

VYSOKÁ ŠKOLA BÁNSKÁ - TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

MODELOVÁNÍ A KLASIFIKACE REGIONÁLNÍCH TRHŮ PRÁCE

Jana Hančlová

Ivan Křivý
Jaromír Gottvald
Miroslav Liška
Milan Šimek
Josef Tvrdík
Lubor Tvrdý

OSTRAVA 2002

Studie byla zpracována v rámci grantového projektu GAČR 402/00/1165

Odborná recenze dne 15.12. 2002:
prof. RNDr. Jaroslav Ramík, CSc.
prof. RNDr. Jan Kodera, CSc.

Autoři jednotlivých kapitol a jejich e-mailové adresy:

Jméno	e-mail	kapitoly
Doc. Ing. Jana Hančlová, CSc.	(jana.hanclova@vsb.cz)	5,6,7
Doc. RNDr. Ing. Ivan Křivý, CSc.	(krivy@osu.cz)	4
Doc. Ing. Jaromír Gottvald, CSc.	(jaromir.gottvald@vsb.cz)	8
RNDr. Miroslav Liška, CSc.	(liska@osu.cz)	9
RNDr. Milan Šimek, Ph.D.	(milan.simek@vsb.cz)	1,5,6,7
Ing. Josef Tvrdík, CSc.	(tvrdik@osu.cz)	4
Ing. Lubor Tvrdý	(lubor.tvrdy@vsb.cz)	1,2,3,5,9

Publikace neprošla jazykovou úpravou.

© Jana Hančlová, Lubor Tvrdý

ISBN 80-248-0220-1

Obsah

Úvod	5
1 Teoretické přístupy k regionálním trhům práce.....	7
1.1 Definice pojmů	7
1.2 Teoretické souvislosti fungování regionálních trhů práce.....	8
1.3 Závěr.....	18
1.4 Literatura	19
2 Data pro modelování regionálních trhů práce.....	21
2.1 Informační zdroje	21
2.2 Základní deskriptory pro analýzu časových řad	24
2.3 Závěr.....	33
2.4 Literatura.....	35
2.5 Příloha.....	36
3 Klasifikace regionálních trhů práce	37
3.1 Metody klasifikace regionů.....	37
3.2 Klasifikace dle struktury zaměstnanosti pro 1 období	40
3.3 Statická klasifikace míry nezaměstnanosti a mezd	41
3.4 Dynamická klasifikace míry nezaměstnanosti a mezd	43
3.5 Klasifikační systém vývoje míry nezaměstnanosti – absolutní rozdíly.....	45
3.6 Klasifikační systém vývoje míry nezaměstnanosti – relativní rozdíly.....	46
3.7 Závěr.....	48
3.8 Literatura.....	48
4 Analýza a predikce časových řad NUTS3.....	50
4.1 Wintersova metoda a její implementace	50
4.2 Jiné metody analýzy časových řad.....	51
4.3 Experimentální výsledky a jejich zhodnocení	51
4.4 Závěry	59
4.5 Literatura.....	59
5 Vývoj vztahu mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy.....	60
5.1 Teoretický přístup.....	60
5.2 Beveridgeovy křivky v České republice a jejích regionech.....	64
5.3 Klasifikace krajů dle umístění Beveridgeovy křivky	65
5.3 Závěr.....	68
5.4 Literatura.....	68
5.5 Příloha.....	69
6 Dynamická analýza rovnovážného vývoje regionálních trhů práce a ČR	74
6.1 Modifikace Beveridgeovy křivky	74
6.2 Použité ekonometrické modely VAR a VEC.....	75
6.3 Zkoumání existence rovnovážného vztahu na trhu práce v České republice.....	77
6.4 Zkoumání dlouhodobého vztahu na trhu práce v krajích ČR.....	82
6.5 Závěr.....	86
6.6 Literatura.....	87
6.7 Přílohy	88
7 Modelování nabídky práce a poptávky po práci.....	97
7.1 Vícerozměrné modely trhu práce	97
7.2 Formulace modelu trhu práce	97
7.3 Odhadování modelu trhu práce.....	98
7.4 Výsledky modelování a predikce trhu práce pro ČR	101
7.5 Výsledky odhadování a predikce modelu trhu práce v krajích.....	106
7.7 Závěr.....	112
7.8 Literatura.....	114

8 Zkoumání intenzity a stability vývoje mobility pracovních sil v české ekonomice	115
8.1 Úvod.....	115
8.2 Mobilita: teorie a empirické poznatky	115
8.3 Mobilita pracovních sil v ČR	119
8.4 Dílčí závěr	126
8.5 Literatura	127
8.6 Příloha.....	129
9 Regionální hrubý domácí produkt a jeho prognóza	130
9.1 Vymezení položek a metodika výpočtu RHDP	130
9.2 Prognóza vývoje rozdělení RHDP	132
9.3 Produktivita v jednotlivých krajích a její klasifikace	139
9.5 Závěr	143
9.4 Literatura	143
Shrnutí a závěry	145

Úvod

Předložená monografie se zaměřuje na vybrané problémy regionálních trhů práce, zejména na jejich deskripci, klasifikaci, zkoumání projevů strukturálních změn v území a na analýzu regionálních disparit. Empirické studie jsou provedeny zejména na úrovni krajů (NUTS3) a celé České republiky (NUTS1) za období 1995 – 2001 s případnou predikcí v roce 2002.

Publikace vznikla na základě řešení výzkumného grantového projektu GAČR č. 402/00/1165 „Modelování regionálních trhů práce“. Účelem této publikace je seznámit širokou odbornou veřejnost s výsledky 3-letého zkoumání v této oblasti.

Monografie je členěna do 9 kapitol. První kapitola uvádí přehled teoretických přístupů k regionálním trhům práce a vymezuje nejen základní pojmy, ale i teoretické souvislosti fungování regionálních trhů práce. Druhá kapitola specifikuje a hodnotí deskriptory pro analýzy časových řad a jejich informační zdroje. Následující kapitola se věnuje klasifikačním metodám vhodných pro analýzy regionů a navrhuje jejich dynamizaci. Tyto klasifikační metody jsou testovány na regionálních trzích práce pro úroveň NUTS4. Čtvrtá kapitola využívá analýzy časových řad regionálních trhů práce pro jejich krátkodobou predikci. Zkoumáním vývoje Beveridgeovy křivky na úrovni krajů i České republiky se zabývá pátá kapitola. Existenci dlouhodobých vztahů na regionálních trzích práce prostřednictvím dynamických simultánních modelů zkoumá šestá kapitola. Sedmá kapitola se věnuje modelování regionálních trhů práce na základě soustavy simultánních rovnic nabídky práce a poptávky po práci, které jsou zkoumány z pohledu strukturálních změn. Nedílnou součástí analýzy regionálních trhů práce je studium intenzity a stability vývoje mobility pracovních sil v české ekonomice, což je tématem osmé kapitoly. Devátá kapitola se zabývá vývojem rozdělení regionálního hrubého domácího produktu prostřednictvím Markovových procesů a klasifikací regionů na základě produktivity práce.

Závěrečná kapitola shrnuje dílčí výsledky, uvádí je do vzájemných souvislostí a jsou v ní také formulována odpovídající doporučení.

Autoři této publikace si jsou vědomi, že studie může obsahovat i dílčí nedostatky a kontroverzní pasáže, a proto uvítají jakékoliv připomínky a náměty. Z těchto důvodů uvádíme autory jednotlivých kapitol i jejich e-mailové adresy.

1 Teoretické přístupy k regionálním trhům práce

V této kapitole si vymezíme základní pojmy zkoumané problematiky a seznámíme se s některými teoretickými přístupy k trhu práce na které studie navazuje.

1.1 Definice pojmů

Za **práci** budeme považovat, v souladu se současnou obecnou ekonomickou teorií, jakýkoliv druh fyzické nebo duševní cílevědomé činnosti člověka, jež produkuje předměty či služby. Práce je jedním z výrobních faktorů. Musíme ale zdůraznit, že práce má, na rozdíl od kapitálu a půdy (resp. přírodních zdrojů), svá výrazná specifika, která plynou ze skutečnosti, že jejím nositelem je lidská bytost se svými právy a biologickými a psychickými charakteristikami (viz Jurečka a kol., 1997, s. 148).

Trh práce je prostor, v němž dochází k interakci mezi zaměstnavateli (resp. jejich poptávkou po práci) a pracovníky (resp. jejich nabídkou práce). O faktorech působících na tuto interakci rozhoduje charakter tohoto trhu, především, zda-li se jedná o dokonale či nedokonale konkurenční trh, popř. jaká je příčina této nedokonalé konkurence. Dokonale konkurenční trh spadá do oblasti čistě teoretické abstrakce, jež ale bývá východiskem pro řadu modelů, které jsou postupně modifikovány odstraněním některých zjednodušujících předpokladů, a tak se přibližují reálnému trhu práce.

Abychom mohli mluvit o dokonale konkurenčním trhu práce, musí být splněny následující předpoklady:

1. Existence velkého počtu subjektů, které nemohou ovlivnit cenu popř. množství nabízené či poptávané práce.
2. Homogennost na trhu práce, tzn. dokonalá substituce jak pracovníků, tak zaměstnavatelů.
3. Dokonalá informovanost všech účastníků.

Pokud jsou tyto podmínky na trhu práce splněny, tak dochází k optimální alokaci pracovníků do firem za určité mzdy na základě teorie firmy vycházející z analýzy mezních nákladů. Uvolnění některého z výše uvedených předpokladů se dostáváme k modelům nedokonalé konkurence. Pozornost bude věnována především 2. předpokladu. Je-li trh práce nehomogenní (tzn. že zde existují bariéry), dochází k jeho segmentaci, která může mít charakter geografický, profesní či závislosti na vztahu pracovníka k zaměstnavateli. V důsledku této segmentace mohou vznikat na trhu práce disproporce, které se projevují vysokou nezaměstnaností a rigiditou mezd.

Příčinou **geografické segmentace** trhu práce je omezená prostorová mobilita pracovní síly resp. její imobilita, která je výrazně vyšší než u kapitálu. Tato relativní imobilita je způsobena:

- u dojížděky – existencí dopravních nákladů a ztrátou času při dopravě,
- u migrace – jednak existencí nákladů na migraci (dopravní náklady, náklady na hledání a koupi bytu atd.) a vysokého rizika způsobeného neznalostí prostředí, jednak překážkami povahy psychosociální (sociální vazby v původní oblasti).

Je nutno dodat, že v dnešní době geografická imobilita se snižuje v důsledku rozvoje automobilové dopravy. Rovněž i její vliv na charakter trhu práce se snižuje rozvojem informačních a komunikačních technologií. Jedná se však pouze jen o určité obory, v obecné rovině je a v nejbližší době stále bude trh práce geograficky segmentován. Důsledkem této segmentace je omezení trhu práce na určitou oblast resp. region.

Region je územně-prostorový útvar, ve kterém lze definovat základní socioekonomický systém a lze ho z prostoru pomocí jednoho či více znaků přesně vymezit. Region můžeme vymezit na základě funkčnosti, tzn. že sloučíme území, která mají silné vzájemné prostorové vazby, nebo na základě homogenity tzn. že sloučíme homogenní území dle vybraných znaků.

Přírozený region je charakterizován jak kulturně sociálními prvky (historickým vývojem lokálních společenství), tak i prvky geografickými (např. úrodnost země, nadmořská výška, klimatické podmínky). Pro tyto regiony jsou charakteristické silné vnitřní ekonomické, sociální a kulturní vazby. Dále je pro něj charakteristická existence jednoho příp. více center a spádových území.

Přirozený regionální trh práce je vymezen především mírou dojížděky do zaměstnání, ale obvykle se pro komplexnější vymezení přirozených regionů pracuje i s mírou dojížděky za službami, případně za rekreací, které mohou následně ovlivňovat i charakter místního trhu práce.

Administrativní region je účelově vymezená oblast pro systém řízení veřejné správy, která se ale často liší od přirozených sociogeografických regionů.

Regionálními rozdíly rozumíme vzdálenosti mezi regiony v abstraktním metrickém prostoru. Tento prostor může popisovat buď jeden vybraný deskriptor regionu nebo celá množina těchto deskriptorů, a to jak staticky, tak i dynamicky.

1.2 Teoretické souvislosti fungování regionálních trhů práce

1.2.1 Makroekonomické souvislosti

Významnou charakteristikou regionálních trhů práce je **nezaměstnanost**. Je to také jeden z důležitých deskriptorů, za pomoci kterého lze regionální trhy práce zkoumat a popisovat.

Příčiny existence nezaměstnanosti v trzích ekonomik jsou jedním z nejdiskutovanějších témat ekonomické teorie. Většina soudobých příčin nezaměstnanosti má výraznou mikroekonomickou povahu a za hlavní příčinu nezaměstnanosti se považuje nepružnost mezd. Na této skutečnosti se shodují jak moderní neoklasické teorie, tak soudobé teorie keynesiánské. Rozdíly mezi těmito školami spočívají spíše v tom, co považují za příčinu nepružnosti mezd, jakou míru nepružnosti připouštějí a jak dlouhý časový horizont jí přisuzují.

Jedním z klíčových diskutovaných pojmů je otázka dobrovolné a nedobrovolné nezaměstnanosti. Tento pojem úzce souvisí s rovnováhou na trhu práce. Nezbytnou podmínkou této rovnováhy je, že reálná mzdová sazba musí být taková, aby poptávané množství práce bylo rovno nabízenému množství práce.

Za této ideální situace pak existuje pouze dobrovolná nezaměstnanost, kterou představují ti lidé, kteří při rovnovážné reálné mzdové sazbě nechtějí pracovat. V reálném světě však často docházelo a dochází k situacím, kdy byla nezaměstnanost příliš vysoká na to, aby mohla být celá považována za dobrovolnou, kdy i kvalifikovaní pracovníci nemohli a nemohou najít při existující mzdové sazbě zaměstnání. Někteří **neoklasičtí ekonomové** na začátku 20. století a zejména pak J. M. Keynes proto vyslovili názor, že reálné mzdové sazby reagují na ekonomické šoky zpomaleně a se zpožděním a čistí trh práce spíše v dlouhém období. Proto může vzniknout nedobrovolná nezaměstnanost. Nedobrovolná nezaměstnanost vzniká tehdy, jestliže jsou pracovníci ochotni pracovat za danou reálnou mzdovou sazbou a nemohou najít zaměstnání. V tomto případě se trh práce v určitém okamžiku vyznačuje příliš vysokou reálnou mzdovou sazbou a při této reálné mzdové sazbě vzniká převis nabídky práce. To, že nepružné mzdové sazby mohou vyvolávat nedobrovolnou nezaměstnanost, je zřejmé. Otázka ovšem zní, zda jsou mzdové sazby skutečně nepružné a zejména jaké jsou příčiny jejich nepružnosti. Neoklasičtí ekonomové většinou uvažují v dlouhém období, ve kterém považují mzdovou sazbou za zcela pružnou. Pokud je reálná mzdová sazba zcela pružná, je křivka agregátní nabídky vertikální, reálný hrubý domácí produkt nezávisí na výši agregátní poptávky a veškerá nezaměstnanost je dobrovolná.

Tradiční neoklasická ekonomie měla značné problémy s vysvětlením vysoké nezaměstnanosti v době recese. Pokud jde o nedobrovolnou nezaměstnanost, v roce 1913 připouští A. C. Pigou, že reálná mzdová sazba se přizpůsobuje pomalu, a proto může dočasně vzniknout nedobrovolná nezaměstnanost.

V reakci na hospodářskou krizi 30. let napadl Keynes do té doby převládající neoklasické pojetí nezaměstnanosti ve třech směrech. Jednak, že nominální mzdové sazby jsou velmi nepružné, dále že zaměstnanost je spíše funkcí agregátní poptávky než reálné mzdové sazby a že nedobrovolná nezaměstnanost může přetrvávat velmi dlouho. V Keynesově modelu zůstává agregátní nabídka fixována pevnou nominální mzdovou sazbou, cenová hladina klesá a výsledkem je růst reálné mzdové sazby a existence nedobrovolné nezaměstnanosti. Nedobrovolná nezaměstnanost v modelu je dána tím, že firmy nájímají málo zaměstnanců, neboť nemohou prodat svou produkci z důvodu nedostatečné agregátní poptávky. Tento typ

nezaměstnanosti je nazýván keynesiánskou nezaměstnaností, neboli **nezaměstnaností z nedostatečné poptávky**. Řešením situace není pokles reálných mezd, ale pouze růst agregátní poptávky na takovou úroveň agregátní poptávky, která zajistí reálný produkt na úrovni plné zaměstnanosti prostřednictvím fiskální a monetární politiky. Keynes však nedokázal uspokojivým způsobem vysvětlit, proč jsou nominální mzdové sazby zcela nepružné. Tento úkol se později snažili splnit někteří jeho následovníci.

V dalším textu jsou stručně charakterizovány některé důležité faktory a jejich možnosti působení na trh práce, které vycházejí z vybraných soudobých, především makroekonomických přístupů.

1.2.1.1 Nová klasická ekonomie a trh práce

Friedmanův model mylného vnímání cenové úrovně účastníky

Model byl koncipován v reakci na keynesiánskou teorii založenou na nepružných nominálních mzdách a znamenal rehabilitaci, resp. moderní interpretaci starého klasického přístupu.

Na rozdíl od keynesiánského přístupu, jež je založen na nepružnosti nominálních mezd a cen v krátkém období, model křivky agregátní nabídky předpokládá, že mzdy jsou pružné a vyrovnávají nabídku a poptávku na trhu práce. Tento model, resp. přístup nových klasiků je proto nazýván klasickým modelem, který čistí trh či rovnovážným modelem. Klíčovým předpokladem modelu je, že pracovníci dočasně nesprávně vnímají cenovou úroveň, resp. že pracovníci dočasně nesprávně interpretují pohyb reálné a nominální mzdy. Pro tento charakteristický rys je model křivky krátkodobé agregátní nabídky nazýván modelem s nedokonalými informacemi. Formulací tohoto modelu tak vznikla nová interpretace ekonomického cyklu. Fluktuace skutečného produktu kolem jeho přirozené úrovně, tj. potenciálního produktu, jsou způsobeny nedokonalými informacemi pracovníků o skutečném pohybu cenové hladiny, tj. informační převahou, resp. výhodami firem. Omyly v očekávání cenové hladiny pracovníky jsou tak zdrojem ekonomického cyklu.

V modelu se předpokládá, že jenom firmy vědí, že se cenová hladina zvýšila, zatímco pracovníci dále mylně očekávají cenovou úroveň nižší. Zvýší-li firmy nominální mzdu, ale ceny produkce rostou rychleji, neboť ceny produkce reagují na neočekávané zvýšení agregátní poptávky rychleji, pracovníci v mylné víře očekávají, že se jejich reálná mzda zvýšila, a nabízejí větší množství práce. Firmy však vědí, že se cenová hladina zvýšila a tak ve správné víře, že se reálná mzda snížila najímají dodatečnou práci, tj. zvyšují zaměstnanost. Dochází tak ke zvýšení produkce. Z modelu křivky krátkodobé agregátní nabídky plyne, že odchylky skutečné cenové úrovně od očekávané cenové hladiny podněcují pracovníky, aby měnili objem jimi nabízené práce a tím se mění i rozsah nabízené produkce.

Lucasova křivka krátkodobé agregátní nabídky založená na očekávané míře inflace

Tato koncepce vychází jednoznačně z neoklasických základů. Agregátní nabídka je dána nabídkou výstupu jednotlivých firem, která je ovlivněna nabídkou práce domácností. Nabídka výstupu ze strany firem i nabídka práce ze strany domácností odráží jejich optimální chování. Nabídka firem je určována relativními cenami. Jestliže firma předpokládá, že roste současná relativní cena její produkce v závislosti na reálném růstu poptávky po této produkci, bude reagovat zvýšením výstupu. Jestliže je růst současné relativní ceny produkce pokládán za dočasný, firma bude zvyšovat výstup intenzivnějším využíváním stávajících kapacit. Jestliže je tento růst považován za trvalý, firma bude investovat do nového fyzického kapitálu a zvyšovat tak svou výrobní kapacitu.

Nabídka práce je určována reálnými mzdami. Domácnosti se musí rozhodovat, jak alokovat svůj celkový časový fond mezi práci a volný čas. Předpokládá se, že mají určitou představu o normální či očekávané reálné mzdové sazbě. Jestliže je současná reálná mzdová sazba nad svou normální úroveň, domácnosti budou nabízet více práce (na úkor volného času) v současném období v očekávání mít více volného času (na úkor práce) v budoucnu, kdy bude očekávaná reálná mzda pod svojí normální úroveň a naopak. Toto chování bývá označováno za

dočasnou substituci dnešního volného času za budoucí volný čas. Problém spočívá v tom, že výrobci jsou dobře informováni o relativních cenách a zaměstnanci o reálných mzdách na svých dílčích trzích. Obě skupiny jsou méně informovány o změnách agregátní cenové hladiny. Jenže relativní ceny a reálné mzdy jsou významně ovlivněny právě změnami agregátní cenové hladiny. Proto musí firmy i jejich zaměstnanci vytvářet racionální očekávání ohledně budoucí míry inflace, nemohou ovšem předpokládat, že ji vždy přesně odhadnou.

Pokud se racionální očekávání splní a skutečná míra inflace se bude rovnat očekávané míře inflace a nedojde k neočekávaným poruchám či neočekávaným aktivitám státu, bude realizován potenciální reálný důchod při přirozené míře nezaměstnanosti. Trh tedy bude směřovat k realizaci potenciálního reálného důchodu. Pokud dojde k neočekávaným změnám poptávky nebo neočekávaným poruchám, vznikají odchylky skutečné míry inflace a odchylky reálného důchodu od potenciálního reálného důchodu.

Teorie reálného hospodářského cyklu

Teorie reálného ekonomického cyklu se zaměřuje na reálné veličiny a nabídkovou stranu ekonomiky. Tvrdí, že některé cyklické pohyby ekonomiky vznikají zdánlivě jako by na straně poptávky, ve skutečnosti jsou vyvolány změnami nabídkové strany ekonomiky. Recese či konjunktura mohou být vyvolány nabídkovými šoky, které snižují či zvyšují výrobní kapacitu ekonomiky. Tato teorie rovněž předpokládá, že se ceny zboží a mzdy plně přizpůsobují tak, že čistí trhy. Z pohledu mezd tato teorie vychází z toho, že množství nabízené práce vždy závisí na ekonomických podnětech pracovníků. Vyšší reálná mzda však také znamená zvýšení důchodu a může přimět lidi, aby při dané úrovni spotřeby, kterou nechtějí dále zvyšovat, spotřebovávali více volného času, což znamená snížení nabídky práce. Koncept reálného ekonomického cyklu předpokládá, že převládá substituční efekt nad důchodovým efektem a křivka nabídky práce má pozitivní sklon. Současně tato teorie zdůrazňuje zvláštní dimenzi substitučního efektu, který nastává v čase. Tento efekt je nazýván mezičasovou substitucí práce. V „dobrých časech“, kdy jsou vysoké reálné mzdy a kdy je i vysoká reálná úroková sazba, pracovníci volí více práce (ve vztahu k volnému času). V obdobích, kdy je reálná mzda nízká (a nízká je i reálná úroková sazba), pracovníci volí více volného času a méně práce.

Teorie reálného ekonomického cyklu používá mezičasové substituce práce k vysvětlení, proč zaměstnanost a produkce fluktuují. Příznivé nabídkové šoky (pokroky v technologiích, jež způsobují růst produktivity, vysoká úroda v zemědělství, pokles cen energie) způsobují, že roste reálná úroková sazba nebo se dočasně zvyšuje mzda, což způsobuje, že lidé chtějí více pracovat a vzroste i objem vyrobené produkce.

1.2.1.2 Nová keynesiánská ekonomie a trh práce

Nová keynesiánská ekonomie vychází z toho, že model vyčištěného trhu, prezentovaný novou klasickou ekonomikou, nemůže vysvětlit krátkodobou fluktuaci ekonomiky. Její představitelé vycházejí z toho, že mzdy a ceny se rychle nepřizpůsobují, aby vyčistily trh v krátkém období po změně agregátní poptávky (případně nabídky). To znamená, že jestliže mzdy a ceny se přizpůsobují změnám agregátní poptávky v čase pomalu, pak to má za následek, že návrat ekonomiky k plné zaměstnanosti a k potenciálnímu produktu probíhá postupně v čase, trhy jsou proto po dlouhou dobu nevyčištěny a ekonomika může zůstat ve stavu nerovnováhy po delší období.

Původní keynesiánský přístup, stejně jako současný přístup nového keynesiánství, vychází z toho, že ceny se přizpůsobují pomalu, ale na rozdíl od původního keynesiánského přístupu, který předpokládá fixní nominální mzdy v krátkém období, přístup nové keynesiánské ekonomie usiluje podat zevrubné mikroekonomické vysvětlení nepružnosti mezd a cen. Tím zároveň reaguje na kritické námitky nových klasických ekonomů o slabé mikroekonomické podpoře původního keynesiánského teoretického konceptu.

Různorodé zdroje rigidity cen a mezd lze zjednodušeně rozdělit do dvou skupin.

V případě nominálních zdrojů rigidity (nominální rigidity mezd a cen) jde o faktory, které zabraňují, resp. představují bariéry, které brání plnému přizpůsobení cen a mezd proporcionálně pohybům agregátní poptávky. Zde lze zahrnout tvorbu cen firmami v podmínkách nedokonalé

konkurence, překrývání dohod o mzdách a cenách pro různé skupiny firem a pracovníků s časově rozdělenými začátky a tedy i s různou dobou jejich expirace, implicitní dohody, tvorbu cen přírážkou a uzavírání dlouhodobých cenových dohod, nepružnost marginálních nákladů a další.

Reálnými zdroji rigidity se rozumí nepružnost mezd relativně k ostatním mzdám, nepružnost mezd vzhledem k cenám a nepružnost cen k ostatním cenám. Je zde zahrnuta teorie efektivních mezd, nemožnost koordinace cen mezi odběrateli a dodavateli a další.

V dalším textu jsou uvedena některá vysvětlení nepružnosti mezd z pohledu nové keynesiánské ekonomie.

Dlouhodobé pracovní dohody a nepružnost mezd

V současnosti jsou ve většině vyspělých zemích dlouhodobé pracovní (mzdové) dohody charakteristickým rysem trhu práce. Dlouhodobé pracovní dohody formálně uzavírané mezi zaměstnavateli a odbory na rok nebo na delší období, obsahují řadu zásad pro stanovení mezd. Jsou v nich stanoveny nominální mzdové sazby, zásady pro pohyb těchto sazeb na období platnosti dohod, mzdové sazby za práci přesčas, pravidla indexace mezd jako kompenzaci za inflaci v minulém období a další. Takto uzavřené dohody znamenají, že nominální mzdy nejsou determinovány na běžném aukčním trhu okamžitě, ale jsou předurčovány pracovními dohodami na období jejich platnosti. Z tohoto důvodu se mzdy nemohou pohybovat rychle, aby vyčistily trh, ale přizpůsobují se postupně změnám agregátní poptávky.

Pracovní dohody jsou současně uzavírány na různou dobu a jsou také uzavírány s časově rozdělenými termíny a tedy i s rozdílnou dobou platnosti pro jednotlivé firmy a pracovníky. Tyto pracovní dohody uzavírané s časově rozdělenými začátky jejich platnosti a s rozdílnou dobou jejich platnosti se tedy navzájem překrývají, což snižuje flexibilitu mezd, resp. způsobuje nepružnost mezd v reakci na změnu agregátní poptávky (nabídkový šok). Kdyby byly všechny smlouvy uzavírány na kratší dobu (např. na jeden rok) a jejich platnost by skončila v ekonomice ve stejnou dobu, mohly by být stanoveny nominální mzdové sazby a pravidla pohybu nominálních mezd těsněji v reakci na změny agregátní poptávky, které proběhly v daném období.

Uzavírání dlouhodobých pracovních smluv mezi pracovníky a firmami je výhodné jak pro pracovníky, tak pro firmy. Mzdová jednání mezi zaměstnavateli a odbory jsou totiž velmi časově náročná, uzavírání krátkodobých mzdových dohod je tedy velmi náročné pro obě strany. V případě ostrého nesouladu mezi odbory a zaměstnavateli je zde nebezpečí stávek, které postihují produkci firmy, mohou znamenat ztrátu odbytišť firmy. Dlouhodobé pracovní dohody tak snižují počet stávek a jejich negativní dopad na firmy.

Jak bylo uvedeno výše, pracovní dohody obsahují i pravidlo indexace nominálních mezd směrem k inflaci v minulém období a cílem ochrany reálné mzdy. Kompenzace za minulou inflaci není zpravidla úplná (úplná kompenzace by otevřela cestu k akceleraci inflace). V zájmu pracovníků a v zájmu firem není ani taková indexace nominálních mezd, která odpovídá změnám agregátní poptávky (např. určité tempo poklesu agregátní poptávky se nemusí krýt se stejným tempem poklesu prodejů konkrétní firmy a opačně).

Uzavírání dlouhodobých pracovních dohod má zpravidla svůj institucionálně zakotvený způsob. Realizuje se prostřednictvím kolektivního vyjednávání mezi vedením firem a odbory (zaměstnanci) firmy. Mzdové dohody uzavřené ve firmách, kde jsou odbory, mají faktický význam i pro firmy, kde odbory nejsou. Obsah dlouhodobých pracovních dohod o mzdách a jiných podmínkách trhu práce je pak zpravidla kopírován i v ostatních firmách, kde odbory nepůsobí.

Insiders a outsiders na trhu práce

Uzavírání dlouhodobých pracovních dohod mezi odbory a zaměstnavateli má však ještě jeden aspekt, který oslabuje flexibilitu mezd. Odbory zpravidla vedou jednání o obsahu dlouhodobých pracovních dohod jménem zaměstnanců zaměstnaných ve firmě (tzv. insiders), spíše než jménem veškeré pracovní síly, což vylučuje pracovníky, kteří nejsou ve firmě zaměstnáni (tzv. outsiders), kteří by mohli mít zájem na snížení nominální mzdy (mohou to být např. nedobrovolně nezaměstnaní). Tím, že odbory hájí pracovníky zaměstnané ve firmě (insidery), nezaměstnaní pracovníci mimo firmu nemohou snížit nominální mzdu, třebaže jsou dlouhodobě nezaměstnaní.

Dlouhodobé pracovní dohody omezují flexibilitu nominálních mezd, vedou k tomu, že přizpůsobení mezd (a v jejich důsledku i cen) je jen postupné. Nepřizpůsobí-li se mzdy a ceny, musí se přizpůsobit reálná produkce a zaměstnanost výkyvům agregátní poptávky. Nepružnost mezd vyvolaná dlouhodobými pracovními dohodami má za následek ekonomické fluktuace.

Implicitní pracovní (mzdové) dohody

V nové keynesiánské teorii se objevil i koncept, že nejenom explicitní dlouhodobé pracovní dohody jsou zdrojem rigidity mezd, ale příčinou rigidity reálných mezd mohou být i implicitní dohody mezi firmami i pracovníky, resp. implicitní chování firem při stanovení nominálních mzdových sazeb. Teoretický koncept implicitních mzdových dohod vychází z toho, že mezi firmami a pracovníky je asymetrie. Zatímco firmy jsou neutrální vůči riziku, pracovníci mají k riziku averzi. Za těchto podmínek mzdy nejsou jen standardní kompenzací za služby výrobního faktoru práce, ale svým způsobem slouží i jako určitý druh zajištění pracovníkům proti změnám důchodu. Firmy se mohou při tvorbě nominálních mzdových sazeb chovat tak, že udržují reálné mzdové sazby konstantní, i když dojde k poklesu agregátní poptávky (nebo k nepříznivému nabídkovému šoku), aby uchránily pracovníky, kteří mají averzi k riziku, od dopadů kolísání důchodu.

Model efektivních mezd jako příklad reálné rigidity mezd

Keynesiánští ekonomové pokládají za samozřejmé, že ekonomický cyklus je charakterizován nedobrovolnou nezaměstnaností – viz výše. Skutečnost, že se trh práce nečistí okamžitě, resp. rychle, se noví keynesiánci snaží vysvětlit také reálnými zdroji rigidity. Nedobrovolně nezaměstnaní jsou ochotni pracovat i při menší než běžné mzdové sazbě. Otázkou je, proč firmy za existence nedobrovolné nezaměstnanosti nesníží mzdy a tím nezvýší své zisky. Jednou z odpovědí na tento problém je teorie, resp. model efektivních mezd. Podle tohoto teoretického konceptu firmy shledávají pro ně nevýhodným snížit mzdy zaměstnanců firmy relativně ke mzdám zaměstnanců ostatních firem, i když existuje nedobrovolná nezaměstnanost. Tento závěr vychází z názoru firem, že produktivita práce pracovníků firmy je vyšší, jestliže firma platí vyšší mzdy. Při těchto vyšších mzdách vyvinou pracovníci vyšší úsilí, sníží se ztráty z titulu absentérství, sníží se fluktuace (odchody pracovníků z firmy), a proto se sníží i náklady na zaškolení. Vyšší mzdy představují možnost přitáhnout do firmy kvalifikovanější pracovníky, zlepšuje se také morálka pracovníků a jejich loajalita k firmě.

Z výše uvedených důvodů se firmy zdráhají snížit jejich mzdové sazby v reakci na pokles agregátní poptávky a nenajímají nezaměstnané pracovníky, kteří mohou být ochotni pracovat za nižší mzdu. Obavy firem o snížení jejich jednotkových nákladů práce je vedou k tomu, že nesnižují mzdy, aby vyčistily trh.

Model ekonomického cyklu v nové keynesiánské ekonomii

Původní keynesiánský koncept poptávky po práci a nabídky práce je založen na tom, že nominální mzdy jsou v krátkém období fixní, a je-li tato fixní nominální mzdová sazba nad mzdovou sazbou, která čistí trh (tj. rovnovážnou mzdovou sazbou), pak vzniká nedobrovolná nezaměstnanost. Část pracovníků nenachází práci při dané reálné mzdě. Pracovníci jsou vytlačeni z jejich křivky agregátní nabídky práce. Jsou nedobrovolně nezaměstnaní. Firmy však na rozdíl od pracovníků v tomto keynesiánském koceptu zůstávají na své křivce agregátní poptávky. Vzniká tak asymetrie, která není odůvodněna praktickým chováním pracovníků a firem. Kromě toho původní keynesiánský koncept poptávky po práci implikuje kontracyklický pohyb reálné mzdové sazby. Tedy s růstem zaměstnanosti a produkce reálná mzda klesá, s poklesem zaměstnanosti a produkce reálná mzda roste.

V reálném hospodářském životě probíhá proces postupného přizpůsobování cen a mezd, a tedy pohyb ekonomiky z bodu krátkodobé rovnováhy k bodu dlouhodobé rovnováhy. Bezprostředně po poklesu agregátní poptávky může dojít ke změnám aukčních cen zboží, které jsou denně obchodovány na burzách. Ceny zde obchodovatelného zboží klesají, a tím klesají i (s určitým zpožděním) marginální náklady finální produkce. Změna mezních nákladů musí nabýt určité kritické výše, aby ospravedlnila snížení cen. Při poklesu agregátní poptávky budou mít firmy tendenci stimulovat odbyť své produkce, poskytovat kupujícím různé slevy, srážky, rabaty,

tj. snižovat cenovou přírážku. Stejně tak i na trhu práce, dojde-li k poklesu agregátní poptávky, pracovní trhy budou slabé, firmy nemusí získávat nové pracovníky za cenu zvláštních prémie, resp. příplatků, a mohou dokonce i v určité míře snižovat mzdové náklady. Všechny výše nastíněné faktory přispívají k postupnému přizpůsobení nominálních mezd a cen, což vyvolává tlak na pohyb ekonomiky z bodu krátkodobé rovnováhy do bodu dlouhodobé ekonomické rovnováhy.

1.2.2 Charakteristika subjektů a vztahů na regionálním trhu práce

V rámci analýz regionálních trhů práce je zkoumána nabídka práce a poptávka po práci z pohledu objemu, struktury a pracovní mobility.

Poptávka po práci představuje množství práce (pracovních sil, resp. pracovního času) požadované zaměstnavateli, za které jsou ochotni zaplatit určitou mzdu. Dělí se na uspokojenou a neuspokojenou.

Uspokojená poptávka po práci je představována obsazenými pracovními místy:

- osobami zaměstnanými v pracovním (nebo obdobném) poměru
- osobami samostatně výdělečně činnými
- osobami spolupracujícími (rodinní příslušníci osob samostatně výdělečně činných)

Neuspokojená poptávka po práci jsou volná pracovní místa, která mají zaměstnavatelé zájem obsadit. Tuto lze dále dělit na:

- evidovanou neuspokojenou poptávku po práci, což jsou volná pracovní místa, která mají zaměstnavatelé zájem obsadit, evidovaná úřadem práce, nebo jinou zaměstnavatelskou agenturou,
- neevidovanou neuspokojenou poptávku po práci, což jsou volná pracovní místa, jež se snaží zaměstnavatelé obsadit bez pomoci státních orgánů práce nebo jiných zprostředkovatelských agentur (tichá poptávka po práci).

Nabídka práce představují osoby, které nabízejí na trhu práce svou pracovní sílu za určitou mzdu.

Uspokojená nabídka práce je počet osob ekonomicky aktivních na pracovních místech. Je tvořena :

- osobami zaměstnanými v pracovním (nebo obdobném) poměru,
- osobami samostatně výdělečně činnými,
- osobami spolupracujícími (rodinní příslušníci osob samostatně výdělečně činných).

Neuspokojená nabídka práce je tvořena osobami, které nabízejí pracovní sílu, avšak vzhledem k nedostatku pracovních míst z hlediska jejich kvantity, či z důvodu rozdílné struktury nabízených pracovních míst a jiných důvodů, nemohou získat zaměstnání. Jde o osoby které nepracují, pracovat mohou, chtějí a práci hledají. Tuto neuspokojenou nabídku práce lze členit na:

- evidovanou neuspokojenou nabídku práce, která je tvořena uchazeči evidovanými územně příslušným úřadem práce nebo jinou zprostředkovatelskou agenturou
- neevidovanou neuspokojenou nabídku práce tvoří osoby, které si hledají zaměstnání samostatně bez využití služeb státních orgánů práce nebo soukromých agentur

Jak vyplývá z předchozího textu, problém na trhu práce v regionu tvoří neuspokojená nabídka práce, kterou lze označit jako nezaměstnanost a neuspokojená poptávka po práci, což je vlastně soubor neobsazených pracovních míst. Graficky jsou výše uvedené vztahy zobrazeny v následujícím schématu.

Obr. 1.1: Struktura regionálního trhu práce.



1.2.3 Faktory ovlivňující profesní a územní mobilitu pracovní síly

1.2.3.1 Vymezení profesní a územní mobility na trhu práce

Cílem hospodářské politiky státu v oblasti trhu práce bývá obvykle **podpora profesní a územní mobility na trhu práce**. Potřeba intervenovat se často objevuje v případě nerovnováhy na trhu práce z důvodu rozdílné stávající (případně očekávané) struktury pracovních míst na straně poptávky po práci ve vztahu k profesní struktuře pracovní síly na straně nabídky práce.

Tato nerovnováha často vyvolává tzv. **strukturální nezaměstnanost**, která vzniká, když nabídka práce určitého druhu (např. podle pohlaví, povolání, kvalifikace, regionu), je rozdílná od poptávky v uvedené struktuře, a když nejsou osoby (z hlediska celkové poptávky po práci) hledající práci dostatečně mobilní na to, aby si na jiných trzích práce (v jiných odvětvích, v jiných profesích, na pracovních místech s jinými kvalifikačními požadavky, v jiných regionech) našly práci.

Indikátory strukturální nezaměstnanosti jsou např. vysoký počet neobsazených volných pracovních míst a vysoký počet nezaměstnaných, přičemž tento nesoulad může vzniknout proto, že poptávka po určitém druhu práce roste, zatímco po jiném druhu klesá, přičemž nabídka se nepřizpůsobuje dostatečně rychle. Dalším indikátorem strukturální nezaměstnanosti je růst průměrné délky trvání nezaměstnanosti a také růst doby neobsazenosti pracovních míst.

Hlubší příčiny strukturální nezaměstnanosti jsou:

- prostorová imobilita pracovních sil, která překází nebo ztěžuje rovnováhu regionálních trhů práce - **imobilitou podmíněná regionální nezaměstnanost**,
- pokles poptávky po práci určitého druhu v důsledku takových technologických změn, které šetří práci - **technologická nezaměstnanost**,
- růst nabídky práce, který je podmíněn ekonomickými nebo politickými příčinami, např. zvýšeným přílivem emigrantů ze zahraničí a také demografickými vlnami uvnitř konkrétní země - **strukturální nezaměstnanost vyvolaná růstem nabídky práce**,
- pokles poptávky po práci vyžadující určitou kvalifikaci, který je determinován rozdílem mezi strukturou mezd a strukturou produktivity práce, v důsledku čehož dochází ke zdražení určitého druhu práce - **strukturální nezaměstnanost podmíněná mzdovou strukturou**.

Řešením problému profesní nerovnováhy na trhu práce je **snaha o zpružnění trhu práce**, to znamená vytvoření takových podmínek na trhu práce (např. pomocí nástrojů politiky zaměstnanosti, změnami struktury oborů školské soustavy), aby došlo k **podpoře profesní mobility**. Jedná se např. o vstup na trh práce absolventů, kteří mají zaměstnavateli požadované znalosti a dovednosti v požadovaných oborech, případně systém rekvalifikačních aktivit ať na straně zaměstnavatelů či uchazečů o zaměstnání, případně osob majících zájem o změnu zaměstnání.

Za řešení územní nerovnováhy profesní nerovnováhy trhu práce lze považovat aktivity zaměřené na **podporu územní mobility**. V tomto případě se jedná o dvě formy řešení disproporce mezi místem bydliště a místem pracoviště.

První formou je **dojíždění za prací bez změny trvalého bydliště**. Tento způsob řešení je na českém trhu práce velmi rozšířen, ale má svá omezení a limity. Celý proces rozhodování o tom, zda člověk přijme zaměstnání u zaměstnavatele mimo obec svého bydliště je ovlivněn zvažováním nákladů spojených s dojížděním, což jsou vlastní náklady na dopravy, „cena“ doby strávené dojížděním do zaměstnání a zpět, dostupností místa pracoviště a výší mzdy, která je mu nabídnuta, případně vyplácena. V případě uchazečů o zaměstnání je třeba dále zohledňovat výši podpory v nezaměstnanosti a dalších sociálních dávek spojených s jejich statutem nezaměstnaného. Cílem politiky zaměstnanosti v této oblasti je dosažení stavu, aby byla dojížděka za prací oboustranně přijatelná.

Druhou formou řešení územních disproporcí je **změna trvalého bydliště z důvodu nalezení nového zaměstnání**. Tato cesta řešení je v českých poměrech omezena několika faktory, mezi než patří hlavně regulované nájemné a s tím související nerozvinutý trh s byty. Řešení územní mobility stěhováním je dále omezeno nutností řešení pracovního uplatnění partnera, rodinnými vazbami, vazbami na určitý region, neochotou části obyvatelstva přijmout riziko spojené se změnou zaměstnání a hlavně nedostatečnou poptávkou po práci v jiných regionech.

1.2.3.2 Faktory ovlivňující profesní a územní mobilitu na trhu práce ze strany poptávky po práci

V následujícím textu jsou uvedeny některé faktory působící na profesní a územní mobilitu na regionálních trzích práce ze strany poptávky po práci.

- **Úroveň a vývoj poptávky po koncových výrobcích a službách.** Trh práce jako trh výrobních faktorů je trhem tzv. sekundárním, to znamená plně závislým na situaci na trhu práce produktů. V případě problémů na trhu produktů jsou obvykle také problémy na trhu práce. Tento vztah nelze plně obrátit, to znamená, že problémy české ekonomiky a jejího trhu práce nelze řešit jen za pomoci podpory trhu práce. Řešení problému je na trhu produktů a jinými mechanismy.
- **Orientace ekonomiky. Zaměření na určité typy výrob z hlediska substituovatelnosti práce a kapitálu.** V tomto případě se jedná o rozhodování o technologické orientaci ekonomiky na pracovně náročné či méně pracovně náročné výroby včetně realizace strukturálních změn (např. útlum hornictví, hutnictví, těžkého strojírenství). Každá tato činnost vyžaduje určitou profesní a územní strukturu pracovní síly a každá disproporce se projevuje na trzích práce – průvodním jevem je strukturální nezaměstnanost (viz výše).

V mnoha případech nemusí jít ani o celkové snížení poptávky po práci v odvětví či regionu, ale pouze o její jinou strukturu.

- **Vývoj nabídky substituovatelných výrobních faktorů.** Jedná se o vývoj ceny práce a peněz v ekonomice a jejich vzájemný vztah. V některých případech dochází ve snaze minimalizovat náklady a zvýšit celkovou produktivitu faktorů k nahrazování jednoho výrobního faktoru druhým. V případě nahrazování živé práce stroji se jedná o propuštění z důvodu nadbytečnosti
- **Vztah pracovních nákladů k celkovým nákladům produkce.** Tento faktor vystupuje ve firmách při konkrétním rozhodování o případném snižování zaměstnanosti. Úzce souvisí také s nabídkou substituovatelných faktorů.
- **Působení státu na výši mzdových nákladů.** Jedná se o např. o důsledky zavedení minimální mzdy na mzdovou strukturu ve firmách, důsledky stanovení výše povinných odvodů za zaměstnance (zdravotní a sociální) na zaměstnávání osob a podobně.

Tyto faktory (případně skupiny faktorů) působí na poptávku po práci vždy ve vzájemné kombinaci a možnosti jejich analýzy jsou podmíněny kvalitou a dostupností informací.

1.2.3.3 Faktory ovlivňující profesní a územní mobilitu na trhu práce ze strany nabídky práce

V následujícím textu jsou uvedeny některé faktory působící na profesní a územní mobilitu na regionálních trzích práce ze strany nabídky práce.

- **Působení individuální nabídky práce.** Tato nabídka je podmíněna výší nabízené mzdy, úrovní bohatství jednotlivce (lépe domácnosti) a preferencemi a přímo závisí na dosažené kvalifikaci, nákladech spojených s dosažením kvalifikace (přímých i nepřímých). Projevuje se zde snaha jednotlivce o dosažení co nejvyšších výnosů spojených s nabytou kvalifikací v čase.
- **Působení procesu hledání práce u nezaměstnaných.** Proces hledání práce je založen na zohlednění nákladů a výnosů spojených s hledáním zaměstnání. Platí zde, že hledání bude pokračovat pouze v tom případě, že očekávané výnosy budou vyšší než náklady s spojené s hledáním. Působí zde takové faktory jako je výše a rozložení mezd v jednotlivých profesích, konkrétní nabídka profesí na trhu práce a individuální porovnávání, vazby mezi podporou v nezaměstnanosti, jinými dávkami a výší mzdy, která je nabízena zaměstnavateli. V případě starších pracovníků zde vystupuje jako faktor výše poslední dosažené mzdy při hledání zaměstnání a je minimální mzdová sazba, za kterou je ochoten vůbec nastoupit do zaměstnání a ochota akceptovat práci za nižší mzdu či jinak znevýhodněnou (např. drahým dojížděním).
- **Příslušnost uchazečů o zaměstnání do problémové skupiny.** Jedná o ty uchazeče, kteří mají problémy při hledání zaměstnání a objektivně omezenou možnost přijmout zaměstnání. Patří zde např. osoby se změněnou pracovní schopností, absolventi škol a mladiství, ženy s malými dětmi, staří lidé, málo vzdělaní, nekvalifikovaní pracovníci a příslušníci etnických minorit. U všech těchto skupin je podstatně omezena přizpůsobit se požadavkům trhu práce.
- **Dopravní dostupnost zaměstnavatelů.** Tento problém souvisí s rozložením ekonomicky aktivního obyvatelstva zaměstnavatelů v konkrétním území a v možnosti dopravy do zaměstnání. V některých případech je přímo nemožné pomocí veřejné dopravy docestovat na ranní, případně odpolední a směnu a zase se vrátit zpět.
- **Cena dopravy do zaměstnání.** Tento faktor souvisí s dopravní dostupností zaměstnavatelů, výší nabízených mezd ze strany zaměstnavatelů a modely hledání práce. Často je cena měsíční dopravy v porovnání s měsíčním výdělkem (s přihlédnutím ke ztrátě času z důvodu dojížděky) hlavním faktorem odmítání nabízeného vhodného zaměstnání.
- **Vytvoření trhu s byty.** Tento faktor podmiňuje stěhování obyvatelstva za prací. S tím souvisí také požadavek na zrušení regulace nájemného. Širší problém, bude nutné ekonomické i politické řešení (podpora bydlení, půjčky, hypotéky, přerozdělení rodinných

- výdajů ve smyslu zvýšení nákladů na bydlení). Ze strany firem snad nabídka firemních bytů – není moc pravděpodobné a když, tak pouze u specialistů, které bude chtít firma přilákat.
- **Velikost a výše příjmů rodiny.** Při rozhodování o zaměstnání často hraje důležitou roli faktory související s konkrétním složením domácnosti, počtem nezaopatřených dětí a profesí členů domácnosti. S tím souvisí např. požadavek na práci na jednu směnu, případně zkrácený úvazek u žen.
 - **Struktura oborů školské soustavy na všech stupních.** Důležitý faktor, který významně ovlivňuje profesní a územní pracovní mobilitu na trhu práce. Jedná se o stanovení konkrétní struktury studijních oborů a jejich naplnění studenty. Zde je nutno znát požadovanou strukturu ze strany zaměstnavatelů související s faktory na úrovni poptávky po práci, tj. úroveň a vývoj poptávky po koncových výrobcích a službách, a s orientací ekonomiky.

1.2.4 Modelování nabídky a poptávky na regionálním trhu práce

Osmdesátá léta znamenala pro řadu evropských zemí stabilitu ve vývoji míry nezaměstnanosti, což se stalo předmětem intenzivního zkoumání (Klau - Mittelstadt 1986, Helliwell 1988, Gordon 1990). Významným pojmem v klasických teoriích nezaměstnanosti (Pigou 1913, Keynes 1936) se stává **mzdová nepružnost (rigidita)** a je zkoumán vztah mzdové rigidity za rovnováhy na trhu práce na základě maximalizace ziskové a užitkové funkce firem i pracovníků (Davidson 1990). V makroekonomických výzkumech se objevují dva základní směry, které se zabývají otázkami:

- *zda expanzivní monetární a fiskální politika je schopna významně snížit míru nezaměstnanosti* (Pierre 1984),
- *zda vhodná mikroekonomická politika může minimalizovat mzdovou rigiditu a nerovnováhu na trhu práce.*

Bylo dokázáno (Coe 1985), že nepružnost mezd je rozdílná v různých státech USA a státy s menší rigiditou nemají vážné problémy s nezaměstnaností v 80. letech (Grubb - Jackman - Layard 1983). V průběhu 80. let rovněž dochází k řadě teoretických i empirických výzkumů na regionálních trzích práce v USA, které jsou zaměřeny na příčiny změn ekonomických aktivit a jejich důsledky na vývoj nezaměstnanosti, růstu zaměstnanosti a očekávané příjmy v různých regionech USA (Markusen 1985, Clark - Gertler - Whiteman 1986, Lampe 1988, Rodwin - Sazanami 1989).

Vztahu **mzdové rigidity a nezaměstnanosti** je věnována značná pozornost nejen na teoretické úrovni, ale T. Hyclack a G. Jhones porovnávají učiněné teoretické závěry se skutečností nejen na agregátním trhu práce USA v období recese po 2. světové válce. Na základě empirické studie bylo prokázáno:

- Pokles hrubého národního produktu (HNP) je v průběhu recese doprovázen poklesem zaměstnanosti.
- *Růst nezaměstnanosti v průběhu recese vede spíše ke snížení zaměstnanosti, než k redukci odpracovaných hodin.*
- *Agregátní reálná mzda se nesnižuje při klesající nezaměstnanosti v průběhu recese.*
- *Křivka agregátní nabídky práce se jeví relativně neelastická vzhledem k úrovni reálné mzdy.* To znamená, že pokles v poptávce po pracovní síle při rigidních mzdách, vede k nerovnováze na trhu práce a posunu poptávky podle křivky nabídky práce do bodu s nižší úrovní zaměstnanosti (dobrovolná nezaměstnanost).

V současné době je v **teorii mzdové nepružnosti** existence změn ve vývoji nezaměstnanosti a mzdové nepružnosti vysvětlována různými přístupy: Carruth - Oswald 1987; Davidson 1990; Nickell 1990.

Teorie mzdové nepružnosti může být rozdělena do dvou názorových skupin:

První skupina se soustředí na faktory, které vznikají při *interakci firmy a jejich zaměstnanců*. Jedná se zejména o následující zdroje mzdové rigidity:

- ♦ **uzavírané nevyhovující dohody mezi zaměstnancem a zaměstnavatelem,**
- ♦ **segmentace trhu práce:**

- ◇ Teorie „**insider - outsider**“ (Lindbeck - Snower 1989), která poukazuje na omezenou flexibilitu pracovního trhu práce v důsledku zformování tzv. interního trhu práce uvnitř zejména velkých firem a externího trhu mimo ně.
- ◇ **Duální trh práce** - Tato hypotéza předpokládá, že v ekonomice jsou dva sektory: primární a sekundární. V *primárním sektoru* jsou vyšší mzdy, lepší pracovní podmínky, stabilnější zaměstnání a příležitosti k profesionálnímu růstu, na druhou stranu jsou zde zaměstnavateli očekávány od pracovníků stálé pracovní návyky, dodržování předpisů a většinou se zaměstnanci na tomto trhu vyznačují vyšší kvalifikací, ať už získanou před jejich přijetím nebo během zaměstnání. *Sekundární sektor* se vyznačuje pracovními místy s nižší sociální prestiží a s nižší mzdou. Zaměstnavatel nevyžaduje kvalifikaci a ani nepodporuje její získání. Pro tento trh je charakteristická vysoká fluktuace pracovníků z důvodů jejich snadné nahraditelnosti pro zaměstnavatele, je zde snadné zaměstnání získat, ale i naopak ztratit. Velice obtížný je pro tyto pracovníky přístup ke vzdělání, což má za následek vznik bariér mezi těmito sektory.
- ◇ **Geografická a profesní segmentace** - ovlivňuje soutěživost na regionálním trhu práce.
- ◆ **teorie efektivních mezd** (Lazear 1981, Summers 1988). Základní myšlenka této teorie vychází z motivace pracovníka vyšší mzdou. V některých případech může docházet ke zvyšování produktivity práce zaměstnanců a ke snížení nákladů na jednotku práce zaměstnavatele.

Druhá skupina teoretiků se věnuje *zabezpečení hospodářské politiky* a jejím důsledkům pro mzdovou pružnost:

- ◆ **výše příspěvku v nezaměstnanosti** (Burtless 1987) ovlivňuje dobu trvání nezaměstnanosti.
- ◆ **legislativně daná úroveň minimální mzdy** vymezuje dolní hranici úrovně mzdy.
- ◆ **práce odborového svazu a jeho chování**. Modely efektivních dohod mezi odborovými svazy a firmami. Vytváření úrovně mezd sledující Paretoovo optimum, které je charakterizováno pomocí mzdové nepružnosti a nezaměstnanosti.

1.3 Závěr

Z výše uvedených teoretických souvislostí vyplývá, že za významný problém trhu práce v regionu je považována nerovnováha trhu práce. Snaha o dosažení rovnováhy je cílem hospodářské politiky na trhu práce v regionu, to znamená politiky zaměstnanosti. Jejím cílem je obvykle podpora profesní a územní mobility na trhu práce. Potřeba intervenovat se často objevuje v případě nerovnováhy na trhu práce z důvodu rozdílné stávající (případně očekávané) struktury pracovních míst na straně poptávky po práci ve vztahu k profesní struktuře pracovní síly na straně nabídky práce.

Tato nerovnováha často vyvolává tzv. strukturální nezaměstnanost, která vzniká, když nabídka práce určitého druhu (např. podle pohlaví, povolání, kvalifikace, regionu), je rozdílná od poptávky v uvedené struktuře, a když nejsou osoby (z hlediska celkové poptávky po práci) hledající práci dostatečně mobilní na to, aby si na jiných trzích práce (v jiných odvětvích, v jiných profesích, na pracovních místech s jinými kvalifikačními požadavky, v jiných regionech) našly práci.

Za faktory, které ovlivňují profesní a územní mobilitu na trhu práce ze nabídky práce lze považovat takové faktory jako je výše a rozložení mezd v jednotlivých profesích, konkrétní nabídka profesí na trhu práce a individuální porovnávání, vazby mezi podporou v nezaměstnanosti, jinými dávkami a výší mzdy, která je nabízena, dopravní dostupnost zaměstnavatelů, cena dopravy do zaměstnání, trh s byty a další. Ze strany poptávky po práci pak důležitou roli sehrává úroveň a vývoj poptávky po konečných výrobcích a službách, a struktura hospodářských aktivit a jejich zaměření v regionu.

1.4 Literatura

- BARRO, R.J. (1988). The Persistence of Unemployment. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78, s.999-1001.
- BORJAS, G. J. (1996). *Labor Economics*. The McGraw-Hill Companies.
- BURTLESS, G. (1987). Jobless Pay and High European Unemployment. In: *Barriers to European Growth*. Washington, DC: Brookings.
- CARRUTH, A.A. - OSWALD, A.J. (1987). Wage Inflexibility in Britain. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, s. 59-78.
- CLARK, G.L. (1981). The Regional Impact of Stagflation: A Conceptual Model and Empirical Evidence for Canada. In: *Regional Wage Inflation and Unemployment*, ed. R.L. Martin, London: Pion.
- CLARK, G.L. - GERTLER, M.S. - WHITEMAN, J. (1986). *Regional Dynamics: Studies in Adjustment Theory*. Boston: Unwin Hyman.
- COE, D.T. (1985). Nominal Wages, the NAIRU and Wage Flexibility. *OECD Economic Studies*, 5, s. 87 - 126.
- DAVIDSON, C. (1990). *Recent Developments in the Theory of Involuntary Unemployment*. Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- DORNBUSH, R. - FISHER, S. (1994). *Makroekonomie*. Praha: SPN.
- EHRENBERG, R.G. - SMITH, R. S. (1994). *Modern Labor Economics. Theory and Public Policy*. Fifth Edition. Harper Collins Publishers.
- FRAIT, J. - ZEDNÍČEK, R. (1996). *Makroekonomie*. 2. vydání. Ostrava: VŠB-TUO.
- GRUBB, D. - JACKMAN, R. - LAYARD, R. (1983). Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries. *European Economic Review* 21, s. 11- 39.
- FILER, R. K. - HAMERMESH, D. S. - REES, A. E. (1996). *The Economics of Work and Pay*. Sixth Edition. Harper Collins Publishers.
- FISHER, I. (1926). A Statistical Relation Between Unemployment and Price Changes. *Internal Labor Review*, 13, s. 317-323.
- GORDON, R.J. (1990). What is New-Keynesian Economics. *Journal of Economic Literature*, 28, s. 1115 - 1171.
- HALL, R.E. (1992). The Rigidity of Wages and the Persistence of Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity* 6, s. 301 - 335.
- HANČLOVÁ, J. (1998). Regional comparisons and forecasts of the money wage - unemployment relationship in the Czech Republic. In: *EALE '98 Proceedings*, Brusel: European Association of Law and Economics.
- HANČLOVÁ, J. a kol. (2001). *Modelování vývoje regionálních trhů práce* (Oponovaná výzkumná zpráva). Ostrava:VŠB-TU Ostrava. ISBN 80-248-0056-X.
- HANČLOVÁ, J. a kol. (1996). *Modelování vývoje nabídky a poptávky na regionálním trhu práce* (Dílčí zpráva o řešení grantového projektu GAČR 402/96/0823), Ostrava:VŠB-TU Ostrava.
- HANČLOVÁ, J. a kol. (1998). *Modelování vývoje nabídky a poptávky na regionálním trhu práce* (Dílčí zpráva o řešení grantového projektu GAČR 402/96/0823), Ostrava:VŠB-TU Ostrava.
- HELLIWELL, J.F. (1988). Comparative Macroeconomics of Stagflation. *Journal of Economic Literature*, 26, s.1-28.
- HYCLAK, T.J.- JOHNES G. (1989). Real Wage Rigidity in Regional Labor Markets in the UK, the US and West Germany. *Journal of Regional Science*, 19, 1989, s. 423 - 432.
- HYCLAK, T.J.- JOHNES G. (1990). Wage Inflation and Unemployment Dynamics in the UK and US: a longer View. *Martindale Center Discussion Paper*, Series -No. 6, Lehigh University.

- HYCLAK, T.J.- JOHNES G. (1992). Regional Wage Inflation and Unemployment Dynamics in Great Britain. *Scottish Journal of Political Economy*, Lehigh University.
- JUREČKA, V. a kol. (1997). *Mikroekonomie*. 1. vyd. Ostrava :VŠB-TU Ostrava.
- KLAU, F. - MITTELSTADT, A. (1986). Labor Market Flexibility. *OECD Economic Studies*, 6, s. 7-45.
- KEYNES, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- LAMPE, D.R. (1988). *The Massachusetts Miracle*. Cambridge: MIT Press.
- LAYARD, P.R.G. - BEAN, C.R. (1989). Why Does Unemployment Persist?. *Scandinavian Journal of Economics*, 91, s.371 - 396.
- LAZEAR, E.P. (1981). Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions. *American Economic Review*, 71, s. 606 - 620.
- LINDBECK, A. - SNOWER, D. (1988). *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*. Cambridge: MIT Press.
- MACH, M. (1994). *Makroekonomie pro inženýrské studium - druhá část*. Praha: VŠE Praha.
- MAIER, G. - TÖDTLING, F. (1998). *Regionálna a urbanistická ekonomika 2*. Bratislava: Elita.
- MARKUSEN, A. (1985). *Profit Cycles, Oligopoly and Regional Development*. Cambridge: MIT Press.
- NICKELL, S.J. (1990). Unemployment : A Survey. *Economic Journal*, 100, s. 391 -439.
- PAELINCK, H. J. - NIJKAMP, P. (1975) *Operational Theory and Method in Regional Economics*. 1st ed. Farnbrough: Saxon House Studies. ISBN 0-347-01117-9
- PEARCE, D. W. (1995). *Macmillanův slovník moderní ekonomie*. 2. vydání Praha: Victoria Publishing
- PIERRE, A.J. (1984). *Unemployment and Growth in the Western Economics*. New York: Council on Foreign Relations.
- PIGOU, A.C. (1913). *Unemployment*. London: Williams and Nortage.
- RODWIN, L. - SAZANAMI, H. (1989). *Deindustrialization and Regional Economic Transformation*. Boston: Uniwin Hynman.
- SUMMERS, L.H. (1988). Relative Wages, Efficiency Wages and Keynesian Unemployment. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 78, s. 383 - 388.

2 Data pro modelování regionálních trhů práce

Tato kapitola obsahuje seznam informačních zdrojů, které jsou k dispozici pro regionální trhy práce a zároveň jejich hodnocení z hlediska reprezentativnosti pro jednotlivé úrovně regionů. Rovněž jsou v této kapitole definovány a zhodnoceny základní deskriptory trhu práce, které budou použity pro analýzu časových řad.

