

**UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE**

**FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD**

Institut ekonomických studií

**Michal Klečka**

**Nezaměstnanost na území České republiky**

*Bakalářská práce*

Praha 2013

Autor práce: **Michal Klečka**

Vedoucí práce: **PhDr. Michal Hlaváček, Ph.D.**

Rok obhajoby: 2013

## **Bibliografický záznam**

KLEČKA, Michal. *Nezaměstnanost na území České republiky*. Praha, 2013. 69 s. Bakalářská práce (Bc.) Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií. Vedoucí diplomové práce PhDr. Michal Hlaváček, Ph.D.

## **Abstrakt**

Cílem této práce je analýza nezaměstnanosti na území České republiky převážně na krajské úrovni. Klíčová je snaha o vytvoření jednoduchého modelu, jenž by dostatečně popisoval chování hladiny, popřípadě změny nezaměstnanosti. K tomu jsou využity tři základní faktory – míra inflace, výstup ekonomiky, kriminalita. Tyto faktory vycházejí ze tří základních politik – monetární, fiskální a sociální politiky. Před tvorbou celkového modelu je závislost těchto faktorů na nezaměstnanosti testována separátně z důvodu lepšího pochopení vztahu mezi proměnnými na krajské úrovni. Vždy je také stanoven průměrný efekt závislosti krajské nezaměstnanosti na těchto faktorech. K měření interakce mezi mírou inflace a hladinou nezaměstnanosti je využita původní a statická Phillipsova křivka. Rozšířený model Phillipsovy křivky byl využit spolu s modelem dynamické přirozené míry nezaměstnanosti právě ke stanovení přirozené míry nezaměstnanosti ve všech krajích České republiky. Vliv výstupu ekonomiky na nezaměstnanost je měřen diferenční verzí Okunova zákona. Ke zlepšení chápání vztahu mezi výstupem ekonomiky a nezaměstnaností během hospodářského cyklu byl využit rozklad tempa růstu HDP na pozitivní a negativní. Ke zkoumání korelace mezi mírou kriminality a nezaměstnaností byl využit jednoduchý model, kde změna jedné proměnné je vysvětlena pomocí změny druhé proměnné. Na základě těchto poznatků byl sestaven celkový model, jenž vysvětluje změnu hladiny nezaměstnanosti pomocí změny zmíněných faktorů.

## **Abstract**

This paper is aimed at analysis of unemployment in the Czech regions. The key thing is the effort to create a simple model which determinates unemployment in regions. To this, three basic factors are used – inflation, outcome and criminality as they represent fiscal, monetary and social policies. Firstly, the effects of these factors are tested separately by OLS to find their mutual correlation. The average effects of

dependence between factors and unemployment in regions are also established by using panel regression. Original and static Phillip's curves are used to measure the impact of level of unemployment on the inflation. The expanded model of Phillip's curve and the dynamic model of natural level of unemployment are used to estimate natural levels of unemployment in regions. The difference version of Okun's law is used to estimate the impact of economy outcome on the level of unemployment. Subsequently, the extended model of Okun's law is used to distinguish the effect of economic cycle on this impact. Correlation of level of unemployment with criminality is measured by simple model, where the change of the first variable is determined by the change of the second variable. All this knowledge is used to create the complex model, which explains the change of the level of unemployment in regions by change of the three above mentioned factors.

## **Klíčová slova**

Nezaměstnanost, přirozená míra nezaměstnanosti, Phillipsova křivka, Okunův zákon, korelace nezaměstnanosti s HDP, inflací a kriminalitou, Česká republika, kraje České republiky

## **Keywords**

Unemployment, Natural level of unemployment, Phillips Curve, Okun's Law, Correlation of Unemployment with GDP, Criminality and Inflation, Czech Republic, Region's of Czech Republic

**Rozsah práce:** 105 819 znaků (bez příloh a abstraktu)

## **Prohlášení**

1. Prohlašuji, že jsem předkládanou práci zpracoval/a samostatně a použil/a jen uvedené prameny a literaturu.
2. Prohlašuji, že práce nebyla využita k získání jiného titulu.
3. Souhlasím s tím, aby práce byla zpřístupněna pro studijní a výzkumné účely.

V Praze dne 26. 7. 2013

Michal Klečka .....

## **Poděkování**

Na tomto místě bych nejprve rád poděkoval vedoucímu práce panu PhDr. Michalu Hlaváčkovi, Ph.D. za pomoc. Následně bych rád poděkoval Ing. Petru Malkovskému za data, jež mi poskytl z interní evidence Úřadu práce.

# Obsah

<b>OBSAH.....</b>	<b>1</b>
<b>ÚVOD.....</b>	<b>2</b>
<b>REŠERŠE LITERATURY.....</b>	<b>3</b>
<b>DATA .....</b>	<b>4</b>
<b>1. NEZAMĚŠTNANOST.....</b>	<b>5</b>
1.1 <i>Definice nezaměstnanosti.....</i>	6
<b>2. PŘIROZENÁ MÍRA NEZAMĚŠTNANOSTI.....</b>	<b>8</b>
2.1 <i>Phillipsova křivka.....</i>	10
2.1.1 <i>Teoretický základ Friedmanova pojetí (Rozšířený model).....</i>	11
2.1.2 <i>Předpoklady modelu.....</i>	12
2.1.3 <i>Model statické Phillipsovy křivky.....</i>	13
2.1.4 <i>Empirické poznatky.....</i>	14
2.1.4.1 <i>Regionální odhady u* pomocí statické Phillipsovy křivky.....</i>	15
2.1.4.2 <i>Regionální odhady Phillipsových křivek.....</i>	18
2.1.4.3 <i>Průměrný efekt regionálních Phillipsových křivek.....</i>	20
2.1.4.4 <i>Závěry.....</i>	21
2.2 <i>Model tokové nezaměstnanosti.....</i>	22
2.2.1 <i>Dynamika mezi zaměstnanými a nezaměstnanými.....</i>	22
2.2.2 <i>Dynamika mezi ekonomicky aktivním a neaktivním obyvatelstvem.....</i>	23
2.2.3 <i>Empirické výsledky.....</i>	24
2.3 <i>Závěr.....</i>	31
<b>3. OKUNŮV ZÁKON.....</b>	<b>32</b>
3.1 <i>Druhy Okunova zákona.....</i>	34
3.2 <i>Empirické výsledky pro ČR.....</i>	37
3.2.1 <i>Regionální odhady.....</i>	38
3.2.2 <i>Kvartální odhad pro celou Českou republiku.....</i>	41
3.3 <i>Závěr.....</i>	42
<b>4. NEZAMĚŠTNANOST A KRIMINALITA.....</b>	<b>43</b>
4.1 <i>Empirické výsledky.....</i>	44
<b>5. CELKOVÝ EFEKT INFLACE, KRIMINALITY A VÝSTUPU NA NEZAMĚŠTNANOST.....</b>	<b>46</b>
5.1 <i>Empirické výsledky.....</i>	46
<b>ZÁVĚR.....</b>	<b>48</b>
<b>SUMMARY.....</b>	<b>50</b>
<b>POUŽITÁ LITERATURA.....</b>	<b>52</b>
<b>SEZNAM PŘÍLOH.....</b>	<b>ERROR! BOOKMARK NOT DEFINED.</b>
<b>PŘÍLOHY.....</b>	<b>ERROR! BOOKMARK NOT DEFINED.</b>

## Úvod

Tato práce je věnována jednomu z nejvýznamnějších témat současné makroekonomie – nezaměstnanosti. Konkrétně je věnována nezaměstnanosti na území České republiky a to poměrně detailně, byť využívá poměrně jednoduché modely. Jejím přínosem je množství sledovaných ukazatelů. Kromě rozložení celé České republiky na jednotlivé kraje, kde dochází k testování závislostí separátně, se tato práce snaží mapovat hned několik závislostí najednou. Primárním záměrem práce je odhadnout vliv tří základních politik na hodnotu nezaměstnanosti pomocí metody odhadů nejmenších čtverců (OLS) či panelové regrese a pokusit se odhalit a definovat rozdíly na krajské úrovni. A následně sestavit model, jež by usnadnil chápání vývoje jednotlivých regionálních nezaměstnaností. Neboť chápat republiku jako celek může přinést neuspokojivé výsledky jednotlivých politik v případě zásadních rozdílů interakce mezi proměnnými na krajské úrovni. Tyto politiky jsou zastoupeny vždy jednou proměnnou, jež, jak jsem přesvědčen, plně vystihuje jejich náplň. Politiky snižování nezaměstnanosti jsou aktuálnější než kdy dříve vzhledem k situaci rostoucí nezaměstnanosti. Problematika nezaměstnanosti bude uvedena v první kapitole.

Prvním zástupcem je inflace, jež zastupuje monetární politiku. Krátkodobou interakci mezi úrovní nezaměstnaností a mírou inflace popisuje krátkodobá Phillipsova křivka. V kapitole dva budu testovat původní Phillipsovu křivku spolu se statickou Phillipsovou křivkou, jež bude také využita k odhadu přirozené míry nezaměstnanosti spolu s modelem dynamické přirozené míry nezaměstnanosti. Model statické Phillipsovy křivky s tak silným předpokladem, jako jsou statická očekávání, bude využit z důvodu přidání očekávání modelu, jež by měl lépe popisovat skutečnou interakci proměnných, neboť odhady pomocí původní Phillipsovy křivky jsou dnes zatracovány. V obou modelech představuje koeficient vlivu nezaměstnanosti na inflaci aproximaci korelačního koeficientu mezi těmito proměnnými.

Druhým zástupcem je výstup ekonomiky, jež má představovat fiskální politiku. Vztahu mezi těmito dvěma proměnnými se věnuje Okunův zákon, který má několik podob. Všechny tyto modely budou představeny, avšak využit bude jen jeden. Konkrétněji v kapitole tři využívám diferenční verzi Okunova zákona, která je možná nejjednodušší verzí, ale i zde můžeme koeficient vlivu výstupu ekonomiky na nezaměstnanost považovat za velmi blízký korelačnímu koeficientu těchto dvou proměnných. Kromě základního modelu diferenčního Okunova zákona bude použita



jeho modifikace, jež by měla odhalit rozdílný vliv výstupu během fází hospodářského cyklu. Tato modifikace vychází z práce G. Brusetty a D. Corsa (2012).

Jako zástupce sociální politiky jsem zvolil kriminalitu. Tento přírůstek se možná zdá nelogický. Za ideálního představitele sociální politiky lze pravděpodobněji považovat různé sociální transféry. Kriminalita spíše odpovídá bezpečnostní politice. Z mého osobního pohledu je kriminalita společensko-sociální problém. Z tohoto důvodu jsem zvolil kriminalitu jako poslední proměnnou při vysvětlování hladiny nezaměstnanosti. Vztah mezi nezaměstnaností a kriminalitou není vůbec prokazatelný a je otázkou, zda se dá považovat za kauzální, jako ty předešlé. Já předpokládám pozitivní korelaci těchto proměnných, neboť vyšší nezaměstnanost by měla vyvolávat nárůst kriminality a obráceně. Vyšší kriminalita by měla vyvolat nárůst nezaměstnanosti. Tento problém je podrobněji rozebrán v kapitole 4.

V poslední kapitole se věnuji společnému vlivu všech zmíněných proměnných, který by měl umožnit porozumění chování nezaměstnanosti na území České republiky a českých krajů.

V každé kapitole provádím regionální odhady modelů pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) a následně se snažím identifikovat průměrný krajský vliv pomocí panelové regrese na všech čtrnácti krajích České republiky. Tyto odhady by měly vykazovat vyšší signifikanci a usnadnit pochopení vzájemné interakce proměnných.

## Rešerše Literatury

První dva modely této práce bývají testovány pro Českou republiku relativně často. Jedná se o celorepublikové odhady, které jsou mnohem sofistikovanější než ty, které budou použity zde. To je umožněno podrobným zkoumáním pouze jedné závislosti. Ovšem vysvětlovat krajský vývoj nezaměstnanosti pouze jednou proměnnou není vhodný přístup. Proto tato práce využívá základní modely, které usnadňují jejich kombinování a vycházejí z původních prací W. A. Phillipse (1958), P. A. Samuelsona a R. M. Sollowa (1960), M. Friedmana (1968)<sup>1</sup>, M. A. Okuna (1962). Vzhledem k velké četnosti zkoumání Phillipsovy křivky a Okunova zákona pro Českou republiku je zde krátký přehled literatury.

---

<sup>1</sup> Souhrnný přehled modelů Phillipsových křivek je k nalezení v práci M. Karanassou a kol. (2006).

Phillipsova křivka je dnes velmi zpochybňována. Proto některé práce uvažují Novou keynesiánskou Phillipsovu křivku, např. K. Danišková a kol. (2011), J. Artl a Plašil (2005), B. Vašíček (2009) a celá řada dalších. Přesto dochází i k testování klasické Phillipsovy křivky. Velmi se tomuto tématu věnuje O. Šimpach (2012a, 2012b, 2013). Ve své práci spolu s H. Chytilovou (2013) došli k zajímavým závěrům. Krátkodobý negativní vztah mezi mírou inflace a hladinou nezaměstnanosti existuje v případě, kdy uvažujeme cenový růst pouze skupiny základních surovin – energie, jídlo, tabák, alkohol. V případě růstu cen například dopravy, tento vztah vůbec neplatí. Rozporuplný je závěr práce L. Černohorské a J. Černohorského (2007), který znamená neexistenci Phillipsovy křivky pro Českou republiku. Phillipsova křivka, obdobně jako v této práci, bývá využívána k odhadu hodnoty NAIRU<sup>2</sup>. Tomu se věnují práce V. Balásze (2011), D. Navrátila a J. Hurníka (2005), B. Kadeřábkové a E. Jášové (2011). Tato práce zkoumá rozdílný vývoj NAIRU v sektorech ekonomiky. Hodnota NAIRU pro sekundární sektor tvoří dle této práce budoucí vývoj celorepublikové hodnoty. Obecně vztah mezi mírou inflace a hladinou nezaměstnanosti je v České republice poznamenán přechodem z komunistického režimu na kapitalistický (tržní). Výsledky Okunova zákona nepřinášejí již tolik rozporuplné výsledky, např. práce H. Gabrish a H. Busecher (2006), K. Lipták (2012), T. Boulton (2010) a další. Práci, která by se detailněji věnovala českým krajům, jsem nenalezl.

## Data

Hlavním cílem této práce je pozorování nezaměstnanosti na celorepublikové a regionální dimenzi. Tato dimenze ovšem v sobě nese problémy v oblasti dostupnosti dat. Data k této práci jsou složena do několika časových řad, popřípadě panelu. Pro druhou kapitolu je nejpodstatnějším zdrojem interní evidence Úřadu práce (dále jen „ÚP“), vycházející z výběrového šetření pracovních sil. Jedná se o přehled měsíční nezaměstnanosti na území každého kraje a celé České republiky od ledna 2004 po září 2012. Tato data jsou obohacena o úroveň meziměsíční inflace dle databáze České národní banky, jež využívá statistiky Českého statistického úřadu (dále jen „ČSÚ“). Jedná se pouze o údaje pro celou Českou republiku. Regionální dimenzi bohužel inflace na meziměsíční bázi neobsahuje. Jsem přesvědčen, že toto zjednodušení nebude mít

---

<sup>2</sup> NAIRU = hladina nezaměstnanosti, jež nezvyšuje inflaci. Podrobněji se tomuto pojmu věnuji v kapitole dva.

velký vliv na případné výsledky, neboť vzhledem k velikosti České republiky předpokládám obdobný, ne-li shodný vývoj inflace napříč jednotlivými regiony. Samozřejmě toto zjednodušení znemožňuje hledání regionálních rozdílů v případě interakce mezi mírou inflace a hladinou nezaměstnanosti. Ve třetí a čtvrté kapitole jsem shodně limitován pouze ročními údaji pro úroveň kriminality a HDP na regionální úrovni od roku 1995. Z tohoto důvodu obě tyto kapitoly na regionální úrovni jsou odhadovány z ročních časových řad od roku 1995 po rok 2011. Zdrojem se staly jednotlivé regionální ČSÚ. Empirický odhad Okunova zákona pro celou Českou republiku jsem také provedl na kvartálních datech od prvního čtvrtletí roku 2004 po třetí čtvrtletí roku 2012. Zdrojem kvartálního HDP České republiky je statistická evidence ARAD České národní banky, vycházející z dat ČSÚ. Jednotlivé kvartální míry nezaměstnanosti jsem odvozoval z měsíčních údajů, jež jsem měl k dispozici. Data na kvartální a měsíční bázi jsem sezónně očišťoval (HP-filter, dummy proměnné v regresi), zatímco roční data jsem ponechal bez dalších úprav.

## 1. Nezaměstnanost

Nezaměstnanost je druhý nejsledovanější ekonomický ukazatel o stavu ekonomiky<sup>3</sup>. Její důležitost ovšem neplyne pouze z ekonomického chápání, ale také z pohledu sociálního či politického. Nezaměstnanost jako veličina ovlivňuje výstup ekonomiky, působí proticyklicky, R. J. Barro (1997) odhadl korelaci reálného HDP a míry nezaměstnanosti v USA na -0,9. Dochází také ke krátkodobé interakci nezaměstnanosti a míry inflace – krátkodobá Phillipsova křivka. Ale také různé sociální ukazatele jsou ovlivněny velikostí nezaměstnanosti. Dlouhodobě se zkoumá efekt nezaměstnanosti na růst kriminality. Významným sociálním tématem související se zaměstnaností, ale také nezaměstnaností je diskriminace. Může se jednat o genderovou diskriminaci (ženy mají nižší příjmy než muži, je nižší snaha zaměstnávat mladé ženy z důvodu hrozby odchodu na mateřskou dovolenou), či rasovou (v České republice např. předsudky proti Romům, či levné pracovní síle z východní Evropy).

Míru nezaměstnanosti nelze považovat za konstantní po celém území České republiky. Dochází k rozptylu této hodnoty v jednotlivých správních obvodech

---

<sup>3</sup> Vychází z Cahlík a kol. (2010).

z důvodu geografických rozdílů. V této práci se budu snažit tento fakt prokázat sledováním hodnot přirozené míry nezaměstnanosti v českých krajích.

## **1.1 Definice nezaměstnanosti**

Následující podkapitola vychází z makroekonomických učebnic – B. Kadeřábková (2003), R. J. Barro (1997), T. Cahlík a kol. (2010). Nezaměstnanost je veličina uváděná v procentech. Definuje se jako poměr nezaměstnaných k ekonomicky aktivnímu obyvatelstvu. Ekonomicky aktivní obyvatelstvo (pracovní sílu) tvoří součet zaměstnaných a nezaměstnaných osob. Nezaměstnaní jsou ti, kteří práci nemají, ale aktivně ji hledají. V České republice musí být tyto lidé vedeni na ÚP. Zaměstnaní jsou ti, jež práci mají. Participace obyvatel je poměr ekonomicky aktivního obyvatelstva ku velikosti populace v produktivním věku, v České republice aktuálně 15-64 let<sup>4</sup>. Udává se i míra zaměstnanosti a nově od roku 2013 i podíl nezaměstnaných osob. Míra zaměstnanosti je definována jako podíl zaměstnaných osob ku velikosti populace v produktivním věku. Podíl nezaměstnaných osob je definován poměrem nezaměstnaných osob ku velikosti populace v produktivním věku<sup>5</sup>.

Nezaměstnanost je tvořena z několika složek, které slouží k lepší interpretaci a chápání jejího chování:

### **1. Frikční nezaměstnanost**

Je dána potenciálními pracovníky, kteří práci hledají z důvodu ukončení předešlého pracovního poměru nebo se stali nově členy pracovní síly – studenti, matky po mateřské dovolené.

### **2. Strukturální nezaměstnanost**

Je determinována změnou struktury ekonomiky, tj. dochází ke změnám požadavků na pracovníky. Nezaměstnaní se nemohou se svým vzděláním a zkušenostmi uplatnit, a proto musí projít rekvalifikací. Tento jev se výrazně projevil již v minulosti. V roce 1848 docházelo v Čechách k ničení strojů, které braly lidem práci. Obdobně v 70. a 80. letech minulého století v USA se rozšířilo používání robotických strojů, jež nahradily pracovní činnost mnoha pracovníků.

---

<sup>4</sup> Dle Úřadu práce České republiky.

<sup>5</sup> Dle Českého statistického úřadu.

