Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Hlavní specializace: Ekonomie

PŘIROZENÁ MÍRA NEZAMĚSTNANOSTI, NEBO HYSTEREZE? PŘÍPAD ČESKÉ REPUBLIKY

bakalářská práce

Autor: Jakub Bechný
Vedoucí práce: Ing. Pavel Potužák
Rok: 2014

Prohlašuji na svou čest, že jsem bakalářskou práci vypracoval samostatně a s použitím uvedené literatury.

Jakub Bechný
V Novém Jičíně, dne 10. 5. 2014

Na tomto místě bych rád vyjádřil svůj vděk vedoucímu mé práce, Ing. Pavlu Potužákovi. Děkuji především za ochotu, věnovaný čas a podnětné komentáře.

Abstrakt

Cílem této práce je s pomocí testů stacionarity a jednotkového kořene empiricky testovat, zda se trh práce České republiky vyvíjí v souladu s teorií přirozené míry nezaměstnanosti, nebo hystereze. Při zohlednění strukturální změny ve 2. polovině 90. let docházím k závěru, že hystereze se na celorepublikové úrovni projevuje pouze v nezaměstnanosti. Data o míře zaměstnanosti již hysterezi neindikují. Testy nezaměstnanosti na úrovni jednotlivých krajů pak ukazují, že přechodné šoky mají permanentní účinky jen v polovině z nich.

Klíčová slova: hystereze, NAIRU, jednotkový kořen, stacionarita, strukturální změna

JEL klasifikace: C22, E24, J64

Abstract

The aim of this thesis is to empirically investigate, using stationarity and unit root tests, whether is the labor market of the Czech Republic developing accordingly to the natural rate of unemployment theory, or the hysteresis theory. Taking into consideration a structural break in the second half of the nineties I conclude, that the hysteresis at the national level works only in unemployment. Employment data, on the other hand, do not indicate the hysteresis. Unemployment tests on the regional level then suggest, that transitory shocks have permanent effects only in half of the regions.

Keywords: hysteresis, NAIRU, unit root, stationarity, structural break

JEL classification: C22, E24, J64

Obsah

Úvod ... 6
1. Přirozená míra nezaměstnanosti ... 8
1.1. Teorie přirozené míry nezaměstnanosti a trvání zaměstnanosti ... 11
1.1.1. Teorie nezaměstnanosti ... 11
1.1.2. Délka pracovního kontraktu ... 13
1.1.3. Pravděpodobnost nalezení zaměstnání ... 14
1.1.4. Závěry modelu ... 14
1.2. Změny NAIRU ... 15
2. Hystereze ... 16
2.1. Teorie insider-outsider ... 18
3. Přehled empirické literatury ... 20
4. Testy jednotkového kořene a stacionarity ... 22
4.1. Data ... 24
4.2. ADF test ... 26
4.3. KPSS test ... 28
4.4. Test jednotkového kořene se strukturální změnou ... 31
4.5. KPSS test se strukturální změnou ... 33
4.6. Test jednotkového kořene pro panelová data ... 35
4.7. Panelová data a KPSS test ... 37
5. Interpretace výsledků empirické analýzy ... 38
5.1. Strukturální změna na trhu práce ... 38
5.2. Působení hystereze na trhu práce ... 41
Závěr ... 46
Seznam použité literatury ... 48
Seznam internetových zdrojů ... 52
Zdroje dat ... 52
Přílohy ... 53

Úvod

Současná učebnicová makroekonomie obvykle rozlišuje mezi krátkým a dlouhým obdobím. V krátkém období je agregátní poptávka hlavním faktorem, který způsobuje pohyby v nezaměstnanosti.[1] V dlouhém období se však nezaměstnanost vrací na svou tzv. přirozenou míru, určenou faktory reálnými. Tato teorie přirozené míry nezaměstnanosti tak vyjadřuje klasickou dichotomii, oddělení reálných a nominálních faktorů v ekonomice. Jejím klíčovým závěrem je tvrzení, že agregátní poptávka na přirozenou míru nezaměstnanosti nemá žádný vliv. Oproti tomu hypotéza hystereze tvrdí, že odchylky nezaměstnanosti od své rovnovážné úrovně ovlivňují samotnou přirozenou míru nezaměstnanosti. Výkyvy agregátní poptávky proto mohou mít nejen krátkodobé, ale i dlouhodobé účinky. Hypotéza hystereze je tedy přímou výzvou pro klasickou dichotomii, která má zároveň i implikace pro praktickou hospodářskou politiku. Například, pokud hystereze skutečně působí, dezinflační politika centrální banky může přinášet značně vysoké náklady oproti situaci, kdy by hystereze nepůsobila (Ball, 1999, s. 189).

Teorii přirozené míry nezaměstnanosti a hystereze lze zároveň relativně jednoduše empiricky testovat – pomocí testů jednotkového kořene, respektive stacionarity. Jeden ze základních teoretických modelů hystereze, *insider-outsider*, totiž implikuje, že v případě působení hystereze obsahuje časová řada míry nezaměstnanosti jednotkový kořen. Naopak teorie přirozené míry nezaměstnanosti je v souladu se stacionární časovou řadou. Cílem této práce je proto po vzoru Papella, Murraye a Ghiblawiho (2000) a Gustavssona a Österholma (2007) za použití testů (ne)stacionarity rozhodnout, zda se trh práce České republiky vyvíjí v souladu s teorií přirozené míry nezaměstnanosti, nebo zda zde působí mechanismy hystereze.

Testy provádím na čtvrtletních časových řadách míry nezaměstnanosti a zaměstnanosti na celorepublikové úrovni z let 1993-2013. Dále na čtvrtletních časových řadách nezaměstnanosti v jednotlivých krajích z let 1993-2012. Od ostatních autorů, kteří se touto problematikou v rámci České republiky také zabývali, se odlišuji délkou testovaných časových řad, dále zapojením zaměstnanosti a krajských dat.

[1] Na úvod musím čtenáře upozornit, že v této práci zpravidla používám pojmy (ne)zaměstnanost ve stejném významu, jako míru (ne)zaměstnanosti. Na případy, kdy skutečně hovořím o nezaměstnanosti v pravém slova smyslu (jako o počtu nezaměstnaných osob), upozorňuji čtenáře poznámkou pod čarou.

Na základě zvolených metod docházím k následujícím závěrům: I. mezi lety 1997-1998 pravděpodobně došlo ke změně přirozené míry nezaměstnanosti vlivem změn reálných faktorů na trhu práce; II. i při zohlednění této strukturální změny vykazuje trh práce známky působení hystereze. Po bližším zkoumání nezaměstnanosti v jednotlivých krajích však zjišťuji, že přechodné šoky mají permanentní efekty na nezaměstnanost jen v polovině z nich.[2] V ostatních krajích se po odeznění šoku nezaměstnanost ke své původní dlouhodobé rovnovážné úrovni vrací, byť s dlouhým časovým odstupem. Poměrně důležitým dílčím výsledkem provedených testů je skutečnost, že na celorepublikové úrovni se silnou hysterezi podařilo prokázat pouze na míře nezaměstnanosti, nikoliv na zaměstnanosti. Tento zdánlivý rozpor zdůvodňuji tím, že míra zaměstnanosti je celkově méně citlivých ukazatelem situace na trhu práce. Hystereze na celorepublikovém trhu práce tedy pravděpodobně působí, avšak ne natolik intenzivně, aby se dokázala statisticky významně projevit i na naměřené míře zaměstnanosti.

Tato práce dále pokračuje v následující struktuře: v kapitole 1. se podrobněji zabývám teorií přirozené míry nezaměstnanosti, ve 2. kapitole představuji hypotézu hystereze. Kapitola 3. prezentuje stručný přehled empirické literatury, která se váže k mnou zkoumanému problému. Jádro této práce tvoří 4. kapitola, ve které se věnuji samotné empirické analýze. Po představení dat v podkapitole 4.1 následuje celkem šest různých obměn testů (ne)stacionarity. Jednotlivé testy zpravidla vždy nejprve stručně představuji, následuje jejich aplikace na data. Interpretaci výsledků empirické analýzy se věnuji v 5. kapitole. V podkapitole 5.1 přednáším s pomocí ostatních výzkumů trhu práce České republiky a v návaznosti na 1. kapitolu argumenty, proč byl nárůst nezaměstnanosti v letech 1997-1998 projevem strukturální změny, nikoliv hystereze. Působení hystereze samotné v České republice se věnuji v podkapitole 5.2. Následuje závěr. Dále si dovolím upozornit na přílohu č. 3, ve které jsou uvedeny diagnostické testy všech odhadnutých regresních funkcí.

[2] Jedná se o hlavní město Prahu, kraj Středočeský, Karlovarský, Ústecký, Pardubický, Olomoucký a Moravskoslezský.

1. Přirozená míra nezaměstnanosti

Koncept přirozené míry nezaměstnanosti byl světu poprvé představen Miltonem Friedmanem v jeho předsednickém projevu k Americké ekonomické asociaci roku 1967 (Rogerson, 1997, s. 74). Pojem *přirozená* nezaměstnanost Friedman používá s cílem odlišit reálné a monetární síly v ekonomice po vzoru Knuta Wicksella a teorie přirozené úrokové míry. Jeho klíčovým závěrem je možnost pouze krátkodobé zaměnitelnosti mezi inflací a nezaměstnaností. Přirozená míra nezaměstnanosti, korespondující s dlouhodobou vertikální Phillipsovou křivkou, je dána reálnými faktory a monetární politikou neovlivnitelná (Friedman, 1968, s. 8-11).

Vztah mezi cenovou hladinou, nezaměstnaností a přirozenou mírou nezaměstnanosti ve Friedmanově pojetí shrnují Espinosa-Vega a Russell (1997, s. 9). Předpokládejme ekonomiku ve své dlouhodobé rovnováze, s nezaměstnaností na své přirozené výši a skutečnou inflací rovnou očekávané. Stimulace agregátní poptávky centrální bankou povede k růstu poptávkových křivek napříč ekonomikou, nominálních cen a celkové poptávky po práci. Pokud byl růst cen neočekávaný a kvůli krátkodobé peněžní iluzi nepozorovaný, dojde k poklesu nezaměstnanosti. Po určité době ovšem dojde k prolomení peněžní iluze. Pracovníci si uvědomí, že růst cenové hladiny vedl ke snížení jejich reálné mzdy. Budou požadovat původní reálnou mzdu, díky čemuž dojde k poklesu nabídky práce. To povede k dalšímu růstu nominálních mezd, cen a poklesu nabídek firem. Nezaměstnanost nakonec vzroste zpět na NAIRU, ovšem při vyšší cenové hladině.

