončené vzdělání							
Základní nebo nižší	910 440	18 400	21 594	20 746	18 527	27 159	44 046
Střední bez maturity	1 141 568	50 359	83 503	131 569	103 688	98 111	104 009
Střední s maturitou	1 489 302	131 642	172 890	165 374	132 059	129 366	105 491
Vysokoškolské	513 910	92 867	81 887	60 344	46 951	47 096	40 140
Věková kategorie							
15–19	205 369	x	x	x	x	x	x
20–24	274 579	x	x	x	x	x	x
25–29	293 268	293 268	x	x	x	x	x
30–34	359 874	x	359 874	x	x	x	x
35–39	378 033	x	x	378 033	x	x	x
40–44	301 225	x	x	x	301 225	x	x
45–49	301 732	x	x	x	x	301 732	x
50–54	293 686	x	x	x	x	x	293 686
55–59	348 123	x	x	x	x	x	x
60–64	366 849	x	x	x	x	x	x
65–69	290 754	x	x	x	x	x	x
70+	641 728	x	x	x	x	x	x

Poznámky: ¹⁾ Z důvodu nezjištěných hodnot.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 7 – 95% intervaly spolehlivosti, model Ia

Nezávislé proměnné	Binární závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné		
	Exp (B)	Nezávislé proměnné	Exp (B)
Rodinný stav		Věková kategorie	
Svobodná	0,043–0,043	15–19	0,003–0,003
Alespoň jednou vdaná	1	20–24	0,036–0,037
Hlavní třída zaměstnání		25–29	0,125–0,130
Nedefinováno	2,763–2,834	30–34	0,406–0,422
Nižší příjmy	1,112–1,144	35–39	0,812–0,846
Střední příjmy	1,009–1,038	40–44	0,968–1,013
Vyšší příjmy	1	45–49	1
Nejvyšší ukončené vzdělání		50–54	0,911–0,956
Základní nebo nižší	3,047–3,145	55–59	0,733–0,769
Střední bez maturity	3,415–3,512	60–64	0,430–0,452
Střední s maturitou	1,808–1,848	65–69	0,356–0,375
Vysokoškolské	1	70+	0,224–0,234
Konstanta	12,007		

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 8 – 95% intervaly spolehlivosti, modely Ib–Ig

Nezávislé proměnné	Binární závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné					
	Věková kategorie					
	25–29 Exp (B)	30–34 Exp (B)	35–39 Exp (B)	40–44 Exp (B)	45–49 Exp (B)	50–54 Exp (B)
Rodinný stav						
Svobodná	0,077–0,080	0,075–0,077	0,045–0,047	0,027–0,029	0,019–0,021	0,017–0,019
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání						
Nedefinováno	8,294–8,758	8,639–9,196	2,871–3,114	0,852–0,956	0,470–0,533	0,446–0,505
Nižší příjmy	1,237–1,317	1,356–1,434	1,205–1,297	0,977–1,083	0,909–1,021	0,883–1,001
Střední příjmy	1,154–1,228	1,263–1,333	1,125–1,211	0,925–1,026	0,881–0,990	0,863–0,981
Vyšší příjmy	1	1	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání						
Základní nebo nižší	11,168–12,229	2,419–2,654	1,180–1,320	1,093–1,270	1,224–1,429	1,452–1,693
Střední bez maturity	8,822–9,454	3,200–3,413	2,017–2,188	1,646–1,849	1,699–1,937	1,880–2,162
Střední s maturitou	3,379–3,561	1,940–2,032	1,527–1,630	1,356–1,488	1,357–1,504	1,423–1,593
Vysokoškolské	1	1	1	1	1	1
Konstanta	0,415	2,723	11,811	23,267	26,806	25,269

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 9 – 95% intervaly spolehlivosti, model 2a

Nezávislé proměnné	Nominální závislá proměnná – počet dětí (ref. = 2 děti)			
	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2
	Věková kategorie			
	15 a více Exp (B)			
Rodinný stav				
Svobodná	51,195–52,516	4,817–4,937	0,634–0,668	0,995–1,071
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání				
Nedefinováno	0,333–0,343	0,810–0,825	1,735**	2,951–3,103
Nižší příjmy	0,919–0,947	1,062–1,084	1,206**	1,335–1,410
Střední příjmy	0,968–0,998	0,991–1,013	1,084**	1,063–1,129
Vyšší příjmy	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání				
Základní nebo nižší	0,306–0,317	0,631–0,646	2,237–2,304	5,557–5,919
Střední bez maturity	0,251–0,259	0,679–0,694	1,445–1,487	1,892–2,016
Střední s maturitou	0,506–0,518	0,838–0,854	1,032–1,060	1,018–1,085
Vysokoškolské	1	1	1	1
Věková kategorie				
15–19	930,27–1179,06	8,676–11,106	0,164–0,346	0,021–0,104
20–24	75,251–80,754	6,496–6,916	0,363–0,428	0,168–0,233
25–29	16,853–17,638	4,928–5,098	0,385–0,413	0,297–0,340
30–34	3,054–3,184	2,203–2,261	0,486–0,505	0,325–0,351
35–39	1,189–1,242	1,280–1,313	0,754–0,777	0,603–0,640
40–44	1,005–1,055	1,150–1,181	0,921–0,949	0,938–0,992
45–49	1	1	1	1
50–54	1,035–1,089	0,860–0,885	1,041–1,072	0,875–0,923
55–59	1,305–1,370	0,868–0,892	0,951–0,979	0,605–0,638
60–64	2,411–2,536	1,060–1,092	0,805–0,830	0,461–0,487
65–69	3,110–3,284	1,352–1,395	0,719–0,744	0,430–0,455
70+	5,775–6,057	1,859–1,912	0,715–0,737	0,551–0,580

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 10 – 95% intervaly spolehlivosti, model 2b

Nezávislé proměnné	Nominální závislá proměnná – počet dětí (ref. = 2 děti)			
	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2
	Věková kategorie			
	25–29 Exp (B)			
Rodinný stav				
Svobodná	26,421–28,293	2,605–2,777	0,918–1,070	1,259–1,643
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání				
Nedefinováno	0,058–0,063	0,384–0,416	1,665–2,225	2,273–6,238
Nižší příjmy	0,789–0,874	1,062–1,176	0,756–1,088	0,297–1,044
Střední příjmy	0,795–0,882	0,967–1,074	0,786–1,12	0,467–1,625
Vyšší příjmy	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání				
Základní nebo nižší	0,026–0,029	0,175–0,198	3,878–5,449	15,742–52,343
Střední bez maturity	0,038–0,043	0,257–0,286	1,556–2,188	2,077–7,092
Střední s maturitou	0,157–0,172	0,467–0,514	0,869–1,225	0,648–2,337
Vysokoškolské	1	1	1	1

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty**Příloha 11 – 95% intervaly spolehlivosti, model 2c**

Nezávislé proměnné	Nominální závislá proměnná – počet dětí (ref. = 2 děti)			
	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2
	Věková kategorie			
	35–39 Exp (B)			
Rodinný stav				
Svobodná	40,256–42,704	4,704–4,955	0,585–0,652	0,926–1,085
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání				
Nedefinováno	0,311–0,339	0,666–0,701	2,619–2,780	5,315–6,103
Nižší příjmy	0,785–0,848	0,997–1,046	1,169–1,254	1,075–1,275
Střední příjmy	0,802–0,866	0,912–0,957	1,052–1,130	0,952–1,140
Vyšší příjmy	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání				
Základní nebo nižší	0,836–0,945	0,863–0,946	1,839–2,041	6,996–8,402
Střední bez maturity	0,427–0,465	0,797–0,844	1,102–1,187	1,696–2,010
Střední s maturitou	0,593–0,636	0,926–0,971	0,858–0,919	0,901–1,068
Vysokoškolské	1	1	1	1

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 12 – 95% intervaly spolehlivosti, model 2d

Nezávislé proměnné	Nominální závislá proměnná – počet dětí (ref. = 2 děti)			
	0 vs. 2	1 vs. 2	3 vs. 2	4+ vs. 2
	Věková kategorie			
	45–49 Exp (B)			
Rodinný stav				
Svobodná	129,65–146,74	9,723–11,018	0,725–0,933	1,437–1,960
Alespoň jednou vdaná	1	1	1	1
Hlavní třída zaměstnání				
Nedefinováno	2,429–2,762	1,406–1,517	1,608–1,743	3,641–4,152
Nižší příjmy	1,033–1,163	1,012–1,074	1,291–1,375	1,573–1,781
Střední příjmy	1,011–1,140	0,903–0,960	1,233–1,314	1,258–1,436
Vyšší příjmy	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání				
Základní nebo nižší	0,795–0,935	0,724–0,797	2,110–2,328	4,111–4,900
Střední bez maturity	0,464–0,530	0,622–0,667	1,299–1,410	1,238–1,463
Střední s maturitou	0,622–0,691	0,811–0,857	1,025–1,101	0,917–1,069
Vysokoškolské	1	1	1	1

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 13 – Hospodařící domácnosti rodinné podle typu, věkové skupiny ženy a počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v roce 2011¹⁾

Typ hospodařící domácnosti rodinné, věková skupina ženy	Počet závislých dětí ve věku 0–2				Průměrný počet závislých dětí na 1 000 HD ²⁾
	0	1	2 a více	Celkem	
Úplná rodina, manželský pár					
15–19	322	164	10	496	371,0
20–24	6 789	5 553	450	12 792	505,2
25–29	40 733	34 374	2 637	77 744	510,4
30–34	115 303	69 752	5 509	190 564	424,2
35–39	200 237	34 327	1 639	236 203	159,3
40–44	186 619	5 300	162	192 081	29,3
45–49	193 165	416	11	193 592	2,3
50–54	191 545	101	7	191 653	0,6
55–59	220 929	52	1	220 982	0,2
60–64	216 902	44	2	216 948	0,2
65–69	153 354	22	–	153 376	0,1
70 a více	171 510	19	1	171 530	0,1
Nezjištěno	36	–	–	36	0,0
Celkem	1 697 444	150 124	10 429	1 857 997	92,1
Úplná rodina, faktické manželství					
15–19	1 077	346	28	1 451	277,7
20–24	17 073	4 641	312	22 026	239,5
25–29	33 810	11 095	530	45 435	267,6
30–34	29 034	15 679	922	45 635	384,2
35–39	26 264	8 026	395	34 685	254,3
40–44	19 779	1 482	49	21 310	74,2
45–49	17 013	106	2	17 121	6,4