### 3. Sezónní nezaměstnanost

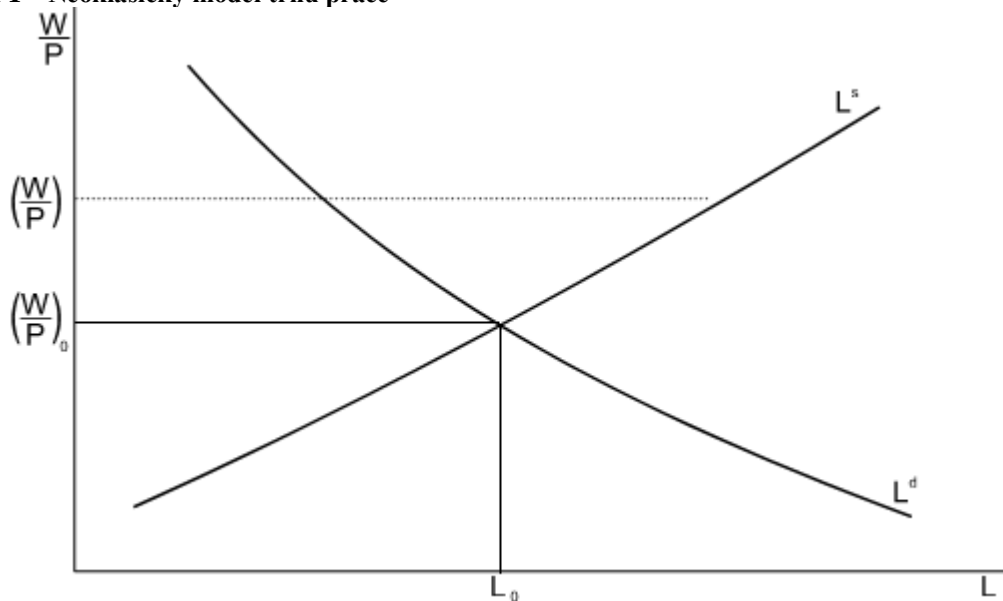
Uváděná i jako součást frikční nezaměstnanosti. Řada odvětví jako je turismus, zemědělství, stavebnictví podléhá sezónním vlivům. Tímto jevem je determinována i jejich poptávka po práci. V těchto odvětvích je zaměstnáno mnoho lidí. Právě pro tento fakt je nezaměstnanost brána za sezónní veličinu.

### 4. Cyklická nezaměstnanost

Cyklická nezaměstnanost je určena reálným ekonomickým cyklem. Definuje se jako rozdíl mezi aktuální mírou nezaměstnanosti a přirozenou mírou nezaměstnanosti (dále také jako „ $u^*$ “), které se podrobněji věnuji v kapitole dva.

Existují dva základní pohledy na nezaměstnanost – statický a dynamický. Dynamický bude podrobněji představen také v kapitole 2 a využit k odhadu přirozené míry nezaměstnanosti na základě toků práce schopného obyvatelstva. Statický pohled využívá neoklasický model trhu práce.

Graf 1 – Neoklasický model trhu práce<sup>6</sup>



Celková úroveň zaměstnanosti je dána počtem pracujících lidí -  $L$ , které firmy při dané reálné mzdě  $(W/P)$  najímají. Trh se nachází v rovnovážné poloze, pokud se nachází v bodě  $L_0$  a tomu odpovídající hodnotě reálné mzdy  $W/P_0$ . Z neoklasického pohledu existuje přirozená míra nezaměstnanosti, která odpovídá situaci plné zaměstnanosti, tj. situaci, kdy dochází pouze k dobrovolné nezaměstnanosti. Pokud by

<sup>6</sup> Převezato z Cahlík a kol. (2010), s.188.

se reálná cena práce zvýšila nad rovnovážnou, dochází ke zvýšení nezaměstnanosti, neboť vznikne nedobrovolná nezaměstnanost (situace W/P), kdy lidé by byli ochotni pracovat, ale firmy si je nemohou dovolit najmout.

## 2. Přirozená míra nezaměstnanosti

V této kapitole se budu snažit odhadnout tzv. rovnovážnou nezaměstnanost, nazývanou také jako přirozenou míru nezaměstnanosti pro všechny kraje a také celou Českou republiku. K tomu využiji model rozšířené Phillipsovy křivky spolu s modelem dynamické přirozené míry nezaměstnanosti. V moderní ekonomii se poměrně často používají termíny jako přirozená míra nezaměstnanosti, potenciální produkt a podobně. Tyto termíny popisují ideálně fungující systém makroekonomické rovnováhy. Vyskytují se ve většině makroekonomických modelů, pomocí kterých se snaží ekonomové vysvětlit základní ekonomické vztahy. Znalost těchto hodnot, respektive jejich odhady, usnadňuje další makroekonomické rozhodování.

Přirozená míra nezaměstnanosti odpovídá nezaměstnanosti, která se vyskytuje v případě, kdy ekonomika je na potenciálním výstupu a současně míra inflace je shodná s očekávanou. V tomto případě mluvíme o součtu frikční a strukturální nezaměstnanosti. Cyklická a sezónní jsou v případě přirozené míry nezaměstnanosti považované za nulové. To ovšem neznamená, že v případě rovnovážné nezaměstnanosti neexistují lidé, kteří jsou nezaměstnaní a nejsou za daných podmínek ochotni pracovat. Dnešní obecné definici z makroekonomických skrypt oponuje M. Friedman vycházející z původní neoklasické ekonomie, která chápe  $u^*$  jako dobrovolnou nezaměstnanost. Zde dochází ke komplikaci interpretace kladné mezery výstupu. Pomocí rozšířeného modelu Phillipsovy křivky a využití pojmu peněžní iluze<sup>7</sup>, jíž podléhají zaměstnanci, ovšem Friedman tento jev vysvětlil. Přirozenou míru nezaměstnanosti chápe jako úroveň, která vychází z Walrasovského systému rovnic všeobecné rovnováhy<sup>8</sup>. Základ Friedmanovy teorie je proto spíše mikroekonomický. Friedman chápe přirozenou míru nezaměstnanosti jako frikční nezaměstnanost. Zda ji chápe i jako složku obsahující strukturální nezaměstnanost, není zcela jasné<sup>9</sup>. „*Abych zabránil nedorozumění,*

<sup>7</sup> Pod vlivem adaptivních očekávání zaměstnanci věří v růst reálné mzdové sazby, zatímco firmy vědí, že dochází pouze k růstu nominální mzdy, zatímco reálná mzda klesá.

<sup>8</sup> Vychází z práce M. Friedmana (1968).

<sup>9</sup> Jak tvrdí V. Pošta (2008).

*nechte mě zdůraznit, že používáním termínu přírodní míra nezaměstnanosti neříkám, že tato hodnota je nezávislá či neměnná. Ba naopak, mnoho faktorů, jež ovlivňují její hladinu, jsou výsledkem politik.*“<sup>10</sup>

Jak je vidět, ani sám Friedman nebral přirozenou míru nezaměstnanosti za konstantní. Upozorňuje na její závislost na rozhodování ekonomických aktérů, respektive spíše tvůrců politik. S tím souhlasí i Mikhail a kol.: „*Výskyt hystereze nezaměstnanosti implikuje nejedinečnost a závislost přirozené míry.*“<sup>11</sup>. Přestože koncept hystereze nezaměstnanosti je jinak dosti protichůdný. V případě šoku dochází ke změně přirozené míry, která bude přetrvávat i nadále. Po odeznění šoku se  $u^*$  nevrátí do původního stavu. To je v kontrastu s teorií přirozené míry, kde se  $u^*$  navrátí do původního stavu<sup>12</sup>. „*Doufáme, že porozumění nezaměstnanosti v Evropě bude mít za následek to, že se ekonomové budou muset zříci hypotézy přirozené míry, která tvoří mnoho jak z keynesovské, tak z klasické makroekonomie.*“<sup>13</sup>. Přirozená míra nezaměstnanosti je závislá, proto klíčovou otázkou zůstává: Co určuje velikost  $u^*$ ?

Vedle obecných determinantů jako jsou čas a rigidita mezd jsou považovány za jednotlivé determinanty  $u^*$ :

- **skladba obyvatelstva**

Tj. jak velká část populace se nachází v produktivním a neproduktivním věku. Pokud se sníží skupina lidí v produktivním věku, velmi pravděpodobně i poklesne přirozená míra nezaměstnanosti.

- **pojištění v nezaměstnanosti (podpora)**

Pokud je pojištění poměrně vysoké, lidé raději preferují přijímání transféru před částečnými úvazky, či podřadnými pracovními příležitostmi. To vede k růstu přirozené míry nezaměstnanosti.

- **minimální mzda**

Velikost minimální mzdy spolu s pojištěním v nezaměstnanosti má velmi významný vliv na  $u^*$ . V případě vysoké minimální mzdy, vyšší než je tržní cena práce, dochází k růstu nedobrovolné nezaměstnanosti. To se projeví růstem  $u^*$ .

<sup>10</sup> M. Friedman, 1968, s. 9, překlad autor.

<sup>11</sup> Mikhail, Eberwein, Handa, 2003, s. 4, překlad autor.

<sup>12</sup> Jak vychází z Gustavsson a Österholm (2006).

<sup>13</sup> Použit překlad z M. Slaný, 2007, s. 27, který převzal z práce O. J. Blanchard, L. H. Summers, 1986, s. 186.

- **efektivnost evidence volných pracovních míst a nezaměstnaných**

Zvýšení efektivity v této oblasti a zkrácení času frikční nezaměstnanosti na minimum, bude mít pozitivní efekt, tedy dojde ke snížení  $u^*$ .

- **odborní odbory**

Odbory mohou vytvářet neefektivnosti v pokrytém odvětví – v odvětvích, kde je vysoká koncentrace zaměstnanců v odborech. Odbory, díky své vyjednávací pozici, mohou vynutit zvýšení reálné mzdy, které se ale projeví vyšší nezaměstnaností, oproti nepokrytému odvětví, kde je nižší reálná mzda.

- **vládní politika**

Nezaměstnanost je také politicky citlivé téma. Dlouhodobě jsme svědky politik, kteří se snaží podporovat stav tzv. plné zaměstnanosti prostřednictvím vzdělávacích a rekvalifikačních kurzů. Plná zaměstnanost odpovídá situaci, kdy se ekonomika nachází na potenciálním výstupu, tj. nezaměstnanost je na své přirozené míře.

Samozřejmě  $u^*$  se v čase vyvíjí. V druhé části této kapitoly se věnuji časovému vývoji přirozené míry nezaměstnanosti na území krajů a České republiky detailněji na základě dynamického modelu  $u^*$ .

## **2.1 Phillipsova křivka**

Zkoumání vztahu nezaměstnanosti a inflace probíhalo již v první polovině 20. století – I. Fisher, L. A. Dicks-Mireaux, J. C. R. Dow, L. R. Klein, R. J. Ball. Průlomovou práci ale v roce 1958 zveřejnil Novozélaňan A. W. Phillips. Na britských datech z let 1861 - 1957 popisuje inverzní nelineární vztah mezi velikostí nezaměstnanosti a mírou mzdové inflace. Phillipsova práce obsahovala statistické nedostatky, které se snažil napravit R. G. Lipsey. Potvrdil negativní korelaci a jako první si všiml, že tento vztah je nestabilní v čase. Ale byl to Phillips, který jako první tento vztah objevil, definoval a popsal, a právě po něm se tato křivka jmenuje. Na jeho práci navázala celá řada ekonomů. Za významnou práci můžeme označit práci P. A. Samuelson a R. M. Sollow (1960), kteří zkoumali Phillipsovu křivku na amerických datech. Jako první nahradili mzdovou inflaci cenovou inflací a prokázali tak relevanci



této záměny, o čemž svědčí následující výrok: „*Samuelson a Solow věřili, že stabilní a snesitelná míra inflace je spojena s vysokou nezaměstnaností*“.<sup>14</sup>

Téma Phillipsovy křivky je kontroverzní – od roku 1974 sedm ekonomů dostalo Nobelovu cenu za kritiku tohoto modelu. Došlo k rozdělení Phillipsovy křivky na dlouhodobou a krátkodobou. V dlouhodobém měřítku je svislá, neboť zde není žádný „trade-off“ mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace. V krátkodobém horizontu existuje inverzní vztah mezi proměnnými, demonstrující lineární, či hyperbolický tvar Phillipsovy křivky. Mým cílem je pokusit se nalézt a interpretovat jednotlivé křivky a za předpokladu lineární Phillipsovy křivky stanovit přirozenou míru nezaměstnanosti, pomocí tzv. NAIRU (viz níže). K tomu jsem použil statický model krátkodobé Phillipsovy křivky. K odhadnutí vztahu mezi nezaměstnaností a inflací jsem však použil i model původní, dnes již zavrhané Phillipsovy křivky.

Phillipsovy křivky se dělí na mzdovou a cenovou. Mzdová zvažuje mzdovou inflaci viz A. W. Phillips (1958). Cenová Phillipsova křivka vychází z cenové inflace viz P. A. Samuelson a R. M. Sollow (1960), právě tento přístup bude uplatněn v této práci.

### **2.1.1 Teoretický základ Friedmanova pojetí (Rozšířený model)**

V případě monetární expanze, tj. růstu peněžní zásoby a poklesu úrokových měr, dochází k růstu výstupu. Tento růst výstupu je doprovázen vyšší poptávkou po výrobních faktorech tj. práce a kapitálu. Tento tlak vede k růstu nominální ceny práce a projeví se zvýšenou zaměstnaností (krátkodobá Phillipsova křivka). Kromě růstu cen vstupních faktorů, dochází ale také k růstu cen výstupu, který reaguje na zvýšenou nominální hladinu rychleji. Zaměstnanci po čase rozpoznají růst cen ostatních produktů, neboli růst cenové hladiny, který se projeví poklesem jejich reálných mezd, a reagují dodatečným tlakem na zvýšení nominálních mezd. Z důvodu převisu poptávky po práci dojde k nárůstu mezd, následuje pokles zaměstnanosti a návrat na přirozenou míru nezaměstnanosti (dlouhodobá Phillipsova křivka).

Důležitým faktorem pro ekonomiku je, jak rychle je schopna se přizpůsobit změnám a vrátit se do bazické polohy. Obecně se monetární politika projevuje se zpožděním. Toto zpoždění se projevuje i v přizpůsobování ekonomiky v interakci dvou základních veličin – nezaměstnanosti a inflace. M. Friedman se celý život snažil tuto

---

<sup>14</sup> J. Forder, 2010, s. 3, převzato z R. Leeson (1997), překlad autor.

dobu odhadnout. Předpokládá počáteční přizpůsobení neočekávané inflaci na dva až pět let, zatímco celkové přizpůsobení neočekávané inflaci, stejně jako nezaměstnanosti odhaduje na desetiletí.<sup>15</sup>

Dlouhodobý pokles nezaměstnanosti je možný pouze v případě neočekávaných monetárních zásahů. To znamená nárůst nákladů na udržení nižší nezaměstnanosti rok od roku, neboť lidé jsou schopni se přizpůsobit expanzivní monetární politice, právě prostřednictvím očekávání (viz níže).

### 2.1.2 Předpoklady modelu

Důležitým aspektem krátkodobé Phillipsovy křivky je očekávání. První, kteří do rovnice Phillipsovy křivky přidali očekávání, byli M. Friedman a E. S. Phelps. Oni předpokládali adaptivní očekávání, kde na základě minulých očekávání a jejich nepřesností dochází k úpravě současných očekávání. Jedná se o jakýsi proces učení z předešlých chyb v očekávání. Model statické Phillipsovy křivky, jenž bude použit v této práci, vychází z předpokladu statických očekávání. Teorie statických očekávání nám říká, že očekávaná inflace v čase  $T$  by se měla rovnat skutečné inflaci v čase  $T-1$ . Jedná se o nejjednodušší koncept očekávání, jež jak doufám, nebude mít devastující následky na výsledné odhady.

V moderní makroekonomii se pracuje převážně s racionálními očekáváními. Tento fakt směřuje k vertikální (dlouhodobé) Phillipsově křivce, tj. ekonomika se nachází v rovnováze. Z pohledu racionálních očekávání k odchýlení ekonomiky z rovnovážného bodu dochází v případě neočekávaných zásahů autorit do ekonomiky nebo v případě neočekávaných nabídkových, či poptávkových šoků.

Dále předpokládám, pro zjednodušení, inflaci ve všech krajích v daný čas shodnou s mírou inflace celé České republiky. Jedná se o mé zjednodušení modelu nesouvisící s původním modelem převážně z důvodu dostupnosti dat. Cílem mé práce je totiž nalézt regionální rozdíly v citlivosti interakce mezi hladinou nezaměstnanosti a mírou inflace. Uvědomuji si však, že toto zjednodušení tyto regionální rozdíly silně poznamená.

Jak jsem již několikrát uvedl, mým cílem je odhadnout tzv. NAIRU = non-accelerating inflation rate of unemployment. Jedná se tedy o úroveň nezaměstnanosti, jež neurychluje (nezvyšuje) inflaci. Před představením samotného modelu je podstatné

---

<sup>15</sup> Vychází z práce M. Friedmana (1968).

definovat konkrétněji pojem NAIRU a odlišit ho od přirozené míry nezaměstnanosti. V obecné části této kapitoly jsem definoval přirozenou míru nezaměstnanosti a také Friedmanův pohled a to ze zcela jasného důvodu, protože celý model rozšířené Phillipsovy křivky vychází převážně z Friedmanova pojetí. Zatímco přirozená míra nezaměstnanosti je těžko odhadnutelná, teoreticky jasně zakotvena, NAIRU je jejím protikladem. Jedná se o empiricky odvozenou hodnotu, jejíž teoretické vymezení proběhlo až dodatečně. NAIRU je taková míra nezaměstnanosti, která přiřazuje stabilní hodnotu inflace. „*Avšak zatímco NAIRU je možné vztahovat k výhradně makroekonomickému pojetí rovnováhy, přirozená míra nezaměstnanosti má hlubší mikroekonomický základ.*“<sup>16</sup> V případě krátkodobé hyperbolické Phillipsovy křivky, nemusí NAIRU znamenat konkrétní hodnotu, ale spíše interval, na kterém je inflace stabilní. V dnešní době jsou pochybnosti i o rozšířeném modelu Phillipsovy křivky<sup>17</sup>.

Narozdíl od přirozené míry nezaměstnanosti, která se dá pouze ztotožnit s dlouhodobou Phillipsovou křivkou, NAIRU lze použít ve všech modelech rozšířené Phillipsovy křivky. V tomto modelu, za předpokladu lineární krátkodobé Phillipsovy křivky, lze na NAIRU nahlížet jako na empirický protějšek přirozené míry nezaměstnanosti. Respektive v případě lineárního modelu se dají tyto dvě hodnoty zaměnit.<sup>18</sup>

### 2.1.3 Model statické Phillipsovy křivky

Na konci 60. let došlo k rozšíření původní Phillipsovy křivky o očekávání. Tento model, jak již bylo řečeno, vytvářeli převážně E. S. Phelps a M. Friedman. Bazická rovnice krátkodobé rozšířené Phillipsovy křivky je následující<sup>19</sup>:

$$\pi = \pi_{\text{exp}} + \alpha (u - u_n) + \varepsilon \quad (1)$$

Kde  $\pi$  je současná míra inflace,  $\pi_{\text{exp}}$  je očekávaná míra inflace,  $u$  je míra nezaměstnanosti,  $u_n$  je přirozená míra nezaměstnanosti a  $\alpha$  je negativní koeficient. Právě zápornost tohoto koeficientu dokazuje inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace. Jednoduše se dá dopočítat, předpokládáme-li  $\alpha$  zápornou a poklesne-li nezaměstnanost pod svoji přirozenou míru, míra inflace poroste.

<sup>16</sup> V. Pošta, 2008, s. 10.

<sup>17</sup> Například práce A. Atkesona a kol. (2001).

<sup>18</sup> Jak vychází z V. Pošty (2008).

<sup>19</sup> Definice využita z práce M. Karanassou, 2006, s. 8.

Protože mluvím o modelu statické Phillipsovy křivky, do rovnice 1 nyní dosadím statické očekávání. V podstatě nahradím očekávanou inflaci inflací v čase  $T-1$ . Dostanu:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha (u_t - u_n) + \varepsilon_t \quad (2)$$

V rovnici 2 roznásobím pravou stranu, za předpokladu, že přirozená míra nezaměstnanosti je krátkodobě konstantní v čase:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 u_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Kde přirozená míra nezaměstnanosti (NAIRU) se rovná  $(-\beta_0/\beta_1)$  a  $\beta_1$  představuje „trade-off“ mezi inflací a nezaměstnaností. Z toho plyne předpoklad negativní hodnoty koeficientu  $\beta_1$ .