Pro modelování regionálních trhů práce bylo v této studii zpravidla vybráno pětileté období od 1.1.1995 do 31.12.2001 s predikcí do 30.6. 2002, která je srovnána se skutečnými hodnotami. Důvodem pro volbu začátku období byly výrazné metodické změny ve výpočtu míry nezaměstnanosti v roce 1994. Rovněž období do roku 1995 bylo v České republice silně poznamenáno transformací vztahů mezi jednotlivými subjekty na trhu práce.

2.1 Informační zdroje

Pro zajištění potřebných informací za regiony bylo přijato „Opatření Českého statistického úřadu ze dne 27. dubna 1999 k 1.lednu 2000“ (viz Sbírka zákonů 1999, Částka 33) evropskou klasifikaci územních statistických jednotek **NUTS** (La Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques) jako tzv. klasifikaci CZ-NUTS. Tato klasifikace se částečně překrývá s administrativním vymezením České republiky a jednotlivé úrovně jsou definovány takto:

- NUTS 5 – obce,
- NUTS 4 - okresy (76 okresů + Praha),
- NUTS 3 - vyšší územní samosprávné celky - kraje (13 krajů + Praha),
- NUTS 2 - sdružené kraje (8 jednotek),
- NUTS 1 - území celé České republiky,
- NUTS 0 - stát Česká republika.

Tato klasifikace je pro nás výchozí, protože neprovádíme vlastní šetření. Volba velikosti regionů pro vlastní analýzu by měla zohledňovat jejich relativní uzavřenost a reprezentativitu výběru u sledovaného znaku pro danou oblast (počet pozorování v závislosti na počtu obyvatel). Při agregaci dochází k snižování variability sledovaných znaků. To je na jednu stranu velmi pozitivní z pohledu zlepšení možnosti predikovatelnosti vývoje těchto oblastí, ale na straně druhé dochází ke stírání regionálních rozdílů a ztrátě informace snížením stupňů volnosti.

Za základní informační zdroje o regionálním trhu práce považujeme pravidelná šetření prováděná Českým statistickým úřadem (ČSÚ) a Ministerstvem práce a sociálních věcí ČR (MPSV ČR). Nejsou zde zahrnuta jednorázová sociologická šetření zabývající se dílčími aspekty dané problematiky např. „Pracovní orientace ISSP 1997“, „Ženy a muži na trhu práce 1995“. Bližší informace o zmíněných sociologických šetřeních lze nalézt v sociologické datovém archívu Sociologického ústavu Akademie věd ČR (<http://archiv.soc.cas.cz/czech/index.html>).

Výběr těchto informačních zdrojů je proveden na základě jejich vhodnosti k popisu oblastí dle klasifikace CZ-NUTS. Jedná se o následující zdroje informací:

- VŠPS - Výběrové šetření pracovních sil,
- RSCP - Informační systém "Regionální statistika ceny práce",
- EPZ - Evidenční počet zaměstnanců a jejich mzdy,
- UVPM - Uchazeči o zaměstnání a volná pracovní místa,
- SUVPM - Struktura uchazečů a volných pracovních míst,
- SLDB - Sčítání lidu, domů a bytů.

2.1.1 Výběrové šetření pracovních sil (VŠPS)

Zadavatel: MPSV ČR

Zpracovatel: ČSÚ

Periodicita: longitudinální šetření, výsledky jsou vyhodnocovány čtvrtletně.

Popis: Výběrové šetření pracovních sil umožňuje proti běžnému výkaznictví kvalifikovaně odhadnout výši *zaměstnanosti* v organizacích a firmách včetně samostatné činnosti osob podnikajících podle živnostenského zákona a dalších právních norem. Zjišťuje aktuální strukturu zaměstnanosti podle pohlaví, věku, kvalifikace, odvětví a charakteru zaměstnání respondentů. Dále jsou šetřeny údaje o výši odpracované doby, o rozsahu podzaměstnanosti, souběhu zaměstnání a o mobilitě pracovních sil. Stejně tak poskytuje šetření informace o *celkové nezaměstnanosti* a jejím charakteru, o struktuře nezaměstnaných z hlediska sociálního, profesního, kvalifikačního, délky trvání nezaměstnanosti aj. a to i v územním průřezu.

Cílová populace: Šetření podléhají všechny osoby bydlící ve vybraném bytě nepřetržitě po dobu minimálně 3 měsíců, přičemž není rozhodující a není ani sledováno, mají-li zde pobyt trvalý, přechodný, dlouhodobý nebo nehlášený. Výjimkou jsou vojáci základní služby, kteří jsou z praktických důvodů šetření v místě svého bydliště před nástupem do vojenské služby. Šetření se nevztahuje na osoby bydlící dlouhodobě v hromadných ubytovacích zařízeních. Z toho důvodu jsou údaje za určité skupiny obyvatelstva, zejména za cizí státní příslušníky žijící a pracující na území republiky, k dispozici v omezené míře.

Data jsou reprezentativní od úrovně NUTS3 a výše.

2.1.2 Informační systém "Regionální statistika ceny práce" (RSCP)

Zadavatel: MPSV ČR

Zpracovatel: Trexima, spol. s r.o, Zlín – Louky

Periodicita: longitudinální čtvrtletní šetření.

Popis: Informační systém "Regionální statistika ceny práce" (RSCP) je pravidelné statistické zjišťování mzdové úrovně zaměstnanců v regionech (krajích). RSCP je zdrojem údajů o aktuálním stavu diferenciací a dynamiky výdělků, podává informace o odpracovaném čase a struktuře zaměstnanosti podle pracovních pozic v regionu. Hlavním cílem informačního systému je vytvořit datovou základnu pro analýzu jednoho z aspektů trhu práce, kterým je mzda za práci a cena konkrétní pracovní pozice v regionu. Regionální statistika ceny práce je součástí Informačního systému o průměrných výdělcích (ISPV), který je zařazen v programu statistických zjišťování ČSÚ.

Cílová populace: Vybrané podnikatelské subjekty zapsané do obchodního rejstříku a dále nepodnikatelské subjekty. Šetření zahrnuje všechna odvětví národního hospodářství a všechny velikostní skupiny zpravodajských jednotek.

Velikost výběru: Výběrový soubor zahrnuje více než 2700 ekonomických subjektů, což obsáhne více než třetinu zaměstnanců podnikatelské sféry ČR.

Metody sběru dat: Pořizovací program snímá údaje o čerpání příslušných mzdových složek přímo z výpočetních systémů zpravodajských jednotek.

Data jsou reprezentativní od úrovně NUTS3 a výše.

2.1.3 Evidenční počet zaměstnanců a jejich mzdy (EPZ)

Zadavatel: ČSÚ

Zpracovatel: ČSÚ

Periodicita: měsíční.

Popis: *Evidenční počet zaměstnanců (EPZ)* zahrnuje osoby v pracovním poměru (hlavním i vedlejším) ke zpravodajské jednotce, u družstevních podniků též v členském poměru, kde součástí členství je pracovní vztah; nezahrnuje ženy na mateřské a další mateřské dovolené, osoby na rodičovské dovolené, osoby vykonávající vojenskou službu (vč. civilní), učně, osoby pracující pro firmu na základě dohod o provedení práce nebo činnosti apod.

V údajích o počtu pracovníků, zaměstnanců a průměrných mzdách nejsou zahrnuti zaměstnanci části resortu Ministerstva obrany, Ministerstva vnitra a některých dalších ekonomických subjektů

statisticky nesledovaných, dále osoby vykonávající veřejné funkce (např. poslanci, senátoři, uvolnění členové zastupitelstev všech stupňů, soudci aj.).

Údaje jsou za podnikatelskou sféru bez malých podniků a soukromých podnikatelů a za nepodnikatelskou sféru bez ohledu na počet zaměstnanců. Tento výkaz je členěn podle jednotlivých sektorů národního hospodářství, do kterých náleží podnik resp. subjekt svou hlavní činností.

Průměrné mzdy - jedná se o průměrné hrubé měsíční mzdy, tj. před snížením o pojistné na všeobecné zdravotní pojištění a sociální zabezpečení, zálohové splátky daně z příjmů fyzických osob a další zákonné nebo se zaměstnancem dohodnuté srážky. Zahrnuty jsou částky v daném období zúčtované k výplatě, bez ohledu na to, zda byly ve skutečnosti zaměstnancům vyplaceny.

Cílová populace: Úplné šetření u ekonomických subjektů předkládající výkazy řady P3-04 (s 20 a více zaměstnanci) a výkazy (Poj 3-04, Zdp 3-04, Pen 3a-04, Pen 3b-04 a Práce 2-04 (bez omezení počtu zaměstnanců)).

Data jsou reprezentativní od úrovně NUTS1, protože se používá podniková metoda k lokalizaci ekonomických subjektů, tzn. že údaje jsou sledovány podle okresu, kde má podnik sídlo (resp. kde je zapsán v obchodním rejstříku), což má za následek výrazný nárůst zaměstnanosti v Praze a ostatních velkých městech. Z tohoto důvodu se provádí jednou ročně přepočtení pracovní metodou (výkaz **Práce 3-01**), tzn. že údaje jsou sledovány podle regionu, kde se nachází dané pracoviště. V tomto výkazu jsou data **reprezentativní od úrovně NUTS4 a výše**.

2.1.4 Uchazeči o zaměstnání a volná pracovní místa (UVPM)

Zadavatel: MPSV ČR

Zpracovatel: Správa služeb zaměstnanosti

Periodicita: měsíční, k poslednímu dni v sledovaném měsíci.

Popis: Tento výkaz obsahuje údaje o počtu uchazečů a osob pobírajících příspěvek. Tyto skupiny jsou dále členěny na ženy, absolventy a občany se změněnou pracovní schopností (ZPS). Rovněž obsahuje počet osob v rekvalifikaci a počet volných pracovních místech.

Cílová populace: Úplné šetření u registrovaných uchazečů na úřadech práce.

Data jsou reprezentativní od úrovně NUTS4.

2.1.5 Struktura uchazečů a volných pracovních míst (SUVPM)

Zadavatel: MPSV ČR

Zpracovatel: Správa služeb zaměstnanosti

Periodicita: čtvrtletní, vždy k poslednímu dni v posledním měsíci v daném čtvrtletí (tj. 3., 6., 9. a 12 měsíc).

Popis: Tento výkaz obsahuje údaje o počtu a podrobné struktuře uchazečů o zaměstnání dle věku, vzdělání, posledního zaměstnání (KZAM). Rovněž obsahuje údaje o počtu a struktuře volných pracovních míst dle vzdělání a zaměstnání (KZAM).

Cílová populace: Úplné šetření u registrovaných uchazečů na úřadech práce.

Data jsou od úrovně NUTS4.

2.1.6 Sčítání lidu, domů a bytů (SLDB)

Zadavatel: Vláda ČR

Zpracovatel: ČSÚ

Periodicita: cca deset let.

Popis: Toto šetření obsahuje údaje o počtu a struktuře obyvatel dle místa bydliště i dle míst pracoviště. Je to jediné šetření z kterého můžeme určit míru dojížděky příp. vyjížděky z regionů na úrovni NUTS4 a NUTS5. Dále obsahuje data o počtu a struktuře domů a bytů.

Cílová populace: Úplné šetření u všech osob, které na území České republiky v rozhodný okamžik měly trvalý nebo dlouhodobý pobyt příp. byly pouze přítomny. Rovněž do sčítání spadají všechny obydlené i neobydlené domy a byty.

Data jsou od úrovně NUTS 5.

2.2 Základní deskriptory pro analýzu časových řad

Z mnoha ukazatelů, které lze sledovat na základě výše uvedených zdrojů byly vybrány takové deskriptory, které lze získat z výkazů s měsíční periodicitou a jsou reprezentativní na úrovni NUTS3 a NUTS4.

Jako základní deskriptory pro analýzu časových řad jsou v této studii označovány následující tři ukazatele:

Míra nezaměstnanosti:
$$iu = \frac{U}{L} \cdot 100 \quad [\text{v \%}], \quad (2.1)$$

kde U - počet uchazečů registrovaných úřadem práce pro jednotlivé okresy podle místa trvalého bydliště. Zdroj dat: Výkaz UVPM,

L - pracovní síla resp. ekonomicky aktivní osoby: $L = MU + ME$

kde MU - klouzavý chronologický roční průměr uchazečů o zaměstnání evidovaných na úřadu práce ke konci sledovaného měsíce,

ME - klouzavý roční průměr „zaměstnaných“ z VŠPS.

Od 1. 1. 1997, se mění obsah položky ME . Mezi „zaměstnané“ z VŠPS nejsou zahrnuty osoby, pobírající rodičovský příspěvek (na další mateřské dovolené, s formální vazbou k zaměstnavateli).

Míra volných pracovních míst:
$$iv = \frac{V}{L} \cdot 100 \quad [\text{v \%}], \quad (2.2)$$

kde V jsou volná pracovní místa evidovaná úřadem práce. Zdroj dat: Výkaz UVPM

Počet uchazečů na jedno volné místo:
$$iuv = \frac{U}{V} = \frac{i_u}{i_v} \quad (2.3)$$

Další používaná deskriptory regionálních trhů práce, které jsou neméně důležité, ale jsou zveřejňovány z delší periodicitou než měsíční jsou tyto:

Relativní podíl zaměstnanosti v x-tém odvětví: re_x

podíl zaměstnanosti v x-tém odvětví na celkové zaměstnanosti v regionu a odvětví dle klasifikace OKEČ (pokud není uvedeno jinak):

A ZEMĚDĚLSTVÍ, MYSLIVOST, LESNICTVÍ
B RYBOLOV A CHOV RYB
C TĚŽBA NEROSTNÝCH SUROVIN
D ZPRACOVATELSKÝ PRŮMYSL
E VÝROBA A ROZVOD ELEKTŘINY, PLYNU A VODY
F STAVEBNICTVÍ
G OBCHOD; OPRAVY MOTOROVÝCH VOZIDEL A VÝROBKŮ PRO OSOBNÍ POTŘEBU A DOMÁCNOST
H UBYTOVÁNÍ A STRAVOVÁNÍ
I DOPRAVA, SKLADOVÁNÍ A SPOJE
J FINANČNÍ ZPROSTŘEDKOVÁNÍ
K ČINNOSTI V OBLASTI NEMOVITOSTÍ A PRONÁJMU; PODNIKATELSKÉ ČINNOSTI
L VEŘEJNÁ SPRÁVA A OBRANA; POVINNÉ SOCIÁLNÍ ZABEZPEČENÍ
M VZDĚLÁVÁNÍ
N ZDRAVOTNÍ A SOCIÁLNÍ PÉČE; VETERINÁRNÍ ČINNOSTI
O OSTATNÍ VEŘEJNÉ, SOCIÁLNÍ A OSOBNÍ SLUŽBY
P ČINNOSTI DOMÁCNOSTÍ
Q EXTERITORIÁLNÍ ORGANIZACE A INSTITUCE

Zdroj dat: SLDB 2001. Uzemní členění je dle okresu s místem trvalého bydliště.

Průměrná měsíční mzda: w [v Kč na fyzické osoby]

Zdroj dat: výkaz Práce 3-01 přepočten z EPZ

Regionální hrubý domácí produkt: $RHDP$ [v Kč]

$RHDP$ se vyjadřuje v následujících cenách:

bc – běžné ceny

sc – stále ceny k roku 1995

pps – parita kupní síly (*Purchasing Parity Standard*), tj. po očištění o odchylky směnného kurzu od reálné kupní síly dané měny.

Zdroj dat: Regionální národní účty 2001 Zhotovitel: ČSÚ - vlastní přepočty na stálé ceny.

Regionální hrubý domácí produkt na 1 obyvatele: $IRHDP$ [v Kč na osobu].

Ostatní deskriptory jsou vždy definovány v kapitole ve které jsou použity.

2.2.1 Vývoj trhu práce na úrovni NUTS1 až NUTS4

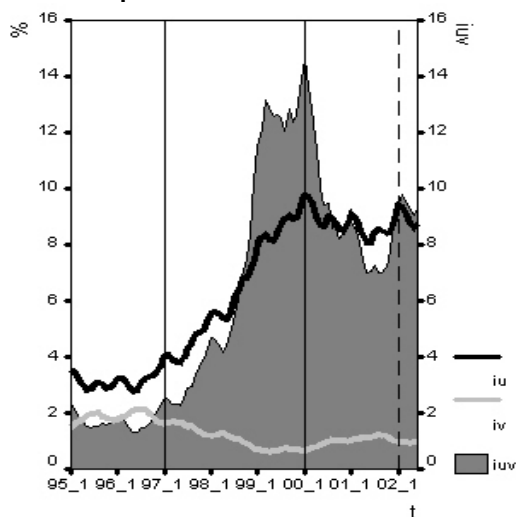
V této podkapitole se seznámíme vývojem trhu práce na jednotlivých úrovních NUTS. Tento vývoj je popsán prostřednictvím deskriptorů výše definovaných. Analyzované období je od roku 1995 až do poloviny roku 2002.

2.2.1.1 Úroveň NUTS1

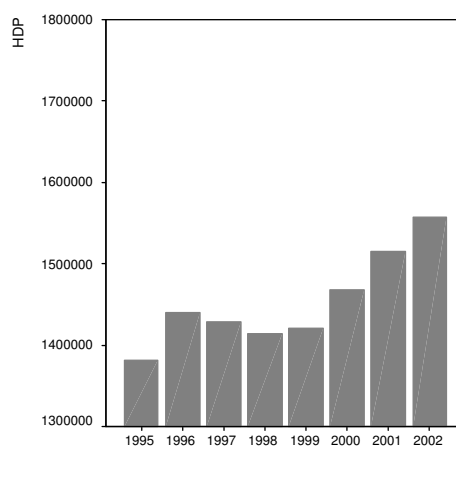
Území České republiky je v klasifikaci NUTS označeno jako úroveň 1 resp. 0. Jedná se o relativně uzavřený region, který se vytvářel dlouhým historickým vývojem. Existuje zde silné nodální centrum Praha, které se výrazně liší ve všech charakteristikách od ostatního území.

Na této úrovni jsou dostupné mnohé deskriptory trhu práce a to jak z pravidelných šetření ČSÚ a MPSV tak i z jednorázových sociologických výzkumů (např. Pracovní orientace - ISSP 1997, Ženy a muži na trhu práce - 1995 viz SDA 2001). Nejsou zde problémy s reprezentativním charakterem výběru a rovněž je zde možné provádět i další podrobná třídění.

Obr. 2.1: Vývoj základních deskriptorů trhu práce v ČR.



Obr. 2.2: Vývoj HDP v České republice



Pozn.: Údaje jsou uvedeny v mil. Kč a ve stálých cenách z roku 1995. Údaj pro rok 2002 byl odhadnut podle vývoje HDP v prvním pololetí

V sledovaném období lze rozlišit tři etapy vývoje trhu práce v České republice.

V období 1995 až 1996 probíhá první etapa, v které roste HDP při nízké míře nezaměstnanosti (*iu*) rovněž míra volných pracovních míst (*iv*) a počet uchazečů na jedno pracovní místo (*iuiv*) jsou stabilní a pohybují na úrovni okolo 2 %. Z celkového pohledu na trhu práce v této etapě neexistují silnější tlaky.

Ve druhé etapě od roku 1997 do konce roku 1999 dochází k poklesu HDP doprovázeného prudkým růstem míry nezaměstnanosti. Zvýšení *iu* je částečně absorbováno poklesem *iv*, ale v roce 1998 dochází k extrémnímu nárůstu *iuiv*. Dochází k silným tlakům na trhu práce. Příčinu této silné reakce trhu práce na pokles HDP lze spatřovat v nízké flexibilitě pracovní síly a institucionálních překážkách, které stále přetrvávaly z předchozího období.

Od roku 2000 dochází k růstu HDP, ale míra nezaměstnanosti se stále pohybuje v rozmezí 8% až 10%. Míra volných pracovních míst se mírně zvýšila a pohybuje se okolo 1%. Výrazný pokles *iuiv* v roce 2000 a v prvním pololetí roku 2001 je způsoben tím, že zároveň při zvýšení *iv* došlo i k mírnému poklesu *iu*. Vyšší míra nezaměstnanosti výrazněji neklesá z důvodu hystereze, který se v této době projevuje. „Efekt hystereze se projeví tak, že jakmile nezaměstnanost jednou vzroste, s určitým zpožděním vzroste i dlouhodobá nezaměstnanost, a ta pak má tendenci setrvat na stabilní úrovni i při hospodářském oživení.“ (Sirovátka, Žižlavský 2002, s. 428)

2.2.1.2 Úroveň NUTS2

Toto vymezení na území ČR má pouze statistický charakter a vzniklo především pro získání informací pro analýzy k žádostem o prostředky ze strukturálních a předstrukturálních fondů EU. Základní podmínka pro definování oblasti NUTS2 je počet obyvatel, který musí být v jednotlivých oblastech alespoň 1 milión. Druhá neformální podmínka byla dána našimi politickými kruhy takto: Nové kraje (tj. NUTS3) ani NUTS 2 se nesmí podobat minulým, „komunistickým“ krajům (Kovář, 2000). Za těchto podmínek bylo v ČR vymezeno 8 oblastí.

Tab. 2.1: NUTS2 a počet obyvatel

CZNUTS2	Název	Zkratka	Obyvatelstvo k 1. 3. 2001	Územní vymezení
01	Praha	PHA	1 169 106	území hlavního města Prahy
02	Střední Čechy	STC	1 122 473	území Středočeského kraje
03	Jihozápad	JZ	1 175 955	území krajů Jihočeského a Plzeňského
04	Severozápad	SZ	1 124 562	území kraje Karlovarského a Ústeckého
05	Severovýchod	SV	1 487 189	území krajů Libereckého, Královéhradeckého a Pardubického
06	Jihovýchod	JV	1 646 929	území krajů Jihomoravského a Vysočiny
07	Střední Morava	STM	1 234 379	území krajů Olomouckého a Zlínského
08	Moravskoslezsko	MSK	1 269 467	území kraje Moravskoslezského

Zdroj dat: Výsledky SLDB 2001

Oblast NUTS2 jsou značně vnitřně heterogenní, proto se stírají některé významné regionální disparity. Největší rozdíly projevily mezi Prahou na jedné straně a na straně druhé se nacházely oblasti Severozápad a Moravskoslezsko. Výše zmíněné oblasti s výjimkou Severozápadu jsou totožné s regiony NUTS3., tudíž i závěry z analýzy vývoje základních deskriptorů nejsou výrazně odlišné od následující úrovně. Z výše uvedených důvodů se vývojem deskriptorů budeme zabývat až v následující kapitole.

2.2.1.3 Úroveň NUTS3

Čtrnáct krajů - vyšších územních samosprávných celků (VÚSC) bylo vytvořeno k 1.1.2000 na základě ústavního zákona č. 347/97 Sb.. Jedná se o relativně uzavřené regiony a to především díky své velikosti.

Data VŠPS jsou za tuto úroveň reprezentativní a proto jsou vhodná pro analýzy. Problém nastává při jejich srovnání, jelikož jejich velikost i počet obyvatel je velice rozdílné veličiny viz tab. 2.2. Další problém je vnitřní heterogenita charakteru trhu práce v jednotlivých krajích. Např.

v Jihomoravském kraji se na jedné straně nacházejí nerozvinuté okresy s výrazným podílem zaměstnanců v zemědělství, Znojmo s 15%, a na druhé straně je zde metropole Brno-město se svým okolím Brno-venkov a dále i průmyslové Blansko, kde je zaměstnáno 55% pracovníků v průmyslu.

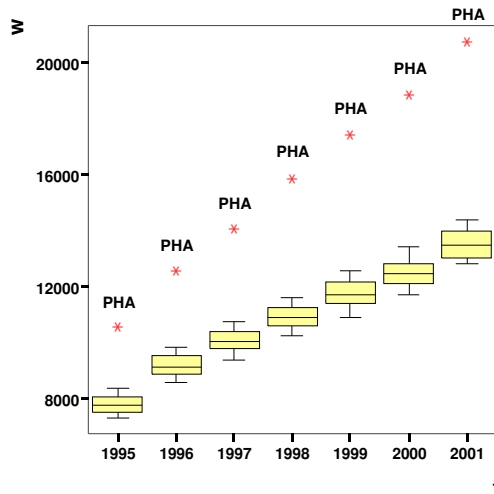
Tab. 2.2: NUTS3 a jejich počet obyvatel

CZNUTS3	Kraj	Zkratka	Obyvatelstvo k 1. 3. 2001	Rozloha v km ²	Hustota počet obyv. na km ²
110	Praha	PHA	1 169 106	496	2 357
210	Středočeský kraj	STC	1 122 473	11 015	102
310	Jihočeský kraj	JHC	625 267	10 056	62
320	Plzeňský kraj	PLK	550 688	7 561	73
410	Karlovarský kraj	KVK	304 343	3 314	92
420	Ústecký kraj	ULK	820 219	5 335	154
410	Liberecký kraj	LBK	428 184	3 163	135
520	Královéhradecký kraj	HKK	550 724	4 758	116
530	Pardubický kraj	PAK	508 281	4 519	112
610	Vysočina	VYS	519 211	6 925	75
620	Jihomoravský kraj	JHM	1 127 718	7 066	160
710	Olomoucký kraj	OLK	639 369	5 140	124
720	Zlínský kraj	ZLK	595 010	3 964	150
810	Moravskoslezský kraj	MSK	1 269 467	5 554	229

Zdroj dat: Výsledky SLDB 2001

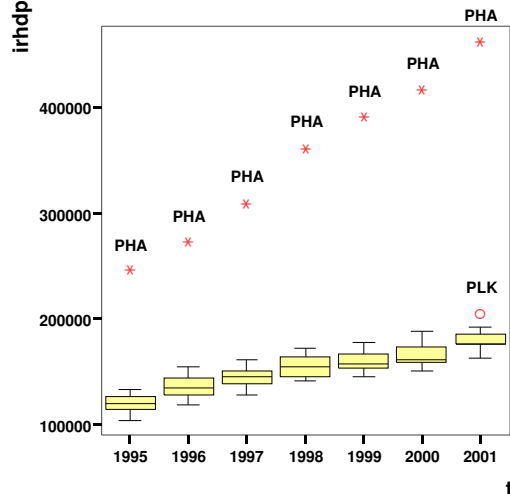
Jelikož NUTS3 je základní úroveň pro tvorbu modelů v této publikaci, uvádíme dynamický vývoj na regionálních trzích práce i vývoj **mzdových disparit** zobrazených pomocí box-plotů v obr. 2.3. Tento obrázek zobrazuje prudký nárůst mezd v Praze ve sledovaném období. Na druhou stranu předkládáme i vývoj **regionálního hrubého domácího produktu na 1 obyvatele** ve běžných cenách (*IRHDP*), který by měl zachycovat ekonomickou výkonnost obyvatel kraje (viz obr. 2.4). Bohužel k jeho odhadu se používá metoda top-down, tzn. rozdělení celorepublikového HDP do jednotlivých krajů. Tato metoda používá jako klíč pro rozdělování výše uvedené mzdy. Blíže se tímto problémem zabývá kapitola 9.

Obr. 2.3: Box-ploty mzdy pro NUTS3



Jednotky: Kč na fyzické osoby
Zdroj dat: výkaz Práce 3 -01

Obr. 2.4: Box-ploty IRHDP pro NUTS3

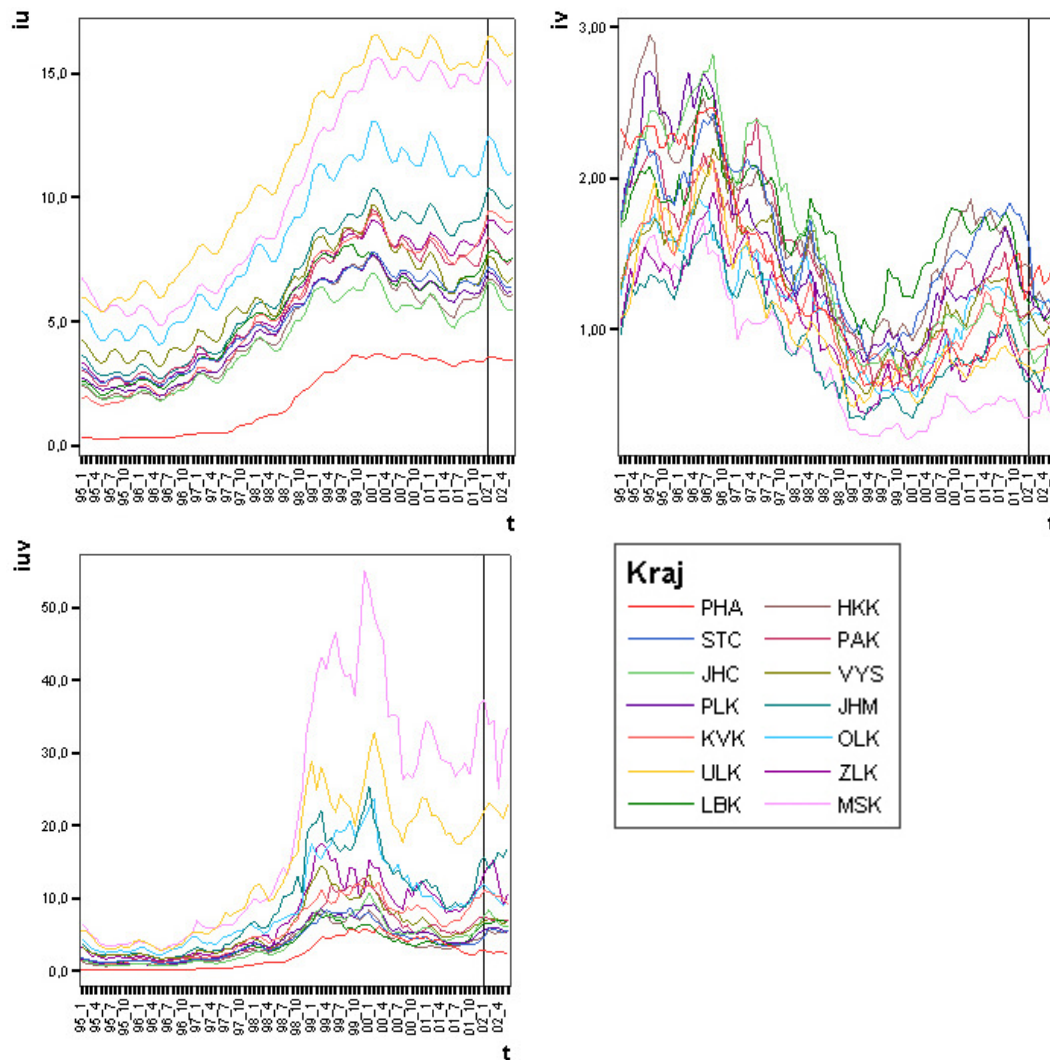


Jednotky: Kč - běžné ceny
Zdroj dat: Regionální národní účty 2001
Pozn.: Pro rok 2001 se jedná o predikované údaje ze čtvrtletních národních účtů

Grafické zobrazení vývoje základních deskriptorů na úrovni NUTS 3 je na obr. 2.5.

Míra nezaměstnanosti (*iu*) v sledovaném období rostla ve všech oblastech. Zároveň dochází i k růstu regionálních rozdílů. Velmi vysoká míra nezaměstnanosti je v Moravskoslezském a Ústeckém kraji, rovněž vyšší *iu* je v Olomouckém kraji a naopak nejnižší v Praze. Zbývající kraje tvoří střední pás. Pokud se na tyto regiony blíže zaměříme, lze pozorovat, že vývoj *iu* je u nich velice podobný během období recese (1997-1999), ale po jejím skončení dochází k růstu variability.

Obr. 2.5: Vývoj základních deskriptorů pro NUTS3



Míra volných pracovních míst (*iv*) kopíruje vývoj České republiky. Nejnižší regionální rozdíly lze pozorovat v roce 1999, kdy vrcholila recese. Po tomto období dochází k růstu disparit mezi regiony. Ze středního pásu se výrazně odděluje na jednu stranu Moravskoslezský kraj, u kterého hodnota *iv* osciluje kolem 0,5%, a na druhou stranu je vidět zřetelný nárůst hodnot *iv* v roce 2000 u LBK, HKK a STC. V roce 2001 dochází u těchto tří krajů k opětovnému poklesu na rozdíl od výraznějšího růstu *iv* u Prahy

U vývoje **počet uchazečů na jedno volné pracovní místo (*iuv*)** dochází prudkému nárůstu až v roce 1998 a 1999. Velikost tohoto nárůstu je diametrálně odlišná mezi jednotlivými kraji. V Moravskoslezském kraji dosáhlo maximum *iuv* extrémních výše 55,1 uchazečů na jedno pracovní místo k 31.12.1999. Ústecký kraj se umístil na druhém místě s maximem 32,8 k 28.2.2000 pak následovaly kraje JHM (max. 25,4) a OLK (max. 23,7). Na druhé straně nejnižší maxima 6,1 bylo dosaženo v Praze k datu 28.2.2000, a dále u krajů LBK (max. 7,9) a HKK (max. 8,4)

2.2.1.4 Úroveň NUTS4

Úrovně NUTS4 jsou označeny okresy, kterých je od 1.1.1996 v České Republice 77, včetně nově ustanoveného okresu Jeseník. Použité zkratky uvádí příloha 2.5.

Tyto administrativní jednotky, které se ale liší od přirozených sociogeografických regionů, využívá MPSV ČR k prosazování státní politiky zaměstnanosti na regionálních trzích práce prostřednictvím Úřadů práce, jejichž sídla a územní obvody jsou totožné s okresními úřady.

Příklady rozporu mezi přirozeným a administrativním členěním

1. *Jeden administrativní region slučuje dva přirozené regiony* – okr. Bruntál má dvě centra Bruntál a Krnov.
2. *Jeden přirozený region spravují dva administrativní regiony* – Brno a Brno venkov.
3. *Část administrativního regionu patří jinému přirozenému regionu* - nejčastější případ; např. velice silná dojíždka z Hlučínska (okr. Opava) nebo z Havířova (okr. Karviná) do Ostravy.

Prostorové vazby u bodů 1 a 2 neovlivňují vztahy mezi analyzovanými deskriptory, ale u bodu 3 mají silné prostorové vazby za následek zkreslení tohoto vztahu. Dalším problémem i na této úrovni je heterogenita vnitřních oblastí a to především v souvislosti s analyzovaným trhem práce. V okresech existují jednotlivé mikroregiony s vysokou mírou nezaměstnanosti, která je nadále posilována jejich nedostatečnou dopravní obslužností. Rovněž se v těchto datech mnohdy nacházejí extrémní nebo odlehle hodnoty u tzv. městských okresů: Praha, Brno, Ostrava a Plzeň, na které je při jednotlivých analýzách nutné brát ohled. Pokud jsi uvědomíme předchozí nedostatky, lze v průřezových analýzách pracovat s daty za okresy a jejich výsledky je možné optimalizovat použitím vah.

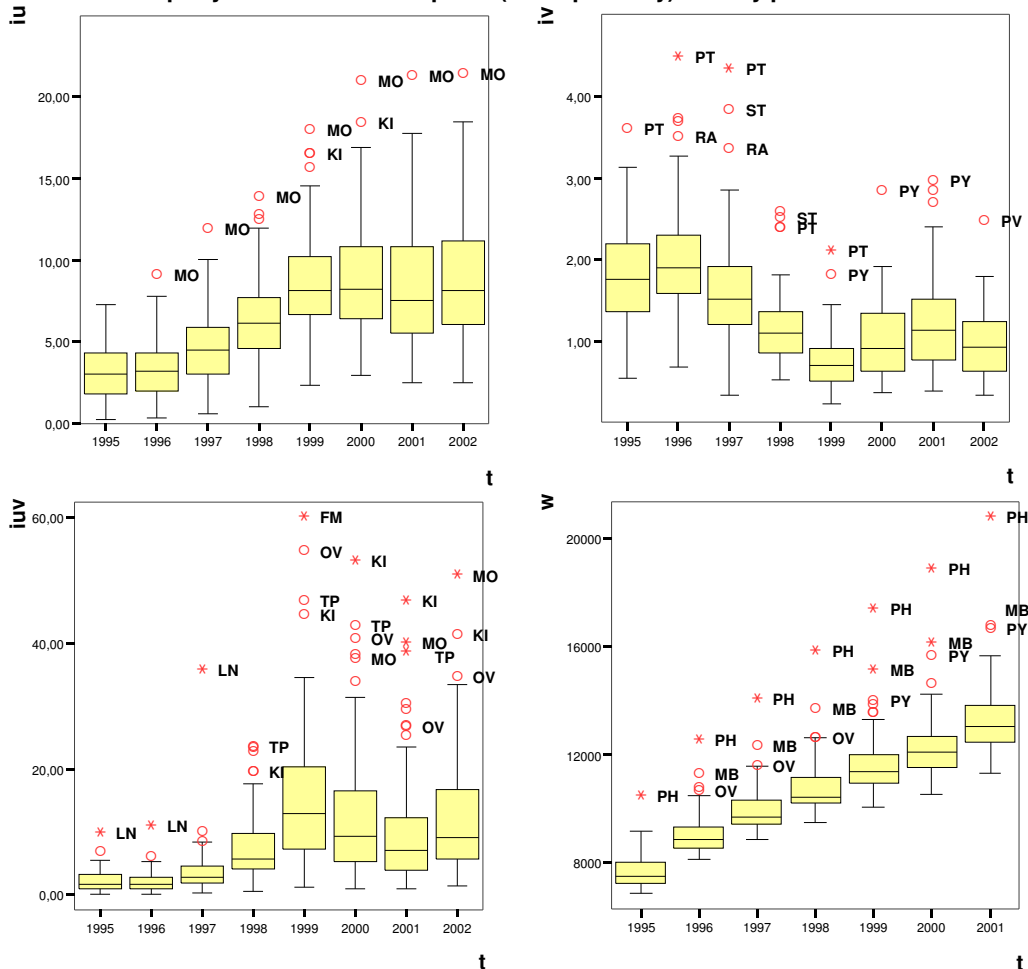
Vývoj základních deskriptorů na úrovni NUTS 4 zobrazený pomocí box-plotů z konstruovaných z ročních průměrů lze nalézt na obr. 2.6.

U **průměrné roční míry nezaměstnanosti** rozdíl mezi regiony v sledovaném období rostou. Největší průměrná roční míra nezaměstnanosti byla s výjimkou roku 1995 v Mostě, kde od roku 2000 dosahuje 21%, na druhém místě je od roku 1999 Karviná. Zajímavá byla pozice okresu Nový Jičín v roce 1995, kdy měl tento okres nejvyšší míru nezaměstnanosti v ČR, ale v následujících letech se již mezi regiony s extrémními hodnotami *iu* nenacházel. Nejnižších hodnoty v tomto období byly u Prahy a jejích satelitních okresů Praha - Východ a Praha - Západ. Podrobnější analýzu vývoje *iu* na úrovni NUTS 4 naleznete v kapitole 3.5 a 3.6.

Míra volných pracovních míst vykazuje největší rozpětí hodnot v roce 1997, kdy začíná krize. Pokud bychom zjednodušeně hodnotili krizi poklesem *iv*, tak se nejpozději projevila u okresů Prachatice, Strakonice, Rakovník, Jindřichův Hradec a Semily. Jedná se o okresy, které mají menší podíl průmyslové výroby. V průběhu recese dochází k poklesu *iv* až do roku 1999. Zároveň v tomto roce dosahuje rozpětí hodnot *iv* minima, a to i v robustnější formě mezikvartilového rozpětí.

Počet volných pracovních míst na jednoho uchazeče vykazuje na rozdíl od předchozích ukazatelů daleko větší počet extrémních hodnot. Nejvyšších hodnot dosahuje v roce 1999 Frýdek-Místek jedná se o 60,3 uchazečů na jedno pracovní místo. Na tomto místě je nutno znovu připomenout, že se jedná o celoroční průměr. Na dalších místech se v tomto roce umístily okresy Ostrava (54,8), Teplice (47,0) Karviná (44,7). Rovněž rok 1999 vykazuje největší rozpětí, a to jak v absolutní formě, tak i ve formě mezikvartilového rozpětí. Naproti tomu nejmenší rozpětí vykazuje rok 1995.

Obr. 2.6: Box-ploty základních deskriptorů (roční průměry) a mzdy pro NUTS4



Pozn.: Pro rok 2002 se jedná o průměr z prvního pololetí.

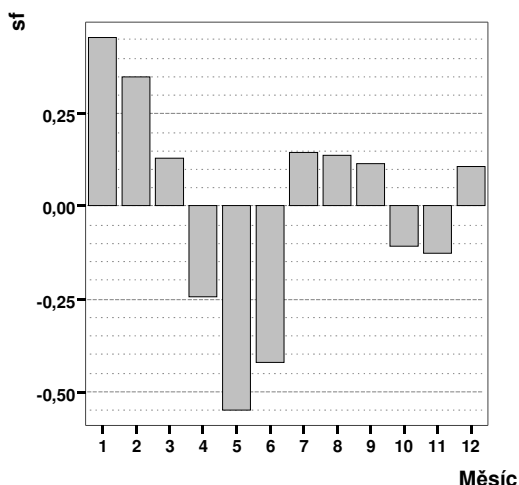
2.2.2 Zhodnocení základních deskriptorů

2.2.2.1 Míra nezaměstnanosti

I přes uvedené metodické problémy (tj. nereprezentativita L) se ukazuje, že míra nezaměstnanosti patří mezi nejlepší deskriptory trhu práce v regionu. Hodí se jak pro vzájemné komparace mezi regiony tak i pro tvorbu modelů vývoje regionu.

Míra nezaměstnanosti má výrazně sezónní charakter. Sezónnost je způsobena pouze vývojem počtu uchazečů, poněvadž dělitel (L) je konstruován pomocí klouzavých ročních průměrů, které sezónnost zcela potlačují. Sezónnost je na jednu stranu způsobená pravidelným přílivem absolventů a na druhou stranu sezónními pracemi v některých odvětvích, především v zemědělství, stavebnictví a v cestovním ruchu. V následujícím grafu je na příkladu okresu Kroměříž uveden typický vývoj sezónního faktoru (s_f) u míry nezaměstnanosti. Faktor je odhadnut pomocí aditivní dekompozice časové řady v analyzovaném období.

Obr. 2.7: Vývoj sezónního faktoru u v okrese Kroměříž



Většinou nejvyšší nezaměstnanost bývá v lednu jelikož k 31.12 ukončuje svoji činnost nejvíce bankrotujících podniků. Tento nárůst uchazečů je posílen i tím, že k danému datu končí většina smluv na dobu určitou. V následujících měsících dochází k poklesu *sf* až do května, kdy začíná největší počet sezónních prací, přičemž pokles je právě největší mezi 4. a 5. měsícem. Od června pak dochází k nárůstu počtu absolventů, kteří jsou pozvolna absorbováni trhem práce. V prosinci po ukončení sezónních prací dochází k opětovnému nárůstu *sf*. Samozřejmě, že vývoj *sf* u některých okresů má zcela atypický průběh, než je výše uvedeno.

Variabilita sezónního faktoru reprezentovaná směrodatnou odchylkou (σ) byla analyzována pomocí regresní analýzy. K odhadu byla použita následující rovnice:

$$\sigma(sf) = \beta_1 \cdot \max(iu) + \beta_2 \cdot re_zem + \beta_3 \cdot re_stav + \beta_4 \cdot re_cr + \varepsilon \quad (2.4)$$

kde ε je náhodná složka, $\max(iu)$ je maximální míra nezaměstnanosti dosažená ve sledovaném období a re_x je relativní podíl zaměstnanosti v *x*-tém odvětví (OKEČ):

zem - zemědělství, lesnictví a rybolov (A, B),

stav - stavebnictví (F),

cr - cestovní ruch - pohostinství a ubytování (H).

Pro regresní analýzu byly použity *z-skórem* standardizované hodnoty, aby bylo možné porovnat odhadnuté koeficienty. Z tohoto důvodu je z výše uvedené rovnice vypuštěna konstanta. Odhadnutý model měl tyto statistiky: $R^2 = 0,702$; počet stupňů volnosti 76, Sig. F -test = 0,000. Odhadnuté koeficienty beta a jejich významnost jsou uvedeny v tab. 2.3.

Tab. 2.3: Beta koeficienty odhadnuté regresním modelem

	$\max(iu)$	re_zem	re_stav	re_cr
β	0,613	0,602	0,220	0,339
Sig. t-test	0,000	0,000	0,001	0,000

Z výše uvedené tabulky vyplývá, že variabilita míry nezaměstnanosti je z hlediska odvětvové struktury nejvíce ovlivněna zaměstnaností v zemědělství a nejméně ve stavebnictví. Obecně však nejsilněji působí vliv maximální velikosti míry nezaměstnanosti ve sledovaném období. Za hlavní důvod tohoto vlivu lze považovat následující skutečnost. Na regionálním trhu práce, postiženém vysokou mírou nezaměstnanosti, zaměstnavatelé zneužívají svého postavení a přes zimní měsíce si mohou dovolit bez rizika propustit daleko větší množství zaměstnanců, než srovnatelné regiony v nepostižených oblastech.

Pokud provádíme porovnání regionů podle vývoje míry nezaměstnanosti, není vhodné očišťovat časové řady, jelikož snížením variability ztrácíme důležité informace. Naopak pokud použijeme míru nezaměstnanosti do modelu vývoje regionálních trhů práce je očištění časových řad nanejvýš vhodné, jelikož dochází ke zvýšení vypovídací schopnosti modelu (R^2).

Obvykle pro modely vývoje regionů se používá multiplikativní forma očištění míry nezaměstnanosti od sezónnosti, jak je tomu i v kapitole 6. Na druhou stranu pro vzájemné komparace sezónních faktorů lze použít i aditivní formu, která lépe zachycuje regionální rozdíly.

2.2.2.2 Míra volných míst

Ukazatel míry volných pracovních míst vykazuje značnou variabilitu, kterou lze velice obtížně vysvětlit. Hlavním problémem tohoto ukazatele je, že obsahuje pouze volná pracovní místa evidovaná úřadem práce. Jedná se pouze o malou část poptávky na regionálních trzích práce, která má spíše charakter sekundárního sektoru (viz koncepce duálního trhu práce kap. 1.2.4). Pokud nebude pokrývat větší segment poptávky na regionálních trzích práce, nelze ho použít k vzájemnému srovnávání regionů. Jeho využití je spíše možné v modelech vývoje regionálních trhů práce, kde by mohl aspoň částečně přispět k vysvětlení variability modelu.

2.2.2.3 Počet uchazečů na jedno volné místo

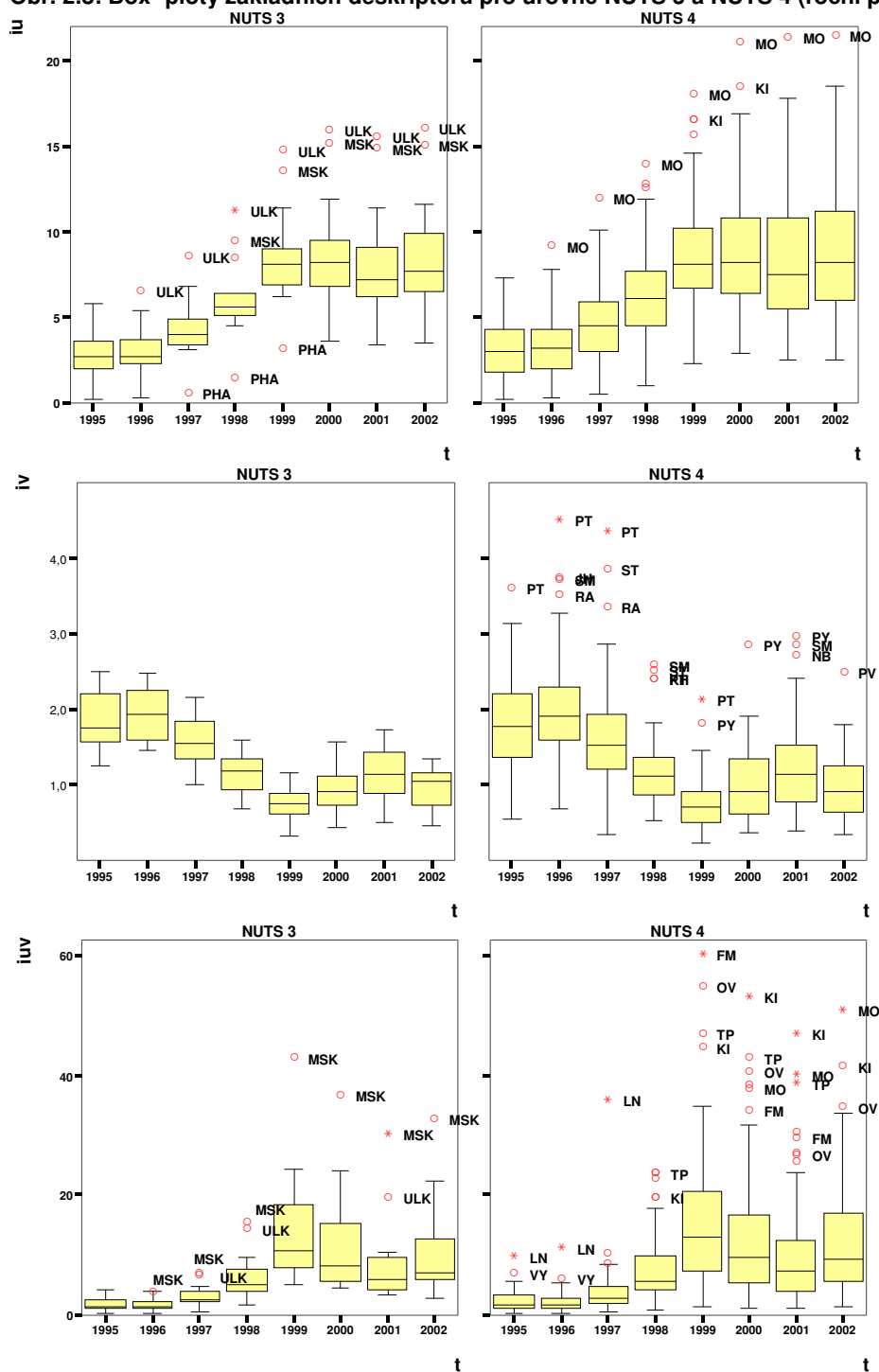
Rovněž ukazatel *iuv* vykazuje vysokou variabilitu, jejíž zdrojem není sezónnost. Jeho výhodou je dobrá vypovídací schopnost na úrovni NUTS4, jelikož neužívá proměnné ekonomicky aktivních obyvatel *L*. S jeho pomocí lze analyzovat vliv hospodářského cyklu na regionální ekonomiky. Dá se hovořit o ekonomické stabilitě regionu resp. o jeho absorpční schopnosti. (podrobněji Racek 2002, str. 54). V obdobích recese u ekonomicky postižených dosahuje výše jmenovaný ukazatel extrémních hodnot, což znesnadňuje kvantitativní porovnávání jednotlivých regionů. Lze ho s velkou dávkou opatrnosti používat jak při vzájemných komparacích, tak i v modelech vývoje. Pokud je to možné, doporučujeme používat při analýzách *iuv* robustnější techniky, které jsou založeny např. na kvartilech.

2.3 Závěr

Z analýzy vývoje deskriptorů vyplývá, že ve sledovaném období dochází k růstu regionálních rozdílů. Tento růst se nejvíce projevuje u míry nezaměstnanosti, mzdy a regionálního hrubého domácího produktu. Na druhou stranu ukazatelé počet volných pracovních míst na jednoho uchazeče a míra volných pracovních míst dosahují extrému v roce 1999, kdy vrcholí recese. V prvním případě se jednalo o maximum a v druhém případě o minimum (viz obr. 2.8).

Pro analýzy trhu práce je z hlediska dostupnosti dat a z hlediska prostorového vymezení nevhodnější použít regiony na úrovni NUTS 3. Při tvorbě klasifikací a hledání co největších rozdílů v charakteru vývoje regionálních trhů práce je také vhodné použít regionální členění na úrovni NUTS 4. Za regiony NUTS 5 jsou k dispozici prozatím jen demografické charakteristiky a některé vybrané deskriptory trhu práce.

Obr. 2.8: Box- ploty základních deskriptorů pro úroveň NUTS 3 a NUTS 4 (roční průměry)



Pozn.: Pro rok 2002 se jedná o průměr z prvního pololetí.

Informační zdroje trhu práce jsou z hlediska periodicity na relativně dobré úrovni. Pokud analyzujeme pouze míru nezaměstnanosti či míru volných pracovních míst na úrovních NUTS1 až NUTS4, používáme měsíční údaje z UVP, které jsou vhodné pro modely časových řad. Počet pozorování ve sledovaném období je 90 (resp. 84 pro odhad parametrů modelu a 6 pro porovnání predikce). Délka časových řad umožňuje využít jak klasické metody dekompozice časových řad, tak i modely vycházející z Boxovy-Jenkinsovy metodologie a další (bliž. kap. 4). Rovněž použití metod korelační a regresní analýzy je zcela adekvátní za předpokladu, že se nejedná o tzv. zdánlivou regresi.

Při analýzách vztahů mezi trhem práce a ostatními deskriptory regionu (např. produktivitou měřenou čtvrtletně hrubým regionálním produktem) lze pro časovou analýzu použít kvartální údaje. Údaje s touto periodicitou jsou většinou publikovány pouze do úrovně NUTS 3. Počet pozorování je 30. Délka těchto časových řad už neumožňuje použít Box-Jenkinsovu metodologii (min. počet pozorování je 50).

Na úrovni NUTS 4 je většina dalších deskriptorů regionu, pokud jsou vůbec měřeny, sledována a publikována pouze s roční periodicitou v publikaci „Okresy České republiky“. Délka časových řad je proto nedostatečná. V tomto případě je vhodné použít průřezovou analýzu. Počet pozorování je 77. Výhodou tohoto přístupu jsou z metodologického pohledu srovnatelné údaje bez sezónních vlivů. Jedním z hlavních nedostatků je nutný předpoklad izolovanosti jednotlivých regionů, tzn. zanedbání jejich prostorových vazeb. Dalším nedostatkem je různorodost mezi jednotlivými regiony především ve struktuře a velikosti pracovní síly. Při průřezové analýze se používají především metody korelační a regresní analýzy. U uvedených metod je nutné, zejména v tomto případě, věnovat velkou pozornost vlivu odlehklých příp. extrémních hodnot na jejich výsledky.

2.4 Literatura

„Opatření Českého statistického úřadu ze dne 27. dubna 1999 k 1.lednu 2000“ Sbírka zákonů 1999, Částka 33

European Communities: REGIO database - Reference guide [online]. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 2001 [cit 12.12.2001]
Dostupný z WWW: <http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/print-catalogue/>

HAMPL, M. a kol. (1983). Sociálněgeografická regionalizace ČSR. Praha: Univerzita Karlova.

HANČLOVÁ, J. a kol. (2001). *Modelování vývoje regionálních trhů práce* (Oponovaná výzkumná zpráva). VŠB- Technická univerzita Ostrava, Ekonomická fakulta, s. 113, Ostrava. ISBN 80-248-0056-X.

KOVÁŘ J. (2000). K výběru vyšších regionálních správních center v ČR. In: Finanční toky veřejných rozpočtů v regionu. Sborník. Pardubice, Univerzita Pardubice, Fakulta ekonomicko-správní, s. 11-13.

PAELINCK, H. J. - NIJKAMP, P. (1975). *Operational Theory and Method in Regional Economics*. 1st ed. Farnbrough: Saxon House Studies. 473 p. ISBN 0-347-01117-9

RACEK, J. (2002). *Regionální rozdíly na trhu práce v Moravskoslezském kraji 1995 – 2000*. Diplomová práce. Ostrava: VŠB – TU Ostrava.

SDA - Sociologický datový archiv [online]. Praha : Sociologický ústav AV ČR, c1998-1999 [cit 1.11.2001]
Dostupný z WWW: <<http://archiv.soc.cas.cz/czech/archivtop-f.html>>

SIROVÁTKA, T. – ŽIŽLAVSKÝ, M. (2002). Český trh práce ve druhé polovině 90. let. *Politická ekonomie*. č. 3 s. 419-435

2.5 Příloha

Okresy ČR a jejich zkratky

CZNUITS	KODOK	NÁZEV	ZKRATKA	CZNUITS	KODOK	NÁZEV	ZKRATKA
110	3100	Hl. m. Praha	PHA	511	3501	Česká Lípa	CL
210	3200	Středočeský kraj	STC	512	3504	Jablonec n. Nisou	JN
211	3201	Benešov	BN	513	3505	Liberec	LI
212	3202	Beroun	BE	514	3608	Semily	SM
213	3203	Kladno	KD	520		Královéhradecký kraj	HKK
214	3204	Kolín	KO	521	3602	Hradec Králové	HK
215	3205	Kutná Hora	KH	522	3604	Jičín	JC
216	3206	Mělník	ME	523	3605	Náchod	NA
217	3207	Mladá Boleslav	MB	524	3607	Rychnov n. Kněžnou	RK
218	3208	Nymburk	NB	525	3610	Trutnov	TU
219	3209	Praha - východ	PY	530		Pardubický kraj	PAK
021A	3210	Praha - západ	PZ	531	3603	Chrudim	CR
021B	3211	Příbram	PB	532	3606	Pardubice	PU
021C	3212	Rakovník	RA	533	3609	Svitavy	SY
310		Jihočeský kraj	JHC	534	3611	Ústí n. Orlicí	UO
311	3301	České Budějovice	CB	610		Vysočina	VYS
312	3302	Český Krumlov	CK	611	3601	Havlíčkův Brod	HB
313	3303	Jindřichův Hradec	JH	612	3707	Jihlava	JI
314	3305	Písek	PI	613	3304	Pelhřimov	PE
315	3306	Prachatice	PT	614	3710	Třebíč	TR
316	3307	Strakonice	ST	615	3714	Žďár n. Sázavou	ZR
317	3308	Tábor	TA	620		Jihomoravský kraj	JHM
320		Plzeňský kraj	PLK	621	3701	Blansko	BK
321	3401	Domažlice	DO	622	3702	Brno - město	BM
322	3404	Klatovy	KT	623	3703	Brno - venkov	BI
323	3405	Plzeň - město	PM	624	3704	Břeclav	BV
324	3406	Plzeň - jih	PJ	625	3706	Hodonín	HO
325	3407	Plzeň - sever	PM	626	3712	Vyškov	VY
326	3408	Rokycany	RO	627	3713	Znojmo	ZN
327	3410	Tachov	TC	710		Olomoucký kraj	OLK
410		Karlovarský kraj	KVK	711	3811	Jeseník	JE
411	3402	Cheb	CH	712	3805	Olomouc	OC
412	3403	Karlovy Vary	KV	713	3709	Prostějov	PV
413	3409	Sokolov	SO	714	3808	Přerov	PR
420		Ústecký kraj	ULK	715	3809	Šumperk	SU
421	3502	Děčín	DC	720		Zlínský kraj	ZLK
422	3503	Chomutov	CV	721	3708	Kroměříž	KM
423	3506	Litoměřice	LT	722	3711	Uherské Hradiště	UH
424	3507	Louny	LN	723	3810	Vsetín	VS
425	3508	Most	MO	724	3705	Zlín	ZL
426	3509	Teplice	TP	810		Moravskoslezský kraj	MSK
427	3510	Ústí n. Labem	UL	811	3801	Bruntál	BR
510		Liberecký kraj	LBK	812	3802	Frýdek - Místek	FM
				813	3803	Karviná	KI
				814	3804	Nový Jičín	NJ
				815	3806	Opava	OP
				816	3807	Ostrava - město	OV

3 Klasifikace regionálních trhů práce

Kapitola je zaměřena na využití vícerozměrných statistických metod při tvorbě klasifikačních systémů regionálních trhů práce resp. typologií regionů z hlediska charakteru struktury trhu práce. Zabývá se stabilitou klasifikačních systémů v čase a možnostmi jejich dynamizace. Pomocí vícerozměrných statistických metod jsou provedeny klasifikace regionálních trhů práce na úrovni NUTS4.

3.1 Metody klasifikace regionů

Účelem klasifikace je zjednodušit heterogenitu reality pro její lepší pochopení. Klasifikačních metod lze použít k hledání skrytých ideálních typů v platonovském slova smyslu. Klasifikací rozumíme rozklad množiny objektů vedoucí k vytvoření systémů tříd - tzv. klasifikačního systému.

Klasifikace regionů je založena na konceptu homogenity, tzn., že se hledají regiony s vysokým stupněm vzájemné uniformity charakteru regionálních trhů práce (viz Paelinck-Nijkamp, 1975, str. 170). Opomíjíme zde jejich prostorové vazby včetně hierarchického uspořádání center.

Metody klasifikace regionů vycházejí z průřezových analýz a předpokládají nediferencovaný abstraktní prostor popsán vybranými deskriptory, ve kterém jsou regiony umístěny. Bohužel metody klasifikace jsou citlivé na volbu těchto deskriptorů, proto jejich výběru musí být věnována náležitá pozornost. Hlavní problémem je stanovit intenzitu vlivu jednotlivých deskriptorů na klasifikační systém. Je možno při stanovení vah jednotlivých deskriptorů využít metod založených na expertních odhadech, např. Saatyho metodu párového porovnání (viz Ramík, 1999). Určité nedostatky výběru, jenž jsou způsobené vzájemnými vazbami mezi deskriptory, lze odstranit jejich ortogonalizací pomocí R-faktorové analýzy.

Obecný postup při klasifikaci regionů:

1. Výběr vhodných deskriptorů s případným stanovením jejich vah.
2. Relativizace absolutních hodnot. U klasifikace regionu se nejčastěji používá střední stav obyvatelstva a v případě deskriptorů trhu práce se sleduje počet ekonomicky aktivního obyvatelstva.
3. Standardizace deskriptorů, příp. jejich ortogonalizace R-faktorovou analýzou.
4. Volba míry podobnosti či nepodobnosti a výpočet vstupní matice.
5. Výběr klasifikační metody.

3.1.1 Standardizace regionálních deskriptorů

Nejčastěji se používá standardizace pomocí *Z-skóre*. Původní naměřené hodnoty x_i i -tého znaku u x -tého objektu přepočteme na standardizované hodnoty z_{xi} takto:

$$z(x_i) = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma(x)}, \text{ potom platí } \bar{z}(x) = 0, \sigma(z(x)) = 1. \quad (3.1)$$

Z metodického hlediska je nevýhodou, že při výpočtu průměru mají všechny regiony stejnou váhu. V případě městských okresů (Praha, Brno, Ostrava, Plzeň) dochází k jejich podhodnocení. Problém je především v tom, že tato chyba je u jednotlivých deskriptorů různá. Chybu lze odstranit tím, že nahradíme váženým průměrem České republiky. Jelikož většinou rozdíly v konečných klasifikacích jsou malé, používá se předchozí postup. Další nevýhodou obou postupů je citlivost použitých průměrů na extrémní hodnoty, které se často při analýzách regionů vyskytují. Robustnější standardizace by měla používat místo průměru medián.