Příloha 13 pokračování – Hospodařící domácnosti rodinné podle typu, věkové skupiny ženy a počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v roce 2011¹⁾

Typ hospodařící domácnosti rodinné, věková skupina ženy	Počet závislých dětí ve věku 0–2				Průměrný počet závislých dětí na 1 000 HD ²⁾
	0	1	2 a více	Celkem	
Úplná rodina, faktické manželství					
50–54	13 392	7	2	13 401	0,8
55–59	12 395	5	–	12 400	0,4
60–64	9 716	5	–	9 721	0,5
65–69	5 617	3	–	5 620	0,5
70 a více	5 533	3	–	5 536	0,5
Nezjištěno	5	–	–	5	0,0
Celkem	190 708	41 398	2 240	234 346	195,9
Neúplná rodina, osamělá matka					
15–19	1 045	838	43	1 926	480,8
20–24	3 286	5 308	271	8 865	660,5
25–29	11 657	9 087	416	21 160	469,3
30–34	33 100	12 647	606	46 353	299,2
35–39	62 202	8 376	321	70 899	127,3
40–44	64 049	1 988	59	66 096	31,9
45–49	58 752	201	5	58 958	3,6
50–54	41 921	41	3	41 965	1,1
55–59	36 865	38	–	36 903	1,0
60–64	30 048	14	–	30 062	0,5
65–69	21 681	17	1	21 699	0,9
70 a více	57 441	19	1	57 461	0,4
Nezjištěno	1 092	301	12	1 405	231,3
Celkem	423 139	38 875	1 738	463 752	91,4
Hospodařící domácnosti rodinné – souhrn s ženami					
15–19	2 444	1 348	81	3 873	390,7
20–24	27 148	15 502	1 033	43 683	402,7
25–29	86 200	54 556	3 583	144 339	427,9
30–34	177 437	98 078	7 037	282 552	397,2
35–39	288 703	50 729	2 355	341 787	162,3
40–44	270 447	8 770	270	279 487	33,3
45–49	268 930	723	18	269 671	2,8
50–54	246 858	149	12	247 019	0,7
55–59	270 189	95	1	270 285	0,4
60–64	256 666	63	2	256 731	0,3
65–69	180 652	42	1	180 695	0,2
70 a více	234 484	41	2	234 527	0,2
Nezjištěno	1 133	301	12	1 446	224,8
Celkem	2 311 291	230 397	14 407	2 556 095	101,5

Poznámky: ¹⁾ Pouze hospodařící domácnosti tvořené jednou rodinou, bez registrovaných a faktických partnerství. ²⁾ Vztaheno na 1 000 HD daného typu a věkové skupiny.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 14 – Hospodařící domácnosti rodinné podle typu, věkové skupiny muže a počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v roce 2011¹⁾

Typ hospodařící domácnosti rodinné, věková skupina muže	Počet závislých dětí ve věku 0–2				Průměrný počet závislých dětí na 1 000 HD ²⁾
	0	1	2 a více	Celkem	
Úplná rodina, manželský pár					
15–19	365	39	1	405	101,2
20–24	2 379	1 675	131	4 185	463,3
25–29	20 667	16 914	1 289	38 870	502,0
30–34	79 719	59 487	4 798	144 004	480,1
35–39	162 626	49 492	3 085	215 203	258,8
40–44	172 122	15 564	785	188 471	91,0
45–49	187 563	4 812	234	192 609	27,4
50–54	188 194	1 293	60	189 547	7,5
55–59	221 306	542	31	221 879	2,7
60–64	229 521	207	14	229 742	1,0
65–69	173 068	66	1	173 135	0,4
70 a více	259 861	32	–	259 893	0,1
Nezjištěno	53	1	–	54	18,5
Celkem	1 697 444	150 124	10 429	1 857 997	92,1
Úplná rodina, faktické manželství					
15–19	319	70	12	401	234,4
20–24	7 505	1 891	124	9 520	225,0
25–29	26 856	7 493	365	34 714	237,1
30–34	32 336	14 867	821	48 024	343,9
35–39	27 887	10 800	609	39 296	306,0
40–44	20 634	3 927	192	24 753	174,4
45–49	18 680	1 562	80	20 322	84,8
50–54	15 202	511	25	15 738	35,6
55–59	14 889	192	9	15 090	14,0
60–64	11 791	61	3	11 855	5,7
65–69	6 923	15	–	6 938	2,2
70 a více	7 679	8	–	7 687	1,0
Nezjištěno	7	1	–	8	125,0
Celkem	190 708	41 398	2 240	234 346	195,9
Neúplná rodina, osamělý otec					
15–19	1 070	114	6	1 190	105,9
20–24	1 206	539	40	1 785	347,3
25–29	1 972	1 467	84	3 523	464,7
30–34	4 552	2 507	155	7 214	390,6
35–39	8 856	1 780	97	10 733	184,0
40–44	11 572	719	27	12 318	62,8
45–49	14 770	339	18	15 127	24,9
50–54	14 071	143	4	14 218	10,6
55–59	12 889	50	5	12 944	4,6
60–64	9 644	38	2	9 684	4,3
65–69	5 780	10	–	5 790	1,7
70 a více	11 030	6	–	11 036	0,5
Nezjištěno	1 166	352	4	1 522	236,5
Celkem	98 578	8 064	442	107 084	83,6

Příloha 14 pokračování – Hospodařící domácnosti rodinné podle typu, věkové skupiny muže a počtu závislých dětí ve věku 0–2 let v roce 2011¹⁾

Typ hospodařící domácnosti rodinné, věková skupina muže	Počet závislých dětí ve věku 0–2				Průměrný počet závislých dětí na 1 000 HD ²⁾
	0	1	2 a více	Celkem	
Hospodařící domácnosti rodinné – souhrn s muži					
15–19	1 754	223	19	1 996	130,8
20–24	11 090	4 105	295	15 490	303,5
25–29	49 495	25 874	1 738	77 107	381,0
30–34	116 607	76 861	5 774	199 242	444,1
35–39	199 369	62 072	3 791	265 232	262,8
40–44	204 328	20 210	1 004	225 542	98,6
45–49	221 013	6 713	332	228 058	32,4
50–54	217 467	1 947	89	219 503	9,7
55–59	249 084	784	45	249 913	3,5
60–64	250 956	306	19	251 281	1,4
65–69	185 771	91	1	185 863	0,5
70 a více	278 570	46	–	278 616	0,2
Nezjištěno	1 226	354	4	1 584	228,5
Celkem	1 986 730	199 586	13 111	2 199 427	102,7

Poznámky: ¹⁾ Pouze hospodařící domácnosti tvořené jednou rodinou, bez registrovaných a faktických partnerství. ²⁾ Vztaheno na 1 000 HD daného typu a věkové skupiny.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 15 – Počet hospodářických domácností tvořených jednou úplnou rodinou, model 3a

	N		N
Celkový počet HD v modelu	1 937 633		
Počet HD vyřazených z modelu ¹⁾	154 710		
Závisle proměnná			
Počet závislých dětí ve věku 0–2 let			
0	1 746 206		
1 a více	191 427		
Nezávislé proměnné		Nezávislé proměnné	
Typ domácnosti		Věková kategorie ženy	
Úplná rodina – manželský pár	1 720 524	15–19	1 603
Úplná rodina – faktické manželství	217 109	20–24	31 614
Rodinný stav		25–29	114 533
Oba svobodní	95 865	30–34	219 557
Oba alespoň jednou vdaní	1 786 746	35–39	250 726
Odlíšný stav	55 022	40–44	196 804
Ekonomická aktivita muže		45–49	194 240
Pracující	1 319 587	50–54	187 278
Nepřacující	569 400	55–59	213 793
Nezaměstnaní	48 646	60–64	211 417
Postavení v zaměstnání muže		65–69	149 226
Zaměstnanci	1 037 618	70+	166 842
Zaměstnavatelé	83 531		
Osoby pracující na vlastní účet	239 174		
Ostatní	4 576		
Nedefinováno	572 734		
Nejvyšší ukončené vzdělání muže			
Základní nebo nižší	128 939		
Střední bez maturity	878 610		
Střední s maturitou	584 684		
Vysokoškolské	345 400		
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy			
Základní nebo nižší	277 739		
Střední bez maturity	601 973		
Střední s maturitou	779 247		
Vysokoškolské	278 674		

Poznámky: ¹⁾Z důvodu nezjištěných hodnot.