Ovšem mým cílem je také odhadnutí přirozené míry nezaměstnanosti v jednotlivých krajích a celé České republice na základě tohoto modelu. Z rovnice 2 převedu NAIRU na levou stranu a dostávám:

$$\pi_t - \pi_{t-1} + \alpha u_n = \alpha u_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Celou rovnici vydělím alfa a převedu rozdíl inflací na druhou stranu:

$$u_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi_{t-1}) + \mu_t \quad (5)$$

Kde  $\beta_0$  stanovuje přirozenou míru nezaměstnanosti,  $\beta_1$  odpovídá  $1/\alpha$  a představuje citlivost změny míry nezaměstnanosti v procentních bodech na změnu míry inflace v procentních bodech,  $\mu_t$  je nepozorovaná chyba z rovnice 4 definovaná jako  $\varepsilon_t/\alpha$ .

#### 2.1.4 Empirické poznatky

Původním záměrem mé práce bylo provést analýzu statické Phillipsovy křivky na regionální úrovni České republiky. Vzhledem k výsledkům neuspokojícím předpoklad negativní  $\beta_1$  jsem se rozhodl použít i model původní Phillipsovy křivky ve tvaru<sup>20</sup>:

$$\pi_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Kde  $\pi_t$  představuje inflaci v čase  $t$ ,  $u_t$  je hladina nezaměstnanosti v čase  $t$  a  $\alpha$  a  $\beta$  jsou konstanty. Předpoklad hodnoty koeficient  $\beta$  je obdobně jako v modelu statické Phillipsovy křivky negativní. Neboť pouze negativní hodnota tohoto koeficientu prokazuje inverzní vztah těchto dvou proměnných. „*Existence nenulového dlouhodobého „trade-off“ implikuje nevertikální Phillipsovu křivku a proto ani NRU,*

<sup>20</sup> Rovnice převzata z práce M. Karanassou, 2006, s. 7. Vychází z prací P. A. Samuelsona a R. M. Solowa (1960), potažmo W. A. Phillipse (1958).

nebo *NAIRU nemůže existovat*.<sup>21</sup> K odhadnutí  $u^*$  prostřednictvím *NAIRU* tedy využiji model statické Phillipsovy křivky, avšak odhady jednotlivých regionálních Phillipsových křivek provedu také na původním modelu pana A. W. Phillipse, neboť tento model popisuje krátkodobou korelaci mezi nezaměstnaností a inflací na datech českých regionů. Ovšem tato korelace je zavádějící, neboť v případě statické Phillipsovy křivky je tato korelace takřka nulová. Proto se rozlišení těchto dvou modelů budu níže věnovat více.

#### 2.1.4.1 Regionální odhady $u^*$ pomocí statické Phillipsovy křivky

Model statické Phillipsovy křivky jsem využil k odhadům rovnice 3 a 5 (viz výše). Tyto odhady jsem prováděl metodou nejmenších čtverců na časových řadách všech krajů spolu s celou Českou republikou. Vzhledem k sezónnosti obou proměnných byla data sezónně očištěna prostřednictvím Hodrick-Prescott filtru, kde  $\lambda = 129\,600$ , protože se jedná o měsíční data. Použil jsem i sezónní očištění pomocí dummy proměnných, ale kvalitnější výsledky přineslo použití HP-filtru, tyto odhady spolu s testy na autokorelaci a heteroskedasticitu jsou zveřejněny jako přílohy 1-3.

Odhady rovnice 3 jsou neuspokojivé. Jejich použitelnost je takřka nulová. Vztah je výrazně nesignifikantní ve všech krajích. Korelace mezi proměnnými na úrovni krajské i celorepublikové je takřka nulová. Právě z tohoto důvodu jsem se rozhodl použít původní model Phillipsovy křivky, neboť na základě těchto výsledků porovnávat regionální rozdíly nešlo. Respektive žádný rozdíl zde v podstatě nebyl, ve všech regionech vycházel vliv hladiny nezaměstnanosti na míru inflace minimální. Výsledky odhadů statické Phillipsovy křivky jsou příloha č. 1. Přesto tyto výsledky jsou slučitelné s dnešní teorií, kdy obecně jak dlouhodobý, tak krátkodobý vztah mezi nezaměstnaností a mírou inflace je zpochybňován<sup>22</sup>.

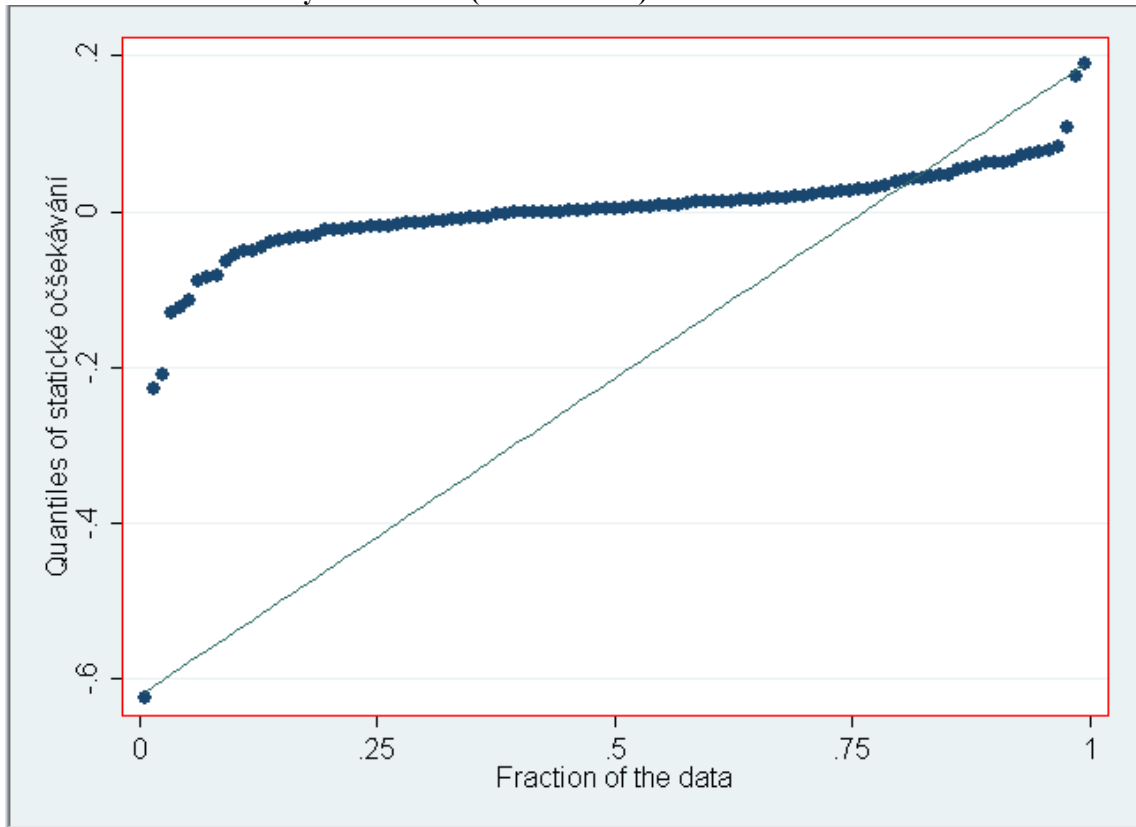
Následným cílem použití tohoto jednoduchého modelu je pokusit se o odhadnutí přirozené míry nezaměstnanosti pomocí *NAIRU*. Za určitých podmínek jak vychází z V. Pošty (2008) lze tyto dva pojmy zaměnit. Jedná se o situaci, kdy Phillipsova křivka má lineární tvar. Linearita odhadnutých Phillipsových křivek přímo vychází z lineární povahy modelu. Tento předpoklad je poněkud silný a nepříliš odpovídá výsledným odhadům rovnice 3, přesto se o to pokusím.

<sup>21</sup> M. Karanassou a kol., 2006, s. 7, překlad autor.

<sup>22</sup> Například práce L. Černohorské a J. Černohorského (2007), či A. Atkeson a kol. (2001).

I tento model však má své úskalí. Určujícím faktorem rovnice 5 by měla být statická očekávání, jež představují rozdíl inflace ( $\pi_t - \pi_{t-1}$ ). Tento rozdíl je na měsíční úrovni zanedbatelný a blíží se nule v celém datasetu, jak dokazuje graf č. 2. Ve své podstatě tato informace říká, že použití statické očekávání na měsíční úrovni není zas tak velkou chybou. Neboť v případě statických očekávání se jedná téměř o nepatrnou změnu inflace.

**Graf 2 – Distibuce statických očekávání (rozdílu inflací)**



Tento fakt deformuje rovnici 5 následujícím způsobem:

$$u_t = \beta_0 + \beta_1 * 0 + \mu_t$$

Ve své podstatě se prostřednictvím statických očekávání a jejich hodnotě blízké 0 snažím odhadnout model, ve kterém závislá proměnná se rovná interceptu.

$$u_t = \beta_0 + \mu_t$$

Z tohoto zjednodušení je zcela zřejmé, jak jsem dosáhl vysoké statistické signifikance koeficientu  $\beta_0$ , jejíž hodnoty jsou uveřejněny v tabulce č. 1. Proto bych spíše považoval NAIRU z tohoto modelu za vážený průměr nezaměstnanosti, a to vzhledem k inflaci. Na druhou stranu signifikance  $\beta_1$  je vyšší než tomu bylo v případě odhadu rovnice 3. Vzhledem ke sutečnosti, že se ve své podstatě jedná o vážený průměr

nezaměstnanosti od ledna roku 2004 po září 2012, není překvapením, že tyto odhady podléhají autokorelaci a heteroskedasticitě. Právě tento fakt výrazně zvyšuje signifikanci konstanty, která představuje hodnotu NAIRU.

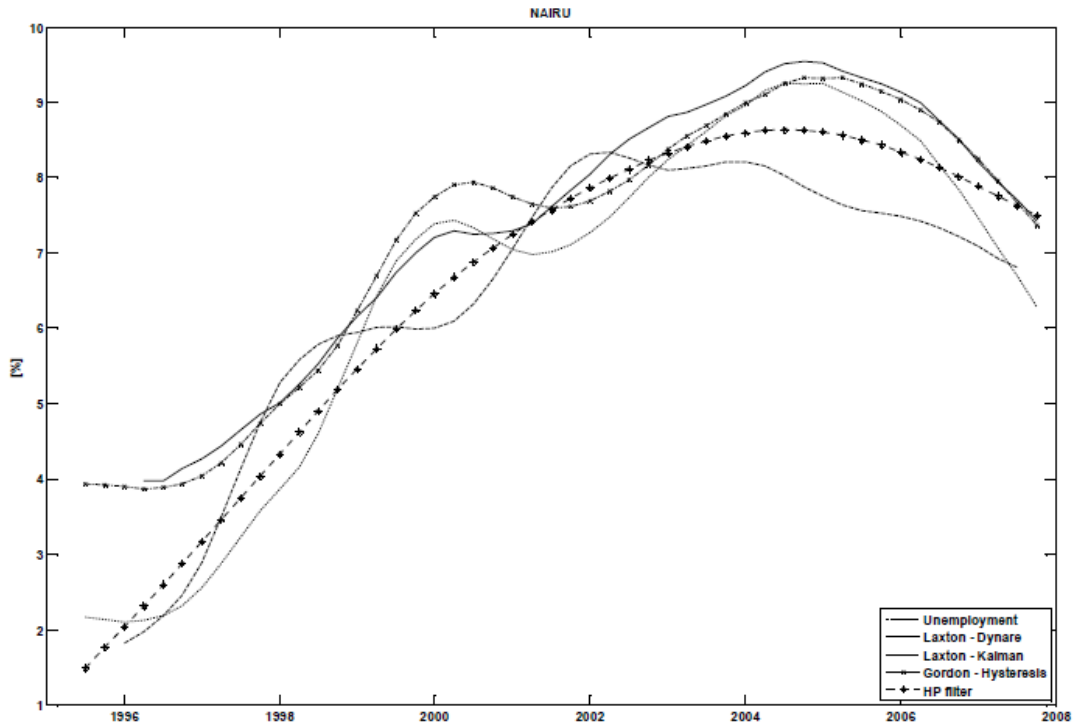
**Tabulka 1 – Přehled jednotlivých přirozených měr nezaměstnanosti**

Region	u*	p-value	$\beta_1$	p-value	R <sup>2</sup>
Hlavní město Praha	3,12%	0,000	-0,184	0,841	0,0004
Středočeský kraj	5,86%	0,000	0,047	0,974	0
Jihočeský kraj	6,11%	0,000	-0,109	0,942	0,0001
Plzeňský kraj	6,27%	0,000	0,507	0,726	0,0012
Královéhradecký kraj	6,46%	0,000	0,058	0,966	0
Pardubický kraj	7,47%	0,000	0,416	0,796	0,0007
Vysočina	7,83%	0,000	0,281	0,877	0,0002
Liberecký kraj	8,37%	0,000	-0,285	0,888	0,0002
Zlínský kraj	8,44%	0,000	0,452	0,805	0,0006
Jihomoravský kraj	8,86%	0,000	0,362	0,812	0,0006
Karlovarský kraj	9,39%	0,000	0,234	0,873	0,0003
Olomoucký kraj	9,64%	0,000	0,448	0,841	0,0004
Moravskoslezský kraj	11,69%	0,000	0,732	0,719	0,0013
Ústecký kraj	12,93%	0,000	0,279	0,878	0,0002
Celkem ČR	7,85%	0,000	0,257	0,854	0,0003

V tabulce č. 2 jsou uspořádány jednotlivé přirozené míry nezaměstnanosti na území České republiky od nejnižší po nejvyšší. Nízké hodnoty R<sup>2</sup> naznačují nízký význam změny inflace na hladinu nezaměstnanosti. Znovu upozorňuji, že v případě takto zjednodušeného modelu na měsíční bázi s minimálním rozptylem inflace, tyto hodnoty odpovídají spíše váženému průměru jednotlivých regionálních nezaměstnaností. Pořadí jednotlivých regionů dle velikosti odhadované přirozené míry nezaměstnanosti je však očekávané. Tradičně Ústecký kraj je znám vysokou nezaměstnaností. Podobná situace je i na území Moravy, která v porovnání s Čechami zaostává. Na druhé straně bohatý Středočeský region, v čele s Prahou, snižuje celkovou úroveň přirozené míry nezaměstnanosti na území České republiky. Phillipsova křivka, či hodnoty NAIRU jsou pro celou Českou republiku testovány relativně často. Graf č. 3

zachycuje vývoj NAIRU dle práce D. Němce a O. Vašíčka (2008) pro celou Českou republiku.

**Graf 3 – Vývoj NAIRU dle D. Němce a O. Vašíčka**



Z grafu č. 3, jež sice nezachycuje průběh NAIRU pro Českou republiku v celém sledovaném období (2004 – 2012), ale pouze v polovině, a který využívá mnohem komplikovanější model obsahující efekt hysterese na kvartální bázi, je však patrná podobnost odhadu NAIRU s mým, kde využívám jednodušší model. Můj odhad NAIRU pro Českou republiku v měsíčních datech od roku 2004 po září 2012 je 7,85%. Jedná se o průměrnou hodnotu po celé období. V případě zprůměrování hodnot NAIRU z grafu č. 3 od roku 2004 po rok 2008 bude hodnota NAIRU kolem 8%.

#### **2.1.4.2 Regionální odhady Phillipsových křivek**

Obdobně jako v předešlé podkapitole se budu snažit odhadnout jednotlivé regionální Phillipsovy křivky pomocí metody nejmenších čtverců. Tento model na rozdíl od předešlého neobsahuje očekávání, proto se nedá ztotožnit s dlouhodobou rovnovážnou hodnotou. Obdobně jako předešlý model zachycuje krátkodobou interakci mezi nezaměstnaností a mírou inflace. Vztah obyčejné Phillipsovy křivky je dnes



obecně považován za neplatný<sup>23</sup>. V dnešní době se pracuje převážně s jeho rozšířenou verzí jako v předešlé kapitole.

Přesto jak dokazují výsledky zveřejněné v Tabulce č. 2 jejich „popisnost“ je mnohem vyšší, než v případě předešlém. Tento fakt je zarážející. Model, který je považován již za neplatný, popisuje vztah mezi proměnnými lépe. Tento fakt je však zdánlivý. Základním problémem tohoto modelu je, že provádí „nominální“ regresi. Tento vztah udává surový statistický vztah mezi proměnnými. Nezabývá se jejich vzájemnou interakcí. V případě, kdy se rozhodneme na základě tohoto vztahu provést např. politiku jako v USA v minulém století, proměnné tento vztah nenásledují a jdou si vlastní cestou. Proto se již v dnešní době příliš nevyužívá.

**Tabulka 2 - Odhady původní Phillipsovy křivky**

Region	Výsledné odhady původní Phillipsovy křivky						
	$\beta_1$	p-value	$\beta_0$	p-value	R <sup>2</sup>	Autokorelace	Heteroskedasticita
Hlavní město Praha	-0,047	0,026	0,385	0,000	0,047	ANO	NE
Středočeský kraj	-0,028	0,036	0,407	0,000	0,042	ANO	NE
Jihočeský kraj	-0,025	0,057	0,391	0,000	0,035	ANO	NE
Plzeňský kraj	-0,046	0,000	0,528	0,000	0,112	ANO	NE
Karlovarský kraj	-0,049	0,000	0,704	0,000	0,134	ANO	ANO
Ústecký kraj	-0,016	0,135	0,442	0,000	0,022	ANO	ANO
Liberecký kraj	-0,036	0,000	0,540	0,000	0,135	ANO	NE
Královéhradecký kraj	-0,039	0,006	0,494	0,000	0,072	ANO	NE
Pardubický kraj	-0,038	0,002	0,521	0,000	0,094	ANO	ANO
Vysočina	-0,028	0,007	0,463	0,000	0,068	ANO	NE
Jihomoravský kraj	-0,031	0,014	0,514	0,000	0,058	ANO	ANO
Olomoucký kraj	-0,021	0,013	0,447	0,000	0,059	ANO	NE
Zlínský kraj	-0,037	0,000	0,553	0,000	0,117	ANO	ANO
Moravskoslezský kraj	-0,015	0,104	0,416	0,000	0,025	ANO	NE
Celkem ČR	-0,037	0,007	0,532	0,000	0,070	ANO	ANO

Tabulka č. 2 zachycuje odhady metodou nejmenších čtverců na datech, jež byly očištěny pomocí HP-filtru. Výsledky podléhají autokorelaci, a proto vyvozovat jakékoliv závěry je zbytečné. Krajské rozdíly tento model stejně zachytit nemohl v případě jedné shodné inflace pro všechny regiony. Zarážející je signifikantnost jednotlivých koeficientů, která je výrazně vyšší než v případě statické Phillipsovy křivky v předešlé podkapitole. To si vysvětlují trendem inflace, jež v průměru soustavně

<sup>23</sup> To tvrdí například ve své práci L. Černohorská a J. Černohorský (2007)

roste. Proto v případě, kdy do rovnice přidáme statické očekávání, provedeme v podstatě „odtrendování“, které lépe měří vztah mezi proměnnými, ale již nepřináší tak spolehlivé výsledky. Signifikantnost modelu totiž vyplývala z vysvětlení trendu, nikoli vlastního vztahu.

### 2.1.4.3 Průměrný efekt regionálních Phillipsových křivek

V předchozích dvou podkapitolách jsem prováděl krajské odhadby dvou základních modelů Phillipsových křivek metodou nejmenších čtverců. Nyní provedu odhad na základě regionálních dat zachycující průměrný efekt krajské interakce proměnných. K tomuto faktu mi poslouží panelová regrese. Oba modely tedy upravím do následující podoby:

$$\pi_{it} = \alpha + \beta u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\pi_{it} - \pi_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Kde  $i$  odpovídá vždy jednomu z regionů. V případě předpokladu jednotné inflace všech regionů shodné s celorepublikovou, index  $i$  na levé straně rovnice být nemusí.  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\beta_0$  a  $\beta_1$  jsou jednotlivé koeficienty, kde je předpoklad zápornosti koeficientů  $\beta$  a  $\beta_1$ . Vzhledem k předpokladu jednotné inflace, může tento model být interpretován i následovně: Modely hledají průměrný efekt nezaměstnanosti v jednom kraji na celorepublikovou inflaci. Tato interpretace je však nešťastná.