Současnou učebnicovou definici přirozené míry nezaměstnanosti reprezentuje například Mankiw, je to *„průměrná míra nezaměstnanosti, kolem které ekonomika kolísá. Je to míra nezaměstnanosti, ke které ekonomika tíhne v dlouhém období“* (2010, s. 163). Jak uvádí Gordon (1997, s. 11), Friedmanem zavedená přirozená míra nezaměstnanosti je nyní v literatuře označována akronymem NAIRU, neboli *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment.*[3]

Podle Richarda Rogersona (1997, s. 75) byla původní teorie NAIRU vytvořena ekonomy, kteří primárně pracovali se statickými a deterministickými modely. Avšak dnešní moderní teorie nezaměstnanosti mají dynamický a stochastický charakter. V jejich kontextu Rogerson (1997, s. 85) hodnotí NAIRU jako z pohledu ekonomické

[3] Claar (2000, s. 24-28) na druhou stranu upozorňuje, že někteří autoři mezi pojmy NAIRU a přirozená míra nezaměstnanosti rozlišují. Tyto pojmy podle nich mají mírně odlišný teoretický význam, i když kvantitativně nabývají (téměř) shodných hodnot. Ball a Mankiw (2002, s. 115) však tyto dva pojmy také považují za synonyma a já s nimi v této práci budu nakládat obdobně.

teorie zastaralý koncept. Pojem NAIRU je užitečný spíše v empirické analýze, jako trendová komponenta nezaměstnanosti. Což navíc dle Rogersona není v rozporu s původní Friedmanovou teorií.

Naopak Stiglitz (1997, s. 3-4) považuje NAIRU za stále užitečný analytický koncept, popisující problematiku ekonomické (ne)rovnováhy. Ekonomika se dle Stiglitze nachází v rovnováze tehdy, když je inflace stabilizována na úrovni inflace očekávané. Tato situace nastává jen při nezaměstnanosti na úrovni své přirozené míry.

Ball a Mankiw (2002, s. 117-118) prezentují Phillipsovu křivku ve tvaru

$$\pi = \pi^e - \alpha(u - u^*) + v \qquad (1)$$

kde π a π^e zastupují skutečnou, respektive očekávanou inflaci a u nezaměstnanost. Parametr $\alpha > 0$ udává sklon krátkodobé Phillipsovy křivky. Posuny Phillipsovy křivky pak způsobuje změna přirozené míry nezaměstnanosti $u*$ a nabídkový šok v. Zatímco $u*$ způsobuje posun dlouhodobé vertikální Phillipsovy křivky, v působí pouze na krátkodobou Phillipsovu křivku. Tradičně se předpokládá, že v vykazuje změny s mnohonásobně vyšší frekvencí než $u*$. Změny $u*$ jsou spojeny s faktory ovlivňujícími trh práce, v zastupuje narušení normálního inflačního procesu v podobě ropných, kurzových a dalších šoků.

Jak uvádí Ball a Mankiw (2002, s. 118-119), pro další práci s rovnicí (1) je nutné blíže specifikovat tvorbu inflačních očekávání π^e. Nejjednodušším řešením je vyjít z adaptivních očekávání, kdy se očekávaná inflace rovná inflaci minulé, $\pi^e = \pi_{t-1}$. Při absenci nabídkových šoků pak NAIRU koresponduje se situací, kdy $u = u*$. Tedy nezaměstnaností, při které je míra inflace stabilní, $\Delta\pi = \pi_t - \pi_{t-1} = 0$. Koncept NAIRU je tak spojen především s modelem adaptivních očekávání. Na druhou stranu, Ball a Mankiw (ibid.) podotýkají, že pokud má průběh inflace blízko k procesu náhodné procházky, pak prognózování budoucí inflace minulou inflací není příliš vzdálené od tvorby racionálních očekávání.

Blanchard a Katz (1997, s. 52) shrnují hlavní poznatky teoretického a empirického výzkumu NAIRU, probíhajícího od Friedmanova projevu v roce 1967. Prvním poznatkem je, že trh práce je v neustálém pohybu. Některé firmy pracovníky nabírají, jiné propouštějí. Rovněž pracovníci opouštějí svá stávající místa, aby našli preferovanější pozice. Proto vždy musí existovat určitá úroveň frikční nezaměstnanosti. Avšak NAIRU nelze pouze ztotožnit s frikční nezaměstnaností, už jen vzhledem k distorzím jako podpory v nezaměstnanosti či zdanění práce.

Za druhé, ve vztahu zaměstnavatele a pracovníka často dochází k mechanismu stanovování mezd, který se liší od konkurenčního. To vede k NAIRU, která je odlišná od efektivní frikční úrovně. Tři hlavní přístupy popisují důvody tohoto stanovování mezd. Teorie *matchingu* vychází ze mzdového vyjednávání mezi firmou a pracovníkem, kde obě strany disponují určitou vyjednávací silou. Faktory ovlivňující rychlost a průběh *matchingu* firem a pracovníků nebo povahu vyjednávání ovlivní i výši mzdy (ibid., s. 53).

Konkurenční přístup vysvětluje nezaměstnanost nedostatkem tržních příležitostí. To se týká především nejméně produktivních pracovníků s nejnižším vzděláním a schopnostmi. Tito pracovníci mají jen malou vyjednávací schopnost o mzdě, jelikož mohou být snadno nahrazeni. Pokud jsou jejich aktuální tržní možnosti nižší než rezervační mzda,[4] budou tito pracovníci dobrovolně nezaměstnaní. Případně mohou, v závislosti na systému sociálního zabezpečení, přestat být ekonomicky aktivní (ibid., s. 54).

Jako třetí přístup uvádějí Blanchard a Katz (ibid.) teorii efektivnostních mezd. Ta je založena na předpokladu, že firmy stanovují vyšší než dokonale konkurenční mzdu. Yellen (1984, s. 200) vychází z předpokladu dokonale konkurenčních firem s produkční funkcí $Q = F[e(w)N]$, kde je N počet zaměstnanců, e pracovní úsilí zaměstnance a w reálná mzda. Zisk maximalizující firma bude pracovníkům nabízet reálnou mzdu w^*, která splňuje podmínku jednotkové elasticity e vzhledem k w. Tato w^* je známá jako efektivnostní mzda, minimalizující náklady na efektivnostní jednotku práce. Firma bude najímat práci až do bodu rovnosti w^* s mezním produktem $F'[e(w^*)N^*]e(w^*)$, což podle Yellen (ibid.) povede k nedobrovolné nezaměstnanosti. Nezaměstnaní budou ochotni pracovat i za nižší mzdu než w^*. Firmy je však nenajmou, protože snížení mzdy by snížilo produktivitu všech stávajících zaměstnanců.

Yellen (1984, s. 201) podává hned několik teoretických zdůvodnění, proč by e mělo být rostoucí funkcí w. Firma může vyššími mzdami redukovat problém morálního hazardu. Zejména když mají zaměstnanci ve své práci určitou volnost, jejich monitoring je vysoce nákladný a výplata mzdy za jednotku produktu obtížně realizovatelná. V těchto situacích může být výplata vyšší než dokonale konkurenční mzdy efektivní pobídkou pro zaměstnance, aby pracovali a nezaháleli. Zahálející zaměstnanec se

[4] Mzda, při které je potenciální pracovník indiferentní mezi tím, zda nabízet první hodinu své práce, nebo nepracovat vůbec a veškerý svůj čas trávit jako volný čas. Podle Blancharda a Katze (1997, s. 56) závisí mimo jiné na široké škále alternativních důchodů nezaměstnaných, od podpory v nezaměstnanosti až po podporu od ostatních rodinných příslušníků.

vystavuje riziku, že bude přistižen a propuštěn. Alternativní pracovní pozici však nalezne jen za nižší než původní efektivnostní mzdu.

Kromě řešení problému morálního hazardu mohou firmy s pomocí efektivnostních mezd optimalizovat náklady na nábor a zácvik pracovníků nebo bránit nepříznivému výběru (ibid., s. 200). Salop (1979, s. 117) používá teorii efektivnostních mezd v modelu přirozené míry nezaměstnanosti. Dochází pak k závěru, že NAIRU nezahrnuje pouze dobrovolnou frikční nezaměstnanost, ale i nezaměstnanost nedobrovolnou. Ta má permanentní strukturální charakter.

1.1. Teorie přirozené míry nezaměstnanosti a trvání zaměstnanosti

V této části práce, nazvané podle článku Roberta Halla z roku 1978, se budu podrobněji věnovat jednomu ze základních modelů NAIRU. Hall předem avizuje, že se nezabývá problémem nerovnováhy nebo časových zpoždění během přizpůsobování mezd. Nezabývá se tedy odvozením Phillipsovy křivky, pouze nezaměstnaností při rovnováze trhu práce (Hall, 1978, s. 1).

1.1.1. Teorie nezaměstnanosti

Hall (1978, s. 2) nejprve definuje rovnováhu jako situaci, kdy jsou všemi účastníky trhu využity všechny příležitosti k polepšení si. Zaměstnavatelé nemohou získat pracovníky s nižšími náklady, nezaměstnaní nemohou zvýšit svůj efektivní reálný důchod[5] okamžitým zaměstnáním za nižší mzdu. Cílem je pak vysvětlit, proč při této rovnováze existuje nezaměstnanost. V modelu se předpokládá[6] dokonalá homogenita pracovníků a pracovních pozic. Pracovní pozice je obsazena ihned po jejím otevření. Nezaměstnaný ale musí vyčkávat, než se pro něj konkrétně objeví pracovní nabídka, kterou však ihned akceptuje (ibid., s. 4).