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 16 – Počet hospodařících domácností tvořených jednou úplnou rodinou, model 3b–3e

	Věková kategorie matky			
	25–29 N	30–34 N	35–39 N	40–44 N
Celkový počet HD v modelu	114 533	219 557	250 726	196 804
Počet HD vyřazených z modelu ¹⁾	8 646	16 642	20 162	16 587
Závisle proměnná				
Počet závislých dětí ve věku 0–2 let				
0	69 077	132 418	209 011	190 365
1 a více	45 456	87 139	41 715	6 439
Nezávislé proměnné				
Typ domácnosti				
Úplná rodina – manželský pár	71 544	176 872	218 699	177 303
Úplná rodina – faktické manželství	42 989	42 685	32 027	19 501
Rodinný stav				
Oba svobodní	36 288	26 324	9 982	1 890
Oba alespoň jednou vdaní	71 518	180 801	228 328	187 725
Odlišný stav	6 727	12 432	12 416	7 189
Ekonomická aktivita muže	108 906	210 582	239 485	185 050
Pracující	1 773	2 993	4 657	5 781
Nepřacující	3 854	5 982	6 584	5 973
Nezaměstnaní				
Postavení v zaměstnání muže	91 979	169 478	186 143	142 085
Zaměstnanci	3 421	10 172	14 788	13 083
Zaměstnavatelé	16 773	36 184	44 253	34 939
Osoby pracující na vlastní účet	182	315	488	546
Ostatní	2 178	3 408	5 054	6 151
Nedefinováno				
Nejvyšší ukončené vzdělání muže				
Základní nebo nižší	4 781	7 340	8 147	6 997
Střední bez maturity	39 719	84 222	108 951	88 333
Střední s maturitou	44 453	80 442	86 116	63 816
Vysokoškolské	25 580	47 553	47 512	37 658
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy				
Základní nebo nižší	5 816	9 345	9 622	8 724
Střední bez maturity	21 252	49 730	85 501	67 286
Střední s maturitou	55 080	109 931	113 829	88 618
Vysokoškolské	32 385	50 551	41 774	32 176
Věková kategorie muže				
15–19	32	18	112	93
20–24	2 881	737	253	160
25–29	38 925	11 633	2 414	484
30–34	50 762	95 262	21 778	3 122
35–39	16 578	84 896	113 603	14 998
40–44	3 500	18 553	81 459	78 194
45–49	1 130	5 577	22 146	75 428
50–54	404	1 695	5 556	16 991
55–59	185	726	2 247	5 042
60–64	93	312	816	1 655
65–69	27	83	246	473
70+	16	65	96	164

Poznámky: ¹⁾Z důvodu nezjištěných hodnot. **Zdroj dat:** Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 17 – Počet hospodařících domácností tvořených jednou neúplnou rodinou s osamělou matkou, model 4a

	N
Celkový počet HD v modelu	441 141
Počet HD vyřazených z modelu ¹⁾	22 611
Závisle proměnná	
Počet závislých dětí ve věku 0–2 let	
0	404 930
1 a více	36 211
Nezávislé proměnné	
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy	
Základní nebo nižší	88 470
Střední bez maturity	146 743
Střední s maturitou	157 897
Vysokoškolské	48 031
Věková kategorie ženy	
15–19	1 500
20–24	7 424
25–29	18 743
30–34	42 893
35–39	67 087
40–44	63 529
45–49	57 245
50–54	40 885
55–59	35 976
60–64	29 287
65–69	21 076
70+	55 496

Poznámky: ¹⁾Z důvodu nezjištěných hodnot.*Zdroj dat:* Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty**Příloha 18 – Počet hospodařících domácností tvořených jednou neúplnou rodinou s osamělou matkou, model 4b–4e**

	Věková kategorie matky			
	25–29 N	30–34 N	35–39 N	40–44 N
Celkový počet HD v modelu	18 743	42 893	67 087	63 529
Počet HD vyřazených z modelu ¹⁾	2 417	3 460	3 812	2 567
Závisle proměnná				
Počet závislých dětí ve věku 0–2 let				
0	10 266	30 717	59 053	61 627
1 a více	8 477	12 176	8 034	1 902
Nezávislá proměnná				
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy				
Základní nebo nižší	3 845	5 156	5 416	4 526
Střední bez maturity	6 474	14 357	26 736	22 462
Střední s maturitou	7 041	18 618	27 617	27 951
Vysokoškolské	1 383	4 762	7 318	8 590

Poznámky: ¹⁾Z důvodu nezjištěných hodnot. *Zdroj dat:* Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 19 – 95% intervaly spolehlivosti, model 3a

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné		
	Exp (B)	Nezávislé proměnné	Exp (B)
Typ domácnosti		Věková kategorie ženy	
Úplná rodina – manželský pár	1	15–19	0,739–0,929
Úplná rodina – faktické manželství	0,804–0,854	20–24	0,840–0,887
Rodinný stav		25–29	1,045–1,078
Oba svobodní	1	30–34	1
Oba alespoň jednou vdaní	1,284–1,372	35–39	0,302–0,310
Odlisný stav	1,631–1,724	40–44	0,050–0,053
Ekonomická aktivita muže		45–49	0,003–0,004
Pracující	1	50–54	0,001–0,001
Nepracující	0,735–0,939	55–59	0,000–0,001
Nezaměstnaní	0,970–1,040	60–64	0,000–0,001
Postavení v zaměstnání muže		65–69	0,000–0,000
Zaměstnanci	1	70+	0,000–0,000
Zaměstnavatelé	0,993–1,046		
Osoby pracující na vlastní účet	0,993–1,024		
Ostatní	0,661–0,878		
Nedefinováno	0,915–1,151		
Nejvyšší ukončené vzdělání muže			
Základní nebo nižší	0,823–0,880		
Střední bez maturity	0,723–0,748		
Střední s maturitou	0,849–0,876		
Vysokoškolské	1		
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy			
Základní nebo nižší	0,658–0,700		
Střední bez maturity	0,591–0,613		
Střední s maturitou	0,785–0,809		
Vysokoškolské	1		
Konstanta	0,794		

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 20 – 95% intervaly spolehlivosti, model 3b–3e

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné			
	Věková kategorie matky			
	25–29 Exp (B)	30–34 Exp (B)	35–39 Exp (B)	40–44 Exp (B)
Typ domácnosti				
Úplná rodina – manželský pár	1	1	1	1
Úplná rodina – faktické manželství	0,559–0,653	0,739–0,819	1,153–1,277	1,375–1,659
Rodinný stav				
Oba svobodní	1	1	1	1
Oba alespoň jednou vdaní	1,610–1,885	0,873–0,977	0,546–0,623	0,437–0,610
Odlíšný stav	1,182–1,334	1,124–1,233	0,839–0,949	0,637–0,883
Ekonomická aktivita muže				
Pracující	1	1	1	1
Nepracující	0,688–1,141	1,145–1,912	1,051–2,017	0,755–2,796
Nezaměstnaní	0,893–1,033	0,907–1,018	0,929–1,076	0,935–1,267
Postavení v zaměstnání muže				
Zaměstnanci	1	1	1	1
Zaměstnavatelé	1,050–1,212	0,997–1,084	1,044–1,143	1,137–1,372
Osoby pracující na vlastní účet	0,982–1,053	0,992–1,041	1,049–1,113	1,046–1,197
Ostatní	0,571–1,076	0,502–0,838	0,693–1,198	0,775–2,025
Nedefinováno	0,751–1,191	0,573–0,933	0,673–1,264	0,463–1,649
Nejvyšší ukončené vzdělání muže				
Základní nebo nižší	1,165–1,344	0,590–0,663	0,503–0,584	0,496–0,683
Střední bez maturity	1,167–1,262	0,624–0,659	0,524–0,559	0,482–0,561
Střední s maturitou	1,094–1,176	0,806–0,848	0,691–0,734	0,654–0,751
Vysokoškolské	1	1	1	1
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy				
Základní nebo nižší	1,248–1,422	0,366–0,409	0,400–0,462	0,519–0,699
Střední bez maturity	1,481–1,610	0,439–0,466	0,409–0,440	0,497–0,565
Střední s maturitou	1,517–1,612	0,684–0,718	0,589–0,624	0,612–0,700
Vysokoškolské	1	1	1	1
Věková kategorie muže				
15–19	0,182–1,107	0,269–2,175	0,008–0,129	0,000–0,000
20–24	0,614–0,731	0,751–1,022	0,703–1,204	0,061–0,336
25–29	0,778–0,824	1,030–1,116	1,294–1,544	1,106–1,750
30–34	1	1	1	1
35–39	0,924–0,994	0,682–0,709	0,460–0,492	0,450–0,561
40–44	0,810–0,937	0,556–0,596	0,263–0,284	0,156–0,193
45–49	0,685–0,882	0,530–0,598	0,242–0,269	0,085–0,107
50–54	0,440–0,685	0,401–0,502	0,227–0,271	0,091–0,121
55–59	0,371–0,714	0,331–0,470	0,202–0,266	0,073–0,115
60–64	0,275–0,719	0,270–0,468	0,117–0,197	0,075–0,148
65–69	0,213–1,226	0,130–0,433	0,083–0,216	0,034–0,144
70+	0,047–0,939	0,058–0,319	0,131–0,454	0,000–0,000
Konstanta	0,380	1,687	1,777	0,720

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 21 – 95% intervaly spolehlivosti, model 4a

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné	
	Exp (B)	
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy		
Základní nebo nižší	0,260–0,288	
Střední bez maturity	0,289–0,314	
Střední s maturitou	0,427–0,461	
Vysokoškolské	1	
Věková kategorie ženy		
15–19	2,391–2,973	
20–24	5,123–5,702	
25–29	2,224–2,392	
30–34	1	
35–39	0,325–0,347	
40–44	0,068–0,075	
45–49	0,006–0,009	
50–54	0,002–0,003	
55–59	0,002–0,003	
60–64	0,001–0,002	
65–69	0,001–0,004	
70+	0,001–0,002	
Konstanta	0,959	

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 22 – 95% intervaly spolehlivosti, model 4b–4e

Nezávislé proměnné	Závislá proměnná – alespoň jedno dítě vs. žádné			
	Věková kategorie ženy			
	25–29 Exp (B)	30–34 Exp (B)	35–39 Exp (B)	40–44 Exp (B)
Nejvyšší ukončené vzdělání ženy				
Základní nebo nižší	0,150–0,198	0,187–0,224	0,324–0,399	0,526–0,774
Střední bez maturity	0,194–0,252	0,209–0,240	0,304–0,348	0,429–0,556
Střední s maturitou	0,348–0,450	0,360–0,410	0,416–0,473	0,506–0,645
Vysokoškolské	1	1	1	1
Konstanta	2,820	1,150	0,309	0,051