Nejprve jsem se zaměřil na rovnici 7, kterou jsem odhadl pomocí náhodného a fixního efektu. Dle výsledků Hausmanova testu<sup>24</sup> jsem provedl níže zveřejněný odhad prostřednictvím fixního efektu.

$$\pi = 0,486 - 0,031u, \quad R^2 = 0,067$$

(0,025) (0,003)

Rovnici 8 jsem odhadl následovně. Vzhledem k výsledku Hausmanova testu<sup>25</sup> níže zveřejněné výsledky odpovídají použití náhodného efektu, neboť v případě, kdy lze použít k odhadu náhodný efekt, je považován za efektivnější, než je odhad pomocí fixního efektu.

<sup>24</sup> Výsledky Hausmanova testu, kde testuji výsledky fixního odhadu proti náhodnému, jsou následující:  $\text{Chi}^2 = 78,17$ ,  $p\text{-value} = 0,000$ . Proto odhad náhodným efektem již není nestranný a použiji odhad pomocí fixního efektu.

<sup>25</sup> Zde je výsledek Hausmanova testu následující:  $\text{Chi}^2 = 0,20$ ,  $p\text{-value} = 0,655$ . Proto jsou oba odhady použitelné.

$$\pi - \pi^e = -0,005 + 0,0002u, \quad R^2 = 0,000$$

$$(0,007) \quad (0,0007)$$

Výsledky původní Phillipsovy křivky přinášejí signifikantnější výsledky. Zatímco v případě, kdy eliminujeme očekávání, je korelace míry inflace a nezaměstnanosti záporná, což vychází i z předcházející kapitoly. V případě přidání statických očekávání je tato korelace minimální a kladná. To vyplývá právě z modelu statických očekávání, které jak dokazuje rovnice výše,<sup>26</sup> mají sklon inflaci lehce nadhodnocovat. Průměrný vliv nezaměstnanosti na míru inflace na krajské úrovni je zanedbatelný. Konkrétně v případě jednocentní změny hladiny nezaměstnanosti se hladina inflace příliš nezmění.

#### 2.1.4.4 Závěry

Jak naznačují odhady jednotlivých Phillipsových křivek spolu s přílohou č. 4, míra inflace má tendenci být negativně (relativně silně) korelována s hladinou nezaměstnanosti. Ovšem jedná se pouze o statický výstup dvou proměnných nemající žádný ekonomický význam. V případě, kdy tento statistický vztah chceme nahradit ekonomickým modelem a rozšíříme ho o očekávání, korelace mezi hladinou nezaměstnanosti a mírou inflace téměř zmizí. Z výše zveřejněných odhadů vyplývá slabý statisticky nesignifikantní pozitivní vliv nezaměstnanosti na míru inflace na krajské i celorepublikové úrovni.

Samozřejmě identifikovat rozdíly na krajské úrovni na základě jednotné celorepublikové inflace je neproveditelné. Ovšem tyto výsledky naznačují, že i v případě jednotlivých regionálních inflací by statická Phillipsova křivka neodhalila jednotlivé niance, neboť tento vztah je opravdu slabý a téměř nulový.

Odhady NAIRU, potažmo  $u^*$ , obsahují pár silných předpokladů, jež jejich důvěryhodnost napadají v podobě statických očekávání, jednotné inflace, lineární Phillipsovy křivky. Proto se v následující kapitole budu snažit odhadnout krajské přirozené míry jinak.

<sup>26</sup> Obdobně výsledné odhady z podkapitoly 2.1.4.2. zveřejněné jako příloha č. 1.

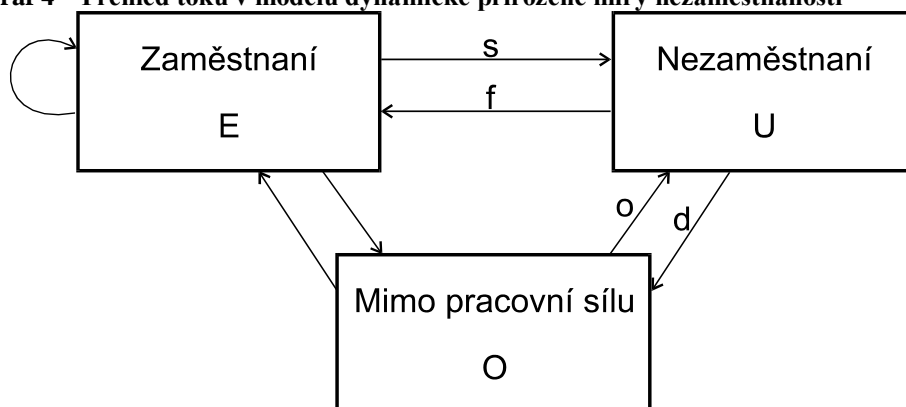
## 2.2 Model tokové nezaměstnanosti

Na nezaměstnanost se dá nahlížet ze dvou základních pohledů. Statický pohled jsem představil výše, nyní budu mluvit o dynamickém pohledu. Tento model vychází z teorie vyčistujících trhů, a proto v něm je míra nezaměstnanosti nahrazena přirozenou mírou nezaměstnanosti. Přirozená míra nezaměstnanosti je determinována toky mezi jednotlivými skupinami obyvatel – zaměstnaný, nezaměstnaný – jednodušší verze modelu, nebo zaměstnaní, nezaměstnaní a ostatní – rozšířená verze modelu. Odvození obou modelů, jež byly zmíněny, vychází z makroekonomických učebnic Kadeřábková (2003), Cahlík a kol. (2010) a přednášek PhDr. Michala Hlaváčka, Ph.D.

### 2.2.1 Dynamika mezi zaměstnanými a nezaměstnanými

Nechť  $E$  je množství zaměstnaných,  $U$  množství nezaměstnaných a neuvažují pohyby mimo aktivní obyvatelstvo. Proto je množina ekonomicky aktivních obyvatel konstantní a je určena součtem  $E + U$ . Tento součet je konstantní, nikoli však jednotlivé složky. Tyto dvě skupiny se v čase vyvíjejí, jsou determinovány jednotlivými toky. Míra ztráty práce je značena  $s$ . Představuje poměr lidí, jež o práci přijdou, udává se v procentech. Podobně existuje míra nalezení práce, jež je značena  $f$ . Představuje poměr nezaměstnaných, z kterých se stali zaměstnaní. Tyto toky přehledně znázorňuje graf č. 4. Toky  $o$  a  $d$ , budou vysvětleny a použity níže.

Graf 4 – Přehled toků v modelu dynamické přirozené míry nezaměstnanosti<sup>27</sup>



Počet lidí, kteří naleznou práci je určen vztahem  $f \cdot U$ . Podobně množství lidí, kteří ztratí práci je určeno  $s \cdot E$ . Rozdíl těchto dvou výrazů označuje změnu počtu nezaměstnaných:

<sup>27</sup> Graf převzat z T. Cahlík a kol. (2010), s. 191.

$$\Delta U = s^*E - f^*U \quad (9)$$

V případě ustálených toků, tj.  $\Delta U = 0$ , se ekonomika ustálí na přirozené míře nezaměstnanosti. Pak se dá rovnice přepsat do tvaru:

$$s^*E = f^*U \quad (10)$$

Označím-li ekonomicky aktivní obyvatelstvo, tj. součet ( $E + U$ ) za  $A$ , dostanu:

$$f^*U = s^*(A - U) = s^*A - s^*U \quad (11)$$

Rovnici dále upravím:

$$U = (s^*A)/(f + s) \quad (12)$$

V této rovnici máme rovnovážný počet nezaměstnaných, nikoli míru nezaměstnaných a proto celou rovnici vydělím celkovým počtem aktivních obyvatel ( $A$ ).

$$u^* = s/(s + f) \quad (13)$$

Rovnice 13 ustanovuje rovnovážnou míru nezaměstnanosti na základě pohybu zaměstnaných a nezaměstnaných osob. Pokud  $s$  (míra ztráty práce) bude rovno nule, pak rovnovážná míra nezaměstnanosti bude také rovna nule.

## 2.2.2 Dynamika mezi ekonomicky aktivním a neaktivním obyvatelstvem

Tento model vychází z výše uvedeného modelu. Ovšem k vnitřním tokům předešlého modelu, přibude i pohyb vnější, tj. změna složení ekonomicky aktivního obyvatelstva. Předpoklad konstantní pracovní síly v tomto modelu neplatí. Na jedné straně je přísun nových potencionálních pracovníků, kteří nabízejí svoji práci, značen  $o$ . Může například představovat změnu studentského statusu, či individuální rozhodnutí, dříve neaktivního jedince. Samozřejmě dochází i k odlivu potenciální pracovní síly značenému písmenem  $d$ . Je nutné si uvědomit, že jak  $o$ , tak  $d$  jsou míry, a proto jsou uváděny v procentech. K lepšímu zorientování tuto situaci zachycuje graf č. 4 výše.

Základní rovnice vychází z rovnice (9), doplním ji pouze o toky s neaktivním obyvatelstvem.

$$\Delta U = s^*E + o^*O - f^*U - d^*U \quad (14)$$

Opět je pro dosažení přirozené míry nezaměstnanosti zásadní ustálení toků, tj.  $\Delta U = 0$ . Poté mohu rovnici následovně přeupravit:

$$u = [s/(f + d)]^*[E/(U + Z)] + [o/(f + d)]^*[O/(U + E)] \quad (15)$$

$$u = [s/(f + d)]*(1 - u) + [o/(f + d)]*(1/p - 1) \quad (16)$$

Dále rovnici 16 upravím do následujícího tvaru:

$$u^* = [s + o((1/p)) - 1]/(s + f + d) \quad (17)$$

Rovnice 17 vyjadřuje rovnovážnou míru nezaměstnanosti. Kde **s**, **f**, **o**, **d** jsou jednotlivé míry pohybu pracovní síly a **p** je míra participace. **P** je rovno poměru ekonomicky aktivního obyvatelstva ku celé populaci, neboli  $p = (E + U)/(E + U + O)$ . V případě, kdy **s** a **o** budou nulové, rovnovážná míra nezaměstnanosti bude také nulová.

### 2.2.3 Empirické výsledky

K stanovení rovnovážné míry nezaměstnanosti v regionech a na území celé České republiky využiji oba zmíněné modely vycházející z rovnic 13 a 17. Cílem je stanovit jednu hodnotu přirozené míry pro každý jednotlivý region a provést komparativní analýzu vývoje přirozené míry nezaměstnanosti jednotlivých regionů v čase. Ke stanovení jedné hodnoty použiji aritmetický průměr naměřených hodnot.

Bohužel jsem limitován omezením dat. Moje data vychází z interní evidence ÚP. Tato instituce ve svých souhrnných statistikách eviduje počet nezaměstnaných, počet nově hlášených osob na ÚP, počet vyřazených z evidence a počet osob, kteří práci našli. Jak je zde vidět, v této databázi splývá v jednu statistiku tok ze zaměstnaných do nezaměstnaných spolu s tokem z ostatních do nezaměstnaných (**s** a **o**). Respektive ÚP eviduje součet těchto toků. Bohužel ani v jiných databázích<sup>28</sup> se nedají tyto dva pojmy na měsíční bázi rozlišit. Proto jsem se rozhodl udělat tři alternativní scénáře. Jedná se o rozdělení toků mezi **s** a **o** v poměrech: 3:1, 1:1 a 1:3.

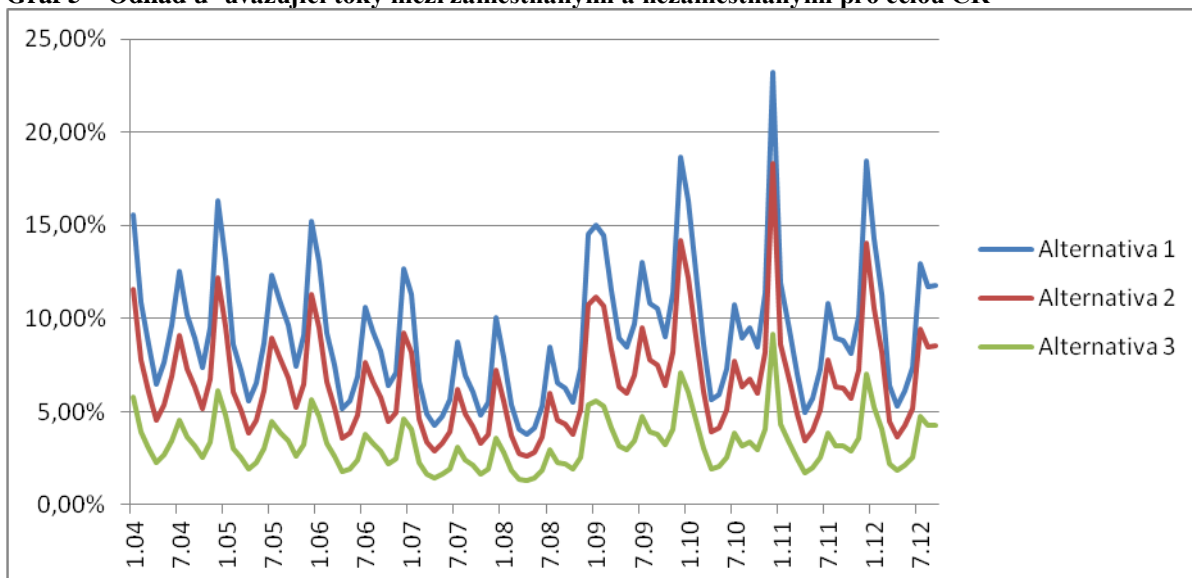
Pokud například počet nově hlášených uchazečů by byl 100, znamená to, že v prvním scénáři uvažuji ztrátu práce u 75 lidí a následné nahlášení na ÚP, zatímco 25 se nově přihlásí na ÚP bez předešlé aktivní participace. Tedy lidé, kteří nebyli ani zaměstnaní, ale ani nezaměstnaní (jsou z **O**). Obdobně ve druhém scénáři by situace odpovídala 50 lidem, co ztratí práci a zrovna tak 50 lidem, kteří se nově nahlásí na ÚP, aniž by se předtím aktivně angažovali. Třetí scénář je inverzní k prvnímu – 25 lidí práci ztratí a 75 lidí se nově nahlásí na ÚP.

Interpretace výsledků je poněkud stížena nucenými alternativami. Proto jsem nejprve na území celé České republiky porovnal jednotlivé alternativy u obou modelů.

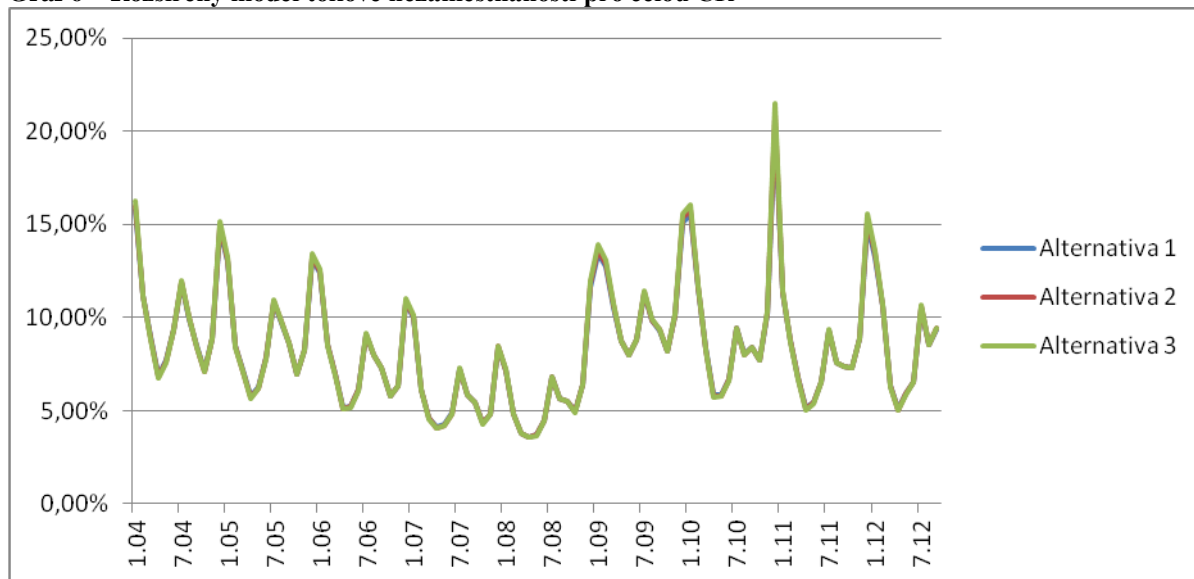
<sup>28</sup> ČSÚ, statistika ČNB – ARAD, jež vychází z ČSÚ.

Na ose X bude vždy nanesena jednotka času a na ose Y bude znázorněna přirozená míra nezaměstnanosti (samozřejmě v procentech).

**Graf 5 – Odhad u\* uvažující toky mezi zaměstnanými a nezaměstnanými pro celou ČR**



Jak je vidět na grafu č. 5 u modelu uvažujícího pouze toky mezi zaměstnanými a nezaměstnanými, hodnota přirozené míry nezaměstnanosti je velmi citlivá na poměr rozdělení toků mezi  $s$  a  $o$ . Určujícím prvkem se stává hodnota  $s$ , která je již z definice výše svoji velikostí na alternativách závislá. Průběh je proto shodný, dochází pouze k rozdílu v úrovni, který odpovídá předem stanovenému poměru. Rozhodnout se, která varianta nejlépe odpovídá realitě, bez dalších informací je pouhé tipování. Proto se nyní budu soustředit na rozšířený model.

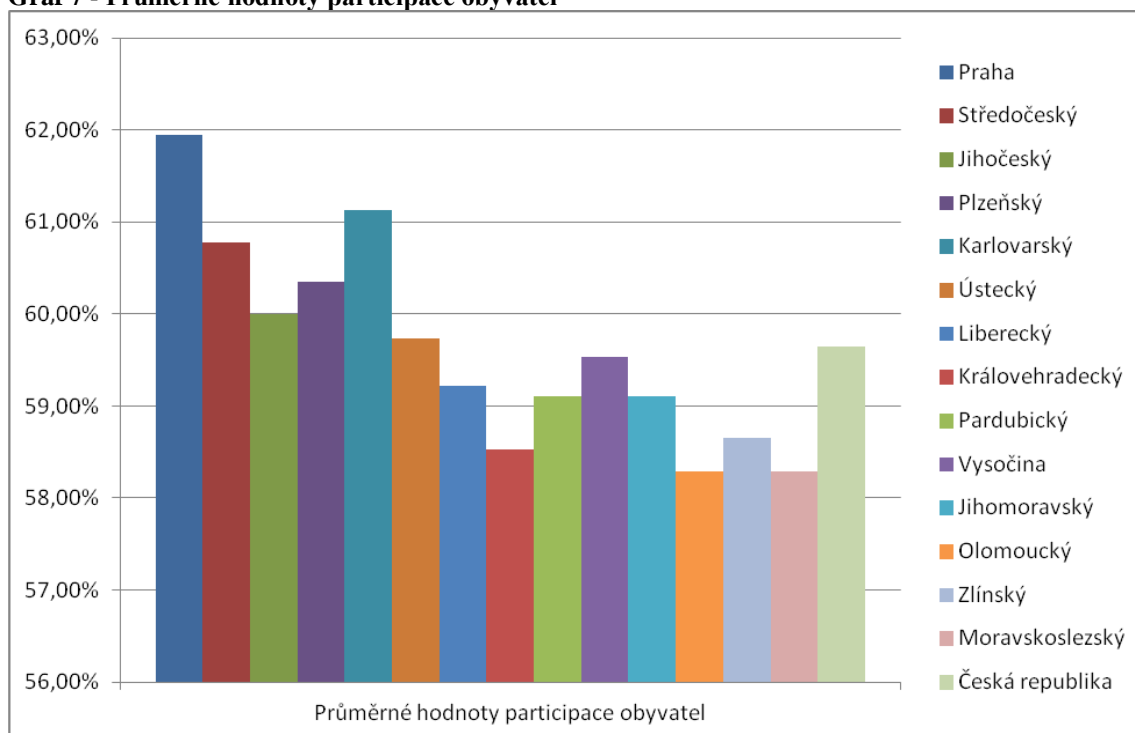
**Graf 6 – Rozšířený model tokové nezaměstnanosti pro celou ČR**

Graf č. 6 zachycuje, že přirozená míra nezaměstnanosti modelu uvažující i změnu pracovní síly, nikoli pouze její konstantní hladinu, není téměř citlivá na rozložení toků mezi  $s$  a  $o$ .

Tento výsledek je poněkud překvapivý. Podstatné je si uvědomit, zda se jedná o kauzální záležitost, či prostou náhodu. Podobnost výsledků závisí na dvou bodech, jež kauzalitu zamítají.