3.1.2 Metody klasifikace

Vícerozměrné statistické metody používané k vytváření klasifikací patří mezi tzv. explorační metody, které nám pomáhají nalézat vzájemné vztahy v datech. Na rozdíl od konfirmačních přístupů nemáme předem definované hypotézy, u kterých bychom rozhodovali pouze o jejich přijetí či zamítnutí.

K-means metoda shlukování (*K-Means Cluster Analysis*) - metoda shlukování pomocí realokačních iterací, založena na předem stanoveném počtu shluků (K). Optimalizačním kritériem je minimalizovat součet čtverců vzdáleností mezi objekty ve shluku a centroidy. *Centroidem* je zde míněn aritmetický průměr všech objektů v daném shluku. Nevýhodou této metody je nestabilita klasifikačního systému způsobená citlivostí na počáteční odhad centroidů a rovněž citlivost na extrémní a odlehlé hodnoty. Z těchto důvodů je vhodné si nejdříve data graficky zobrazit, odhadnout přirozené shluky a ty zkonfrontovat s klasifikací, která je výsledkem tohoto algoritmu. V případě nesouladu je nutné algoritmus zopakovat se zadáním upravených počátečních souřadnic centroidů.

Metoda hierarchického shlukování (*Hierarchical Cluster Analysis*)

Je vhodná pouze pro menší počet objektů. Používá se k hledání centroidů přirozených shluků. Při větším počtu se provádí na náhodném výběru z původního souboru.

Metoda je založená na postupném vytváření shluků, nejdříve každý shluk obsahuje pouze jeden objekt a na závěr, po konečné agregaci, tvoří všechny objekty jeden shluk. Nejvhodnějším způsobem zobrazení výsledků je dendrogram.

Její předností je možnost výběru způsobu výpočtu vzdálenosti mezi objekty a metody agregace. Pro agregaci se nejčastěji používá metoda průměrné vzdálenosti mezi skupinami (*Average Linkage between Groups*) tzn., že vzdálenost shluků se rovná průměru vzdálenosti všech dvojic bodů mezi shluky. Další metoda vhodná pro agregaci regionů je metoda nejvzdálenějšího souseda (*Furthest Neighbour*), kde vzdálenost shluků od nově vzniklého shluku po agregaci se rovná největší vzdálenosti dvou předchozích agregovaných shluků. Tímto postupem získáváme homogenní shluky.

Uvedené metody byly použity k tvorbě klasifikačního systému v této studii. Pro tvorbu klasifikačního systému regionů lze použít i další metody, které jsou dále popsány:

Q-faktorová analýza (*Q-Factor Analysis*)

Faktorová analýza je aplikovaná na jednotlivé regiony a nikoliv na proměnné. Jejím prostřednictvím se mohou hledat modelové typy regionů. Omezením této metody je předpoklad, že analyzovaná korelační nebo kovarianční matice musí být pozitivně definitní. Z tohoto důvodu je zapotřebí, aby analyzovaná matice měla plnou hodnotu a dostatečný počet stupňů volnosti, tzn., že počet deskriptorů či pozorování u časové řady musí být větší než počet analyzovaných regionů. Bohužel analyzované časové řady, které byly k dispozici na úrovni okresů, vykazovaly silné vzájemné korelace a tím nebyla naplněna podmínka plné hodnoty korelační matice. Jelikož časové řady se prodlužují a rostou i regionální rozdíly, lze předpokládat, že tato metoda bude mít uplatnění v blízké budoucnosti. (viz Hair, 1998, str. 94-95)

Mnohorozměrné škálování (*MultiDimensional Scaling*)

Metodu mnohorozměrného škálování lze označit jako neparametrickou faktorovou analýzu. Její výhodou oproti klasické faktorové analýze je velké uvolnění předpokladů pro vstupní matice podobnosti či nepodobnosti. Tato matice nemusí být symetrická a dokonce ani čtvercová. Pro znázornění vztahů mezi objekty se obvykle používají dvě dimenze. (viz SPSS, 1997, str. 8-15)

Fuzzy shlukování (*Fuzzy Clustering*)

Výhodou této metody je zobecnění pojmu třída, tzn. že jeden objekt může patřit do více tříd, s určitým stupněm příslušnosti v intervalu 0 až 1. Určitou nevýhodou je obtížná interpretace výsledného klasifikačního systému, (viz Klir-Yuan, 1995, str. 358-364).

Při tvorbě klasifikací regionů lze používat i metody dataminingu (algoritmy pro tvorbu klasifikačních stromů CHAID, C&RT) nebo samoorganizující neuronové sítě (viz Chudý – Farkáš, 2000).

3.1.3 Míry nepodobnosti a podobnosti

Regionální rozdíly jsou vzdálenosti v abstraktním topologickém prostoru mezi regiony. Tento prostor je definován prostřednictvím zvolených deskriptorů regionů. Výběr míry vzdálenosti velice výrazně ovlivňuje konečnou klasifikaci. Základní míry, které se obvykle používají jsou následující: **Euklidovská vzdálenost** (ed) – míra nepodobnosti. Toto označení se používá, poněvadž při jejím růstu roste i vzdálenost mezi objekty. Tato míra (příp. lze použít i její druhou mocninu) je vhodná pro měření absolutních vzdáleností mezi regiony. Lze ji použít jak při průřezové analýze, tak i v porovnání vývoje časových řad.

$$ed(X, Y) = \sqrt{\sum_{i=1}^K (x_i - y_i)^2} \quad (3.2)$$

Manhattanská vzdálenost (bd) – míra nepodobnosti, někdy taky nazývaná vzdálenost městských bloků, patří mezi míry nepodobnosti. Z důvodu algoritmické jednoduchosti bude v této studii použita při klasifikaci krajů dle umístění Beveridgeovy křivky (viz kap. 5.3)

$$bd(X, Y) = \sum_{i=1}^K |x_i - y_i| \quad (3.3)$$

Pearsonův koeficient korelace (r) – míra podobnosti. Tato míra je vhodná pro sledování relativních regionálních rozdílů, tzn. rozdílů v charakteru vývoje časových řad deskriptorů. Při výpočtu se používají Z -skóre standardizované hodnoty.

$$r(X, Y) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^K z(x_i) \cdot z(y_i)}{K-1}} \quad (3.4)$$

3.1.4 Klasifikačních systémy v čase

Velice vážným problémem je nestabilita klasifikačních systémů v čase. Pokud navrhne klasifikační systém pro dvě různá období, dochází k posunu profilu jednotlivých tříd, resp. centroidů v jednotlivých shlucích. Jsou dva možné pohledy na tento problém.

Na druhou stranu můžeme navrhnout klasifikační systém, ve kterém se regiony mohou pohybovat mezi jednotlivými třídami (shluky). V případě, že jsou centroidy těchto tříd stabilní v celém sledovaném období (tzn. souřadnice centroidů se nemění), jedná se o **statický klasifikační systém**. Pokud se souřadnice centroidů vyvíjejí, pak hovoříme o **dynamickém klasifikačním systému**.

Na druhou stranu je možné navrhnout systém klasifikace vycházející z vývoje regionů v celém sledovaném období. V tomto případě každý region patří pouze do jednoho shluku. Vytváříme tak typologie vývoje regionů, nebo-li klasifikační systém vývoje regionů.

Klasifikační systémy regionů (KSR):

- Průřezové KSR pro více období:
 - statický,
 - dynamický.
- Klasifikace vývoje regionů:
 - absolutní forma,
 - relativní forma.

Při klasifikaci časových dat deskriptorů regionů lze pracovat s regionálními rozdíly vyjádřenými v absolutní nebo relativní formě. Absolutní forma regionálních rozdílů identifikuje vzájemnou pozici regionu vůči ostatním. Například u míry nezaměstnanosti tato forma pomáhá při identifikaci postižených regionů, ale nerozlišuje příčinu, proč jsou tyto regiony v dané pozici. Existuje celá řada těchto příčin, od restrukturalizace průmyslu až po útlum zemědělské výroby či krach jednoho z významných zaměstnavatelů v regionu. Oproti tomu forma relativní porovnává rozdíly v charakteru vývoje časových řad. Jejím prostřednictvím můžeme zjistit míru podobnosti regionů ve struktuře trhu práce.

Pokud vytváříme klasifikační systém pro více časových řad regionálních deskriptorů, je vhodné vypočítat matice podobnosti, resp. nepodobnosti pro jednotlivé deskriptory zvlášť. Následně se může provést jejich standardizace, z důvodu stejné váhy jednotlivých deskriptorů v klasifikačním systému. Pak lze tyto matice sečíst a na výsledné matici vytvořit model klasifikačního systému.

3.2 Klasifikace dle struktury zaměstnanosti pro 1 období

Metodický problém při této klasifikaci je výběr těch odvětví, která obecně nejvíce ovlivňují charakter regionálního trhu práce, resp. relativní zaměstnanosti v nich (ukazatel re_x). V této klasifikaci byly zvoleny následující sektory dle OKEČ (uvedeno v závorce):

- Zemědělství, lesnictví a rybolov (A, B)
- Dobývání nerostných surovin (C)
- Zpracovatelský průmysl a stavebnictví (D, E, F)
- Služby (G, H, I, J, K, L, M, N, O)

Následující klasifikace je navržena prostřednictvím nejčastěji používané metody *K-means*. V tab. 3.1 jsou zobrazeny centroidy jednotlivých typů regionů.

Tab. 3.1: Klasifikace dle zaměstnanosti - centroidy typů regionů

Typ regionu	Relativní podíl zaměstnanosti v odvětví*			
	zemědělském	dobývání ner. sur.	zprac. prům. a stavebnictví	služeb
Vysoký podíl služeb	-1,652	-0,393	-2,697	3,187
Vyšší podíl služeb	-0,665	-0,161	-0,796	1,037
Vyšší podíl zprac. prům. a stavebnictví	-0,419	-0,228	1,129	-0,694
Vysoký podíl dobývání ner. surovin.	-1,329	3,404	-0,877	0,074
Vyšší podíl zemědělství	0,920	-0,277	0,197	-0,475

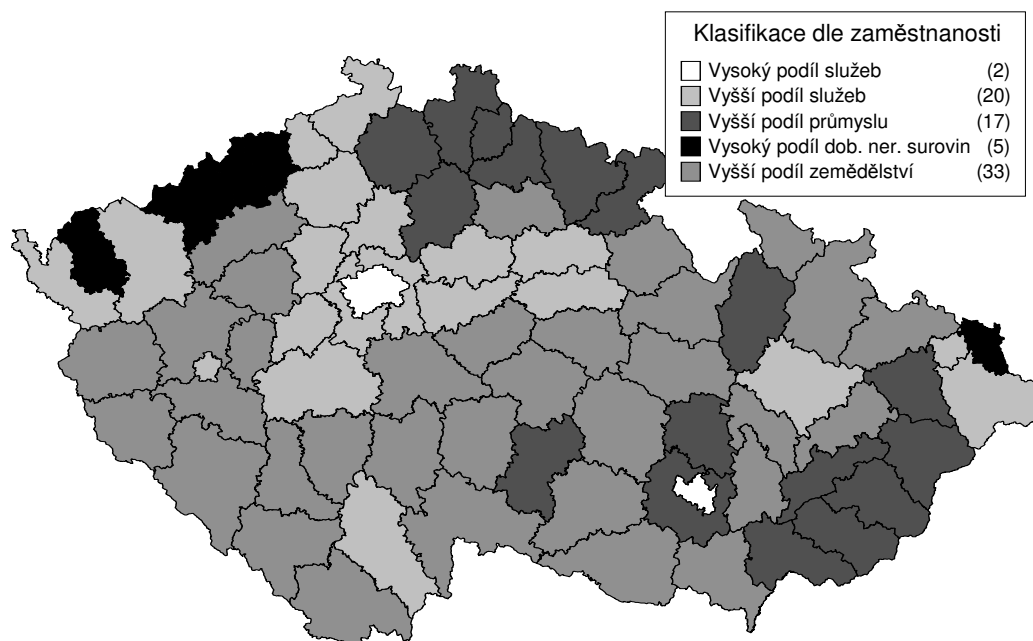
Pozn.: * Relativní podíly jsou standardizovány pomocí Z-skóre, tzn., že malé absolutní hodnoty deskriptorů jsou u sluků, které se v daném případě blíží průměru České republiky.

V typu oblasti s **vysokým podílem služeb** se nachází pouze dva regiony (Praha a Brno). Tato velká města mají extrémně vysoký podíl zaměstnanosti ve službách a oproti tomu podíl zaměstnanosti v průmyslu a v zemědělství je nižší.

U typu s **vyšším podílem služeb** je mírně nižší podíl zaměstnanosti v průmyslu a v zemědělství. Patří sem většina okresů ve kterých sídlí krajské úřady (tj. OV, PL, HK, KV, PU, CB, UL). K typu regionu s vyšším podílem služeb náleží i pás okresů kolem dolního toku řeky Labe a Vltavy a okresy CH a FM doplňují tento typ.

Do třídy okresů s **vyšším podílem průmyslu** patří oblasti s tradiční průmyslovou výrobou tj. Mladá Boleslav a okolí Brna. Dále zde spadá pohraniční oblast severních Čech nevhodná k zemědělství, okresy na moravskoslovenské hranici. Okresy v Severočeském hnědouhelném revíru a Karviná tvoří třídu oblastí s **vyšším podílem dobývání nerostných surovin**. Zbývajících 33 okresů je zařazeno do typu regionů s **vyšším podílem zemědělství**.

Obr. 3.1: Kartogram klasifikace dle zaměstnanosti



3.3 Statická klasifikace míry nezaměstnanosti a mezd

Tento druh klasifikací je založen na předpokladu, že hledané **ideální typy regionů** se v čase nevyvíjejí. Proto můžeme při navrhování klasifikačního systému potlačit časovou dimenzi, kterou ale využijeme až při analýze přechodů regionů mezi jednotlivými klasifikačními typy. Tuto klasifikaci vysvětlíme na dvou klíčových deskriptorech regionálního trhu práce: míry nezaměstnanosti (iu) a mezd (w). U míry nezaměstnanosti je použito ročního průměru a mzdy jsou z výkazu Práce 3-01. Pro následující klasifikaci jsou použity údaje za pět období (let), konkrétně od roku 1996 do roku 2000.

Tab. 3.2: Centroidy statické klasifikace

	Velmi vysoká w a nízká <i>iu</i>	Nižší w a nižší <i>iu</i>	Vyšší w a vysoká <i>iu</i>	Nižší w a vyšší <i>iu</i>	Vyšší w a nízká <i>iu</i>
Zscore(w)	4,785	-,383	,731	-,425	1,476
Zscore(<i>iu</i>)	-1,679	-,601	1,893	,533	-1,127

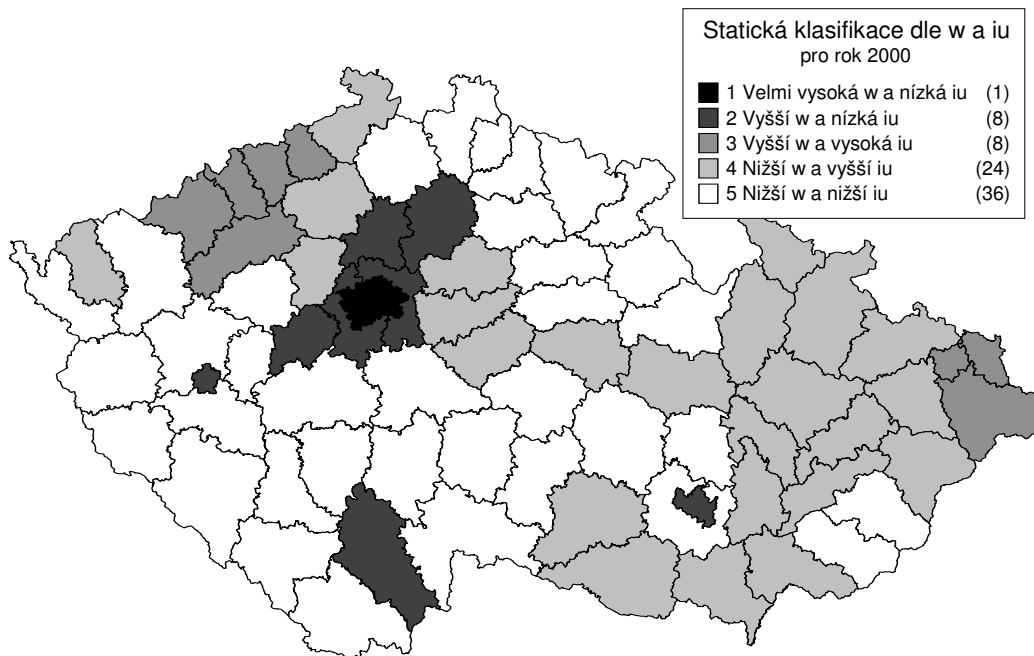
Kategorie s **velmi vysokou mzdou a nízkou *iu*** je tvořena pouze regionem Praha. Ve sledovaném období dochází k prudkému nárůstu rozdílu v charakteru trhu práce mezi Prahou a ostatními regiony. Tento rozdíl je reprezentován především mzdou.

Do následující skupiny okresů s **vyšší w a nízkou *iu*** spadají satelitní pražské okresy (PZ, PY) a sousední okres Mělník, Beroun a samozřejmě Mladá Boleslav. Dále do této kategorie patří okresy Brno, Plzeň a České Budějovice. Tato území lze považovat za velmi prosperující území s dostatečnou poptávkou po práci a kvalifikovanou pracovní silou. Výhodné postavení navíc umocňuje přítomnost zahraničního kapitálu.

Kategorie regionů s **vyšší w a vysokou *iu*** je tvořena okresy z Ostravsko-karvinského revíru (OV, KI, FM), Severočeského hnědouhelného revíru (MO, CV, TP, UL) a Louny. S výjimkou okresu Louny jsou to typická území s těžebním, hutním a příp. u Ostravy strojírenským průmyslem. Jedná se o typicky strukturálně postižené okresy. Vyšší úroveň mezd jsou způsobeny charakterem výrobních činností (kompenzační rozdíly, prosperita a exportní možnosti firem či síla odborů ve velkých firmách). Jsou to území s dlouhodobými problémy na trhu práce. Okres Louny je do této kategorie zařazen z důvodu silných prostorových vazeb s výše uvedenými okresy. Více než 10% ekonomicky aktivního obyvatelstva vyjíždí za prací mimo okres, především do Mostu a Chomutova.

Kategorie s **nižší w a nízkou *iu*** a kategorie s **nižší w a vyšší *iu*** se liší především ve vyšší míře nezaměstnanosti u moravských okresů. Obě tyto kategorie zahrnují periferní okresy nacházející se především v pohraničí a na českomoravském pomezí. Jedná se o oblast s nižším podílem zaměstnanosti v sektoru služeb.

Obr. 3.2: Kartogram klasifikace dle mzdy a míry nezaměstnanosti



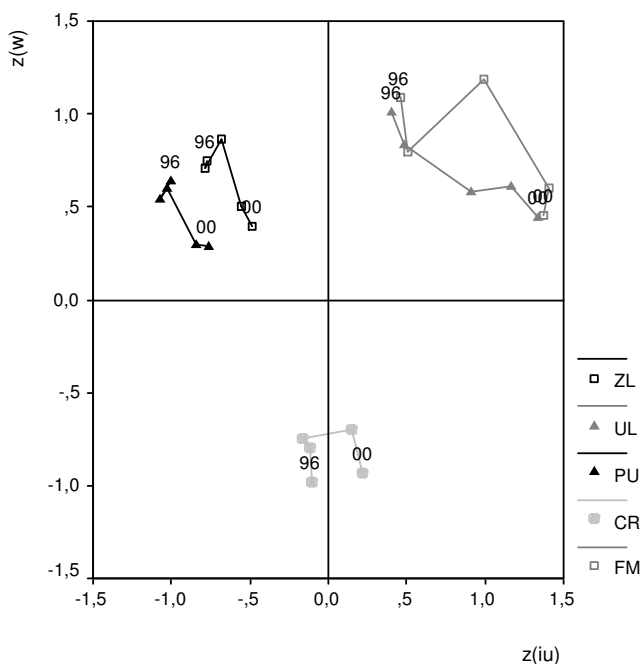
U tohoto typu klasifikací je nutná i následující analýza přechodu jednotlivých regionů mezi výše definovanými typy. Většina okresů setrvává v celém analyzovaném období v jednom typu, ale u některých dochází ke změně. Tyto přechody lze hodnotit kladně nebo záporně z hlediska relativní pozice okresu vůči ostatním okresům ČR. Přechody mezi klasifikačními typy regionů jsou uvedeny v tab. 3.3.

Tab. 3.3: Přechody mezi klasifikačními typy regionů

Změna	Přechod		Okres
kladná	Nižší <i>w</i> a nižší <i>iu</i>	→	Vyšší <i>w</i> a nízká <i>iu</i>
kladná	Nižší <i>w</i> a vyšší <i>iu</i>	→	Nižší <i>w</i> a nižší <i>iu</i>
kladná	Vyšší <i>w</i> a vysoká <i>iu</i>	→	Nižší <i>w</i> a vyšší <i>iu</i>
neutrální	Nižší <i>w</i> a nižší <i>iu</i>	↔	Nižší <i>w</i> a vyšší <i>iu</i>
neutrální	Nižší <i>w</i> a vyšší <i>iu</i>	↔	Vyšší <i>w</i> a vysoká <i>iu</i>
záporná	Vyšší <i>w</i> a nízká <i>iu</i>	→	Nižší <i>w</i> a nižší <i>iu</i>
záporná	Nižší <i>w</i> a nižší <i>iu</i>	→	Nižší <i>w</i> a vyšší <i>iu</i>
záporná	Nižší <i>w</i> a vyšší <i>iu</i>	→	Vyšší <i>w</i> a vysoká <i>iu</i>

Dále se zaměříme na pět okresů, jejichž vývoj je označen jako negativní. V následujícím grafu je vidět, že okresy se nacházejí v různých kvadrantech, to ukazuje na odlišné důvody tohoto vývoje.

Obr. 3.3: Graf vývoje okresů s negativním přechodem



Okresy Frýdek-Místek a Ústí nad Labem mají sice koncové pozice stejné, ale vývoj v nich probíhal velice odlišně. Naopak je tomu u okresů Zlín a Pardubice, které procházely ve sledovaném období podobným vývojem. U výše zmíněných okresů nestačil vývoj mezd tempu jejich růstu v prosperujících oblastech. Tyto změny jsou ještě u Frýdku - Místku a Ústí nad Labem doprovázené významným nárůstem *iu*. U okresu Chrudim bylo zvýšení *iu* způsobené nevhodnou strukturou zaměstnanosti, díky níž se nezvládl absorbovat nárůst nezaměstnaných během recese.

Je zapotřebí podotknout, že uvedené změny je nutno vnímat relativně tzn. v kontextu vývoje ostatních regionů v ČR, poněvadž je tato klasifikace prováděná na standardizovaných datech.

3.4 Dynamická klasifikace míry nezaměstnanosti a mezd

Dynamické klasifikace předpokládají, že klasifikační systémy jsou závislé na čase, a že lze sledovat vývoj typů. Na tomto předpokladu je založen následující klasifikační systém. Data jsou

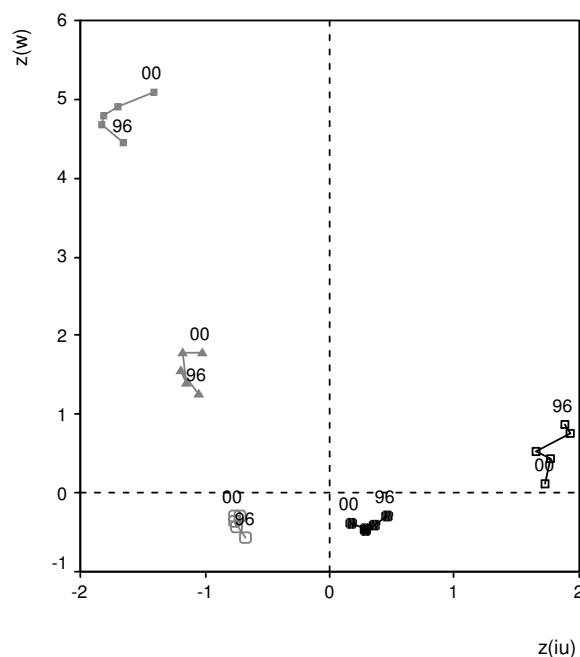
stejná jako v předchozí kapitole. V tabulce 3.4 jsou uvedeny souřadnice centroidů v jednotlivých letech.

Tab. 3.4: Centroidy klasifikačních typů regionů

	ROK	Velmi vysoká <i>w</i> a nízká <i>iu</i>	Nižší <i>w</i> a nižší <i>iu</i>	Vyšší <i>w</i> a vysoká <i>iu</i>	Nižší <i>w</i> a vyšší <i>iu</i>	Vyšší <i>w</i> a nízká <i>iu</i>
Zscore(<i>w</i>)	1996	4,441	-0,568	0,863	-0,286	1,258
	1997	4,683	-0,355	0,755	-0,403	1,543
	1998	4,789	-0,438	0,535	-0,483	1,391
	1999	4,912	-0,291	0,447	-0,459	1,774
	2000	5,098	-0,285	0,114	-0,386	1,787
Zscore(<i>iu</i>)	1996	-1,654	-0,674	1,879	0,460	-1,057
	1997	-1,822	-0,763	1,934	0,363	-1,192
	1998	-1,816	-0,748	1,652	0,281	-1,157
	1999	-1,693	-0,724	1,775	0,289	-1,182
	2000	-1,412	-0,768	1,731	0,171	-1,028

Pro lepší názornost je vývoj centroidů znázorněn v následujícím grafu.

Obr. 3.4: Vývoj centroidů klasifikačních typů



Klasifikační typy

1 Velmi vysoká *w* a nízká *iu* – V tomto typu regionu se nachází Praha, proto je jeho vývoj identický s jejím vývojem. Pozice Prahy vůči ostatním regionům je charakteristická silným relativním růstem mzdy v celém období a od roku 1998 i nárůstem míry nezaměstnanosti.

2 Nižší *w* a nižší *iu* – poloha centroidu tohoto klasifikačního typu se mění velice málo, jedná se většinou o zemědělské okresy s velkou rezistencí ke změnám.

3 Vyšší *w* a vysoká *iu* – okresy s vysokým podílem zaměstnanosti v průmyslu, který je postižen restrukturalizací. Vývoj polohy centroidu naznačuje, že mzda v těchto okresech relativně klesá v poměru k ostatním okresům.

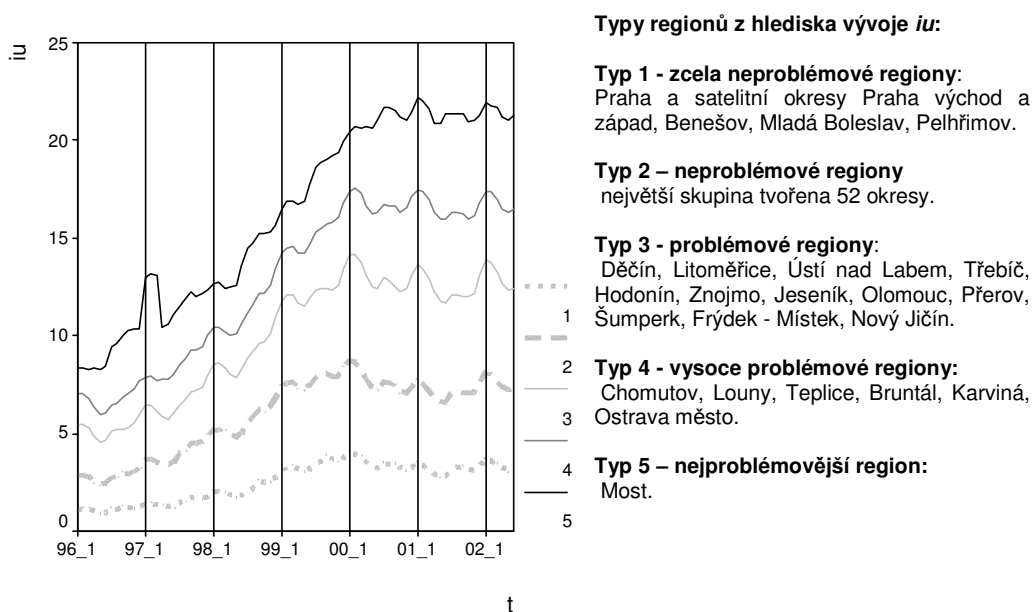
4 Nižší *w* a vyšší *iu* – u těchto okresů dochází k mírnému relativnímu poklesu nezaměstnanosti.

5 Vyšší *w* a nízká *u* – prosperující oblasti, u kterých růst mezd v roce 2000 nestačily nárůstu mezd v Praze.

3.5 Klasifikační systém vývoje míry nezaměstnanosti – absolutní rozdíly

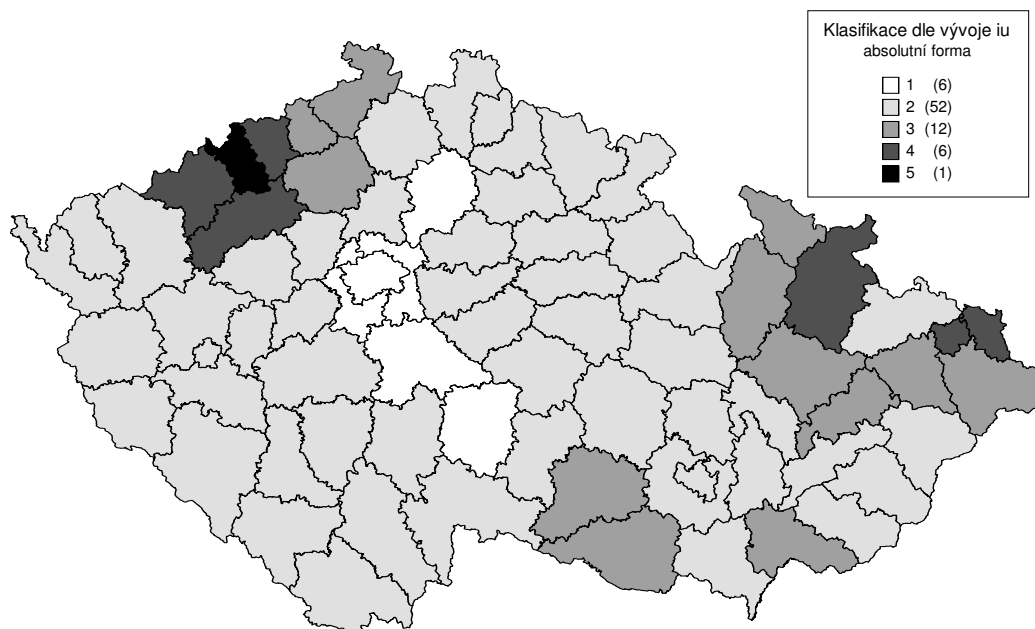
Klasifikační systém byl vytvořen na základě měsíčních dat míry nezaměstnanosti v období od ledna 1996 do června 2002 pomocí agregační metody průměrné vzdálenosti mezi skupinami. Rozdíly mezi regiony byly měřeny prostřednictvím euklidovské vzdálenosti. Navržená typologie nám pomáhá identifikovat problémové okresy z hlediska vývoje míry nezaměstnanosti. Skládá se z pěti typů regionů, jejichž centroidy vývoje jsou uvedeny v následujícím grafu.

Obr. 3.5: Centroidy klasifikace vývoje *iu* – absolutní rozdíly



Jak je vidět, dochází ve sledovaném období k růstu absolutních regionálních rozdílů ve vývoji míry nezaměstnanosti mezi jednotlivými typy regionů. Nejzávažnější problém se vyskytuje u typu 4 a 5, kdy po roce 1999 nedošlo ke snížení míry nezaměstnanosti, která se stále pohybuje nad hladinou 15 %. Pro lepší prostorovou představu je tato typologie zobrazena prostřednictvím kartogramu (viz obr 3.6).

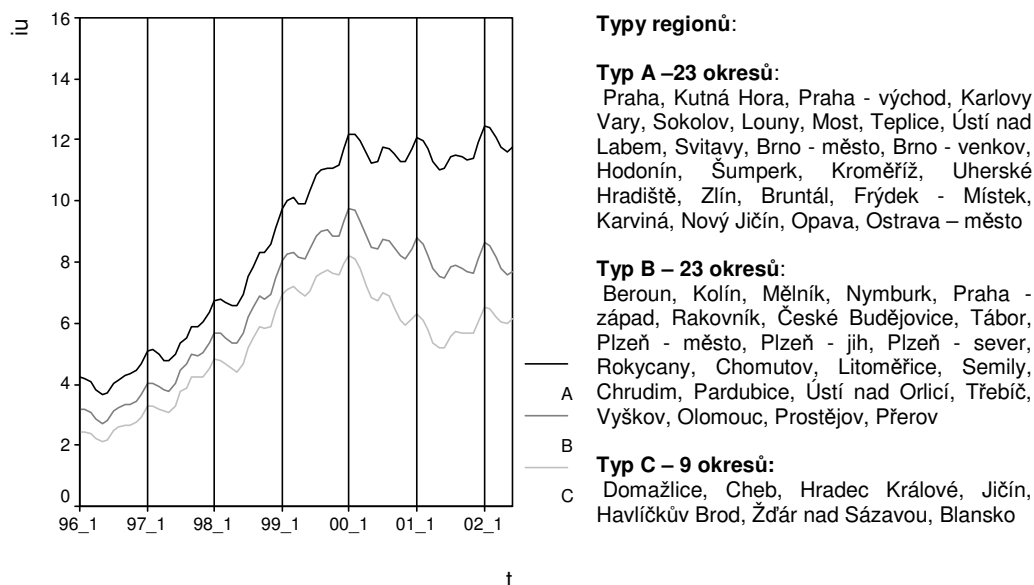
Obr. 3.6: Kartogram navržené typologie dle vývoje míry nezaměstnanosti



3.6 Klasifikační systém vývoje míry nezaměstnanosti – relativní rozdíly

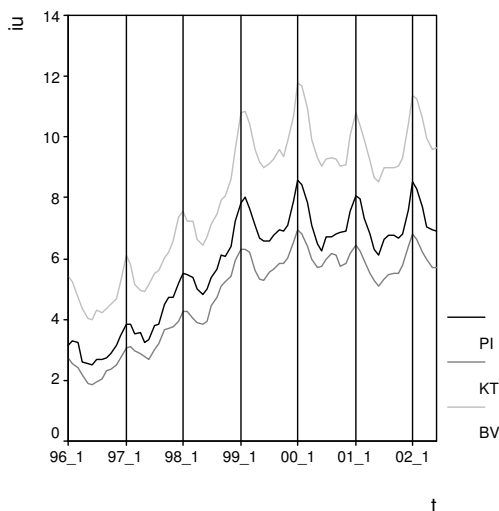
Následující klasifikační systém je složitější. Je vytvořen stejnou metodou a na stejných datech jako předchozí, ale pro měření vzdáleností byl použit Pearsonův korelační koeficient. S touto typologií je vhodné pracovat na nižší úrovni, tzn. s větším počtem shluků. Navržený klasifikační systém je vytvořen pro 14 tříd, ale protože mnoho shluků obsahovalo malý počet regionů, jsou v následujícím grafu (viz obr. 3.7) znázorněny centroidy pouze tří nejpočetnějších shluků.

Obrázek 3.7: Centroidy klasifikace vývoje iu - relativní forma

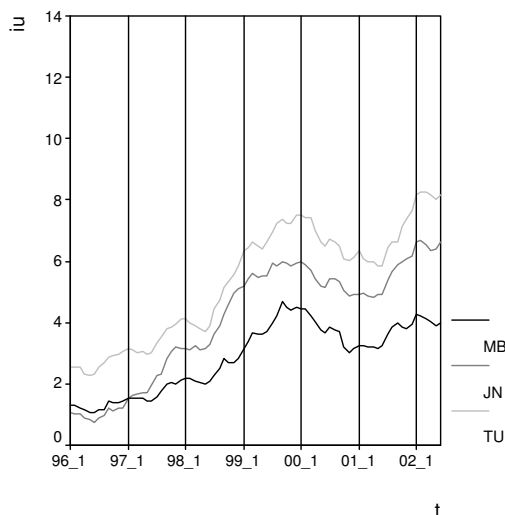


Při interpretaci výsledků, znázorněných na obr. 3.7, si je nutné uvědomit, že nás nezajímá velikost nezaměstnanosti, ale pouze její průběh. Podobnost vývoje míry nezaměstnanosti v jednotlivých typech regionů byla daleko vyšší během recese (tj. do roku 1999), než v následujících letech. Od roku 2000 tak dochází k prudkému nárůstu rozdílů ve vývoji iu mezi regiony. U některých okresů dochází k poklesu iu (typ B), ale u mnoha dalších přetrvává zvýšená míra nezaměstnanosti (typ A). Pokud je její hladina na relativně nízké úrovni, pak není důvod ke znepokojení (viz Praha a satelitní okresy). Ale v případě vysoké hladiny míry nezaměstnanosti (tj. nad 15 %) znamená tento vývoj vážný problém, který by měl být neodkladně řešen. U těchto regionů dochází k degradaci pracovní síly procesem hystereze (viz podkapitola 2.2.2.1).

Důsledky dlouhodobě trvající vysoké míry nezaměstnanosti ovlivňují velice silně jak fyzický tak i psychický zdravotní stav obyvatelstva. Bohužel tuto skutečnost si řada ekonomů neuvědomuje a neohodnocuje ji prostřednictvím nepřímých nákladů ve svých kalkulacích při prostorových realokacích finančních toků.

Obr.3.8: Vývoj iu - vyšší sezónní variabilita

PI-Písek, KT-Klatovy, BV-Břeclav

Obr. 3.9: Vývoj iu - nižší sezónní variabilita

MB-Mladá Boleslav, JN – Jablonec nad Nisou,
TU-Trutnov

Vraťme se ale zpátky ke klasifikaci. Ta má využití i na své nejnižší úrovni, kde vyvstávají otázky“ Proč je vývoj nezaměstnanosti např. v okresech Brno venkov a Zlín má skoro totožný charakter? V grafech na obr. 3.8 a 3.9 jsou vybrány okresy s vyšší a s nižší sezónní variabilitou. Většinou se tato podobnost dá objasnit strukturou zaměstnanosti v regionu, ale často tato jednoduchá vysvětlení selhávají. Pak se při vysvětlování jako příčina uvádějí faktory institucionální povahy, v nejširším slova smyslu, které jsou však obtížně měřitelné.

3.7 Závěr

Uplatnění klasifikačních metod na regionální trhy práce nám umožní pochopit procesy, které na těchto trzích probíhají. Dále nám přináší informace o disparitách mezi regiony a umožní nám identifikovat problémové oblasti. Je ale nutné při jejich tvorbě pečlivě zvážit výběr deskriptorů a provést jejich analýzu. Dynamizaci klasifikačních systémů můžeme určit i skupinu „potencionálně problémových“ oblastí v kontextu vývoje ostatních regionů.

Velice přínosné je rovněž provedení těchto klasifikací v jednotlivých krajích na úrovni obcí (NUTS5) Pro tuto úroveň lze využít dat ze SDLB, z Regionálních informačních systémů (RIS) nebo demografických dat z matrik zpracovávaných Českým statistickým úřadem (viz např. Šotkovský – Tvrdý, 2002).

Další rovina využití klasifikací vývoje míry nezaměstnanosti s relativními rozdíly, jsou predikce pro jednotlivé třídy. Dochází k redukci počtu modelů a rovněž i analýza těchto časových řad by mohla přinést lepší výsledky.

3.8 Literatura

- HAIR. J. F. a kol. (1998). *Multivariate data analysis*. New Jersey: Prentice Hall, Inc.. ISBN 0-13-894858-5
- HANČLOVÁ, J. a kol. (2001). *Modelování vývoje regionálních trhů práce* (Oponovaná výzkumná zpráva). Ostrava:VŠB- TU Ostrava, s. 113,. ISBN 80-248-0056-X.
- CHUDÝ, L. – FARKÁŠ, I. (2000). Regionálna analýza pomocou samoorganizujúcich sa máp. *Politická ekonomie*. č. 5. s.685-697.
- MELOUN, M. – MILITKÝ, J. (2002). *Kompendium statistického zpracování experimentálních dat*. Praha: Academia. ISBN 80-200-1008-4

- KLIR, G.J. - YUAN, B. (1995). *Fuzzy Sets and Fuzzy Logic*. New Jersey: Prentice Hall, Inc. ISBN 0-13-101171-5
- LUKASOVÁ, A. - ŠARMANOVÁ, J. (1985). *Metody shlukové analýzy*. SNTL, Praha. s. 212.
- RAMÍK, J. (1999). *Vícekriteriální rozhodování - analytický hierarchický proces (AHP)*. Karviná: Slezská univerzita v Opavě, Obchodně podnikatelská fakulta, s. 211. ISBN: 80 7248 047 2
- SPSS (1997). *SPSS 7.5 Statistical Algorithms*. Chicago: SPSS Inc. ISBN: 1-56827-185-9
- ŠOTKOVSKÝ, I. - TVRDÝ, L. (2002). Změny reprodukčního a prostorového chování obyvatel Moravskoslezského kraje v letech 1992 až 2000. In: *Mezinárodní vědecká konference „Ekonomické a adaptační procesy 2002“, sekce č. 4: Regionální politika ČR před vstupem do EU*. Sborník referátů. Ostrava: VŠB-Technická univerzita Ostrava, Ekonomická fakulta, ISBN: 80-248-0186-8.

4 Analýza a predikce časových řad NUTS3

Výsledky této kapitoly vycházejí z analýzy základních deskriptorů vymezených v kap. 2.2. Analýza časových řad uvedených deskriptorů byla provedena Wintersovou metodou za období leden 1995 až prosinec 2001. Úspěšnost predikce byla porovnávána s pozorovanými hodnotami v prvním pololetí 2002. Uvedená data byla transformována do formátů potřebných pro aplikaci jednotlivých metod a statistického software.

4.1 Wintersova metoda a její implementace

Multiplikativní Wintersova metoda (Winters, 1960) je založena na následujících předpokladech:

- dekompozice analyzované časové řady pozorování $X_t, X_2, \dots, X_n$ ve tvaru

$$X_t = Tr_t Sz_t \varepsilon_t, \quad (4.1)$$

kde $X_t, Tr_t, Sz_t, \varepsilon_t$ v tomto pořadí označují úroveň časové řady, její trend, sezónní složku a náhodnou složku v čase t ,

- trendová složka uvažované řady je v dostatečně krátkých časových intervalech lineární funkcí času.

Nechť $a(t), b(t), Sz_t(t)$ reprezentují postupně úroveň časové řady, její směrnici a sezónní faktor v čase t . Pak algoritmus multiplikativní Wintersovy metody (Holtův-Wintersův algoritmus) pracuje s následujícími rekurentními formulami:

$$a(t) = \alpha \frac{X_t}{Sz_{t-L}(t-L)} + (1-\alpha)[a(t-1) + b(t-1)], \quad (4.2)$$

$$b(t) = \beta[a(t) - a(t-1)] + (1-\beta)b(t-1), \quad (4.3)$$

$$Sz_t(t) = \gamma \frac{X_t}{a(t)} + (1-\gamma)Sz_{t-L}(t-L), \quad (4.4)$$

v nichž α, β, γ jsou vyrovnávací konstanty (reálná čísla z intervalu (0,1)) L sezón (pozorování) připadajících na jeden rok. V případě měsíčních pozorování je tedy $L=12$

Jakmile se určí hodnoty $a(t), b(t), Sz_t(t)$, pak předpověď hodnoty časové řady pro čas $t + \tau$ (konstruovaná v čase t) má tvar

$$\bar{X}_{t+\tau}(t) = [a(t) + b(t)\tau] Sz_{t+\tau-L}(t + \tau - L). \quad (4.5)$$

Vyrovňovací konstanty α, β, γ se vztahují k úrovni, směrnici, resp. sezónní složce uvažované časové řady. Jejich hodnoty udávají, jak rychle se statistické váhy jednotlivých členů časové řady směrem do minulosti zmenšují. Pro stanovení optimálních hodnot vyrovnávacích konstant se v praxi nejčastěji používají tato kritéria:

- střední čtvercová chyba $MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n r_t^2$, (4.6)

- střední absolutní odchylka $MAD = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |r_t|$, (4.7)

kde n značí celkový počet pozorování a $r_t = X_t - \bar{X}_t(t-1)$ chybu předpovědi pro čas t .

Použití uvedených rekurentních formulí ovšem předpokládá, že jsou k dispozici „rozumné“ odhady pro $a(0), b(0)$ a $Sz_t(t), t = 1 - L, 2 - L, \dots, 0$. Tyto počáteční odhady se určují v podstatě dvěma postupy:

- 1) pomocí empirických vztahů,
- 2) pomocí tzv. „metody zpětného chodu“ (backcasting method), která jednoduše obrací směr evoluce časové řady a předpovídá tedy směrem do minulosti.

Analýza časových řad vybraných ukazatelů trhu práce byla provedena pomocí:

- jednak vlastní software, který využívá ke stanovení optimálních hodnot vyrovnávacích konstant algoritmu modifikovaného řízeného náhodného výběru (MCRS) (Křivý-Tvrdlík, 1995),
- jednak standardního statistického software NCSS 2000 s klasickým vybavením pro hledání optima.

Výpočty byly provedeny za srovnatelných podmínek. V obou případech bylo použito kritéria MSE a prostor pro hledání optimálních hodnot vyrovnávacích konstant nebyl omezen ($0 < \alpha, \beta, \gamma \leq 1$). Náš software využíval ke stanovení počátečních odhadů $a(0), b(0)$ a $Sz_t(t), t = 1 - L, 2 - L, \dots, 0$, empirických vzorců doporučených T. Ciprou (Cipra, 1986), zatímco v programu NCSS 2000 je implementována metoda backcasting. Jednotlivé výpočty (pro danou časovou řadu a daný software) byly opakovány nejméně desetkrát.

4.2 Jiné metody analýzy časových řad

Na vybrané časové řady (míra nezaměstnanosti míra volných pracovních míst a počet uchazečů na jedno volné pracovní místo) byla aplikována také Boxova-Jenkinsova metodologie (Box-Jenkins, 1970) s využitím jednak matematického programovacího systému MATHEMATICA, verze 4.0, jednak statistického software NCSS 2000. Provedené výpočty (stejně jako výsledky diplomantů v letech 2000 a 2001 viz Kuřítková, 2002; Ryšková, 2002; Trčková, 2002) prokázaly, že jednoduché modely SARIMA (modely s malým počtem parametrů) poskytují horší předpovědi ve srovnání s Wintersovou metodou (viz např. Křivý-Tvrdlík, 2001). Také aplikace spektrální analýzy v provedení diplomanta (Majerská, 2001) se neosvědčila. Proto se v této závěrečné zprávě zaměřujeme výhradně na výsledky, jež byly získány multiplikativní Wintersovou metodou.

4.3 Experimentální výsledky a jejich zhodnocení

V obou případech (MCRS, NCSS 2000) byly výpočty velmi rychlé (řádově několik sekund), přičemž program NCSS 2000 byl o poznání rychlejší. Oba programy přitom pracovaly naprosto spolehlivě, opakované výpočty vedly vždy k identickým výsledkům. Tyto skutečnosti nasvědčují tomu, že hledání optimálních hodnot vyrovnávacích konstant představuje relativně jednoduchou optimalizační úlohu.

Kompletní experimentální výsledky jsou uvedeny v tabulkách 4.1, 4.2 a 4.3. Pro oba programy jsou uvedeny optimalizované hodnoty vyrovnávacích konstant, jakož i minimální hodnoty kritéria MSE . Z těchto výsledků je zřejmé, že statistický software NCSS 2000 poskytuje ve většině případů nižší hodnoty kritéria MSE , a tedy kvalitnější vyhlazení. Tato skutečnost nás překvapila, protože výsledky publikované v dílčí zprávě za rok 2001 (Hančlová a kol. 1998) nasvědčují pravému opaku: náš vlastní software (MCRS) totiž poskytoval ve 40 případech z celkového počtu 45 výrazně nižší hodnoty kritéria MSE než software NCSS 2000. Pro hodnocení spolehlivosti predikce (viz tabulka 4.4) byly z uvedeného důvodu použity předpovědi získané pomocí software NCSS 2000.

Tab. 4.1: Přehled experimentálních výsledků pro míru nezaměstnanosti

ukazatel	NUTS	NCSS			MCRS			NCSS	MCRS
		alfa	beta	gama	alfa	beta	gama	MSE	MSE
iu	ČR	0.701	0.068	1.000	1.000	0.205	0.130	5.41E-02	3.42E-02
iu	HKK	0.696	0.132	0.993	0.556	0.710	0.977	4.26E-02	5.23E-01
iu	JHC	0.653	0.118	0.996	0.476	1.000	0.872	4.92E-02	4.75E-01
iu	JHM	0.692	0.061	1.000	0.531	0.822	0.954	7.61E-02	1.2157
iu	KVK	0.966	0.232	1.000	0.526	1.000	1.000	6.90E-02	9.02E-01
iu	LIK	0.782	0.081	1.000	0.576	0.733	1.000	7.19E-02	6.62E-02
iu	MSK	0.138	0.781	0.335	0.340	0.403	1.000	8.60E-02	2.7515
iu	OLK	0.287	0.205	0.526	0.330	0.527	1.000	9.05E-02	1.7075
iu	PAK	0.694	0.073	1.000	0.304	0.547	0.943	6.77E-02	7.88E-01
iu	PHA	1.000	0.238	0.585	0.370	0.185	1.000	3.38E-02	1.65E-01
iu	PLK	0.628	0.100	0.662	0.528	0.889	1.000	7.38E-02	5.30E-01
iu	STC	0.674	0.080	0.971	0.533	0.785	0.889	3.13E-02	5.85E-01
iu	VYS	0.606	0.234	0.934	0.453	0.369	1.000	5.63E-02	6.60E-01
iu	ZLK	0.656	0.038	1.000	0.376	0.349	1.000	6.60E-02	9.40E-01
iu	ULK	0.675	0.076	0.670	0.255	0.695	1.000	8.29E-02	2.7883

Tab. 4.2: Přehled experimentálních výsledků pro míru volných pracovních míst

ukazatel	NUTS	NCSS			MCRS			NCSS	MCRS
		alfa	beta	gama	alfa	beta	gama	MSE	MSE
iv	CR	0.851	0.000	1.000	1.000	0.241	0.556	3.55E-03	2.16E-03
iv	HKK	0.518	0.000	0.998	1.000	0.000	0.243	1.58E-02	3.23E-02
iv	JHC	0.313	0.191	0.520	1.000	0.000	0.042	1.38E-02	1.67E-02
iv	JHM	0.779	0.081	0.622	0.790	0.252	0.000	5.77E-03	1.06E-02
iv	KVK	0.865	0.000	1.000	0.962	0.000	0.000	6.04E-03	1.51E-02
iv	LIK	0.896	0.000	1.000	0.990	0.225	0.000	1.02E-02	2.73E-02
iv	MSK	0.453	0.000	1.000	1.000	0.000	0.623	7.23E-03	6.05E-03
iv	OLK	0.857	0.003	1.000	1.000	0.000	0.102	9.91E-03	2.08E-02
iv	PAK	0.795	0.000	0.999	0.990	0.000	0.000	9.70E-03	2.36E-02
iv	PHA	0.898	0.010	1.000	0.955	1.000	0.000	8.52E-03	1.74E-02
iv	PLK	0.189	0.497	0.354	0.980	0.000	0.000	1.55E-02	2.65E-02
iv	STC	0.842	0.000	1.000	1.000	0.000	0.000	8.72E-03	3.83E-02
iv	ULK	0.394	0.000	0.663	1.000	0.000	0.535	1.69E-02	1.37E-02
iv	VYS	0.837	0.000	1.000	0.794	0.322	0.000	1.01E-02	1.99E-02
iv	ZLK	0.817	0.000	1.000	0.887	0.000	0.000	1.29E-02	1.77E-02

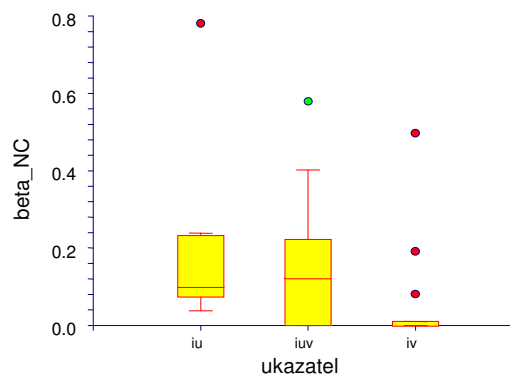
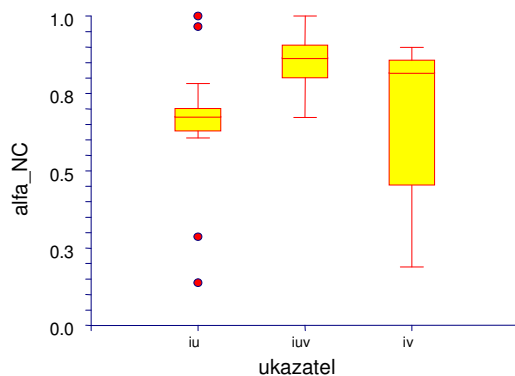
Tab. 4.3: Přehled experimentálních výsledků pro počet uchazečů na jedno volné místo

ukazatel	NUTS	NCSS			MCRS			NCSS	MCRS
		alfa	beta	gama	alfa	beta	gama	MSE	MSE
iuv	CR	0.776	0.299	1.000	0.473	0.418	1.000	6.90E-01	1.51E-01
iuv	HKK	0.906	0.161	1.000	1.000	0.102	0.326	2.54E-01	3.84E-01
iuv	JHC	1.000	0.000	0.000	0.881	0.200	1.000	7.30E-01	1.61E-01
iuv	JHM	0.872	0.000	1.000	0.491	0.156	0.000	2.638	4.389
iuv	KVK	0.672	0.209	0.629	0.554	1.000	0.927	6.02E-01	1.558
iuv	LIK	0.788	0.579	0.723	1.000	0.053	0.067	1.82E-01	5.45E-01
iuv	MSK	0.927	0.123	1.000	0.548	0.132	1.000	16.092	25.821
iuv	OLK	0.892	0.000	1.000	1.000	0.107	0.027	2.270	2.766
iuv	PAK	0.842	0.402	0.191	1.000	0.084	0.606	3.71E-01	1.145
iuv	PHA	0.889	0.211	0.200	0.031	1.000	0.966	1.21E-01	1.322
iuv	PLK	0.800	0.121	1.000	0.478	0.152	0.865	4.36E-01	4.65E-01
iuv	STC	0.841	0.222	1.000	1.000	0.210	0.539	9.60E-01	3.35E-01
iuv	ULK	1.000	0.000	0.000	0.798	0.108	1.000	7.976	8.436
iuv	VYS	0.865	0.000	0.997	1.000	0.476	0.056	6.68E-01	9.16E-01
iuv	ZLK	0.845	0.084	1.000	0.711	0.000	1.000	1.830	3.560

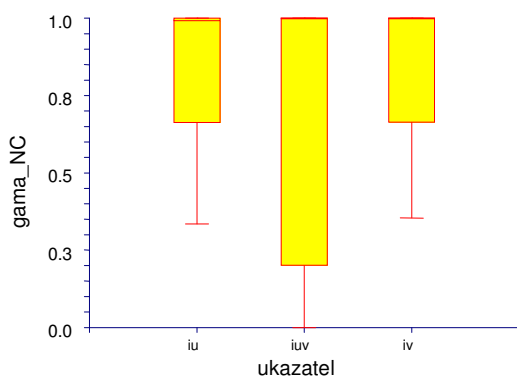
Podle Tomáše Cipry (Cipra, 1986) by měly optimální hodnoty všech tří vyrovnávacích konstant α, β, γ u ekonomických časových řad ležet v intervalu (0; 0,3). Naše výsledky však této všeobecně uznávané praxi evidentně odporují. Např. hodnoty vyrovnávací konstanty γ pro časové řady míry nezaměstnanosti (ukazatel *iu*) a software MCRS jsou extrémně vysoké, velmi blízké 1. To ovšem znamená, že mechanismus generující příslušné časové řady prošel v nedávné minulosti nějakými zásadními změnami. Podobných příkladů je možno v tabulce 4.1 nalézt více a netýkají se pouze vyrovnávací konstanty γ .

Optimální hodnoty vyrovnávacích konstant získané oběma programovými prostředky lze názorně porovnat pomocí krabicových grafů (box plots) – viz obrázky 4.1 – 4.6.

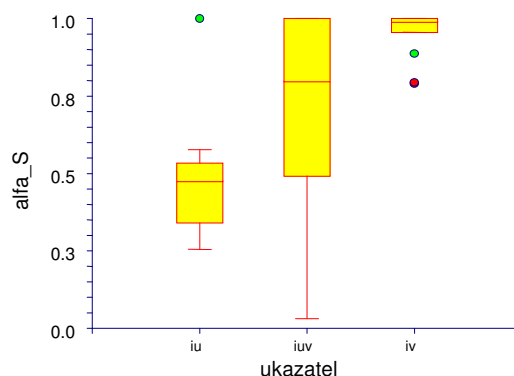
Obr. 4.1: Vyrovnávací konstanta α pro NCSS 2000 **Obr. 4.2: Vyrovnávací konstanta β pro NCSS 2000**



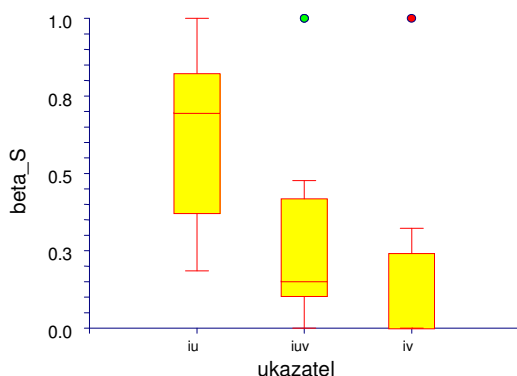
Obr. 4.3: Vyrovnávací konstanta γ pro NCSS 2000



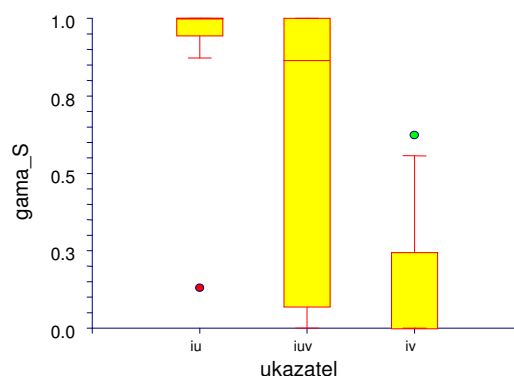
Obr. 4.4: Vyrovnávací konstanta α pro MCRS



Obr. 4.5: Vyrovnávací konstanta β pro MCRS



Obr. 4.6: Vyrovnávací konstanta γ pro MCRS



Na první pohled je zřejmé, že se výsledky obou programů liší, a to se týká nejen velikosti vyrovnávacích konstant, ale i jejich variability. Tento fakt můžeme vysvětlit rozdílným přístupem ke stanovení počátečních odhadů $a(0), b(0)$ a $Sz_t(t), t = 1 - L, 2 - L, \dots, 0$.

Spolehlivost předpovědí na období leden až červen kalendářního roku 2002 (hodnoty $t = 85, 86, \dots, 90$) je ohodnocena charakteristikou $s = \sqrt{MSE}$ pro predikované období, kde

$$MSE = \frac{1}{6} \sum_{t=85}^{90} r_t^2, \quad r_t = X_t - \hat{X}_t, \quad (4.8)$$

a relativní chybou předpovědi v procentech

$$c = \left(\frac{s}{\bar{X}_t} \right) 100, \quad (4.9)$$

kde $\bar{\hat{X}} = \frac{1}{6} \sum_{t=85}^{90} \hat{X}_t$, tj. průměr predikovaných hodnot v prvním pololetí 2002. Výsledky jsou

uvedeny v tabulkách 4.4, 4.5 a 4.6. V těchto tabulkách jsou i vyznačeny NUTS s minimální a maximální chybou předpovědi, vždy dvě nejmenší a největší hodnoty jako max, max2, resp. min, min2.

Tab. 4.4: Variabilita předpovědí pro míru nezaměstnanosti na první polovinu roku 2002

	NUTS	$\bar{\hat{X}}$	MSE	s	Poznámka	c(%)	Poznámka
iu	PHA	2.90	0.507	0.712		24.5	max
	STC	6.22	0.284	0.533		8.6	
	JHC	5.12	0.741	0.861		16.8	max2
	PLK	5.82	0.540	0.735		12.6	
	KVK	8.21	1.375	1.173	max	14.3	
	ULK	15.26	0.936	0.967		6.3	
	LIK	6.78	0.932	0.965		14.2	
	HKK	5.61	0.610	0.781		13.9	
	PAK	7.22	0.404	0.635		8.8	
	VYS	6.15	0.925	0.962		15.6	
	JHM	8.82	1.372	1.171	max2	13.3	
	OLK	11.35	0.117	0.342	min	3.0	min2
	ZLK	7.99	0.792	0.890		11.1	
	MSK	15.46	0.153	0.391	min2	2.5	min
	CR	9.50	0.735	0.857		10.5	

Tab. 4.5: Variabilita předpovědí pro míru volných pracovních míst na první polovinu roku 2002

	NUTS	$\bar{\hat{X}}$	MSE	s	Poznámka	c(%)	Poznámka
iv	PHA	1.45	0.0170	0.130		9.0	min
	STC	1.83	0.4025	0.634	max	34.6	max
	JHC	1.06	0.0482	0.219		20.8	
	PLK	1.36	0.0567	0.238		17.5	
	KVK	1.05	0.0265	0.163		15.6	
	ULK	0.80	0.0129	0.114	min2	14.2	
	LIK	1.36	0.0632	0.251		18.5	
	HKK	1.42	0.0712	0.267	max2	18.8	
	PAK	1.19	0.0214	0.146		12.3	
	VYS	1.26	0.0711	0.267	max2	21.2	
	JHM	0.86	0.0621	0.249		28.9	max2
	OLK	1.24	0.0158	0.126		10.1	min2
	ZLK	0.85	0.0218	0.148		17.3	
	MSK	0.45	0.0035	0.059	min	13.1	
	CR	1.19	0.0641	0.253		21.3	

Tab. 4.6: Variabilita předpovědí pro počet uchazečů na jedno volné místo na první polovinu roku 2002

	NUTS	$\bar{X}$	MSE	s	Poznámka	c(%)	Poznámka
iuv	PHA	2.15	0.333	0.577	min	26.8	min2
	STC	2.84	7.533	2.745		96.7	max2
	JHC	3.61	12.346	3.514		97.4	max
	PLK	3.37	5.791	2.407		71.5	
	KVK	7.58	8.559	2.926		38.6	
	ULK	12.53	96.579	9.827		78.4	
	LIK	4.86	4.039	2.010	max2	41.3	
	HKK	3.09	5.346	2.312		74.7	
	PAK	5.31	3.535	1.880		35.4	
	VYS	5.16	3.388	1.841	min2	35.7	
	JHM	10.55	29.636	5.444		51.6	
	OLK	8.52	3.531	1.879		22.0	min
	ZLK	9.07	14.548	3.814		42.1	
	MSK	22.62	111.089	10.540	max	46.6	
	CR	5.66	15.157	3.893		68.8	

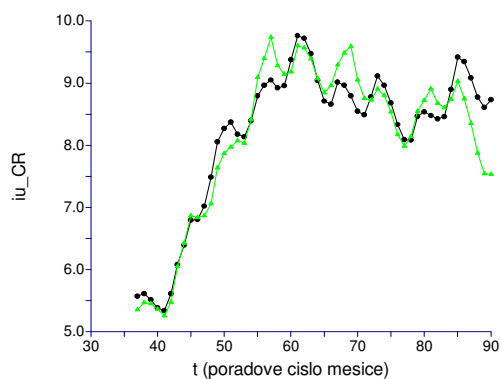
Spolehlivost krátkodobých předpovědí pro časové řady míry nezaměstnanosti *iu* je přijatelná. Zdaleka největší je relativní chyba předpovědi pro Prahu, kde je to ovšem způsobeno především nízkou mírou nezaměstnanosti, absolutní chyba předpovědi je pro Prahu je pouze 0,712, což je hodnota přijatelná. U ostatních NUTS3 a celé České republiky se relativní chyba předpovědi pohybuje okolo 10 %.