Zdroj dat: Sčítání lidu 2011, vlastní výpočty

Příloha 23 – Vývoj úhrnné plodnosti v okresech Česka mezi roky 1991–2014

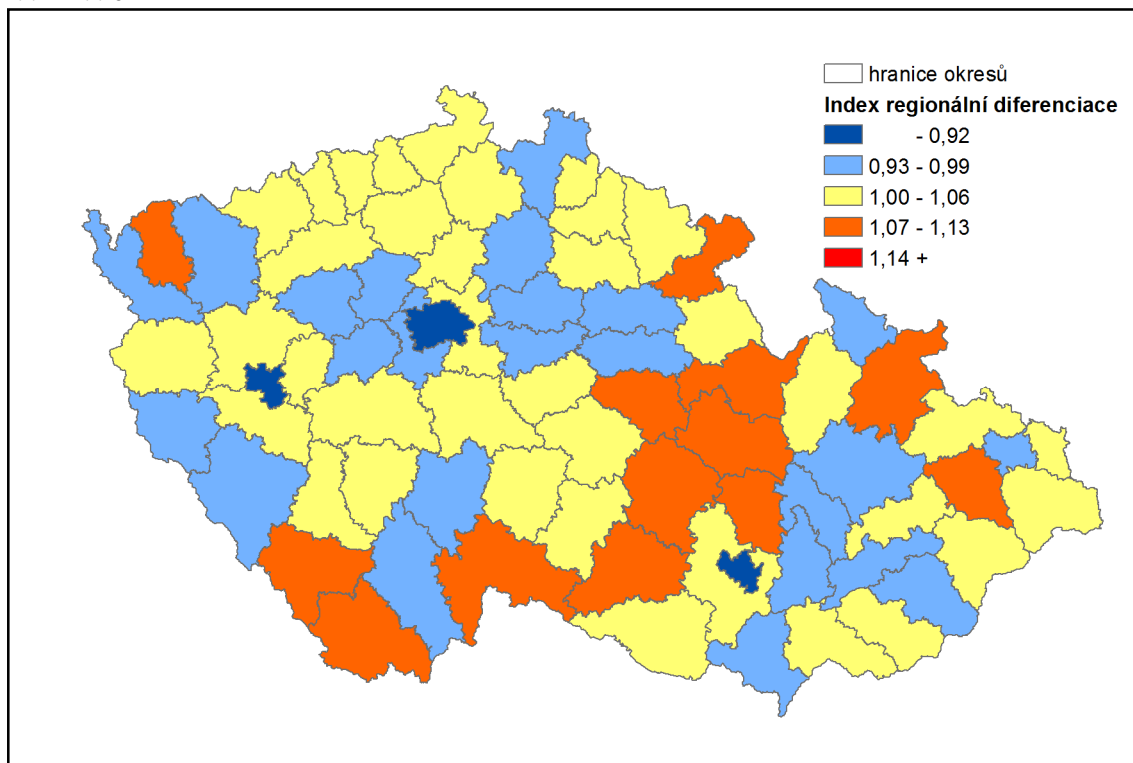
Okres	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012
	–	–	–	–	–	–	–	–
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Hlavní město Praha	1,54	1,15	1,05	1,09	1,18	1,32	1,37	1,40
Benešov	1,79	1,32	1,15	1,17	1,20	1,46	1,52	1,57
Beroun	1,69	1,26	1,16	1,16	1,26	1,51	1,50	1,50
Kladno	1,71	1,29	1,15	1,21	1,33	1,55	1,55	1,60
Kolín	1,65	1,22	1,12	1,16	1,30	1,46	1,57	1,52
Kutná Hora	1,79	1,30	1,16	1,11	1,16	1,37	1,46	1,45
Mělník	1,74	1,30	1,20	1,21	1,32	1,52	1,56	1,51
Mladá Boleslav	1,77	1,29	1,13	1,18	1,20	1,40	1,45	1,48
Nymburk	1,67	1,26	1,15	1,18	1,27	1,52	1,60	1,51
Praha-východ	1,69	1,29	1,18	1,21	1,35	1,64	1,70	1,68
Praha-západ	1,70	1,29	1,20	1,27	1,39	1,65	1,72	1,64
Příbram	1,70	1,29	1,16	1,13	1,19	1,35	1,40	1,47
Rakovník	1,69	1,29	1,19	1,13	1,20	1,49	1,43	1,52
České Budějovice	1,73	1,25	1,12	1,15	1,20	1,41	1,47	1,52
Český Krumlov	1,87	1,42	1,28	1,25	1,31	1,54	1,54	1,56
Jindřichův Hradec	1,86	1,40	1,19	1,16	1,17	1,38	1,42	1,46
Písek	1,70	1,33	1,23	1,15	1,18	1,35	1,41	1,47
Prachatice	1,79	1,41	1,29	1,24	1,25	1,41	1,53	1,52
Strakonice	1,69	1,33	1,09	1,12	1,23	1,46	1,46	1,49
Tábor	1,70	1,29	1,14	1,11	1,21	1,39	1,46	1,48
Domažlice	1,72	1,28	1,09	1,17	1,22	1,51	1,50	1,47
Klatovy	1,69	1,28	1,12	1,15	1,24	1,38	1,45	1,48
Plzeň-město	1,54	1,18	1,07	1,12	1,21	1,40	1,43	1,41
Plzeň-jih	1,73	1,33	1,15	1,16	1,20	1,49	1,52	1,45
Plzeň-sever	1,77	1,32	1,16	1,14	1,25	1,48	1,48	1,42
Rokycany	1,69	1,31	1,15	1,16	1,13	1,36	1,39	1,46
Tachov	1,79	1,35	1,17	1,19	1,23	1,51	1,46	1,45
Cheb	1,61	1,26	1,18	1,24	1,24	1,46	1,52	1,44
Karlovy Vary	1,74	1,28	1,16	1,18	1,22	1,43	1,39	1,35
Sokolov	1,82	1,43	1,23	1,26	1,27	1,49	1,53	1,42
Děčín	1,78	1,35	1,23	1,24	1,35	1,55	1,59	1,53
Chomutov	1,76	1,33	1,23	1,25	1,31	1,47	1,51	1,42
Litoměřice	1,77	1,33	1,18	1,20	1,30	1,54	1,55	1,53
Louny	1,76	1,34	1,21	1,21	1,32	1,49	1,60	1,51
Most	1,74	1,29	1,18	1,24	1,31	1,53	1,46	1,43
Teplice	1,71	1,33	1,17	1,20	1,36	1,54	1,53	1,50
Ústí nad Labem	1,80	1,33	1,20	1,31	1,43	1,58	1,58	1,57
Česká Lípa	1,80	1,36	1,21	1,23	1,28	1,52	1,52	1,47
Jablonec nad Nisou	1,72	1,31	1,17	1,17	1,22	1,41	1,53	1,49
Liberec	1,75	1,29	1,16	1,22	1,26	1,49	1,58	1,55
Semily	1,91	1,31	1,19	1,16	1,22	1,41	1,52	1,46
Hradec Králové	1,77	1,29	1,18	1,12	1,20	1,42	1,47	1,50
Jičín	1,83	1,36	1,20	1,19	1,27	1,46	1,49	1,41

Příloha 23 pokračování – Vývoj úhrnné plodnosti v okresech Česka mezi roky 1991–2014

Okres	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012
	–	–	–	–	–	–	–	–
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014
Náchod	1,79	1,41	1,25	1,23	1,28	1,48	1,55	1,52
Rychnov nad Kněžnou	1,89	1,32	1,23	1,22	1,31	1,45	1,52	1,54
Trutnov	1,72	1,30	1,18	1,17	1,24	1,44	1,49	1,51
Chrudim	1,88	1,41	1,27	1,16	1,26	1,44	1,47	1,51
Pardubice	1,67	1,20	1,14	1,09	1,17	1,42	1,47	1,51
Svitavy	1,92	1,40	1,25	1,18	1,22	1,43	1,48	1,48
Ústí nad Orlicí	1,90	1,42	1,28	1,22	1,25	1,47	1,52	1,54
Havlíčkův Brod	1,74	1,37	1,18	1,15	1,20	1,40	1,45	1,54
Jihlava	1,80	1,35	1,18	1,15	1,24	1,46	1,52	1,57
Pelhřimov	1,76	1,32	1,21	1,18	1,22	1,34	1,38	1,48
Třebíč	1,95	1,41	1,20	1,15	1,22	1,34	1,37	1,40
Žďár nad Sázavou	1,92	1,45	1,27	1,19	1,26	1,43	1,47	1,51
Blansko	1,86	1,39	1,19	1,10	1,19	1,39	1,49	1,54
Brno-město	1,65	1,20	1,08	1,15	1,26	1,46	1,53	1,53
Brno-venkov	1,85	1,36	1,20	1,16	1,26	1,50	1,56	1,60
Břeclav	1,79	1,28	1,11	1,03	1,13	1,25	1,37	1,38
Hodonín	1,79	1,31	1,11	1,06	1,09	1,27	1,30	1,35
Vyškov	1,85	1,29	1,13	1,14	1,20	1,35	1,48	1,52
Znojmo	1,88	1,37	1,17	1,13	1,19	1,38	1,43	1,40
Jeseník	–	1,23*	1,20	1,17	1,22	1,32	1,39	1,37
Olomouc	1,77	1,24	1,13	1,11	1,19	1,38	1,47	1,51
Prostějov	1,73	1,28	1,14	1,10	1,17	1,38	1,44	1,42
Přerov	1,75	1,31	1,13	1,11	1,20	1,38	1,41	1,39
Šumperk	1,83	1,36	1,14	1,14	1,19	1,41	1,46	1,45
Kroměříž	1,79	1,26	1,10	1,07	1,12	1,32	1,35	1,39
Uherské Hradiště	1,74	1,31	1,12	1,10	1,15	1,29	1,37	1,37
Vsetín	1,80	1,36	1,18	1,15	1,20	1,38	1,44	1,44
Zlín	1,74	1,25	1,11	1,14	1,15	1,32	1,35	1,37
Bruntál	1,89	1,39	1,19	1,16	1,24	1,39	1,39	1,40
Frýdek-Místek	1,82	1,35	1,18	1,14	1,21	1,39	1,47	1,48
Karviná	1,75	1,33	1,15	1,16	1,20	1,37	1,41	1,38
Nový Jičín	1,85	1,39	1,22	1,19	1,26	1,41	1,48	1,46
Opava	1,77	1,35	1,20	1,13	1,23	1,43	1,41	1,43
Ostrava-město	1,69	1,28	1,13	1,16	1,28	1,44	1,45	1,45