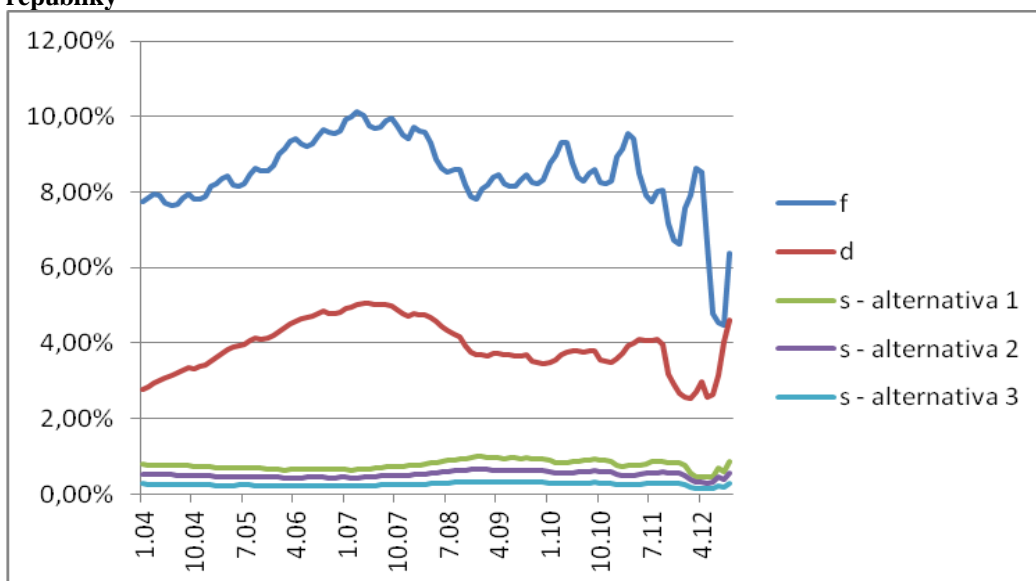
Zprvé, za předpokladu participaci obyvatel kolem 50% výraz  $[(1/p) - 1]$  je blízký hodnotě jedna. V tomto případě se čítec rovnice deformuje na výraz  $s + o$ , který má nižší závislost na rozložení těchto toků, neboť  $s$  = počet osob, jež o práci přišli a chtějí dále pracovat/počet zaměstnaných ( $E$ ). Míra  $o$  = počet osob, jež změnil status z ostatních na nezaměstnané/ekonomicky neaktivní obyvatelstvo ( $O$ ). V případě 50% participace obyvatel platí, že  $E + U = O$ . Tedy rozdíl v čitateli rovnice 9 tvoří při použití alternativ, kdy znám pouze součet nově hlášených osob na ÚP, pouze počet nezaměstnaných ( $U$ ). Velikost  $U$  je z hodnot  $U$ ,  $E$  a  $O$  výrazně nejnižší. Proto rozdíl v čitateli v jednotlivých alternativách bude relativně malý. V České republice i jednotlivých jejích krajích se participace obyvatel pohybuje kolem 60%. Nejvyšší průměrná dlouhodobá participace obyvatel (jedná se o průměr od ledna 2004 po září 2012) je na území hlavního města Prahy, nejnižší naopak v Olomouckém a Moravskoslezském kraji, jak dokazuje graf č.7.



**Graf 7 - Průměrné hodnoty participace obyvatel**

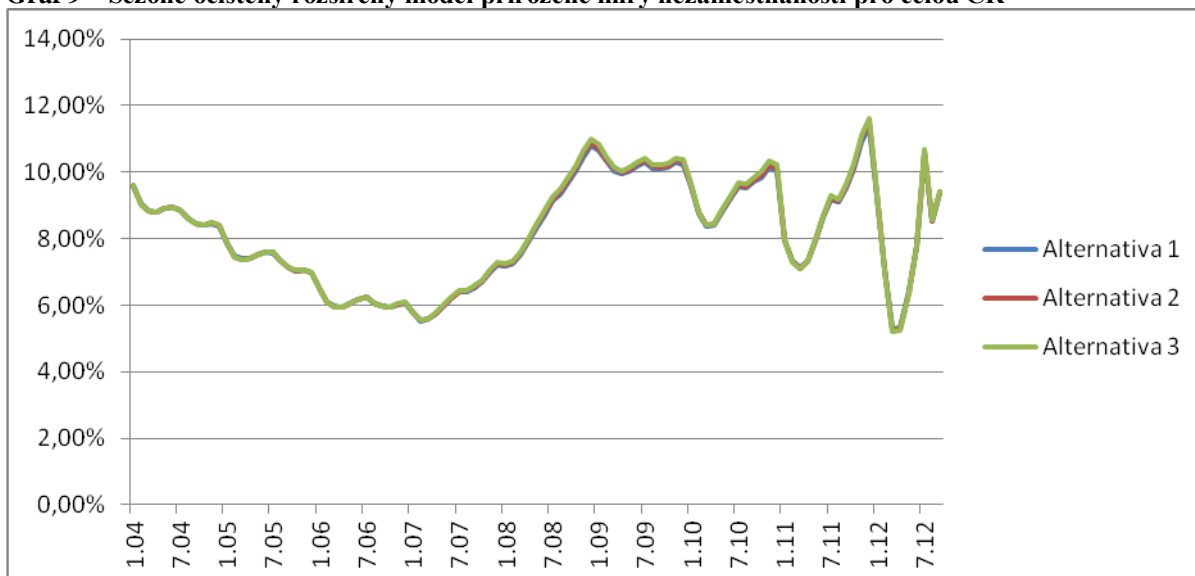
Zadruhé, rozložení na jednotlivé alternativy ovlivňuje také velikost jmenovatele. Pro rozhodnutí velikosti efektu alternativ je podstatné porovnat velikosti jednotlivých determinantů jmenovatele –  $s$ ,  $f$  a  $d$ . Průběh jejich hodnot deklaruji na grafu č. 8, který mapuje časový vývoj těchto hodnot na území celé České republiky. Jednotlivé kraje České republiky, mají velmi podobný průběh, kromě hlavního města Prahy, kde hodnota  $d$  vychází po celou dobu nulová, neboť všechny osoby, jež byly dle ÚP vyřazeny z evidence, byly i zaměstnány. Obávám se, že tato data neodpovídají realitě a jedná se o chybu v evidenci ÚP. Z grafu č. 8 je patrný minimální efekt  $s$  na velikost jmenovatele. Proto ani ve jmenovateli jednotlivé alternativy nemají zásadní vliv na velikost přirozené míry nezaměstnanosti, jak dokazuje graf č. 3 výše. Ovšem nezávislost modelu dynamické přirozené míry nezaměstnanosti na rozložení mezi toky  $s$  a  $o$  je dílem náhody. Obecně při participaci okolo 50% a velkém počtu zaměstnaných osob ( $E$ ), jež zmenšuje míru  $s$ , by k odhadnutí hodnoty  $u^*$  pomocí rozšířeného modelu dynamické přirozené míry nezaměstnanosti mohl stačit pouze součet nově hlášených uchazečů na ÚP, jako v této práci, neboť rozdíl jednotlivých alternativ je minimální a v případě sezónního očištění dochází téměř ke splnutí jejich výsledků.

**Graf 8 – Přehled sezóně očištěného vývoje s, f, d ve sledovaném období na území celé České republiky**



Jak již bylo výše zmíněno v rozšířeném modelu nedochází k tak velké oscilaci hodnot na základě nucených alternativ, a proto veškeré komparativní analýzy regionů budou prováděny na základě tohoto modelu. Z grafů č. 5 a 6 je také patrná sezónnost  $u^*$ . Proto pro přesnější výsledky data sezónně očištím pomocí HP-filtru, jako v předchozí podkapitole. Data jsem se také snažil očistit jinými metodami, například metodou klouzavých průměrů. Výsledky měl však nejkvalitnější HP-filtr i přes jeho nefunkčnost na konci časové řady.

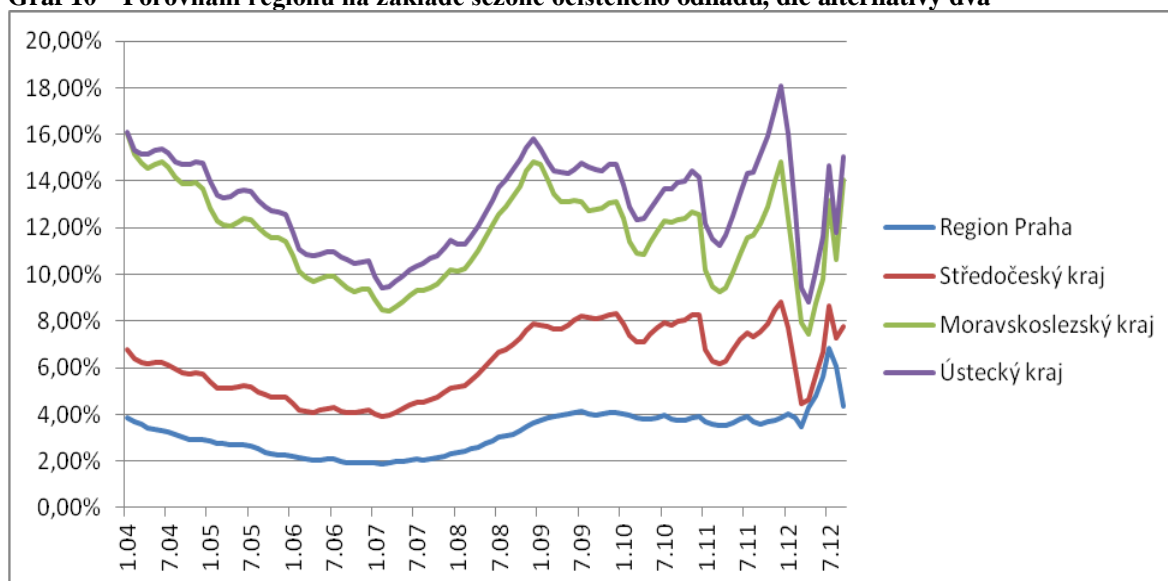
**Graf 9 – Sezóně očištěný rozšířený model přirozené míry nezaměstnanosti pro celou ČR**



Jak je vidět z grafu č. 9 a také na přílohách č.5–18, u rozšířeného modelu dochází ke splynutí všech tří alternativ v jeden vývoj přirozené míry nezaměstnanosti ve všech regionech. Od počátku roku 2004 docházelo k poklesu přirozené míry nezaměstnanosti ve všech regionech České republiky naznačující jednotný trend konvergence  $u^*$ . Relativně plynulý a soustavný vývoj naznačuje silnou závislost. Tato závislost byla v polovině roku 2008 rozbita. Následuje vyšší a vyšší rozptyl hodnot  $u^*$ . Poslední skok lze vysvětlit nefunkčností HP-filtru na konci časových řad. Ovšem záhadou zůstává oscilace hodnot  $u^*$  od roku 2009 po poslední skok (červenec 2012), jež vysvětluje HP-filtr. Tento fakt si vysvětlují světovou finanční krizí, jež vypukla 15. září 2008 pádem banky Lehman Brothers. Tato krize přinesla nejistotu do celého světa a do všech sfér ekonomiky. Pravděpodobně se promítla i do českého trhu práce. Jak prokazuje graf č. 8 nižší hodnotou toků  $f$  a  $d$  zapříčinila oslabení výše popsané závislosti a nastartovala růst  $u^*$ . Zajímavým faktem je, že tento nárůst započal ještě před krizí, což si nedovedu vysvětlit.

Ke komparaci vývoje jednotlivých regionálních hodnot  $u^*$  v čase, jsem se rozhodl porovnávat dva regiony s nejnižší přirozenou mírou nezaměstnanosti, se dvěma s nejvyšší. Konkrétně region hlavního města Prahy a Středočeský kraj s Ústeckým krajem a Moravskoslezským krajem. K porovnání dojde dle alternativy dva, jejíž hodnoty tvoří medián mezi jednotlivými alternativami. Jedná se však o minimální rozdíl, jak jsem již naznačil výše, a proto volba alternativy je nepodstatná.

**Graf 10 – Porovnání regionů na základě sezóně očištěného odhadu, dle alternativy dva**



Z grafu č. 10 je patrný podobný průběh přirozené míry nezaměstnanosti na území Ústeckého a Moravskoslezského kraje. Jedná se o dva nejrizikovější kraje z pohledu nezaměstnanosti. Středočeský kraj a region hlavního města Prahy má také podobný průběh. Nezaměstnanost na území Prahy je stabilní, dlouhodobě nízká, proto její průběh není překvapující. Obecně platí podobný průběh  $u^*$  pro všechny regiony<sup>29</sup>. Počáteční snaha o konvergenci jednotlivých přirozených měr nezaměstnanosti končí v roce 2007 rozdílnými nárůsty. Od roku 2008 dochází k oscilaci hodnot, jež pravděpodobně způsobila nejistota způsobená krizí a přinesla vyšší fluktuaci zaměstnanců. Po dosažení vrcholu na přelomu roku 2008 a 2009 dochází k poklesu jednotlivých přirozených měr nezaměstnanosti. Tímto poklesem končí proces konvergence přirozených měr, neboť dochází ke zvýšené oscilaci hodnot jednotlivých hodnot  $u^*$ .

K dosažení konkrétních hodnot  $u^*$  využijí jednotlivé regionální distribuční funkce dané rovnicí 9. V tabulce č. 3 jsou zaznamenány základní statistické údaje těchto funkcí bez sezónního očištění, ale i se sezónním očištěním pomocí HP-filtru. Na základě výsledků došlo k uspořádání jednotlivých regionů od regionu s nejnižší nezaměstnaností až po ten s nejvyšší nezaměstnaností. Za výsledné  $u^*$  považují hodnoty sezónně očištěných průměrů.

**Tabulka 3 - Výsledky  $u^*$  v modelu tokové nezaměstnanosti**

Region	Neočištěno				sezónně očištěno			
	průměr	Medián	1. kvartil	3. kvartil	Průměr	Medián	1. kvartil	3. kvartil
Hlavní město Praha	3,46%	3,51%	2,63%	4,20%	3,20%	3,31%	2,31%	3,85%
Středočeský kraj	6,34%	6,01%	4,66%	7,63%	6,18%	6,19%	4,76%	7,66%
Plzeňský kraj	6,57%	5,98%	4,86%	7,72%	6,65%	6,29%	5,31%	8,21%
Jihočeský kraj	6,76%	5,99%	4,41%	7,97%	6,77%	6,35%	5,38%	8,39%
Královéhradecký kraj	6,96%	6,51%	5,06%	8,40%	6,78%	6,93%	5,48%	8,14%
Pardubický kraj	8,15%	7,43%	5,10%	9,62%	8,14%	8,03%	6,51%	10,08%
Vysočina	8,70%	7,68%	5,27%	10,53%	8,78%	8,20%	6,67%	11,25%
Liberecký kraj	8,75%	8,17%	6,47%	10,54%	8,77%	8,55%	6,61%	10,42%
Zlínský kraj	9,08%	8,44%	6,12%	10,90%	8,99%	8,59%	7,28%	10,88%
Jihomoravský kraj	9,62%	8,72%	6,97%	11,70%	9,44%	9,50%	7,86%	11,07%
Karlovarský kraj	9,86%	9,36%	7,31%	11,30%	9,78%	9,73%	8,31%	11,37%
Olomoucký kraj	10,52%	9,49%	6,56%	12,57%	10,47%	10,45%	8,35%	13,04%
Moravskoslezský kraj	12,15%	11,41%	8,92%	14,22%	11,69%	12,02%	9,91%	13,10%
Ústecký kraj	13,37%	12,58%	10,26%	15,11%	13,04%	13,35%	11,26%	14,67%
Celkem ČR	8,38%	8,00%	6,10%	9,98%	8,21%	8,41%	6,99%	9,60%

<sup>29</sup> Jak dokazují přílohy č. 5-18.

## 2.3 Závěr

Nejprve jsem se věnoval korelaci mezi nezaměstnaností a mírou inflace. Model původní Phillipsovy křivky potvrzuje negativní korelaci těchto dvou proměnných. Ovšem v tomto případě se jedná spíše o statický vztah, jak ukázala historie v USA. V případě, kdy model doplníme o inflační očekávání (v tomto případě statické), jež lépe popisuje ekonomickou interakci proměnných, pak dostáváme minimální vliv změny jedné proměnné na druhou. To naznačuje nízkou korelaci těchto proměnných, která navíc vychází spíše pozitivně. Nalézt regionální rozdíly v reakci na změnu inflace se nepodařilo. Částečně to způsobuje předpoklad jednotné míry inflace, ale vzhledem k výsledkům velmi nízkého a statisticky nevýznamného vlivu jedné proměnné na druhou by to lépe nedopadlo ani v případě rozlišení jednotlivých regionálních inflací.

Dále jsem se dvěma naprosto odlišnými modely snažil odhadnout  $u^*$ . Tabulka č. 4 zachycuje výsledky obou modelů. Oba modely uspořádaly regiony obdobně, jediným rozdílem je prohození Plzeňského a Jihočeského kraje. Model dynamické nezaměstnanosti přiřazuje Jihočeskému kraji vyšší nezaměstnanost v porovnání s Plzeňským krajem, opačně tomu je v případě statické rozšířené Phillipsovy křivky. Výsledné odhady  $u^*$  s využitím obou modelů vychází podobně, většinou do tolerance 0,5%. Jak jsem již zmínil, oba modely mají své problémy. Skutečné přirozené míry jednotlivých regionů leží pravděpodobně někde mezi těmito odhady.

**Tabulka 4 – Porovnání výsledků odhadů  $u^*$**

Region	Phillipsova křivka	Model tokové nezaměstnanosti
Hlavní město Praha	3,12%	3,20%
Středočeský kraj	5,86%	6,18%
Jihočeský kraj	6,11%	6,77%
Plzeňský kraj	6,27%	6,65%
Královéhradecký kraj	6,47%	6,78%
Pardubický kraj	7,48%	8,14%
Vysočina	7,84%	8,78%
Liberecký kraj	8,37%	8,77%
Zlínský kraj	8,46%	8,99%
Jihomoravský kraj	8,89%	9,44%
Karlovarský kraj	9,40%	9,78%
Olomoucký kraj	9,66%	10,47%
Moravskoslezský kraj	11,74%	11,69%
Ústecký kraj	12,96%	13,04%
Celkem ČR	7,86%	8,21%

### 3. Okunův zákon

*„Pro mnoho zemí může být signifikantní část změny v nezaměstnanosti v době recese předpovězena použitím Okunova zákona.“<sup>30</sup>*

Negativní korelace mezi růstem výstupu ekonomiky (HDP) a nezaměstnaností je nazývána Okunův zákon (dále jen „OZ“). Tento empirický vztah byl pojmenován po A. M. Okunovi, který jako první v roce 1962 na tuto korelaci upozornil. Dalo by se říci ve stejné době jako W. A. Phillips objevil Phillipsovu křivku (1958). Fundamentální otázkou ovšem zůstává, obdobně jako v případě Phillipsovy křivky, zda se jedná o kauzální spojitost těchto dvou veličin, nebo statistický výstup ekonomiky. *„V realitě je Okunův zákon spíše statistickým vztahem než strukturální funkcí ekonomiky.“<sup>31</sup>*

Okunův zákon není konstantní v čase a zrovna tak není shodný pro jednotlivé země<sup>32</sup>. OZ vysvětluje kompletně změnu nezaměstnanosti pouze pomocí změny výstupu. Existuje celá řada faktorů signifikantně ovlivňující nezaměstnanost prostřednictvím změny výstupu, které OZ ve své basicke formě opomíjí, nepatrně se ovšem projeví změnou hodnot koeficientů OZ: institucionální rámec, finanční útlum, krach cen nemovitostí, sektorové šoky, neurčitost<sup>33</sup>.

Citlivost OZ na změny v krátkodobém horizontu se primárně mění v souvislosti se změnou hospodářského cyklu<sup>34</sup>. Citlivost nezaměstnanosti na změnu výstupu je vyšší v případě nižší nezaměstnanosti a vyššího HDP než je tomu v opačném případě<sup>35</sup>. V situaci po krizi nemusí být růst HDP vždy následován poklesem nezaměstnanosti. E. S. Knotek (2007) porovnává své výsledky spolu s A. M. Okunovými (1962) na amerických datech. Došlo k nepatrné úpravě koeficientů. Z důvodu relativní stability a neměnnosti je tento statistický vztah nazýván zákonem, ovšem tato stabilita je poněkud zavádějící, protože k ní dochází prostřednictvím využití dlouhodobé časové řady (1948-2007). V případě porovnání dvou krátkodobých časových řad, které jsou od

<sup>30</sup> IMF, 2010, s. 86, překlad autor.