Hall (1978, s. 4-5) předpokládá, že v každém období dostane U nezaměstnaných J pracovních příležitostí. Pak $1/U$ je pravděpodobnost, že konkrétní nezaměstnaný dostane konkrétní pracovní příležitost.[7] Pravděpodobnost, že ze všech J určitý nezaměstnaný nedostane žádnou pracovní nabídku je rovna

[5] Efektivní reálný důchod Hall definuje jako součin mzdy a očekávané délky zaměstnání.
[6] Kompletní výčet úvodních předpokladů modelu Hall uvádí na straně 4.
[7] Toto pojetí pravděpodobnosti vychází z předpokladu, že nezaměstnanost v rovnováze má pouze efektivní frikční charakter. A nikoliv strukturální, kdy existuje zásadní nesoulad mezi počtem nezaměstnaných U a dostupných pozic J. Zaplnění volné pracovní pozice je tedy jen otázkou času, řečeno zjednodušeně. Pak je pravděpodobnost, že konkrétní nezaměstnaný dostane konkrétní pracovní příležitost, nepřímo úměrná počtu všech nezaměstnaných, kteří se o tuto pracovní příležitost potenciálně ucházejí.

$$1 - f = \left(1 - \frac{1}{U}\right)^{J} \tag{2}$$

$$1 - f = \left[\left(1 - \frac{1}{U}\right)^{-U}\right]^{-J/U} \tag{3}$$

kde *f* je pravděpodobnost, že v každém období nezaměstnaný nalezne práci. Pro vysoká *U* výraz ve hranatých závorkách nabývá hodnot blízkých *e*, takže můžeme psát

$$f = 1 - e^{-J/U} \tag{4}$$

V každém období může nezaměstnaný obdržet více než jednu pracovní nabídku. Z *J* pracovních nabídek je přijato pouze *U*f*. Pro získání jednoho pracovníka proto firmy musejí učinit *p=J/(U*f)* pracovních nabídek. Rovnici (4) můžeme přepsat jako

$$e^{-J/U} = 1 - f \tag{5}$$

$$J/U = -\ln(1 - f) \tag{6}$$

Takže počet pracovních nabídek potřebných pro získání jednoho pracovníka *p* je pouze funkcí pravděpodobnosti, že nezaměstnaný v každém období nalezne práci[8]

$$p(f) = \frac{-\ln(1 - f)}{f} \tag{7}$$

Dále budeme předpokládat, že náklady firem spojené s náborem nových pracovníků jsou přímo úměrné k *p(f)*.

Hall (1978, s. 6) dále zavádí *s* jako podíl zaměstnaných (značeno jako *E*), kteří v každém období ztratí práci. Přirozená míra nezaměstnanosti je pak definována rovností toku osob ze skupiny nezaměstnaných do skupiny zaměstnaných a toku osob ze skupiny zaměstnaných do skupiny nezaměstnaných.

Mankiw (2010, s. 165-166) pak za předpokladu konstantní výše *(E+U)* vyvozuje z podmínky rovnováhy *Es = Uf* rovnici přirozené míry nezaměstnanosti u^*

$$u^* = \frac{s}{s + f} \tag{8}$$

u^* je tedy rostoucí funkcí *s* a klesající funkcí *f*. Faktory determinující výši *s* a *f* dále rozebírá Hall (1978).

[8] Pro upřesnění, *p* značí počet pracovních nabídek učiněných firmou, nikoli pravděpodobnost. Například pro trhy s vysokou pravděpodobností nalezení práce nezaměstnaným s *f = 0,99* je *p* po zaokrouhlení rovno pěti. Naopak při nízké pravděpodobnosti *f = 0,01* stačí pro zaplnění pracovního místa jen jedna pracovní nabídka.

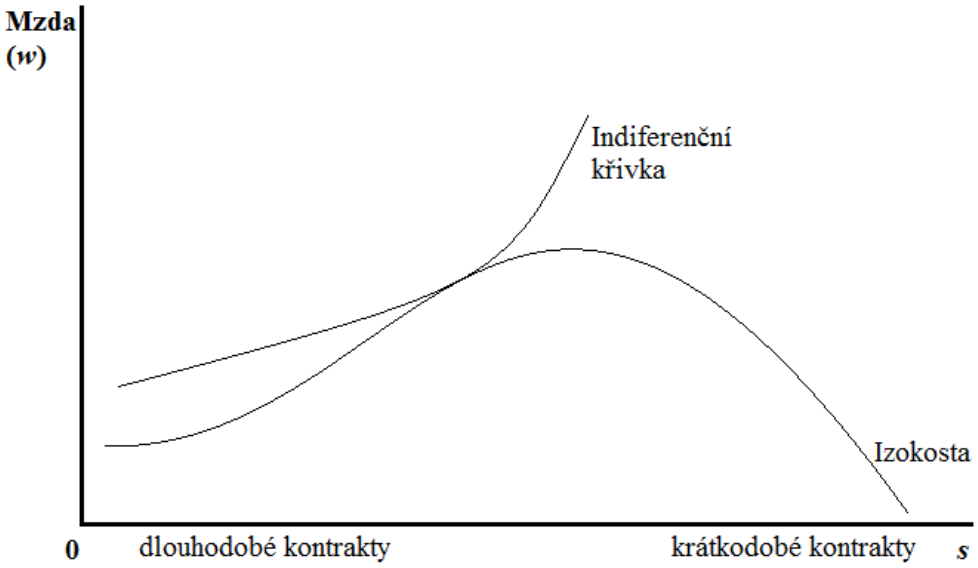
1.1.2. Délka pracovního kontraktu

Předpokládejme dále, že pracovníci maximalizují svůj užitek v podobě efektivního důchodu, definovaného jako součin mzdy (w) a očekávané délky zaměstnání (ibid., s. 13)

$$y = (1 - u^*)w \tag{9}$$

$$y = \frac{f}{s + f} w \tag{10}$$

Délka pracovního kontraktu je důležitá pro zaměstnavatele i zaměstnance. Preference zaměstnavatele mohou být charakterizovány izokostou. Ta připouští výplatu nejvyšších mezd při středně dlouhých kontraktech. Příliš krátké kontrakty zvyšují náklady na nábor a zácvik práce. Dlouhé kontrakty naopak přinášejí ztrátu flexibility firmy (ibid., s. 7). Tato izokosta je znázorněna na obrázku č. 1, kde délku trvání kontraktu zastupuje s.



Obr. č. 1: Determinace w a s. Zdroj: Hall (1978, s. 8)

Preference pracovníků mohou být charakterizovány indiferenční křivkou, znázorněnou taktéž na obrázku č. 1. Rovnice (10) ukazuje, že užitek pracovníka je rostoucí s w a klesající s s. Pracovníci tedy za kratší kontrakty požadují kompenzaci v podobě vyšší mzdy.

Za předpokladu efektivního vyjednávání budou kontrakty mezi zaměstnavatelem a zaměstnancem charakterizovány takovou mzdou a trváním (s), které minimalizují náklady firmy[9] (ibid., s. 8). Pozice indiferenční křivky závisí na nákladech na nalezení práce, daných f. Tvar izokosty je dán náklady na nábor práce, které jsou úměrné $p(f)$.

[9] Bod, kde je indiferenční křivka tečnou izokosty.

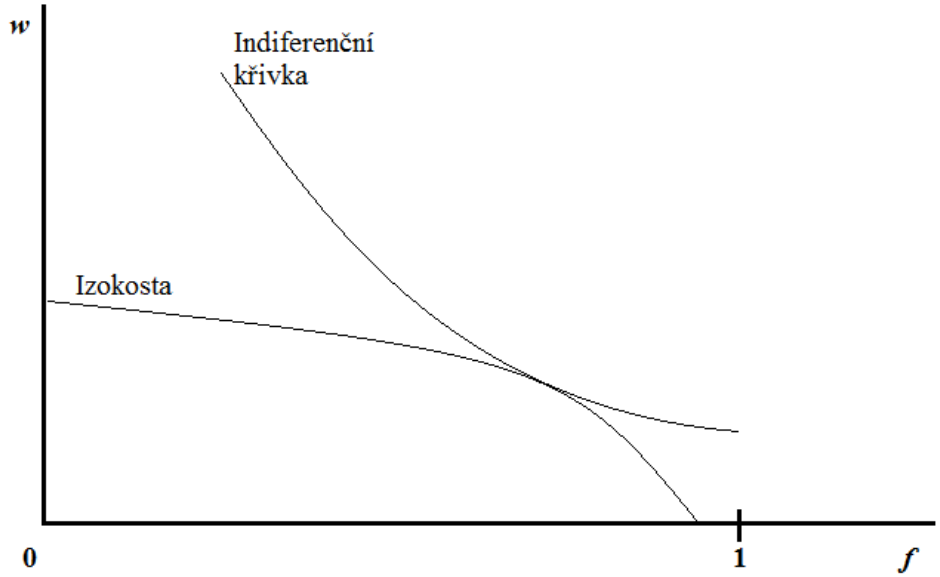
Množina alternativních efektivních kombinací[10] *w* a *s* při dané úrovni pracovníkova užitku *y* pak může být popsána následující funkcí (ibid., s. 11):

$$s = \phi(f, y) \tag{11}$$

1.1.3. Pravděpodobnost nalezení zaměstnání

V minulé sekci byla za předpokladu konstantní *f* odvozena funkce $s = \phi(f, y)$, v této podkapitole se budu věnovat odvození funkce determinující *f* při konstantní *s*. Rovnice (10) ukazuje, že užitek pracovníka je rostoucí jak s *w*, tak s *f*. Dále předpokládejme, že náklady firmy jsou s *w* a *f* také rostoucí,[11] jelikož vyšší *f* zvyšuje náklady na nábor práce, jak vyplývá z rovnice (7). Izokosty a indiferenční křivky tedy mají obvyklý tvar, jak ukazuje obrázek číslo 2. Hall (1978, s. 13) opět předpokládá, že firma minimalizuje své náklady vzhledem k indiferenční křivce. Efektivní kombinace *w* a *f* je opět dosaženo v bodě, kde je izokosta tečnou indiferenční křivky. Pro daná *s* a *y* lze alternativní efektivní kombinace *w* a *f* vyjádřit následující funkcí (ibid., s. 12)

$$f = \psi(s, y) \tag{12}$$



Obr. č. 2: Determinace *w* a *f*. Zdroj: Hall (1978, s. 12)

1.1.4. Závěry modelu

Hall (1978, s. 16-17) nejprve za pomocí rovnic (11) a (12) dokládá existenci rovnováhy. Tyto dvě rovnice, společně s funkcí užitku pracovníků $y = y\ (w, s, f)$, mohou být vyřešeny pro danou *w*. Získáme tak efektivní podíl pracovníků, kteří v každém

[10] Hall (1978, s. 11) jí označuje jako *expansion path*, ale v podstatě jde o kontraktační křivku.
[11] Hall (1978, s. 12) s předpokladem růstu nákladů firmy s vyšší mzdovou sazbou tak do svého modelu implicitně nezahrnuje výše diskutovanou teorii efektivnostních mezd.

období ztrácející zaměstnání s^* a efektivní pravděpodobnost nalezení zaměstnání f^*. Ty pak společně determinují přirozenou míru nezaměstnanosti v rovnici (8).

Ke konkrétnějším závěrům lze dospět při dodatečných předpokladech o nákladech firem (ibid., s. 13, 19). Pak je přirozená míra nezaměstnanosti nezávislá na nabídce, poptávce a mzdě na trhu práce. Závisí pouze na určitých relativních nákladech, které jsou podle Halla (ibid., s. 22) v čase pravděpodobně stabilní. Podle mého názoru je hlavním přínosem tohoto modelu samotná deklarace existence stabilní přirozené míry nezaměstnanosti. Vychází však z předpokladu efektivního vyjednávání mezi pracovníkem a firmou. Proto problematiku NAIRU popisuje pouze z pozice nezaměstnanosti frikční.