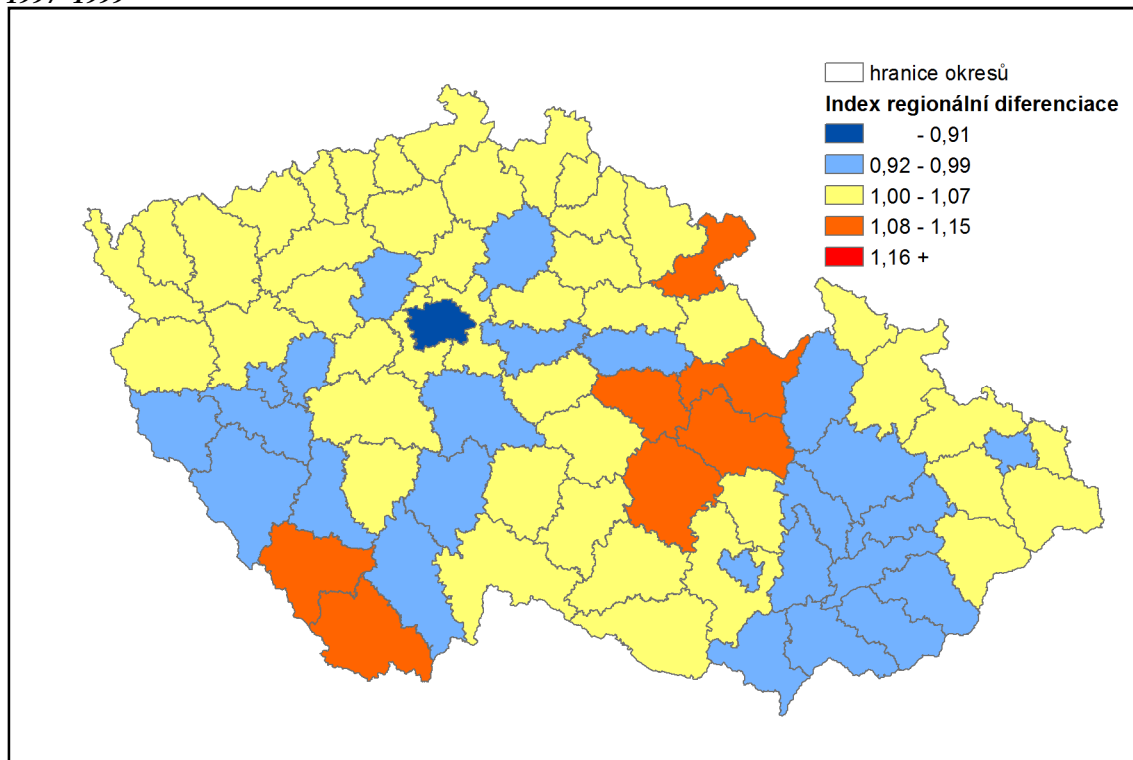
Poznámky: * Hodnota za okres Jeseník pouze za rok 1996.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty

Příloha 26 – Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1994–1996

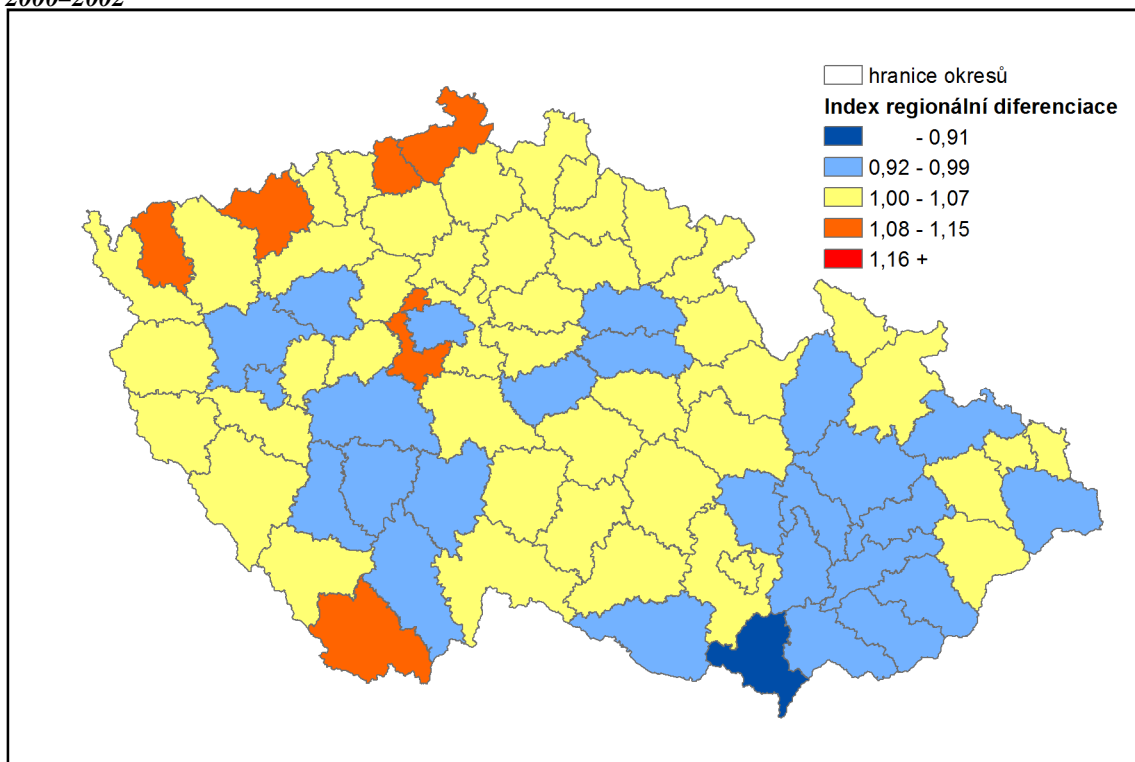
Poznámky: Index regionální diferenciace = úhrnná plodnost v okrese / úhrnná plodnost za Českou republiku. Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1994–1996, vlastní výpočty

Příloha 27 – Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 1997–1999

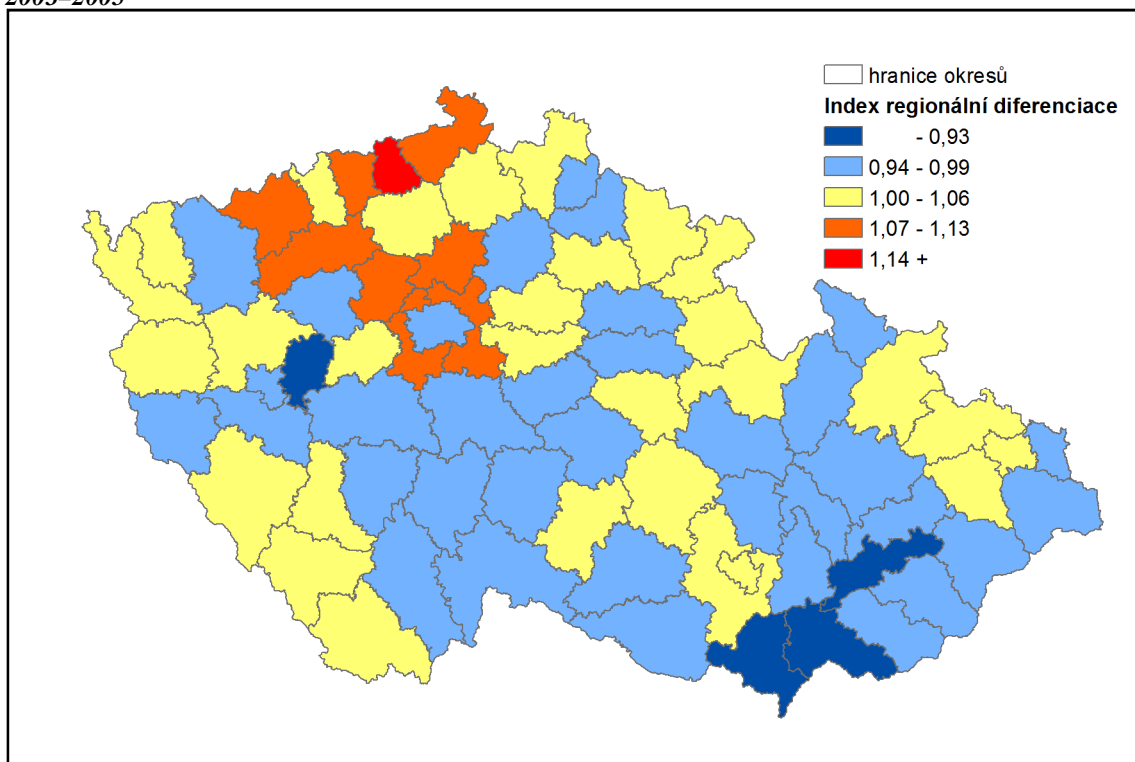
Poznámky: Index regionální diferenciace = úhrnná plodnost v okrese / úhrnná plodnost za Českou republiku. Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1997–1999, vlastní výpočty

Příloha 28 – Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2000–2002

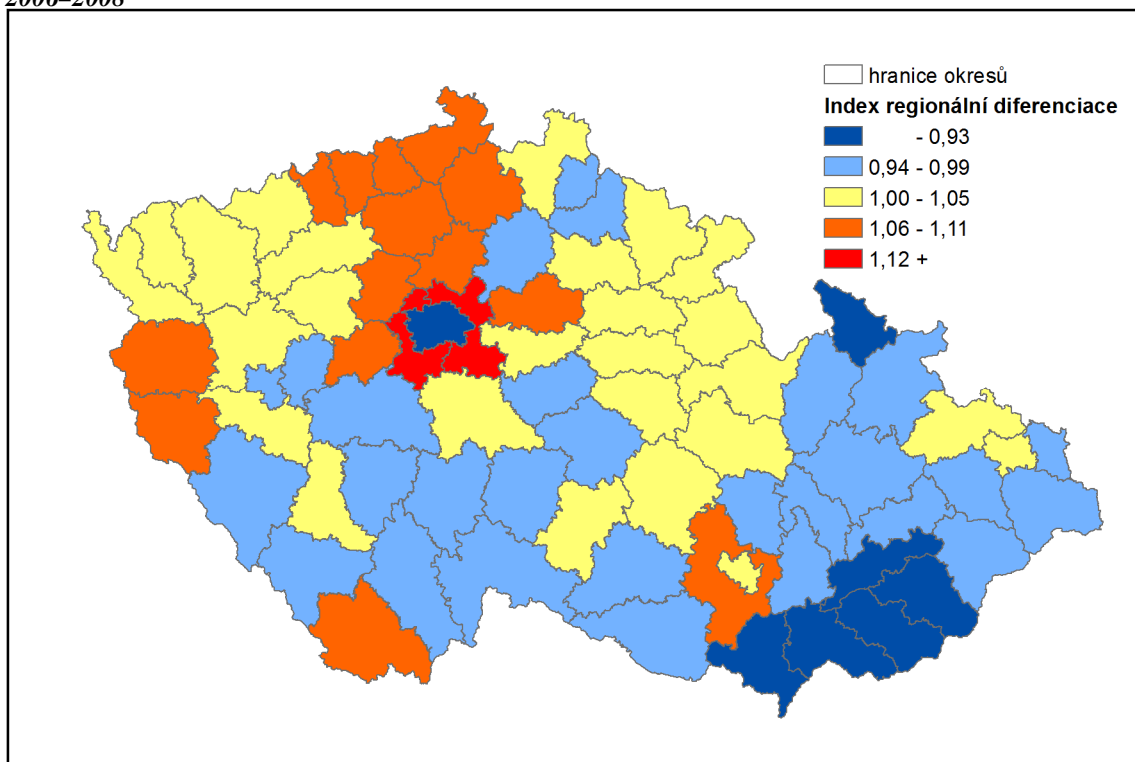
Poznámky: Index regionální diferenciace = úhrnná plodnost v okrese / úhrnná plodnost za Českou republiku. Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 2000–2002, vlastní výpočty