<sup>31</sup> E. S. Knotek, 2007, s. 73, překlad autor.

<sup>32</sup> Jak vychází z práce J. Lee (2000).

<sup>33</sup> Vychází z prací IMF (2010), F. Bertolucci a kol. (2011)

<sup>34</sup> Vychází z práce E. S. Knotka (2007).

<sup>35</sup> Vychází z práce M. Viréna (2001).

sebe vzdáleny<sup>36</sup>, dochází ke značným rozdílům mezi původními a současnými odhady. Zde je tedy potřeba upozornit, že volba velikosti a načasování časových řad v případě porovnávání Okunova zákona hraje významnou roli. E. S. Knotek (2007) ve své práci upozorňuje na vyšší a stabilnější koeficient  $\beta$  americké ekonomiky v dřívějších letech (60., 70.). K dosažení stabilní nezaměstnanosti byl potřeba vyšší růst výstupu ekonomiky, než je tomu dnes. Změnu nastavení OZ lze vysvětlit změnou citlivosti vztahu mezi nezaměstnaností a výstupem ekonomiky převážně pomocí změny set-upu ekonomiky. Myšleno změnou ekonomických podmínek dané země. „*Vztah mezi výstupem ekonomiky a nezaměstnaností je jeden z nejsilnějších vztahů pozorovaných na amerických datech.*“<sup>37</sup>

OZ je jeden z nevýznamnějších empirických ekonomických modelů současné makroekonomie. Například IMF (mezinárodní měnový fond) využívá tento vztah k porovnání výsledků průběhu největší recese od druhé světové války, tedy světovou finanční krizi (2008), ve vyspělých zemích. Snaží se pomocí OZ vysvětlit rozdílné chování nezaměstnanosti a výstupu jednotlivých ekonomik. Odlišnosti v koeficientech deklarují nejenom odlišné institucionální podmínky daných zemí, ale také rozdíly ve velikosti populace, struktury ekonomiky a nastavení trhu práce<sup>38</sup>. Nastavení OZ bude vždy jedinečné, ale v ekonomikách s podobnými vlastnostmi ve stejný čas bude velmi podobné.

Striktnější institucionální rámec (vyšší ochrana místa, dražší najímání) vede k nižší elasticitě nezaměstnanosti na výstup ekonomiky ( $\beta$ ), tedy k nižší korelaci těchto dvou proměnných. Význam institucionálního rámce krásně deklaruje Japonsko, kde vliv výstupu ekonomiky na nezaměstnanost je nízký, ale zato velice signifikantní<sup>39</sup>. Striktnější institucionální rámec vede k nižšímu poklesu nezaměstnanosti v době recese. V ekonomice s vyšším podílem částečných úvazků dochází k vyššímu efektu výstupu na nezaměstnanost<sup>40</sup>. Důležitým aspektem je také rigidita mezd, pokud jsou mzdy více flexibilní převážně směrem dolů, vliv recese (poklesu výstupu) bude na nezaměstnanost nižší. „*Vskutku, tato kapitola ukázala, že závislost nezaměstnanosti na výstupu*

<sup>36</sup> Konkrétně ve své práci E. S. Knotek (2007) využil k porovnání 13. roční časovou řadu v 50. letech (původní od M. A. Okuna) se stejnou časovou řadu (13. roční) v současnosti.

<sup>37</sup> M. Andrlé, 2012, s. 3, překlad autor.

<sup>38</sup> Vychází z prací E. S. Knotek (2007), IMF (2010), G. Brusetta a D. Corso (2012).

<sup>39</sup> Jak deklaruje práce G. Schnabela (2002).

<sup>40</sup> Zaměstnanci jsou méně chráněni v případě částečných úvazků než ti se smlouvou na dobu neurčitou.

*ekonomiky v čase roste pro několik vyspělých ekonomik, díky nižší ochraně pracovního místa a většímu využívání částečných úvazků.*“<sup>41</sup>

Existuje celá řada studií, které se snaží vysvětlit excesivní nárůst nezaměstnanosti v době krize, nejenom pomocí poklesu výstupu. Respektive hledají další proměnné, pomocí kterých by se dalo vysvětlit chování nezaměstnanosti v období krize. Obvykle se mluví o již výše zmíněných faktorech. Dochází totiž k situaci, kdy ekonomika se již uzdravuje, výstup roste, nezaměstnanost ovšem také. Tedy dochází ke krachu fundamentální myšlenky OZ. Dle hypotézy hystereze se nezaměstnanost nesnižuje v tomto případě z důvodu růstu mzdy kmenových zaměstnanců, tvorby kapitálových zásob, investic apod<sup>42</sup>.

F. Bertolucci (2011) spolu s kolegy navrhuje jednak rozdělovat typy krizí<sup>43</sup>, ale také jako určující faktor vidí nejistotu. Nejistota přichází ruku v ruce s každou krizí. Výsledkem nejistoty je obezřetné chování veškerých ekonomických aktérů. Lidé, firmy více šetří, tj. snižují své náklady. Ze strany obyvatel se šetření projeví poklesem agregátní poptávky, kterou se pak stát snaží stimulovat. Šetření firem se primárně projeví snižováním nákladů. V případě, kdy nelze náklady již dále snižovat, dochází k snižování výrobních kapacit – zavírání provozoven, propouštění zaměstnanců a růstu nezaměstnanosti. Finanční krize má za následek vyšší růst nezaměstnanosti oproti poklesu výstupu než standardní krize<sup>44</sup>. Finanční krize je „rizikovější“ druh krize přinášející více nejistoty. Proto je tento závěr i v souladu s prací F. Bertolucciho a kol. (2011).

### **3.1 Druhy Okunova zákona**

Již sám M. A. Okun v roce 1962 rozdělil vztah mezi nezaměstnaností a výstupem ekonomiky do dvou rovin. První sleduje, jak se ovlivňují změny obou sledovaných veličin, zatímco druhá předpokládá ideální situaci výstupu i nezaměstnanosti - potenciální output, stav plné zaměstnanosti. Snaží se identifikovat velikost nákladů nesoucí nevyužité zdroje – ztráta HDP, vyšší nezaměstnanost. Oba tyto přístupy zde představím, spolu s dnes asi nejvyužívanější verzí OZ, tj. dynamickou verzí Okunova zákona.

<sup>41</sup> IMF, 2010, s. 98, překlad autor.

<sup>42</sup> Vychází z diplomové práce M. Slaného (2007).

<sup>43</sup> S tímto závěrem souhlasí i práce IMF (2010).

<sup>44</sup> Vychází z práce IMF (2010).



Tento vztah vznikl s cílem najít použitelný vzorec pro výpočet potenciálního HDP. Hledal se tedy faktor, který primárně ovlivňuje výstup ekonomiky a alespoň částečně v sobě nese informaci o participaci obyvatel, produktivitě lidského kapitálu, odpracovaných hodin... Jako nejvhodnější aproximaci efektu nevyužitých zdrojů na výstup ekonomiky zvolil M. A. Okun (1962) ve své práci nezaměstnanost.

Existují autoři, kteří tuto aproximaci napadají. Například M. F. J. Prachowny (1993) a G. Schnabel (2002) pomocí Cobb-Douglasovy produkční funkce naznačují, že opomenutí dalších faktorů, jako jsou: kapitál, průměrná pracovní doba, technologický pokrok a další, vede k nepřesným výsledkům, neboť odhad již dále není nestranný.

I přes kritiku je Okunův zákon jeden z fundamentálních modelů současné makroekonomie, který je neustále znovu a znovu testován, vylepšován se snahou dosáhnout přesnějších výsledků. OECD využívá vlastní způsob k předpovědi vývoje nezaměstnanosti, či potenciálního HDP, ovšem jejich výsledky jsou velice podobné těm, jež nabízí OZ<sup>45</sup>.

#### **Diferenční verze Okunova zákona (difference version):**

Jedná se o bazickou verzi OZ zveřejněnou samotným A. M. Okunem. Hlavní devízou tohoto modelu je jeho jednoduchost – jednoduchá rovnice, jednoduchá práce s daty, interpretace výsledků. Jeho základní forma je následující<sup>46</sup>:

$$\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

Kde  $\beta_1$  je citlovost nezaměstnanosti na změnu výstupu ekonomiky, jež aproximuje korelační koeficient těchto proměnných,  $\beta_0/\beta_1$  je hodnota růstu výstupu potřebná k udržení nezaměstnanosti na současné hladině. Pokud růst ekonomiky poklesne pod tuto hodnotu, nezaměstnanost poroste. Pokud ekonomika bude soustavně růst nad tuto hladinu, nezaměstnanost poklesne. Koeficienty  $\Delta Y_t$  a  $\Delta u_t$  se rozumí rozdíl proměnných v čase  $t$  a  $t-1$ . Klíčovým předpokladem je negativní hodnota koeficientu  $\beta_1$ .

Tuto verzi Okunova zákona využívají například G. Brusetta a D. Corso (2012) k poukázání na rozdíly mezi italskými regiony. Jejich verze je poněkud komplikovanější, ale základní myšlenka je následující:

Velikost koeficientů OZ závisí na fázi hospodářského cyklu. K rozhodnutí, zda je vyšší negativní, či pozitivní efekt HDP, a k vyšší signifikanci modelu rozdělili data na

<sup>45</sup> Jak tvrdí práce G. Schnabela (2002).

<sup>46</sup> Definice modelu využita z A. M. Okun (1962), obdobnou používají E. S. Knotek (2007) a IMF (2010).

dvě základní období – první, kdy ekonomika roste, tj. rozdíl HDP je kladný a druhou, kdy je ekonomika v úpadku, tudíž dochází k poklesu HDP. Model je interpretován následovně<sup>47</sup>:

$$\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1 I_+ \Delta Y_t + \beta_2 I \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

Kde  $\Delta u_t$  je rozdíl nezaměstnanosti v čase  $t$  a  $t-1$ , obdobně  $\Delta Y_t$  je rozdíl ve výstupu ekonomiky v čase  $t$  a  $t-1$ .  $I_+$  je funkce, jež má hodnotu 0 v případě, kdy docházelo k poklesu HDP, jinak má hodnotu 1. Funkce  $I$  je rovna 0 v případě růstu HDP a v opačném případě je rovna 1. Koeficient  $\varepsilon_t$  představuje chybu rovnice a bety jsou jednotlivé koeficienty OZ. Koeficienty  $\beta_1$  a  $\beta_2$  rozkládají efekt výstupu ekonomiky na období recese a expanze. Tato rovnice bude uplatněna k lepšímu odhadu OZ pro Českou republiku se snahou deklarovat rozdílnost koeficientů  $\beta_1$  a  $\beta_2$ .

### **Rozdílová verze Okunova zákona (Gap version):**

Jedná se o nejznámější verzi Okunova zákona, která je právě v této formě uváděna ve většině makroekonomických učebnic. V tomto modelu A. M. Okun uvažoval rozdíl mezi potenciálním výstupem a aktuálním výstupem ekonomiky oproti rozdílu nezaměstnanosti a přirozené míry nezaměstnanosti. Potenciální výstup identifikoval stavem plné zaměstnanosti, tj. výstup ekonomiky v případě plné zaměstnanosti. V původní práci M. A. Okun označil stav plné zaměstnanosti za situaci, kdy je nezaměstnanost rovna 4%. Zde je vidět jeden ze základních nedostatků modelu, kdy určení situace plné zaměstnanosti závisí na rozhodnutí autora.

Stav vysoké nezaměstnanosti odpovídá situaci, kdy ekonomika plně nevyužívá své zdroje, a proto bude pod potenciálním výstupem. V případě nízké nezaměstnanosti bude situace opačná a bude se blížit potenciálnímu výstupu, který může přesáhnout. Model je následující<sup>48</sup>:

$$\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1 (Y_{pt} - Y_t) + \varepsilon_t \quad (20)$$

Často uváděn v podobě<sup>49</sup>:

$$(Y_{pt} - Y_t) / Y_{pt} = \beta(u_t - u_n) + \varepsilon_t \quad (21)$$

Koeficient  $\beta_0$  odpovídá nezaměstnanosti v případě plné zaměstnanosti (potencionálnímu výstupu). Zde je předpoklad pozitivního koeficientu  $\beta_1$ , neboť s růstem výstupu klesá nezaměstnanost s podobným vysvětlením.  $Y_{pt}$  označuje

<sup>47</sup> Vychází z práce G. Brussetty a D. Corsa (2012).

<sup>48</sup> Vychází z prací: M. A. Okun (1962), E. S. Knotek (2007).

<sup>49</sup> Použita v knize A. B. Abela a kol. (2008).

potenciální výstup v čase  $t$ , zatímco  $Y_t$  označuje výstup v čase  $t$ . Koeficient  $\beta$  v rovnici 21 představuje citlivost výstupu ekonomiky na změnu nezaměstnanosti,  $u_t$  představuje aktuální nezaměstnanost a  $u_n$  stav plné zaměstnanosti.

Jsou i odpůrci tohoto přístupu k odhadu potenciálního výstupu. H. Barreto a F. Howland (1993) upozorňují na fakt, že takto postavený postup způsobuje nadhodnocení odhadu koeficientu  $\beta$  (0,032 v případě M. A. Okuna). Za důvod považují nesprávnou regresi k odhadnutí vztahu mezi nezaměstnaností a výstupem. V případě, kdy je mým záměrem odhadnout potenciální výstup, musím využít k odhadnutí koeficientu  $\beta$  regresi výstupu na nezaměstnanost, nikoli obráceně. Jejich postup více odpovídá realitě, kdy se obecně odhady OZ považují za nadhodnocené.

### **Dynamická verze OZ (dynamic version):**

Z nedostatků předchozích modelů vznikla dynamická verze OZ, která z důvodu opomenutí některých proměnných z pravé strany rovnice uvažuje situaci, kdy je nezaměstnanost ovlivněna kromě současné hodnoty výstupu, taky hodnotou minulého výstupu a nezaměstnanosti. Na tento fakt upozorňoval už sám M. A. Okun.

V podstatě se jedná o diferenční rovnici s minulými hodnotami obou proměnných. Dnes se tomuto přístupu věnují například S. Knotek (2007), či M. T. Owyang a T. Sekhposyan (2012), kteří interpretovali dynamickou verzi OZ následovně:

$$\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_{t-2} + \beta_4 \Delta u_{t-1} + \beta_5 \Delta u_{t-2} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Změna nezaměstnanosti je tak určena svými minulými změnami, ale také změnou výstupu spolu s jeho minulými změnami. Tato modifikace OZ již není tak jednoduchá na interpretaci výsledků. V dnešní době, kdy se kritizují předešlé interpretace OZ, však nepřináší takovou vlnu nevole soudobých ekonomů. Existuje celá řada upravených modelů OZ, např. verze produkční funkce. Pro smysl mé práce postačí první verze.

## **3.2 Empirické výsledky pro ČR**

Jak jsem již výše zmínil, v této kapitole se soustředím na odhadnutí OZ z jeho nejjednodušší – diferenční verze pro celou Českou republiku a její regiony. Výsledkem bude aproximace korelačního koeficientu změny tempa růstu HDP na změnu nezaměstnanosti v procentních bodech.

Již výše jsem popsal problém s daty. Proto provedu regionální komparativní analýzu na ročních datech, následně na kvartálních datech celé České republiky se pokusím deklarovat rozdílnost citlivosti OZ na hospodářský cyklus.

K tomu, abych mohl jednotlivé regiony porovnávat, musím provádět odhad na stejně uspořádaných datech, obdobně jako v kapitole 2. Z tohoto důvodu používám časovou řadu od roku 1995 do roku 2011 pro každý region. Tato řada začíná v roce 1995, abych navýšil počet pozorování, kterých by při ročně evidovaných datech od roku 2004 po rok 2011 mnoho nebylo.

Nedostatek dat o regionálním HDP není ovšem jediný problém s kvalitou dat. V roce 2004 došlo k metodologické změně výpočtu registrované míry nezaměstnanosti dle ÚP. Respektive byla posunuta hranice odchodu do důchodu, která se projevila změnou výpočtu pracovní síly. Ta je od roku 2004 vyšší, a proto výsledná registrovaná nezaměstnanost je nižší. Tento fakt ovšem výsledek příliš neovlivní, neboť využívám diferenční verzi OZ. Klíčová je hodnota změny nezaměstnanosti, nikoli její absolutní hodnota. K aproximaci změny nezaměstnanosti před rokem 2004 tedy využiji změnu naměřenou původní metodologií. Vzhledem k dualitě dat pro rok 2004 dochází k situaci, kdy změna nezaměstnanosti není určena změnou metodologie, nýbrž vždy skutečnou změnou nezaměstnanosti. Jsem přesvědčen, že tato změna nejvíce odpovídá průběhu změny, která by byla naměřena novou metodologií zpětně. Ovšem toto měření není dnes možné provést, vzhledem k jinému výběrovému šetření v minulosti a z toho vyplývajícího nedostatku dat za daný časový úsek.

### **3.2.1 Regionální odhady**

Provedl jsem odhady časových řad pomocí robustního OLS zkoumající efekt změny procentuálního růstu HDP na změnu nezaměstnanosti v procentních bodech (rovnice 18), neboť původní odhady většinou podléhaly heteroskedasticitě, nikoli však autokorelaci, jak dokazuje příloha č. 19. V následující tabulce č. 5 jsou zveřejněny výsledné odhady. To znamená, v případě výskytu heteroskedasticity bylo použito robustní OLS k odstranění problému, v opačném případě pouze obyčejné OLS.

Tabulka 5 – Regionální Okunovy zákony (diferenční verze)

Region	Okunův zákon				
	$\beta_1$	p-value	$\beta_0$	p-value	R <sup>2</sup>
Hlavní město Praha	-0,024	0,517	0,450	0,176	0,031
Středočeský kraj	-0,066	0,331	0,792	0,158	0,101
Jihočeský kraj	-0,010	0,908	0,438	0,485	0,001
Plzeňský kraj	-0,091	0,235	0,834	0,175	0,101
Karlovarský kraj	-0,002	0,985	0,544	0,377	0,000
Ústecký kraj	-0,077	0,530	0,866	0,239	0,022
Liberecký kraj	-0,100	0,367	0,966	0,210	0,081
Královéhradecký kraj	-0,083	0,422	0,812	0,216	0,057
Pardubický kraj	-0,133	0,168	1,096	0,085	0,131
Vysočina	-0,143	0,166	1,186	0,115	0,146
Jihomoravský kraj	-0,144	0,244	1,311	0,126	0,135
Olomoucký kraj	-0,168	0,195	1,343	0,105	0,117
Zlínský kraj	-0,144	0,166	1,292	0,075	0,132
Moravskoslezský kraj	-0,204	0,020	1,555	0,012	0,281
Celkem ČR	-0,069	0,291	0,765	0,200	0,073

Výsledky nejsou příliš signifikantní, ale u všech došlo k potvrzení negativní korelace mezi nezaměstnaností a výstupem, respektive tempem růstu HDP. Na dostupných datech jsou neuspokojivé výsledky v Jihočeském, Karlovarském kraji a regionu hlavního města Prahy. Zde zjednodušení na diferenční verzi Okunova zákona nefunguje. Naopak v oblasti Moravy a severovýchodních Čech přináší relativně uspokojivé výsledky. Obdobně jako M. A. Okun ve své práci jsem se pokusil stanovit hodnotu růstu výstupu, jež přináší neměnnou hladinu nezaměstnanosti. Tyto výsledky jsou uveřejněny v tabulce č. 6.

Tento vztah se dá zkoumat i inverzně, například práce T. Boultona (2010) odhaduje hladinu NAGRU<sup>50</sup> i pro Českou republiku. Jeho práce je postavena přesně opačně než tato. Jako závislou proměnnou zvolil HDP a pravou stranu rovnice obohatil o růst pracovní síly a kapitálu. Signifikance jeho koeficientu  $\beta_u$ , jež popisuje vliv změny nezaměstnanosti na hladinu HDP, je výrazně nižší než v případě mého odhadu  $\beta_1$  zkoumající tuto závislost obráceně. Nízkou signifikanci odhadů vysvětluje pomocí minimálního růstu počtu zaměstnaných osob (poklesu nezaměstnanosti) v období s vysokým ekonomickým růstem.

<sup>50</sup> NAGRU = tempo růstu nezaměstnanosti, jež přináší neměnný růst HDP.