Podobně předpověď míry volných pracovních míst (*iv*) je až na několik málo výjimek přijatelná, relativní chyba předpovědi je většinou pod 20 %, nejlepší shoda 9 % je pro Prahu.

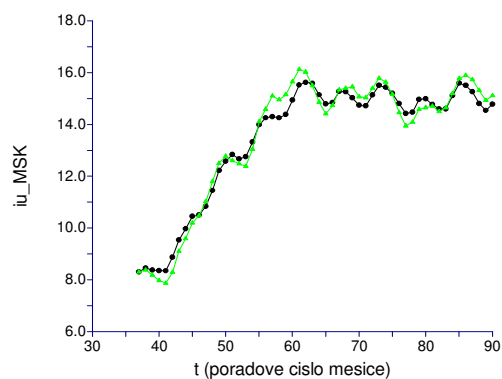
Pro ukazatel *iuv* je i krátkodobá předpověď dosti nespolehlivá, minimální zjištěná relativní chyba předpovědi v Olomouckém kraji přesahuje 20 %.

Průběh časových řad je ukázán na obrázcích 4.7 – 4.18, kde jsou porovnány vyhlazené hodnoty vybraných časových řad včetně předpovědí (spočtené pomocí NCSS) s pozorovanými hodnotami za období leden 1998 (37. měsíc) – červen 2002 (90. měsíc). Pro měsíce 37 až 84 jsou v grafech uvedeny vyhlazené hodnoty, pro měsíce 85 až 90 jsou to hodnoty predikované z údajů do konce roku 2001, tj. z prvních 84 měsíců. Pro každý ze tří ukazatelů jsou prezentovány čtyři grafy, a to pro Českou republiku, Moravskoslezský kraj (MSK) a ty kraje (NUT3), pro něž je relativní shoda předpovědí s reálnými daty nejlepší, resp. nejhorší. Pokud byl extrém zjištěn u MSK, je uveden obrázek pro NUTS s druhou nejmenší/největší relativní odchylkou. Pozorované hodnoty jsou označeny černým kroužkem. Vyhlazené hodnoty a předpovědi jsou označeny šedým trojúhelníkem.

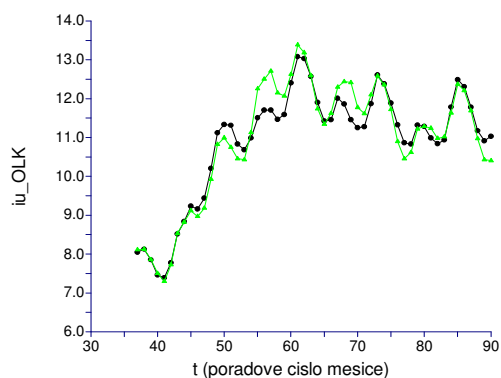
Obr. 4.7: Vývoj nezaměstnanosti v České republice



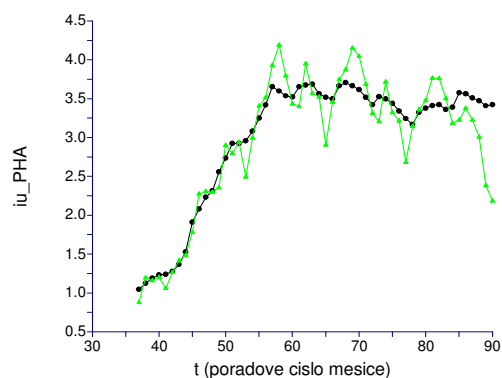
Obr. 4.8: Vývoj míry nezaměstnanosti pro Moravskoslezský kraj (nejlepší shoda)



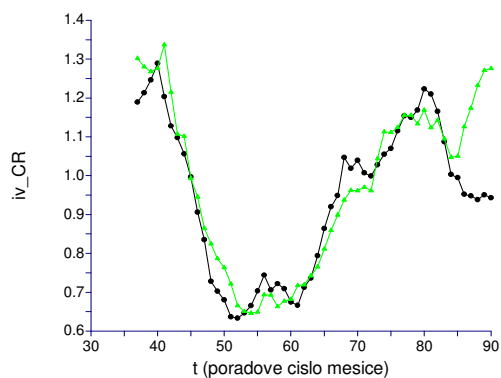
Obr. 4.9: Vývoj míry nezaměstnanosti pro Olomoucký kraj (druhá nejlepší shoda)



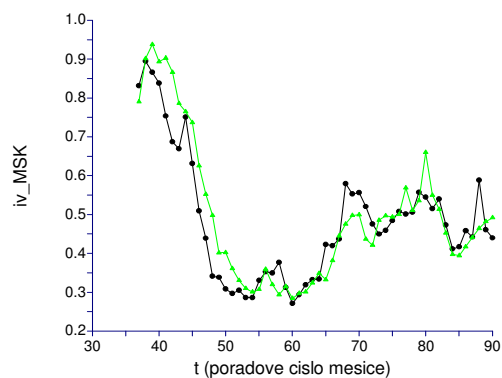
Obr. 4.10: Vývoj míry nezaměstnanosti pro Prahu (nejhorší shoda)



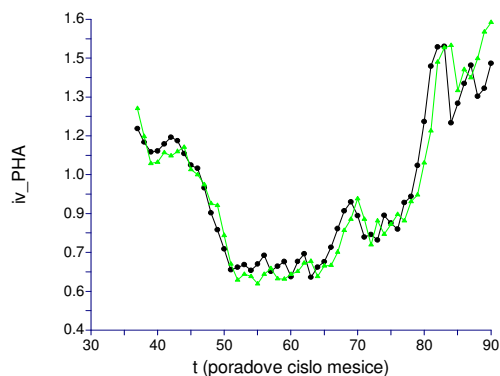
Obr. 4.11: Vývoj míry volných míst pro Českou republiku



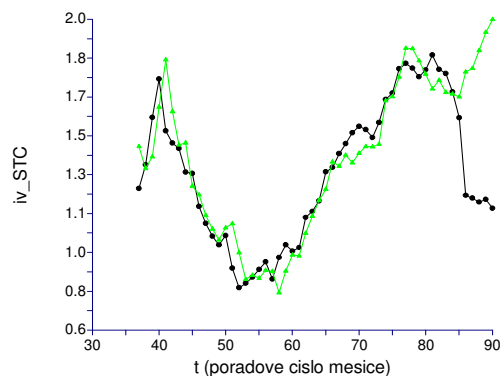
Obr. 4.12: Vývoj míry volných míst pro Moravskoslezský kraj



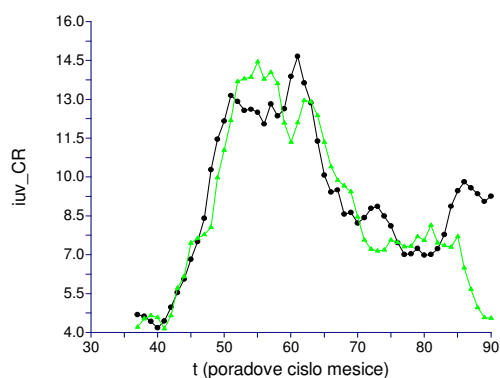
Obr. 4.13: Vývoj míry volných míst pro Prahu (nejlepší shoda)



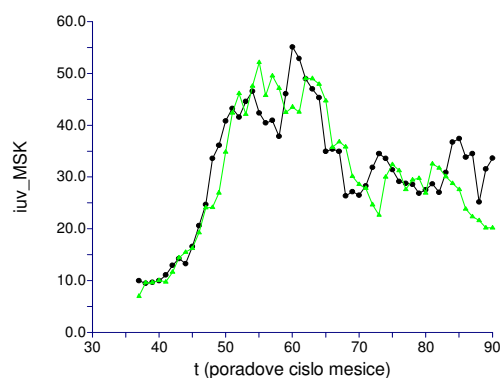
Obr. 4.14: Vývoj míry volných míst pro Středočeský kraj (nejhorší shoda)



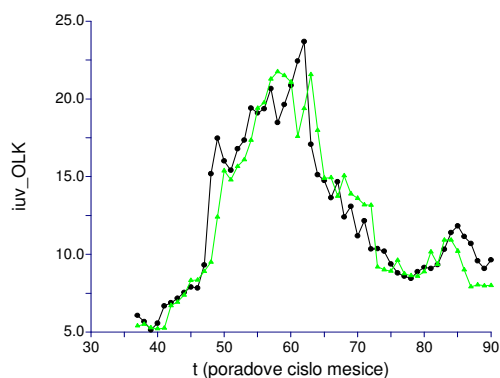
Obr. 4.15: Vývoj počtu uchazečů na 1 volné místo pro Českou republiku



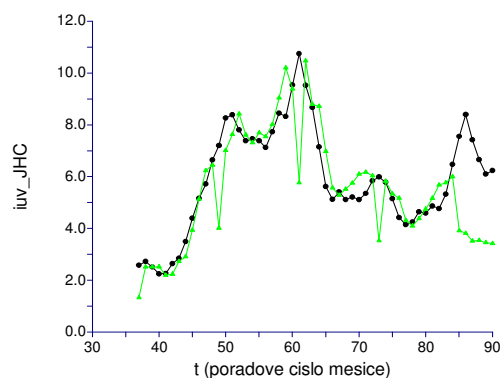
Obr. 4.16: Vývoj počtu uchazečů na 1 volné místo pro Moravskoslezský kraj



Obr. 4.17: Vývoj počtu uchazečů na 1 volné místo pro OLK (nejlepší shoda)



Obr. 4.18: Vývoj počtu uchazečů na 1 volné místo pro JHC (nejhorší shoda)



Uvedené obrázky jsou ve shodě se závěry, učiněnými z tabulek 4.4, 4.5 a 4.6. Krátkodobá predikce míry nezaměstnanosti je poměrně spolehlivá, predikce pro další dva ukazatele je 58

spolehlivá méně, resp. nespolehlivá. Musíme konstatovat, že v současnosti nemá smysl provádět predikci na období delší než 2 až 3 měsíce.

4.4 Závěry

Výsledky analýzy časových řad ukazatelů trhu práce v ČR a v jednotlivých krajích (NUTS3) vedly k následujícím závěrům.

1. Multiplikativní Wintersova metoda se plně osvědčila při analýze časových základních ukazatelů trhu práce (míry nezaměstnanosti, míry volných pracovních míst a počtu uchazečů na jedno volné místo).
2. Extrémně vysoké hodnoty vyrovnávacích konstant nasvědčují tomu, že mechanismy generující sledované časové řady procházely v nedávné minulosti zásadními změnami.
3. V současnosti nemá smysl provádět predikci na období delší než 2-3 měsíce. Přitom předpovědi získané multiplikativní Wintersovou metodou jsou často lepší ve srovnání s predikcemi založenými na jednoduchých modelech SARIMA (modelech s malým počtem parametrů).

4.5 Literatura

- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. (1970) *Time Series Analysis*. San Francisco: Holden-Day.
- CIPRA, T. (1986). *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha: SNTL. 248 s.
- HANČLOVÁ, J. a kol. (2001). *Modelování vývoje regionálních trhů práce*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava.
- KŘIVÝ, I., TVRDÍK, J. (1995) Controlled Random Search Algorithm in Optimizing Regression Models. *Comput. Statist. And Data Anal.* vol. 20, pp. 229-234. ISSN 0167-9473.
- KŘIVÝ, I., TVRDÍK, J. (2001) Use of Evolutionary Algorithms for Time Series Smoothing. In: *MENDEL 2001. 7th International Conference on Soft Computing*. Brno, June 6-8, pp. 65-69. ISBN 80-214-1894-X.
- KUŘITKOVÁ, B. (2002) *Vliv vybraných sociálně ekonomických faktorů na ukazatele trhu práce*. Diplomová práce. Ostrava: Ostravská univerzita, Přírodovědecká fakulta.
- MAJERSKÁ, R. (2001) *Spektrální analýza časových řad ukazatelů regionálního trhu práce*. Diplomová práce. Ostrava: Ostravská univerzita, Přírodovědecká fakulta.
- RYŠKOVÁ, M. (2002) *Statistická analýza vývoje ukazatelů regionálního trhu práce*. Diplomová práce. Ostrava: Ostravská univerzita, Přírodovědecká fakulta.
- TRČKOVÁ, J. (2002) *Zhodnocení nezaměstnanosti v okrese Vsetín*. Diplomová práce. Ostrava: Ostravská univerzita, Přírodovědecká fakulta.
- WINTERS, P. R. (1960) Forecasting sales by exponentially weighted moving averages. *Management Science*, vol. 6, pp. 324-342.

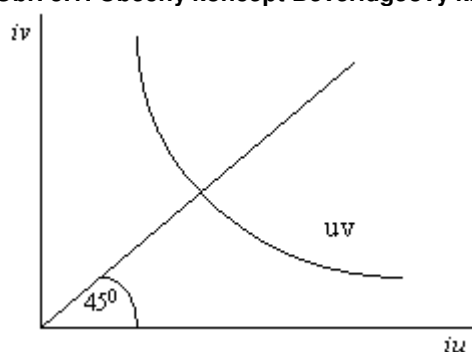
5 Vývoj vztahu mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy

5.1 Teoretický přístup

V analýzách trhů práce na makroekonomické úrovni bývá sledována a hodnocena nejen úroveň nezaměstnanosti, často vyjádřená mírou nezaměstnanosti (iu), a zastoupení evidovaných volných pracovních míst, vyjádřené mírou volných pracovních míst (iv), ale také vzájemný vztah mezi oběma těmito veličinami. K analýze tohoto vztahu lze velmi dobře využívat Beveridgeovy křivky. Tento přístup bývá v soudobé odborné literatuře často opomíjen, ale podle našeho názoru poskytuje základní údaje o situaci na trhu práce (ať už na makroekonomické, či regionální úrovni) a velice názorně ukazuje projevy důsledků různých změn v ekonomice na trhu práce. Pomocí Beveridgeovy křivky lze také velmi dobře identifikovat vyskytující se typy nezaměstnanosti.

Tento přístup je založen na současné analýze míry nezaměstnanosti a míry volných pracovních míst.

Obr. 5.1: Obecný koncept Beveridgeovy křivky



Tvar Beveridgeovy křivky může být obecně pro nějakou danou strukturu trhu práce, volných pracovních míst a nezaměstnanosti vyjádřen linií uv . Výsledkem zvýšení agregátní poptávky je pohyb doleva podél této křivky a snížení agregátní poptávky vyvolává pohyb doprava.

Všechny pozice, kdy je míra nezaměstnanosti rovna míře volných pracovních míst lze vyjádřit křivkou pod úhlem 45 stupňů počátku. Tato linie je základnou pro rozlišování typů nezaměstnanosti. Napravo od této linie je poptávkově deficitní nezaměstnanost, to znamená že počet nezaměstnaných pracovníků převyšuje počet volných pracovních míst. Nalevo od této linie je nadměrná poptávka po práci. Nalevo od 45 stupňové linie na křivce uv je všechna nezaměstnanost buď strukturální nebo frikční.

Strukturální nebo frikční nezaměstnanost může být rozlišena vztahem mezi požadavky volných pracovních míst a schopností nezaměstnaných je obsadit. Termín frikční nezaměstnanost užíváme k vyjádření situace, kdy vztah pracovníci a místa je akceptovatelný a nezaměstnanost je výsledkem přirozeného procesu výběru. Strukturální nezaměstnanost vypovídá o situaci, kdy existuje zásadní rozdíl mezi požadavky pracovních míst a například profesní strukturou uchazečů o zaměstnání, případně existuje územní nerovnováha ve smyslu omezené územní mobility nezaměstnaných.

Z hlediska analýzy vývoje trhu práce a pochopení změn je užitečné analyzovat vývoj vztahu mezi nezaměstnaností a pracovními místy, přesněji řečeno mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst v čase (viz Filer, Hamermesh, Rees, 1996).

Beveridgeova křivka za svůj název vděčí lordu Wiliamu Beveridgeovi, který popsal negativní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných míst a jenž k tomuto závěru dospěl ve

čtyřicátých letech 20. století v rámci práce, jejímž cílem bylo stanovit, jak daleko se ekonomika nachází od plné zaměstnanosti. Jeho definice plné zaměstnanosti, ve které volná místa mírně převyšují počet uchazečů o zaměstnání je v současnosti dost vzdálená současným přístupům k této problematice.

Beveridgeova křivka přináší i současnosti podstatné informace o fungování trhu práce a stejně tak může být vhodnou cestou k porozumění a rozpoznání faktorů, jež na něj působí.

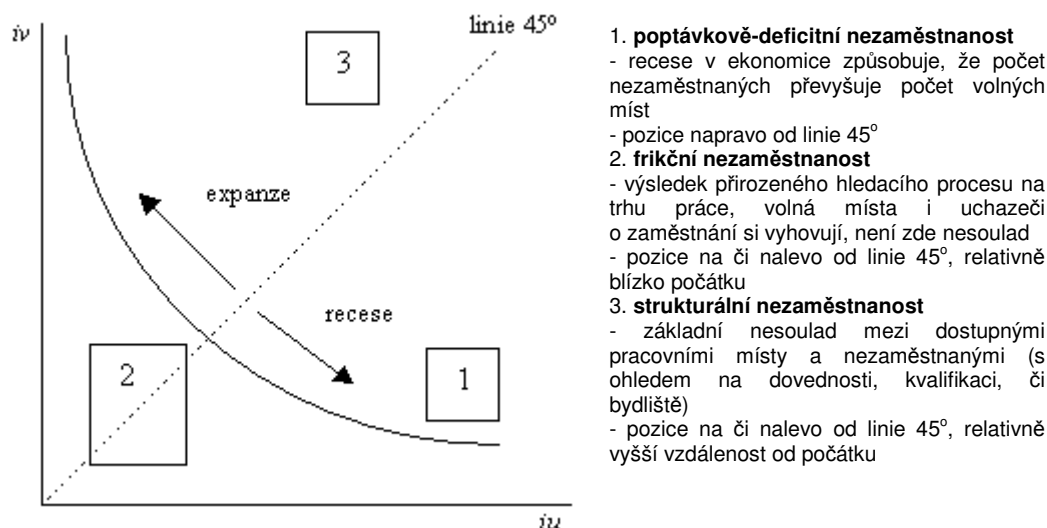
Za základní soudobou teoretickou studii zabývající se tímto vztahem, jež se stala podkladem pro velkou část prací následujících, je považován Blanchard a Diamond model (1989). Problém, jenž je touto prací řešen, spočívá v určení důvodů změny míry nezaměstnanosti.

Budeme-li například uvažovat růst nezaměstnanosti, může být důsledkem jak poklesu agregátní úrovně ekonomiky, tak jejích strukturálních změn, či snížení schopnosti najímacího procesu a stejně tak náhlého růstu pracovní síly. Tyto čtyři možné zdroje šoků působících na trh práce a majících za následek zvětšení skupiny uchazečů o práci se ve svém vlivu na míru volných míst poněkud liší. Zatímco pokles agregátní poptávky je doprovázen poklesem nabízených volných míst, strukturální změny, či změny v charakteru najímacího procesu, vedoucí k jeho zhoršení, mají za následek současný růst míry volných míst. Vliv růstu pracovní síly je poněkud složitější. Důležitým rozlišovacím kritériem je skutečnost, že zpočátku se projeví pouze v růstu nezaměstnanosti, v průběhu času však vysoká míra nezaměstnanosti může vést také k růstu míry najímání, což může vyústit v pokles míry nezaměstnanosti a také v míru volných míst.

Pohled na obě strany procesu (uchazeče o práci i volná místa) na trhu práce tak napomáhá osvětlit zdroje pohybů nezaměstnanosti a samotná pozice na křivce napoví, kde se ekonomika v rámci hospodářského cyklu nachází. K tomuto rozlišení je velmi užitečná konstrukce „linie 45°“, osa prvního kvadrantu, pro jejíž body platí rovnost mezi oběma mírami.

Následující graf přináší nejen základní tvar Beveridgeovy křivky, ale i rozlišení mezi základními typy nezaměstnanosti. Stranou zůstává poslední, čtvrtý typ nezaměstnanosti, nezaměstnanost sezónní, jež je tvořena nezaměstnanými z důvodu obtížnosti či nemožnosti provádět jejich práci v jistých obdobích v průběhu roku (klasickým příkladem jsou stavební práce v zimním období), není brána jako ekonomický problém a tudíž ani spojována s analýzou míry volných míst.

Obr. 5.2: Beveridgeova křivka, ekonomický cyklus a různé typy nezaměstnanosti



Vzájemné vztahy jsou v modelu charakterizovány v Blanchard – Diamond modelu charakterizovány následovně.

Celková pracovní síla (L) je rovna součtu objemů zaměstnaných (E) a nezaměstnaných (U).

$$L = E + U \quad (5.1)$$

Na druhé straně celkový počet pracovních míst v ekonomice (K) je roven součtu obsazených míst (F), inzerovaných – volných – míst (V) a prázdných nenabízených míst (I).

$$K = F + V + I \quad (5.2)$$

Při tomto rozlišení je počítáno s existencí míst produktivních (F a V), přičemž pouze tato se snaží firmy obsadit, a míst neproduktivních (I), jež jsou nadbytečná a proto prázdná, bez snahy o jejich obsazení.

Zvolíme-li si pravděpodobnost, že se produktivní místo stane neproduktivním π_0 a opačný proces, tedy, že se neproduktivní místo stane produktivním, π_1 , je možno určit dva koeficienty, které mnoho napoví o zdrojích změn v rovnovážné nezaměstnanosti.

$$c = \pi_1 / (\pi_0 + \pi_1) \quad (5.3)$$

část pracovních míst, jež jsou ve stálém stavu produktivní, tudíž koeficient vhodný k měření agregátní úrovně

$$s = \pi_0 \cdot \pi_1 \cdot K / (\pi_0 + \pi_1) \quad (5.4)$$

okamžitý tok míst z produktivní sféry do neproduktivní, faktor mnoho vypovídající o strukturálních změnách v ekonomice.

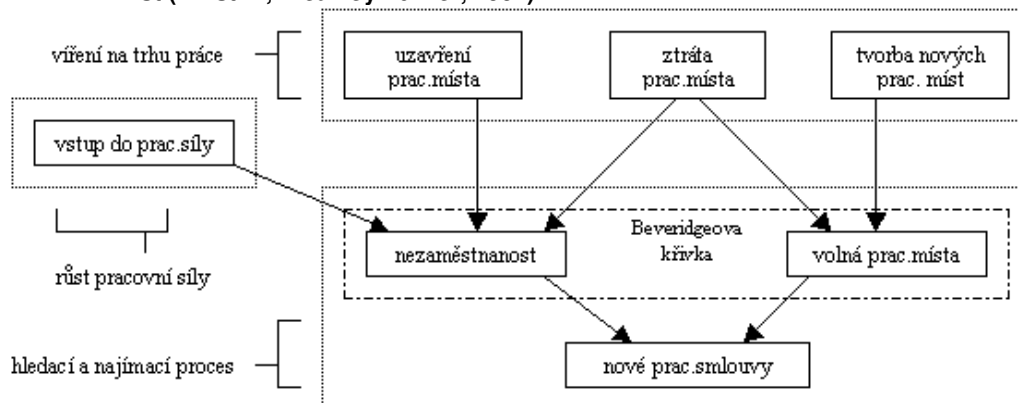
Spojení nezaměstnané osoby s volným pracovním místem dává za vznik novému pracovnímu vztahu. Proces slučování těchto dvou protikladných stran se snaží popsat „funkce najímání“, jež je velmi podobná klasické produkční funkci. I zde jsou totiž vstupy kombinovány tak, aby přinesly určité množství výstupu. Zatímco v klasické produkční funkci jsou těmito vstupy kapitál a práce, jejichž spojením dochází k produkci konečného zboží, v rámci funkce najímání obsadily roli vstupů nezaměstnaní a volná místa, jejichž výsledkem jsou nově uzavřené pracovní smlouvy. Za předpokladu, že počet nově sjednaných pracovních spojení je rostoucí s počtem nezaměstnaných i počtem volných míst, může funkce najímání vypadat následovně:

$$H = \alpha \cdot f(U, V) \quad (5.5)$$

kde H představuje počet nových pracovních smluv (celkový tok do zaměstnanosti v daném období), α je úroňová konstanta, faktor produktivity zachycující kvalitu, charakter a změny v hledacím procesu.

Pohyb mezi jednotlivými složkami trhu práce zachycuje, i když trochu zjednodušeně následující model.

Obr. 5.3: Jednoduchý model toků plynoucích do a ze zásob nezaměstnaných a volných míst (viz str.7, Bleakley-Fuhrer, 1997)



Matematický zápis těchto toků a změn pak může, za podmínky existence konstantní míry ztrát pracovních míst – q a při dané velikosti L a K (tudíž pomineme pouze tok do nezaměstnanosti v důsledku možného růstu pracovní síly, protože tvorba nových pracovních míst může být zastoupena původně neproduktivními místy, jež se staly efektivními), vypadat jako soustava dvou diferenčních rovnic:

$$dU/dt = -\alpha \cdot f(U, V) + (q + \pi_0) \cdot (L - U) \quad (5.6)$$

$$dV/dt = -\tilde{\alpha} \cdot f(U, V) + (q - \pi_1) \cdot (L - U) + \pi_1 \cdot K - (\pi_0 + \pi_1) \cdot V \quad (5.7)$$

kde množství nezaměstnaných snižují nově uzavřené pracovní smlouvy a naopak zvyšují ztráty společně s neproduktivností pracovních míst. Stejný vliv nově uzavřených pracovních vztahů a ztrát zaměstnání lze očekávat i na zásobu volných pracovních míst, kterou dále zvyšuje produktivita pracovních míst a naopak snižuje změna v produktivitě volných pracovních míst.

Z těchto dvou tokových rovnic lze odvodit stálý stav pro nezaměstnanost a volná pracovní místa, stav, kdy je změna nezaměstnanosti na jedné straně a změna volných míst na straně druhé nulová. Rovnovážným bodem stálého stavu na trhu práce je pak průsečík těchto dvou křivek.

Pro analýzu zdrojů změn v rovnovážné míře nezaměstnanosti lze užít tři, již zmiňované koeficienty:

- c – měřící úroveň agregátní poptávky, jehož změna způsobí posun rovnovážného bodu podél Beveridgeovy křivky (BK), již vlastně dává vznik
 - o pokles agregátní poptávky se tedy projeví posunem rovnovážného bodu podél pravé spodní větve pomyslné BK (růst U , pokles V)
 - o růst agregátní aktivity naopak povede k posunu rovnovážného bodu podél levé horní větve BK (pokles U , růst V)
- s – měřící úroveň strukturálních změn, jehož změna zapříčiní posun rovnovážného bodu podél linie 45°
 - o růst strukturálních změn má za následek posun rovnovážného bodu vně, tj. severovýchodním směrem (růst U i V)
 - o zmírnění strukturálních odlišností naopak umožňuje posun dovnitř, blíže k počátku, tj. jihozápadním směrem (pokles U i V)
- α – měřící úroveň hledací schopnosti, již je třeba na obou stranách pro uzavření pracovní smlouvy a jejíž změna způsobí rovněž posun rovnovážného bodu podél linie 45°
 - o růst efektivnosti hledacího procesu zapříčiní posun rovnovážného bodu blíže k počátku (pokles U i V)
 - o pokles schopnosti najít správného protějšek v najímacím procesu má za důsledek posun vně (růst U i V)

Dalším faktorem je růst v rámci pracovní síly, což by se však krylo s předpoklady Blanchard a Diamondova modelu o její stálé a předem dané velikosti.

Blanchard a Diamond tedy ve svém příspěvku *The Beveridge Curve* (Blanchard, Diamond, 1989) rozdělují pohyby v nezaměstnanosti a volných pracovních místech na pohyby způsobené šoky z nabídky práce, realokace práce a agregátní aktivity. Z tohoto pohledu docházejí k závěrům, že ve krátkém a středním období mají šoky způsobené změnami agregátních aktivit největší vliv na míru nezaměstnanosti a míru volných pracovních míst a křivka ukazuje na předpokládaný pohyb protisměru hodinových ručiček. Šoky z realokace práce a nabídky práce mají malé efekty a pohyby vyvolané realokačními šoky jsou „plošší“ než pohyby podél linie 45 stupňů. Toto je vede k závěru, že velké toky při vzniku a zániku pracovních míst v USA a změny v intenzitě realokačního procesu nebyly důležitou determinantou fluktuace nezaměstnanosti. V dlouhém období se však efekty z agregátních aktivit ztrácejí, zatímco efekty realokačních šoků a nabídkových šoků ne.

Závěrem uvádíme pozitiva pro poznání trhu práce, které plynou z analýzy trhu práce pomocí Beveridgeovy křivky. Jedná se o:

- jednoduchost přístupu (koncept je založen na analýze několika základních charakteristik),
- dobrá vypovídací schopnost o probíhajících procesech,
- identifikace základních typů nezaměstnanosti.

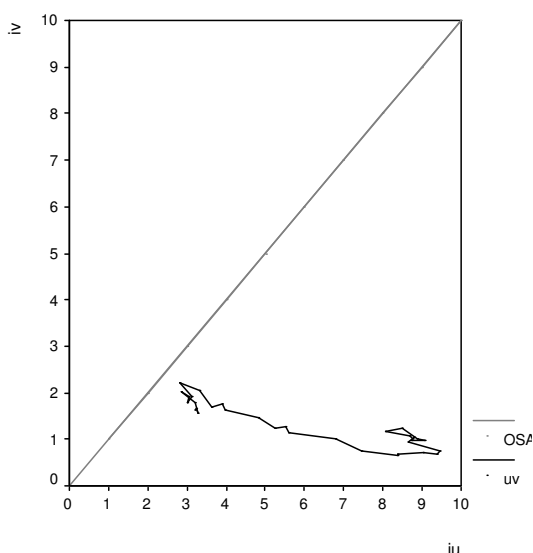
V rámci hodnocení výsledků analýzy trhu práce pomocí Beveridgeovy křivky je nutno mít na zřeteli také některé skutečnosti, které snižují, případně omezují, relativizují jejich vypovídací schopnost. Jedná se např. o:

- skutečnost, že oba soubory nezaměstnaných a hlavně volných pracovních míst nejsou úplné, chybí zde především neevidovaná volná pracovní místa, která jsou běžně v ekonomice nabízena,
- různost požadavků pracovního místa a schopností uchazeče o zaměstnání v rámci jedné profese (absence detailního mikroekonomického pohledu).

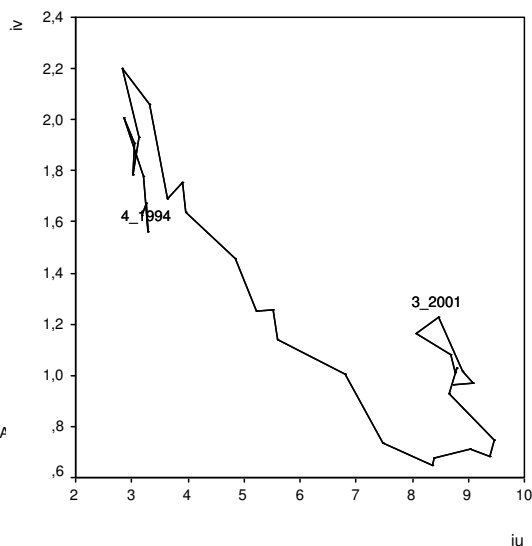
5.2 Beveridgeovy křivky v České republice a jejích regionech

Z vývoje vzájemného vztahu míry nezaměstnanosti a míry evidovaných volných pracovních míst charakterizovaného Beveridgeovou křivkou za období 1994-2002 na úrovni České republiky (viz obr. 5.4 a 5.5) lze usuzovat na probíhající šok způsobený změnou agregátních aktivit (viz Blanchard, Diamond, 1989). Vzhledem ke krátkému analyzovanému období je na křivce postižena pouze část celého cyklu. V období 1994-1996 došlo k mírnému zvýšení podílu strukturální a frikční nezaměstnanosti, které se v souladu s teorií projevilo posunem křivky směrem doleva nahoru. Z průběhu a tvaru křivky v dalším období vyplývá, že v letech 1997-1999 došlo k pohybu po křivce směrem doprava tzn. došlo k prohloubení poptávkové deficitní nezaměstnanosti nebo-li se zde výrazně projevila cyklický faktor. V dalším období (2000-2001) dochází k posunům křivky směrem doleva nahoru, což svědčí o výraznějších projevech a nárůstu strukturální nezaměstnanosti. V první polovině roku 2002 došlo k protisměrnému pohybu opačným směrem, což znamená dolů doprava, což vyjadřuje mírný nárůst nezaměstnanosti a současné snížení počtu nabízených volných pracovních míst.

Obr. 5.4: Beveridgeova křivka ČR.



Obr. 5.5: Beveridgeova křivka ČR – podrobný pohled.



V rámci analýzy vývoje v jednotlivých krajích (viz obraž v přílozedoplnit lze usuzovat pouze o míře projevu výše uvedeného šoku v krajích. Toto postižení v podstatě koresponduje s již dříve prezentovanou typologií krajů podle charakteristiky počet uchazečů o zaměstnání na 1 evidované volné pracovní místo.

Ve všech krajích vývoj Beveridgeovy křivky kopíroval celostátní trend, i když s různou intenzitou. Po počátečním prohloubení strukturální nezaměstnanosti v období 1994-1996 dochází v letech 1997-1999 k prudkému posunu doprava směrem k vysokým mírám nezaměstnanosti a nízkým mírám volných pracovních míst. V roce 1999 se tento trend zastavil a další vývoj se v podstatě ubíral dvěma směry. V prvním případě dochází k poklesu míry nezaměstnanosti a ke zvyšování počtu volných pracovních míst, vyjádřeném rostoucí úrovní ukazatele iv . Tento vývoj lze přesvědčivě dokumentovat na vývoji trhu práce v krajích Královéhradeckém, Jihomoravském, Jihočeském, Karlovarském, Libereckém, Pardubickém, Plzeňském, Středočeském, Vysočina a s výhradami také ve Zlínském a Olomouckém kraji. V Ústeckém a Moravskoslezském kraji nedošlo k výraznějšímu poklesu nezaměstnanosti a změny směru křivky a projevují se pouze slabší tendence k růstu podílu strukturální nezaměstnanosti.

Speciálním případem je průběh Beveridgeovy křivky v hlavním městě Praze. I tento trh práce byl zasažen zvýšením podílu cyklické nezaměstnanosti v letech 1997-1999 a zvýšením strukturální složky v roce 2000, ale jen v omezené míře. Z polohy a vývoje křivky vyplývá vysoký podíl strukturální a frikční nezaměstnanosti na celkové úrovni nezaměstnanosti nejen v období 1995-1996, ale i v současnosti.

V závěru roku 2001 a během první poloviny roku 2002 ve většině krajů k mírnému zvýšení nezaměstnanosti a mírnému poklesu míry volných pracovních míst v souladu s celorepublikovým vývoje. Výjimkou je Středočeský kraj a Pardubický kraj, kde míra nezaměstnanosti spíše stagnovala a došlo pouze k poklesu míry volných pracovních míst.

5.3 Klasifikace krajů dle umístění Beveridgeovy křivky

Beveridgeova křivka je spojnice mezi jednotlivými body, které mají souřadnice $[iu_t, iv_t]$ v čase t pro daný kraj. Výpočet míry nepodobnosti mezi krají, pro výslednou klasifikaci, se počítá jako

Tab. 5.1: Matice nepodobnosti uv křivek mezi kraji (Manhattanská vzdálenost).

Výše uvedenou matici vzdálenosti použijeme jako vstupní matici pro hierarchickou shlukovou analýzu (*HCA*). Z důvodu co největší homogennosti shluku použijeme agregační metodu nejvzdálenějšího souseda. Výsledný dendrogram je uveden na následujícím obrázku.

C A S E		Rescaled Distance Cluster Combine					
Label	Num	0	5	10	15	20	25
PLK	11						
STC	12						
LBK	6						
HKK	2						
JHC	3						
PAK	9						
ZLK	15						
KVK	5						
JHM	4						
VYS	14						
PHA	10						
MSK	7						
ULK	13						
OLK	8						

Provedem řez na úrovni 5 přeškálované vzdálenosti při spojování shluků (*Rescaled Distance Cluster Combine*). Výsledkem je následující klasifikace, která má pět typů umístění Beveridgeových křivek:

Do **prvního typu** patří Královéhradecký, Jihočeský kraj, Liberecký, Plzeňský a Středočeský kraj. Jedná se o území, ve kterých došlo v analyzovaném období pouze k velmi nízkému nárůstu míry nezaměstnanosti.

Do **druhého typu** lze zařadit Jihomoravský, Karlovarský, Pardubický, Zlínský kraj a kraj Vysočina. V tomto případě se silněji projeví problémy trhu práce a to zejména v závěru sledovaného období, kdy se Beveridgeova křivka posouvá směrem vzhůru, což svědčí o hysterizi přirozené míry nezaměstnanosti (blíže viz Sirovátka, Žižlavský 2002).

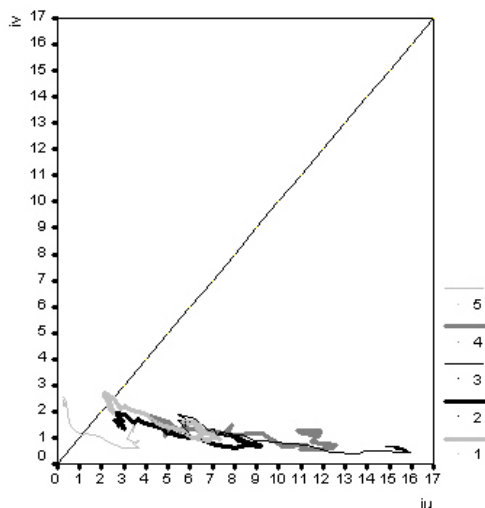
Do **třetí skupiny** krajů spadají dva z hlediska trhu práce nejproblémovější kraje v České republice. Jedná se o Ústecký a Moravskoslezský kraj. Umístění a průběh Beveridgeovy křivky je velmi podobný. V období 2000-2002 dochází v těchto územích k obdobnému vývoji, jehož výsledkem je setrvávání těchto území na vysoké míře nezaměstnanosti a velmi nízké míře volných pracovních míst. Vysoká dlouhodobá nezaměstnanost je způsobena nejen nequalifikovanou pracovní silou s nízkým či žádným vzděláním, ale i kvalifikovanou, dlouhodobě zaměstnanou pracovní silou, která se stala nepružnou (pobírání rent, invalidních důchodů či odmítání nabízených nižších mezd)

Čtvrtou skupinu tvoří jediný kraj a to Olomoucký. Umístění a průběh Beveridgeovy křivky se liší od ostatních skupin. Nejvíce se však přibližuje výše uvedeným územím ze třetí skupiny. Tento vývoj může být do jisté míry ovlivněn značnou nesourodostí území. Odlišnosti mezi centrální a severní částí kraje se promítají do charakteru a stupně rozvoje hospodářství kraje, do oblasti infrastruktury. Ekonomika hanáckých krajů je stabilní a více diverzifikovaná, ekonomika v horských okresech je silněji ovlivněna sezónností a možnosti jejího rozvoje jsou limitovány infrastrukturou, zvláště dopravní.

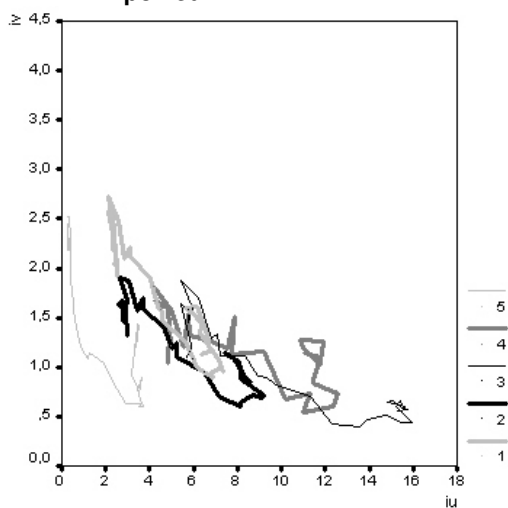
Do **páté skupiny** spadá území hlavního města Prahy. Je to území, které je charakteristické nízkou mírou nezaměstnanosti a relativně nízkou mírou volných pracovních míst. Mezi stabilizující faktory, které působí na tento trh práce lze zařadit široké spektrum ekonomických činností a převahou v terciárním sektoru, vyšší vzdělanostní úroveň obyvatelstva v porovnání s průměrem ČR, která je dána, především strukturou pracovních příležitostí. Blíže viz (Kotíková, J. a kol. 2000).

Výsledné Beveridgeovy křivky pro výše uvedených 5 typů jsou uvedeny na obrázcích 5.7 a 5.8.

Obr 5.7: Zobrazení Beveridgeových křivek pro jednotlivé typy



Obr 5.8: Zobrazení Beveridgeových křivek pro jednotlivé typy –podrobný pohled



5.3 Závěr

Beveridgeova křivka přináší podstatné informace o fungování trhu práce a stejně tak může být vhodnou cestou k porozumění a rozpoznání faktorů, jež na něj působí. V rámci hodnocení výsledků analýzy trhu práce pomocí Beveridgeovy křivky je nutno mít na zřeteli také některé skutečnosti, které snižují, případně omezují, relativizují jejich vypovídací schopnost. Jedná se např. o:

- skutečnost, že oba soubory nezaměstnaných a hlavně volných pracovních míst nejsou úplné, chybí zde především neevidovaná volná pracovní místa, která jsou běžně v ekonomice nabízena,
- různost požadavků pracovního místa a schopností uchazeče o zaměstnání v rámci jedné profese (absence detailního mikroekonomického pohledu).

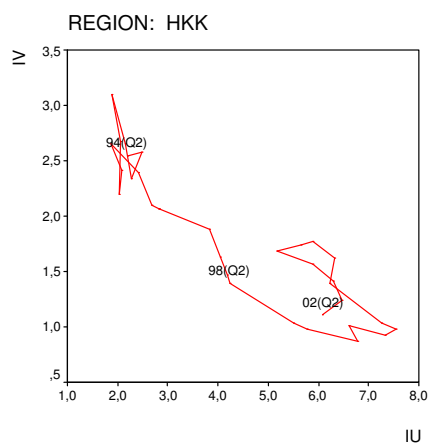
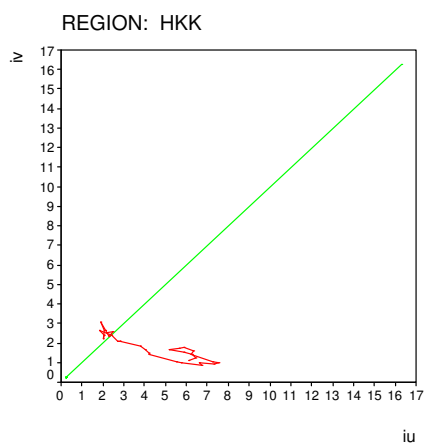
Z vývoje vzájemného vztahu míry nezaměstnanosti a míry evidovaných volných pracovních míst charakterizovaného Beveridgeovou křivkou za období 1994-2002 na úrovni České republiky lze usuzovat na probíhající šok způsobený změnou agregátních aktivit. Ve všech krajích vývoj Beveridgeovy křivky kopíroval celostátní trend, i když s různou intenzitou.

5.4 Literatura

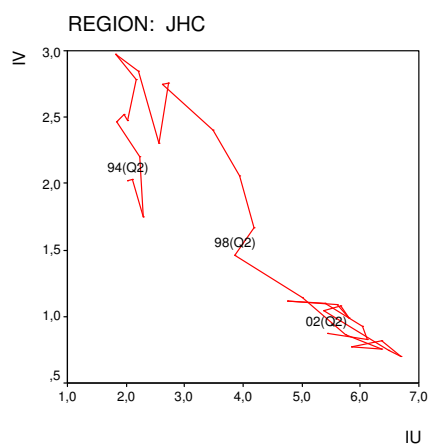
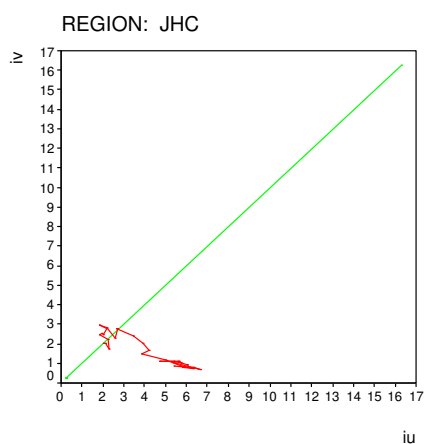
- BLANCHARD, O.J. - DIAMON, P. (1989). The Beveridge Curve. *Brookings Papers on Economics Activity*, No 1, str.1-76.
- BLEAKLEY, H. - FUHRER, J. C. (1997). Shifts in the Beveridge Curve, Job Matching, and Labor Market Dynamics. *New England Economic Review*, Sept./Oct.1997, str.7.
- FILER, R. K. - HAMERMESH, D. S. - REES, A. E. (1996). *The Economics of Work and Pay*. Sixth Edition. Harper Collins Publishers.
- KOTÍKOVÁ,J. - VLACH,J. - PRŮŠA,L. (2000). *Regionální analýza a koncepce zaměstnanosti, trhu práce a sociální péče*. Praha: VÚPSV.
- SIROVÁTKA,T. - ŽIŽLAVSKÝ,M. (2002). Český trh práce ve druhé polovině 90. let. *Politická ekonomie*, 3, s.419-435.

5.5 Příloha

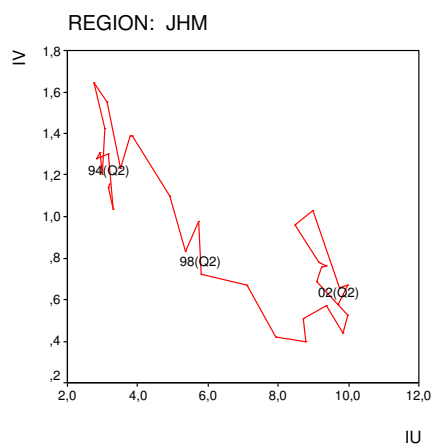
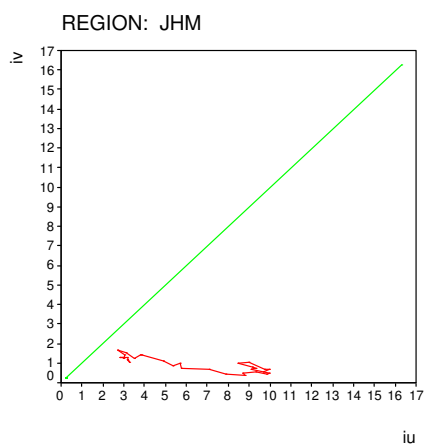
Obr. P5.1: Beveridgeova křivka HKK



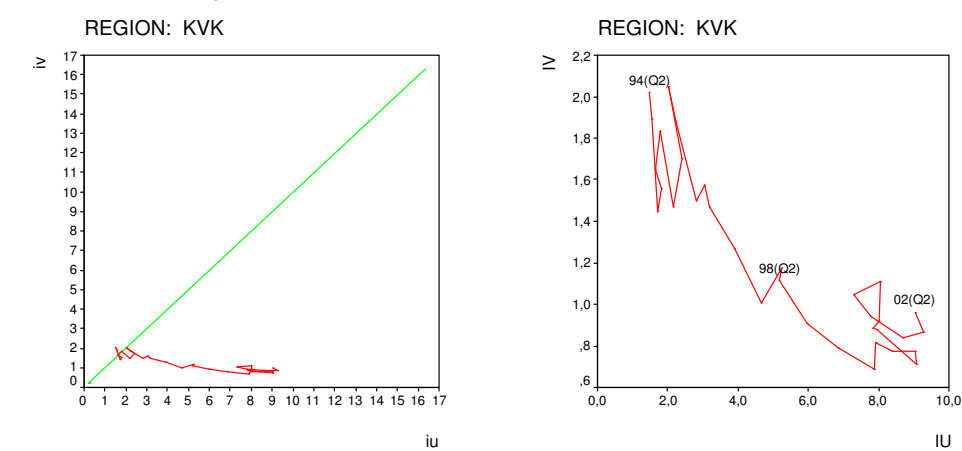
Obr. P5.2: Beveridgeova křivka JHC



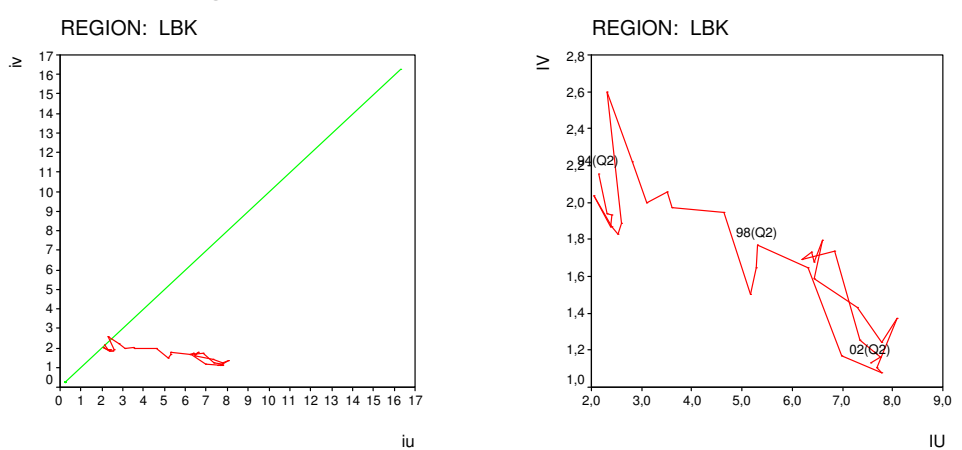
Obr. P5.3: Beveridgeova křivka JHM



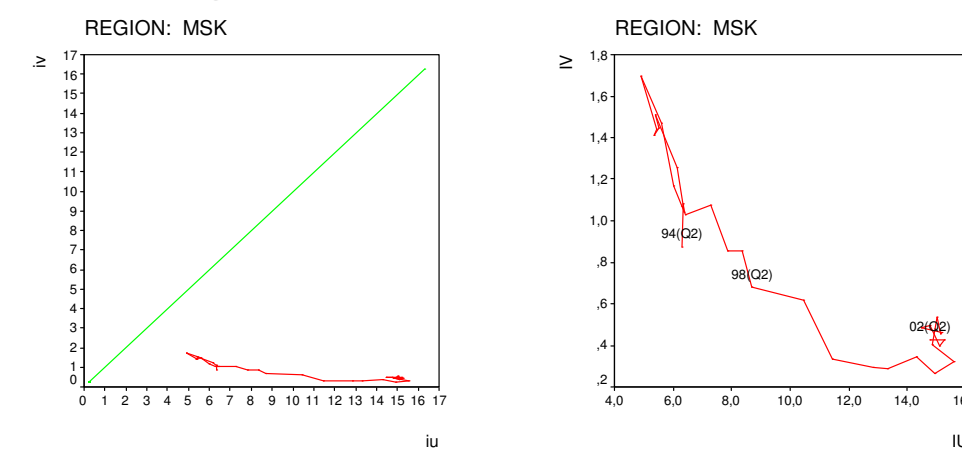
Obr. P5.4: Beveridgeova křivka KVK



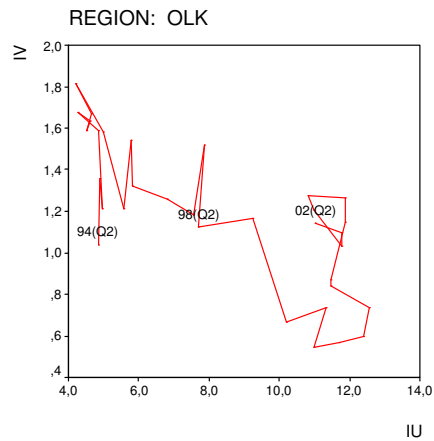
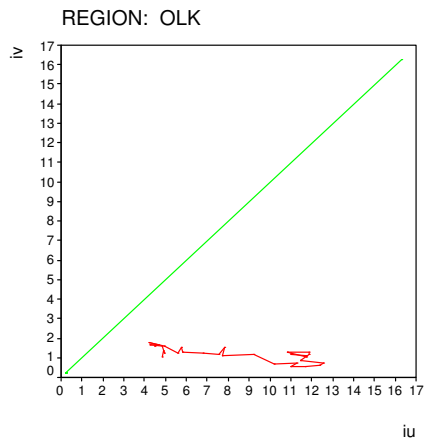
Obr. P5.5: Beveridgeova křivka LBK



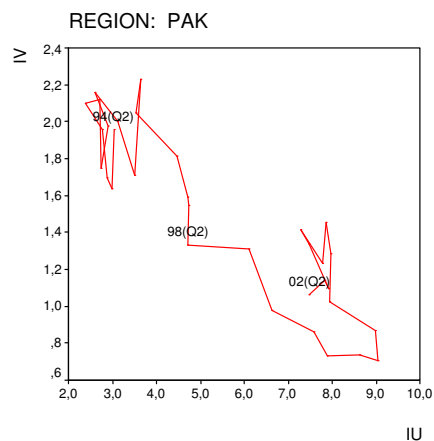
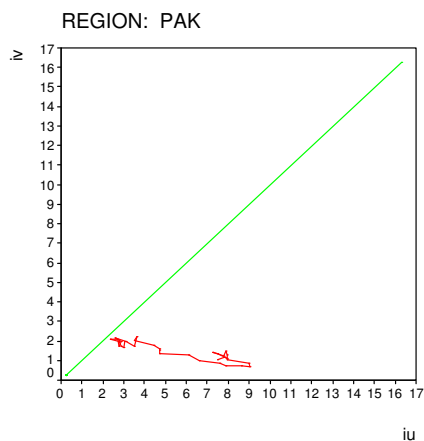
Obr. P5.6: Beveridgeova křivka MSK



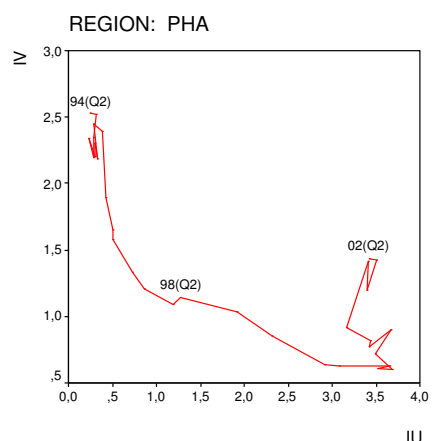
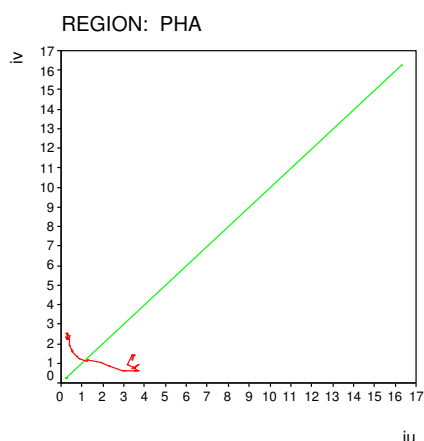
Obr. P5.7: Beveridgeova křivka OLK



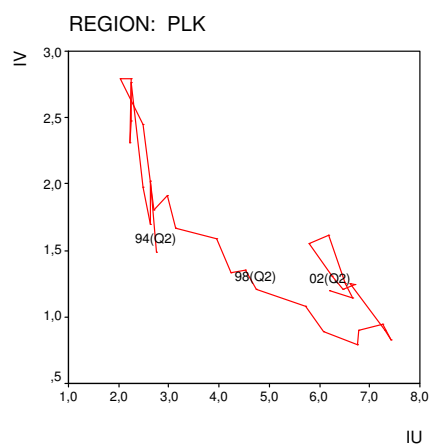
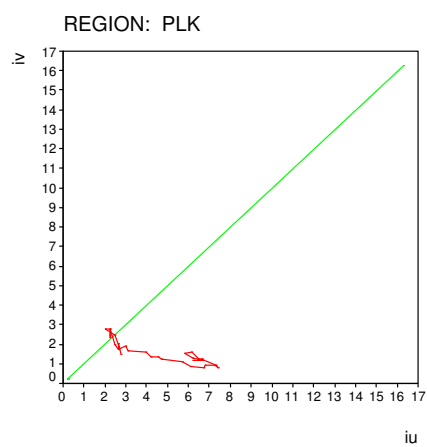
Obr. P5.8: Beveridgeova křivka PAK



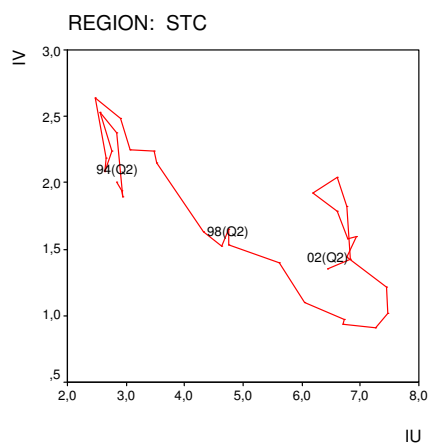
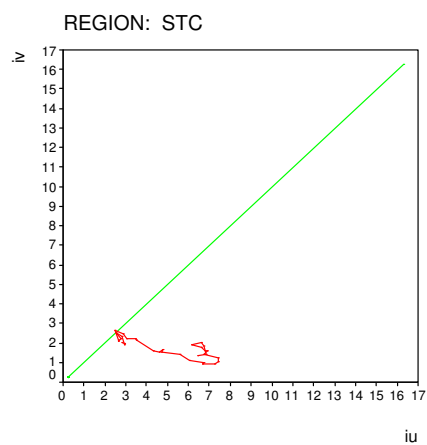
Obr. P5.9: Beveridgeova křivka PHA



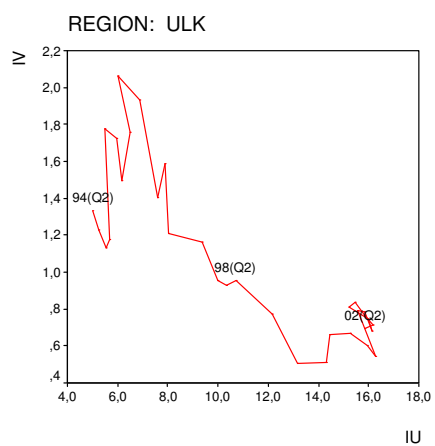
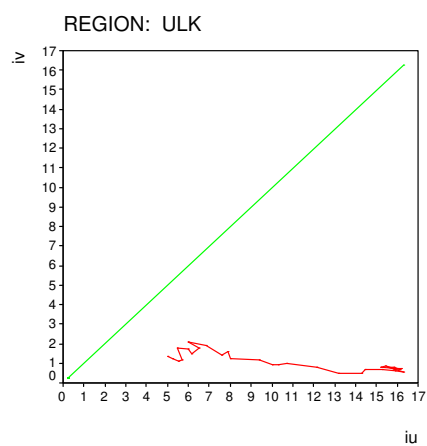
Obr. P5.10: Beveridgeova křivka PLK



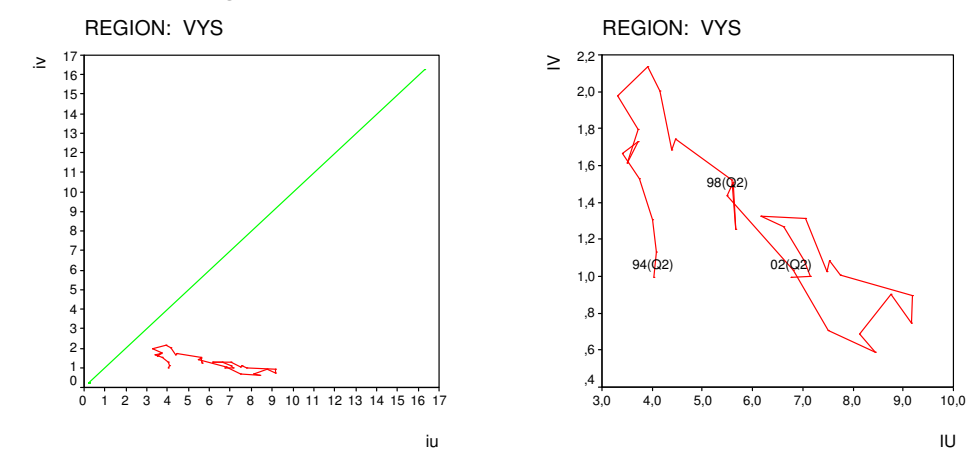
Obr. P5.11: Beveridgeova křivka STC



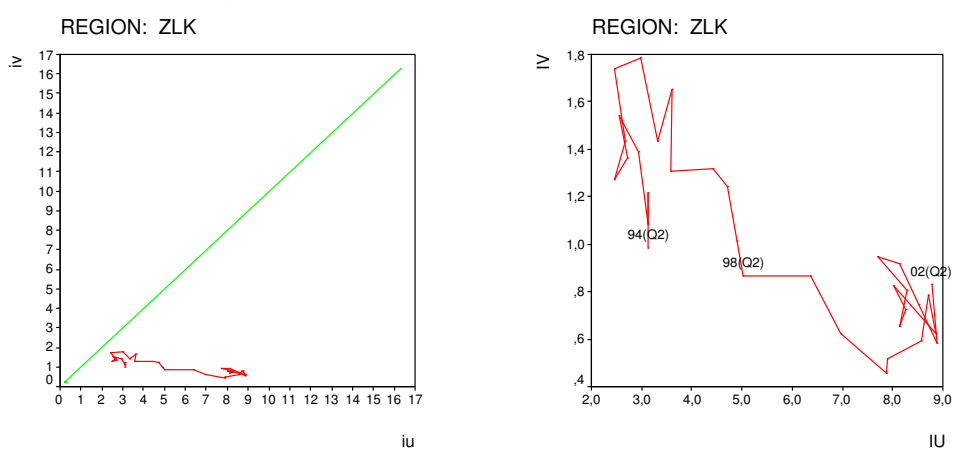
Obr. P5.12: Beveridgeova křivka ULK



Obr. P5.13: Beveridgeova křivka VYS



Obr. P5.14: Beveridgeova křivka ZLK



6 Dynamická analýza rovnovážného vývoje regionálních trhů práce a ČR

Vzájemný inverzní vztah mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy lze charakterizovat Beveridgeovou křivkou, které byla věnována 5. kapitola této publikace. V případě exogenních toků nezaměstnaných je možné hledat dlouhodobý rovnovážný bivariantní vztah. Tato kapitola publikace uvádí následuje rovněž rozšíření tohoto vztahu na trhu práce o vliv nezaměstnaných pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti, nezaměstnaných absolventů či žen. Empirická část je tedy věnována zkoumání existence dlouhodobého rovnovážného bivariantního či modifikovaného vztahu na trhu práce v ČR a v jednotlivých krajích. Dynamická analýza simultánních vztahů využívá vektorové autoregresivní (VAR) modely resp. vektorové modely korekce chyb (VEC) s případnou restrikcí na kointegrační vektor či na parametry zatížení. Analýza je provedena na měsíčních časových řadách za období 1995–2001 s podporou softwaru EViews.