Příloha 29 – Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2003–2005

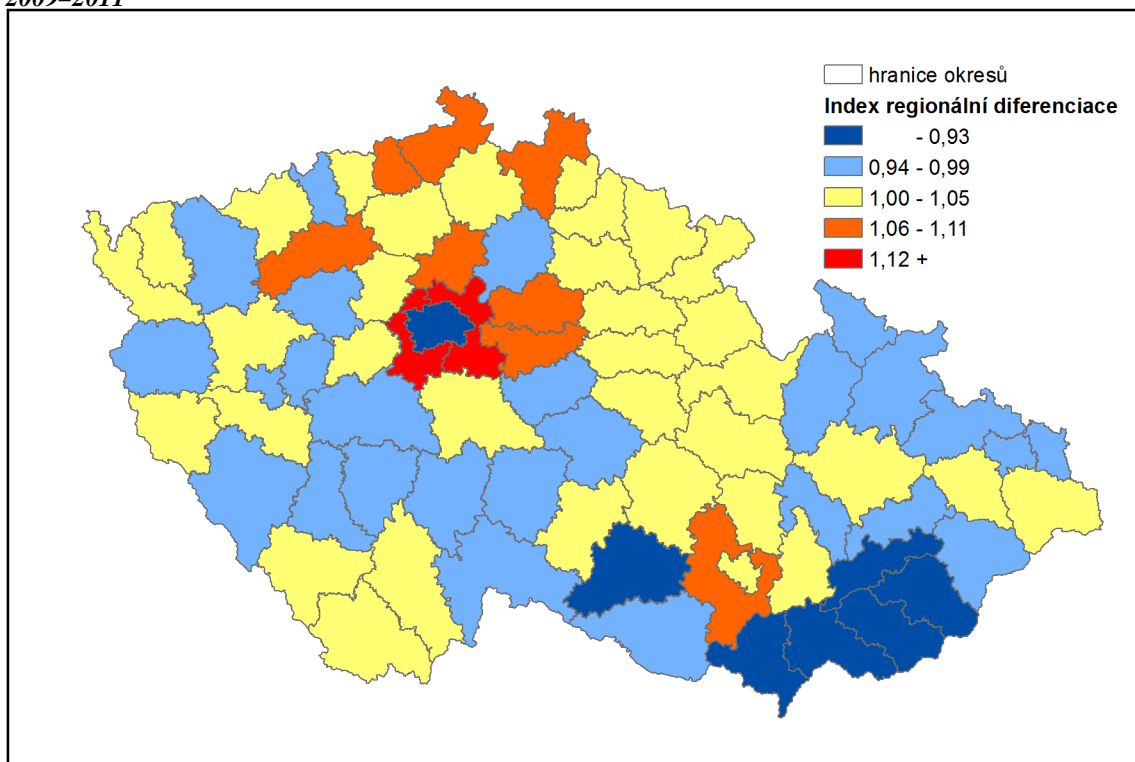
Poznámky: Index regionální diferenciace = úhrnná plodnost v okrese / úhrnná plodnost za Českou republiku. Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 2003–2005, vlastní výpočty

Příloha 30 – Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2006–2008

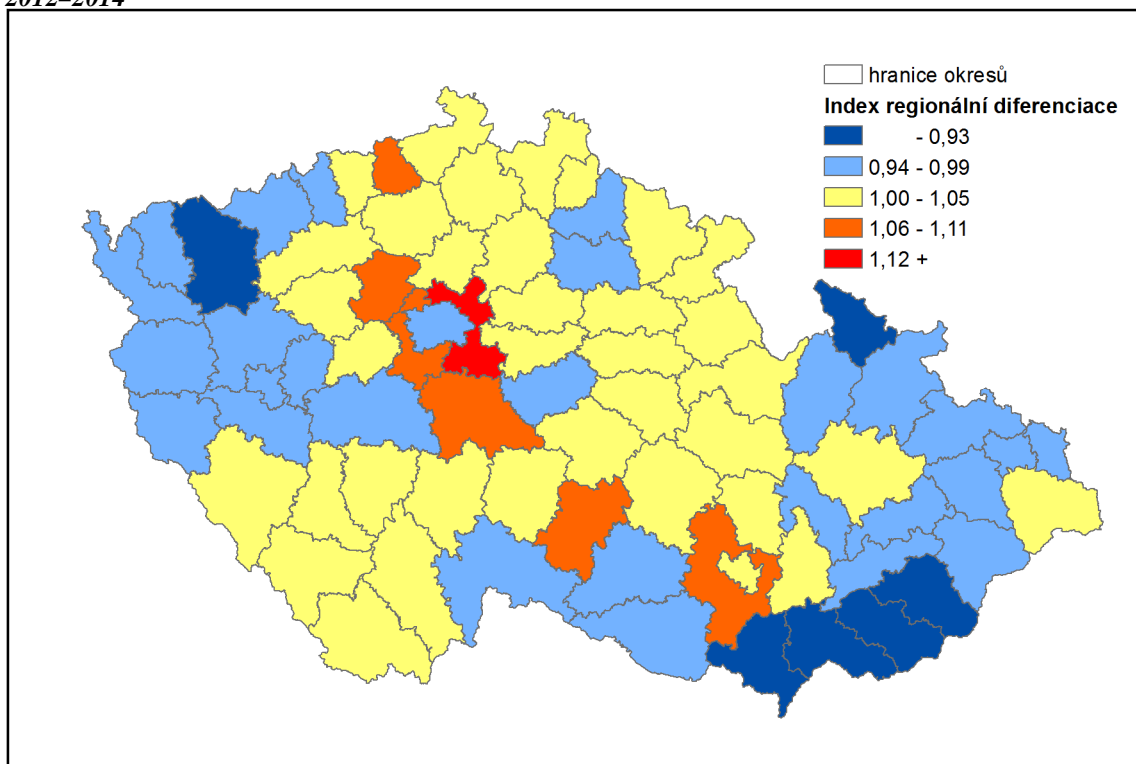
Poznámky: Index regionální diferenciace = úhrnná plodnost v okrese / úhrnná plodnost za Českou republiku. Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 2006–2008, vlastní výpočty

Příloha 31 – Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2009–2011

Poznámky: Index regionální diferenciace = úhrnná plodnost v okrese / úhrnná plodnost za Českou republiku. Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

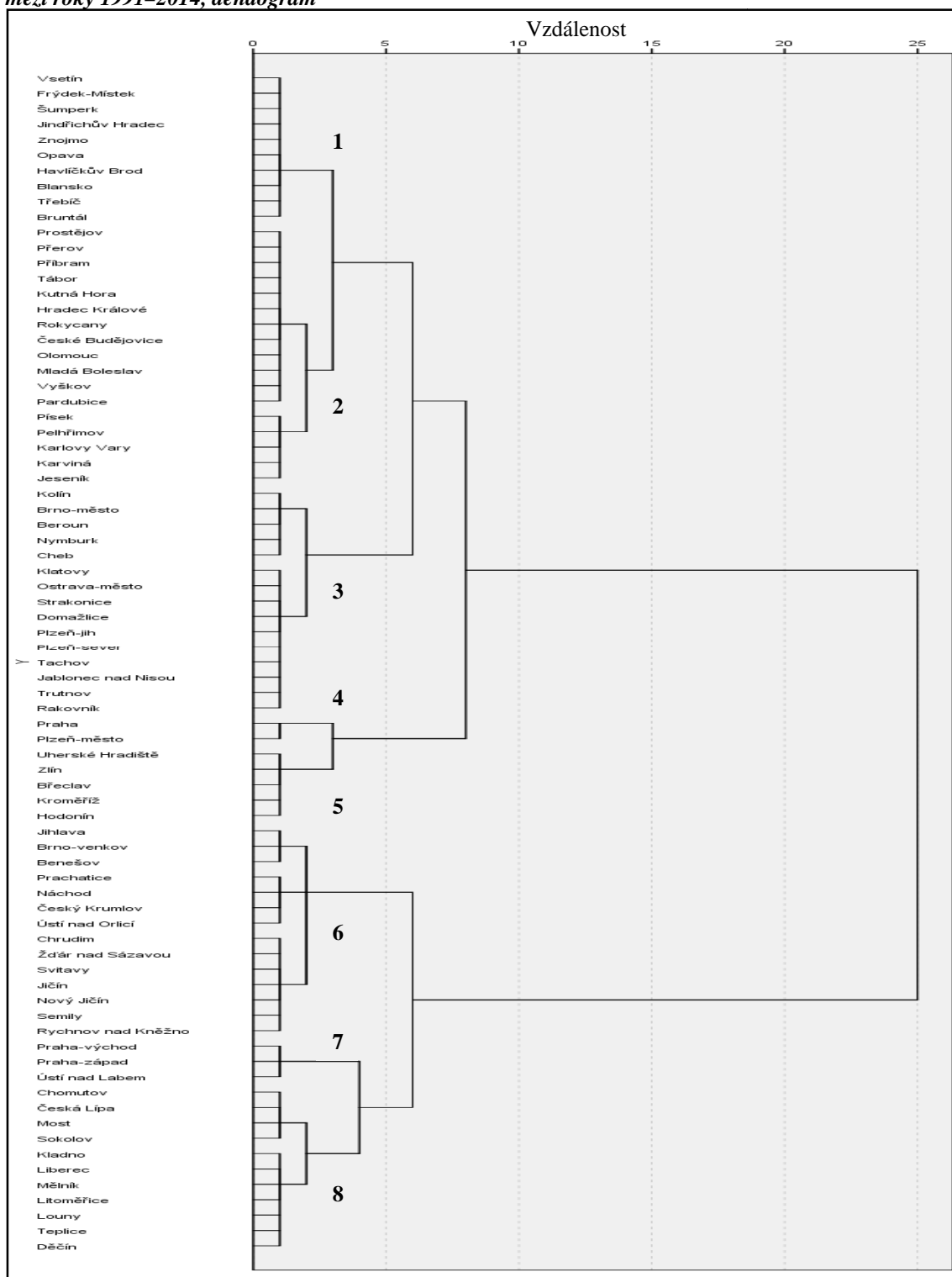
Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 2009–2011, vlastní výpočty