**Tabulka 6 – regionální odhady růstu HDP k udržení současné hladiny nezaměstnanosti**

Region	Tempo růstu HDP, umožňující konstantní nezaměstnanost
Hlavní město Praha	19%
Středočeský kraj	12%
Jihočeský kraj	44%
Plzeňský kraj	9%
Karlovarský kraj	272%
Ústecký kraj	11%
Liberecký kraj	10%
Královéhradecký kraj	10%
Pardubický kraj	8%
Vysočina	8%
Jihomoravský kraj	9%
Olomoucký kraj	8%
Zlínský kraj	9%
Moravskoslezský kraj	8%
Celkem ČR	11%

Hodnoty v tabulce č. 6 potvrzují nefunkčnost diferenční verze Okunova zákona pro Karlovarský, Jihočeský kraj a region hlavního města Prahy. Tuto skutečnost si vysvětlují nevelkou interakcí nezaměstnanosti a výstupu v těchto regionech, jež vysvětlují nízké odhady koeficientu  $\beta_1$ . Například v Praze je nezaměstnanost velmi nízká stále, aniž by závisela na výstupu pražského regionu, na druhou stranu vykazuje relativně velké HDP, jelikož se jedná o sídlo většiny velkých firem. V Karlovarském kraji se takto pravděpodobně projevuje ruský kapitál. Situaci v Jihočeském kraji si neumím vysvětlit.

V ostatních krajích lze mluvit o vlivu výstupu na nezaměstnanost. Nejvýznamnější tento efekt je v oblastech Moravy. Výsledný efekt se však zdá podhodnocen. Zobecněně desetiprocentní nárůst výstupu udržující konstantní hladinu nezaměstnanosti je přehnaný. V realitě bude tato hodnota jistě nižší.

Pokusil jsem se také pomocí panelové regrese identifikovat průměrný efekt změny růstu HDP na nezaměstnanost na krajské úrovni. K tomu jsem využil rovnici 18, jež jsem následně upravil.

$$\Delta u_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

Kde  $i$  představuje vždy jeden ze čtrnácti českých krajů. Jinak model zůstává nezměněný oproti rovnici 18. Vzhledem k výsledku Hausmanova testu<sup>51</sup> jsem rovnici odhadl pomocí náhodného efektu následovně:

$$\Delta u = 0,969 - 0,107\Delta Y, \quad R^2 = 0,084$$

$$(0,151) \quad (0,024)$$

Tento odhad je silně statisticky signifikantní. Naznačuje průměrný efekt změny tempa růstu HDP na změnu hladiny nezaměstnanosti na úrovni českých krajů. Dokazuje negativní korelaci těchto proměnných na této úrovni. Dle tohoto odhadu by meziroční růst HDP všech krajů přibližně o devět procent přinesl neměnnou hladinu nezaměstnanosti. Tato hodnota se opět zdá nadhodnocena. Pravděpodobně to je výsledkem nefunkčnosti tohoto vztahu v regionu hlavního města Prahy a na území Jihočeského a Karlovarského kraje, jenž způsobuje podhodnocení koeficientu  $\beta_1$ .

### 3.2.2 Kvartální odhad pro celou Českou republiku

Jak jsem již výše zmínil, provedl jsem také odhad rovnice 19<sup>52</sup> na kvartálních datech celé České republiky od prvního čtvrtletí roku 2004 po konec roku 2012, abych deklaroval rozdílnost citlivosti nezaměstnanosti na růst a pokles HDP (tj. změny hospodářského cyklu). Data byla sezónně očištěna pomocí HP-filtru, kde  $\lambda=1600$ , protože se jedná o kvartální data.

Výsledný odhad je následující:

$$\Delta u = 0,405 - 0,256I_4\Delta Y + 0,110I_4\Delta Y, \quad R^2 = 0,721$$

$$(0,074) \quad (0,039) \quad (0,005)$$

Kde hodnoty koeficientů jsou výrazně statisticky signifikantní. Odhad podléhá heteroskedasticitě, a proto výše zveřejněné výsledky jsou po použití robustního OLS, neboť autokorelace nebyla prokázána. Vysoká hodnota  $R^2$  spolu s vysokou signifikantností jednotlivých koeficientů v porovnání s předešlými odhady je až zarážející. Zlepšené výsledky připisují kvartálním datům, jež přináší kvalitnější a četnější informace než roční (je více pozorování), a také faktu rozkladu vlivu HDP na fáze hospodářského cyklu. Tento výsledek deklaruje nutnost tohoto rozkladu k pochopení vztahu těchto dvou proměnných v takto nastaveném modelu. V případě

<sup>51</sup> Výsledky Hausmanova testu odhadu fixního efektu proti náhodnému jsou:  $\text{Chi}^2 = 0,04$ ,  $p\text{-value} = 0,847$ . V tomto případě jsou oba odhady použitelné. Použil jsem tedy náhodný, neboť se považuje za efektivnější.

<sup>52</sup> Model vycházející z práce D. Corsa a G. Brusetty (2012).

jednoduché regrese pouze na změnu tempa růstu HDP jsou totiž výsledky mnohem méně přesvědčivé.

Podobný rozklad jsem v předešlé podkapitole neprovedl z důvodu nedostatku dat, neboť v případě ročních dat na území Jihočeského kraje k poklesu HDP nedošlo a tato úprava ztrácí smysl. Ve většině krajů došlo k poklesu HDP v jednom, či dvou pozorování.

Zajímavý je fakt, že pokles tempa růstu HDP (koeficient  $\beta_1$ ) má na nezaměstnanost v absolutní hodnotě větší vliv, než pokles HDP jako takového (koeficient  $\beta_2$ ). Očekával jsem přesně opačný výsledek. Tento větší vliv je ovšem pouze zdánlivý, neboť výsledný efekt je závislý na hodnotě koeficientu  $\beta_0$ . Vzhledem k opačným znaménkům jednotlivých koeficientů bude mít výsledný efekt vždy větší pokles celkového HDP než pokles tempa růstu HDP.

K udržení stálé nezaměstnanosti potřebuje Česká republika z odhadu rovnice 2 na kvartálních datech soustavný růst HDP přibližně 1,58% čtvrtletně. Tato hodnota odpovídá přibližně meziročnímu růstu HDP o 6,23%. Tudíž dochází-li k soustavnému růstu HDP pod 1,58% kvartálně, nezaměstnanost má tendenci růst. V případě kvartálního růstu HDP o jedno procento, by mělo dojít k růstu nezaměstnanosti přibližně o desetinu a půl procentního bodu. V případě kvartálního růstu HDP přes již zmiňovanou hodnotu 1,58% by docházelo k poklesu nezaměstnanosti. Konkrétněji, při kvartálním růstu HDP o 2% by došlo k poklesu hladiny nezaměstnanosti přibližně o desetinu procentního bodu. V případě čtvrtletního poklesu absolutní hodnoty HDP o jedno procento, nezaměstnanost stoupne přibližně o půl procentního bodu.

Hodnota růstu HDP, jež udržuje nezaměstnanost na současné hladině, je meziročně 6,23%. To je velmi vysoká hodnota, jež pravděpodobně neodpovídá skutečnosti. Tento fakt lze vysvětlit pomocí podhodnoceného efektu změny růstu HDP na nezaměstnanost, nebo nadhodnoceného intereceptu, jež představuje trend nezaměstnanosti.

### **3.3 Závěr**

Oba tyto modely – rovnice 18 a 19, prokázaly negativní korelaci mezi nezaměstnaností a výstupem jak na kvartální bázi, tak na meziroční. V případě Karlovarského, Jihočeského kraje a regionu hlavního města Prahy se jedná o velmi slabou závislost, jež se také promítla do výsledných odhadů rovnice 23. Rovnice 19, jež



přináší rozklad na pozitivní a negativní efekt, lépe vystihuje interakci nezaměstnanosti a výstupu. Na regionální úrovni však tento rozklad postrádal smysl, vzhledem k datům o HDP na roční úrovni. Výsledky jsou mnohem více signifikantní, než tomu bylo v případě odhadu statické Phillipsovy křivky, kde negativní korelace mezi nezaměstnaností a inflací na měsíční bázi, nebyla prokázána vůbec.

Výsledné odhady temp růstu přinášející neměnnou hladinu nezaměstnanosti se zdají nadhodnocené. Pravděpodobně z důvodu podhodnocení vzájemného efektu proměnných.

## 4. Nezaměstnanost a kriminalita

Jak jsem již v úvodu zmínil, v této kapitole se chci věnovat interakci nezaměstnanosti se sociální politikou. Jako zástupce sociálních veličin jsem si zvolil úroveň kriminality. Tato volba se může jevit poněkud zvláštně. Logičtějším by pravděpodobně byla volba sociálních transférů, která by pravděpodobně přinesla větší vliv na nezaměstnanost. Mě však zajímá vliv kriminality jako sociálního problému na úroveň nezaměstnanosti. Základní otázku si stanovuji následovně: Ovlivňuje hladina nezaměstnanosti kriminalitu? Jako aproximaci kriminality jsem si zvolil počet spáchaných trestných činů.

Obdobně jako v předchozích dvou kapitolách se budu snažit aproximovat korelační koeficient mezi nezaměstnaností a v tomto případě kriminalitou prostřednictvím regrese změny jedné proměnné na změnu druhé. Odhadovanou rovnicí upravím tak, aby nezaměstnanost byla nezávislá proměnná, neboť takhle lépe následuje moji tezi, že stoupající nezaměstnanost vyvolává vyšší úroveň kriminality. Inverzní vztah bude uplatněn v následující kapitole.

$$\Delta k_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

Kde  $\Delta k_t$  značí procentuální změnu úrovně kriminality a  $\Delta u_t$  značí změnu nezaměstnanosti v procentních bodech. Koeficient  $\beta_1$  představuje citlivost kriminality na změnu nezaměstnanosti. V takto postaveném modelu  $\beta_1$  aproximuje korelační koeficient proměnných. Vzhledem k výše řečené tezi předpokládám hodnotu  $\beta_1$  větší než nula. Koeficient  $\beta_0$  představuje trend kriminality. Ten zachycuje dlouhodobý vývoj této proměnné.

Z důvodu regionální dimenze celé práce nastává obdobný problém s daty jako v kapitole 3. Aproximace úrovně kriminality počtem spáchaných trestných činů přináší

pouze roční data. V roce 2004 došlo ke změně metodologie výpočtu registrované míry nezaměstnanosti. Ovšem obdobně jako v kapitole 3 a v následující kapitole se zajímám o meziroční změnu nezaměstnanosti, nikoli o její absolutní hodnotu, a proto se stejnou interpretací jako výše tvrdím, že nejvhodnější aproximace změny nezaměstnanosti v období do roku 2004 je její předešlé měření (tj. původní metodologie).

#### 4.1 Empirické výsledky

Rovnici 24 jsem odhadl na již popsaných časových řadách s podobnými nedostatky jako v dřívějších kapitolách. Problém s autokorelací nenastal ani v jednom z regionů. Ovšem ve většině se projevila heteroskedasticita, kterou jsem odstranil použitím robustního OLS. Výsledky testů na autokorelaci a heteroskedasticitu jsou zveřejněny jako příloha č. 20. Výsledné odhady jsou podrobně uspořádány v tabulce č. 7.

Tabulka 7 – Přehled regionálních odhadů závislosti mezi nezaměstnaností a kriminalitou

region	Odhady rovnice 24				
	$\beta_1$	p-value	$\beta_0$	p-value	$R^2$
Hlavní město Praha	5,083	0,008	-2,031	0,267	0,199
Středočeský kraj	0,597	0,806	-0,358	0,888	0,006
Jihočeský kraj	0,727	0,583	-0,970	0,520	0,022
Plzeňský kraj	1,285	0,499	-0,188	0,922	0,048
Karlovarský kraj	0,205	0,888	-1,764	0,437	0,002
Ústecký kraj	-0,688	0,383	-0,435	0,733	0,059
Liberecký kraj	0,184	0,854	-0,568	0,724	0,002
Královéhradecký kraj	-1,276	0,326	-0,903	0,593	0,069
Pardubický kraj	-0,586	0,593	-1,757	0,281	0,025
Vysočina	0,247	0,846	-0,331	0,877	0,003
Jihomoravský kraj	-0,176	0,820	-0,659	0,647	0,002
Olomoucký kraj	-0,523	0,627	-1,366	0,464	0,020
Zlínský kraj	-0,240	0,778	-2,007	0,197	0,006
Moravskoslezský kraj	-0,628	0,351	-0,194	0,892	0,055
Celkem ČR	0,660	0,529	-1,359	0,300	0,030

Z výše uvedených výsledků vyvozovat kauzální závěry nelze. Zarážející je nekonzistentnost výsledků. Zatímco v pražském regionu je korelace silně pozitivní,

v Královéhradeckém kraji je silně negativní. Obecně zatímco v půlce regionů je tato korelace pozitivní, v té druhé negativní. Tento fakt lze vysvětlit odlišnostmi jednotlivých regionů, ale hlavně faktem nízkého vzájemného vlivu proměnných, jež deklarují nízké hodnoty  $R^2$ .

Výsledky nejsou příliš signifikantní s výjimkou regionu hlavního města Prahy, kde takto silná závislost je až zarážející. Změna hladiny nezaměstnanosti o jeden procentní bod vyvolá nárůst kriminality celkově o 3%. Tento efekt je navíc ponížen prostřednictvím trendu snižování kriminality v pražském regionu o 2% meziročně.

Upravený model (rovnice 25) jsem také odhadl pomocí panelové regrese se snahou lépe identifikovat interakci proměnných. Tento model odhaduje průměrný efekt změny nezaměstnanosti na změnu kriminality na krajské úrovni.

$$\Delta k_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

Kde  $i$  značí jeden ze čtrnácti českých krajů, jinak rovnice zůstala nezměněna oproti rovnici 24. Vzhledem k výsledkům Hausmanova testu<sup>53</sup> zveřejněný odhad odpovídá použití náhodného efektu.

$$\Delta k = -0,864 - 0,160 \Delta u, \quad R^2 = 0,001$$

(0,434) (0,291)

Odhad rovnice 25 přináší statisticky nesignifikantní negativní koeficient  $\beta_1$ , naznačující negativní korelaci. Negativní korelace těchto proměnných nemá příliš logické vysvětlení. Očekával jsem opačný výsledek, jenž krásně deklaruje pražský region v tabulce č. 7. Dle odhadu rovnice 25 v případě poklesu nezaměstnanosti by mělo dojít k nárůstu kriminality. Tento, pro mě překvapivý, nesignifikantní výsledek naznačuje „trade-off“ mezi nezaměstnaností a kriminalitou. Kdy dotyčný se rozhoduje, zda bude dále nezaměstnaný a bude se snažit najít práci, nebo zda zvolí jiný způsob obživy. Sklon k páčání kriminality poroste s délkou trvání nezaměstnanosti, neboť v případě dlouhodobé nezaměstnanosti hrozí situace hmotné nouze.

Ovšem jak jsem již výše zmínil, vyvozovat jakékoli závěry z těchto výsledků nelze. Jinými slovy neexistuje prokazatelný kauzální vztah mezi těmito proměnnými na území českých regionů. Jedním z důvodů může být volba nevhodné aproximace kriminality. Počet trestných činů je široká statistika, jež přináší část, jež pravděpodobně je korelována s nezaměstnaností – drobné krádeže, loupeže, přepadení, a část, jež

<sup>53</sup> Výsledky Hausmanova testu odhadu fixním efektem proti náhodnému efektu jsou následující:  $\chi^2 = 0,03$ ,  $p\text{-value} = 0,867$ . Vzhledem k výsledkům jsou obě metody použitelné a proto jsem zvolil náhodný efekt, se stejným odůvodněním jako výše.

s nezaměstnaností nemá nic společného – vraždy, sociální delikty, úplatky, dopravní nehody.

## 5. Celkový efekt inflace, kriminality a výstupu na nezaměstnanost

V předcházejících kapitolách jsem popsal a testoval vždy vliv jedné proměnné na nezaměstnanost. Nyní se pokusím změnu nezaměstnanosti vyjádřit pomocí změny všech výše uvedených faktorů – kriminality, inflace a HDP.

V kapitole 4 jsem testoval vztah, kde nezaměstnanost ovlivňuje kriminalitu. Výše zveřejněné výsledky naznačují, že vzájemná interakce těchto dvou proměnných je malá. Proto očekávám v následujícím modelu nízký vliv kriminality. V případě, kdy předchozí výsledky naznačují „trade-off“ mezi nezaměstnaností a kriminalitou, lze provést regresi i inverzně. Tvar modelu je následující:

$$\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta k_t + \beta_3 \Delta \pi_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

Kde  $\Delta Y_t$  představuje procentuální změnu HDP,  $\Delta k_t$  procentuální změnu kriminality a  $\Delta \pi_t$  představuje změnu hladinu inflace. Hledám výsledný efekt na změnu nezaměstnanosti, jež představuje změnu nezaměstnanosti v procentních bodech. Vzhledem k předchozím odhadům je zde silný předpoklad negativních hodnot  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  a  $\beta_3$ .

### 5.1 Empirické výsledky

Inflace není měřena pomocí CPI, nýbrž pomocí speciálního výběrového šetření ČSÚ, který umožňuje komparaci vývoje cenové hladiny na regionální úrovni od roku 1989 po rok 2012. Spotřební koš obsahuje druhy jídla, oblečení, energií, spotřební zboží atd. Data pro jednotlivé hodnoty HDP a kriminality jsou shodná s daty použitými v předešlých kapitolách.

Rovnici 26 jsem odhadl na ročních časových řadách v případě celé republiky od 1994-2011, pro jednotlivé kraje od roku 1996-2011. Výsledkem jsou relativně signifikantní výsledky. Níže zveřejňuji odhad pro celou Českou republiku, zbylé odhady pro jednotlivé kraje jsou přílohy č. 21-34.

$$\Delta u = 1,036 - 0,117\Delta Y + 0,080\Delta k - 0,124\Delta\pi, \quad R^2 = 0,289$$

$$(0,628) \quad (0,069) \quad (0,067) \quad (0,049)$$

Tyto výsledky jsou po použití robustního odhadu OLS, neboť autokorelace prokázána nebyla, zatímco heteroskedasticita na patnácti procentní hladině ano. Z odhadu je patrná negativní korelace mezi nezaměstnaností a růstem HDP, potažmo inflací. V porovnání s předchozími odhady je tento kompletní model všech výše představených faktorů nejpřesvědčivější. Zlepšenou popisnost modelu deklaruje hodnota  $R^2$ , která v předešlých odhadech byla blízká nule.

Tento odhad potvrzuje jak krátkodobou Phillipsovu křivku, tak Okunův zákon, neboť při růstu HDP nebo inflace o jedno procento by hladina nezaměstnanosti ceteris paribus měla být nižší přibližně o desetinu procentního bodu. V případě růstu obou veličin o procento by hodnota nezaměstnanosti ceteris paribus byla nižší o dvě a půl desetiny procentního bodu. Efekt změny kriminality je ze všech použitých nejmenší jak dle významnosti, tak signifikance. Respektive vazba mezi nezaměstnaností a kriminalitou je nejslabší, to deklarují už výsledky předcházející kapitoly. Tyto výsledky dokazují, že velikost nezaměstnanosti v České republice a českých krajích není determinována velikostí kriminality. Její vliv je malý a různý napříč všemi regiony. Jak je vidět z výše zveřejněného odhadu a odhadů v příloze, nejsilnější vliv v tomto modelu na změnu nezaměstnanosti má změna inflace.

Pomocí panelové regrese jsem se pokusil nalést průměrný efekt změny proměnných na nezaměstnanost na krajské úrovni.

$$\Delta u_{it} = \beta_0 + \beta_1\Delta Y_{it} + \beta_2\Delta k_{it} + \beta_3\Delta\pi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

Kde  $i$  představuje vždy jeden ze čtrnácti krajů České republiky, k němuž se stahují naměřené hodnoty. Model je jinak shodný s rovnicí 26. Výsledný odhad je po použití náhodného efektu, neboť výsledky Hausmanova testu<sup>54</sup> naznačují použitelnost obou metod odhadu.

$$\Delta u = 0,617 - 0,056\Delta Y + 0,001\Delta k - 0,209\Delta\pi, \quad R^2 = 0,252$$

$$(0,154) \quad (0,024) \quad (0,014) \quad (0,030)$$

Tento odhad opět potvrzuje nevýznamnost vlivu kriminality na nezaměstnanost. Oproti předešlému odhadu pro celou Českou republiku došlo k poklesu vlivu změny tempa růstu HDP, naopak vzrostl vliv změny hladiny inflace. V případě, kdy regresují změnu míry inflace na změnu hladiny nezaměstnanosti, vliv inflace je významný. Tento

<sup>54</sup> Výsledky Hausmanova testu jsou:  $\text{Chi}^2 = 0,02$ ,  $p\text{-value} = 0,999$ . Proto jsou oba odhady použitelné.

rozdíl inflace ve své podstatě odpovídá chybě, či změně statických očekávání. Proto by model mohl být interpretován následovně: Jak je ovlivněna změna nezaměstnanosti změnou výstupu, změnou kriminality a změnou inflace oproti statickým očekáváním.