6.1 Modifikace Beveridgeovy křivky

Řada ekonomů se ve svých empirických studiích zabývala nerovnovážnými modely toků ekonomicky aktivních osob na trhu práce. Absolutní přírůstek počtu zaměstnaných lze aproximovat následujícím vztahem:

$$\Delta E_t = E_t - E_{t-1} \equiv H_t - Q_t, \quad (6.1)$$

kde H_t je počet nových pracovních smluv, Q_t počet ukončených pracovních poměrů.

Funkce najímání H_t , které již byla věnována pozornost v 5. kapitole, může být vyjádřena jako homogenní Cobb-Douglasova produkční funkce s konstantním výnosem:

$$H_t = b_0 \cdot U_{t-1}^a \cdot V_{t-1}^{1-a}, \quad (6.2)$$

kde b_0 je efektivnost hledání práce (podíl úspěšně uzavřených kontaktů k celkovému počtu kontaktů při hledání práce za období t), U_t počet nezaměstnaných, V_t počet volných pracovních míst.

Počet ukončených pracovních poměrů je lineárně závislý na počtu zaměstnaných v čase $(t-1)$ s parametrem c_0 . Absolutní změnu počtu zaměstnaných vyjadřuje *nerovnovážný model trhu práce*:

$$\Delta E_t = b_0 \cdot U_{t-1}^a \cdot V_{t-1}^{1-a} - c_0 \cdot E_{t-1} \quad (6.3)$$

a relativní přírůstek zaměstnaných e_t je dán

$$e_t = b_0 \cdot ue_{t-1}^a \cdot ve_{t-1}^{1-a} - c_0, \quad (6.4)$$

kde $e_t = \Delta E_t / E_{t-1}$, $ue_{t-1} = U_{t-1} / E_{t-1}$, $ve_{t-1} = V_{t-1} / E_{t-1}$.

Dlouhodobý rovnovážný model trhu práce, který je odvozen v logaritmické formě v rovnici (6.5) jako hyperbolický vztah, respektuje podmínky, že množství práce a zdroje pracovní síly jsou konstantní tj. $e_t = 0$.

$$\ln ue_{t-1} = -\frac{1-a}{a} \cdot \ln ve_{t-1} + \frac{1}{a} \cdot \ln(c_0 / b_0). \quad (6.5)$$

Anthony (1999) zavedl ve své práci do tohoto deterministického modelu *náhodnou složku* ε_t v multiplikativní formě do rovnice (6.3):

$$\Delta E_t = b_0 \cdot U_{t-1}^a \cdot V_{t-1}^{1-a} \cdot \{e^{\mu_{t-1}}\} - c_0 \cdot \{e^{\nu_{t-1}}\} \cdot E_{t-1}, \quad (6.6)$$

resp. ve formě logaritmické

$$\ln ue_t = -\frac{1-a}{a} \cdot \ln ve_t + \frac{1}{a} \cdot \ln(c_0 / b_0) + \frac{1}{a} \cdot \varepsilon_t, \quad (6.7)$$

kde $\varepsilon_t = \nu_t - \mu_t$, $\mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2)$, $\nu_t \sim N(0, \sigma_\nu^2)$.

Rovnice (6.7) umožňuje zkoumat existenci dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi proměnnými ue_t a ve_t za předpokladu, že jsou tyto proměnné nestacionární a jsou integrovány řádu jedna ($ue_t, ve_t \sim I(1)$) a náhodná ε_t je stacionární ($\varepsilon_t \sim I(0)$).

Bivariantní model trhu práce (6.7) předpokládá, že parametry b_0 a c_0 jsou fixní tzn. toky mezi nezaměstnaností a pracovními místy jsou exogenní. V další části rozšíříme bivariantní rovnovážný model, který bude předpokládat, že toky mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy jsou endogenní a jsou determinovány vývojem struktury trhu práce, kterou budou reprezentovat následující základní časové řady:

pr_t – počet registrovaných uchazečů pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti,

m_t – počet registrovaných absolventů mezi uchazeči o práci,

z_t – počet evidovaných nezaměstnaných žen na úřadech práce.

Modifikovaný nerovnovážný model trhu práce lze nyní vyjádřit úpravou rovnice (6.6):

$$\Delta E_t = b_0 \cdot q_t^b \cdot U_{t-1}^a \cdot V_{t-1}^{1-a} \cdot \{e^{\mu_{t-1}}\} - c_0 \cdot \{e^{\nu_{t-1}}\} \cdot E_{t-1} \quad (6.8)$$

a tudíž *rozšířený trivariantní rovnovážný model trhu práce* je dán vztahem:

$$\ln ue_t = -\frac{1-a}{a} \cdot \ln ve_t - \frac{b_1}{a} \cdot \ln qe_t + \frac{1}{a} \cdot \ln\left(\frac{c_0}{b_0}\right) + \frac{1}{a} \cdot \varepsilon_t, \quad (6.9)$$

kde $\varepsilon_t = \nu_t - \mu_t$, $qe_t = \frac{q_t}{E_t}$, kde q_t je časová řada vyjadřující strukturu trhu práce (pr_t , m_t , z_t).

6.2 Použité ekonometrické modely VAR a VEC

Účelem kointegračního testu je určit, zda skupina nestacionárních časových řad je kointegrovaná. Kointegrační vztahy jsou formulovány na základě specifikace vektorového modelu korekce chyb (VEC). Pro analytické analýzy byl použit softwarový program EvIEWS, který sleduje kointegrační testy na bázi VAR metodologie zavedenou Johansenem počátkem 90. let (Johansen (1991), (1995)).

Předpokládáme k -rozměrný model VAR(p):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t, \quad (6.10)$$

kde y_t je k -rozměrný vektor nestacionárních časových řad (např. $I(1)$), x_t je d -rozměrný vektor deterministických proměnných, ε_t je k -rozměrný gaussovský proces bílého šumu. Tento model lze vyjádřit i ve tvaru vektorového modelu korekce chyb VEC :

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t, \quad (6.11)$$

$$\text{kde } \Gamma_i = -A_{i+1} - \dots - A_p, \quad \Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I.$$

Tento model VEC umožňuje charakterizovat *krátkodobé vztahy* mezi procesy (tj. vztahy mezi diferencovanými (stacionarizovanými) procesy)) a zároveň zahrnuje i *dlouhodobé vztahy* (tzn. vztahy mezi nediferencovanými procesy). V modelu VEC mohou dle Grangerova teorému nastat 3 situace (Artl (1999), Artl a kol. (2001)):

- Matice Π má plnou hodnotu a tudíž časová řada je *generována stacionárním vektorovým procesem* $\{y_t\}$. Je-li vícerozměrná časová řada stacionární, jsou také jednotlivé časové řady stacionární a není k jejich stacionarizaci potřeba diferencí.
- Jestliže hodnota matice $h(\Pi) = 0$ a model (6.11) neobsahuje nediferencovaný člen, k -rozměrná časová řada je generována nestacionárním vektorovým procesem $\{y_t\}$. Žádná proměnná nemůže být kointegrovaná s jinou. Za předpokladu, že jednotlivé procesy jsou $I(1)$, lze stacionarizaci provést individuálním diferencováním jednotlivých časových řad. Diferencování nevede ke ztrátě informací o dlouhodobém vztahu mezi časovými řadami, protože žádný neexistuje.
- Je-li hodnota matice $h(\Pi) \in (0, 1)$, potom nediferencovaný člen VEC modelu zůstává a současně proces $\{y_t\}$ není stacionární (jednotlivé procesy jsou typu $I(1)$). Vzhledem k tomu, že matice Π je nenulová, existuje mezi časovými řadami dlouhodobý vztah a stacionarizace individuálním diferencováním jednotlivých řad vede ke ztrátě informace. Některé lineární kombinace vektorů jsou stacionární = existuje několik kointegračních vztahů mezi proměnnými.

Johansenova metoda odhaduje matici Π z neomezeného VAR modelu a testuje, zda se zamítá omezení $h(\Pi) = r < k$. Při testování řádu kointegrace se postupuje od $r=0$ až po $r=k-1$, dokud nezamítáme hypotézu. Formulace hypotéz v EViewsu opět závisí na způsobu zahrnutí deterministických předpokladů: (6.12)

1. $H_2(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha \beta^T y_{t-1}$
2. $H_1(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta^T y_{t-1} + \rho_0)$
3. $H_1(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta^T y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0$
4. $H_1(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta^T y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} \gamma_0$
5. $H_1(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta^T y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp}(\gamma_0 + \gamma_1 t)$

kde $\alpha^T \cdot \alpha_{\perp} = 0$, $\Pi = \alpha \beta^T$, $\beta^T y_t \sim I(0)$.

Johansenův kointegrační test s využitím metody maximální věrohodnosti s omezenou informací pro VAR(p):

Hypotéza $H_1(r) : h(\Pi) = 1$ (tj. všechny časové řady v systému jsou $I(0)$).

Hypotéza $H_2(r) : h(\Pi) < 1$ (tj. k -rozměrná časová řada je nestacionární $I(1)$ a není možné ji stacionarizovat diferencováním jednotlivých časových řad, protože některé lineární kombinace jsou stacionární).

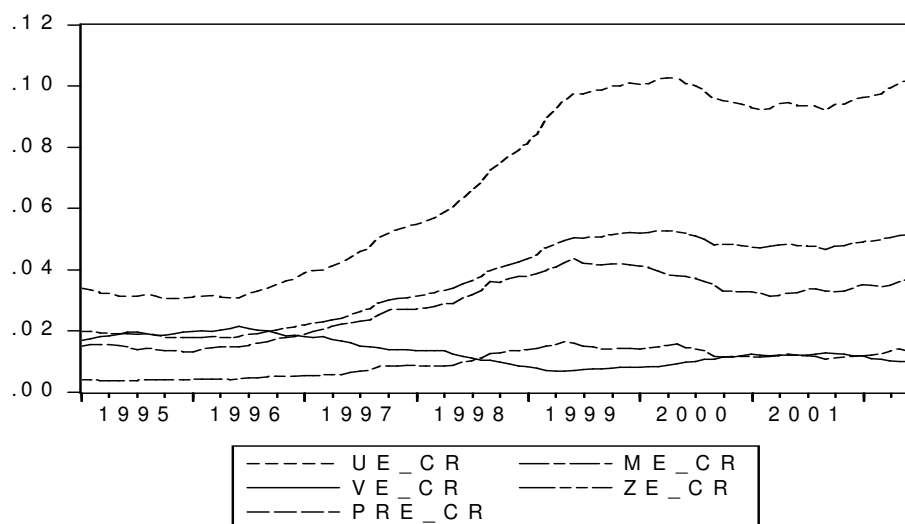
Na základě specifikace použitých ekonometrických modelů lze přistoupit k empirické analýze.

6.3 Zkoumání existence rovnovážného vztahu na trhu práce v České republice

6.3.1 Testování stacionarity použitých časových řad

Testování bivariantního a rozšířeného rovnovážného modelu trhu práce bylo provedeno na sezónně očištěných měsíčních časových řadách za období 1995–2001 (84 pozorování). Zdrojem dat byl výkaz „Uchazeči a volná pracovní místa“ (UVPM) viz subkapitola 2.1. Následující obrázek 6.1 dokumentuje vývoj sledovaných časových řad.

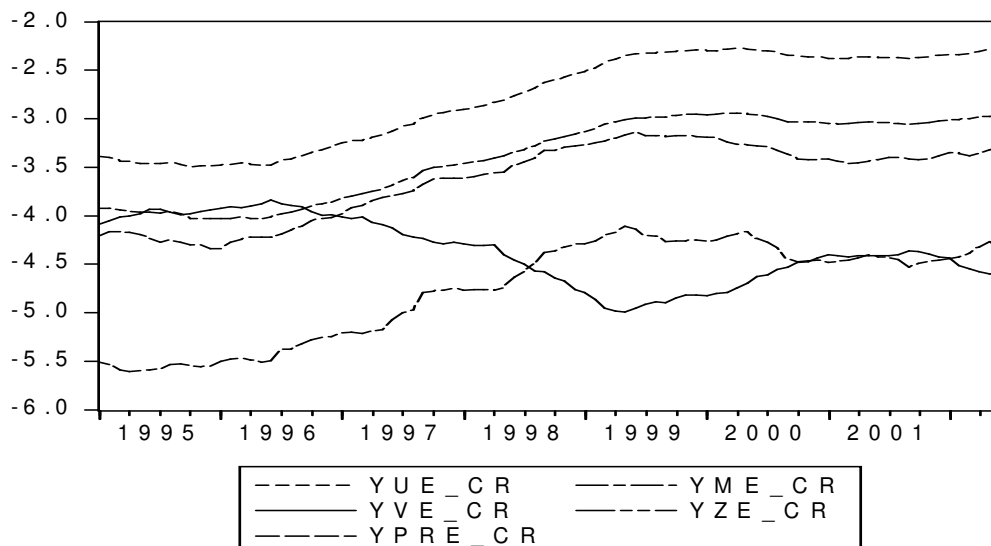
Obr. 6.1: Vývoj poměrových ukazatelů ue_t , ve_t , pre_t , me_t a ze_t .



Z obrázku 6.1 vyplývá relativně stabilizovaný vývoj „míry“ nezaměstnanosti i „míry“ volných pracovních míst do polovinu roku 1996, poté se nůžky dále rozevíraly až do počátku roku 1999. Krátké relativně stabilní období bylo opět od poloviny roku 2000 do roku 2001, avšak s jinou intenzitou, od roku 2002 se opět na trhu práce v ČR vrací k mírně negativní tendenci ve vývoji.

Vzhledem ke skutečnosti, že původní model (rovnice 6.3) je v exponenciálním tvaru, vkládáme při zkoumání dlouhodobého rovnovážného vztahu na trhu práce do modelu transformované časové řady prostřednictvím přirozeného logaritmu (viz rovnice (6.5) resp. v rozšířené formě (6.7)), což značíme písmenkem y před označením názvu časové řady. Např. pro časovou řadu ue_t to je $yue_t = \ln(ue_t)$. Obr. 6.2 zachycuje průběh časových řad yue_t , yve_t , $ypre_t$, yme_t a yze_t pro Českou republiku v letech 1995 – 2001.

Obr. 6.2 Vývoj časových řad yue_t , yve_t , $ypre_t$, yme_t a zye_t pro ČR



Testování jednotkového kořene prostřednictvím ADF (rozšířeného Dickey-Fullerova) testu a PP (Phillips–Perronova) testu potvrdily, že sledované časové řady jsou nestacionární a jsou typu $I(1)$ na 5 % hladině významnosti. Tabulka 6.1 shrnuje tyto výsledky pro ADF test:

Tab. 6.1: Testování stacionarity pro časové řady ČR

proměnná	délka zpoždění	pravděpodobnost zamítnutí H_0	proměnná	délka zpoždění	pravděpodobnost zamítnutí H_0
yue_t	2	0,724	Δyue_t	1	0,024
yve_t	3	0,522	Δyve_t	2	0,005
$ypre_t$	1	0,765	$\Delta ypre_t$	0	0,000
yme_t	1	0,622	Δyme_t	0	0,000
zye_t	2	0,715	Δzye_t	1	0,018

(*) H_0 : existuje jednotkový kořen tj. časová řada je nestacionární.

6.3.2 Testování dlouhodobého vztahu na trhu práce – bivariantní model

Na základě získaných výsledků můžeme přistoupit ke kointegrační analýze prostřednictvím Johansenova testu. Nejprve se zaměříme na bivariantní model a budeme zkoumat dlouhodobý rovnovážný vztah mezi yue a yve pro Českou republiku. Při testování kointegračních vztahů se sleduje následujících 5 možností (typů) z hlediska zavedení deterministického trendu:

- *Není významný deterministický trend* v datech:
 1. bez úrovně konstanty ani trendu v kointegrační rovnici resp. VAR modelu,
 2. zahrnutí úrovně konstanty, ale bez trendu v kointegrační rovnici resp. bez konstanty ve VAR modelu.
- *Zahrnutí lineárního trendu* v datech:
 3. zahrnutí úrovně konstanty, bez trendu v kointegrační rovnici,
 4. zahrnutí úrovně konstanty, s trendem v kointegrační rovnici – VAR bez trendu.
- *Kvadratický deterministický trend* v datech:
 5. zahrnutí úrovně konstanty i trendu – lineární trend ve VAR modelu.

Tabulka 6.2 shrnuje výsledky pro těchto 5 možností (typů) pro bivariantní model (y_{ue}, y_{ve}). Potvrzuje se existence jednoho dlouhodobého vztahu pro y_{ue} a y_{ve} a to pro nevýznamný deterministický trend.

Tab. 6.2: Testování typu kointegrace y_{ue} a y_{ve} v ČR

Series: YUE_CR YVE_CR Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	0	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	0

Výsledky tabulky 6.3 indikují, že hypotéza $H_2(r): r=0$ je zamítnuta na 5% hladině významnosti a pro $r=1$ se nezamítá, tj. byla prokázána hypotéza, že systém obsahuje 1 kointegrační vektor na základě λ_{trace} i λ_{max} statistiky. Existence jednoho dlouhodobého vztahu bez úrovně konstanty a trendu lze specifikovat kointegrační rovnicí $EQ1 = y_{ue}_t - 7,416y_{ve}_t$.

Tab. 6.3: Testování hypotéz pro kointegrační test – 1. typu

Trend assumption: No deterministic trend Series: YUE_CR YVE_CR Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.170946	17.21278	12.53	16.31
At most 1	0.022192	1.840236	3.84	6.51
*** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.170946	15.37255	11.44	15.69
At most 1	0.022192	1.840236	3.84	6.51
*** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	413.2752	
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
YUE_CR	YVE_CR			
1.000000	-7.415646 (1.68011)			

Výsledky další tabulky 6.4 potvrzují, že hypotéza $2_H_1(r): r=0$ je zamítnuta na 5% hladině významnosti a pro $r=1$ se nezamítá, tj. existuje 1 dlouhodobý rovnovážný vztah se zahrnutím úrovně konstanty a bez deterministického trendu v kointegrační rovnici

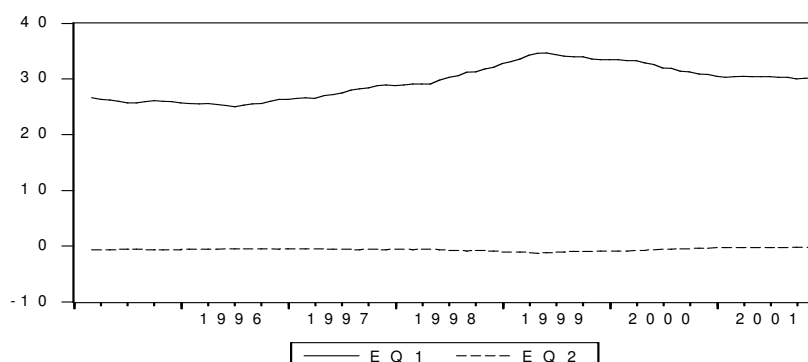
$EQ2 = yue_t - 1,613yve_t + 9,328$. Tento závěr potvrdily rovněž obě λ_{trace} i λ_{max} statistiky na 5 % hladině významnosti.

Tab. 6.4: Testování kointegrace pro 2. typ

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: YUE_CR YVE_CR				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.198485	20.51530	19.96	24.60
At most 1	0.028520	2.372636	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Trace test indicates no cointegration at the 1% level				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.198485	18.14266	15.67	20.20
At most 1	0.028520	2.372636	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level				
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	414.6602	
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
YUE_CR	YVE_CR	C		
1.000000	1.643294	9.327712		
	(0.36438)	(1.58232)		

Následující obrázek 6.3 znázorňuje vývoj obou kointegračních vztahů $EQ1$ a $EQ2$

Obr. 6.3: Vývoj kointegračních vztahů yue a yve v ČR



Při testování významnosti **restrikcí** v rámci odhadovaných parametrů kointegračního vztahu $EQ1$ resp. $EQ2$ je z tabulky 6.5 statisticky prokázáno, že test věrohodnostním poměrem (LR) nezamítá sdruženou hypotézu $B(1,1)=1$ a $B(1,2)=0$, tudíž proměnná yve není statisticky významná ve sledovaném kointegračním vztahu $EQ1$ resp. $EQ2$. V systému lze rovněž testovat

slabou exogenitu časových řad vzhledem k parametrům podmíněného modelu. Časová řada je slabě exogenní, je-li příslušný parametr ve vektoru zatížení nulový. Tento test v našem případě nemá smysl provádět.

Tab. 6.5: Výsledky testování restrikcí na parametry v kointegračních rovnicích EQ1 a EQ2

$EQ1 = B(1,1) \cdot yue_t + B(1,2) \cdot yve_t$			$EQ2 = B(1,1) \cdot yue_t + B(1,2) \cdot yve_t + c$		
Cointegration Restrictions:			Cointegration Restrictions:		
B(1,1)=1,B(1,2)=0			B(1,1)=0,B(1,2)=0		
Convergence achieved after 1 iterations.			Convergence achieved after 1 iterations.		
Restrictions identify all cointegrating vectors			Not all cointegrating vectors are identified		
LR test for binding restrictions (rank = 1):			LR test for binding restrictions (rank = 1):		
Chi-square(1)	1.408		Chi-square(2)	3.339	
Probability	0.235		Probability	0.188	

Výsledky pro bivariantní model ČR lze shrnout:

- Johansenův kointegrační test prokázal na 5 % hladině významnosti existenci dlouhodobého vztahu mezi *yue* a *yve*, přičemž se předpokládá nedeterministický trend v datech a kointegrační rovnice byla ve dvou variantách (*EQ1* bez úrovně konstanty, *EQ2* s úrovně konstantou).
- Testování sdružené restrikce na parametry jednotlivých kointegračních rovnic nepotvrdily významné postavení proměnné *yve* a tudíž **neexistuje statisticky významný dlouhodobý vztah mezi změnou „míry“ nezaměstnaných a „míry“ volných pracovních míst v ČR za období 1995 – 2001.**

6.3.3 Testování dlouhodobého vztahu na trhu práce – trivariantní model

V případě rozšířeného bivariantního modelu o další proměnnou, která charakterizuje strukturu nezaměstnanosti na trhu práce (*pre*, *me*, *ze*), lze předpokládat, že by bylo možné dlouhodobý rovnovážný vztah identifikovat. Všechny sledované časové řady *yue*, *yve*, *ypre*, *yme* a *yze* jsou nestacionární řádu 1 a tudíž možnost existence dlouhodobého vztahu mezi lineární kombinací *yue*, *yve* a strukturální proměnné je. Jako v předcházejícím případě bivariantního modelu se postupovalo při zahrnutí každé strukturální proměnné v těchto krocích:

- testování kointegrace pro 5 výše uvedených možností-typů (kointegrační vztah byl podroben další analýze, jestliže existoval alespoň jeden statisticky významný pro λ_{trace} a zároveň λ_{max} statistiky na 5% hladině významnosti),
- testování restrikcí na parametry kointegračního vektoru resp. parametrů zatížení,
- výběr nejvhodnější možnosti 1-5 dle informačních kritérií, očekávané relace mezi proměnnými v kointegrační rovnici, korigovaných koeficientů determinace, výsledků testování autokorelace a heteroskedasticity reziduí (Portmanteau test autokorelace, VEC residuální test heteroskedasticity).

Výsledky zkoumání trivariantních dlouhodobých vztahů pro ČR shrnuje tabulka 6.6. Z této tabulky a dále z obrázku 6.4 je patrné, že:

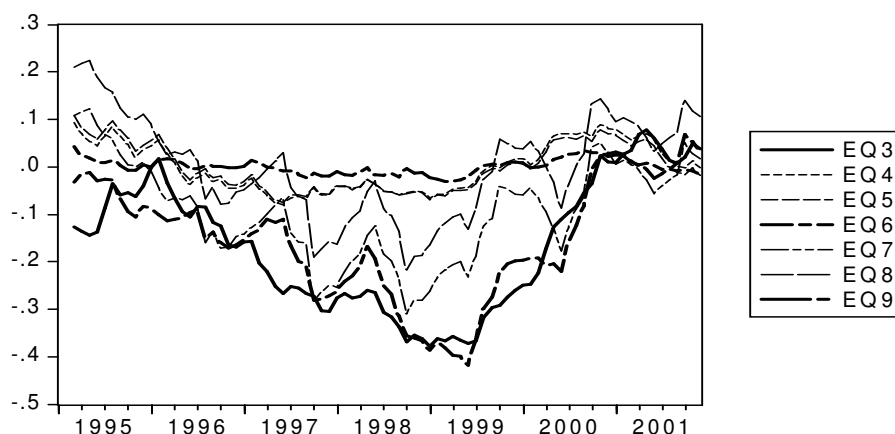
- Existuje dlouhodobý rovnovážný vztah na trhu práce v ČR při zahrnutí strukturální proměnné** tj. varianty modelu (*yue*, *yve*, *ypre*), (*yue*, *yve*, *yme*) nebo (*yue*, *yve*, *yze*) – podrobnější výsledky viz příloha 6.1 – 6.3.
- Dlouhodobý rovnovážný vztah vycházel z předpokladu existence **deterministického trendu v datech pouze při zahrnutí *yze*.**
- Z kointegračních rovnic *EQ3*, *EQ6* a *EQ9* je patrné, že časová řada ***yue* se dlouhodobě vyvíjí nepřímo úměrně s časovou řadou *yve* a přímoúměrně se strukturální proměnnou trhu práce *ypre*, *yme* nebo *yze***, avšak pouze v případě nezaměstnaných žen nejsou rezidua zatížena autokorelací či heteroskedasticitou, což je zřejmé z obrázku 6.4.

- Za předpokladu **slabé exogenity yve** pro model (yue , yve , yze) je odhad kointegrační rovnice $EQ10 = yue_t + 0,246yve_t - 0,678yze_t - 0,005trend + 1,787$ a vektor zatížení je $(-0.753, 0, -0.510)$. Podrobněji viz příloha 6.4.

Tab. 6.6: Výsledky odhadování VEC pro trivariantní dlouhodobé vztahy v ČR

proměnné	$yue, yve, ypre$			yue, yve, yme			yue, yve, yze
Typ (1-5)	1	4	5	1	2	3	5
kointegrační vektor	1	1	1	1	1	1	1
	0,267 -1,045	-0,275 -0,515	-0,276 -0,515	0,283 -0,814	-0,255 -1,134	-0,286 -1,156	0,229 -0,700
vektor zatížení	-0,039	-0,271	-0,269	-0,031	-0,057	-0,040	-0,653
	-0,024	-0,145	0,138	-0,053	-0,044	-0,019	0,318
	-0,016	-0,054	-0,047	0,004	0,053	0,114	-0,444
kointegrační vztah	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6	EQ7	EQ8	EQ9
autokorelace	ano	ano	ne	ano	Ano	ano	ne
heteroskedasticita	ano	ne	ne	ne	Ne	ne	ne

Obr. 6.4 Vývoj kointegračních vztahů pro trivariantní modely ČR



6.4 Zkoumání dlouhodobého vztahu na trhu práce v krajích ČR

Obdobně jako pro celou ČR se přistoupilo ke zkoumání dlouhodobých vztahů na 14 regionálních trzích práce v ČR za období 1995 – 2001. Nejprve byla testována stacionarita časových řad, dále byly identifikovány počty významných kointegračních vztahů pro 5 typů zahrnutí deterministických předpokladů. Následovalo testování restrikcí parametrů kointegračního vektoru resp. parametrů vektoru zatížení. Pro nejlepší varianty byla testována autokorelace a heteroskedasticita reziduí.

Tab. 6. 7: Testování stacionarity časových řad v krajích ČR

kraj čas. ř.	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
<i>ue</i>	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>ve</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>pre</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>me</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>ze</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Stacionarita časových řad *yue*, *yve*, *ypre*, *yme*, *yze* ve všech krajích České republiky byla testována ADF testem na 5% hladině významnosti. Výsledky lze shrnout následovně: Všechny sledované časové řady byly nestacionární a byly integrovány řádu 1 s výjimkou časové řady *yue* pro Prahu a Jihočeský kraj, kde i v případě prvních diferencí byla statisticky významná nestacionarita.

Následující tabulka shrnuje celkové výsledky existence dlouhodobého vztahu dosažené pro bivariantní i trivariantní variantu modelu.

Tab. 6.7: Zhodnocení existence dlouhodobého vztahu v krajích ČR

skupina ¹ v Beveridgeově křivce (viz kapitola 5)	region	Bivariantní model	Trivariantní model		
		(<i>yue</i> , <i>yve</i>)	(<i>yue</i> , <i>yve</i> , <i>ypre</i>)	(<i>yue</i> , <i>yve</i> , <i>yme</i>)	(<i>yue</i> , <i>yve</i> , <i>yze</i>)
	ČR	ne	ano	ano	ano
1	PHA	ne	ne	ne	ne
2	STC	ne	ano	ne	ne
2	JHC	ne	ano	ne	ne
2	PLK	ano			
3	KVK	ne	ne	ne	ne
5	ULK	ano			
2	LBK	ne	ano	ne	ne
2	HKK	ano			
3	PAK	ne	ano	ano	ne
3	VYS	ne	ano	ne	ne
3	JHM	ano			
4	OLK	ne	ne	ano	ne
3	ZLK	ne	ano	ne	ne
5	MSK	ano			

Na základě uvedeného přehledu lze konstatovat, že dlouhodobé vztahy mezi *yue* a *yve* existují pouze pro Plzeňský, Královéhradecký a Jihomoravský kraj, což je příznivé, protože tyto regiony nebyly zatíženy významnými problémy na trhu práce. Rovněž Ústecký a Moravskoslezský kraj zaznamenávají dlouhodobý vztah prostřednictvím *yue* a *yve*, ale tyto regionální trhy práce se nacházejí v tíživých a setrvalých problémech, což dokazuje i tvar a umístění Beveridgeovy křivky (viz kapitola 5).

Zahrnutím strukturální proměnné *ypre* bylo možné identifikovat dlouhodobý vztah na trhu mezi *yue*, *yve*, *ypre* pro Středočeský, Jihočeský, Liberecký, Pardubický, Zlínský kraj a Vysočinu.

Rovněž časová řada *yme* (změny u nezaměstnaných absolventů) přispěla k existenci dlouhodobého vztahu na trhu práce v Pardubickém a Olomouckém kraji.

Pouze v případě strukturální časové řady *yze* (změny počtu uchazečů – žen) je zřejmé, že nepřispěla k dosažení dlouhodobého vztahu na regionálních trzích práce v ČR, avšak na celorepublikové úrovni již ano.

¹ Skupina 1 – bez výrazných problémů, 2 – nízký nárůst nezaměstnanosti, 3 – hystereze přirozené míry nezaměstnanosti, 4 – začínající tíživé problémy, 5 – tíživé a dlouhodobé problémy na trhu práce.

6.4.1 Bivariantní modely

V této části kapitoly bude věnována pozornost podrobné analýze odhadům bivariantních modelů v regionech České republiky. Tabulka 6.8 uvádí základní charakteristiky odhadovaných VEC modelů, které jsou dále podrobněji obsaženy v příloze 6.5 – 6.9.

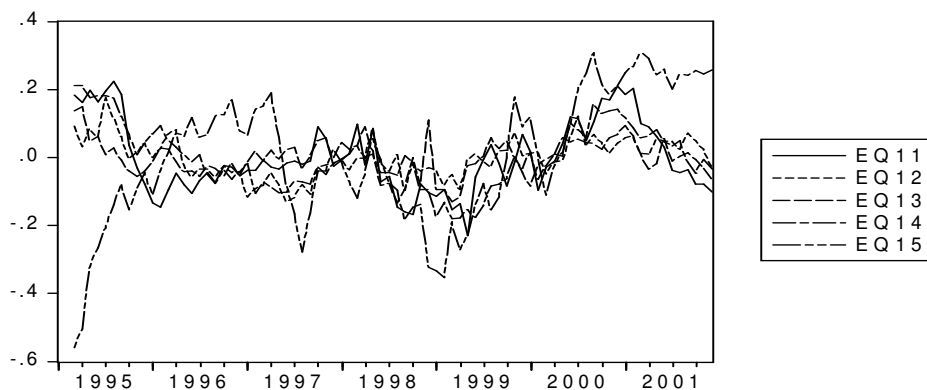
Z tabulky 6.8 a obrázku 6.5 vyplývají následující poznatky:

- Sledované časové řady zahrnují deterministický trend lineární (typ 3-4) nebo dokonce i kvadratický (typ 5).
- Regionální časová řada *yue* se dlouhodobě vyvíjí v negativním vztahu s časovou řadou *yve* (viz kointegrační vektor).
- Odhadnuté parametry vektoru zatížení, které vyjadřují rychlost přizpůsobení se dlouhodobému vztahu se pohybují v očekávaném rozmezí $<-1,0$).
- Testování autokorelace a heteroskedasticity nebylo úspěšné v případě Jihomoravského a Moravskoslezského kraje.

Tab. 6.8: Odhady VEC pro (*yue*, *yve*) v krajích ČR

	<i>yue</i> , <i>yve</i>					
kraj	HKK	PLK		JHM	MSK	ULK
Skupina BC křivky	2			3	5	
Typ (1-5)	5	4		5	4	3
kointegrační vektor	1 0,996	1 0,833		1 0,575	1 0,531	1 1,063
vektor zatížení	-0,101 -0,136	-0,202 -0,315		-0,172 -0,335	-0,094 -0,166	-0,016 -0,123
kointegrační vztah	EQ11	EQ12		EQ13	EQ14	EQ15
autokorelace	ne	ne		ano	ano	ne
heteroskedasticita	ne	ne		ano	ne	ne
VEC - příloha	6.5	6.6		6.7	6.8	6.9

Obr. 6.5 Vývoj kointegračních vztahů dlouhodobého vztahu *yue*, *yve* v krajích ČR



6.4.2 Trivariantní modely

Dále se bude zkoumat existence dlouhodobého vztahu pro rozšířený trivariantní model trhu práce v krajích ČR, kde nebylo možné identifikovat dlouhodobý vztah mezi *yue* a *yve*.

Následující tabulka 6.9 zaznamenává odhady VEC pro 3 časové řady *yue*, *yve* a *ypre*. Ukazuje se, že z hlediska deterministických předpokladů kladených na model existují 2 skupiny – modely bez deterministického trendu v datech (typ1) a modely sledující lineární trend v datech (typ 4). Z hlediska odhadnutého kointegračního vektoru lze určitou podobnost hledat pro Jihočeský, Liberecký a Středočeský kraj, kde se projevil nízký růst míry nezaměstnanosti a

- negativní vliv *yue* a *yve* (s nižší intenzitou ve srovnání s PAK a VYS),
- přímo úměrný vztah *yue* a *ypre* (opět s nižší intenzitou ve srovnání s PAK a VYS).

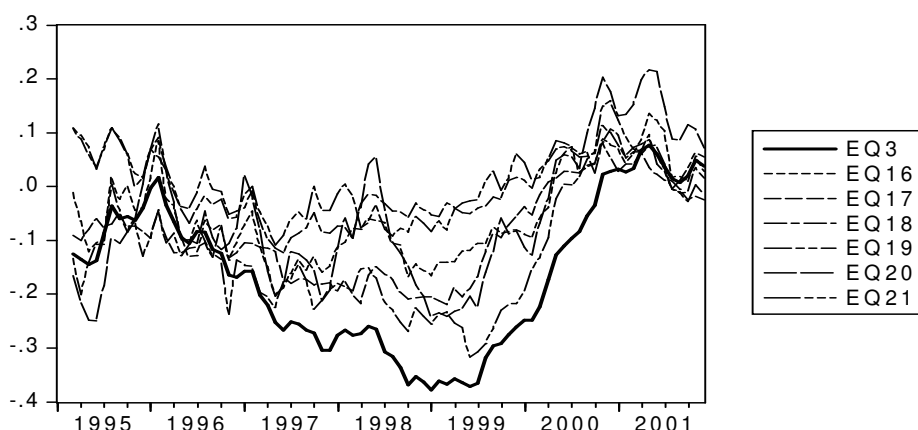
Problémy s autokorelací nebo heteroskedasticitou reziduí neprokázal Liberecký a Zlínský kraj.

Na obrázku (6.6) je možné porovnat vývoj dlouhodobých kointegračních vztahů *yue*, *yve*, *ypre* v krajích s celorepublikovou úrovní, kde se dá pochybovat o stacionaritě, ale je nutné vzít v úvahu výběr pouze určitého časového úseku.

Tab. 6.9: Odhady VEC pro (*yue*, *yve*, *ypre*) v krajích

	<i>yue</i> , <i>yve</i> , <i>ypre</i>						
region	JHC	LBK	STC	PAK	VYS	ZLK	ČR
Skupina BC křivky	2			3			
Typ (1-5)	1	1	4	1	1	4	1
kointegrační vektor	1 0,152 -0,996	1 0,156 -0,946	1 0,146 -0,784	1 0,200 -1,005	1 0,256 -1,109	1 0,134 -0,677	1 0,267 -1,045
vektor zatížení	-0,106 0,025 0,054	-0,066 -0,097 -0,003	-0,177 -0,117 0,165	-0,065 0,013 0,016	-0,039 -0,080 -0,071	-0,304 0,616 0,059	-0,039 -0,024 -0,016
kointegrační vztah	EQ16	EQ17	EQ18	EQ19	EQ20	EQ21	EQ3
autokorelace	ano	ne	ano	ano	ano	ne	ano
heteroskedasticita	ne	ne	ano	ne	ne	ne	ano

Obr. 6.6: Vývoj kointegračních vztahů dlouhodobého vztahu *yue*, *yve*, *ypre* v krajích



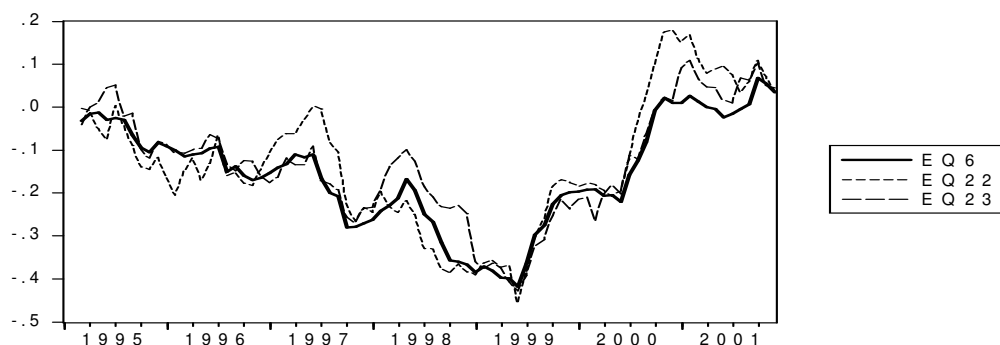
Další strukturální časová řada byla *yve*, která zavádí informace o změnách ve vývoji nezaměstnaných absolventů. Tato časová řada vytvářela dlouhodobý vztah společně s *yue*, *yve* pouze v Pardubickém a Olomouckém kraji, což dokumentuje i obrázek 6.7. Výsledky odhadnutých VEC modelů dokumentují, že:

- existuje deterministický trend v datech,
- potvrzuje se nepřímý úměrný dlouhodobý vztah mezi *yue*-*yve* a přímo úměrný dlouhodobý vztah *yue*-*yve*,
- v případě Pardubického kraje byla zaznamenána statisticky významná heteroskedasticita.

Tab. 6.10: Odhady VEC pro (yue , yve , ypr) v krajích ČR

Region	yue, yve, ypr		
	PAK	OLK	ČR
Skupina BC křivky	3	4	
Typ (1-5)	1	1	1
kointegrační vektor	1	1	1
	0,279	0,324	0,283
	-0,816	-0,854	-0,814
vektor zatížení	-0,048	-0,029	-0,031
	0,005	-0,073	-0,053
	0,041	0,039	0,004
kointegrační vztah	EQ22	EQ23	EQ6
autokorelace	ne	ne	ano
heteroskedasticita	ano	ne	ne

Obr. 6.7 Vývoj kointegračních vztahů dlouhodobého vztahu yue , yve , ypr v krajích ČR



6.5 Závěr

Na základě dynamické analýzy simultánních bivariantních či trivariantních vztahů časových řad yue , yve a ypr , yve , yze na úrovni celé České republiky a jednotlivých krajů ČR za období 1994 - 2001 lze konstatovat, že:

- **Dlouhodobý vztah mezi změnou „míry“ nezaměstnaných a „míry“ volných pracovních míst** existuje pouze v krajích Královéhradecký, Plzeňský a Jihomoravský a dále v „problémových“ regionech – Moravskoslezský kraj a Ústecký kraj.
- **Dlouhodobý vztah mezi změnami „míry“ nezaměstnanosti, „míry“ volných pracovních míst a zastoupením nezaměstnaných pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti** byl potvrzen na celorepublikové úrovni a ve Středočeském, Jihomoravském, Libereckém, Pardubickém i Zlínském kraji a v kraji Vysočina.
- **Dlouhodobý vztah na trhu práce mezi „mírou“ nezaměstnaných, „mírou“ volných pracovních míst a zastoupením nezaměstnaných absolventů** byl prokázán rovněž pro ČR a kraj Pardubický a Olomoucký.
- **Neexistuje** za uvedených předpokladů bivariantní či trivariantní **dlouhodobý vztah mezi sledovanými časovými řadami na trhu práce pro hlavní město Prahu a Karlovarský kraj.**
- Existuje statisticky významný dlouhodobý negativní vztah mezi yue - yve a přímo úměrný vztah yue - ypr resp. yue - yve (zpravidla s nižší intenzitou).
- Dlouhodobý vývoj na regionálních trzích práce byl sledován zejména v případě zahrnutí relativní změny v počtu uchazečů, kteří pobírají příspěvek v nezaměstnanosti ve srovnání s dalšími strukturálními proměnnými.

- Výstražným signálem je především existence dlouhodobého vztahu ve vývoji změn nezaměstnaných a volných pracovních míst pro Moravskoslezský kraj a pro Ústecký kraj. (V případě ULK byl zaznamenán v kointegrační rovnici odhadnutý parametr elasticity $-1,063$).

6.6 Literatura

- ANTHONY J.D.F. (1999): The relationship between unemployment and vacancies in Australia. *Applied Economics*, No. 31, pp. 641-652.
- ARTL,J. (1999). *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada.
- ARTL,J.-GUBA,M.-RADKOVSKÝ,Š.-SOJKA,M.-STILLER,V. (2001). *Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky pop penězích v letech 1994 –2000*. Praha: Working paper č.30, ČNB.
- BEWLEY, R.A. (1979): The dynamic behaviour of unemployment and unfilled vacancies in Great Britain: 1958-1971, *Applied Economics*, No. 11, pp. 303-308.
- Eviews User's Guide (1998). Quantitative Micro Software.
- GOTTVALD, J. (1999): Structural Adjustment of the Czech Labour Market. In: *Proceedings of Papers* No. 06-2-1, *EALE Conference*, 1999, Regensburg, Germany.
- HANČLOVÁ,J.-ŠIMEK,M. (2001). Vliv vybraných charakteristik trhu práce na vývoj nezaměstnanosti v ČR. *Statistika 2/2001*, roč. 38. Praha: ČSÚ. Příloha s. 4 – 8, ISBN 0322-788x
- JOHANSEN, S. (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, No. 59, pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, S. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.

6.7 Přílohy

Příloha 6.1

Odhad VEC pro *yue*, *yve*, *ypre* (EQ3)

Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
YUE_CR(-1)	1.000000		
YVE_CR(-1)	0.265637 (0.03253) [8.16542]		
YPRE_CR(-1)	-1.045338 (0.03787) [-27.6056]		
Error Correction:	D(YUE_CR)	D(YVE_CR)	D(YPRE_CR)
CointEq1	-0.039182 (0.01111) [-3.52548]	-0.024079 (0.02138) [-1.12600]	0.015867 (0.01596) [0.99430]
D(YUE_CR(-1))	0.490167 (0.13113) [3.73807]	-0.735061 (0.25231) [-2.91335]	0.542785 (0.18828) [2.88282]
D(YVE_CR(-1))	-0.125674 (0.05860) [-2.14469]	0.297395 (0.11275) [2.63766]	-0.173254 (0.08414) [-2.05916]
D(YPRE_CR(-1))	-0.091398 (0.07850) [-1.16435]	0.003829 (0.15104) [0.02535]	0.228358 (0.11271) [2.02606]
R-squared	0.537578	0.403547	0.459133
Adj. R-squared	0.519792	0.380607	0.438330
Sum sq. resids	0.017040	0.063088	0.035132
S.E. equation	0.014781	0.028440	0.021223
F-statistic	30.22564	17.59105	22.07096
Log likelihood	231.2817	177.6150	201.6170
Akaike AIC	-5.543457	-4.234512	-4.819926
Schwarz SC	-5.426056	-4.117111	-4.702525
Mean dependent	0.012828	-0.004600	0.009488
S.D. dependent	0.021329	0.036136	0.028318
Determinant Residual Covariance	4.43E-11		
Log Likelihood	634.5397		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	628.3884		
Akaike Information Criteria	-14.96069		
Schwarz Criteria	-14.52044		

Příloha 6.2

Odhad VEC pro *yue*, *yve*, *yme* (EQ6)

Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
YUE_CR(-1)	1.000000		
YVE_CR(-1)	0.282653 (0.03218) [8.78463]		
YME_CR(-1)	-0.814102 (0.02824) [-28.8323]		
Error Correction:	D(YUE_CR)	D(YVE_CR)	D(YME_CR)
CointEq1	-0.031445 (0.01357) [-2.31648]	-0.053213 (0.02492) [-2.13560]	0.004160 (0.03525) [0.11801]
D(YUE_CR(-1))	0.564862 (0.17160) [3.29178]	-1.027315 (0.31499) [-3.26146]	0.510872 (0.44563) [1.14640]
D(YVE_CR(-1))	-0.125634 (0.06055) [-2.07492]	0.272948 (0.11114) [2.45581]	-0.333868 (0.15724) [-2.12326]
D(YME_CR(-1))	-0.066165 (0.06365) [-1.03950]	0.072242 (0.11684) [0.61831]	0.098185 (0.16530) [0.59399]
R-squared	0.512269	0.427455	0.240971
Adj. R-squared	0.493510	0.405434	0.211778
Sum sq. resids	0.017973	0.060559	0.121213
S.E. equation	0.015180	0.027864	0.039421
F-statistic	27.30811	19.41130	8.254299
Log likelihood	229.0971	179.2923	150.8409
Akaike AIC	-5.490172	-4.275421	-3.581487
Schwarz SC	-5.372772	-4.158020	-3.464086
Mean dependent	0.012828	-0.004600	0.013241
S.D. dependent	0.021329	0.036136	0.044402
Determinant Residual Covariance	8.85E-11		
Log Likelihood	606.1685		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	600.0173		
Akaike Information Criteria	-14.26871		
Schwarz Criteria	-13.82846		

Příloha 6.3

Odhad VEC pro *yue*, *yve*, *yze*(EQ9)

Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
YUE_CR(-1)	1.000000		
YVE_CR(-1)	0.229097 (0.02975) [7.70003]		
YZE_CR(-1)	-0.700095 (0.04741) [-14.7657]		
@TREND(95:01)	-0.004917		
C	1.631240		
Error Correction:	D(YUE_CR)	D(YVE_CR)	D(YZE_CR)
CointEq1	-0.652699 (0.13449) [-4.85329]	0.318027 (0.28415) [1.11921]	-0.443689 (0.13700) [-3.23868]
D(YUE_CR(-1))	0.035512 (0.25135) [0.14129]	-0.096514 (0.53106) [-0.18174]	-0.171080 (0.25604) [-0.66818]
D(YVE_CR(-1))	0.006442 (0.06439) [0.10004]	0.194271 (0.13606) [1.42785]	-0.023715 (0.06560) [-0.36153]
D(YZE_CR(-1))	0.388485 (0.25403) [1.52930]	-0.615282 (0.53673) [-1.14635]	0.628827 (0.25877) [2.43005]
C	0.011207 (0.00333) [3.36137]	-0.000309 (0.00704) [-0.04381]	0.008676 (0.00340) [2.55453]
@TREND(95:01)	-7.03E-05 (6.3E-05) [-1.10783]	0.000101 (0.00013) [0.75252]	-5.67E-05 (6.5E-05) [-0.87681]
R-squared	0.635678	0.433362	0.574792
Adj. R-squared	0.611710	0.396083	0.546818
Sum sq. resids	0.013425	0.059934	0.013931
S.E. equation	0.013291	0.028082	0.013539
F-statistic	26.52137	11.62488	20.54720
Log likelihood	241.0578	179.7174	239.5410
Akaike AIC	-5.733118	-4.237011	-5.696123
Schwarz SC	-5.557017	-4.060909	-5.520022
Mean dependent	0.012828	-0.004600	0.011008
S.D. dependent	0.021329	0.036136	0.020112
Determinant Residual Covariance	3.55E-12		
Log Likelihood	741.2171		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	731.8708		
Akaike Information Criteria	-17.33831		
Schwarz Criteria	-16.72196		

Příloha 6.4

Odhad VEC pro (*yue*, *yve*, *uze*) s testováním slabé exogenity

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions: A(2,1)=0			
Convergence achieved after 5 iterations.			
LR test for binding restrictions (rank = 1):			
Chi-square(1)	1.026050	Probability	0.311088
Cointegrating Eq:	CointEq1		
YUE_CR(-1)	-87.44132		
YVE_CR(-1)	-21.51501		
YZE_CR(-1)	59.32414		
@TREND(95:01)	0.445242		
C	-156.2215		
Error Correction:	D(YUE_CR)	D(YVE_CR)	D(YZE_CR)
CointEq1	0.006580 (0.00137) [4.79936]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.004462 (0.00144) [3.09488]
D(YUE_CR(-1))	0.000669 (0.25271) [0.00265]	-0.090209 (0.53391) [-0.16896]	-0.194998 (0.25680) [-0.75933]
D(YVE_CR(-1))	0.000228 (0.06415) [0.00355]	0.214434 (0.13554) [1.58205]	-0.027565 (0.06519) [-0.42281]
D(YZE_CR(-1))	0.425723 (0.25462) [1.67199]	-0.636688 (0.53795) [-1.18355]	0.654069 (0.25875) [2.52783]
C	0.011136 (0.00334) [3.32973]	0.000158 (0.00707) [0.02235]	0.008637 (0.00340) [2.54137]
@TREND(95:01)	-6.84E-05 (6.4E-05) [-1.07509]	9.54E-05 (0.00013) [0.70886]	-5.55E-05 (6.5E-05) [-0.85822]
R-squared	0.633121	0.429461	0.573874
Adj. R-squared	0.608984	0.391925	0.545839
Sum sq. resids	0.013519	0.060347	0.013961
S.E. equation	0.013337	0.028179	0.013554
F-statistic	26.23055	11.44146	20.47018
Log likelihood	240.7710	179.4361	239.4526
Akaike AIC	-5.726123	-4.230150	-5.693966
Schwarz SC	-5.550022	-4.054048	-5.517865
Mean dependent	0.012828	-0.004600	0.011008
S.D. dependent	0.021329	0.036136	0.020112
Determinant Residual Covariance	3.56E-12		
Log Likelihood	740.7041		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	731.7467		
Akaike Information Criteria	-17.33529		
Schwarz Criteria	-16.71893		

Příloha 6.5

Odhad VEC pro *yue*, *yve* pro **HKK** (EQ11)

Vector Error Correction Estimates

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
YUE_HKK(-1)	1.000000	
YVE_HKK(-1)	0.996053 (0.07881) [12.6379]	
@TREND(95:01)	-0.010954	
C	7.691934	
Error Correction:	D(YUE_HKK)	D(YVE_HKK)
CointEq1	-0.101338 (0.02930) [-3.45875]	-0.136218 (0.07745) [-1.75888]
D(YUE_HKK(-1))	0.373856 (0.09617) [3.88737]	-0.808634 (0.25421) [-3.18095]
D(YVE_HKK(-1))	-0.035522 (0.04616) [-0.76955]	0.066635 (0.12201) [0.54613]
C	0.013262 (0.00536) [2.47474]	0.000106 (0.01416) [0.00749]
@TREND(95:01)	-0.000123 (0.00010) [-1.18885]	0.000119 (0.00027) [0.43459]
R-squared	0.475969	0.134479
Adj. R-squared	0.448746	0.089516
Sum sq. resids	0.036549	0.255370
S.E. equation	0.021787	0.057589
F-statistic	17.48445	2.990929
Log likelihood	199.9957	120.2892
Akaike AIC	-4.755992	-2.811933
Schwarz SC	-4.609240	-2.665182
Mean dependent	0.012839	-0.005210
S.D. dependent	0.029344	0.060354
Determinant Residual Covariance	1.46E-06	
Log Likelihood	323.2661	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	318.1072	
Akaike Information Criteria	-7.466029	
Schwarz Criteria	-7.113827	

Příloha 6.6

Odhad VEC pro <i>yue</i> , <i>yve</i> pro PLK (EQ12)		
Vector Error Correction Estimates		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
YUE_PLK(-1)	1.000000	
YVE_PLK(-1)	0.832490 (0.02516) [33.0940]	
@TREND(95:01)	-0.009458 (0.00037) [-25.4870]	
C	6.978817	
Error Correction:	D(YUE_PLK)	D(YVE_PLK)
CointEq1	-0.202113 (0.04274) [-4.72860]	-0.315482 (0.16197) [-1.94780]
D(YUE_PLK(-1))	0.440414 (0.07891) [5.58138]	-1.313050 (0.29901) [-4.39132]
D(YVE_PLK(-1))	-0.005556 (0.03669) [-0.15142]	-0.008900 (0.13903) [-0.06402]
C	0.006765 (0.00178) [3.80900]	0.010676 (0.00673) [1.58616]
R-squared	0.707571	0.204298
Adj. R-squared	0.696323	0.173694
Sum sq. resids	0.014462	0.207661
S.E. equation	0.013616	0.051598
F-statistic	62.91037	6.675556
Log likelihood	238.0087	128.7684
Akaike AIC	-5.707529	-3.043131
Schwarz SC	-5.590128	-2.925730
Mean dependent	0.011905	-0.004565
S.D. dependent	0.024709	0.056762
Determinant Residual Covariance	4.41E-07	
Log Likelihood	371.4125	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	367.3116	
Akaike Information Criteria	-8.690528	
Schwarz Criteria	-8.367675	

Příloha 6.7

Odhad VEC pro *yue*, *yve* pro **JHM** (EQ13)

Vector Error Correction Estimates

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
YUE_JHM(-1)	1.000000	
YVE_JHM(-1)	0.575423 (0.03141) [18.3226]	
@TREND(95:01)	-0.014525	
C	6.100781	
Error Correction:	D(YUE_JHM)	D(YVE_JHM)
CointEq1	-0.172134 (0.04611) [-3.73329]	-0.335455 (0.21325) [-1.57303]
D(YUE_JHM(-1))	0.504244 (0.08888) [5.67350]	-1.189722 (0.41107) [-2.89423]
D(YVE_JHM(-1))	0.041259 (0.02770) [1.48958]	-0.256141 (0.12811) [-1.99939]
C	0.009291 (0.00442) [2.10393]	0.005181 (0.02043) [0.25363]
@TREND(95:01)	-5.00E-05 (8.7E-05) [-0.57639]	0.000139 (0.00040) [0.34615]
R-squared	0.458320	0.179039
Adj. R-squared	0.430181	0.136392
Sum sq. resids	0.026502	0.566926
S.E. equation	0.018552	0.085806
F-statistic	16.28757	4.198133
Log likelihood	213.1743	87.59111
Akaike AIC	-5.077421	-2.014417
Schwarz SC	-4.930670	-1.867666
Mean dependent	0.013811	-0.004252
S.D. dependent	0.024577	0.092334
Determinant Residual Covariance	2.20E-06	
Log Likelihood	306.6207	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	301.4618	
Akaike Information Criteria	-7.060044	
Schwarz Criteria	-6.707841	

Příloha 6.8

Odhad VEC pro *yue*, *yve* pro **MSK** (EQ14)

Vector Error Correction Estimates

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
YUE_MS(-1)	1.000000	
YVE_MS(-1)	0.531345 (0.04921) [10.7965]	
@TREND(95:01)	-0.009571 (0.00107) [-8.94341]	
C	5.247784	
Error Correction:	D(YUE_MS)	D(YVE_MS)
CointEq1	-0.094434 (0.02391) [-3.94985]	-0.166265 (0.11569) [-1.43720]
D(YUE_MS(-1))	0.451873 (0.09703) [4.65725]	-1.867862 (0.46948) [-3.97855]
D(YVE_MS(-1))	0.017272 (0.02427) [0.71159]	-0.085180 (0.11745) [-0.72525]
C	0.006856 (0.00195) [3.51015]	0.009533 (0.00945) [1.00866]
R-squared	0.577071	0.180354
Adj. R-squared	0.560804	0.148829
Sum sq. resids	0.016828	0.394008
S.E. equation	0.014688	0.071073
F-statistic	35.47599	5.721022
Log likelihood	231.7952	102.5093
Akaike AIC	-5.555980	-2.402666
Schwarz SC	-5.438579	-2.285265
Mean dependent	0.011815	-0.010835
S.D. dependent	0.022164	0.077037
Determinant Residual Covariance	9.81E-07	
Log Likelihood	338.6295	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	334.5286	
Akaike Information Criteria	-7.890942	
Schwarz Criteria	-7.568090	

Příloha 6.9

Odhad VEC pro *yue*, *yve* pro **ULK** (EQ15)

Vector Error Correction Estimates

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
YUE_ULK(-1)	1.000000	
YVE_ULK(-1)	1.063381 (0.12125) [8.76995]	
C	6.911017	
Error Correction:	D(YUE_ULK)	D(YVE_ULK)
CointEq1	-0.016213 (0.00832) [-1.94801]	-0.122625 (0.04204) [-2.91675]
D(YUE_ULK(-1))	0.499460 (0.09762) [5.11638]	-1.330568 (0.49310) [-2.69835]
D(YVE_ULK(-1))	-0.013734 (0.02147) [-0.63977]	0.167418 (0.10844) [1.54393]
C	0.006878 (0.00199) [3.45259]	0.016399 (0.01006) [1.62975]
R-squared	0.375631	0.161566
Adj. R-squared	0.351616	0.129319
Sum sq. resids	0.014217	0.362749
S.E. equation	0.013501	0.068196
F-statistic	15.64202	5.010203
Log likelihood	238.7088	105.8983
Akaike AIC	-5.724606	-2.485324
Schwarz SC	-5.607205	-2.367923
Mean dependent	0.013758	-0.002417
S.D. dependent	0.016766	0.073085
Determinant Residual Covariance	8.06E-07	
Log Likelihood	346.6643	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	342.5634	
Akaike Information Criteria	-8.111303	
Schwarz Criteria	-7.817800	

7 Modelování nabídky práce a poptávky po práci

Následující kapitola si klade za cíl zkoumat nabídku práce a poptávku po práci jako soustavu simultánních vztahů a sledovat zejména strukturální příčinné faktory, které determinují uvedené strany trhu práce. Modely simultánních vztahů budou odhadnuty pro jednotlivé kraje ČR a na celorepublikové úrovni za období 1994-2001 a po verifikaci budou použity ke krátkodobé predikci pro první dva kvartály roku 2002. Prezentované předpovědi budou konfrontovány se skutečným vývojem. Úspěšné předpovědi lze dále využít v procesu hodnocení nejvhodnější varianty výběru ekonomických nástrojů regionální hospodářské politiky.

7.1 Víceroznicové modely trhu práce

Modelování nabídky práce a poptávky po práci je věnována celá řada studií. Každá tato studie vychází z cíle, který si autoři na počátku kladou a rovněž k jeho naplnění či ověření používají různé metody či přístupy, které vychází z daných podmínek a předpokladů.

V této souvislosti se také zaměříme na výše uvedený cíl. Použijeme víceroznicové modely vícerozměrných regresních rovnic, které zkoumají vliv zejména strukturální změny na vývoj rovnice nabídky práce a rovnice poptávky po práci.

Obdobné problematice byla a je věnována významná pozornost, o čemž svědčí následující výsledky vybraných studií:

- Bearn a kol. (1986) – odhadli rovnice zaměstnanosti, reálné mzdy a vztahu Beveridgeovy křivky,
- Pissarides (1991) odhadl rovnice pro poptávku po práci, nabídku práce a mzdy,
- DeBelle a Vickery (1998) věnovali pozornost rovněž rovnicím nabídky práce, poptávky po práci, ale i Beveridgeově křivce a mzdové rovnici,
- Huay a Groenewold (1992) odhadli rovnice poptávky po práci, mzdy a ceny,
- Downes a Bernie (1999) velmi podrobně testovali systém 7 rovnic.

Autoři víceroznicových empirických studií zpravidla hledají prostřednictvím různé množiny vysvětlujících proměnných vysvětlení pro rostoucí rovnovážnou míru nezaměstnanosti, avšak shoda na významnosti těchto faktorů se již liší. Výsledky např. pro Austrálii lze shrnout do následujících závěrů:

- Studie, které začleňují komponenty vstupních nákladů, zjišťují, že reálné mzdy rostou a zvyšují se i daně, což je patrné zejména z rozdílů mezi výrobními a spotřebitelskými cenami.
- Studie zahrnují zpožděné hodnoty nezaměstnanosti jako vysvětlující faktor nezaměstnanosti, avšak není věnována pozornost příčinám tohoto jevu.
- Studie věnují pozornost zahrnování faktorů, které ovlivňují dynamiku reálné úrovně příspěvku v nezaměstnanosti (např. Huay a Groenewold (1992) zjišťují, že změny v příspěvcích v nezaměstnanosti způsobují 0,75% snižování míry nezaměstnanosti v roce 1970, Pissarides (1991) 2% a Lye a kol. (1999) 2.7%).
- Citlivost nezaměstnanosti na změny míry růstu výstupů ekonomiky se zvyšovala v polovině 70. let (Downes a Bernie (1999)). To je významné, protože existují cykly v nezaměstnanosti, které ovlivňují průměrnou míru nezaměstnanosti.
- Víceroznicové modely umožňují podrobněji porozumět strukturálním změnám na trhu práce, avšak mají i své slabé stránky, zejména robustnost specifikace modelu a rovněž žádný z modelů není dostatečně bohatý a nevyjadřuje vliv všech potenciálních faktorů determinujících nezaměstnanost.