Příloha 32 – Regionální diferenciace úrovně úhrnné plodnosti v okresech České republiky mezi roky 2012–2014

Poznámky: Index regionální diferenciace = úhrnná plodnost v okrese / úhrnná plodnost za Českou republiku.
Obrázek byl vytvořen pomocí softwaru ArcGis 10.2.

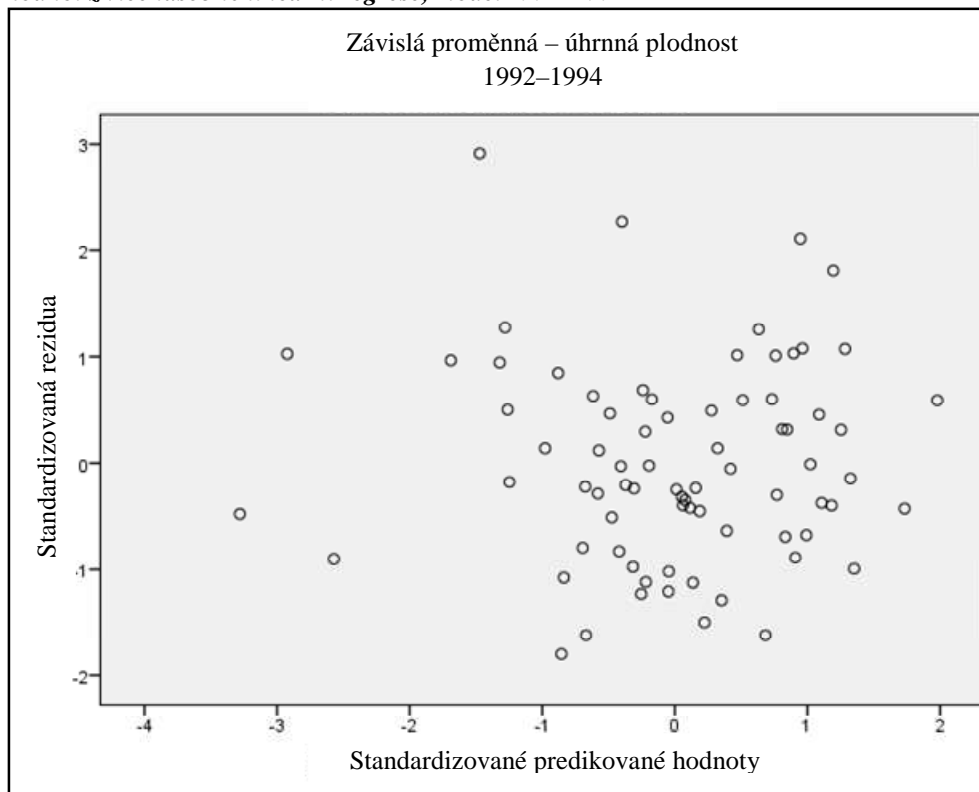
Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 2012–2014, vlastní výpočty

Příloha 33 – Výsledky shlukové analýzy podle úrovně úhrnné plodnosti v okresech za tříletá období mezi roky 1991–2014, dendogram



Poznámky: Hodnoty ukazatelů jsou standardizovány pomocí z-skórů. Podobnost se měří pomocí metody Eukleidovské vzdálenosti a ke shlukování se využívá Wardova metoda.

Zdroj dat: Evidence demografických událostí ČSÚ 1991–2014, vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

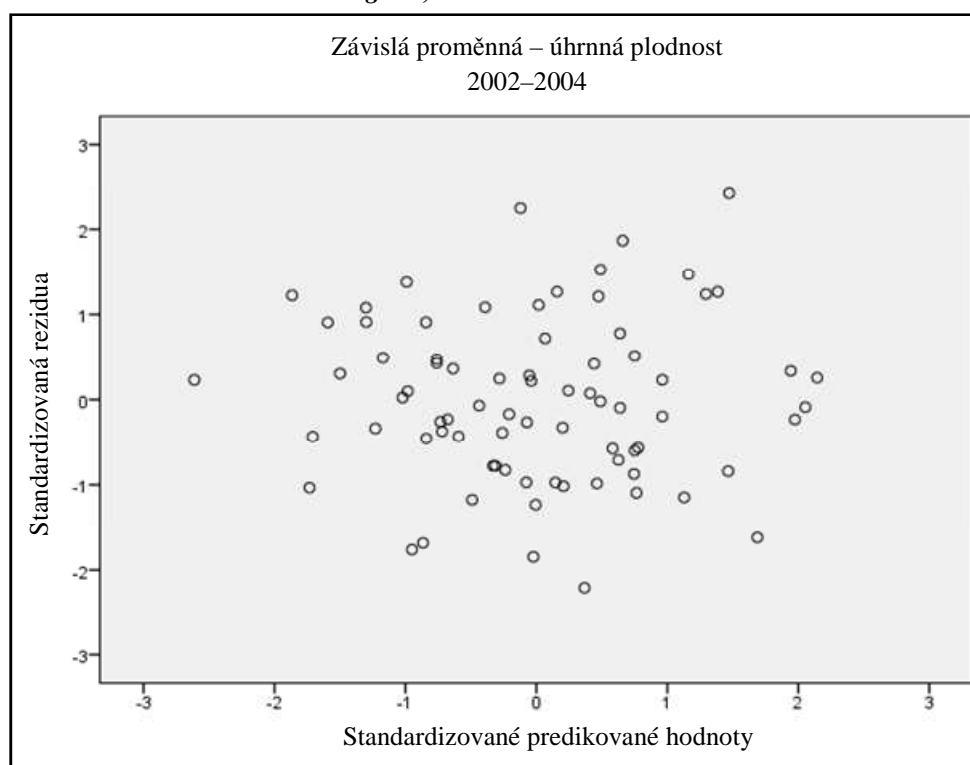
Příloha 34 – Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, model 1992–1994**Příloha 35 – Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, model 1992–1994**

Ukazatel	nez_zeny	ter_zeny	vys_zeny	svobodne	rimkat_zeny	rod_domy	stari_dom	migsald	kp
nez_zeny	1,000	0,581	0,391	0,201	-0,126	-0,345	-0,028	0,033	-0,205
ter_zeny	0,581	1,000	0,555	0,348	-0,476	-0,583	-0,289	0,097	-0,674
vys_zeny	0,391	0,555	1,000	0,578	0,007	-0,253	-0,065	0,226	-0,642
svobodne	0,201	0,348	0,578	1,000	0,042	-0,512	-0,141	0,209	-0,350
rimkat_zeny	-0,126	-0,476	0,007	0,042	1,000	0,508	0,421	-0,040	0,559
rod_domy	-0,345	-0,583	-0,253	-0,512	0,508	1,000	0,246	-0,011	0,440
stari_dom	-0,028	-0,289	-0,065	-0,141	0,421	0,246	1,000	0,040	0,485
migsald	0,033	0,097	0,226	0,209	-0,040	-0,011	0,040	1,000	-0,131
kp	-0,205	-0,674	-0,642	-0,350	0,559	0,440	0,485	-0,131	1,000

Příloha 36 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost 1992–1994

Ukazatel	Nestandardizovaný koeficient		95% interval spolehlivosti
	B	Směrodatná odchylka	
Konstanta	1,005	0,239**	0,528–1,482
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39	-0,011	0,014	-0,039–0,017
Podíl žen pracujících v terciéru ve věku 20–44	-0,003	0,001*	-0,006–0,000
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	0,004	0,004	-0,005–0,012
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	-0,001	0,005	-0,012–0,010
Podíl žen hlásících se k římskokatolické církvi ve	-0,001	0,001	-0,002–0,000
Podíl rodinných domů	0,000	0,001	-0,002–0,001
Podíl domů postavených během posledních deseti let	0,002	0,004	-0,006–0,010
Hrubá míra migračního salda	0,003	0,003	-0,003–0,009
Kohortní plodnost žen ve věku 45–49 let	0,403	0,088**	0,227–0,578