1.2. Změny NAIRU

Podle Stiglitze (1997, s. 6) panuje všeobecná shoda, že pokud NAIRU skutečně existuje, tak se musí v čase měnit. Což avizoval již Milton Friedman (1968, s. 9), podle kterého přirozenou míru nezaměstnanosti zvyšují silné odbory či zákony o minimální mzdě. Naopak například zlepšení informovanosti na trhu práce NAIRU sníží.

Za hlavní faktor ovlivňující výši NAIRU považuje Stiglitz (1997, s. 6) demografické změny. Jejich působení vysvětluje za předpokladu, že každá z demografických skupin má svou vlastní přirozenou míru nezaměstnanosti, která se v čase nemění. Pak může například *baby-boom* po určité době zvýšit NAIRU s tím, jak bude početná skupina mladých pracovníků vstupovat na trh práce. Je tomu tak kvůli všeobecně vyšší nezaměstnanosti mladších pracovníků. Obdobný názor zastávají Ball a Mankiw (2002, s. 125), podle kterých změny relativní velikosti různých demografických skupin mohou způsobit změny NAIRU.

Dále mohou NAIRU snižovat vládní politiky, způsobující odchod pracovníků s jinak vysokou nezaměstnaností ze skupiny ekonomicky aktivních osob. Opačné politiky povedou k jejímu nárůstu (ibid., s. 126). Snaha o snižování NAIRU pomocí takovýchto politik však může vést až ke snížení potenciálního produktu.[12] I osoby ze skupin s vysokou nezaměstnaností mohou někdy v budoucnu pracovat, ne však v případě ekonomické neaktivity. Prospěšnost takových politik je tedy přinejmenším diskutabilní.

[12] Tyto politiky je nutné vzít v úvahu i při empirickém testování teorie NAIRU a hystereze. Pokud pro měření situace na trhu práce používáme místo registrované míry nezaměstnanosti míru zaměstnanosti, vztaženou k celkové populaci, můžeme dojít k jiným závěrům. Této problematice se věnuji ve čtvrté kapitole v souvislosti s problémem odrazeného pracovníka.

Blanchard a Katz (1997, s. 56) tvrdí, že růst produktivity na NAIRU nemá vliv a vede pouze k proporcionálnímu růstu reálné mzdy. Stejně jako Stiglitz (1997, s. 7) pouze připouštějí krátkodobý vliv změny tempa růstu produktivity. Technologický pokrok však může přinést i strukturální změnu, zvyšující požadavky na realokaci pracovníků. V rámci těchto změn může docházet k růstu poptávky po kvalifikovaných pracovnících a poklesu poptávky po nekvalifikovaných. Pokud je nabídka práce kvalifikovaných pracovníků velmi neelastická a nekvalifikovaní před strukturální změnou pobírali mzdu blízkou rezervační, může v této situaci vlivem změny poptávky dojít k růstu NAIRU. Dalším faktorem ovlivňujícím NAIRU jsou administrativní restrikce propouštění pracovníků, stejně jako ostatní rigidity na trhu práce. Zejména v prostředí strukturálních změn se ekonomiky s méně pružnými trhy práce potýkají s vyšší nezaměstnaností (Blanchard, Katz, 1997, s. 58).

Blanchard a Katz (1997, s. 69) však podotýkají, že i přes značné pokroky v teorii *„před sebou ekonomové mají ještě dlouhou cestu, než dobře porozumí kvantitativní stránce faktorů určujících přirozenou míru nezaměstnanosti.“* Galbraith (1997, s. 100-102) zdůrazňuje přílišnou nestabilitu NAIRU v čase. Odhady konstantní NAIRU mají velmi široké intervaly spolehlivosti. Pokud je v modelu umožněna variabilita NAIRU, tak vykazuje značné změny. Přitom „*stále nemáme žádnou teorii a empirickou evidenci, vysvětlující poklesy odhadnuté NAIRU“ (ibid., s. 101).* A případný závěr, že samotná NAIRU je náhodnou procházkou, podle Galbraitha nemá v praktické rovině daleko od úplného zavržení teorie NAIRU.

Takřka všeobecný nárůst nezaměstnanosti v Evropě v 80. letech pak vedl některé z ekonomů ke snaze poskytnout vysvětlení pomocí teorie hystereze. Ta se ale v některých zásadních aspektech od teorie přirozené míry nezaměstnanosti odlišuje (Blanchard, Katz, 1997, s. 68).

2. Hystereze

Pojem hystereze má svůj původ ve fyzice. Jeho základem je myšlenka, že i jen dočasné šoky mohou mít permanentní vliv na chování systému. První aplikací teorie hystereze na problematiku trhů práce byl článek Oliviera Blancharda a Lawrence Summerse z roku 1986. Ti ve své práci stavěli do kontrastu chování nezaměstnanosti v Evropě a USA po ropných šocích. Zatímco v USA s odezněním šoků nezaměstnanost klesala, evropská zůstávala vysoká (O’Shaughnessy, 2011, s. 324).

Blanchard a Summers (1986, s. 17) hysterezi definují jako *„velmi vysokou závislost současné nezaměstnanosti na minulé nezaměstnanosti.“* Hysterezi vnímají jako alternativu k teorii NAIRU, umožňující přímý vliv změn současné míry nezaměstnanosti na svou *přirozenou* či rovnovážnou úroveň (ibid., s. 15).

Røed (1997, s. 395) nahlíží na hysterezi jako na endogenní strukturální změny a staví ji do kontrastu s exogenní strukturální změnou. Zatímco exogenní strukturální změna způsobuje změnu nezaměstnanosti prostřednictvím změny NAIRU, endogenní strukturální změna vzniká v důsledku změny nezaměstnanosti. Teorie přirozené míry nezaměstnanosti je tedy postavena na předpokladu, že strukturální faktory určující NAIRU jsou nezávislé na nezaměstnanosti. Pokud však cyklické odchylky nezaměstnanosti od NAIRU ovlivňují tyto strukturální faktory, pak podle Røeda ztrácí koncept přirozené míry nezaměstnanosti smysl.

Pro působení hystereze na trhu práce poskytují Blanchard a Summers (1986, s. 27) hned několik teoretických vysvětlení. Vysvětlení skrze fyzický kapitál tvrdí, že po prvotním negativním šoku do ekonomiky dojde nejprve ke snížení zaměstnanosti a následně i ke snížení kapitálu. Po odeznění šoku pak nižší stav kapitálu není schopen zaměstnat stávající pracovní sílu a přináší dlouhotrvající nezaměstnanost. Ovšem k tomuto vysvětlení jsou Blanchard a Summers (ibid.) skeptičtí, minimálně dokud existuje možnost substituce kapitálu prací.

Další vysvětlení je založeno na teorii lidského kapitálu, podle které nezaměstnaní pracovníci přicházejí o možnost udržet si a rozvíjet svůj lidský kapitál prací. Dlouhodobě nezaměstnaní mohou ztrácet motivaci hledat zaměstnání, obvykle vysílají negativní signály o svých kvalitách, což může vyústit až v celkový pokles poptávky po jejich práci. Avšak je velmi obtížné vysvětlit mechanismy, jak by v tomto případě měly mít dočasné šoky permanentní dopady na nezaměstnanost (ibid., s. 28-29).

Podle Røeda (1997, s. 398) může cyklická nezaměstnanost změnit preference o práci, spotřebě a volném čase. Změna preferencí pak může ovlivnit parametry určující NAIRU. Odchylka od NAIRU tedy mění samotnou NAIRU. Například nezaměstnaní mohou „zlenivět“, po odeznění původního šoku pak nezaměstnanost neklesá. Pracovníci „zlenivěli“ a zaměstnání už nevyhledávají. Případně mohou pracovníci pobírat podporu v nezaměstnanosti a být aktivní v šedé ekonomice. Po odeznění šoku zůstávají v šedé ekonomice, což se v rámci dostupných dat o registrované míře nezaměstnanosti projeví růstem NAIRU. I když pracovníci z ekonomického hlediska zaměstnaní jsou.

Další možná vysvětlení mechanismů, pomocí kterých může na trhu práce působit hystereze, poskytuje Røed (1997, s. 401-405). Blanchard a Summers (1986, s. 29) pak za nejnadějnější z nich považují teorii *insider-outsider*, které se budu v následující podkapitole podrobněji věnovat.

2.1. Teorie insider-outsider

Model, který budu prezentovat v této části práce, vychází z článku Gustavssona a Österholma (2007, s. 161). Je určitým zjednodušením původního modelu Blancharda a Summerse (1986, s. 36-38), ze kterého však budu také čerpat. Závěry těchto autorů se shodují. Model je postaven na předpokladu, že mzda je stanovena vyjednáváním mezi firmou a *insidery* – zaměstnanými pracovníky. *Outsideři*, nezaměstnaní pracovníci, na vyjednávání nemají žádný vliv a *insideři* nezohledňují jejich potřeby. V takových podmínkách pak nezaměstnanost může vykazovat hysterezi.

Všechny proměnné v modelu jsou vyjádřeny v logaritmech. Gustavsson a Österholm (2007, s. 161) specifikují poptávku po produkci firmy *i* v čase *t* jako

$$y_{it} = (m_t - p_t) - \alpha(p_{it} - p_t);\ \alpha > 1 \tag{13}$$

kde y_{it} je firemní produkt s nominální cenou p_{it}, m_t zastupuje nominální peněžní zásobu a p_t je celková cenová hladina.

Dále předpokládejme neexistenci technologického pokroku, produkční funkci firmy s prací jako jediným výrobním faktorem a konstantními jednotkovými mezními výnosy z práce

$$y_{it} = e_{it} \tag{14}$$

kde e_{it} je zaměstnanost ve firmě *i* v čase *t* (ibid.).