## Závěr

Tato práce se snaží identifikovat rozdílné vlivy interakce mezi nezaměstnaností, mírou inflace, tempem růstu HDP a kriminalitou na krajské a celorepublikové úrovni. Tyto tři zástupci nebyli vybráni náhodně. Cílem jejich výběru byla identifikace vlivu na nezaměstnanost tří základních politik – fiskální, monetární a sociální politiky, jež mají zastupovat. V dnešní době nárůstu nezaměstnanosti politiky snižování nezaměstnanosti nabírají na významu. Vedle vzájemné interakce jednotlivých proměnných došlo také dvěma různými způsoby k odhadnutí přirozené míry nezaměstnanosti v každém kraji České republiky.

Výsledky krajských přirozených měr obou přístupů jsou velmi podobné. Bohatý středočeský region – region hlavního města Prahy a Středočeský kraj, spolu s Jihočeským a Plzeňským krajem vykazují nízké hodnoty přirozené míry nezaměstnanosti a snižují tak celkovou hodnotu pro Českou republiku, která vychází oběma způsoby kolem 8%. Naopak oblasti severní Moravy a Ústecký kraj vykazují relativně vysokou hodnotu přirozené míry nezaměstnanosti – přes deset procent.

Z celkového modelu, kde se snažím určit závislost změny hladiny nezaměstnanosti na změnách výše zmíněných proměnných, vychází jako nejvýznamnější faktor ovlivňující změnu nezaměstnanosti změna míry inflace. Tato závislost je však sporná a proto byla rozložena do třech rovin. Původní Phillipsova křivka na datech pro české kraje vykazuje silný statisticky sifnifikantní inverzní vztah mezi mírou inflace a hladinou nezaměstnanosti. Avšak jak historie USA ukázala, v tomto případě se jedná spíše o statistický vztah, jenž je v praxi nepoužitelný. V případě, kdy původní Phillipsovu křivku obohatíme o inflační očekávání (zde statické očekávání) a dosáhneme modelu lépe sledujícího ekonomickou závislost proměnných, korelace mezi inflací a nezaměstnaností je velmi slabá, nesignifikantní a spíše pozitivní. Z tohoto důvodu tolik neovlivňuje výsledky předpoklad jednotné inflace na území všech krajů spolu s celou republikou, neboť tato závislost téměř není. Identifikovat odlišnosti na krajské úrovni v tomto případě poztrácí smysl. Třetí rovinou interakce proměnných, jež byla použita, je závislost změny hladiny nezaměstnanosti na změně inflace oproti

statickým očekáváním (změna inflace). Z tohoto modelu vyplývá inverzní, silný, statisticky signifikantní vliv změny inflace na změnu nezaměstnanosti.

Korelace mezi nezaměstnaností a tempem růstu HDP vykazuje méně sporné výsledky, jak deklaruje diferenční verze Okunova zákona. Ve všech sledovaných regionech dochází k potvrzení tohoto inverzního vztahu. Průměrný efekt krajské změny tempa růstu HDP o 1% ročně vyvolá přibližně o desetinu procentního bodu nižší hladinu nezaměstnanosti v tomto kraji. Krajské výsledky naznačují nepoužitelnost tohoto vztahu na území regionu hlavního města Prahy, Plzeňského a Karlovarského kraje. Zde je vliv výstupu ekonomiky na nezaměstnanost nízký. V ostatních regionech, převážně na území Moravy, vykazuje použitelné výsledky. Ovšem výsledky se zdají poněkud nadhodnocené, neboť roční tempa růstu HDP, jež přinášejí neměnnou hladinu nezaměstnanosti v regionech, se pohybují kolem 10%. Tato hodnota je v dnešním světě přehnaná. To si vysvětlují podhodnoceným efektem změny tempa růstu HDP na úroveň nezaměstnanosti. Pro aproximaci celorepublikové korelace jsem využil upravený model umožňující rozklad tempa růstu na fázi skutečného růstu a fázi poklesu. Tento model přináší statisticky přesvědčivé výsledky a dokazuje nutnost tohoto rozkladu. Avšak i tento odhad se jeví nadhodnoceně. Odhad ročního tempa růstu HDP České republiky, který nemění hladinu nezaměstnanosti, je 6,23%.

Výsledky vlivu nezaměstnanosti na kriminalitu (i inverzně) naznačují, že mezi těmito proměnnými není žádný kauzální vztah jak na celorepublikové úrovni, tak průměrný efekt na úrovni krajů. Přesto existují kraje, jako je region hlavního města Prahy, který vykazuje silnou, statisticky signifikantní, pozitivní korelaci proměnných. Naopak Královéhradecký kraj vykazuje relativně silnou negativní korelaci. Pozitivní správou je negativní trend kriminality. Meziročně dochází k úbytku trestných činů na území všech krajů, potažmo celé České republiky. Různorodost výsledků na území, jež mají shodnou legislativu, si vysvětlují volbou nevhodné aproximace kriminality. Zvolil jsem počet trestných činů. Ovšem tato statistika je velmi široká a přináší poznatky, jež s nezaměstnaností pravděpodobně příliš nesouvisejí – alkohol za volantem, korupce, vraždy, sociální delikty a podobně.

Vysvětlovat chování nezaměstnanosti pomocí výše zmíněných faktorů ukazuje cestu, jak dále pokračovat v případě mapování chování nezaměstnanosti na krajské úrovni. Hodnoty  $R^2$  celkového modelu se pohybují v rozmezí 0,25 – 0,3. Tato hodnota je výrazně vyšší, než tomu bylo v případě pouze jedné proměnné. Jedinou výjimkou je model rozkladu tempa růstu HDP na celorepublikové úrovni. Zlepšení výsledků, pokud

by to data povolila, by přineslo přidat tento rozklad do celkového modelu. Následně zlepšit aproximaci sociální politiky pomocí sociálních transféru – podpora v nezaměstnanosti, podpora v případě hmotné nouze, popřípadě minimální mzda.

## Summary

This work uses three basic factors to explain behavior of the levels of unemployment in regions – criminality, inflation, and GDP growth. These factors are approximated by three basic policies – monetary, fiscal and social. Levels of unemployment in regions are not determined by criminality, which is for this purpose approximated by number of offences. There is no causal effect, but there is a strong positive correlation between these variables in the Hlavní město Praha region. All models and their results proved the negative correlation between unemployment and GDP growth. This effect was measured by the difference version of Okun's law, but this model is useless in the Hlavní město Praha region, Jihočeský and Karlovarský region, where the effect of GDP growth is quite underestimated. The change in levels of unemployment in regions is determined by GDP growth, but this effect is small in comparison with the effect of inflation. The change of inflation has the biggest effect on the change of unemployment in regions, but this effect is controversial. Because of that, the relationship between inflation and unemployment was split to three parts. The original Phillip's curve estimating the effect of unemployment to inflation proves the negative, statistically significant impact of unemployment on inflation. However, this model is useless in reality, as history in USA has shown. For that, static Phillip's curve was used and the result was the slight, statistically insignificant positive effect of unemployment on the change of inflation against static expectation of inflation. However, the complex model has shown that change of unemployment is negatively determined by the change of inflation, which can be also interpreted as a change of inflation against the static expectation of inflation. Two different models of natural levels of unemployment in Czech regions were established to prove that the unemployment is different in every region. The lowest natural level is in the Hlavní město Praha region, the highest level is in the Ústecký region.

The complex model where levels of unemployment in regions are influenced by all these factors can be improved by some additional factors which affect social policy, such as minimum wage or social transfers. To improve this model, I suggest splitting



the effect of GDP growth to negative and positive, but I could not do that because of the unsuitable data.

## Použitá literatura

1. ABEL, Andrew B, Ben BERNANKE a Dean Darrell CROUSHORE. Macroeconomics. 6th ed. Boston: Pearson / Adison Wesley, c2008, xxvi, 641 s. ISBN 0-321-41554-x.
2. ANDRLE, Michal, Cheers to Good Health of the U.S. Short-Run Phillips Curve: Output and Inflation from 1960 to 2012, IMF, Research department, 2012, k 20. 7. 2013 dostupné na: [https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=mmm2012&paper\\_id=220](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=mmm2012&paper_id=220)
3. ARTL, Josef, PLAŠIL, Miroslav, Empirical Testing of New Keynesian Phillips Curve in Conditions of the Czech Republic in 1994 – 2003, Prague Economic Papers, Volume 2, 2005, s. 118-129, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.vse.cz/polek/download.php?jnl=pep&pdf=257.pdf>
4. ATKESON, Andrew, OHANIAN, Lee E., Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?, FRB Minneapolis Quarterly Review (Winter), 2001, s. 2-12, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr2511.pdf>
5. BALÁSZ, Varga, Time Varying NAIRU Estimates in Central Europe, University of Budapest, 2011, k 20. 7. 2013 dostupné na: [http://ecomod.net/system/files/nairu\\_paper.pdf?cookies=1](http://ecomod.net/system/files/nairu_paper.pdf?cookies=1)
6. BARRETO, Humbart, HOWLAND, Frank, There Are Two Okun's Law Relationships Between Output and Unemployment, Wabash College, 1993, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://web.ntpu.edu.tw/~tsair/2Research/Papers/okun/There%20are%20two%20Okun's%20relationship.pdf>
7. BARRO, Robert J., Macroeconomics, Cambridge, MIT Press, 5<sup>th</sup> Edition, 1997, 867s., ISBN:0262024365,
8. BERTOLUCCI, Francesco, CHOUDHRY, Misbah T., MARELLI, Enrico, SIGNORELLI, Marcello, Financial Crises and Unemployment: Beyond Okun's Law, 2011, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.eco.unibs.it/~emarelli/AIEL.pdf>
9. BLANCHARD, Olivier J., SUMMERS, Lawrence H., Hysteresis and the European Unemployment Problem, NBER Macroeconomics Annual 1986, Volume 1, Cambridge, 1986, s. 15-89, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.nber.org/chapters/c4245.pdf>
10. BOULTON, Thomas, Test of Okuns Law for the 10 Eastern European Countries, London Metropolitan Business School, Economics Subject Group, April 2010, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.esds.ac.uk/international/documents/conf2010/tboulton.pdf>

11. CAHLÍK, Tomáš, HLAVÁČEK, Michal, SEIDLER, Jakub, Makroekonomie, 2. Upravené vydání, Praha, Karolinum, 2010, 228s., ISBN: 9788024619064
12. CORSO, Dario, BUSETTA, Giovanni, Labour Productivity and Okun's Law: An Empirical Application to Italian Regional Panel Data, RIVISTA ITALIANA DEGLI ECONOMISTI, Volume 17, 2012, s. 279-298
13. ČERNOHORSKÁ, Liběna, ČERNOHORSKÝ, Jan, Současné přístupy k predikci míry inflace pomocí Phillipsovy křivky, Ústav ekonomie, Univerzita Pardubice, 2007, k 20. 7. 2013 dostupné na: <https://dspace.upce.cz/bitstream/10195/32390/1/CL638.pdf>
14. DANIŠKOVÁ, Katarína, FIDRMUC, Jarko, Inflation Convergence and the New Keynesian Phillips Curve in the Czech Republic, Czech Economic Review, Volume 5, Issue 2, 2011, s. 99-115, k 20. 7. 2013 dostupné na: [http://ideas.repec.org/a/fau/aucoz/au2011\\_099.html](http://ideas.repec.org/a/fau/aucoz/au2011_099.html)
15. EVANS, George W., HONKAPOHJA, Seppo, Learning and Expectations in Macroeconomics, Princeton University Press, 2001, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://press.princeton.edu/chapters/s7097.pdf>
16. FORDER, James, Economists on Samuelson and Solow on Phillips Curve, Department of Economics Discussion Paper Series, University of Oxford, 2010, k 20. 7. 2013 dostupné na: [http://www.economics.ox.ac.uk/materials/working\\_papers/paper516.pdf](http://www.economics.ox.ac.uk/materials/working_papers/paper516.pdf)
17. FRIEDMAN, Milton, The Role of Monetary Policy, The American Economic Review, Volume 58, No. 1, 1968, s. 1-17, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>
18. GUSTAVSSON, Magnus, ÖSTERHOLM, Pär, Does Unemployment Hysteresis Equal Employment Hysteresis?, Working paper 2006:15, Uppsala University, 2006, k 20. 7. 2013 dostupné na: [http://www.nek.uu.se/pdf/wp2006\\_15.pdf](http://www.nek.uu.se/pdf/wp2006_15.pdf)
19. IMF, Unemployment dynamics During Recessions and recoveries: Okun's Law and Beyond, World Economic and Financial Surveys, World Economic Outlook, April 2010, Chapter 3, s. 69-107, k 20. 7. 2013 dostupné na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2010/01/pdf/c3.pdf>
20. KADERÁBKOVÁ, Božena, Úvod do Makroekonomie. Neoklasický přístup, 1. Vydání, Praha: C. H. Beck, 2003, 386s., ISBN: 807179788x
21. KADERÁBKOVÁ, Božena, JAŠOVÁ, Emilie, Analýza NAIRU na sektorové úrovni, Politická ekonomie, Volume 4, Praha, 2011, s. 508-525, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.vse.cz/polek/download.php?jnl=polek&pdf=802.pdf>
22. KARANASSOU, Marika, SALA, Hector, SNOWER, Dennis J., Phillips Curves and Unemployment Dynamics: A Critique and a Holistic Perspective, IZA Discussion Paper No. 2265, 2006, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://ftp.iza.org/dp2265.pdf>

23. KLERMAN, Alex J., Health Insurance Among Children of Unemployed Parents, RAND, 1997
24. KNOTEK, Edward S., How Useful is Okun's Law?, Economic Review, Fourth Quarter 2007, s. 73-103, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.kc.frb.org/publicat/econrev/pdf/4q07knotek.pdf>
25. LEE, Jim, The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries, Journal of Macroeconomics, Volume 22, 2000, s. 331-356
26. LIPTÁK, Katalin, Analyzing the Labour Market Situation in the Central and Eastern European Countries – Improvement or Decline?, Club of Economics in Miskolc TMP, Volume 8, 2012, s. 33-40, k 20. 7. 2013 dostupné na: [http://tmp.gtk.uni-miskolc.hu/volumes/2012/01/TMP\\_2012\\_01\\_05\\_Liptak\\_Katalin.pdf](http://tmp.gtk.uni-miskolc.hu/volumes/2012/01/TMP_2012_01_05_Liptak_Katalin.pdf)
27. MIKHAIL, Ossama, EBERWEIN, Curtis J., HANDA, Jagdish, The Measurement of Persistence and Hysteresis in Aggregate Unemployment, University of Central Florida, 2003, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://128.118.178.162/eps/mhet/papers/0311/0311002.pdf>
28. NAVRÁTIL, David, HURNÍK, Jaromír, The Time Varying NAIRU in the Czech Republic, Katedra financí, Ekonomická fakulta, VŠB-TU Ostrava, Ostrava, 2005, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://www.ekf.vsb.cz/miranda2/export/sites-root/ekf/frpfi/cs/okruhy/rocnik-2005/prispevky/dokumenty/Navratil2BHurnik.pdf>
29. NĚMEC, Daniel, VAŠÍČEK, Oswald, Estimating NAIRU in Small Open Economies: Models with Adaptive and Rational Expectations, ESAM08: Markets and Models - Policy Frontiers in the AWH Phillips Tradition (Symposium Handbook), 2008, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://nzae.org.nz/wp-content/uploads/2011/08/nr1215388989.pdf>
30. OKUN, Arthur M., Potential GNP: Its Measurement and Significance, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association, Cowles Foundation Paper 190, Yale University, 1962, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p01b/p0190.pdf>
31. OWYANG, Michael T., SEKHPOSYAN, Televik, Okun's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession All That Different?, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 2012, s. 399-419, k 20. 7. 2013 dostupné na: [http://research.stlouisfed.org/publications/review/12/09/399-418Owyang\\_rev.pdf](http://research.stlouisfed.org/publications/review/12/09/399-418Owyang_rev.pdf)
32. PHILLIPS, William A., The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861 – 1957, ECONOMICA, New Series, Volume 25, No. 100, 1958, s. 283-299, k 20. 7. 2013 dostupné na: <http://people.virginia.edu/~lc7p/202/Phillips58.pdf>

33. POŠTA, Vít, NAIRU a přirozená míra nezaměstnanosti – teoretický pohled, Výzkumná studie, Ministerstvo financí ČR, 2008,
34. PRACHOWNY, Martin F. J., Okun's Law: theoretical foundations and revised estimates, *Review of Economics and Statistics*, Volume. 75, 1993, s. 331-336
35. SAMUELSON, Paul A., SOLOW, Robert M., Analytical Aspects of Anti-inflation policy, *American Economic Review*, Volume 50, No. 2, s. 177-194, 1960, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
[http://web.econ.unito.it/bagliano/macro3/samsol\\_aer60.pdf](http://web.econ.unito.it/bagliano/macro3/samsol_aer60.pdf)
36. SEATER, John. J., SANTOMERO, Anthony M., The Inflation-Unemployment Trade-off: A Critique of the Literature, *Journal of Economic Literature*, Volume 16, No. 2, 1978, s.499-544, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
<http://www4.ncsu.edu/~jjseater/inflationunemploymenttradeoff.pdf>
37. SCHNABEL, Gert, Output trends and Okun's Law, Bank of International Settlements, BIS Working Paper no. 111, 2002, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
<http://www.bis.org/publ/work111.pdf>
38. SLANÝ, Martin, Moderní přístupy k trhu práce: přirozená míra nezaměstnanosti a hystereze, Diplomová práce, VŠE, 2007, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
[http://www.vse.cz/vskp/3846\\_moderni\\_pristupy\\_k\\_trhu\\_prace\\_prirozena\\_mira\\_nezamestnanosti\\_a\\_hystereze](http://www.vse.cz/vskp/3846_moderni_pristupy_k_trhu_prace_prirozena_mira_nezamestnanosti_a_hystereze)
39. ŠIMPACH, Ondřej, CHYTILOVÁ, Helena, ARIMA and Phillips curves in finding the czech potential rate of unemployment. Karviná, Mezinárodní vědecká konference doktorandů a mladých vědeckých pracovníků, Slezská univerzita, 2012a, s. 320–332., k 20. 7. 2013 dostupné na:  
[http://www.ondrejsimpach2.ic.cz/publikace/konference\\_mezinarodni/MKD\\_KA\\_RVINA\\_2012/pdf/sekce\\_1/simpach\\_chytilova.pdf](http://www.ondrejsimpach2.ic.cz/publikace/konference_mezinarodni/MKD_KA_RVINA_2012/pdf/sekce_1/simpach_chytilova.pdf)
40. ŠIMPACH, Ondřej, The forecasts for inflation rate and unemployment rate using the Phillips curve, University of Economics Prague, 2012b, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
[http://www.ondrejsimpach.ic.cz/publikace/konference\\_mezinarodni/AMSE2012/Simpach\\_amse2012.pdf](http://www.ondrejsimpach.ic.cz/publikace/konference_mezinarodni/AMSE2012/Simpach_amse2012.pdf)
41. ŠIMPACH, Ondřej, CHYTILOVÁ, Helena, Decomposition of the Phillips Curve, the Case of the Czech Republic, University of Economics Prague, 2013, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
[http://www.ondrejsimpach2.ic.cz/publikace/konference\\_mezinarodni/DOKBAT\\_2013/prispevky/27.pdf](http://www.ondrejsimpach2.ic.cz/publikace/konference_mezinarodni/DOKBAT_2013/prispevky/27.pdf)
42. VAŠÍČEK, Bořek, Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve in EU-4, William Davidson Institute, Working Paper Number 971, October 2009, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
<http://wdi.umich.edu/files/publications/workingpapers/wp971.pdf>

43. VIRÉN, Matti, The Okun's Curve Is non Linear, *Economics Letters* (70), 2001, s. 253-257, k 20. 7. 2013 dostupné na:  
<http://web.ntpu.edu.tw/~tsair/2Research/Papers/okun/The%20Okun%20Curve%20Is%20Non-linear.pdf>