*Poznámky:**na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

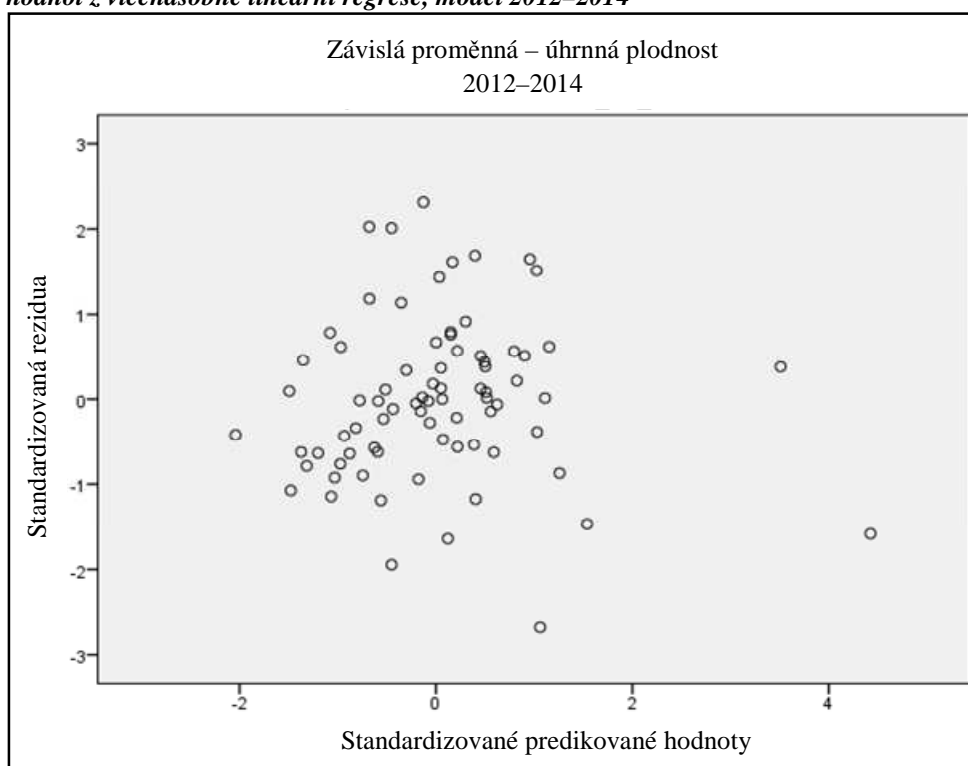
Příloha 37 – Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, model 2002–2004**Příloha 38 – Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, model 2002–2004**

Ukazatel	nez_muži	vys_ženy	svobodne	rimkat	deti
nez_muži	1,000	-0,195	0,360	-0,162	0,364
vys_ženy	-0,195	1,000	0,393	0,047	-0,626
svobodne	0,360	0,393	1,000	-0,385	-0,286
rimkat	-0,162	0,047	-0,385	1,000	0,259
deti	0,364	-0,626	-0,286	0,259	1,000

Příloha 39 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost 2002–2004

Ukazatel	Nestandardizovaný koeficient		95% interval spolehlivosti
	B	Směrodatná odchylka	
Konstanta	0,899**	0,185	0,530–1,268
Podíl nezaměstnaných mužů ve věku 20–44 let	0,001	0,001	-0,002–0,004
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	0,001	0,003	-0,004–0,007
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	0,001	0,003	-0,005–0,007
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	-0,002**	0,001	-0,003–0,001
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	0,03*	0,014	0,003–0,057

Poznámky:*na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

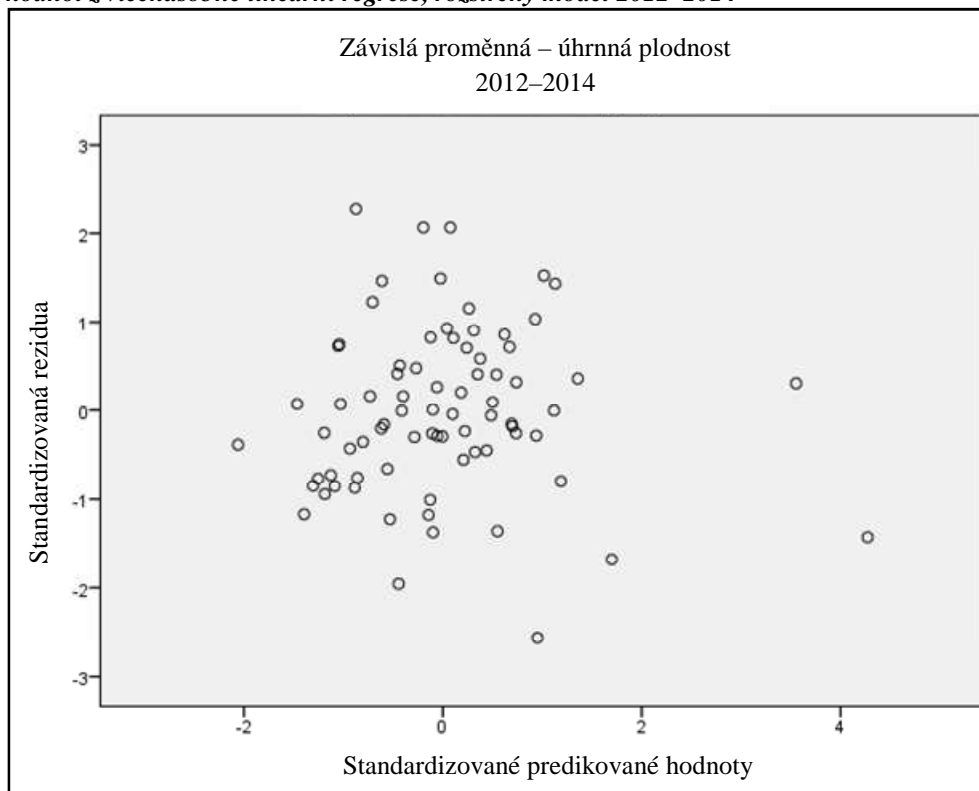
Příloha 40 – Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, model 2012–2014**Příloha 41 – Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, model 2012–2014**

Ukazatel	nez_zeny	ter_muži	vys_zeny	svobodne	potrat	rimkat	urb	staridom	deti
nez_zeny	1,000	-0,186	-0,373	0,647	0,127	0,009	0,335	-0,542	0,141
ter_muži	-0,190	1,000	0,548	0,054	0,371	-0,386	0,341	0,498	-0,296
vys_zeny	-0,373	0,548	1,000	-0,196	-0,077	0,268	0,303	0,419	-0,458
svobodne	0,647	0,054	-0,196	1,000	0,252	-0,270	0,618	-0,530	-0,207
potrat	0,127	0,371	-0,077	0,252	1,000	-0,454	0,313	0,149	0,033
rimkat	0,009	-0,386	0,268	-0,270	-0,454	1,000	-0,232	-0,178	-0,040
urb	0,335	0,341	0,303	0,618	0,313	-0,232	1,000	-0,082	-0,341
staridom	-0,542	0,498	0,419	-0,530	0,149	-0,178	-0,082	1,000	0,206
deti	0,141	-0,296	-0,458	-0,207	0,033	-0,040	-0,341	0,206	1,000

Příloha 42 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost 2012–2014

Ukazatel	Nestandardizovaný koeficient		95% interval spolehlivosti
	B	Směrodatná odchylka	
Konstanta	1,204**	0,199	0,808–1,601
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39 let	-0,006	0,003	-0,012–0,000
Podíl mužů pracujících v terciéru ve věku 20–44 let	0,002	0,001	0,000–0,004
Podíl žen s vysokoš. vzděl. ve věku 25–39 let	0,004	0,002	0,000–0,009
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	-0,009**	0,003	-0,016–0,003
Podíl indukovaných potratů	-0,001	0,001	-0,003–0,001
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	-0,002**	0,001	-0,004–0,001
Podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel	0,000	0,001	-0,001–0,002
Podíl domů postavených během posledních deseti let	-0,004	0,003	-0,009–0,002
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	0,088**	0,016	0,056–0,121

Poznámky:*na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0

Příloha 43 – Bodový graf standardizovaných reziduí a standardizovaných predikovaných hodnot z vícenásobné lineární regrese, rozšířený model 2012–2014

Příloha 44 – Pearsonův korelační koeficient mezi nezávislými proměnnými vícenásobné lineární regrese podle okresů, rozšířený model 2012–2014

Ukazatel	nez_zeny	ter_muži	prij_zeny	predskol	svobodne	potrat	rimkat	urb	staridom	deti
nez_zeny	1,000	-0,186	-0,319	-0,023	0,647	0,127	0,009	0,335	-0,542	0,141
ter_muži	-0,186	1,000	0,714	-0,512	0,054	0,371	-0,386	0,341	0,498	-0,296
prij_zeny	-0,319	0,714	1,000	-0,354	-0,230	0,089	-0,053	0,304	0,521	-0,304
predskol	-0,023	-0,512	-0,354	1,000	0,040	-0,494	0,496	-0,291	-0,528	-0,240
svobodne	0,647	0,054	-0,230	0,040	1,000	0,252	-0,270	0,618	-0,530	-0,207
potrat	0,127	0,371	0,089	-0,494	0,252	1,000	-0,454	0,313	0,149	0,033
rimkat	0,009	-0,386	-0,053	0,496	-0,270	-0,454	1,000	-0,230	-0,178	-0,040
urb	0,335	0,341	0,304	-0,291	0,618	0,313	-0,232	1,000	-0,082	-0,341
staridom	-0,542	0,498	0,521	-0,528	-0,530	0,149	-0,178	-0,082	1,000	0,206
deti	0,141	-0,296	-0,304	-0,240	-0,207	0,033	-0,040	-0,341	0,206	1,000

Příloha 45 – Výsledky vícenásobné lineární regrese za okresy, závislá proměnná úhrnná plodnost 2012–2014, rozšířený model

Ukazatel	Nestandardizovaný koeficient		95% interval spolehlivosti
	B	Směrodatná odchylka	
Konstanta	1,188**	0,257	0,675–1,702
Podíl nezaměstnaných žen ve věku 20–39	-0,008**	0,003	-0,014–0,002
Podíl mužů pracujících v terciéru ve věku 20–44	0,001	0,001	-0,001–0,004
Podíl žen pracujících v zaměstnáních s vyššími příjmy ve věku 20–39 let	0,004*	0,002	0,000–0,007
Podíl svobodných žen ve věku 20–39 let	-0,006	0,003	-0,013–0,001
Podíl indukovaných potratů	-0,001	0,001	-0,003–0,001
Podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi	-0,001*	0,001	-0,003–0,000
Podíl obyvatel v obcích nad 2 000 obyvatel	0,000	0,001	-0,001–0,002
Podíl domů postavených během posledních deseti let	-0,003	0,003	-0,008–0,002
Podíl dětí navštěvující předškolní zařízení	-0,001	0,001	-0,003–0,001
Podíl dětí ve věku 6–14 let v populaci	0,079**	0,016	0,047–0,110

Poznámky:*na 5% hladině významnosti, **na 1% hladině významnosti. Metody nejmenších čtverců a enter. Vlastní výpočty pomocí programu SPSS 16.0