Firma maximalizuje svůj zisk v obvyklém tvaru $\pi = TR - TC$, neboli

$$\pi_{it} = p_{it}y_{it} - w_{it}e_{it} \tag{15}$$

kde w_{it} je nominální mzda vyplácená firmou *i* v čase *t*. Dosazením produkční funkce (14) do (15) a maximalizací zisku π_{it} podle e_{it} získáme následující podmínku optimality firmy

$$p_{it} = w_{it} \tag{16}$$

Pak ovšem musí platit, že i

$$p_t = w_t \tag{17}$$

Na základě těchto poznatků následně snadno odvodíme funkci poptávky po práci firmy *i* v čase *t*. Dosazením vztahů (14), (16) a (17) do rovnice (13) získáváme (ibid.)

$$e_{it} = (m_t - w_t) - \alpha(w_{it} - w_t) \tag{18}$$

Firma *i* v čase *t-1* zaměstnává $e^*_{i,t-1}$ *insiderů*. Ti jsou v každé firmě organizováni v tak silných odborech, že mají sílu jednostranně stanovit mzdu na další období, w_{it}. *Insideři* však w_{it} stanovují před tím, než znají skutečnou výši m_t a w_t. Firma stanovenou mzdu akceptuje, při znalosti m_t a w_t pak na základě své poptávkové funkce po práci určí zaměstnanost e_{it}. Pracovník se ztrátou zaměstnání přichází i o status *insidera*. Pokud je w_{it} stanovena tak, že $e_{it} > e^*_{i,t-1}$, firma najme dodatečné pracovníky z řad *outsiderů*, kteří se tak stanou *insidery*. V opačném případě jsou přebyteční *insideři* propuštěni a přecházejí tím do skupiny *outsiderů*. Předpokládejme, že *insideři* při stanovení mzdy neberou ohled na *outsidery*, pouze se snaží dosáhnout na co nejvyšší mzdu pro všechny své členy (Blanchard, Summers, 1986, s. 30-31).

Z tohoto Gustavsson a Österholm (2007, s. 161) dedukují následující. *Insideři* stanovují mzdu tak, aby byla očekávaná zaměstnanost v období *t* rovna jejich počtu v čase *t-1*, neboli $E_{t-1}(e_{it}) = e^*_{i,t-1}$. Dosazením rovnice (18) do tohoto vztahu získáme

$$E_{t-1}(m_t) - E_{t-1}(w_t) - \alpha[w_{it} - E_{t-1}(w_t)] = e^*_{i,t-1} \tag{19}$$

Předpokládejme dále racionální očekávání, dokonale homogenní firmy a pracovníky. Pak *insideři* v každé firmě stanoví stejnou nominální mzdu a platí, že $w_{it} = w_t = E_{t-1}(w_t)$. Při použití těchto poznatků lze nejprve upravit rovnici (19) do tvaru

$$-\alpha[w_{it} - w_t] = e^*_{i,t-1} - E_{t-1}(m_t) + w_t \tag{20}$$

Dosazením rovnice (20) do poptávky po práci (18) následně získáme rovnici, popisující vývoj agregátní zaměstnanosti

$$e_t = e^*_{t-1} + [m_t - E_{t-1}(m_t)] \tag{21}$$

Výraz $[m_t - E_{t-1}(m_t)] = \varepsilon_t$ je chybou předpovědi m_t. Charakteristickou vlastností racionálních očekávání je chyba předpovědi s nulovou střední hodnotou (Hušek, 2007, s. 120). Rovnici (21) můžeme proto přepsat do konečného tvaru

$$e_t = e^*_{t-1} + \varepsilon_t \tag{22}$$

Posledním předpokladem modelu je fixní počet ekonomicky aktivních osob. Pak můžeme přepsat rovnici (22) do tvaru

$$u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t \tag{23}$$

kde u_t zastupuje nezaměstnanost (Gustavsson, Österholm, 2007, s. 161).

Z rovnice (23) vyplývají dva zajímavé poznatky. Za prvé, nezaměstnanost je generována procesem náhodné procházky. Což je, jak osvětlím ve čtvrté kapitole této práce, v souladu s teorií hystereze a v rozporu s teorií NAIRU. Za druhé, rovnice (23)

nabízí přímočarý postup k empirickému testování těchto dvou teorií – testy jednotkového kořene.

3. Přehled empirické literatury

První empirické testy teorie hystereze provedli ve své průkopnické práci již Blanchard a Summers (1986). Jejich odhady regresních modelů vývoje mezd, zaměstnanosti a nezaměstnanosti poukazovaly na hysterezi na evropských trzích práce. K opačným výsledkům autoři došli pro Spojené státy americké. Přičemž jejich modely zaměstnanosti a nezaměstnanosti byly v podstatě postaveny na principu testu jednotkového kořene dané časové řady (ibid., s. 52–58).

Røed (1997, s. 408) uvádí přehled empirických článků, které v reakci na práci Blancharda a Summerse (1986) analyzovaly s pomocí klasických testů jednotkového kořene nezaměstnanost v nejrůznějších zemích světa. Publikovány byly převážně v první polovině 90. let a ve většině případů jejich závěry poskytovaly podporu teorii hystereze. Postupem času však začali autoři zapojovat testy jednotkového kořene se strukturální změnou a pro některé země docházeli k opačným výsledkům. Například Ewing a Wunnava (2001, s. 278) analyzují nezaměstnanost v Kanadě, USA a Mexiku. Podle jejich výsledků nezaměstnanost v těchto zemích konverguje k NAIRU, která vykazuje jednu strukturální změnu. Další inovaci představují panelové testy jednotkového kořene, které však také umožňují zohlednit strukturální změny. Například Lee et al. (2009, s. 330) takto zamítají hypotézu hystereze ve prospěch NAIRU pro panel patnácti zemí OECD.

Vzorem pro tuto bakalářskou práci jsou články Papella, Murraye a Ghiblawiho (2000) a Gustavssona a Österholma (2007). Papell et al. (2000, s. 309-310) zkoumají časové řady nezaměstnanosti pro šestnáct zemí OECD. Výsledky klasických testů jednotkového kořene svědčí ve prospěch hystereze ve všech zemích. Při zahrnutí strukturálních změn docházejí autoři pro většinu zemí k opačnému výsledku. Gustavsson a Österholm (2007, s. 166-171) zkoumají vlastnosti časových řad nezaměstnanosti a zaměstnanosti v sedmi zemích OECD. Nejprve používají klasické testy jednotkového kořene a stacionarity, následně přecházejí k testům zohledňujícím strukturální změny, na závěr aplikují panelové testy. Docházejí k závěru, že trh práce je ve většině z těchto zemí lépe charakterizován teorií hystereze. A to dokonce i při aplikaci panelových testů.

Nejrůznější modifikace testů (ne)stacionarity se postupem času staly dominantním empirickým přístupem k testování teorie NAIRU a hystereze. Alternativní možnosti reprezentují například Jaeger a Parkinson (1994, s. 332-333), kteří za pomocí *unobserved components* modelů nacházejí známky silné hystereze v Německu a slabší v USA a Kanadě. Případně Bianchi a Zoega (1998, s. 284) při testování hystereze kombinují *Markov switching regression* modely a testy jednotkového kořene. Pro většinu z patnácti zkoumaných zemí OECD docházejí k závěru, že nezaměstnanost konverguje ke své přirozené míře. Ta však výjimečně v reakci na některé šoky může sama měnit svou hodnotu.

Rozsáhlá shrnutí empirické literatury na téma hystereze a NAIRU uvádí Røed (1997, s. 405-412) a O'Shaughnessy (2011, s. 325-327). Furuoka (2014, s. 61-64) pak shrnuje výsledky zejména testů na panelových datech.

Několik autorů se věnovalo i empirickému testování teorie hystereze a NAIRU pro Českou republiku. León-Ledesma a McAdam (2004, s. 389-396) nejprve na měsíční časové řadě nezaměstnanosti z let 1991-2001 s pomocí testu jednotkového kořene se strukturální změnou docházejí k výsledkům, svědčícím ve prospěch NAIRU. Datum strukturální změny odhadují na duben 1998. Dále používají *Markov switching regression* model, který naopak podává výsledky ve prospěch hystereze.

Camarero et al. (2008, s. 622-627) v rámci panelového testu stacionarity se strukturálními změnami pro nezaměstnanost osmi středo a východoevropských zemí používají i měsíční data z České republiky z let 1991-2003. Jejich závěry svědčí ve prospěch teorie NAIRU ve všech zkoumaných zemích. Strukturální změny pro Českou republiku odhadují na červenec 1996 a červenec 1998.

Yilanci (2008, s. 3) používá měsíční časovou řadu nezaměstnanosti v České republice z období 1998-2007. Autor testuje hysterezi oproti alternativně nelineárního stacionárního ESTAR[13] procesu. Dochází k závěru, že nezaměstnanost v České republice lépe charakterizuje teorie NAIRU.

Za použití široké škály empirických metod zkoumá hysterezi v rámci své dizertační práce Němec (2010, s. 117-119). Začíná klasickým ADF testem čtvrtletní časové řady míry nezaměstnanosti z let 1996-2007, který poukazuje na hysterezi v České republice. Na přibližně stejně dlouhých časových řadách pak autor tento

[13] *Exponential smooth transition autoregressive process.* Tato alternativní hypotéza předpokládá, že systém při výrazném vychýlení od rovnováhy začne k rovnováze poměrně rychle konvergovat. Ale přitom v blízkosti této rovnováhy vykazuje jistou nestabilitu (Kapetanios et al., 2003, s. 362).

výsledek dále potvrzuje s pomocí modelů Phillipsovy křivky, dynamického makroekonomického modelu, modelu mzdového vyjednávání a modelu endogenního růstu.

Gozgor (2013, s. 697-698) provádí panelové testy jednotkového kořene pro deset středo a východoevropských zemí, včetně České republiky. Používá měsíční data nezaměstnanosti z let 1998-2012 a nachází silnou podporu pro teorii hystereze ve všech zemích.

Nejaktuálnější empirický příspěvek k problematice NAIRU a hystereze v České republice představuje Furuoka (2014). Autor používá čtvrtletní panelová data nezaměstnanosti na úrovni krajů z období 2005-2013. Aplikací několika testů jednotkového kořene dochází k závěru, že ve Středočeském, Jihočeském, Moravskoslezském kraji a na Vysočině nezaměstnanost adekvátně popisuje teorie NAIRU. Zbývajících deset krajů pak hystereze (ibid., s. 66-69). Furuoka dále zapojuje čtvrtletní celorepublikovou časovou řadu nezaměstnanosti z období 2000-2013. Nejprve aplikuje několik testů jednotkového kořene, které poukazují na hysterezi v České republice. Následně používá KPSS test stacionarity, který však vede k výsledku opačnému (ibid., s. 71-75).

4. Testy jednotkového kořene a stacionarity

V empirické části této práce budu postupovat zejména po vzoru článků Papella, Murraye a Ghiblawiho (2000) a Gustavssona a Österholma (2007). Ti za pomoci pestré škály testů jednotkového kořene zjišťují, zda se ve vybraných zemích OECD vyvíjí trh práce v souladu s teorií NAIRU, nebo hystereze. Stacionaritu míry nezaměstnanosti chápou jako podporu teorie NAIRU, nestacionarita svědčí v prospěch teorie hystereze.