7.2 Formulace modelu trhu práce

V další části se budeme věnovat formulaci 2-roznicového regionálního modelu trhu práce, při respektování omezení z hlediska existence i vypovídací schopnosti dostupných časových řad a metodiky jejich výpočtu (viz kapitola č. 1). První rovnice je věnována modelování nabídky práce a druhá rovnice sleduje strukturální změny poptávky po práci. Funkční forma jednotlivých rovnic

byla původně exponenciální a posléze byla linearizována prostřednictvím přirozeného logaritmu a tudíž odhadnuté koeficienty vyjadřují parciální konstantní elasticitu.

Nabídka práce je v tomto případě chápána jako úroveň tzv. neuspokojené nabídky práce, tj. počet evidovaných uchazečů o zaměstnání (případně jako relativní změna tohoto počtu v čase).

První rovnice vyjadřuje nabídku práce:

$$\ln U_t = S(\ln U_{VZD_t}, \ln U_{VEK_t}, \ln U_{DELKA_t}, \ln V_t, \ln W_t) \quad (7.1)$$

kde

U - počet nezaměstnaných registrovaných na úřadech práce,

U_{VZD} - počet nezaměstnaných dle vzdělanostní struktury, člení se na U_{ZS} (ukončené základní vzdělání), U_{SS} (střední vzdělání s maturitou) a U_{VS} (vysokoškolské ukončené vzdělání),

U_{VEK} - počet nezaměstnaných dle věku U_{ML} (do 19 let), U_{SKI} (od 20 do 34 let), U_{SK2} (od 35 o 49 let), U_{STAR} (nad 50 let),

U_{DELKA} - počet nezaměstnaných dle délky trvání nezaměstnanosti U_{KR} (krátkodobě nezaměstnaní do 3 měsíců), U_{DL} (dlouhodobě nezaměstnaní nad 1 rok),

V – nahlášená volná pracovní místa na úřadu práce,

W – průměrná nominální mzda.

Na základě poznatků ekonomie trhu práce lze očekávat v rovnici (7.1) - nabídky práce pozitivní hodnoty regresních koeficientů pro proměnné vyjadřující logaritmickou formu počtu nezaměstnaných dle vzdělanostní, věkové struktury i délky trvání nezaměstnanosti. V případě pohybu volných pracovních míst se očekává negativní působení na změnu počtu nezaměstnaných, což souvisí s konceptem Beveridgeovy křivky (viz kapitola č. 5). V případě proměnné $\ln W$ by odpovídající regresní koeficient měl nabývat opět záporných hodnot, neboť zvýšení průměrné nominální mzdy by mělo motivovat nezaměstnané k intenzivnější hledání práce. Růst mzdy by mohl být chápán také obecněji ve smyslu hospodářského růstu, při kterém by měla růst opět zaměstnanost a klesat nezaměstnanost.

Druhá rovnice vztažená k poptávce po práci, za kterou je považována také pouze neuspokojená poptávka po práci, tj. počet hlášených volných pracovních míst (případně jejich změna v čase). Rovnice poptávky po práci je v 2-rovnicovém systému vyjádřena následujícím vztahem:

$$\ln V_t = D(\ln V_{VZD_t}, \ln U_t, \ln W_t), \quad (7.2)$$

kde V_{VZD} - počet nahlášených volných pracovních míst dle požadované struktury vzdělání. Člení se na V_{ZS} (požadované ukončené základní vzdělání), V_{SS} (požadované střední vzdělání s maturitou) a V_{VS} (požadované vysokoškolské vzdělání).

V rovnici poptávky po práci (7.2) se předpokládá pozitivní vliv vzdělanostní struktury volných pracovních míst, která je vyjádřena proměnnou $\ln V_{VZD}$. Na základě Beveridgeovy křivky se očekává pozitivní koeficient pro proměnnou $\ln U$. Pokud budeme chápat růst nominální mzdy v širším kontextu jako hospodářský růst, lze opět očekávat pozitivní hodnotu parametru proměnné $\ln W$.

7.3 Odhadování modelu trhu práce

Výše formulovaný 2-rovnicový model trhu práce byl odhadován za následujících podmínek a předpokladů:

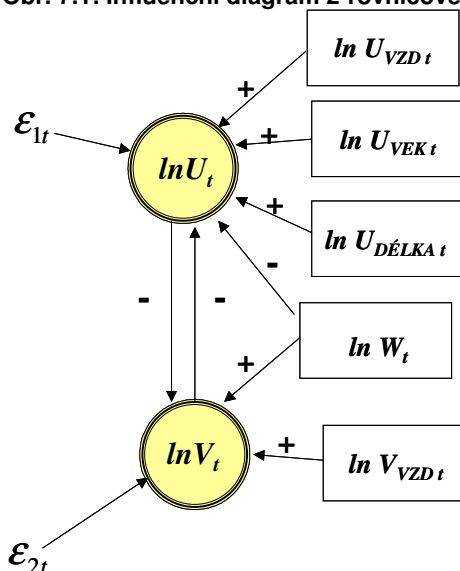
- Z časového hlediska byly k dispozici kvartální časové řady Q1 1994 – Q4 2002, přičemž odhad modelů byl získán za období Q1 1994 – Q4 2001 (32 pozorování) a hodnoty pro 1.-2. kvartál 2002 byly použity při predikci ex post a ke zhodnocení její úspěšnosti.
- Kvartální časové řady byly sezónně očištěny multiplikativní metodou.

- Z hlediska prostorového vymezení byly odhadovány modely trhu práce pro 14 krajů na úrovni NUTS3 a celou ČR (viz subkapitola 2.2.1).
- Zdrojem dat byly dvě databáze: „Uchazeči o zaměstnání a volná pracovní místa“ (UVPM-viz subkapitola 2.1) a dále roční mzdy pro ČR a kraje z informačního systému „Regionální statistika ceny práce“ (RSCP – viz podkapitola 2.1).
- Vzhledem ke skutečnosti, že informace o roční nominální mzdě byly k dispozici za celou ČR kvartálně a pro jednotlivé kraje pouze za rok, byl realizován propočet nominální kvartální mzdy na kraje z ročních hodnot. Při tomto výpočtu se vycházelo z vývoje podílu kvartální mzdy v ČR na roční mzdě ČR a tyto podíly byly uplatněny i v jednotlivých krajích. Je zřejmé, že toto je jedna z možných aproximací skutečné hodnoty.

7.3.1 Identifikace strukturní formy modelu trhu práce

Strukturu 2-rovnicového modelu trhu práce lze vyjádřit graficky na obr. 7.1 pomocí influenčního (vlivového) diagramu.

Obr. 7.1: Influenční diagram 2-rovnicového systému



Obecný **strukturovaný tvar** 2-rovnicového modelu trhu práce lze zapsat v následující formě:

$$B \cdot \begin{bmatrix} \ln U_t \\ \ln V_t \end{bmatrix} + \Gamma \cdot \begin{bmatrix} \ln U_{VZD,t} \\ \ln U_{VEK,t} \\ \ln U_{DELKA,t} \\ \ln W_t \\ \ln V_{VZD,t} \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (7.3)$$

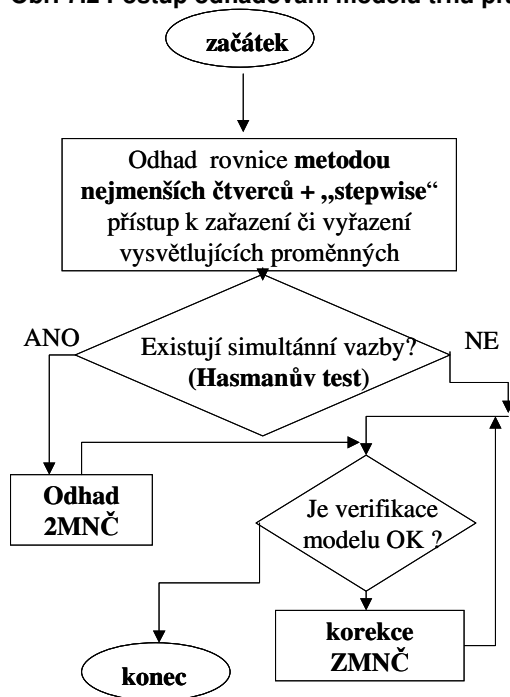
kde B - regulární matice strukturních parametrů endogenních proměnných (2x2), Γ - matice strukturních parametrů predeterminovaných proměnných (včetně úrovně konstanty) (2x14), ε_{1t} , ε_{2t} - náhodné proměnné strukturního tvaru.

7.3.2 Metody odhadování modelu trhu práce

Matice strukturních parametrů endogenních proměnných B není ani jednotková, ani trojúhelníková a tudíž obecně je tento systém *interdependentní*. Z hlediska identifikace modelu na základě řádové podmínky lze konstatovat, že obě rovnice jsou *přeidentifikovány*. Jednoznačné konzistentní odhady strukturních parametrů lze získat **dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců (2MNČ)**. V případě, že není při odhadu dané rovnice prokázána simultánní vazba (např. Hausmanovým testem), lze při odhadu použít klasickou resp. zobecněnou metodu nejmenších čtverců.

Při odhadování každé rovnice nabídky či poptávky obecně simultánního modelu trhu práce se postupovalo v určitých fázích, které znázorňuje obr. 7.2. První fáze spočívala v odhadu sledované rovnice metodou nejmenších čtverců (1MNČ) s využitím „stepwise“ přístupu pro zařazení pouze statisticky významných proměnných, které rovněž nejvíce přispívají k významnosti celého modelu (vše na standardní 5% hladině významnosti) a byly vyloučeny nevýznamné vysvětlující proměnné a dále proměnné, které by způsobily multikolineární vztah. Na základě takto vybraných vysvětlujících proměnných bylo stanoveno, zda mezi nimi je přítomna endogenní proměnná. V kladném případě bylo Hausmanovým testem pro již vybrané proměnné testována chyba simultánnosti a v žádoucím případě byla rovnice odhadnuta dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců (2MNČ). Po odhadu sledované rovnice 1MNČ nebo 2MNČ byla každá rovnice modelu verifikována ve třech úrovních: statistické (model jako celek), ekonometrické (autokorelace, heteroskedasticita reziduí) a ekonomické verifikace. V případě potřeby byla provedena případná korekce.

Obr. 7.2 Postup odhadování modelu trhu práce



7.4 Výsledky modelování a predikce trhu práce pro ČR

7.4.1 Odhad, verifikace a predikce nabídky práce v ČR

Na základě výše uvedeného postupu byla klasickou metodou nejmenších čtverců odhadnuta následující rovnice nabídky práce v České republice:

$$\ln \hat{U}_t = 1,398 + 0,158 \ln U_{SS,t} + 0,050 \ln U_{ML,t} + 0,247 \ln U_{SK1,t} + 0,482 \ln U_{SK2,t} + 0,045 \ln U_{DL,t}$$

<i>se</i>	0,016	0,005	0,017	0,036	0,010
<i>t</i>	9,565	9,640	14,120	13,406	4,486
<i>sign.</i>	0	0	0	0	0

$R_{ADJ}^2 = 1 \quad DW = 1,639$

(7.4)

Model byl úspěšně *statisticky* verifikován na standardní 5% hladině významnosti nejen pro jednotlivé odhadnuté koeficienty a i model jako celek.

Z hlediska *ekonometrické* verifikace lze konstatovat, že statisticky nebyla prokázána přítomnost pozitivní či negativní autokorelace reziduí 1. řádu a rovněž nebyla zamítnuta hypotéza o homoskedasticitě reziduí.

Z hlediska *ekonomické* verifikace můžeme potvrdit, že znaménka u jednotlivých odhadnutých parametrů jsou podle očekávání pozitivní. Výsledky odhadnuté rovnice nabídky práce potvrzují, že nabídka práce v České republice nevykazuje konstantní cenovou elasticitu, nýbrž mzdovou pružnost v letech 1994 – 2001.

Mezi hlavní strukturální faktory působící na změnu nabídky práce patří především *věková struktura* uchazečů hledajících práci a to především pohyb počtu uchazečů ve věkové skupině 35-49 let a rovněž 20-34 let. 1% změna u uchazečů ve věkové skupině 35-49 let vyvolává za podmínek *ceteris paribus* 0,48% pohyb počtu uchazečů o zaměstnání a rovněž 1% změna v počtu uchazečů ve věkové skupině 20-35 let působí na 0,25% růst počtu uchazečů v ČR. Tyto závěry potvrzuje i jednorovnicový regresní model odhadnutý pouze pro věkovou strukturu vysvětlujících proměnných:

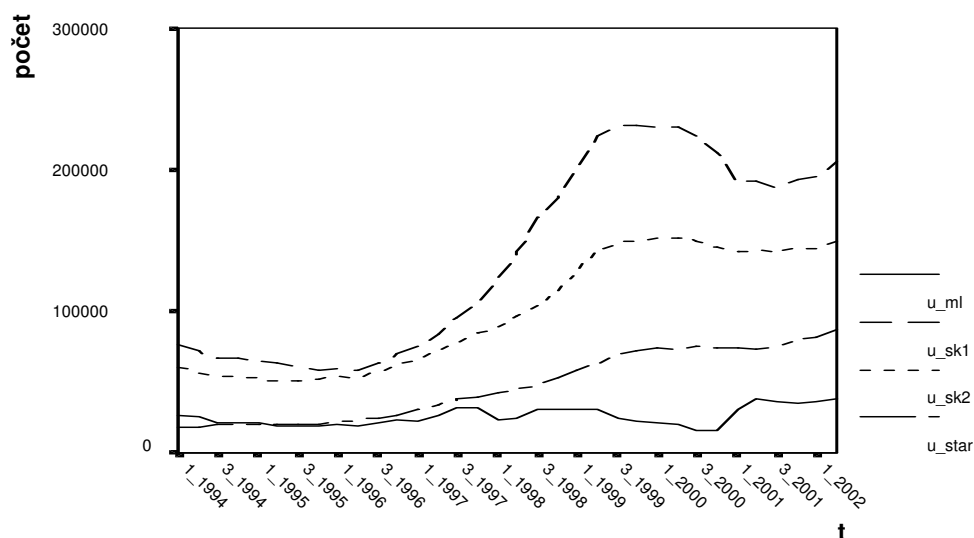
$$\ln \hat{U}_t = 1,208 + 0,065 \ln U_{ML,t} + 0,399 \ln U_{SK1,t} + 0,418 \ln U_{SK2,t} + 0,116 \ln U_{STAR,t}$$

<i>se</i>	0,006	0,021	0,041	0,016
<i>t</i>	11,535	18,932	10,182	7,058
<i>sign.</i>	0	0	0	0

(7.5)

Z následujícího obrázku (7.3) je možné zjistit, že z hlediska věkové struktury je největší počet uchazečů ve věku 20-34 let (U_{SK1}) a dále 35-49 let (U_{SK2}). U těchto skupin se od roku 1997 projevil vysoký nárůst až do 3. kvartálu 1999, kdy dochází k mírné stagnaci a od 2. čtvrtletí 2000 k poklesu, který trval asi 3 následující kvartály. Podle publikace „Regionální analýza a koncepce zaměstnanosti, trhu práce a sociální péče“ (Kotíková a kol., 2000) je důvodem této skutečnosti zejména podíl žen, které mají malé děti a zaměstnavatelé odmítají tolerovat jejich časté absence či nemožnost využívání přesčasů a práci ve směnném provozu.

Obr. 7.3: Očištěné časové řady registrovaných uchazečů o zaměstnání dle věkové struktury



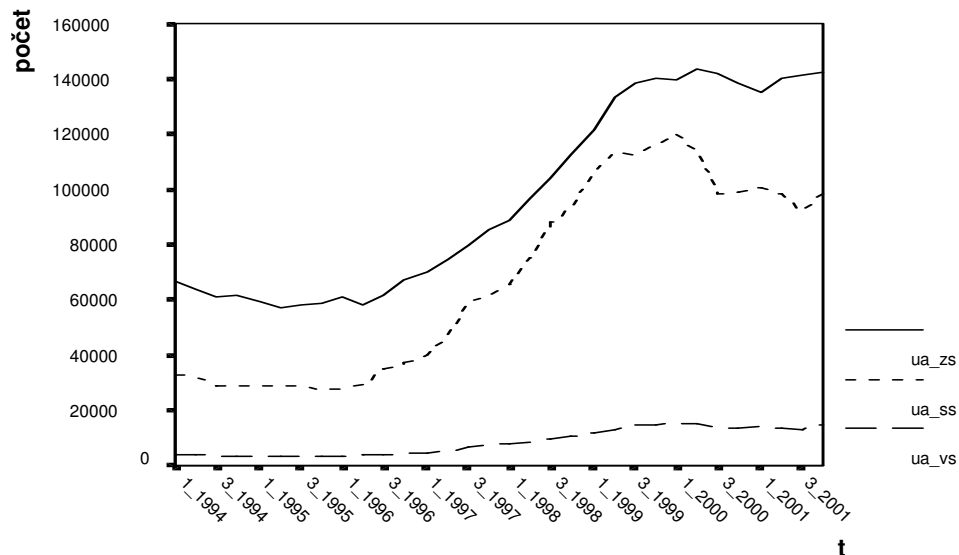
Dalším významným determinantem ovlivňující změny na straně nabídky práce je *vzdělanostní struktura uchazečů*. Na základě odhadnuté rovnice nabídky práce lze konstatovat, že 1% růst v počtu uchazečů se středním vzděláním způsobuje 0,16% zvýšení registrovaných nezaměstnaných v ČR. Obdobné výsledky lze zjistit při odhadu rovnice nabídky při zahrnutí pouze vzdělanostní struktury uchazečů:

$$\ln \hat{U}_t = 1,062 + 0,776 \ln U_{zs,t} + 0,293 \ln U_{ss,t} - 0,056 \ln V_t \quad (7.6)$$

<i>se</i>	0,018	0,014	0,009
<i>t</i>	42,056	20,938	-6,055
<i>sign.</i>	0	0	0

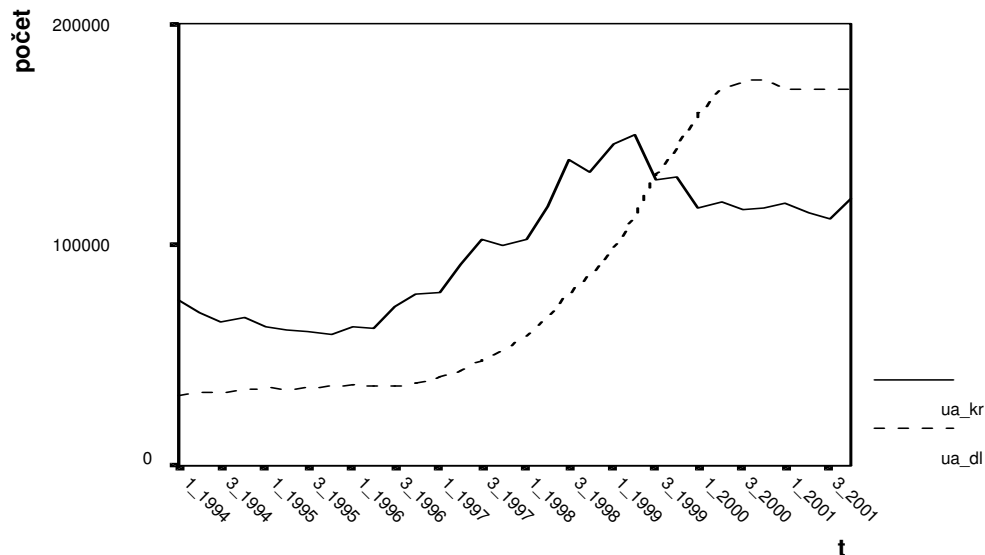
Z následujícího obrázku 7.4 je zřejmé, že z hlediska úrovně vzdělání tvoří největší podíl nezaměstnaných osob evidovaných úřady práce již tradičně uchazeči se základním vzděláním, ale největší růst byl zaznamenán u nezaměstnaných se vzděláním středním s maturitou zejména v letech 1997-1999.

Obr. 7.4 Vývoj počtu uchazečů dle vzdělanostní struktury



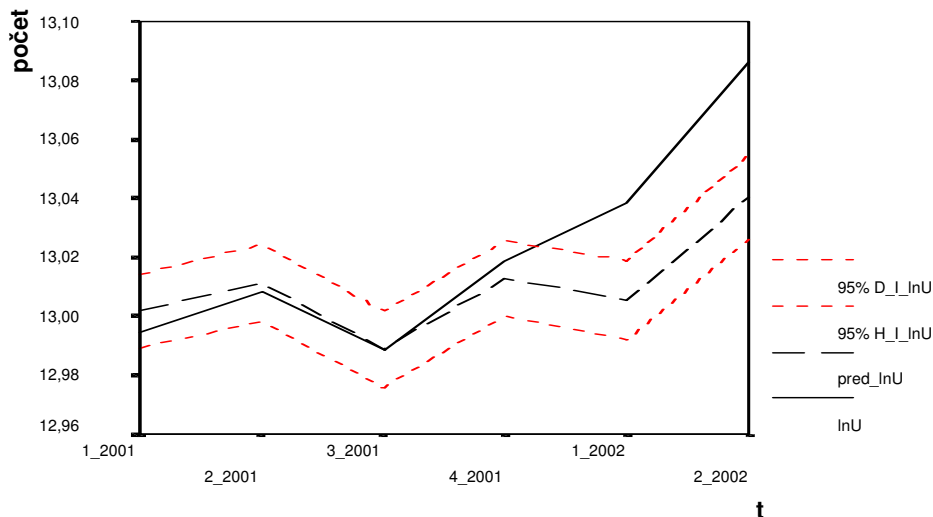
Z hlediska *délky trvání nezaměstnanosti* lze za podmínek *ceteris paribus* konstatovat (viz rovnice (7.4)), že byla identifikována statisticky významná elasticita nabídky práce vzhledem dlouhodobě nezaměstnaných uchazečům (0,045%). Z následujícího obrázku 7.5 je patrné, že počet dlouhodobě nezaměstnaných uchazečů (nad 1 rok) prudce vzrostl koncem od roku 1994 a koncem roku prolomil úroveň počtu krátkodobě nezaměstnaných do 3 měsíců. Tento růst byl zastaven koncem roku 2000.

Obr. 7.5 Vývoj počtu uchazečů dle délky nezaměstnanosti



Odhadnutou rovnici nabídky ČR bylo možné použít ke krátkodobé predikci pro 1.- 2. kvartál 2002. Následující obrázek (7.6) znázorňuje skutečné hodnoty ($\ln U$), bodovou predikci ($\text{pred}\ln U$) a 95% konfidenční interval pro hodnoty $\ln U$.

Obr. 7.6 Krátkodobá predikce nabídky práce v ČR



Predikce v tomto případě nebyla příliš úspěšná, protože skutečné hodnoty byly nad úrovní horní hranice 95 % konfidenčního intervalu.

7.4.2 Odhad, verifikace a predikce poptávky po práci v ČR

Odhadnutá rovnice poptávky po práci 1MNČ se „stepwise“ přístupem pro celou ČR v letech 1994 –2001 byla dána rovnicí:

$$\ln \hat{V}_t = 4,037 + 0,538 \ln V_{ZS,t} + 0,423 \ln V_{SS,t} - 0,155 \ln U_t \quad (7.7)$$

<i>se</i>	0,036	0,052	0,032
<i>t</i>	14,919	8,211	-4,864
<i>sign.</i>	0	0	0

$$R^2_{ADJ.} = 0,988 \quad DW = 1,016$$

Vzhledem ke skutečnosti, že mezi vysvětlujícími proměnnými byla i endogenní proměnná $\ln U$ bylo nutné přistoupit k testování významnosti simultánních vztahů např. Hausmanovým testem. Byla zamítnuta nulová hypotéza o statistické významnosti odhadnutých reziduí zahrnutých jako další vysvětlující proměnná v rovnici poptávky po práci ($\text{sign.} = 0,264$). Z těchto důvodů bylo možné použít odhad klasickou MNČ, která byla téměř shodná s odhadem 2MNČ.

Následovala verifikace odhadnuté rovnice poptávky po práci v ČR. *Statisticky* byla rovnice úspěšně verifikována, avšak z hlediska *ekonometrických* předpokladů byla shledána pozitivní autokorelace reziduí. Následoval odhad rovnice poptávky prostřednictvím Cochrane-Orcutt metody:

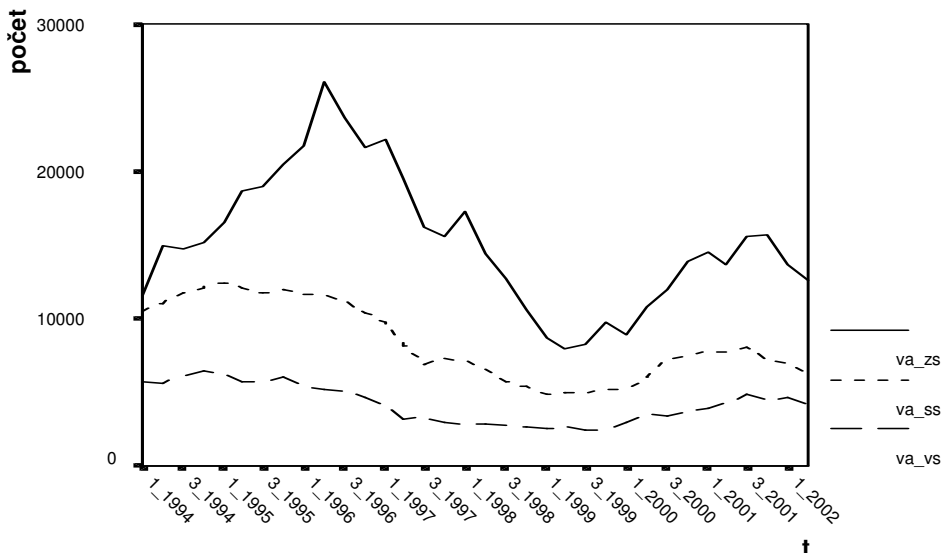
$$\ln \hat{V}_t = 5,428 + 0,461 \cdot \ln V_{ZS,t} + 0,408 \cdot \ln V_{SS,t} - 0,196 \cdot \ln U \quad (7.8)$$

<i>se</i>	0,068	0,096	0,063
<i>t</i>	6,775	4,250	-3,099
<i>sign.</i>	0	0	0,005

Ekonomická verifikace je v souladu s očekáváním a model vykázal dobrou shodu dat s vyrovnanými hodnotami. Rovnice poptávky po práci v ČR prokázala konstantní elasticitu poptávky po práci na nabídku práce tzn., že za jinak stejných podmínek by 1% růst počtu evidovaných nezaměstnaných způsobil pokles v počtu volných pracovních míst o 0,2 %. Z výše odhadnutého modelu trhu práce je patrný vztah příčina-důsledek tj. strana poptávky po práci neovlivňuje nabídku práce, ale naopak, nabídka práce působí na změny poptávky na trhu práce v ČR v letech 1994–2001.

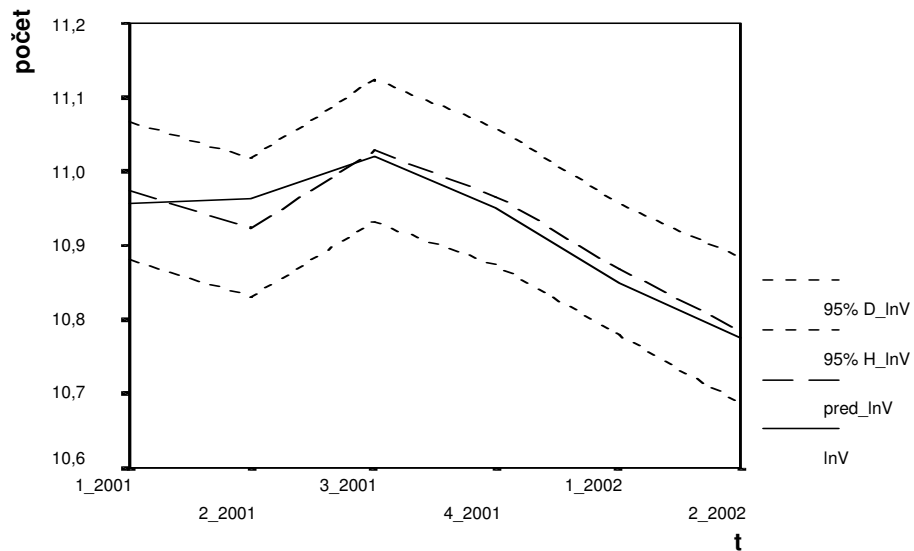
Z hlediska *vzdělanostní struktury* volných pracovních míst je změna poptávky determinována zejména relativní změnou volných pracovních míst s požadavkem na základní či střední vzdělání. Následující obrázek 7.7 dokumentuje vývoj počtu volných pracovních míst sezónně očištěných s odpovídající vzdělanostní strukturou. Nejvíce volných pracovních příležitostí požaduje základní vzdělání, přičemž výrazný pokles byl zaznamenán koncem roku 1996 a přetrvával až do roku 1998, kdy došlo opět k oživení, které opětovně končí rokem 2001. Takto prudké výkyvy nejsou zřejmé pro volná pracovní se středním či vysokoškolským vzděláním.

Obr. 7.7 Vývoj vzdělanostní struktury volných pracovních míst v ČR



Odhadnutá rovnice poptávky po práci byla dále využita k predikci pro 1.-2. kvartál 2002. Výsledek dokumentuje obrázek (7.8), kde skutečné hodnoty jsou „blízké“ střední hodnotě poptávané práce a jsou zahrnuty uvnitř 95 % konfidenčního intervalu. Krátkodobou předpověď na straně poptávky lze tedy hodnotit jako úspěšnou.

Obr. 7.8 Krátkodobá predikce poptávky pop práci v ČR



7.5 Výsledky odhadování a predikce modelu trhu práce v krajích

7.5.1 Odhad a verifikace nabídky práce a poptávky po práci v regionech

Následující tabulky (7.1) a (7.2) shrnuje odhanuté regresní koeficienty rovnice nabídky práce a poptávky po práci v jednotlivých krajích ČR a letech 1994 –2001.

Tab. 7.1: Odhad rovnice regionální nabídky práce v regionech ($S(\ln U)$)

Region	vzdělanostní struktura			věková struktura				délka nezaměst.		$\ln V$	počet iterací
	$\ln U_{ZS}$	$\ln U_{SS}$	$\ln U_{VS}$	$\ln U_{ML}$	$\ln U_{SK1}$	$\ln U_{SK2}$	$\ln U_{STAR}$	$\ln U_{KR}$	$\ln U_{DL}$		
HKK	0,647	0,415									4
JHC	0,114	0,100		0,054	0,351	0,293	0,097				6
JHM	0,548	0,281		0,011	0,109	0,104				-0,013	10
KVK				0,083	0,378	0,413	0,125				4
LBK				0,076	0,441	0,334	0,134				4
MSK				0,067	0,378	0,458	0,094				4
OLK	0,224	0,211		0,029	0,145	0,438					5
PAK	0,384	0,101		0,045	0,376		0,130			-0,023	6
PHA	0,148	0,087		0,028	0,283	0,200	0,140	0,061	0,033	-0,032	9
PLK			0,030	0,680	0,399	0,404	0,100				5
STC	0,192	0,154	0,047	0,040	0,256	0,249	0,056				7
ULK			0,053			0,660		0,18		-0,073	5
VYS	0,146	0,093		0,054	0,345	0,308	0,077		0,113		8
ZLK		0,081		0,048	0,328	0,447	0,093				7
ČR		0,158		0,050	0,247	0,482			0,045		9

Tab. 7.2: Odhad rovnice regionální poptávky po práci v regionech ($D(\ln V)$)

Region	vzdělanostní struktura			$\ln U$	$\ln W$	R^2_{adj}	počet iterací	DW
	$\ln V_{ZS}$	$\ln V_{SS}$	$\ln V_{VS}$					
HKK	0,297	0,305		-0,501	0,653	0,913	4	1,42
JHC	0,551	0,658				0,976	2	1,786
JHM	0,447		0,361	-0,389	0,459	0,981	4	1,945
KVK	0,271	0,326		-0,168		0,953	3	2,006
LBK	0,354	0,379		-0,154		0,957	3	1,777
MSK	0,650		0,219			0,952	2	1,548
OLK	0,242	0,151	0,194	-0,837	1,044	0,774	5	1,947
PAK	0,318		0,217	-0,682	0,450	0,961	4	1,937
PHA	0,345	0,340		-0,157	0,224	0,956	4	1,314
PLK	0,463	0,423		-0,190		0,904	3	1,841
STC	0,350	0,430		-0,277		0,870	3	1,617
ULK	0,174	0,586	0,172	-0,391	0,543	0,954	5	2,021
VYS	0,382	0,173	-0,056	-0,560		0,880	4	1,843
ZLK	0,445	0,251		-0,488	0,534	0,780	4	2,024
ČR	0,461	0,408		-0,196		0,948	3	1,672

Relativní změny ve vývoji nabídky práce i poptávky po práci jsou v **Královéhradeckém kraji** determinovány zejména vzdělanostní strukturou uchazečů resp. volných pracovních míst se základní či střední úrovní vzdělání, což odpovídá zejména nejvyššímu podílu zaměstnaných ve

zpracovatelském průmyslu, obchodu a stavebnictví. Rovněž poptávka po práci je elastická vzhledem k vývoji mzdové hladiny a i dynamice pohybu registrovaných uchazečů o práci.

Nabídka práce v **Jihočeském kraji** byla ovlivněna zejména věkovou strukturou uchazečů a relativní pohyb bylo možné aktivně ovlivnit zejména ve věkových skupinách 20-49 let a pro uchazeče se základní či střední úrovní vzdělání. Procentuální změny ve vývoji poptávky po práci opět determinovaly požadavky na základní či střední vzdělání pracovníků. Přestože tento kraj patří k regionům se střední úrovní ekonomické výkonnosti vzhledem k průměru v ČR, nebyla změna v počtu volných pracovních míst pružná vzhledem ke straně nabídky práce a dynamice vývoje ceny práce.

Jihomoravský kraj patří k regionům, kde se vzájemně ovlivňuje vývoj nabídky práce a poptávky po práci a zároveň mzdová hladina pozitivně působí na relativní změny v počtu volných pracovních míst. Další zajímavostí je skutečnost, že změny v pohybu registrovaných volných pracovních míst jsou pozitivně determinovány procentuální změnou míst pro vysokoškoláky. Výdělky v tomto regionu jsou sice pod průměrem ČR (90% úrovně ČR), avšak patří ve srovnání s dalšími kraji k relativně vysokým. V Jihomoravském kraji rovněž došlo ve sledovaném období k posílení terciární sféry, zejména k rozvoji obchodu a služeb pro podniky, ačkoliv stále nejdůležitějším odvětvím zůstává průmysl.

Relativní změny ve vývoji registrované nabídky práce v **Karlovarském kraji** nebyly významně determinovány vzdělanostní strukturou uchazečů, ale zejména věkovou strukturou zejména střední generace 20–49 let. Znamená to, že rozvoj lázeňství, cestovního ruchu, výroby skla a porcelánu, vývoj v chemickém a energetickém průmyslu nepřinesly výrazný nárůst nezaměstnanosti, která byla pod průměrem ČR i přes zhoršenou ekonomickou výkonnost tohoto regionu v 90. letech. Na dynamiku poptávky po práci bylo možné působit zejména rekvalifikační pracovníky se základním a středním vzděláním. Relativní změny volných pracovních míst byly v souladu s očekáváním rovněž determinovány změnami v počtu registrovaných uchazečů o práci.

Základní nástroje pro aktivní řízení vývoje nabídky práce a poptávky po práci v **Libereckém kraji** jsou do určité míry analogické jako v Karlovarském kraji. Dokazuje to tvar a vývoj Beveridgeovy křivky. Oba kraje měly společně to, že ekonomická výkonnost byla pod průměrnou úrovní ČR, avšak s pestré ekonomickou strukturou. V Libereckém kraji je rovněž zastoupena tradiční výroba skla, bižuterie, plastů, ale i strojírenský a automobilový průmysl. Pro oba kraje rovněž společně relativně se zvyšující mzdová úroveň, která však významně neovlivňuje relativní změny poptávky ani nabídky práce.

Moravskoslezský kraj patří ke specifickým krajům z hlediska vývoje regionálního trhu práce. Registrovaná nabídka práce ani poptávka po práci není elastická vzhledem k vývoji mzdové hladiny, ani vzájemně ze strany evidovaných uchazečů či volných pracovních míst. Relativní změny nabídky práce bylo možné ovlivňovat zejména pohyby u uchazečů střední generace 20-49 let. Procentuální změny volných pracovních míst byly determinovány požadavky na základní a vysokoškolské vzdělání, což souvisí s faktem, že v tomto regionu je nižší zastoupení obyvatel s vyšším stupněm vzdělání a pomalu se rozvíjející intelektuální základna. S Moravskoslezským regionem se spojuje vysoká nezaměstnanost nad průměrem ČR, obdobně jako v Ústeckém kraji. Je tu způsobeno zejména nízkou diverzifikací ekonomické základny, která byla v minulosti soustředěna na těžbu uhlí, hutnictví a strojírenství a současně přinesla i obtížně řešitelné ekologické problémy, které ztěžují rozvoj nejen zemědělství, ale i infrastruktury. Situace doprovází existence řady podniků postižených druhotnou platební neschopností a přeúvěrováním. Tento region se potýká rovněž s problémy dopravní dostupnosti. Zanedbatelná není ani skutečnost růstu sociálně nepřizpůsobivého obyvatelstva a na druhé straně tendence k odlivu mladých kvalifikovaných pracovníků do jiných regionů.

Faktory, které ovlivňovaly regionální nabídku práce a poptávku po práci v **Olomouckém kraji** jsou rovněž velmi specifické. Nabídku práce bylo možné měnit změnami v počtu uchazečů zejména ve věkové kategorii 20-49 let a se zaměřením na základní a střední vzdělání. Je nutné přihlídnout ke skutečnosti, že tento kraj má nadprůměrnou úroveň míry nezaměstnanosti ve srovnání s ČR a na druhé straně ekonomická výkonnost regionu je na relativně nízké úrovni. To je doprovázeno silnou rozkolísaností ve vývoji jednotlivých sektorů. Z hlediska odvětví má důležitou roli zemědělství, zpracovatelský průmysl stavebnictví i obchod. Horské oblasti však

zaznamenávají významnou sezónnost, ale na druhé straně poskytují podmínky pro rozvoj cestovního ruchu, služeb a zanedbatelný není ani zájem zahraničních investorů. Poptávka po práci byla v tomto regionu ve sledovaném období ovlivněna relativní změnou v počtu volných pracovních míst, kde bylo požadováno základní, střední, ale i vysokoškolská úroveň vzdělání. Regionální poptávka po práci vykazovala významnou konstantní elasticitu nejen vzhledem k nabídce práce, ale i k ceně práce.

Pardubický kraj je z hlediska odhadnutých determinantů působících na regionální nabídku práce a poptávku po práci podobný Jihomoravskému kraji, avšak liší se úrovní míry nezaměstnanosti, která je v Pardubickém kraji stále pod úrovní ČR a v Jihomoravském kraji se již přehoupla přes celorepublikovou úroveň. Pardubický kraj rovněž patří k regionům s nízkou úrovní produktivity práce, ale přítomnost křižovatky důležitého evropského železničního koridoru a Labské cesty skýtá předpoklad i pro další rozvoj chemického, textilního, elektrotechnického, dřevozpracujícího i energetického průmyslu s možností vstupu dalších zahraničních investorů. Tento region nebyl významně zasažen útlumovými odvětvími. Relativní změny v regionální nabídce práce bylo možné významně ovlivnit pohybem uchazečů ve věkové skupině 20–34 let, ale i nad 50 let, a z hlediska úrovně vzdělání to byly kategorie především se základním a středním vzděláním. Pardubický kraj náleží společně s JHM, PHA a ULK ke krajům, kde nabídka práce je ovlivňována vývojem evidovaných volných pracovních míst. Rovněž poptávka po práci byla ovlivněna relativními změnami nabídky práce a mzdové hladiny. Z hlediska vzdělanostní struktury na pohyb volných pracovních míst působily zejména volná pracovní místa se základním a vysokoškolským vzděláním.

Hlavní město **Praha** patří tradičně k regionům s nejnižší úrovní míry nezaměstnanosti, která nepřesáhla ve sledovaném období 4% a míra volných pracovních míst se ve sledovaném období pohybovala v rozmezí 1-3%. Relativní změny v nabídce práce byla ve letech 1994 –2001 ovlivněny zejména uchazeči od 20 let výše (došlo po roce 1996 k růstu uchazečů ve věkové skupině 20 - 34 let a se základním vzděláním. Počet evidovaných uchazečů byl rovněž determinován změnou v počtu uchazečů registrovaných na úřadech práce krátkodobě (do 3 měsíců). Nabídka práce byla v souladu s očekáváním negativně ovlivněna poptávkou po práci. Vývoj poptávky po práci byl pružný vzhledem k nabídce práce a vývoji ceny práce a z hlediska vzdělanostní struktury byly volná pracovní místa determinována požadavky na základní a střední vzdělání. Hlavní město Praha má velmi silný 3. sektor, což je dáno zejména koncentrací státních úřadů, institucí i vysokých škol. Poptávka po vysokoškolácích je průběžně uspokojována a nejsou v této skupině významné problémy.

Plzeňský kraj zaznamenal v letech 1994 –2001 míru nezaměstnanosti pod úrovní ČR a tento rozdíl se od roku 1996 zvyšuje. Rovněž produktivita práce byla stabilní a po roce 1999 vzrostla. V tomto regionu hraje významnou úlohu zpracovatelský průmysl a skutečnost, že v Plzni je největší průmyslová zóna v ČR, která stále láká řadu zahraničních investorů. Při respektování výše uvedených skutečností lze konstatovat, že ve sledovaném období na relativní změny ve vývoji poptávky po práci působily zejména volná pracovní místa z požadavky na základní a střední vzdělání a poptávka po práci je významně pružná vzhledem k regionální nabídce práce, ačkoliv tato intenzita nepatří k nejvyšším. Na druhé straně procentuální růst v počtu evidovaných uchazečů byly v tomto kraji determinován věkovou strukturou uchazečů zejména v letech do 49 let s významným faktorem v kategorii mladistvých. Regionální nabídka práce nebyla elastická vzhledem k poptávce.

Středočeský kraj náleží společně s Prahou k regionům s významným růstem produktivity práce, kde jsou vysoké výdělky a míra nezaměstnanosti se pohybuje v rozmezí 2-8% a je pod úrovní ČR. Nabídka práce není významně elastická vzhledem k poptávce a její relativní změny ovlivnily pohyby uchazečů zejména střední generace 20 - 49 let a se základním i středním vzděláním, ačkoliv vliv uchazečů s vysokoškolským vzděláním rovněž působil na změnu počtu uchazečů tohoto regionu. Důvodem byl růst sektorových služeb, útlum průmyslové výroby v Kladně a hornické činnosti v Příbrami a dynamický rozvoj automobilového průmyslu v Mladé Boleslavi. Poptávka po práci byla pružná vzhledem k volným pracovním místům s požadovaným základním a středním vzděláním, což souvisí s nadprůměrnou zemědělskou a průmyslovou výrobou a rovněž poloha tohoto regionu vzhledem k hlavnímu městu Praze. Poptávka po práci byla s konstantní elasticitou determinována regionální nabídkou práce.

Ke zcela specifickým krajům patří MSK a **Ústecký kraj**. Jsou to kraje s nízkou úrovní produktivity práce, s velmi vysokou mírou nezaměstnanosti a nízkou úrovní nových pracovních příležitostí. Evidovaná regionální nabídka práce byla významně parciálně elastická vzhledem k počtu uchazečů ve věkové skupině 35-49 let a dále k počtu uchazečů s délkou registrace do 3 měsíců. Nabídka práce prokázala se všech 14 krajů nejsilnější konstantní pružnost vzhledem k regionální poptávce po práci. Rovněž poptávka po práci zaznamenala významnou míru konstantní parciální elasticity vzhledem k nabídce práce a nominálním regionálním mzdám. Dalšími determinanty změn v dynamice vývoje volných pracovních míst v tomto kraji byly požadavky na středoškolské vzdělání.

Vysočina je kraj, který vykazoval ve zkoumaném období stabilní vývoj produktivity práce s nepatrným růstem po roce 1999. Míra nezaměstnanosti byla do roku polovinu roku 1998 pod úrovní ČR ale po roce 1999 je již stabilně nad úrovní ČR. Regionální nabídka na trhu práce byla determinována především uchazeči se základním a středním vzděláním a z hlediska věkové struktury zejména registrovaní nezaměstnaní ve věkové kategorii 20-34 let a dále 35 – 49 let. Nabídka práce byla významně pružná vzhledem k dlouhodobě nezaměstnaným (nad 1 rok), což potvrzuje i skutečnost že počet těchto uchazečů byl po roce 1999 vyšší, než nezaměstnaných krátkodobě do 3 měsíců. Regionální poptávka po práci byla významně ovlivněna změnami v počtu pracovních příležitostí, které vyžadovaly zejména základní vzdělání. U tohoto regionu byl počet volných pracovních míst pružně ovlivněn změnami ve vývoji nabídky práce.

Posledním regionem je **Zlínský kraj**, který patří k regionům s mírou nezaměstnanosti mírně pod úrovní ČR, ale na druhé straně míra volných pracovních míst je rovněž pod úrovní ČR ve sledovaném období, což souvisí i s problémy v dopravní dostupnosti. Produktivita práce byla více méně stabilní, ale pod úrovní ČR. Regionální nabídka práce nebyla elastická vzhledem k poptávce po práci a změny v jejím vývoji byly relativně ovlivněny zejména uchazeči ve věkové kategorii 35–49 let a 20-34 let, jejichž počet zaznamenal po roce 1996 silný růst. Regionální poptávka po práci byla elastická vzhledem k nabídce práce a mzdové hladině, ačkoliv výdělky poklesly ve srovnání s úrovní v ČR. Z hlediska úrovně vzdělání vykázal počet volných pracovních míst konstantní elasticitu vzhledem k požadavkům na volná místa se základním vzděláním a dále i středním stupněm.

Na základě odhadnutých a verifikovaných regionálních modelů trhů práce bylo možné přistoupit ke krátkodobé predikci změn ve vývoji regionální nabídky práce a poptávky po práci.

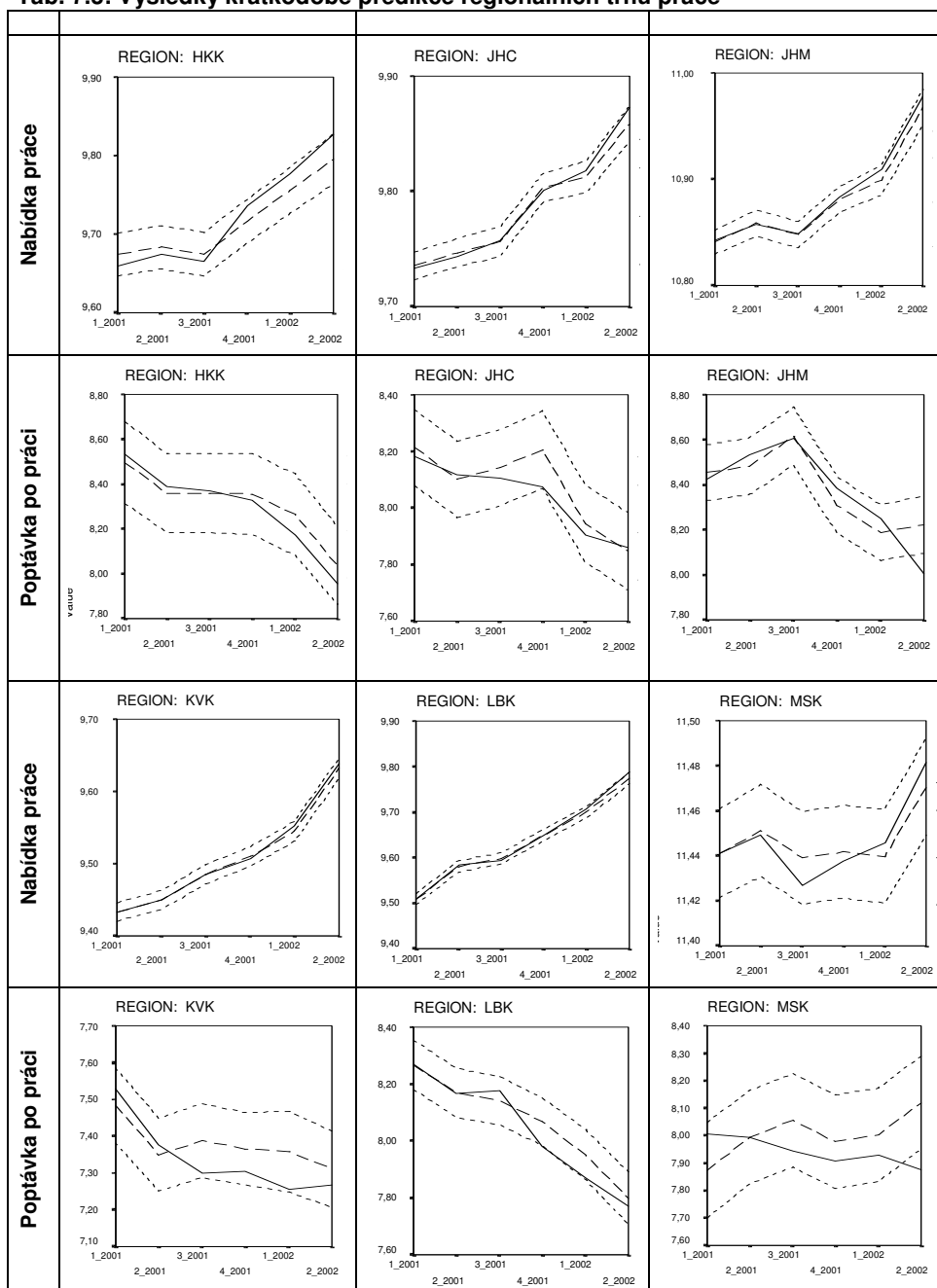
7.6.2 Predikce nabídky a poptávky v krajích

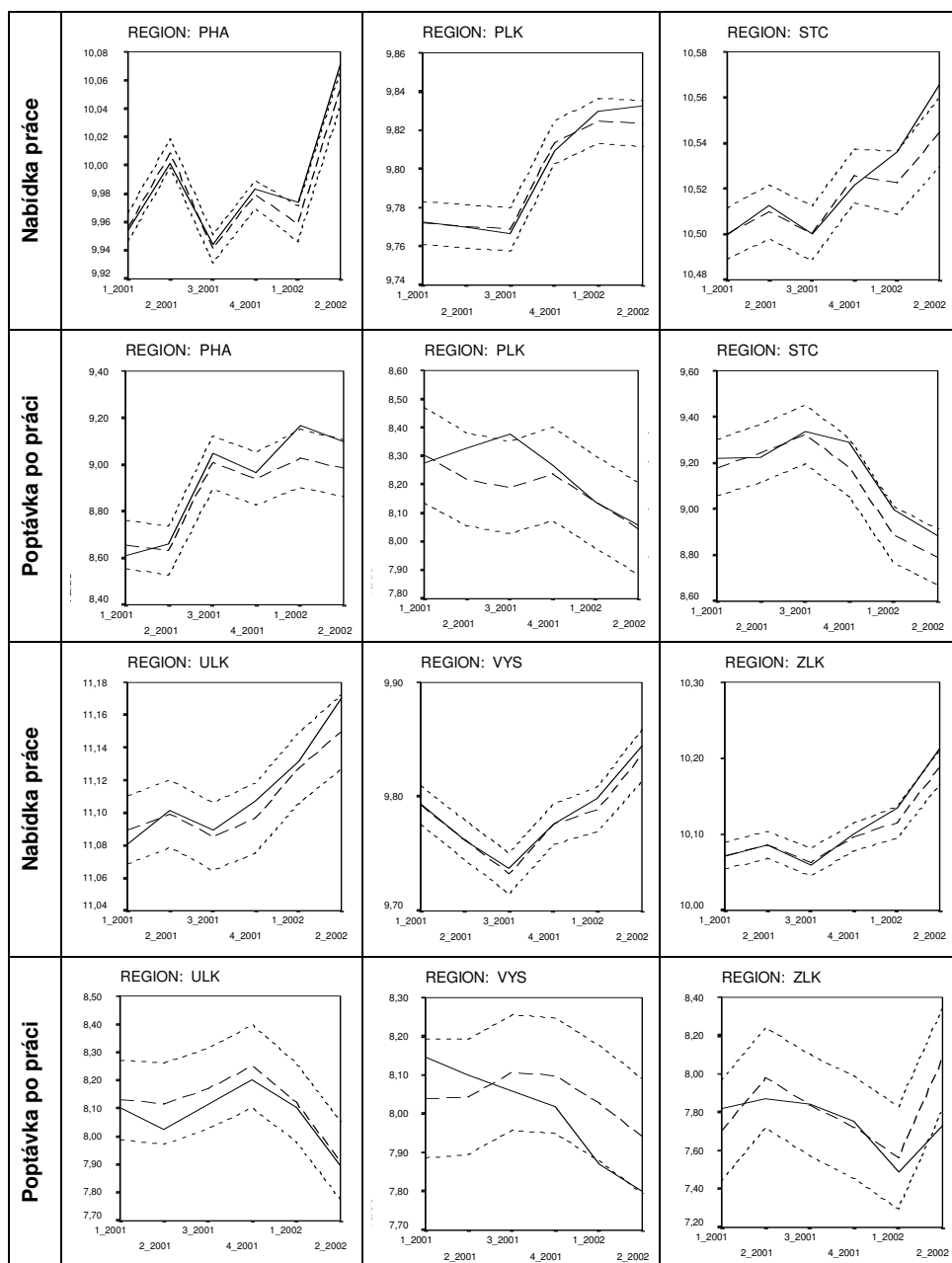
Následující tabulka 7.3 shrnuje krátkodobou předpověď regionální nabídky práce a regionální poptávky po práci pro 1. a 2. kvartál 2002 na základě skutečných úrovní vysvětlujících proměnných. Předpověď je odhadnuta pro očištěné časové řady bodově i prostřednictvím 95 % konfidenčního intervalu.

„Úspěšnost“ predikce lze zhodnotit i tím, že bude konfrontováno, zda skutečná úroveň dané endogenní proměnné leží uvnitř standardního konfidenčního intervalu, či nikoliv. Na základě tohoto kritéria lze klasifikovat regiony do 4 skupin:

- 1. skupina je zastoupena většinou krajů (HKK, JHC, KVK, LBK, PAK, PLK, ULK, VYS) a predikce na straně regionální nabídky práce i poptávky po práci byla úspěšná.
- Ve 2 skupině (PHA, PLK a ZLK) byla skutečná hodnota zejména pro 2. kvartál 2002 nepatrně nad horní mezí 95% konfidenčního intervalu střední hodnoty změny počtu registrovaných uchazečů.
- U 3. skupiny (JHM a MSK) došlo k nadhodnocení relativních změn ve vývoji počtu volných pracovních míst ve 2. kvartálu 2002.
- Specifický vývoj byl zaznamenán ve vývoji nabídky práce v Olomouckém kraji, kde skutečná hodnota překročila konfidenční interval v obou predikovaných kvartálech 2002, což svědčí o prohloubení problémového vývoje tohoto kraje.

Tab. 7.3: Výsledky krátkodobé predikce regionálních trhů práce





7.7 Závěr

Cílem této kapitoly bylo modelování regionálních trhů práce prostřednictvím 2-rovnicového simultánního systému. Úspěšně verifikované odhadnuté systémy rovnic nabídky práce a poptávky po práci za období 1994–2001 byly použity ke krátkodobé předpovědi pro 1. a 2. čtvrtletí 2002 a byla zhodnoceny úspěšnost této predikce. Výsledky odhadu modelu trhu práce a jeho použití k predikci lze shrnout:

- Model trhu práce v ČR byl identifikován jako *rekurzivní systém* se zpětnou vazbou endogenní proměnné *lnV*.
- Rovnice nabídka práce byla *verifikována statisticky, ekonometricky i ekonomicky*.
- Nabídka práce v ČR byla v letech 1994-2001 elastická zejména vzhledem k registrovaným uchazečům střední věkové kategorie 20–49 let, se střední úrovní vzdělání a zanedbatelný nebyl ani vliv dlouhodobě evidovaných uchazečů, jejichž počet po roce 2000 překročil krátkodobě registrované uchazeče.
- Nabídka práce v ČR nebyla pružná vzhledem k poptávce po práci.
- Poptávka po práci byla ovlivněna relativní změnou volných pracovních míst požadujících středoškolské vzdělání.
- Celorepubliková poptávka po práci není elastická vzhledem ke mzdové hladině, ale s konstantní elasticitou reaguje na změny počtu registrovaných uchazečů o práci.
- Krátkodobá predikce nabídky práce nebyla pro první dva kvartály 2002 úspěšná, protože skutečné hodnoty prolomily horní mez 95 % konfidenčního intervalu.
- Naopak predikce poptávky po práci „téměř“ kopírovala v prvních dvou kvartálech 2002 bodovou předpověď.

Nyní shrneme dílčí závěry pro 14 krajů České republiky, které vyplývají z výsledků odhadů regionálních modelů trhu práce a krátkodobých předpovědí. 14 krajů lze rozdělit do 4 skupin:

[1] skupina – PHA:

- region s progresivním vývojem produktivity práce, nadprůměrnou úrovní mzdy,
- nabídka práce je významně elastická vzhledem k poptávce po práci i mzdové hladině,
- změny v nabídce práce ovlivňují změny v střední věkové skupině uchazečů se základním vzděláním,
- vývoj registrovaných uchazečů determinují jak krátkodobě, tak i dlouhodobě nezaměstnaní,
- změny v poptávce po práci byly určeny požadovanými volnými místy se středním či vysokoškolským vzděláním,
- predikce prostřednictvím modelu trhu práce byla podhodnocena v případě nabídky práce.

[2] skupina – HKK, JHC, LBK, PLK a STC:

- Beveridgeova křivka v 1. skupině s nízkým nárůstem nezaměstnanosti,
- stabilní vývoj produktivity práce s růstem po roce 1999 (výjimka STC),
- mzdová úroveň mírně pod průměrem ČR,
- poptávka po práci zpravidla prokazuje významnou konstantní elasticitu vzhledem k nabídce práce,
- relativní změny v nabídce práce způsobeny zejména uchazeči se základním a středním vzděláním a ve střední věkové kategorii,
- konstantní elasticita poptávky po práci vzhledem k volným pracovním místům pro základní a středoškolské vzdělání.

[3] skupina – JHM, KVK, PAK, VYS, ZLK

- Beveridgeova křivka ve 2 skupině s problémy hystereze v přirozené míře nezaměstnanosti,
- stabilní vývoj produktivity práce s mírným růstem po roce 1999,
- mzdová úroveň pod úrovní ČR, poptávka po práci s konstantní elasticitou k ceně práce (JHM, PAK, ZLK),
- změny v nabídce práce determinovány především pohybem uchazečů se základním vzděláním ve věkové skupině střední či starší generace,
- prokázána významná konstantní elasticita poptávky po práci vzhledem k požadavkům na základní vzdělání a střední vzdělání (ZLK, VYS, KVK) resp. vysokoškolský stupeň (JHM, PAK).

[4] skupina – MSK, ULK, OLK:

- nejvíce strukturálně postižené problémové kraje, s vysokou rostoucí mírou nezaměstnanosti a nízkou klesající mírou volných pracovních míst zpravidla pod úrovní ČR,
- kraje s poklesem produktivity práce a se mzdovou úrovní kolem průměru ČR (s výjimkou OLK, kde jsou mzdy velmi nízké),

- poptávka po práci prokazuje vysokou konstantní elasticitu vzhledem k ceně práce (OLK, ULK),
- pohyby poptávky po práci jsou významně determinovány změnami počtu uchazečů se ve střední věkové skupině zejména 35-49 let),
- relativní změny volných pracovních míst byly určeny požadavky na základní, ale i vysokoškolské vzdělání.

V dalším období je nezbytné věnovat pozornost 3. skupině, ale zejména 4 skupině, kde je nezbytné podpořit malé a střední podnikání, vytvořit podmínky pro příliv zahraničních investorů výstavbou průmyslových zón i zlepšením dopravní dostupnosti, vyšší diverzifikací ekonomické základny. Příslušné krajské samosprávy za případné spoluúčasti státu by měly vytvořit a realizovat vhodný mix regionální politiky založené na investicích do lidského kapitálu a investičních pobídkách firmám hledajícím vhodné místo k podnikání při lokalizaci v daném postiženém regionu. Nelze opomenout nástroje aktivní politiky zaměstnanosti, která by měla doplňovat koncepčně orientovanou regionální politiku. Zároveň by měl být výrazněji prosazován regionální aspekt politiky zaměstnanosti s důrazem na kraje ze 4. skupiny.

7.8 Literatura

- BEAN,C.-NICKELL,S. (1986). *The rise in unemployment: A multi-country study*. *Economica*, 1986, No. 53, pp. 1-22.
- BEENSTOCK,M. (1988). *Modelling the Labour Markets (International studies in economic modelling)*, II. series, London: Chapman and Hall Ltd, 206 p. ISBN 0-412-28830-3
- BORLAND, J.-MCDONALD,I. (2000). *Labour Market Models of Unemployment in Australia*, Melbourne Institute Working Paper No. 15/00, 48 p. ISBN 0-7340-1497-X.
- DEBELLE,G.-VICKERY,J. (1998). *The macroeconomics of Australian unemployment*. *Unemployment and the Australian Labour market*. Sydney:RBA. pp. 235 –265.
- DOWNES,P.-BERNIE,K. (1999). *The macroeconomics of unemployment in the Treasury macroeconomic (TRYM) model*. Commonwealth Treasury.
- GUJARATI, D.N. (1995). *Basic Econometrics*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 1995. 838 p. ISBN 0-07-025214-9.
- HANČLOVÁ a kol. (2001). *Modelování vývoje regionálních trhů práce*. Ostrava: VŠB-Technická univerzita, 2001, 113 s., ISBN 80-248-0056-X.
- HANČLOVÁ,J.-KERN,J.-ŠIMEK,M. (2002). *Modelování regionálních trhů práce v České republice na úrovni NUTS3*. In *Kvantitativní metody v ekonomii a podnikání*. Bratislava: Ekonomická univerzita, 18.-20.9. s.23-31. ISBN 80-225-1589-2.
- HANČLOVÁ,J.-ŠIMEK,M. (2001). *Analýza míry nezaměstnanosti a ekonomické aktivity v krajích ČR*. In *Quantitative Methods in Economy and Business*. 7th International Science Conference, University of Economics, Bratislava, March 29-30, pp.317-323. ISBN 80-225-1382-2.
- HUAY,O.-GROENEWOLD,N. (1992). *The causes of unemployment in Australia 1966-1987*. *Economic Record*. No. 56, pp. 231 –243.
- KOTÍKOVÁ,J.-VLACH,J.-PRŮŠA,L. (2000). *Regionální analýza a koncepce zaměstnanosti, trhu práce a sociální péče*. Praha:VÚPSV.
- PISARIDES,C. (1991). *Real wages and unemployment in Australia*. *Economica*, 1991, No. 58, pp. 35-55.
- Trh práce v ČR 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000*, Praha: MPSV ČR, 1995 – 2002

8 Zkoumání intenzity a stability vývoje mobility pracovních sil v české ekonomice

8.1 Úvod

V období před rokem 1990 se o mobilitě pracovní síly dalo hovořit pouze v souvislosti s okrajovými kategoriemi pracovníků na "vnějším trhu", který se vymykal kontrole státní byrokracie. Výrazné omezení tržních vztahů vedlo k zablokování pracovního trhu a nutně i k utlumení mobility pracovních sil. Přirozená mobilita pracovních sil byla „nahrazena“ plánem rozmístění pracovních sil. Toto období bylo vystřídáno, po událostech roku 1989 a následujícím krátkém období prvotního nárůstu nezaměstnanosti, relativně dlouhým obdobím stagnace nízké úrovně nezaměstnanosti, které ČR odlišovalo od ostatních transformujících se ekonomik. Autoři studie OECD (1995) vidí příčiny nízké míry nezaměstnanosti v poklesu zapojení obyvatel v pracovním procesu prostřednictvím odchodů do důchodů, do domácnosti a do zahraničí, ve mzdové zdrženlivosti odborů a srovnatelně lepší výchozí struktuře zaměstnanosti a kvalifikační úrovni české pracovní síly. Výše zmíněné faktory můžeme doplnit zejména o přezaměstnanost, pomalé tempo restrukturalizace, neregistrovanou zaměstnanost, skrytou emigraci, ale také o dobrou práci úřadů práce na straně druhé.