Nejprve se pokusím stručně osvětlit, proč by hysterezi měla odpovídat nestacionarita a proč by tomu u NAIRU mělo být naopak.[14] Nejjednodušším příkladem stacionárního procesu pro proměnnou Y_t je AR(1) model

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad ; \ |\beta| < 1 \qquad (24)$$

s náhodnou složkou ε_t, splňující Gaussovy-Markovovy předpoklady.[15] V případě náhodného šoku v období T o velikosti $\varepsilon_T = \eta$ se o η zvýší pouze počáteční hodnota Y_T.

[14] V tomto místě shrnu základní poznatky z první a druhé kapitoly. Teorie NAIRU říká, že nezaměstnanost kolísá kolem své dlouhodobé průměrné hodnoty. Naopak teorie hystereze zdůrazňuje velmi silný vliv minulé nezaměstnanosti na současnou, odchylky od rovnovážné míry nezaměstnanosti mění samotnou rovnovážnou míru nezaměstnanosti.

[15] Dále jako GM předpoklady.

Efekt šoku se bude v čase stále snižovat. Posloupnost Y_{T+1}, Y_{T+2}, Y_{T+3},… bude klesat geometrickou řadou $\eta\beta$, $\eta\beta^2$, $\eta\beta^3$,... Po relativně krátké době se Y_t navrátí k hodnotám blízkým nule, což je nepodmíněná střední hodnota AR(1) modelu. Odlišné vlastnosti má nestacionární proces náhodné procházky, pro který se v rovnici (24) $\beta = 1$. V tomto případě bude mít náhodný šok $\varepsilon_T = \eta$ trvalý dopad. Všechny prvky posloupnosti Y_T, Y_{T+1}, Y_{T+2}, Y_{T+3},… vzrostou o stejnou konstantu η. Y_t k žádné dlouhodobé rovnovážné hodnotě nekonverguje (Hušek, 2007, s. 125).

Rovnice (24) zároveň představuje výchozí bod pro základní testy nestacionarity časové řady Y_t. Pokud na obou stranách odečteme Y_{t-1}, získáme

$$\Delta Y_t = (\beta - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{25}$$

Pomocí této tzv. *Dickey-Fullerovy* regrese pak testujeme nulovou hypotézu jednotkového kořene $(\beta-1) = 0$ proti alternativní hypotéze stacionarity $(\beta-1) < 0$. Komplikací je ovšem nestacionarita Y_t při platnosti nulové hypotézy. Z důvodu možného zkreslení se proto při testování statistické významnosti parametru $(\beta-1)$ nepoužívá obvyklé t-rozdělení, ale *Dickey-Fullerovo* (Hušek, 2007, s. 126).

Testování jednotkového kořene míry nezaměstnanosti pro rozhodnutí mezi teorií NAIRU a hystereze samozřejmě není bez problémů. Podle některých autorů je hystereze spojená s jednotkovým kořenem spíše speciálním případem, který označují jako čistá hystereze. Ovšem i při absenci jednotkového kořene mohou šoky do trhu práce způsobovat dlouhotrvající vychýlení od NAIRU, což tito autoři označují jako *persistenci* (O'Shaughnessy, 2011, s. 325).

Další výtky jsou spojeny s tím, že hystereze, modelovaná jako proces s jednotkovým kořenem, je pravděpodobně jen lokální lineární aproximací složitějšího nelineárního procesu (Røed, 1997, s. 408). Podle nelineárních modelů hystereze mají některé šoky přechodné, zatímco jiné permanentní efekty, ustanovující novou rovnováhu. Minimálně v rámci jedné početné odnože empirického výzkumu se však hystereze stala synonymem jednotkového kořene (Gustavsson, Österholm, 2007, s. 160).

I při akceptaci ztotožnění hystereze s jednotkovým kořenem se však nevyhneme komplikacím. Jak poprvé ukázal Perron (1989, s. 1372), standardní testy jednotkového kořene ztrácejí konzistenci při exogenní strukturální změně v datech, projevující se změnou trendu. Funkci trendu Perron (1989, s. 1387) považuje za určenou dlouhodobými ekonomickými fundamenty, které se mění jen velmi zřídka. Vztaženo na problematiku míry nezaměstnanosti, takováto změna v trendu podle O'Shaughnessyho

(2011, s. 325) může jednoduše reflektovat změnu některého ze strukturních parametrů, určujícího NAIRU. Tento problém je pak obvykle řešen zahrnutím dummy proměnných, které umožňují změnu v trendu. Ovšem podle O'Shaughnessyho (ibid.) jde spíše o *ad hoc* řešení.

Podle Gustavssona a Österholma (2007, s. 162) se většina empirických studií, které testují hysterezi s pomocí testů jednotkového kořene, zaměřuje pouze na míru nezaměstnanosti, vztaženou k ekonomicky aktivním obyvatelstvu. Ta má ovšem podle těchto autorů několik nedostatků, které může kompenzovat užití míry zaměstnanosti, vztažené k celkové populaci 15 a více let. Za jejich klíčový argument proti míře nezaměstnanosti považuji možnost efektu odrazeného pracovníka. Při jeho působení může docházet k situaci, kdy negativní šok do ekonomiky nejprve způsobí nárůst nezaměstnanosti. Po určité době mohou nezaměstnaní pracovníci vzdát své úsilí o nalezení nové práce.[16] Tito odrazení pracovníci přestanou být ekonomicky aktivní, čímž dojde k opětovnému snížení míry nezaměstnanosti směrem k domnělé rovnováze.[17] Ovšem pokud bychom měřili podmínky na trhu práce pomocí míry zaměstnanosti, pravděpodobně by vykazoval hysterezi. Z tohoto důvodu budu pro získání robustnějších závěrů o chování trhu práce v České republice používat při testování jednotkových kořenů míru nezaměstnanosti i míru zaměstnanosti, obdobně jako Gustavsson a Österholm.

4.1. Data

Data o míře nezaměstnanosti a zaměstnanosti čerpám z výsledků Výběrového šetření pracovních sil, pravidelně prováděného Českým statistickým úřadem.[18] Čtvrtletní časové řady míry zaměstnanosti a nezaměstnanosti za období 1993Q1-2013Q4 pocházejí z tabulky Časová řada základních ukazatelů VŠPS. Panelová data

[16] V tomto bodě připomenu problematiku státních opatření, vedoucích k odchodu pracovníků s vysokou mírou nezaměstnanosti ze skupiny ekonomicky aktivních osob, zmíněnou v kapitole 1.2. Zatímco odrazený pracovník sám vzdává úsilí o nalezení práce, v kapitole 1.2 byli pracovníci odrazeni administrativně. Což se ale v míře zaměstnanosti projeví naprosto identicky.

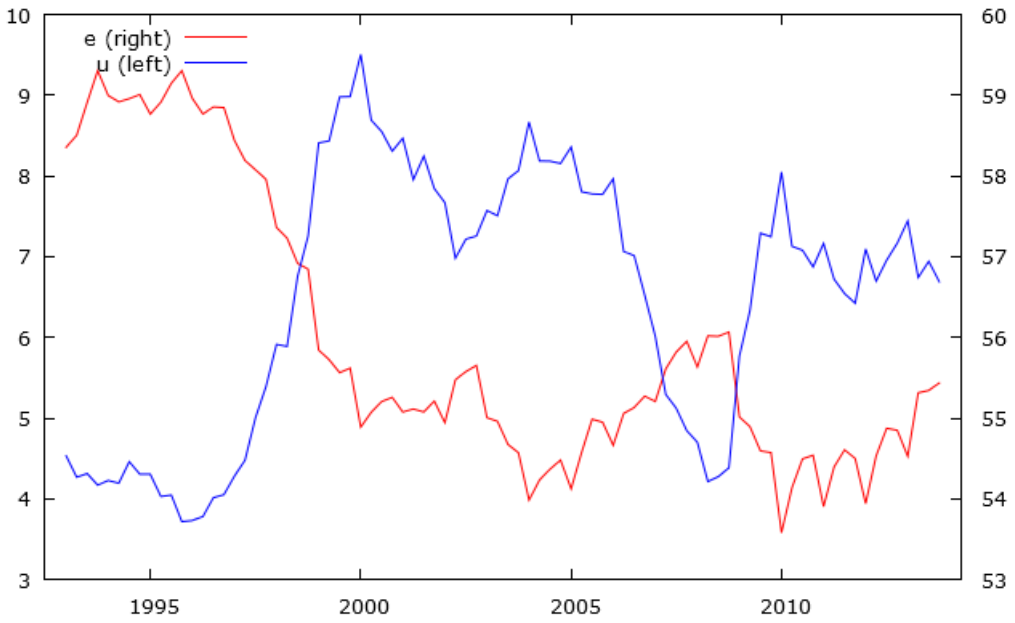
[17] Přímo k původní rovnováze před šokem se v této situaci nevrátí ani míra nezaměstnanosti, dojde totiž i k poklesu „jmenovatele." Pro ilustraci předpokládejme ekonomiku s fixní populací 15+ let 9 000 000. V čase $t=1$ je počet nezaměstnaných U_1 = 250 000, počet zaměstnaných E_1 = 4 750 000. Pak u_1 = 5 %, e_1 = 52,8 %. V reakci na negativní šok v čase t = 2 dojde k růstu počtu nezaměstnaných na 500 000. Pak u_1 = 10 %, e_1 = 50 %. Pokud v čase t = 3 odejdou noví nezaměstnaní z t = 2 ze skupiny ekonomicky aktivních osob, U_3 poklesne zpět na 250 000, ale $E_3 = E_2$ = 4 500 000. Pak u_3 = 5,26 %, $e_3 = e_2$ = 50 %. Tento ilustrační příklad zároveň poukazuje na důležitou vlastnost míry zaměstnanosti – nižší citlivost na šoky.

[18] Dále značeno jako VŠPS, respektive ČSÚ.

míry nezaměstnanosti na krajské úrovni za období 1993Q1-2012Q4 čerpám z publikace Trh práce v ČR 1993 2012. Data o míře zaměstnanosti na úrovni krajů nejsou dostupná.

Jako míru nezaměstnanosti[19] používám obecnou míru nezaměstnanosti, tedy procentuální podíl nezaměstnaných na celkové pracovní síle. Jako míru zaměstnanosti[20] používám ukazatel procentuálního podílu zaměstnaných na všech osobách starých 15 let a více. *„Hlavním kriteriem pro zařazení mezi zaměstnané je vyvíjení jakékoliv odměňované pracovní aktivity“* (ČSÚ, 2014a). Za nezaměstnané jsou pak považovány osoby staré 15 a více let, které nejsou zaměstnané, do 14 dnů jsou připraveny nastoupit k zaměstnání a práci aktivně hledají. Pracovní síla je pak součtem zaměstnaných a nezaměstnaných osob (ibid.).

Časové řady *u* a *e* jsou znázorněny v grafu č. 1, panelová data pak v příloze č. 1. Data pro testy jednotkového kořene budu používat sezónně neočištěná, jelikož jak ukázali Ghysels a Perron (1990, s. 23), sezónní očištění vede k poklesu síly těchto testů. Na místo toho budu do odhadovaných modelů zařazovat sezónní dummies.



Graf č. 1: Míra nezaměstnanosti a zaměstnanosti. Zdroj: ČSÚ (2014b)

Jako předstupeň formálnější analýzy mohou posloužit základní popisné statistiky v tabulce č. 1.[21] Pro jednoduchost se věnuji pouze časovým řadám míry nezaměstnanosti a zaměstnanosti. Popisné statistiky uvádím pro kompletní dataset, čítající 84 pozorování a dále u každé proměnné pro dva podvzorky.[22] Je patrné, že mezi

[19] Dále značeno jako *u*.
[20] Dále značeno jako *e*.
[21] Výpočty v této práci provádím podle potřeby v programech Gretl a R.
[22] Hranice podvzorků volím v návaznosti na testy se strukturální změnou v kapitole 4.4 a 4.5.

lety 1997 a 2001 došlo k nárůstu průměrné míry nezaměstnanosti a poklesu průměrné míry zaměstnanosti. Přičemž *u* a *e* po rozdělení na dva časové intervaly vykazují nižší variabilitu, měřenou variačním koeficientem a mezikvartilovým rozpětím.

V příloze číslo 2 dále uvádím jádrové odhady hustoty pravděpodobnosti pro *u* a *e*. Ty naznačují, že rozdělení obou proměnných jsou bimodální. Přičemž vrcholy těchto rozdělení přibližně korespondují s průměry v jednotlivých podvzorcích. Bianchi a Zoega (1998, s. 291) uvádějí, že takováto bimodalita může indikovat přítomnost dvou režimů na trhu práce. Jeden je charakterizován nízkou nezaměstnaností (a vysokou zaměstnaností), druhý má opačné vlastnosti. Přechod ekonomiky z jednoho režimu do druhého může být způsobený exogenní strukturální změnou. Na druhou stranu ale může bimodalita odpovídat i nelineárnímu modelu hystereze se dvěma rovnovážnými stavy.

Popisné statistiky

Proměnná	Pozorování	Průměr	Medián	Minimum
u	1993:1-2013:4	6,48	6,95	3,72
u	1993:1-1997:4	4,26	4,25	3,72
u	1998:1-2013:4	7,17	7,23	4,21
e	1993:1-2013:4	55,98	55,26	53,58
e	1993:1-1998:4	58,48	58,81	56,85
e	1999:1-2013:4	54,98	55	53,58
Proměnná	**Maximum**	**Sm. odchylka**	**Var. koeficient**	**IQR**
u	9,51	1,63	0,25	3,26
u	5,39	0,4	0,09	0,39
u	9,51	1,19	0,17	1,37
e	59,3	1,71	0,03	2,66
e	59,3	0,73	0,01	0,86
e	56,07	0,58	0,01	0,86

Tabulka č. 1. IQR zastupuje mezikvartilové rozpětí. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

4.2. ADF test

ADF[23] test je v současnosti asi nejpoužívanějším základním testem jednotkového kořene. Jde o rozšířenou verzi rovnice (25), v případě testování *u* a *e* budu pracovat s rovnicí zahrnující úrovňovou konstantu α

$$\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{r} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=2}^{4} \delta_i Q_i + \varepsilon_t \qquad (26)$$

[23] Neboli *Augmented Dickey-Fuller* test.

Původní DF test byl odvozen za předpokladu platnosti GM předpokladů o náhodné složce. ADF test pak díky rozšíření o zpožděné hodnoty ΔY_t umožňuje testovat i časové řady s jinak autokorelovanou náhodnou složkou. Za pomocí regrese (26) tedy pro časovou řadu Y_t testujeme nulovou hypotézu jednotkového kořene $(\beta\text{-}1) = 0$, oproti alternativní hypotéze stacionarity $(\beta\text{-}1) < 0$ (Hušek, 2007, s. 126-130). Q_i pak zastupují sezónní dummies, nabývající hodnotu 1 ve 2., 3., respektive 4. čtvrtletí. Kritické hodnoty ADF testu uvádím v tabulce č. 2.

Kritické hodnoty pro ADF test s konstantou			
Hladina významnosti	1%	5%	10%
Kritická hodnota	-3,43	-2,86	-2,57

Tabulka č. 2. Zdroj: Davidson, MacKinnon (1993, s. 708)

Pro provedení testu je nutné zvolit délku zpoždění *r*. Ng a Perron (1995, s. 272, 277) za nejvhodnější považují začít s co nejobecnějším modelem s délkou zpoždění *m*. Následně navrhují zkontrolovat t-testem, zda je poslední zpoždění statisticky významné. Pokud ano, pak $r = m$. Pokud ne, opakujeme postup pro $m - 1$ a tak dále. Až dokud se nedostaneme ke statisticky významnému zpoždění. Ve výjimečném případně nezahrneme žádné zpoždění.[24]

ADF test - odhady rovnice (26)						
Číslo rovnice	Test proměnné	(β - 1)	τ - stat.	r	t-test ΔY_{t-r}	R^2
(27)	u	-0,05	-1,98	5	-1,96**	0,65
(28)	e	-0,03	-1,98	7	1,74*	0,74

Tabulka č. 3. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

Výsledky ADF testu jsou uvedeny v tabulce č. 3.[25] Rovnici (26) pro míru nezaměstnanosti a zaměstnanosti odhaduji pomocí metody nejmenších čtverců.[26] Počáteční délku zpoždění *m* volím rovnu 10 a postupuji podle Ng a Perrona (1995), za směrodatnou považuji 10% hladinu významnosti t-testu. Nulovou hypotézu

[24] Tento způsob volby zpoždění autoři srovnávali s postupy založenými na informačních kritériích a na základě délky testované časové řady (Ng, Perron, 1995).
[25] Testová statistika ADF testu je v literatuře často značena jako τ-statistika.
[26] Dále značeno jako MNČ. Pokud neuvedu jinak, používám MNČ i k odhadům ostatních modelů. U odhadnutých regresních funkcí budu pokračovat v číslování, které užívám v případě ostatních rovnic. GM předpoklady zde v hlavní části textu komentuji pouze v případě jejich porušení, diagnostické testy uvádím v příloze č. 3.

jednotkového kořene nelze v obou případech zamítnout ani na 10% hladině významnosti.[27]

4.3. KPSS test

Často užívanou alternativou k ADF testu se stal KPSS[28] test stacionarity. Jak uvádí Røed (1997, s. 408), statistické testování hypotéz je postaveno tak, že nezamítnutí nulové hypotézy u ADF testu ještě neposkytuje jednoznačnou evidenci ve prospěch jednotkového kořene. Pro její získání musí být přítomnost jednotkového kořene alternativní hypotézou, oproti nulové hypotéze stacionarity. A přesně takto je KPSS test postaven.

Předpokládejme, že chceme testovat stacionaritu časové řady Y_t, $t = 1, 2, \ldots, T$. Tu můžeme rozložit na součet náhodné procházky r_t a stacionární náhodné chyby ε_t. O té předpokládejme, že je identicky a nezávisle rozdělená, s nulovou střední hodnotou a rozptylem σ^2_ε

$$Y_t = r_t + \varepsilon_t \tag{29}$$

$$r_t = r_{t-1} + \varphi_t \tag{30}$$

Náhodná složka φ_t je také identicky a nezávisle rozdělená, s nulovou střední hodnotou a rozptylem σ^2_φ. Nulová hypotéza stacionarity pak koresponduje s $\sigma^2_\varphi = 0$. Při nulovém rozptylu náhodné složky je totiž rovnice (30) redukována na konstantu r_0. Pro stacionární náhodnou složku ε_t pak z rovnice (29) vyplývá, že i testovaná časová řada Y_t je stacionární kolem své průměrné hodnoty r_0 (Kwiatkowski et al., 1992, s. 162).

Pro získání testové statistiky nejprve provedeme regresi Y_t na konstantě α a sezónních dummies[29] Q_i

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{3} \delta_i Q_i + \varepsilon_t \tag{31}$$

[27] Používám tradičního „hvězdičkového“ značení hladiny významnosti testů: *** zastupuje 1% hladinu významnosti, ** 5% a * 10% hladinu významnosti. Jako zkoušku citlivosti a robustnosti výsledků jsem ADF test *u* a *e* provedl i pro nižší, než v hlavním modelu zvolenou délku zpoždění *r*. Pro *u* je sice možné H_0 zamítnout na 10% hladině významnosti, při $r = 4$. Avšak rezidua této rovnice vykazují silnou autokorelaci. Identická situace nastala i u *e*, pro $r = 4$ sice lze zamítnout H_0, avšak rezidua jsou také silně autokorelovaná. Pro ostatní *r* od 0 do 10 včetně nelze H_0 zamítnout vůbec. Výsledky ADF testu jsou tedy poměrně jednoznačné.

[28] Název je dán počátečními písmeny jmen jeho autorů: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin.

[29] Jak ukazují Jin a Phillips (2002, s. 2), očištění od sezónnosti pomocí dummy proměnných v pomocné regresi nemá vliv na kritické hodnoty KPSS testu, na rozdíl od např. zahrnutí časového trendu.

Získáme tak rezidua ε_t. S pomocí součtu čtverců reziduí ε_t pak určíme odhad rozptylu σ^2_ε. Dále použijeme dílčí součty reziduí

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i \quad ; t = 1, 2, \dots, T \tag{32}$$

Pro testování nulové hypotézy stacionarity oproti alternativě jednotkového kořene pak Kwiatkowski et al. (1992, s. 163) navrhují LM statistiku ve tvaru

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^{T} S_t^2}{\sigma_\varepsilon^2} \tag{33}$$

Při autokorelované náhodné složce ε_t je však nutné určit rozptyl σ^2_ε pomocí robustních metod. V praxi jsou často používány techniky, které navrhli Newey a West.[30] Pro odhad robustního rozptylu[31] však musíme předem určit šířku okna (*bandwidth*) g. Přičemž g by obecně mělo růst s délkou časové řady T (Newey, West, 1994, s. 631).