Otázkou skutečně zůstává zda udržení vysoké míry zaměstnanosti znamenalo, že došlo k rozsáhlým strukturálním změnám či nikoliv. Tvůrci výše zmíněné studie argumentují růstem podílu soukromého sektoru a sektoru služeb v ekonomice. Pozdější vývoj však ukázal, že česká restrukturalizace v tomto období nezasáhla podstatu problému – technickou zaostalost a organizační ztuhlost, která bránila růstu produktivity práce. Opominut byl rovněž dramatický pokles pracujících důchodců, kteří nebyli evidováni v rámci ekonomicky aktivní populace a kteří takto uvolnili místa mladým pracovníkům. Provázanost vlastnictví státu, bank a soukromých subjektů, která mnohdy dodnes vede k neefektivnímu hospodaření včetně neefektivní ve využívání pracovních sil. Pracovníci takových podniků mohou takto doufat v pokračování dosavadních jistot nebo zůstat pouze z důvodu nedostatku alternativních příležitostí v daném regionu.

Toto období končí s přelomem roku 1996/1997, od této doby vykazuje míra nezaměstnanosti rostoucí trend a v souvislosti s tím rostou také obavy ze ztráty zaměstnání. Strach z nezaměstnanosti může být na jedné straně pozitivním v tom smyslu, že by mohl být silným impulsem k mobilitě za prací, na straně druhé může být zdrojem sociálního napětí ve společnosti.

8.2 Mobilita: teorie a empirické poznatky

8.2.1 Definice mobility a migrace

Mobilita je v ekonomické literatuře spojována s pohybem výrobních faktorů kapitálu a práce. Mobilita výrobního faktoru práce však má oproti mobilitě kapitálu svá specifika vyplývající z okolností, že jejím nositelem je člověk. Jsou to zejména individuální předpoklady jedinců, které mohou mobilitu pracovní síly výrazně ovlivnit. Obecně bývá mobilita pracovní síly definována jako míra respektive rozsah, v jaké jsou pracovníci schopni a ochotni k pohybu mezi zaměstnáními, v různých profesích a územích.

Dorenbos a van Dijk (1997) ve své práci nabízejí dva pohledy na mobilitu pracovní síly. Z užšího pohledu jde o aktuální pohyb pracovníků mezi profesemi, mezi stavem zaměstnanosti a nezaměstnanosti a pohyb do a z pracovní síly; nebo o schopnost či způsobilost pracovníků a jejich ochotu či sklon k pohybu z jednoho zaměstnání do jiného, stavem zaměstnanosti a nezaměstnanosti nebo do či mimo pracovní síly. Toto je však pojetí, které zohledňuje pouze některé z mnoha možných forem mobility pracovní síly, a to mobilitu pracovní, profesní a prostorovou.

V širším slova smyslu však může být mobilita na trhu práce definována také jako změna v postavení na trhu práce jednotlivce. Postavení na trhu práce je pak charakterizováno obdobím

po jaké jedinec zastává určité pracovní místo, náplní práce, místem, kde je práce vykonávána a osobou či firmou, pro kterou je práce provedena. Změna v jedné z těchto charakteristik znamená mobilitu, pokud nejsou tyto změny zaměstnání vlastní.

V souvislosti se studiem pohybů obyvatel v rámci určitých území se lze v literatuře setkat se dvěma pojmy – pojmem mobility a migrace. Přestože v určitých situacích lze tyto dva pojmy chápat synonymně, bude lépe je významově odlišit.

Geografická neboli prostorová mobilita pracovní síly bývá definována jako pohyb pracovníků v rámci určitého prostoru nebo jako ochota hledat uplatnění svých dovedností a znalostí tam, kde jsou žádány. V rámci geografické mobility lze z hlediska ekonomiky jako celku vymezit pojmy vnější a vnitřní mobility, na ještě nižší úrovni pak termíny mezi-regionální a vnitro-regionální mobility jako pohybů mezi regiony či v určitých regionech.

Jestliže současně s prostorovou mobilitou pracovní síly dochází i ke změně bydliště, hovoříme o migraci. Migraci proto můžeme vymezit jako jednu z hlavních forem geografické mobility, která je spojena se změnou bydliště.

Ekonomické teorie zabývající se migrací pracovníků uvádějí možné motivační faktory, které mohou ovlivnit rozhodnutí jedince, jenž zvažuje možnost migrace (Massey a kol., 1999). Přestože jsou tyto teorie užívány pouze v souvislosti s teorií mezinárodní migrace, některé z jejích závěrů lze aplikovat na vnitřní ekonomiku z hlediska motivace k mobilitě i migraci v regionech či mezi nimi.

Neoklasická teorie v sobě spojuje dva rozdílné přístupy k vysvětlení příčin pohybů pracovní síly. Z hlediska makroekonomického zapřičiňuje mobilitu pracovní síly existence různých úrovní mzdových sazeb v jednotlivých regionech, které jsou odrazem různé dostupnosti pracovní síly. V této situaci jedinci z nízko-příjmových regionů nebo regionů s vysokou nezaměstnaností zvažují možnost pohybu do regionů, kde se dosud, v důsledku nedostatku pracovní síly, udržují relativně vyšší mzdy a nízká nezaměstnanost. Jestliže se jedinci z důvodu mzdových rozdílů mezi regiony rozhodnou migrovat, pak bude tento pohyb trvat do té doby, dokud se úroveň mzdy mezi regiony nevyrovná, a to v důsledku vyrovnávání rozdílů mezi nabídkou práce a poptávkou po práci v regionech dané ekonomiky.

Mikroekonomické hledisko je pak "modelem individuální volby". Z hlediska této teorie závisí ekonomicky motivované rozhodnutí migrovat na výši očekávaných transakčních nákladů spojených s migrací. Jedinec v procesu rozhodování následně zvažuje zda očekávané příjmy v cílovém regionu budou vyšší než jeho příjmy současné i po odečtení všech nákladů spojených s migrací.

Typické ekonomicko-politické efekty, které přináší mobilita pracovních sil jsou:

- Odliv/přiliv mozků (čistý národní a regionální přiliv, respektive odliv mozků)
- Rozsah a možnosti vzdělávacího systému
- Tvorba/zánik pracovních míst (zánik/obnova, expanze nebo úpadek různých odvětví, oborů výroby a služeb)
- Substituční efekt (ve smyslu kvalifikace a vzdělání)
- Mobilita vysoce vzdělaných pracovníků do malých a středních podniků
- Mezipodniková mobilita znalostí a její mobilita mezi skupinami (profesní, mezi-profesní) pracovníků
- Mobilita jako podpůrná infrastruktura znalostí
- Efekty regionální politiky (regionální instituce vyššího a vysokoškolského vzdělání, podpora investičních aktivit, apod..).

8.2.2 Mobilita jako faktor efektivní alokace pracovních sil

Mobilita pracovní síly podněcuje alokační efektivitu, schopnost pracovníků najít si odpovídající zaměstnání a tím zvyšuje výkonost fungování trhu práce. Mobilita pracovní síly hraje důležitou roli v procesu optimálního přizpůsobování nabídky práce struktuře a úrovni poptávky, to znamená v procesu efektivní alokace pracovních sil. Granovetter (1981) zmiňuje tři souběžné vlivy, které

alokaci pracovní síly určují, typ pracovního místa a zaměstnavatele, vlastnosti jednotlivce vykonávající příslušnou práci a způsob kombinace obou předchozích – tedy způsob přiřazování.

Mobilita pracovní síly je mechanismem, jenž usnadňuje vyhledávací proces mezi "správným" jedincem a "pravým" místem, snižuje tak náklady procesu přiřazování, a podporuje tímto efektivitu na trhu práce.

V ekonomické teorii bývá nezaměstnanost, která je v podstatě vnějším projevem neefektivní alokace pracovních sil, vyjadřována nejčastěji mírou nezaměstnanosti, jež vyjadřuje poměr mezi počtem nezaměstnaných a celkovým počtem pracovních sil.

Mobilita pracovní síly by měla také sloužit jako potenciální kanál pro regionální přizpůsobení idiosynkratických šoků, jako emigrace z regionů v recesi do regionů prosperujících což by pomáhalo snížit mezi-regionální rozdíly v nezaměstnanosti a příjmech.

S mobilitou pracovní síly přímo souvisí pojem frikční nezaměstnanosti, která je reálným odrazem běžné mobility pracovních sil a vzniká event. existuje, jestliže se zaměstnaná osoba **dobrovolně** vzdá svého pracovního místa z důvodu hledání jiného zaměstnání buďto s lepšími podmínkami, nebo že chce změnou pracovního místa předejít očekávanému nebo ohlášenému propuštění. Jestliže zaměstnaná osoba změní dobrovolně pracovní místo, znamená to, že existují na trhu práce dobré podmínky pro zaměstnání a délka frikční nezaměstnanosti je krátká. Definice frikční nezaměstnanosti (vycházející z keynesiánské teorie) se blíží obecnému neoklasickému vymezení nezaměstnanosti, které vidí nezaměstnanost jako výraz **krátkodobé** nerovnováhy mezi poptávkou po práci a nabídkou práce.

Opakem je v tomto smyslu nezaměstnanost strukturální. Zde je mobilita pracovní síly jedním z východisek ze situace, kdy míra nezaměstnanosti je příliš vysoká. Existuje i možnost "že práce přijde za lidmi", což se týká regionů, kde existuje monokultura určité průmyslové činnosti. Strukturální nezaměstnanost vzniká tehdy, když nabídka práce určitého druhu (např. podle pohlaví, povolání, kvalifikace, regionu) je vyšší než je poptávka v uvedené struktuře a když nejsou osoby hledající práci, dostatečně mobilní na to, aby si na jiných trzích práce (v jiných regionech, odvětvích, profesích, na pracovních místech s jinými kvalifikačními požadavky) práci našly.

Indikátorem strukturální nezaměstnanosti je vysoký počet neobsazených volných pracovních míst a současně vysoký počet nezaměstnaných. Tento nesoulad může vzniknout proto, že poptávka po určitém druhu práce roste, zatímco po jiném druhu klesá, přičemž nabídka práce se nepřizpůsobuje dostatečně rychle. V tomto případě je zde typický vztah příčiny a následku mezi imobilitou pracovní síly a nezaměstnaností. Odstranění příčiny, tedy možnost zvýšení mobility pracovní síly, pak může znamenat snížení míry nezaměstnanosti. Proto se mobilita pracovní síly stává jedním z mnoha opatření aktivních politik zaměstnanosti zemí postižených vysokou mírou nezaměstnanosti.

Vysoká úroveň míry nezaměstnanosti obecně však může snížit mobilitu pracovních sil, neboť ve společnosti roste nejistota nalezení nebo i udržení zaměstnání. Dochází k situaci, která bývá označována pojmem "job stagnation", jež je také jednou z forem nezaměstnanosti. Lidé, přestože nejsou spokojeni se svým postavením na trhu práce v období vysoké nezaměstnanosti, nechťejí riskovat problémy s hledáním jiného pracovního místa nebo se nechají zaměstnat na místech vyžadujících nižší kvalifikaci než kterou disponují.

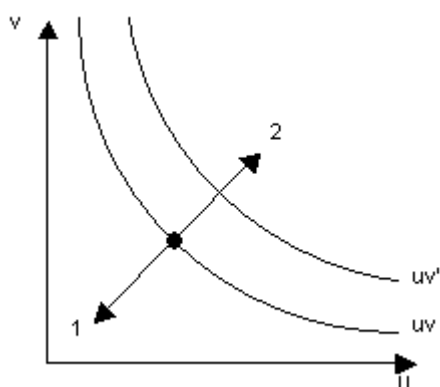
Ekonomické reformy mají velké asymetrické odezvy v těchto zemích, které mají za následek rozsáhlé a přetrvávající rozdíly v nezaměstnanosti a mzdách, čili tvoří potřebu pro efektivní regionální přizpůsobení zvláště potřebné. Fidrmuc (2002) ve svých výsledcích ukazuje, že role kterou hrála mobilita pracovní síly byla dost omezená. Zatímco migrace vskutku odpovídá mezi-regionálním mzdovým rozdílům, její citlivost na nezaměstnanost je slabší. Nicméně, účinek mzdových rozdílů na migraci je pouze částečně konzistentní k regionálnímu přizpůsobení objevujícímu se prostřednictvím migrace. Třebaže mzdy mají pozitivní účinek na čistou migraci, jsou kladně zkorelovány s celkovou mobilitou – jak hrubou imigrací tak emigrací. Tedy konstatuje, že regiony postižené hospodářskou depresí zažívají spíše nízkou celkovou migraci (příchozí a odchodí), než čistý odliv migrantů. Účinek nezaměstnanosti je, v určitém rozsahu, podobný – nezaměstnanost má tendenci bránit ne pouze imigraci, ale také emigraci. Při srovnání

postkomunistických zemí se zeměmi jižní Evropy se migrace v Itálii a zvláště v Portugalsku jeví jako účinnější pro usnadnění regionálního přizpůsobení než v transitivních zemích. Navíc konstatuje, že i když čistá migrace odpovídá regionálním ekonomickým charakteristikám, účinky jsou ekonomicky malé a rozsáhlé mezi-regionální rozdíly v nezaměstnanosti a rozdíly v průměrných mzdách iniciují pouze umírněné migrační toky.

V ekonomice tak nastává silně nepříznivá situace, kdy se vyskytuje vysoká míra nezaměstnanosti s imobilitou pracovní síly. Ekonomika tak přichází o jeden z možných mechanismů, který podporuje efektivní alokaci pracovních sil.

Graficky je možno frikční (1) a strukturální (2) nezaměstnanost znázornit pomocí Beveridgeovy křivky (Bannock a kol., 1998)

Obr. 8.1: Beveridgeova křivka s frikční (1) a strukturální (2) nezaměstnaností.



8.2.3 Mobilita jako faktor šíření inovací v ekonomice

Mobilita pracovní síly se stává faktorem zvyšujícím schopnost ekonomiky zavádět inovace a nové technologie do praxe. Mobilita mezi sektory produkujícími znalosti, které jsou založené na výzkumu jako jsou univerzity, výzkumné ústavy, ale i sektory tyto znalosti užívajícími, je nezbytná pro oběh znalostí v ekonomice.

Šíření inovací však může mít zdánlivě negativní dopad na trh práce, neboť s sebou nese výrazné zvýšení produktivity práce, což znamená snížení poptávky po určitém druhu pracovní síly a následně se tak stává jednou z příčin růstu nezaměstnanosti. Související změny ve velikosti a struktuře poptávky rovněž znamenají, že dosavadní znalosti nabyté během vzdělávacího procesu, kvalifikace, ale i pracovní praxe jednotlivých pracovníků se stávají zastaralými a pro současnou poptávku nevyužitelnými (typickým příkladem obecně mohou být současné procesy transformace).

Současně se zaváděním inovací a technologií do praxe však roste potřeba nově kvalifikované pracovní síly. Dochází tak k situaci, kdy na jedné straně existuje přebytek pracovní síly, ovšem s nadále nevyužitelnými znalostmi a kvalifikací a na druhé straně nedostatek takové pracovní síly, která by potřebnými znalostmi disponovala.

Období trvání strukturální nezaměstnanosti pak závisí také na mobilitě pracovní síly. Záleží totiž na pracovnících samotných, zda a jak rychle budou schopni a ochotni změnit svou kvalifikaci a tím reagovat na změnu struktury poptávky. Na intenzitě mobility také závisí zpoždění, ke kterým v případě nedostatečně mobilní pracovní síly, bude docházet v procesu zavádění inovací a nových technologií do praxe.

Mobilita pracovní síly, která v případě, že k ní skutečně dochází, je tedy faktorem, který napomáhá šíření inovací a nových technologií v ekonomice prvotně pohybem vysoce kvalifikovaných pracovníků, kteří jsou nositeli specifických znalostí o těchto inovacích a

technologiích, druhotně reakcí nabídky pracovní síly na nové požadavky, související se změnou struktury poptávky.

Studie částečně navazuje na dříve prezentované výsledky (Gottwald, 2001), které jsou zaměřené na analýzu pravděpodobnosti změny ekonomického statutu, na základě čtvrtletních VŠPS za období let 1993-2000. Výsledkem bylo konstatování, že česká ekonomika byla charakteristická nepříliš významnými pohyby mezi zaměstnaností, nezaměstnaností a neaktivitou. Vysoká pravděpodobnost setrvání v zaměstnání vytvářela vhodné podmínky k udržení nezaměstnanosti na nízké úrovni. Dalším překvapujícím závěrem tohoto článku je, že ani přímé toky ze zaměstnání do zaměstnání nebyly a zřejmě stále nejsou tak velké, aby zvýšily celkovou mobilitu pracovní síly. Z toho vyplývá, že intenzita procesu restrukturalizace na českém trhu práce je nižší než se očekávalo a to i v mezinárodním srovnání. V Západní Evropě je v každém případě mobilita zaměstnanců vyšší. Míry mobility² ve Švédsku, Norsku a Finsku v r. 1994/1995 dosahovaly 20 až 24% (vč. odchodů z trhu práce) a 11 až 16% bez osob opouštějících trh práce. To ukazuje na docela rigidní český trh práce jak v období privatizačního procesu tak i v následujících letech. Konkrétně úzkou mobilitu můžeme srovnat. Míra mobility je v severovýchodních zemích téměř dvojnásobná.

8.3 Mobilita pracovních sil v ČR

8.3.1 Geografická mobilita v ČR

Za geografickou mobilitu považujeme toky zaměstnaných ve směru z místa bydliště do místa zaměstnání, a to jak z hlediska krajů, tak okresů ČR, její rozsah a zejména hlavní směry jejich toků. Za geograficky mobilní jsou bráni ti jedinci, kteří v daném období vykazali odlišná místa bydliště a pracoviště – kraj a okres, a to jako procento ze zaměstnaných v daném okrese či kraji.

S ohledem na strukturu dat VŠPS, není možné postihnout časové hledisko geografické mobility. To znamená zjistit, zda daný jedinec dojíždí do práce každodenně, týdně nebo v jiném časovém intervalu.

Výsledky jsou interpretovány podle krajů s nejvyššími a nejnižšími podíly na pracovní síle, dále pak kraje s nejvyšším a nejnižším hodnotami geografické mobility resp. stability a směr toků geografické mobility v rámci vymezených územních jednotek.

Jak je patrné z tab. 8.1 nejvyšší hodnotu podílu na českém trhu práce vykazuje Praha, přičemž její podíl v průběhu sledovaného období vzrůstá z 13,8% ve II. čtvrtletí 1995 až na 15,0% v roce 1999. Vzrůstající podíl naznačuje migrační tendence do Prahy, kde je největší šance najít pracovní uplatnění v široké škále profesí a kde existuje největší trh s byty.

² Míra mobility zahrnuje jen změnu zaměstnání z jedné firmy do druhé. STEP Report R-06/1998, str. 44, www.sol.no/step

Tab. 8.1: Podíly jednotlivých krajů na pracovní síle ČR

Kraje	Rok - čtvrtletí									
	95/II	95/IV	96/II	96/IV	97/II	97/IV	98/II	98/IV	99/II	99/IV
PHA	13,8	13,8	14,1	14,0	14,2	14,4	14,7	14,9	15,2	15,1
STC	9,7	9,8	9,8	9,7	9,9	9,8	9,8	9,8	9,6	9,7
JCK	6,2	6,2	6,1	6,2	6,2	6,2	6,2	6,3	6,3	6,2
VYS	4,8	4,8	4,8	4,7	4,7	4,7	4,8	4,7	4,6	4,7
PLK	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,6
KVK	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,0	3,0	3,1	3,1
LBK	4,3	4,3	4,3	4,3	4,2	4,2	4,1	4,0	4,1	4,1
ULK	7,9	7,8	7,6	7,7	7,6	7,6	7,5	7,3	7,2	7,2
HKK	5,5	5,5	5,5	5,6	5,6	5,5	5,4	5,4	5,5	5,6
PAK	4,9	4,9	4,9	4,9	4,8	4,9	4,9	4,9	4,9	4,8
JHM	10,9	10,9	11,0	10,9	10,9	11,0	11,0	11,0	11,0	11,1
ZLK	5,6	5,6	5,7	5,7	5,7	5,7	5,6	5,7	5,6	5,7
OLK	5,9	5,9	5,6	5,9	6,0	5,9	5,9	6,0	6,1	6,0
MSK	11,9	11,9	12,0	11,8	11,6	11,5	11,6	11,5	11,3	11,1
Celkem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Pramen: VŠPS, vlastní výpočet

Druhý nejvyšší podíl na pracovní síle ČR má kraj moravskoslezský a jihomoravský, jejich hodnoty se v průběhu sledovaného období přibližují a po Praze jako jediné překračují 10% podíl. Naopak, nejnižší hodnoty podílu 3,1% na pracovní síle má kraj karlovarský a kraj liberecký, jehož podíl mírně klesá na 4,1% na konci sledovaného období.

Z tab. 8.2, znázorňující hodnoty geografické mobility v rámci krajů v letech 1995-1999, je zřejmé, že nejstabilnějším krajem s nejnižší mobilitou je kraj moravskoslezský, jehož hodnoty se pohybují v minimálním rozmezí 0,9%-1,5%. Jen s malým odstupem následují kraje plzeňský a ústecký s průměrnou mobilitou do 2%.

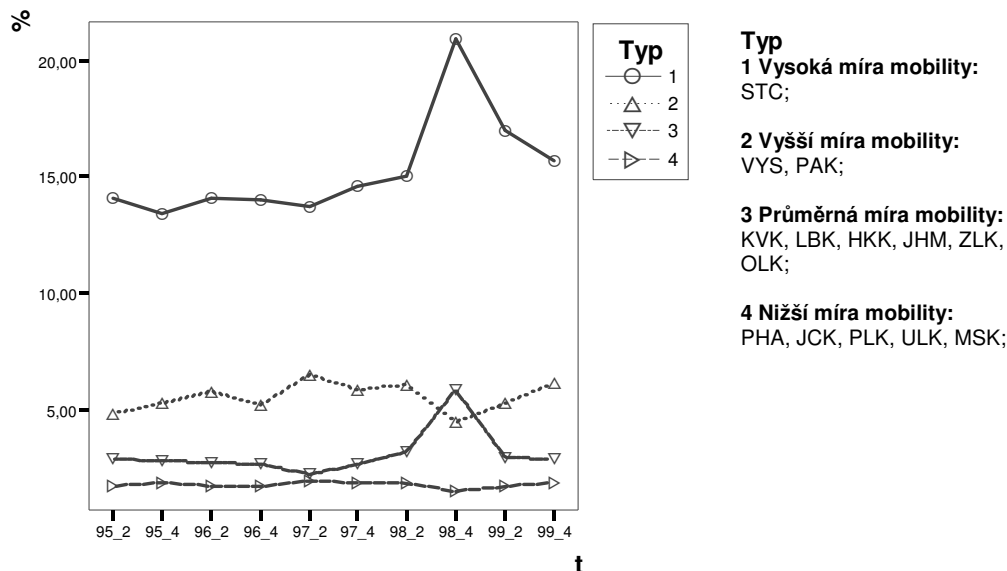
Tab. 8.2: Geografická mobilita v rámci krajů v letech 1995-1999

Kraje	Rok - čtvrtletí									
	95/II	95/IV	96/II	96/IV	97/II	97/IV	98/II	98/IV	99/II	99/IV
PHA	2,3	2,5	2,4	2,3	2,3	2,2	2,0	1,0	1,7	1,8
STC	14,1	13,4	14,1	14,0	13,7	14,6	15,0	20,9	17,0	15,7
JCK	2,2	2,5	2,6	2,1	2,2	1,7	2,0	1,7	1,8	2,4
VYS	5,5	6,2	6,7	5,7	6,2	5,9	6,4	6,0	6,5	7,0
PLK	1,7	1,8	1,5	1,7	2,0	1,9	1,6	1,5	1,3	1,6
KVK	2,3	2,4	3,1	2,3	2,0	3,0	2,7	4,8	1,6	1,6
LBK	2,8	2,5	2,4	2,6	1,8	1,8	2,9	5,6	4,4	4,2
ULK	1,3	1,3	1,1	1,4	1,9	2,1	2,1	2,3	2,5	2,1
HKK	3,0	3,3	3,0	2,6	2,0	2,8	3,0	4,8	1,9	2,2
PAK	4,2	4,3	4,8	4,7	6,8	5,8	5,8	3,0	4,1	5,3
JHM	2,0	2,1	2,0	2,2	2,4	2,5	2,7	5,9	2,7	2,5
ZLK	3,9	3,6	3,1	3,4	2,5	2,7	3,5	4,4	4,3	3,6
OLK	3,3	3,0	2,6	2,8	2,4	3,1	4,2	9,8	2,8	3,0
MSK	1,2	1,1	1,1	1,2	1,3	1,4	1,4	0,9	1,2	1,5

Pramen: VŠPS, vlastní výpočet

Nejvyšší mobilitu naopak vykazuje kraj středočeský, a to v rozmezí 14% až 20%, když 85 – 90% všech lidí nejčastěji dojíždějí za prací do Prahy. S menší než poloviční mobilitou je na druhém místě Vysočina s průměrnou mobilitou asi 6,0% a s malým odstupem pak následuje Pardubický kraj s průměrem necelých 5%. Z tabulek vyplývá, že k největším přesunům v rámci geografické mobility mezi kraji ČR dochází ve směru ze Středočeského kraje do Prahy, kde však směřuje obecně nejvyšší procento zaměstnaných, a to v určitých procentech ze všech ostatních krajů ČR. K výraznějším přesunům dále dochází jen ve směru ze Zlínského kraje do kraje Jihomoravského, Pražského, Olomouckého a Moravskoslezského, což platí i pro kraj Olomoucký a ve směru z Vysočiny do Jihomoravského kraje (2,4%-3,4%). Praha odčerpává zaměstnance ze všech krajů dlouhodobě, což je přirozený proces patrný ve všech malých a středně velkých zemích s dominantní metropolí. Další zajímavou skutečností je, že větší mobilitu obecně mají vnitrozemské kraje a menší mobilitu kraje pohraniční a kraje s větším městem jako centrem zaměstnanosti. Vnější mobilita do zahraničí (zejména kraje sousedící s Německem) snižuje vnitřní mobilitu a taktéž vnitro-krajová mobilita do větších měst, která se projevuje ve větší mezi-okresní mobilitě. Je zajímavé, že v Moravskoslezském a Ústeckém kraji, krajích s nejvyšší nezaměstnaností, je nejnižší mobilita. Dalo by se očekávat, že lidé budou mít silný motiv odejít za prací trvale nebo dojíždět, ale to se nepotvrdilo ve vyšší intenzitě mobility. Tradiční konzervatismus, rodinné pouta, rigidní trh s byty a relativně slabá regionální diferenciace mezd udržuje situaci na trhu práce dlouhodobě nezměněnou.

Obr. 8.2: Klasifikace krajů dle velikosti mobility



Na základě dat z tab. 8.2 jsme provedli klasifikaci krajů dle vývoje mobility. Při klasifikaci byla použita klasická Euklidovská vzdálenost a pro agregaci metoda nejvzdálenějšího souseda. Kraje jsou rozděleny do čtyř typů, které jsou uvedeny i s vývojem centroidů na obrázku 8.2. Potvrzuje se, že největší mobilitu se stálou intenzitou má Středočeský kraj. Relativně vysoká intenzita mobility kraje Vysočina do Prahy a Jihomoravského kraje může být dána vhodnou polohou a infrastrukturou (dálnice, vlak) mezi dvěma metropolemi. Rovněž graf na obr. 8.2 ukazuje relativně velkou stabilitu vývoje mobility. Výkyv ve 4. čtvrtletí 1998 je možno připsat spíše chybě dat ve VŠPS. Mobilita Středočeského kraje velmi mírně roste, stejně tak i u kraje Vysočina. U ostatních typů krajů se mobilita nemění.

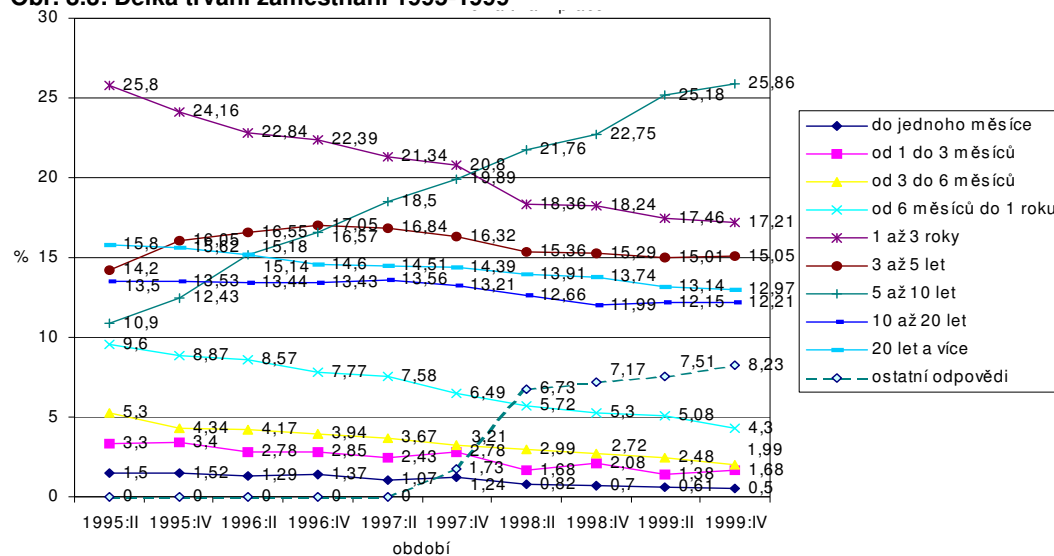
Mobilita mezi okresy je samozřejmě odlišná vzhledem již k výše uvedeným skutečnostem. Největší podíly na trhu práce vykazují okresy Brno – město (4,2%), Ostrava (3,1%), Plzeň – město (2,8%), Praha 1 (2,3%) za rok 1995. Nejnižší hodnoty geografické mobility ve sledovaném období (1995) lze nalézt v okresech Ústí nad Labem (2,2%), Zlín (2,8%), Brno – město (2,9%); v roce 1997 – v okresech Zlín (1,3%), Trutnov (2,6%), okresech Most a Cheb (2,8%); a v roce 1999 v okresech Trutnov (2,2%), České Budějovice (3,1%), Zlín a Ostrava (3,2%). Ve výčtu se objevují okresy z krajů s nejnižší mobilitou a současně s tím centra zaměstnanosti jednotlivých krajů. Naopak vysokou geografickou mobilitu v rozmezí 20% - 30% vykazují ve sledovaných obdobích okresy Kladno (24,7%), Kolín (21,8%), Nymburk (21,4%), Vyškov (25,5%), Frýdek – Místek (21,3%) Opava (24,5%). Právě z těchto okresů jsou pracovníci mobilní do větších center (Praha, Brno a Ostrava). Geografická mobilita Prahy 1 – 10 je uvedena zvlášť, její hodnoty geografické mobility jsou výrazně odlišné než v ostatních sledovaných okresech a pohybují v rozmezí 43% až 73% ve sledovaných obdobích. Jedná se o mobilitu v rámci Prahy jako celku a svědčí mj. o velké dojíždě za prací z periferií do centra Prahy a dislokace průmyslové a obchodní zaměstnanosti do historických i nových pracovních center.

Z analýzy geografické mobility provedené v této kapitole vyplývá skutečnost, že rozsah geografické mobility je skutečně závislý na vzdálenosti mezi místem bydliště a potencionálním místem pracoviště, neboť s přechodem od geografické mobility v rámci okresů na úroveň krajskou hodnoty geografické mobility výrazně klesají.

Pro doplnění uvedených závěrů se můžeme podívat na strukturu zaměstnanosti podle doby trvání zaměstnání. V roce 1995:II mělo více než 40 % všech zaměstnaných stejnou práci bez

přerušení jako před revolucí a v roce 1999:IV to bylo ještě stále přes 25 % (viz obr. 8.3). Na druhou stranu to znamená, že od revoluce do roku 1995:II změnilo práci 60 % zaměstnaných. Když odečteme mladé nově přicházející do zaměstnání, což představuje téměř 30 % veškerých změn, tak jen 8-9 % všech zaměstnaných ročně změnilo práci. V průběhu dalších pěti let byl zaznamenán pomalý pokles, pouze okolo 5-6 % všech zaměstnaných osob změnilo práci během jednoho roku. Všechny kategorie doby trvání zaměstnanosti klesaly nebo stagnovaly, pouze kategorie od 5 do 10 let výrazně rostla. Počet osob zaměstnaných 5 až 10 let se 2,5krát zvýšil, pracovní stabilita rostla u zaměstnanců, kteří změnili práci v období vrcholu privatizace (1990-1995). Na druhé straně, podíl pracovníků s délkou zaměstnání od 1 měsíce do 1 roku klesl z 19,7 % v roce 1995 na pouhých 8,5 % v roce 1999 (včetně všech nově vstupujících na trh práce). Je to zajímavé i proto, že právě v druhé polovině námi sledovaného období rostla nezaměstnanost.

Obr. 8.3: Délka trvání zaměstnání 1995-1999



Pramen: VŠPS

Nezaměstnaní, zejména dlouhodobě nezaměstnaní, nevstupují do nových zaměstnání, jsou vytlačeni mimo trh práce a klesá tak podíl právě těch s krátkou dobou zaměstnání a zvyšuje se současně relativní podíl těch pracovníků s delší dobou zaměstnání. Bohužel neexistuje vhodná metoda, jak přesně spočítat z VŠPS průměrnou dobu trvání zaměstnání. Data však jasně ukazují, že průměrná doba trvání zaměstnání roste a mobilita pracovníků klesá.

Do skupiny vědeckých a odborných pracovníků (ISCO hlav. skupina 2) jsou zařazována povolání, která ve většině případů vyžadují vysokoškolské vzdělání (ISCED 5). Do kategorie povolání technických, zdravot. a pedagogických pracovníků a odborníci patří také povolání, která vyžadují vyšší kvalifikaci odpovídající ISCED 4 (viz tab. 8.3). Více než 50% odborníků má vysokoškolské vzdělání, ve výzkumu a vývoji je to více než 70 % a 74 % techniků má úplné středoškolské vzdělání. Na první pohled překvapující je kategorie vedoucích a řídicích pracovníků, ve které 22,3 % z nich má nejvyšší neúplné středoškolské vzdělání. Proces privatizace a masivní podnikatelské aktivity však do této oblasti přivedly i jedince bez vyššího vzdělání, ochotných riskovat, na druhé straně přetrvávají ve funkcích bývalí vedoucí a řídicí pracovníci, celých 20% má stejnou práci jako před 10 lety. Kategorie pracovníků ve službách je se svými 13% na nižší úrovni a to odpovídá výraznému extenzivnímu rozvoji všech služeb v období transformace. Naopak, více než 50 % pedagogických pracovníků a pracovníků v armádě má dosud stejné zaměstnání jako před 10 lety. Nepružná pedagogická sféra nevytváří příliš vhodné podmínky pro šíření znalostí. Podobný profil zaměstnanosti podává tabulka (viz příloha 8.6) rozdělená podle NACE, ISCO a délky trvání zaměstnání. Podle délky trvání

zaměstnání jsou nejstabilnějšími odvětvími odvětví primárního sektoru a služby vyžadující znalosti, tzv. KIS (knowledge intensive services – služby náročné na znalosti).

Tab. 8.3: Délka trvání zaměstnání podle klasifikace ISCO v r. 1999:IV (v %)

ISCO	ISCED 97			Délka trvání zaměstnání		Celkem
	neúplné středoškolské vzdělání a nižší	ISCED 4 ukončené středoškolské vzdělání	ISCED 5+ bakalářské a vysokoškolské vzděl.	Do 10 let	10 let a více	
Armáda	41,9%	41,5%	16,6%	44,6%	55,4%	100,0%
Zákonodárci, řídící pracovníci	22,3%	44,0%	33,6%	79,9%	20,1%	100,0%
Odborníci ve V a V (21, 22)	2,0%	26,0%	71,9%	70,9%	29,1%	100,0%
Pedagogičtí pracovníci (23)	1,2%	29,5%	69,3%	47,2%	52,8%	100,0%
Ostatní odborníci (24)	6,6%	44,9%	48,6%	78,6%	21,4%	100,0%
Technici	12,4%	74,3%	13,3%	67,0%	33,0%	100,0%
Úředníci	33,8%	63,1%	3,2%	73,4%	26,6%	100,0%
Pracovníci ve službách	69,8%	28,8%	1,4%	87,1%	12,9%	100,0%
Kvalifikovaní prac. v zemědělství	78,6%	20,1%	1,3%	69,3%	30,7%	100,0%
Řemeslníci	84,7%	14,7%	0,6%	73,2%	26,8%	100,0%
Kvalifikovaní dělníci	84,3%	15,4%	0,3%	66,8%	33,2%	100,0%
Nekvalifikovaní pracovníci	88,3%	11,0%	0,7%	74,7%	25,3%	100,0%
Celkem	52,8%	35,2%	12,0%	72,6%	27,4%	100,0%

Pramen: VŠPS, vlastní výpočty

8.3.2 Mobilita podle vzdělání

Profesní a odvětvová mobilita je často vyvolána potřebou šíření vědomostí v ekonomice, která může být měřena mobilitou vysoce vzdělaných pracovníků (ISCED 5+). 572 tisíc pracovníků mělo univerzitní vzdělání v roce 1999, což představuje 12 % všech zaměstnaných. Největší celková mobilita byla zaznamenána v r. 1998 (8,2 %) a poklesla v r. 1999 na 6,6% (viz tab. 8.4). Mobilita žen je vyšší než mobilita mužů ve všech věkových kategoriích, překvapivě také u vyšších věkových skupin. Stabilita pracovníků s přibývajícím věkem roste a podíl mobilních pracovníků ve věku 30 a více let klesá více než třikrát. U lidí s vysokoškolským vzděláním je situace podobná, pouze rozsah mobility je rozhodně menší než v případě celkové pracovní síly. V období let 1995-1999 výrazně poklesla mobilita nejmladších skupin obyvatelstva a to jak pro vysokoškolsky vzdělané tak i pro pracovní sílu celkem.

Tab. 8.4: Mobilita pracovní síly v letech 1995/II→1995/IV, 1998/II→1998/IV a 1999/II→1999/IV (v %)

Věková skupina	Vysokoškolsky vzdělání (ISCED 5+)									Celková pracovní síla								
	Muži			Ženy			Celkem			Muži			Ženy			Celkem		
	1995	1998	1999	1995	1998	1999	1995	1998	1999	1995	1998	1999	1995	1998	1999	1995	1998	1999
do 29 let	16.7	10.4	7.4	20.9	16.0	12.3	18.3	13.1	9.4	15.8	12.5	9.7	16.2	17.2	12.1	16.0	14.5	10.7
od 30 do 44	3.9	3.5	3.9	4.8	4.6	5.6	4.2	4.0	4.6	4.6	4.6	3.7	5.2	6.7	5.8	5.1	5.5	4.7
nad 45 let	5.2	5.1	3.8	4.0	4.5	5.4	4.8	4.9	4.4	4.7	5.3	4.8	4.8	7.6	6.3	4.8	6.3	5.5
Celkem	6.2	5.1	4.3	6.7	6.6	6.6	6.4	5.7	5.2	7.9	7.1	5.8	7.7	9.7	7.6	7.8	8.2	6.6

Poznámka: Mobilita je definována jako pohyb sledovaný pomocí doby trvání zaměstnání a změn ekonomického statutu (změna zaměstnání přímo do jiného zaměstnání je zahrnuta) mezi druhým a čtvrtým čtvrtletím, pracovníci s pracovní smlouvou na dobu určitou zahrnuti nejsou.

Pramen: VŠPS a vlastní výpočty

Tab. 8.5: Příliv a odliv pracovníků s vysokoškolským vzděláním podle jednotlivých odvětví

Odvětví	Příliv (%)				Odliv (%)			
	1998 II→IV		1999 II→IV		1998 II→IV		1999 II→IV	
	Celkem	VV	Celkem	VV	Celkem	VV	Celkem	VV
Primární sektor (A+B+C)	3.3	2.5	3.6	3.5	5.5	5.4	6.8	7.9
Výroba (D 15 – 372) bez odvětví ICT	6.1	5.1	5.8	5.1	6.7	2.7	5.7	4.7
Odvětví ICT* (informační a komunikační technologie)	12.3	3.3	9.4	9.3	10.5	9.5	2.9	0.0
Ostatní výrobní sektory +(E+F)	4.6	3.5	4.4	2.2	6.0	5.3	4.6	1.9
Služby (G+H+I+J+K bez vědy a výzkumu)	7.7	5.6	7.3	5.2	6.2	3.1	6.5	5.2
Věda a výzkum*	8.8	15.2	4.0	4.6	2.3	2.1	4.4	0.0
Školství (M)	5.6	4.7	5.2	5.7	8.6	7.8	5.9	4.9
Veřejný sektor (L)	8.6	3.3	8.0	5.5	8.2	3.9	7.7	4.8
Zdravotnictví (N)	6.2	1.5	5.2	3.6	5.9	1.0	2.7	2.9
Ostatní sektory (O,P,Q)	8.5	7.8	6.3	3.8	8.2	2.1	6.2	4.5

Poznámka: Příliv pracovní síly je počítán jako příchod z nezaměstnanosti a příchod na trh práce + změna zaměstnání, pokud se tím mění statut NACE, odliv je počítán naopak.

Při interpretaci výsledků musíme vzít v úvahu fakt, že odchylky výsledků, konkrétně u kategorie s vysokoškolským vzděláním, obsahující nulové hodnoty, jsou způsobeny velkou mírou desagregace.

Pramen: VŠPS a vlastní výpočty

Příliv zaměstnanců do odvětví informačních, komunikačních technologií a do vědy a výzkumu byl největší v roce 1998, přestože česká ekonomika v tomto období procházela recesí. Největší příliv pracovníků do odvětví a odliv odvětví se vyskytl ve veřejném sektoru a v sektoru služeb, nejmenší naopak v sektoru primárním. Příliv a odliv pracovníků s vysokoškolským vzděláním je rozhodně nižší a to potvrzuje předchozí interpretované výsledky. V případě vzdělanějších pracovníků byl u většiny odvětví, vyjma primárního sektoru, zaznamenán větší příliv než odliv pracovní síly, i když pro některé sektory nejsou výsledky přesvědčivé.

8.3.3 Mobilita do zahraničí

Tabulka 8.6 udává počty Čechů pracujících v zahraničí. Jsou to ti pracovníci, kteří mají rezidenční status (stálé bydliště) v České republice a za prací pravidelně dojíždějí v blíže neurčeném režimu. Údaje v tabulce nám tedy zahrnují jen dílčí a spíše menší část těch, kteří pracují v zahraničí. Jsou zde zahrnuti zejména pracovníci vyslaní do zahraničí svým domácím zaměstnavatelem (stavební firmy, montážní firmy, pracovníci poboček firem v zahraničí apod.) a pendleři. Nejsou zde zahrnuti všichni ti, kteří již trvale nebo dlouhodobě opustili republiku a mají trvalé bydliště v zahraničí (prodali nebo pronajali byt nebo dům apod.) a na jejich místě odpovídá jiný respondent. Střednědobá, dlouhodobá a trvalá emigrace není tímto šetřením zachycena.

Počet zaměstnaných v zahraničí dle výše uvedené struktury pracovníků je malý a činí asi 0,3% všech zaměstnaných v ČR. Struktura profesí a podle vzdělání odráží výše uvedenou strukturu odvětví a firem. Tedy vyšší podíl řemeslníků a nekvalifikovaných pracovníků, vyučených a vedle toho technici eventuelně řídící pracovníci se středním a VŠ vzděláním. Ostatní skupiny mají jen marginální zastoupení. Z dat za dva roky nelze usuzovat na nějaký vývoj v čase, ale počet pracovníků pracujících v zahraničí meziročně klesl. Je pochopitelné, že počet pendlerů v pohraničí je ve skutečnosti vyšší, protože mnoho dotazovaných tuto svoji práci neuvedlo (mohou neoprávněně pobírat sociální dávky).

Tab. 8.6: Počet Čechů pracujících v zahraničí v letech 2000 a 2001 (status vázaný na bydliště v ČR)

ISCO 88	Úroveň vzdělání											
	Celkem		Základní		Vyučení		Střední bez maturity		Střední s maturitou		Vysokoškolské	
Rok	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001
Celkem	17,6	15,6	0,7	0,4	8,2	7,6	0,5	0,3	6,6	6,3	1,6	1,0
Vedoucí a řídící pracovníci	0,6	0,5	-	-	-	-	-	-	0,6	0,4	-	0,1
Vědečtí a odborní pracovníci	1,1	0,6	-	-	-	-	-	-	0,3	0,2	0,9	0,4
Technici	2,1	1,7	0,0	-	0,6	0,2	-	-	1,0	1,5	0,5	0,0
Nižší administrativní pracovníci	0,1	0,1	-	-	-	-	-	-	-	0,1	0,1	-
Provozní pracovníci ve službách	4,1	3,8	0,0	0,1	1,1	1,1	0,2	0,2	2,7	2,1	0,1	0,3
Dělníci v zemědělství	0,1	0,2	-	-	0,1	0,1	-	-	0,0	0,1	-	-
Řemeslníci	4,5	3,6	0,1	0,1	3,6	3,0	0,2	0,1	0,4	0,3	0,1	0,1
Obsluha strojů a zařízení	3,1	3,2	0,4	0,2	2,0	2,2	0,0	-	0,7	0,9	-	-
Pomocní a nekvalifikovaní pracovníci	1,5	1,6	0,1	0,1	0,5	0,8	-	-	1,0	0,5	-	0,0
Ostatní	0,3	0,3	0,0	-	0,2	0,2	-	0,0	0,1	0,1	-	-

VŠPS 200 a 2001, založeno na odpovědích na otázku 206 – kde zaměstnaní pracují

Poznámka: rozdíly v součtech jsou způsobeny zaokrouhlováním, hodnoty 0,0 znamenají, že se vyskytují nějaká sledování, ale nedosahují úrovně 0,1 po zaokrouhlování.

8.4 Dílčí závěr

Mobilita pracovní síly v ČR ve sledovaném období let 1995 až 1999, až na výjimky, odhaluje poměrně značnou strnulost českého trhu práce.

V této studii jsme se pokusili popsat zdroje a toky pracovních sil v české ekonomice na základě VŠPS v období let 1995-1999. Pohyby pracovní síly byly sledovány z hlediska úrovně vzdělání, věku a doby trvání zaměstnání. Poslední hledisko bylo rozděleno podle NACE a ISCO. Zdroje a toky vědomostí mohou být posuzovány podle rozsahu a ne kvality, ačkoliv klasifikace podle oborů a úrovně vzdělání aspekt kvality zohledňuje. Tato práce je zaměřena širěji, má poskytnout představu o možnostech využití dat z VŠPS pro další zkoumání.

Z dílčích analýz vyplývá, že k největším přesunům v rámci geografické mobility mezi kraji ČR dochází ve směru ze středočeského kraje do Prahy, kde však směřuje obecně nejvyšší procento zaměstnaných, a to v určitých procentech ze všech ostatních krajů ČR. K výraznějším přesunům dále dochází jen ve směru ze zlínského kraje do kraje brněnského, pražského, olomouckého a ostravského. Praha odčerpává zaměstnance ze všech krajů dlouhodobě, což je přirozený proces patrný ve všech malých a středně velkých zemích s dominantní metropolí. Další zajímavou skutečností je, že větší mobilitu obecně mají vnitrozemské kraje a menší mobilitu kraje pohraniční a kraje s větším městem jako centrem zaměstnanosti. Vnější mobilita do zahraničí (zejména kraje sousedící s Německem) snižuje vnitřní mobilitu a taktéž vnitro-krajová mobilita do větších měst, která se projevuje ve větší mezi-okresní mobilitě. Potvrzením závěrů jiných autorů je skutečnost, že v ostravském a ústeckém kraji, krajích s nejvyšší nezaměstnaností, je nejnižší mobilita. Dalo by se očekávat, že lidé budou mít silný motiv odejít za prací trvale nebo dojíždět, ale to se nepotvrdilo ve vyšší intenzitě mobility.

Vývoj v minulých letech vedl k názorům, že nedostatečná mobilita a s ní spojená pružnost trhu práce je významným faktorem vedoucím k ekonomickým problémům, a že snižuje naši připravenost na vstup do EU. Pružnost trhu práce je důležitým problémem, ale není hlavním faktorem ve srovnání s nedokonalostmi a regulací v takových oblastech jako jsou trh s byty, dopravní infrastruktura, trh kapitálu, apod. Takže tradiční konzervatismus, rodinné pouta, rigidní trh s byty a relativně slabá a nevyvážená regionální diferenciace mezd udržuje situaci na trhu práce dlouhodobě nezměněnou. Rozsah geografické mobility je skutečně závislý na vzdálenosti

mezi místem bydliště a potencionálním místem pracoviště, neboť s přechodem od geografické mobility v rámci okresů na úroveň kraje³ hodnoty geografické mobility výrazně klesají.

Pro doplnění uvedených závěrů se můžeme podívat také na strukturu zaměstnanosti podle doby trvání zaměstnání. Z údajů o délce trvání zaměstnání vyplývá, že jen 8-9 % všech zaměstnaných ročně změnilo práci v roce 1995. V průběhu dalších pěti let byl zaznamenán pomalý pokles, pouze okolo 5-6 % všech zaměstnaných osob změnilo práci během jednoho roku. Všechny kategorie doby trvání zaměstnanosti klesaly nebo stagnovaly, pouze kategorie od 5 do 10 let výrazně rostla. Pracovní stabilita rostla u zaměstnanců, kteří změnilo práci v období vrcholu privatizace. Podíl pracovníků s délkou zaměstnání od 1 měsíce do 1 roku klesl z 19,7 % v roce 1995 na pouhých 8,5 % v roce 1999. Data ukazují, že průměrná doba trvání zaměstnání roste a mobilita pracovníků klesá.

Při bližším pohledu na jednotlivá odvětví je zřejmé, že podíl a rozmístění vysoce vzdělaných pracovníků je větší u sektorů informačních a komunikačních technologií, služeb vyžadujících znalosti a ve vědě a výzkumu. Stejný závěr potvrzuje i klasifikace podle skupin povolání (ISCO).

Celková mobilita i mobilita vybraných specifických skupin byla relativně nízká. Nejmobilnější skupinou byli mladí zaměstnanci ve věku do 29 let, úroveň vzdělání tam nehrála žádnou roli.

Přiliv pracovníků bez rozdílů vzdělání do informačních a komunikačních technologií a do vědy a výzkumu byl největší v roce 1998 i přesto, že česká ekonomika procházela recesí. U vzdělaných skupin pracovní síly byla zjištěna menší míra mobility ve srovnání s celkovými toky. Také byl u většiny odvětví, vyjma primárního sektoru, zaznamenán vyšší příliv než odliv této vysokoškolsky vzdělané pracovní síly, i když pro některé sektory nejsou výsledky přesvědčivé.

Pokud však chceme analyzovat takové vzorky jako jsou pracovníci s vysokoškolským vzděláním a to uvnitř odvětví a podle pohlaví, tedy na vysoké úrovni desagregace, dopustíme se výrazných zkreslení.

Intenzita mobility pracovní síly v ČR je nižší ve srovnání se zeměmi EU a srovnatelná s ostatními kandidátskými zeměmi, přičemž od poloviny 90-tých let minulého století má tendenci se pomalu snižovat. Stabilita vývoje mobility pracovních sil, respektive obyvatelstva je velká a dlouhodobě podléhá pouze demografickým změnám, méně již institucionálním podmínkám. Vstup do Evropské unie bude mít malý nebo zanedbatelný vliv na celkovou mobilitu (migraci) Čechů do zemí EU, může však mít nezanedbatelný vliv na mobilitu vybraných profesí (lékaři, pracovníci v IT technologiích, výzkumníci) s dopadem na trh práce ve vybraných regionech (zejména příhraničních) nebo oborech činnosti. S tím souvisí i odliv mozků do zemí EU, ale zejména do USA. Pro pravidelné sledování této mobility neexistuje v současnosti vhodná datová základna (nelze využít VŠPS). Intenzitu této mobility je možné pouze odhadovat z nepřímých zdrojů nebo na základě diskrétních speciálních šetření.

8.5 Literatura

BANNOCK, G., BAXTER R.E., DAVIS, E. (1998) „ *The Penquin Dictionary of Economics*. NewYork.

DORENBOS, R., DIJK VAN J. (1997). Restructuring Process on the Hungarian and Polish Labour Market. In: *EALÉ'97 Proceedings*, Aarhus: European Association of Law and Economics, p. 29

FIDRMUC, J. (2002). Migration And Regional Adjustment To Asymmetric Shocks In Transition Economies., William Davidson Institute, *Working Paper*, Number 441.

FLEK, V. (1999). Employment Structure and Unemployment in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 3, s. 195-207.

GOTTVALD, J. (2001). Czech Labour Market Flows from 1993 to 2000. *Prague Economic Papers*, 2.

GOTTVALD, J., PEDERSEN, P. J., SIMEK, M. (1999). The Czech Labour Market in Transition: Evidence from a Micro Study. Blackwell, *Bulletin of Economic Research* 51 (1), pp. 39-65.

³ Srovnání úrovně české mezi-regionální mobility se zahraničím může být zavádějící. České regiony jsou obecně menší než regiony v zemích EU, ale i např. v některých tranzitivních zemích. Platí zásada, že čím menší regiony, mezikrajská mobilita se zdá být větší a vice versa. Z tohoto pohledu je česká mobilita pracovních sil reálně ještě menší.

- GRANOVETTER, M. (1981) *Towards a Sociological Theory of Income Differences. Sociological Perspectives of Labour Markets*. New York : Academia Press.
- HAM, J., ŠVEJNAR, J., TERRELL, K. (1994) *The Czech and Slovak Labour Markets during the Transition*“ CERGE Prague, mimeo.
- HUITFELDT, H. (1996) *Unemployment and Labour Market Transition in the Czech Republic: Evidence from Micro-data*. In: *EALE'96 Proceedings*, Chania: European Association of Law and Economics.
- KUX, J. (1996). Labour Force Flows Measure Possibilities during the Czech Transformation Process. *Statistika* , 7, pp. 265-274.
- MASSEY, D.S. a kol. (1999). *Worlds in Motion: Understanding International Migration at the end of the Milenium*. Oxford University Press, p. 316
- NAS, S.,O. a kol. (1998) *Formal Competencies in the Innovation Systems of the Nordic Countries: An Analysis Based on Registered Data*. OECD report, Oslo :STEP.
- OECD (1996) *The Knowledge based Economy*. OECD, Paris.
- OECD (1995) *Review of the Labour Market in the Czech Republic*. OECD, p. 144.
- TERRELL, K., ŠORM, V. (2000) Sectoral Restructuring and Labor Mobility: A Comparative Look at the Czech Republic. *Discussion Paper* No. 111, Bonn: IZA.

8.6 Příloha

Doba trvání zaměstnání podle NACE a ISCO skupin v roce 1999 ve čtvrtém kvartále

NACE	ISCO	Doba trvání zaměstnání			Celkem
		Do 1 roku	Od 1 do 5 let	5 a více let	
Primární sektor	zákonodárci	1,4%	16,9%	81,7%	100,0%
	odborníci ve výzkumu a vývoji	5,2%	27,4%	67,4%	100,0%
	technici	4,0%	17,3%	78,7%	100,0%
	kvalifikovaní zemědělci	6,2%	28,4%	65,4%	100,0%
	řemeslníci	2,4%	14,2%	83,5%	100,0%
	nekvalifikovaní pracovníci	6,7%	19,4%	73,9%	100,0%
Celkem		5,3%	20,9%	73,8%	100,0%
Výroba	zákonodárci	5,5%	25,5%	69,0%	100,0%
	odborníci ve výzkumu a vývoji	5,8%	36,3%	58,0%	100,0%
	ostatní odborníci	10,3%	34,4%	55,3%	100,0%
	technici	7,2%	29,3%	63,5%	100,0%
	úředníci	7,4%	33,6%	59,0%	100,0%
	řemeslníci	8,8%	36,2%	55,0%	100,0%
	kvalifikovaní dělníci	9,2%	37,0%	53,9%	100,0%
	nekvalifikovaní pracovníci	13,3%	39,4%	47,3%	100,0%
Celkem		8,8%	35,0%	56,2%	100,0%
Ostatní výrobní odvětví	zákonodárci	1,7%	26,0%	72,3%	100,0%
	odborníci ve výzkumu a vývoji	5,7%	32,2%	62,0%	100,0%
	ostatní odborníci	9,1%	31,7%	59,3%	100,0%
	technici	4,8%	33,9%	61,3%	100,0%
	úředníci	3,9%	49,5%	46,6%	100,0%
	servisní pracovníci	21,5%	64,9%	13,6%	100,0%
	řemeslníci	10,9%	41,6%	47,5%	100,0%
	kvalifikovaní dělníci	8,0%	36,4%	55,6%	100,0%
	nekvalifikovaní pracovníci	19,2%	41,9%	38,9%	100,0%
	Celkem	9,1%	38,7%	52,1%	100,0%
Ostatní služby	armáda	4,6%	17,9%	77,5%	100,0%
	zákonodárci	5,4%	29,5%	65,1%	100,0%
	odborníci ve výzkumu a vývoji	8,4%	35,6%	56,1%	100,0%
	ostatní odborníci	5,7%	31,1%	63,3%	100,0%
	technici	7,8%	38,6%	53,6%	100,0%
	úředníci	11,6%	40,7%	47,7%	100,0%
	servisní pracovníci	16,1%	47,3%	36,6%	100,0%
	řemeslníci	8,5%	37,0%	54,5%	100,0%
	kvalifikovaní dělníci	10,6%	33,3%	56,0%	100,0%
	nekvalifikovaní pracovníci	15,7%	42,8%	41,5%	100,0%
	Celkem	11,2%	39,5%	49,3%	100,0%
Služby vyžadující vědomosti	zákonodárci	2,2%	27,9%	70,0%	100,0%
	odborníci ve výzkumu a vývoji	7,4%	32,9%	59,7%	100,0%
	pedagogičtí odborníci	5,7%	20,0%	74,4%	100,0%
	technici	7,1%	31,7%	61,2%	100,0%
	úředníci	11,5%	31,9%	56,7%	100,0%
	servisní pracovníci	10,0%	34,2%	55,8%	100,0%
	řemeslníci	5,7%	35,9%	58,4%	100,0%
	kvalifikovaní dělníci	14,1%	34,0%	51,8%	100,0%
	nekvalifikovaní pracovníci	13,0%	41,0%	46,0%	100,0%
	Celkem	8,1%	31,4%	60,5%	100,0%

VŠPS 1999, vlastní výpočty

9 Regionální hrubý domácí produkt a jeho prognóza

Při analyzování regionálních trhů práce je nutné zhodnotit jejich výkonnost, proto se tato kapitola zaměřuje na metodiku odhadu regionálního hrubého domácího produktu (RHDP) a prognózu vývoje podílu jednotlivých krajů na HDP pomocí Markovových procesů.

Regionalizace hrubého domácího produktu při implementaci regionálních účtů v podmínkách české statistiky se provádí v souladu s pravidly uvedenými v kapitole XIII. ESA (1995) Český statistický úřad (ČSÚ) považuje implementaci regionálních účtů za jeden z nosných úseků činnosti úřadu v rámci začlenění do evropských struktur.

Národní i regionální účty mají shodný obsah a řídí se shodnými metodickými normativy. V regionálních účtech se stejně jako u národních účtů používá shodná „*Klasifikace odvětvových činností*“ – (OKEČ – CZ NACE), která je kompatibilní s klasifikací ekonomických činností pro Evropskou Unii (NACE Rev. 1). Další shodnou klasifikací používanou na celostátní i regionální úrovni pro lokalizaci sídla organizace, případně sídla vnitroorganizační jednotky je „*Klasifikace územních statistických jednotek*“ – CZ NUTS.

ČSÚ - odbor regionální statistiky - před vlastním zahájením prací na regionalizaci HDP v roce 1997 vedl širokou diskusi o dané problematice, v jejímž rámci byl proveden rozbor zdrojů dat, použitých klasifikací a metodických doporučení pro výpočet regionálních odhadů hrubé přidané hodnoty. Aplikace určité metody pro regionalizaci hrubého domácího produktu vychází z konkrétních specifických podmínek regionálního průřezu statistiky v daném státu. Český statistický úřad musel respektovat celou řadu vlivů (např. rozdělení bývalé Česko-slovenské federativní republiky; transformace české státní statistiky a převažovala maximální snaha přizpůsobit se evropským a celosvětovým normám v statistické praxi, což se odrazilo v bezpočtu změn - zejména v systému statistického zjišťování apod.). Uplatnění metodiky regionalizace HDP metodou agregace neboli bottom-up předpokládající v *ideální podobě* sběr dat od místních činnostních jednotek (LKAU – local kind-of-activity unit) je za současné situace nemožné. Použití této metody je do určité míry determinováno „datovou nouzí“, jejíž odstranění si vyžádá určitý čas a je chápáno jako součást transformačního procesu v české statistice.

9.1 Vymezení položek a metodika výpočtu RHDP

V následující části si vymezíme a zhodnotíme základní položky, která se používají pro výpočet regionálního hrubého domácího produktu. Jedná se o tyto základní položky, pro které budeme používat níže uvedené označení (klasifikace dle ESA 95):

- Q* - Produkce zboží a služeb (položka P.1 *Output*)
- MS* - Mezispotřeba (položka P.2 *Intermediate consumption*)
- HPH* - Hrubá přidaná hodnota (rozdíl mezi P.1 - P.2 *Gross Value-added*)
- FISIM* - Služby finančního zprostředkování nepřímou měřenou (položka P.1 19)
- T* - Daně (položka D.21 *Taxes on products*)
- S* - Subvencí na výroby (D.31 *Subsidies on products*)

Produkce zboží a služeb

Produkce zboží a služeb představuje hodnotu zboží a služeb, které jsou výsledkem produkční činnosti rezidentských jednotek v daném období na území České republiky. Zahrnuje jak zboží, tak tržní i netržní služby. To znamená, že do hodnoty produkce se zahrnují i některé kategorie zboží a služeb, které jsou vyrobeny, ale neprocházejí trhem. Naopak služby poskytované domácnostmi pro svou vlastní spotřebu, jako je vaření, praní nebo výchova dětí se do produkce nezahrnují. Pokud však domácnosti za tyto služby platí, pak samozřejmě do produkce patří.

Celková produkce je vypočtena jako součet produkcí tržních i netržních činností. Ocenění produkce zboží a tržních služeb je stanoveno podle cen dosažených obvykle na trhu. Produkce netržních služeb je vypočtena jako součet vynaložených provozních nákladů a spotřeby fixního kapitálu. Produkce zboží a služeb realizovaná na trhu je primárně za jednotlivé výrobce oceněna

v základních cenách, které neobsahují čisté daně (v pojetí národních účtů) na výrobky, obchodní a dopravní přírážky. Pro výpočet produkce i přidané hodnoty v tržních cenách je proto nutné připočítat jako samostatnou položku čisté daně na výrobky.

Mezispotřeba

Mezispotřeba představuje hodnotu veškerého zboží a služeb spotřebovaných v průběhu příslušného období rezidentskými producenty v procesu výroby jiných výrobků a služeb.

Mezispotřeba je oceněna **běžnými cenami**, za které produkční jednotka dané zboží či službu nakoupila, nebo za které je v daném momentě spotřebovala. Tyto ceny zahrnují všechny obchodní a dopravní přírážky. Pokud produkční jednotka nakoupila zboží včetně spotřební daně a daně z přidané hodnoty a nemá možnost si je odečíst, pak i tyto daně.

Hrubá přidaná hodnota

Hrubá přidaná hodnota jako rozdíl mezi produkcí a mezispotřebou je ohodnocena v **základních cenách**, což je plně v souladu s metodikou EUROSTAT-u pro Regionální účty článek 13.28. Takto získaná hrubá přidaná hodnota v základních cenách podle odvětví A až O se převádí údaji z ročního výkaznictví statistiky práce „Práce 3-01“ a získáme tak dle požadavku EUROSTAT-u regionalizovanou nejen odvětvovou (odvětví A až O dle CZ NACE), ale i územní strukturu hrubé přidané hodnoty do úrovně okresů NUTS 4 (dle CZ NUTS).

Služby finančního zprostředkování nepřímo měřené

Jedná se o imputované služby finančních institucí. Zejména územní struktura, jež je agregátem odvětvové struktury v rámci jednotlivých regionů - krajů a okresů, nám slouží k dalším propočtům pro alokaci FISIM-u

Daně na produkty jakož i **dotace na produkty** se regionalizují podle hrubé přidané hodnoty v základních cenách (tj. připisují se těm regionům, v nichž zdaňované či dotované produkty vznikly).

Navrhovaná metodika regionalizace hrubého domácího produktu je založena na snaze započítat hrubou přidanou hodnotu do toho regionu, kde má podnik provádějící činnost své sídlo, tzn. kde je rezidence podniku podle Registru ekonomických subjektů. Po odečtení složky FISIM resp. přičtení (čistých daní a subvencí na výrobky) získáme regionalizovaný hrubý domácí produkt v běžných cenách:

$$HPH = Q - MS \quad (9.1)$$

$$RHDP = HPH * v - FISIM - (D - S) \quad (9.2)$$

kde v je váha, $v \in (0,1)$

ČSÚ používá pro výpočet regionálního hrubého domácího produktu váhy přepočtené ze mzdových prostředků, které jsou zjišťovány *pracovištní metodou*. Následující tabulka 9.1 obsahuje data regionálního HDP.

Tab. 9.1: Regionální hrubý domácí produkt (běžné ceny) v mil. Kč

Region	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
PHA	200 323	242 084	297 510	328 341	371 435	432 503	464 594	492 651
STC	87 450	99 553	115 124	130 489	141 060	160 315	170 221	179 756
JCK	57 613	66 261	76 274	87 527	93 485	102 298	104 454	108 719
PLK	54 549	62 623	73 877	85 448	89 510	95 135	97 722	103 394
KVK	29 296	32 826	37 460	41 477	42 282	44 829	45 933	48 308
ULK	77 485	84 583	104 085	119 111	120 018	127 407	128 993	129 895
LBK	37 521	42 310	48 900	55 033	59 226	62 282	65 627	69 280
HKK	48 560	57 310	64 631	73 477	80 752	86 316	88 930	94 036
PAK	45 032	51 955	60 209	66 928	72 633	79 589	79 905	82 911
VYS	42 779	49 310	56 693	65 283	67 647	73 399	76 497	81 044
JHM	110 323	127 809	141 578	161 725	171 960	188 129	190 766	197 853
OLK	53 428	60 287	71 123	82 451	86 749	90 397	93 111	96 541
ZLK	52 979	62 352	70 196	77 504	86 134	92 217	92 182	95 183
MSK	122 940	143 522	163 389	192 173	197 032	204 274	203 359	205 262
ČR	1 020 278	1 182 784	1 381 049	1 566 968	1 679 921	1 839 089	1 902 294	1 984 833

Zdroje: ČSÚ: Regionální účty 2000.

9.2 Prognóza vývoje rozdělení RHDP

V této části využijeme s určitou heuristickou licencí *teorie Markovových procesů*. Sestrojíme model, na jehož základě se budeme snažit najít stacionární (limitní) rozdělení Markovova řetězce. Stacionární rozdělení nám ukáže, jak se váhy jednotlivých regionů na tvorbě HDP ustálí na určitých hodnotách (DUPAČ – DUPAČOVÁ, 1975), za předpokladu, že se nezmění v ČR ekonomické prostředí, tj. nedojde k výrazným změnám ve výrobních procesech nebo ekonomických vztazích. Rovněž vliv nových ekonomických faktorů mění odhadnuté stacionární rozdělení.

Teorie Markovových procesů se zabývá pravděpodobnostními modely přechodů. Za *pravděpodobnosti váhy* budeme považovat váhy podílu krajů na tvorbě RHDP které obsahuje tab. 9.2. Zaujímají nás *limitní váhy* jako limitní rozdělení těchto „*pravděpodobností*“ jednotlivých krajů.

9.2.1 Určení počátečního rozdělení pro metodiku výpočtu RHDP

Pokusíme na základě získaných dat zjistit meziroční změny mzdových prostředků v jednotlivých oblastech, tedy najít matici vah, která bude modelovat meziroční změny mzdových prostředků v jednotlivých oblastech a poslouží nám k nalezení stacionárního rozdělení.

Předpokládejme množinu stavů $\{E_1, E_2, \dots, E_{14}\}$ podle NUTS3.

Tyto stavy určují, ve kterých krajích dochází k přerozdělení mzdových prostředků zaměstnancům. Jako počáteční rozdělení uvažujeme podíly jednotlivých krajů (NUTS3) na tvorbě HDP v roce 1993. Nyní sestrojíme tabulku, která obsahuje váhy používané ČSÚ pro výpočet regionálního HDP.

Tab. 9.2: Váhy pro výpočet RHDP

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
PHA	0,19634	0,20467	0,21542	0,20948	0,22105	0,23768	0,24523	0,24667
STC	0,08571	0,08417	0,08336	0,08328	0,08397	0,08675	0,08920	0,09079
JCK	0,05647	0,05602	0,05523	0,05586	0,05565	0,05520	0,05474	0,05453
PLK	0,05346	0,05295	0,05349	0,05453	0,05328	0,05146	0,05127	0,05203
KVK	0,02871	0,02775	0,02712	0,02647	0,02517	0,02437	0,02408	0,02445
ULK	0,07594	0,07151	0,07537	0,07601	0,07144	0,06932	0,06789	0,06555
LBK	0,03678	0,03577	0,03541	0,03512	0,03526	0,03387	0,03451	0,03526
HKK	0,04759	0,04845	0,04680	0,04689	0,04807	0,04672	0,04663	0,04748
PAK	0,04414	0,04393	0,04360	0,04272	0,04324	0,04302	0,04190	0,04167
VYS	0,04193	0,04169	0,04105	0,04167	0,04027	0,03942	0,03998	0,04063
JHM	0,10813	0,10806	0,10251	0,10322	0,10237	0,10221	0,10025	0,09976
OLK	0,05237	0,05097	0,05150	0,05263	0,05164	0,04887	0,04881	0,04861
ZLK	0,05193	0,05272	0,05083	0,04946	0,05128	0,05003	0,04843	0,04826
MSK	0,12050	0,12134	0,11831	0,12265	0,11729	0,11108	0,10708	0,10431

Zdroj: tab.9.1

Tyto váhy jsou vlastně *podíly jednotlivých krajů (NUTS-3) na tvorbě hrubého domácího produktu* v letech 1993 – 2000. Vstupní údaje obsahuje tab. 9.1 a tab. 9.3 je potom transponovaná tab. 9.2, jež nám poslouží jako matice startovních hodnot pro nalezení matice přechodu.

Tab. 9.3: Počáteční matice přechodu

Rok	PHA	STC	JCK	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
1993	0,19634	0,08571	0,05647	0,05346	0,02871	0,07594	0,03678	0,04759	0,04414	0,04193	0,10813	0,05237	0,05193	0,12050
1994	0,19893	0,08573	0,05635	0,05343	0,02873	0,07542	0,03674	0,04758	0,04407	0,04187	0,10728	0,05219	0,05177	0,11990
1995	0,20394	0,08576	0,05612	0,05334	0,02877	0,07440	0,03667	0,04756	0,04394	0,04176	0,10573	0,05185	0,05145	0,11872
1996	0,21106	0,08580	0,05580	0,05317	0,02880	0,07292	0,03655	0,04751	0,04374	0,04159	0,10376	0,05134	0,05097	0,11700
1997	0,21990	0,08585	0,05541	0,05290	0,02881	0,07103	0,03638	0,04743	0,04347	0,04134	0,10167	0,05067	0,05033	0,11480
1998	0,22998	0,08590	0,05499	0,05250	0,02880	0,06883	0,03615	0,04730	0,04315	0,04102	0,09976	0,04986	0,04954	0,11219
1999	0,24081	0,08596	0,05458	0,05199	0,02875	0,06640	0,03586	0,04714	0,04278	0,04063	0,09824	0,04893	0,04863	0,10928
2000	0,25193	0,08603	0,05422	0,05140	0,02867	0,06384	0,03553	0,04695	0,04239	0,04018	0,09722	0,04791	0,04761	0,10615

Zdroj: tab.9.2

9.2.2 Odhad matice přechodu mezi regiony

Určíme matice vah přechodu. Tyto matice budou popisovat *meziroční* změny mzdových prostředků mezi regiony, čili jak se mzdové prostředky přemísťují mezi jednotlivými regiony v časovém intervalu jednoho roku.

Odhad matice **S** přechodu pro metodiku výpočtu regionálního HDP.

Definujeme množinu stavů $\{E_1, E_2, \dots, E_3\}$. Matice přechodu je **S** čtvercová a její rozměr je roven počtu krajů.

$$\mathbf{S} = \begin{matrix} E_1 \\ E_2 \\ \dots \\ E_{14} \end{matrix} \begin{pmatrix} s_{1,1} & s_{1,2} & \dots & s_{1,14} \\ s_{2,1} & s_{2,2} & \dots & s_{2,14} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ s_{14,1} & s_{14,2} & \dots & s_{14,14} \end{pmatrix} = (s_{ij})_{i,j=1}^{14} \quad (9.3)$$

Prvek $s_{i,j} \in (0,1)$ vyjadřuje míru, jaké vyplacené mzdové prostředky v regionu E_i v čase t budou přerozděleny zaměstnancům v oblasti E_j v čase $t+1$.

Pro tuto matici platí, že součet prvků v každém řádku je roven 1, tj.

$$\sum_{j=1}^{14} s_{ij} = 1 \text{ pro } i = 1, 2, \dots, 14 \text{ a všechny prvky jsou nezáporné } 0 \leq s_{ij} \leq 1.$$

Matice **S** nezávisí na čase, proto lze náš „Markovův řetězec“ považovat za homogenní Markovův řetězec s diskrétním časem.

Platí, že rozložení pravděpodobnosti homogenního Markovova řetězce X_t v čase t , tj. absolutní rozložení pravděpodobnosti $\{q_i^{(t)}\}_i$ je pro všechna i dáno vztahem:

$$q^{(t)} = q^{(0)} * P^t \quad (9.4),$$

kde $P^t = P * P * \dots * P$ je násobení matice **P** celkem t -krát.

Tuto vlastnost využijeme pro nalezení matice pravděpodobností přechodu **S**. Pokusíme se nalézt takovou matici **S**, která bude s určitou (malou) odchylkou splňovat vztahy podle rovnice

Nechť vektory

$$[p^{(0)}_{(1993+k)}] \text{ pro } k=1,2, \dots, 7 \quad (9.5)$$

označují řádky matice korespondující údajům pro roky 1994 - 2000, které obsahuje tab. 9.4. Dále nechť podle rovnice (9.4)

$$p_{(1993+k)} = S^k \cdot p_{1993} \text{ pro } k=1,2, \dots, 7 \quad (9.6)$$

Budeme se tedy snažit najít odhad $\hat{S}$ matice **S** tak, aby

$$d = \sum_{i=1}^{14} \sum_{k=1}^7 \left(p_i^{(0)}_{(1993+k)} - p_{i(1993+k)} \right)^2 \rightarrow \min$$

Pro nalezení minima proměnné d , jež znamená minimalizovat celkový součet kvadratických odchylek použijeme doplněk programu Microsoft Excel: „Řešitel“. Nastavíme-li všechny uvedené podmínky, pak po provedení potřebného počtu iterací dospěje k řešení, tedy k nalezení *hledané matice přechodu* $\hat{S}$.

Tab. 9.4: Odhad matice $\hat{S}$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	Σ
1	0,98601	0,00226	0,00162	0,00005	-	0,00037	0,00001	0,0002	0,00052	0	0,00792	0,0002	0,00007	0,00077	1
2	0,01161	0,97784	0,00164	-	-	0,00067	0,00029	0,00052	0,00121	0,00025	0,00514	0	-	0,00086	1
3	0,00896	0,00229	0,97485	0,00079	0,00078	0,00136	0,001	0,00115	0,0016	0,00097	0,00311	0,0008	0,00079	0,00156	1
4	0,00374	0,00179	0,00134	0,98155	0,00022	0,00102	0,00078	0,00082	0,00097	0,00079	0,00487	0,00038	0,00026	0,00145	1
5	0,00428	0,00129	0,00094	0,00036	0,98727	0,00087	0,00029	0,00032	0,0004	0,0003	0,00175	0,00044	0,00039	0,00109	1
6	0,00766	0,00165	0,00126	-	-	0,98312	0,00002	0,00023	0,00089	-	0,00444	0	-	0,00073	1
7	0,00601	0,00118	0,0009	0,00005	0,00005	0,0005	0,98751	0,0003	0,00067	0,00019	0,00182	0,00007	0,00005	0,0007	1
8	0,00619	0,00124	0,00087	-	0	0,00036	0,00001	0,98807	0,00058	0,00002	0,00199	-	-	0,00068	1
9	0,00735	0,0019	0,00158	0,00063	0,00063	0,00114	0,00081	0,00093	0,97902	0,00078	0,00262	0,00065	0,00064	0,00133	1
10	0,00592	0,00113	0,00081	0	-	0,00035	0,00002	0,00014	0,00055	0,98865	0,00182	-	0	0,00062	1
11	0,01118	0,00341	0,00322	0,00792	0,00277	0,00238	0,00195	0,00218	0,0028	0,00192	0,95381	0,0017	0,00282	0,00195	1
12	0,00236	0,00176	0,00071	-	0	0,00055	0,00036	0,00035	0,00039	0,00037	0,00194	0,9902	-	0,00102	1
13	0,00272	0,00134	0,00096	-	-	0,0007	0,00048	0,00051	0,00064	0,00049	0,00213	0,00011	0,98881	0,00111	1
14	0,00302	0,00267	0,00028	-	0	0,00043	0	-	0,00001	0	0,00631	0,00004	0,00004	0,98721	1

9.2.3 Stacionární rozdělení pro metodiku výpočtu RHDP

Pro hledání stacionárního rozdělení pro metodiku výpočtu RHDP se použije tab. 9.4 $\hat{S}$.
Generujeme posloupnost

$$\mathbf{p}_{(1993+k)} = \hat{\mathbf{S}}^k \cdot \mathbf{p}_{1993} \text{ pro } k=1,2, \dots, 7$$

kterou obsahuje tab. 9.5 , přičemž poslední řádek bereme jako odhad stacionárního rozdělení.

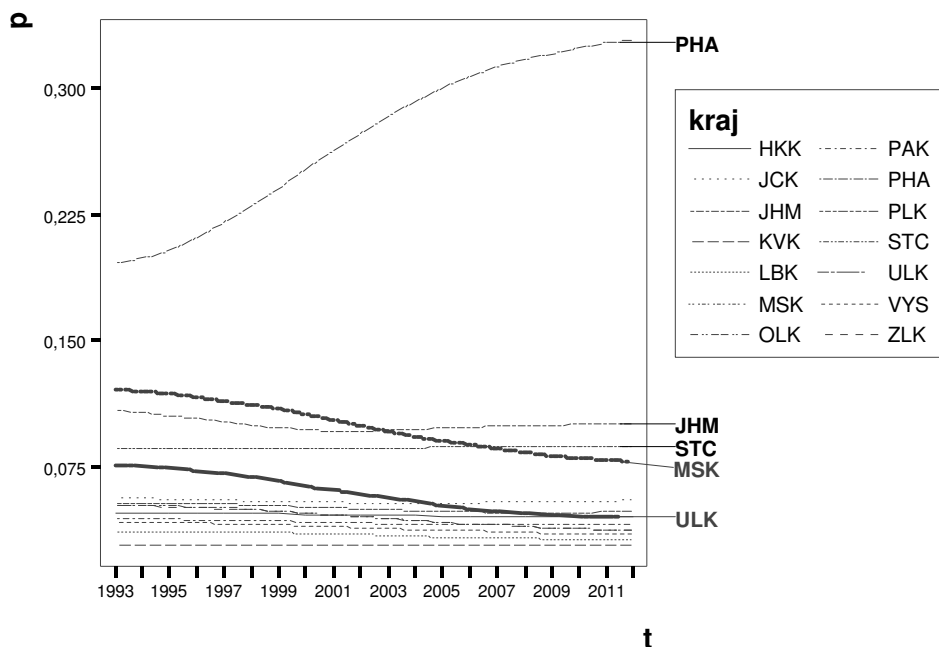
Tab. 9.5: Rozdělení pravděpodobnostních vah

Rok	PHA	STC	JCK	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
1993	0,1963	0,0857	0,0565	0,0535	0,0287	0,0759	0,0368	0,0476	0,0441	0,0419	0,1081	0,0524	0,0519	0,1205
1994	0,1989	0,0857	0,0564	0,0534	0,0287	0,0754	0,0367	0,0476	0,0441	0,0419	0,1073	0,0522	0,0518	0,1199
1995	0,2039	0,0858	0,0561	0,0533	0,0288	0,0744	0,0367	0,0476	0,0439	0,0418	0,1057	0,0519	0,0515	0,1187
1996	0,2111	0,0858	0,0558	0,0532	0,0288	0,0729	0,0366	0,0475	0,0437	0,0416	0,1038	0,0513	0,0510	0,1170
1997	0,2199	0,0859	0,0554	0,0529	0,0288	0,0710	0,0364	0,0474	0,0435	0,0413	0,1017	0,0507	0,0503	0,1148
1998	0,2300	0,0859	0,0550	0,0525	0,0288	0,0688	0,0362	0,0473	0,0432	0,0410	0,0998	0,0499	0,0495	0,1122
1999	0,2408	0,0860	0,0546	0,0520	0,0288	0,0664	0,0359	0,0471	0,0428	0,0406	0,0982	0,0489	0,0486	0,1093
2000	0,2519	0,0860	0,0542	0,0514	0,0287	0,0638	0,0355	0,0470	0,0424	0,0402	0,0972	0,0479	0,0476	0,1062
2001	0,2629	0,0861	0,0539	0,0508	0,0286	0,0612	0,0352	0,0467	0,0420	0,0397	0,0967	0,0468	0,0465	0,1029
2002	0,2734	0,0862	0,0537	0,0501	0,0284	0,0587	0,0347	0,0465	0,0416	0,0391	0,0967	0,0457	0,0454	0,0996
2003	0,2832	0,0863	0,0536	0,0495	0,0283	0,0563	0,0343	0,0462	0,0413	0,0386	0,0969	0,0446	0,0443	0,0964
2004	0,2921	0,0865	0,0536	0,0491	0,0282	0,0541	0,0339	0,0460	0,0410	0,0380	0,0974	0,0435	0,0432	0,0934
2005	0,3000	0,0867	0,0537	0,0487	0,0281	0,0521	0,0335	0,0458	0,0408	0,0375	0,0980	0,0424	0,0422	0,0905
2006	0,3068	0,0868	0,0539	0,0484	0,0281	0,0504	0,0332	0,0456	0,0406	0,0370	0,0986	0,0414	0,0413	0,0879
2007	0,3126	0,0870	0,0541	0,0482	0,0280	0,0489	0,0328	0,0455	0,0405	0,0366	0,0992	0,0406	0,0404	0,0856
2008	0,3175	0,0871	0,0543	0,0482	0,0280	0,0477	0,0326	0,0453	0,0405	0,0362	0,0997	0,0397	0,0397	0,0835
2009	0,3214	0,0873	0,0545	0,0482	0,0280	0,0467	0,0323	0,0453	0,0405	0,0358	0,1001	0,0390	0,0391	0,0818
2010	0,3246	0,0874	0,0547	0,0482	0,0281	0,0460	0,0321	0,0452	0,0405	0,0355	0,1005	0,0384	0,0385	0,0803
2011	0,3271	0,0875	0,0549	0,0483	0,0281	0,0454	0,0320	0,0452	0,0405	0,0352	0,1008	0,0379	0,0381	0,0791
2012	0,3290	0,0876	0,0551	0,0484	0,0282	0,0449	0,0318	0,0452	0,0406	0,0350	0,1010	0,0374	0,0377	0,0781
lim	33,0%	8,8%	5,5%	4,9%	2,8%	4,5%	3,2%	4,5%	4,1%	3,5%	10,1%	3,7%	3,7%	7,7%

Konvergenci ilustruje graf na obr. 9.1. Je na něm vidět prudký nárůst váhy Prahy na tvorbu HDP i s její predikovanou limitní hodnotou, která dosahuje 33% resp. 0,33. Na druhé straně je na grafu patrný výrazný pokles podílu Moravskoslezského a Ústeckého kraje. Dále zde můžeme rozeznat relativně stabilní vývoj v Jihomoravském a Středočeském kraji. Zbývající kraje dosahují podílu na tvorbě *HDP* pod 6 % v celém analyzovaném období a lze je v grafu jen obtížně identifikovat.

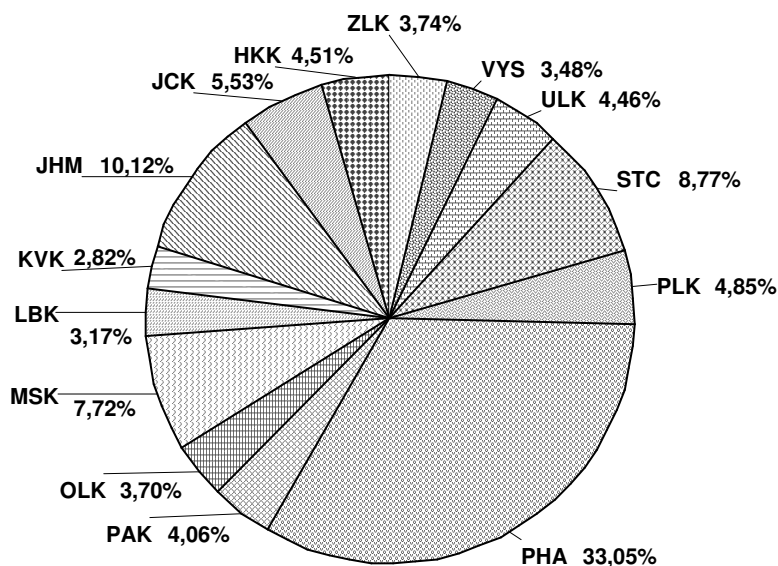
Při interpretaci těchto vah musíme vzít v úvahu, že porovnáváme kraje s různou velikostí a to jak rozlohou území, tak i počtem obyvatel. Tyto údaje za kraje najdete v kapitole 2 v tab. 2.2. Z hlediska počtu obyvatel patří v předchozím odstavci zmíněné kraje k největším v ČR. Počet obyvatel v nich je nad 1 milión k 1.3. 2001 (Zdroj: SDLB 2001) s výjimkou Ústeckého kraje. Ve výše zmíněném kontextu musí být pokles Moravskoslezského kraje hodnocen jako velmi kritický, jelikož tento kraj s 1.269.467 obyvatel (Zdroj: ibid.) je nejlidnatější.

Obr. 9.1: Vývoje podílu krajů na tvorbě HDP



Na obr. 9.2 je zobrazeno stacionární rozdělení $\hat{p} = \lim_{t \rightarrow \infty} p_t$. Nejvyššího podílu dosahuje Praha. Potom s velkým odstupem následuje kraj Jihomoravský a Středočeský. Na čtvrté místo klesl kraj Moravskoslezský. Na páté a šesté příčce se umístily kraje Jihočeský a Plzeňský což z hlediska počtu obyvatel můžeme tuto pozici jako velmi dobrou.

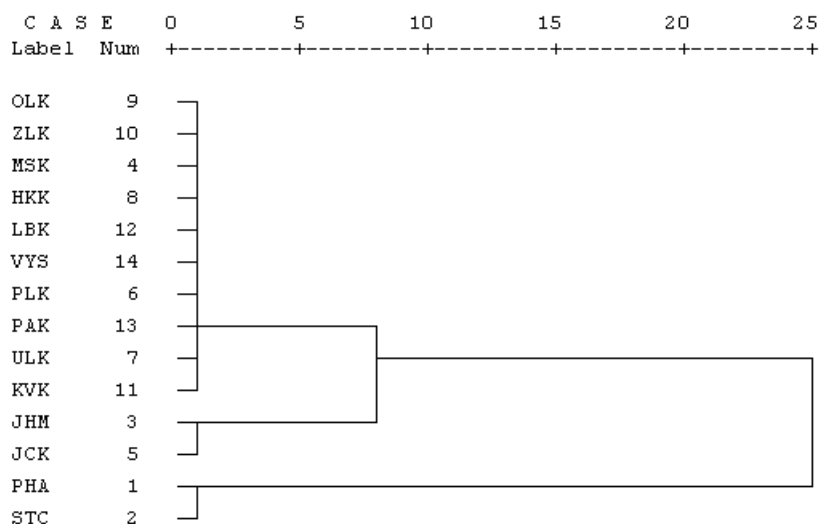
Obr. 9.2: Limity vývoje podílu krajů na tvorbě HDP



Z výše uvedených problémů s interpretací těchto vah z důvodu rozdílné velikosti krajů provedeme následující klasifikaci v relativní formě, která hodnotí trend vývoje podílu kraje a nikoliv jeho absolutní velikost. Tato klasifikace je založena na míře podobnosti měřenou **Pearsonovým koeficientem korelace (R)**. Pro agregaci byla použita **metoda nejvzdálenějšího souseda**.

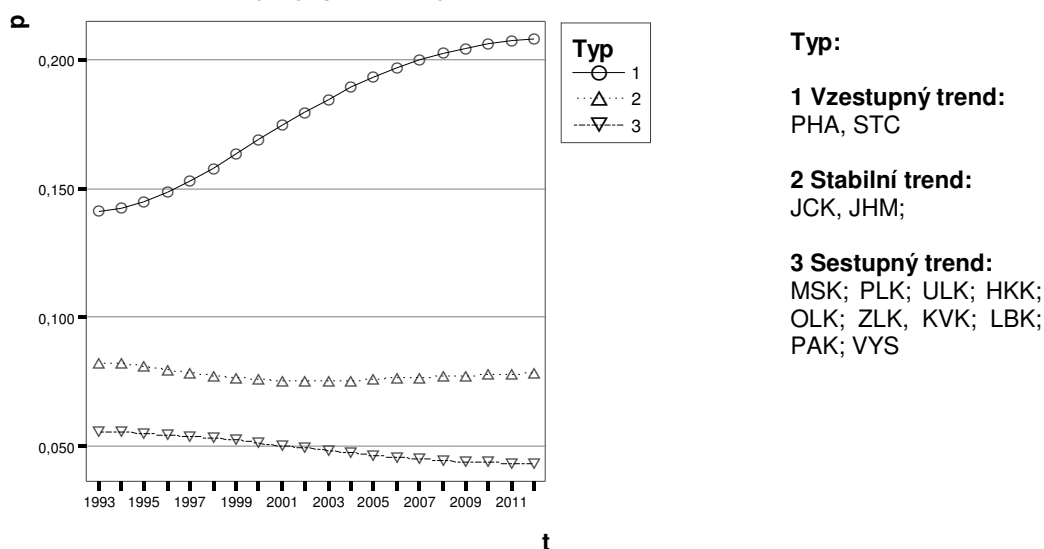
9.3: Dendrogram klasifikace vývoje podílu jednotlivých krajů na HDP relativní forma

Rescaled Distance Cluster Combine



Navržená klasifikace velmi výrazně rozděluje vývoj p v krajích do tří skupin. **Vzestupný trend** se projevils nejen u Prahy, ale i u Středočeského kraje. Stabilní trend je u krajů JHM a JHC. U zbývajících krajů je trend sestupný. Vývoj centroidů výše uvedených typů je uveden na následujícím obrázku. Při jeho interpretaci se musí hodnotit pouze tvar vývoje p a nikoliv úroveň.

Obr. 9.4: Klasifikace vývoje podílů krajů na tvorbě HDP relativní forma



9.3 Produktivita v jednotlivých krajích a její klasifikace

Nejvhodnější ukazatel pro měření produktivity v práci je regionální hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele (*IRHDP*) jak už bylo uvedeno výše. Pro sledování dynamiky tohoto ukazatele z hlediska regionálních disparit je nejlepší jeho vyjádření ve stálých cenách. Nevýhodou tohoto ukazatele je, že nadhodnocuje regiony do kterých je vyšší dojíždka z okolních regionů, jelikož počet rezidentů (bydlících) není roven počtu těch, kteří jej vytvářejí. Vývoj produktivity v krajích měřenou pomocí *IRHDP* ve stálých cenách a její základní statistické charakteristiky naleznete v tab. 9.6.

Tab. 9.6: Vývoj *IRHDP* ve stálých cenách roku 1995 (v Kč).

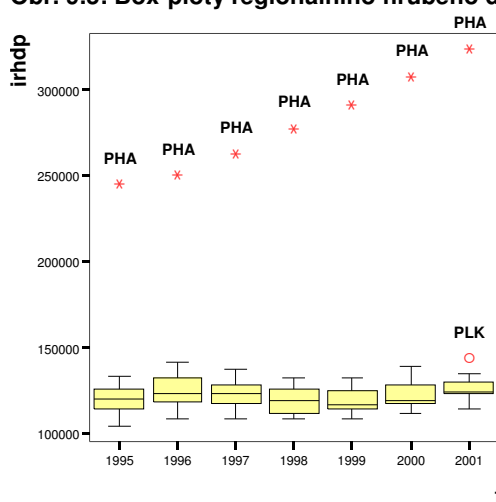
Region	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
PHA	245 338	249 987	262 798	277 901	291 651	307 620	324 158
STC	103 946	108 448	108 567	111 359	114 577	119 377	123 374
JHC	121 614	128 395	126 941	125 562	124 598	128 389	130 165
PLK	132 855	141 544	137 495	132 343	132 224	138 555	143 528
KVK	122 782	124 964	118 017	113 061	112 596	117 241	116 243
ULK	126 068	132 680	123 674	118 556	116 549	116 113	117 766
LIK	114 008	117 896	117 458	111 632	114 256	119 350	123 841
HKK	116 629	121 980	124 188	120 097	120 318	126 096	128 686
PAK	117 900	120 653	121 250	120 141	117 278	120 525	123 908
VYS	108 358	114 745	110 118	108 041	109 491	114 990	124 126
JHM	123 985	130 352	128 446	127 091	125 270	128 674	134 524
OLK	110 792	117 426	114 515	108 058	108 261	111 242	114 535
ZLK	116 757	118 676	122 181	118 394	115 066	117 655	123 304
MSK	126 210	137 098	130 296	122 244	118 445	118 551	123 840
ČR	133 683	139 632	138 721	137 390	138 196	142 836	148 185

Zdroj dat: Regionální národní účty 2001.

Pozn.: Převod na stále ceny vlastním výpočtem, pro rok 2001 použita vlastní predikce ze čtvrtletních hodnot HDP.

Pro zobrazení vývoje regionálních rozdílů měřených pomocí *IRHDP*, je vhodné použít box-ploty, které naleznete na obr. 9.5.

Obr. 9.5: Box-ploty regionálního hrubého domácího produktu na 1 obyv. pro NUTS3



Dominantní pozice Prahy je způsobená:

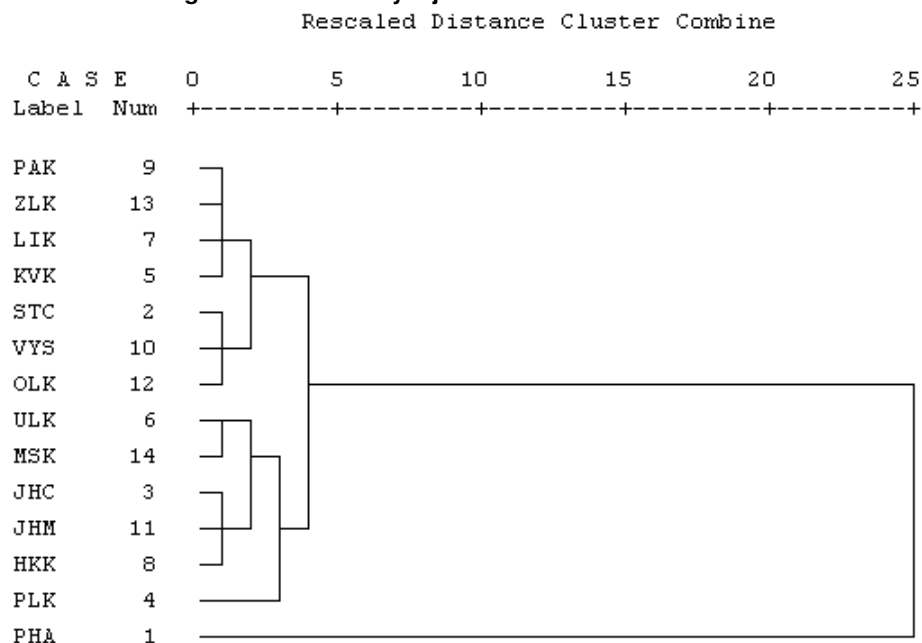
- vyšší mzdové hladiny, poněvadž jak bylo již dříve uvedeno, váhy pro regionalizaci HDP se počítají ze mzdových prostředků (Výkaz Práce 3-01);
 - vysokou mírou dojíždění a to především ze Středočeského kraje (viz. podkapitola 8.3.1) ;
 - odvětvovou strukturou, která je výrazně jiná než v ostatních krajích;
 - předpokládanou vyšší cenovou hladinou, která není na úrovni regionů měřena;
 - nepřesnou metodikou statistického vykazování.
- „Bohužel ne všechny podnikatelské a jiné subjekty, které mají dislokovaná pracoviště, totiž statisticky vykazují pracovníky a mzdy mimo kraj sídla podniku jako účetní jednotky. Lze předpokládat, že v případě Prahy může tento jev hrát výraznější roli než v ostatních krajích, což asi vede k určitému nadhodnocení dosažené úrovně“ (str. 11, ČSÚ, 2001d).

Jednotky: Kč - stále ceny k roku 1995

Zdroj dat: Regionální národní účty 2001

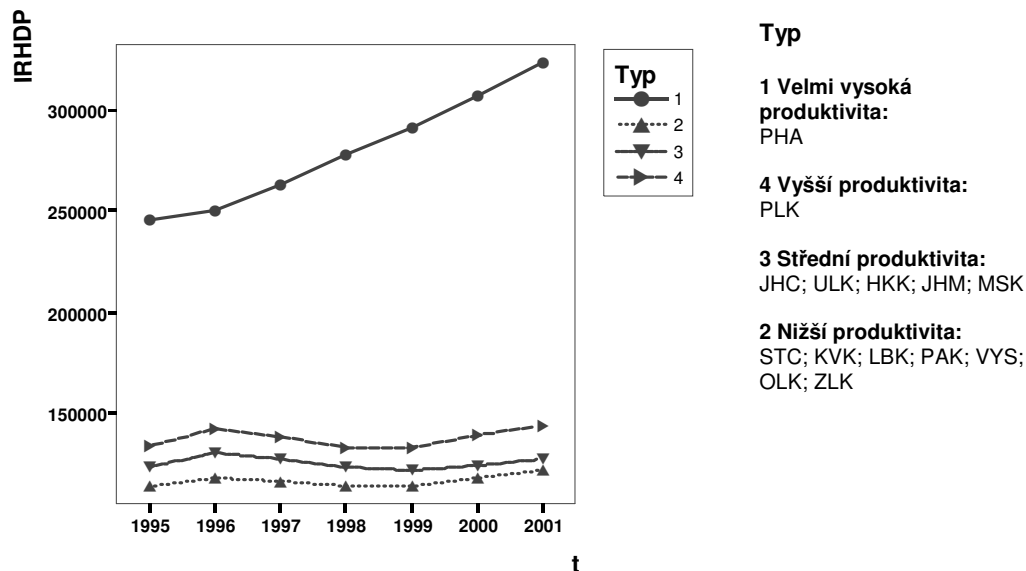
V této podkapitole provedeme klasifikaci krajů dle vývoje *IRHDP* a to jak v absolutní tak i v relativní formě (blíže viz kap. 3.5 a 3.6). Při klasifikaci v absolutní formě byla použita klasická **Euklidovská vzdálenost** a pro agregaci **metoda nejbližšího souseda**. Pomocí této navržené klasifikace můžeme identifikovat 4 skupiny regionů dle vývoje *IRHDP*.

Obr. 9.6: Dendrogram klasifikace vývoje *IRHDP* absolutní forma



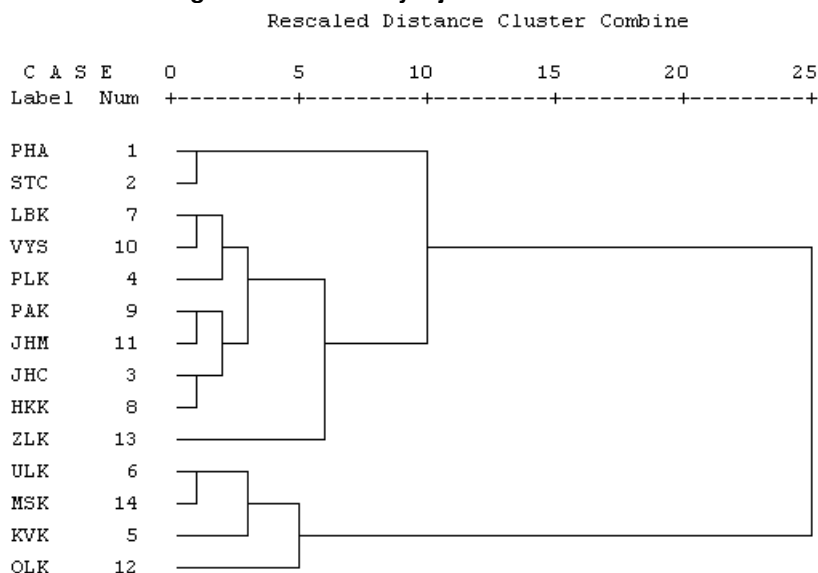
Jak je vidět v předchozím dendrogramu (obr. 9.6) nejvíce se od všech regionů odlišovala Praha s **velmi vysokou produktivitou** (viz zdůvodnění výše). Za ní s velkým odstupem následuje Plzeňský kraj, který je možno v současnosti považovat za jeden z atraktivních regionů pro zahraniční investory. Jeho atraktivita je dána především jeho vhodnou geografickou pozicí a kvalifikovanou pracovní silou. Skupina regionů se **střední produktivitou** je tvořena pěti kraji: ULK, MSK, JMK, JHC a HKK. Ve skupině s **nižší produktivitou** se nacházejí kraje: STC; KVK; LIK; PAK; VYS; OLK; ZLK. Umístění Středočeského kraje v této skupině je způsobeno výrazným podhodnocením výše *IRHDP* z důvodu velké dojíždky pracovníků do Prahy. Vývoj centroidů výše uvedených typů naleznete na obr. 9.7.

Obr. 9.7: Klasifikace vývoje *IRHDP* absolutní forma



Pro zhodnocení vývojových trendů v produktivitě práce měřenou *IRHDP* je nutné použít klasifikaci, která vychází z relativní formy, tzn., že jako míru podobnosti používá **Pearsonův koeficient korelace (R)**. Metoda agregace je stejná jako v předchozí klasifikaci. Vývoj agregace je uveden prostřednictvím dendrogramu na následujícím obrázku.

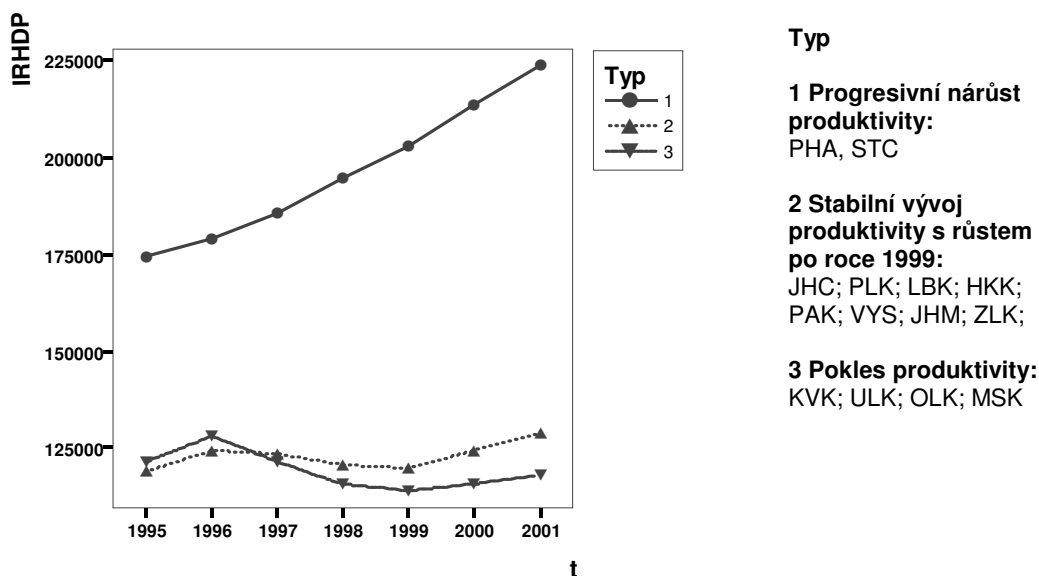
Obr. 9.8: Dendrogram klasifikace vývoje *IRHDP* relativní forma



V této klasifikaci rozlišujeme ve sledovaném období tři typy vývoje produktivity v regionech. V prvním typu mají regiony **progresivní nárůst produktivity**. Jedná se o Prahu a Středočeský kraj. Na tomto příkladu lze dokládat Perrouxovu teorii pólů rozvoje, kdy rozvoj jádra velice silně

ovlivňuje rozvoj okolí. Další typ regionů je se **stabilním vývojem produktivity**, který po roce 1999 roste. Sem spadají regiony: JHC; PLK; LK; HKK; PAK; VYS; JHM; ZLK. Jedná se o oblasti kde je nastoupen pozitivní vývoj, a i když je u některých oblastí současná úroveň produktivity nízká např. VYS, lze předpokládat, že v budoucnu její úroveň dosáhne výrazného zvýšení. Mezi regiony, u kterých došlo ve sledovaném období k **poklesu produktivity** patří KVK; ULK; OLK; MSK. Je nutno podotknout, že u Olomouckého kraje nedošlo k poklesu, ale je zde malý nárůst tj. o 3 743 Kč. Ale ve srovnání s nejnižším nárůstem v předchozí skupině je pouze poloviční, proto spadá do výše uvedené skupiny problémových regionů.

Obr. 9.9: Klasifikace vývoje IRHDP relativní forma



Výše uvedené klasifikace produktivity nám pomáhají identifikovat problémové regiony. Jedná se především o regiony s poklesem produktivity, kde kromě „tradičních“ krajů Moravskoslezského a Ústeckého se nacházejí i kraje Karlovarský a Olomoucký. Poslední dva uvedené kraje patří i do skupiny s nižší úrovní produktivity, což zesiluje negativní hodnocení vývoje produktivity v těchto krajích, a proto jim dále věnujeme větší pozornost.

U Karlovarského kraje je nízká úroveň produktivity ovlivněna vyšší mírou vyjídanky za prací do sousedního Německa. Rovněž v tomto kraji je i větší podíl tzv. šedé ekonomiky především v oblasti obchodní činnosti. Největší podíl na těchto aktivitách mají cizinci, kteří v Karlovarském kraji tvoří oficiálně 2% obyvatelstva (viz SLDB, 2001), ale i střízlivé odhady jsou daleko vyšší. Např. velikost vietnamské menšiny v městě Cheb je odhadována na 4 tisíce osob tj. 11% obyvatelstva města (str. 48, Ježek, 2001). Pokles produktivity v Karlovarském kraji je ovlivněn především sektorem maloobchodu a dalších služeb orientovaných na zahraniční klientelu tvořenou především lázeňskými hosty a obyvateli z německého pohraničí. Důvodem poklesu výkonnosti v tomto sektoru ve sledovaném období lze spatřovat v „silném“ kurzu koruny.

Olomoucký kraj se vyznačuje vnitřní heterogeností. Spadají sem jak stabilní hanácké okresy, tak i problémové horské oblasti Šumperk a Jeseník. Méně atraktivní pozice v rámci ČR, dána nepříznivou polohou na ose západ – východ, zatím ještě nepřilákala dostatek investorů, aby došlo k výraznějšímu rozvoji kraje i přesto, že existuje dobré napojení na dopravní síť ČR. Negativní vývoj na trhu práce v roce 2000 dokládají i hodnoty meziročních přírůstků reálných výdělků (0,1%) a zaměstnanosti (-3,9%), která dosahují nejnižších hodnot v rámci krajů ČR (viz str. 51, Kotíková a spol., 2000).

9.5 Závěr

Metodika výpočtu regionálního hrubého domácího produktu poskytuje v praktickém uplatnění relativně přesné a důvěryhodné údaje. Kromě využití ke konstrukci *RHDP* je důležitý i jeho přepočtený ukazatel na 1 obyvatele (*IRHDP*), který popisuje velikost produktivity práce v daném regionu. Dochází však ke zkreslení *IRHDP* z následujícího důvodu: počet rezidentů (bydlících) není roven počtu těch, co jej vytvářejí. Další nevýhodou metodiky je dlouhá časová prodleva, než dojde k získání důvěryhodných údajů pro aktuální rok.

V souvislosti s připravovaným rozšířením statistického zjišťování údajů o činnostech místních jednotek umožní statistické výkazy zkvalitnit odvětvové a zejména regionální struktury dat. Současně by se tak vytvářely podmínky pro přechod na metodu agregace alespoň u vybraných odvětví (dle CZ NACE A,B,C,D,E,F,I resp. J), a tím by se realizovalo i jedno z doporučení orgánů EU přejít alespoň na metodu *mix* tj. *smíšenou*.

Po roce 2002 se počítá s tím, že pro regionalizaci HDP bude zavedena *metoda bottom-up* za *vybraná odvětví*. Kromě regionalizace hrubého domácího produktu bude regionálně kalkulována tvorba hrubého fixního kapitálu, a rovněž bude požadována regionalizace sektoru domácností a regionalizace výdajů vládních institucí. Po roce 2002 budou experimentálně odzkoušeny též regionální Input-Output tabulky. K tomuto bude nutné využít spolupráce s dalšími ústředními institucemi ČR, zejména s Ministerstvem financí ČR, s Českou národní bankou, Bankovní asociací a dalšími institucemi, neboť bez využití jejich administrativních zdrojů dat by zabezpečení nezbytných informací bylo velmi nákladné, ne-li nemožné.

První výsledky regionalizace *HDP* v ČR vedou k poznání o meziregionální diferenciaci, a to současně klade nové otázky po příčinách tohoto jevu. To znamená, že *RHDP* sice dává potřebnou informaci, ale zároveň vyvolává potřebu dalších, zejména analytických informací.

Tento významný makroekonomický agregát na regionální úrovni (hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele trvale bydlícího v daném regionu vyjádřený v *PPP*, či *PPS* - parita kupní síly) je rozhodujícím ukazatelem pro eventuální přerozdělování prostředků ze Strukturálních fondů. Tato pomoc je poskytována v rámci Cíle 1 ve prospěch regionů, u nichž průměr hrubého domácího produktu na 1 obyvatele za tři roky je nižší než 75 % průměru za regiony členských zemí Evropské unie. Prostředky jsou určeny především na podporu výstavby infrastruktury, na investice do lidských zdrojů a podporu podnikatelskému prostředí. Význam Strukturálních fondů v oblasti regionální politiky Evropské unie je nezastupitelný.

9.4 Literatura

- ČSÚ (1998). *Národní účty 1995 (únor 1998)*, Praha: ČSÚ. Kód publikace:0508-97. ISBN 80-7223-063-8
- ČSÚ (2001a). *Zdroje, metody a výpočty hrubého domácího produktu 1998*. Praha: ČSÚ, I SBN 80-7223-435-8
- ČSÚ (2001b). *Roční národní účty 1999 (semidefinitivní sestava)*. Praha: ČSÚ. Kód publikace: 5003-01. ISBN 80-7223-566-4
- ČSÚ (2001c). *Čtvrtletní národní účty České republiky ve 3. čtvrtletí 2001*. Praha: ČSÚ. Kód publikace: 5001-01.
- ČSÚ (2001d). *Porovnání krajů – vybrané ukazatele 1995-2000*. Praha: ČSÚ. Kód publikace: 8-1370-01
- ČSÚ (2002). *Regionální účty 2001*. Praha: ČSÚ. Kód publikace: 1371-02
- DUPAČ, V., DUPAČOVÁ, J.(1975). *Markovovy procesy I*. Praha. St 17-7309/75
- EUROSTAT (1995). *European System of Accounts – ESA 1995*. Luxemburg: EUROSTAT.
- CHLAD, M. (1998). Regionalizace hrubého domácího produktu v České republice. *Statistika*. ČSÚ. č. 6, ISSN 0322-788x
- CHLAD, M. (1998). Zkušenosti českého statistického úřadu s aplikací regionální statistiky při výpočtech makroekonomických ukazatelů podle regionů. *REGIO '98. Podniky, regiony a euroregiony před vstupem ČR do EU*. Sborník referátů. Mariánské Lázně: Západočeská universita v Plzni. ISBN 80-7082-489-1

- CHLAD, M. (2000). *Regionální účty 1997*. Praha: ČSÚ. Č.j. 1645/2000
- NACHTIGAL, V. (2000). Nad poslední revizí hrubého domácího produktu ČR. *Statistika*. ČSÚ, č. 3, ISSN 0322-788x
- JEŽDÍK, V. (1998). Regionální statistika na prahu roku 1998. *Statistika*. ČSÚ, č. 4, ISSN 0322-788x
- JEŽEK, J. (2001). Přeshraniční mobilita pracovních sil a důsledky vstupu ČR do EU na příkladu Karlovarského kraje. In: *REGIO 2001. Podniky, regiony a euroregiony před vstupem ČR do EU*. Sborník referátů. Cheb: Západočeská universita v Plzni. ISBN, 1998, ISBN 80-7082-791-2
- JÍLEK, J. (2000). Regionální statistika v pojetí EU a postupy jejího zavádění v ČR. *Statistika*. ČSÚ, č. 1, ISSN 0322-788x
- KOTÍKOVÁ, J. - VLACH, J. - PRŮŠA, L. (2000). *Regionální analýza a koncepce zaměstnanosti, trhu práce a sociální péče*. Praha: VÚPSV.
- ONDROUŠ, V. (2000). Revize časové řady makroekonomických agregátů za léta 1990-1995 a jejich přepočet do stálých cen. *Statistika*. ČSÚ, č. 7, ISSN 0322-788x
- RICHTER, J. (2002). *Návrh metodiky odhadu regionálního hrubého domácího produktu*. Diplomová práce. Ostrava: Ostravská univerzita, Přírodovědecká fakulta.

Shrnutí a závěry

Předložená publikace se zabývala modelováním regionálních trhů práce na úrovni krajů i celé republiky zpravidla za období 1995-2001 s krátkou predikcí pro rok 2002.

Banka dat vytvořená v rámci řešení grantového projektu zahrnovala řadu absolutních i relativních ukazatelů od úrovně NUTS1(ČR) až po úroveň NUTS4(okresy) za sledované období. Základními informačními zdroji byly „Výběrové šetření pracovních sil“, „Evidenční počet pracovníků a jejich mzdy“, „Výkaz uchazečů o zaměstnání a volná pracovní místa“, „Sčítání lidu, domů a bytů“. Z hlediska dostupnosti dat a prostorového vymezení bylo nejvhodnější zkoumat regiony na úrovni NUTS3. Pro regiony na úrovni celků NUTS2 není vhodné provádět analýzy, jelikož jsou do nich uměle agregovány i velmi různorodé oblasti, které netvoří přirozené regiony. Při tvorbě klasifikací a hledání rozdílů v charakteru vývoje regionálních trhů práce je vhodné použít také regiony na úrovni NUTS4.

Z rešerší literatury zabývajících se analýzou trhu práce v regionech vyplývá, že významným problémem je nerovnováha na trhu práce. Snaha o dosažení rovnováhy je významným cílem hospodářské politiky na trhu práce v regionu, to znamená politiky zaměstnanosti. Jejím úkolem je také podpora profesní a územní mobility na trhu práce. Potřeba intervence se především objevuje v případě nerovnováhy na trhu práce, z důvodu rozdílné stávající (případně očekávané) struktury pracovních míst na straně poptávky po práci, ve vztahu k profesní struktuře pracovní síly na straně nabídky práce. Tato nerovnováha často vyvolává tzv. strukturální nezaměstnanost. Za faktory strany nabídky práce, které ovlivňují profesní a územní mobilitu na regionálním trhu práce, lze považovat výši a rozložení mezd v jednotlivých profesích nebo v regionech, konkrétní nabídku profesí na místním trhu práce, dopravní dostupnost zaměstnavatelů včetně ceny dopravy, trh s byty a další. Ze strany poptávky po práci, pak důležitou roli sehrává úroveň a vývoj poptávky po konečných výrobcích a službách i struktura hospodářských aktivit a jejich zaměření v regionu.

Při analýze a predikci časových řad trhu práce byl použit Wintersův-Holtův algoritmus s multiplikativním započtením sezónních vlivů, Box-Jenkinsova metodologie a spektrální analýza. Výsledky analýzy časových řad ukazatelů trhu práce v ČR a v jejích krajích (NUTS3) vedly k závěru, že multiplikativní Wintersova metoda se plně osvědčila. Extrémně vysoké hodnoty vyrovnávacích konstant však nasvědčují tomu, že mechanismy generující sledované časové řady procházely v nedávné minulosti zásadními změnami. V současnosti nemá smysl provádět predikci na období delší než 2-3 měsíce, přičemž předpovědi získané multiplikativní Wintersovou metodou jsou často lepší ve srovnání s predikcemi založenými na jednoduchých modelech SARIMA (modelech s malým počtem parametrů).

Uplatnění klasifikačních metod na regionální trhy práce umožňuje pochopit procesy, které na těchto trzích probíhají. Dále přináší informace o disparitách mezi regiony a umožní tak identifikovat problémové oblasti. Při realizaci je nutné pečlivě zvážit výběr deskriptorů a určit vhodné metody pro jejich analýzu. Dynamizaci klasifikačních systémů lze identifikovat skupinu „potencionálně problémových“ oblastí v kontextu vývoje ostatních regionů.

Beveridgeova křivka přináší podstatné informace o fungování trhu práce a stejně tak může být vhodnou cestou k porozumění a rozpoznání faktorů, jež na něj působí. Analýza základní Beveridgeovy křivky sledovala tvar vývoje i umístění uv křivky. Na základě tohoto kritéria byly regionální trhy práce klasifikovány do 5 skupin s rozdílným doporučením v oblasti politiky zaměstnanosti. V rámci hodnocení výsledků analýzy trhu práce pomocí Beveridgeovy křivky je nutno mít na zřeteli také některé skutečnosti, které snižují, případně omezují a relativizují jejich vypovídací schopnost. Na základě polohy v 1. kvadrantu i dynamiky ve vývoji vzájemného vztahu míry nezaměstnanosti a míry evidovaných volných pracovních míst za období 1994-2002, lze identifikovat pět skupin regionů a s tím spojených odpovídajících doporučení.

Existence dlouhodobého vztahu mezi změnou „míry“ nezaměstnanosti a „míry“ volných pracovních míst, která byla sledována prostřednictvím kointegračních testů a odhadováním vektorového modelu korekce chyb, nebylo možné prokázat pro Českou republiku, ale jenom pro Plzeňský, Královéhradecký a Jihomoravský kraj a dále pro skupinu Ústecký a Moravskoslezský kraj, což je velmi varující závěr, protože nebyl shledán jakýkoliv signál ke zlepšení situace, ale

naopak ke zhoršení již tak tíživého vývoje u těchto dvou regionů. Rozšíření Beveridgeovy křivky o další strukturální proměnné trhu práce identifikovalo existenci dalších dlouhodobých vztahů v regionech i celé ČR.

Modelování regionálních trhů práce prostřednictvím 2-rovnicového simultánního systému přineslo závěry, že nabídka práce v ČR byla v letech 1994-2001 elastická, zejména vzhledem k registrovaným uchazečům střední věkové kategorie 20–49 let, se střední úrovní vzdělání a zanedbatelný nebyl ani vliv dlouhodobě evidovaných uchazečů, jejichž počet po roce 2000 překročil krátkodobě registrované uchazeče. Tato nabídka nebyla pružná vzhledem k poptávce po práci. Poptávka po práci byla ovlivněna relativní změnou volných pracovních míst požadujících středoškolské vzdělání. Celorepubliková poptávka po práci není elastická vzhledem ke mzdové hladině, ale s konstantní elasticitou reaguje na změny počtu registrovaných uchazečů o práci. Krátkodobá predikce nabídky práce nebyla pro první dva kvartály 2002 úspěšná, protože skutečné hodnoty prolomily horní mez 95 % konfidenčního intervalu. Naopak predikce poptávky po práci „téměř“ kopírovala v prvních dvou kvartálech 2002 bodovou předpověď. V dalším období je nezbytné věnovat zvýšenou pozornost Jihomoravskému, Karlovarskému, Pardubickému, Zlínskému kraji a kraji Vysočina a zejména pak kraji Moravskoslezskému, Ústeckému a Olomouckému kde je nezbytné podpořit malé a střední podnikání, vytvořit podmínky pro příliv zahraničních investorů výstavbou průmyslových zón i zlepšení dopravní dostupnosti, vyšší diverzifikací ekonomické základny. Příslušné krajské samosprávy za případné spoluúčasti státu by měly vytvořit a realizovat vhodný mix regionální politiky založené na investicích do lidského kapitálu a investičních pobídkách firmám hledajícím vhodné místo k podnikání při lokalizaci v daném postiženém regionu. Nelze opomenout nástroje aktivní politiky zaměstnanosti, která by měla doplňovat koncepčně orientovanou regionální politiku. Zároveň by měl být výrazněji prosazován regionální aspekt politiky zaměstnanosti s důrazem na kraje Moravskoslezský, Ústecký a Olomoucký.

Tato skutečnost byla potvrzena analýzou produktivity, kdy provedené klasifikace identifikovaly regiony s poklesem produktivity. Mezi problémové regiony tak patří kromě „tradičních“ regionů, tj. Moravskoslezského a Ústeckého kraje, také kraj Karlovarský a Olomoucký. Tyto dva kraje patří také do typů regionů s nižší úrovní produktivity, což zesiluje negativní hodnocení vývoje produktivity.

V rámci analýzy mobility pracovních sil byly metodologicky aplikovány stochastické modely založené na markovovských řetězcích a bylo vyhodnocováno rozdělení pravděpodobností změny stavu ekonomického statusu v jednotlivých čtvrtletích nebo meziročně. Mobilita pracovní síly odhalila ve sledovaném období poměrně značnou strnulost českého trhu práce s výjimkou Prahy, která odčerpává v rámci geografické mobility zaměstnance ze všech okolních krajů dlouhodobě. Na druhé straně nejnižší mobilita je v Moravskoslezském a Ústeckém kraji. Mobilita pracovních sil v ČR je nižší ve srovnání s EU, ale je srovnatelná s ostatními kandidátskými zeměmi. V závěrečném roce řešení byla práce na projektu negativně narušena záplavami tím, že Český statistický úřad nám nebyl z objektivních důvodů schopen zpracovat slíbenou aktualizaci výsledků za léta 2001 a 2002 z VŠPS.

Předložená publikace se snažila zachytit empirické chování regionálních trhů práce z různého zorného úhlu a tím seznámit čtenáře s aktuálními problémy jednotlivých krajů i celé republiky v oblasti trhu práce zejména v období 1995–2002.

Autor:	Doc. Ing. Jana Hančlová, CSc. Doc. RNDr. Ing. Ivan Křivý, CSc. Doc. Ing. Jaromír Gottvald, CSc. RNDr. Milan Šimek, Ph.D. Ing. Josef Tvrdlík, CSc. Ing. Lubor Tvrdlík	
Katedra:	Katedra matematických metod v ekonomice	K151
Název:	MODELOVÁNÍ A KLASIFIKACE REGIONÁLNÍCH TRHŮ PRÁCE	
Místo, rok, vydání:	Ostrava, 2002, 1. vydání	
Počet stran:	150	
Vydala:	VŠB - TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA	
Tisk:	OFTIS Ostrava	
Náklad:	300 ks	

PRODEJNÉ

ISBN 80-248-0220-1