Pro volbu g existuje celá řada doporučení.[32] Přičemž jak uvádí Carrion-i-Silvestre a Sansó (2006, s. 434), nevhodná volba g má za následek špatný odhad σ^2_ε a tím i pokles síly samotného KPSS testu. Kompromisním řešením může být opakování KPSS testu pro různá g. Takto postupují i Kwiatkowski et al. (1992, s. 174-175), kteří test provádějí pro g v rozmezí 0-8.

Kritické hodnoty pro KPSS test s konstantou

Hladina významnosti	1%	5%	10%
Kritická hodnota	0,734	0,462	0,349

Tabulka č. 4. Zdroj: Sephton (1995, s. 259)

Jak uvádí Kwiatkowski et al. (1992, s. 165), při použití robustních odhadových metod rozptylu σ^2_ε je nutné upravit i samotnou testovou statistiku (33) na tvar

$$KPSS = \frac{\sum_{t=1}^{T} S_t^2}{T^2 \sigma_\varepsilon^2} \tag{34}$$

[30] *Newey–West HAC estimator*.

[31] Odhad robustního rozptylu je také založen na součtu čtverců reziduí, ke kterému je však přičten určitý počet autokovariancí reziduí. Tyto autokovariance jsou váženy jádrovou funkcí (*kernel*), přičemž jejich počet je dán volbou šířky okna g jádrové funkce (Kwiatkowski et al., 1992, s. 164).

[32] Některé ekonometrické programy volí g automatizovaně, například Gretl podle vztahu $g = 0{,}75T^{1/3}$ (Cottrell, Lucchetti, 2013, s. 129). Wooldridge (2009, s. 429-430) uvádí, že Eviews se řídí vztahem $g = 4(T/100)^{2/9}$. Alternativně Wooldridge (ibid.) doporučuje pro čtvrtletní data zvolit g mezi 4 a 8, případně podle $g = T^{1/4}$. Lütkepohl a Krätzig (2004, s. 57) doporučují řídit se vzorcem $g = 4(T/100)^{1/4}$. Pro dataset čítající 84 pozorování vycházejí doporučená g následovně: Gretl by volil 3; Eviews 4; Wooldridge 4-8, případně 3; Lütkepohl a Krätzig 4.

Nyní již konečně k samotné aplikaci KPSS testu stacionarity na míru nezaměstnanosti a zaměstnanosti. Nejprve provádím regresi (31). Výstupy zde neprezentuji, ale pro diagnostické testy v příloze č. 3 budu značit odhadnutou rovnici proměnné *u* jako číslo (35), respektive (36) pro *e*. Z reziduí těchto rovnic lze vypočítat čitatele KPSS statistiky, součet čtverců kumulovaných součtů reziduí ΣS^2. Pro *u* a *e* jej uvádím v tabulce č. 5. Ne příliš překvapivě, rezidua obou rovnic vykazují autokorelaci. Rozptyly tedy bude nutné odhadovat robustním postupem.

Součet čtverců kumulovaných součtů reziduí

Číslo rovnice	(35)	(36)
ΣS^2	37 742,3	120 899

Tabulka č. 5. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

Výstupy KPSS testu pro míru nezaměstnanosti prezentuji v tabulce č. 6. Jeho výsledky jsou citlivé na volbu *g*. Pokud bychom brali v úvahu nejčastěji doporučovanou délku $g = 4$, KPSS test by nás na 10% hladině významnosti vedl k akceptaci alternativní hypotézy jednotkového kořene. Pro $g = 3$ lze alternativní hypotézu přijmout už na 5% hladině významnosti. Pro *g* vyšší než 5 však již nulovou hypotézu stacionarity nelze zamítnout.

KPSS test stacionarity pro míru nezaměstnanosti

g	1	2	3	4	5	6	7	8
σ^2_ε	5,16	7,59	9,89	12,04	14,01	15,82	17,46	18,94
KPSS	1,04***	0,70**	0,54**	0,44*	0,38*	0,34	0,31	0,28

Tabulka č. 6. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

V tabulce č. 7 uvádím výstupy testu míry zaměstnanosti. V tomto případě je výsledek poměrně jednoznačný. Na 1% hladině významnosti akceptujeme alternativní hypotézu jednotkového kořene pro všechna *g*.

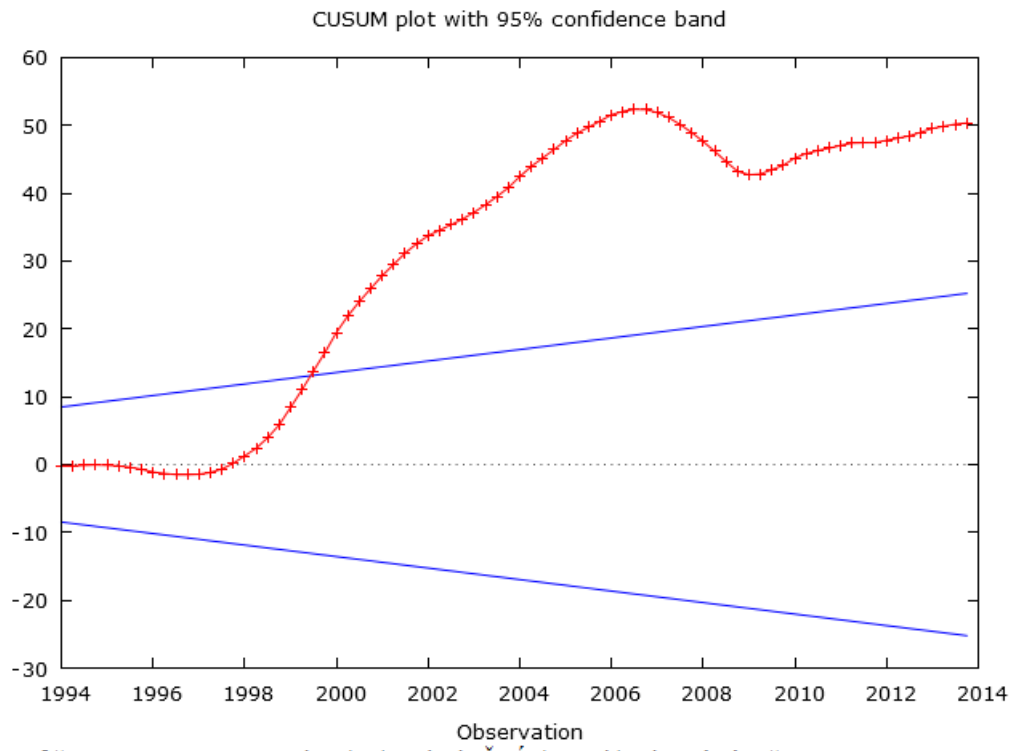
KPSS test stacionarity pro míru zaměstnanosti

g	1	2	3	4	5	6	7	8
σ^2_ε	5,67	8,41	11,08	13,66	16,14	18,53	20,81	23
KPSS	3,02***	2,04***	1,54***	1,25***	1,06***	0,92***	0,82***	0,75***

Tabulka č. 7. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

S odkazem na v úvodu čtvrté kapitoly zmíněný článek Perrona (1989) může být zajímavé zabývat se možnou strukturální změnou. Její přítomnost naznačovaly už popisné statistiky. Vztaženo na rovnici (31), potažmo její odhady (35) a (36), strukturální změna znamená změnu v průměrné míře nezaměstnanosti, respektive zaměstnanosti. Poměrně ilustrativním indikátorem strukturální změny je graf

kumulovaných součtů rekurzivních reziduí.[33] Pro rovnici číslo (35) jej uvádím níže v grafu číslo 2, pro (36) v příloze číslo 4. Jak uvádí Lütkepohl a Krätzig (2004, s. 53), přílišné vzdálení kumulovaného součtu rekurzivních reziduí od nuly svědčí proti stabilitě modelu v čase. Což, jak se zdá, platí pro obě testované rovnice. Grafy ukazují na strukturální změnu přibližně v počátku roku 1998.[34]



Graf č. 2: CUSUM test rovnice (35). Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

4.4. Test jednotkového kořene se strukturální změnou

V této podkapitole se budu zabývat zobecněnou verzí ADF testu pro případ strukturální změny v čase T_B. Pro testování nulové hypotézy jednotkového kořene proměnné Y_t oproti alternativě stacionarity navrhují Perron a Vogelsang (1992, s. 303-304) nejprve odhadnout regresi

$$Y_t = \alpha + \theta DU_t + y_{D,t} \tag{37}$$

Kde α je úrovňová konstanta, DU_t dummy proměnná s hodnotou 1 pro $t > T_B$ a 0 v ostatních případech. Rezidua $y_{D,t}$ pak představují zkoumanou časovou řadu Y_t po

[33] Neboli CUSUM test.

[34] Strukturální změnu v rovnici (35) a (36) dokládá i Chowův F test. Pro bod zlomu 1997Q4 v (35), respektive 1998Q4 v (36), lze pro obě testované rovnice zamítnout nulovou hypotézu stability na 1% hladině významnosti. CUSUM test a Chowův test jsem aplikoval i na rovnice (27) a (28) ADF testu. Grafy CUSUM testu přikládám v příloze č. 5. Chowův test v tomto případě strukturální změnu neindikuje, stejně jako CUSUM testy. Vysvětluji si to použitím prvních diferencí, které mohly efekt strukturální změny odstranit.

odečtení deterministické části. Test samotný je pak proveden pomocí τ-testu[35] nulové hypotézy $\beta = 1$ z regrese

$$y_{D,t} = \beta y_{D,t-1} + \sum_{j=1}^{r} \gamma_j \Delta y_{D,t-j} + \sum_{j=0}^{r} \chi_j D(TB)_{t-j} + \sum_{i=1}^{4} \delta_i Q_i + \varepsilon_t \qquad (38)$$

Q_i jsou jako obvykle sezonní dummies. $D(TB)_t$ je dummy proměnná s hodnotou 1 pouze v případě $t = T_B + 1$.

Kritické hodnoty pro ADF test se strukturální změnou			
Hladina významnosti	1%	5%	10%
Kritická hodnota	-4,38	-3,66	-3,30

Tabulka č. 8. Zdroj: Perron, Vogelsang (1992, s. 307)

Volbu délky zpoždění r budu provádět obdobně, jako v případě ADF testu. Perron a Vogelsang (ibid., s. 304) navrhují několik možných procedur k volbě T_B. Budu se řídit kritériem maximalizace absolutní hodnoty t-statistiky[36] parametru θ v rovnici (37). Dále využiji informaci z CUSUM testů rovnic (35) a (36). T_B by se mělo nacházet v období, kdy se CUSUM poprvé vzdaluje od nuly. Výstupy ilustrující proces volby T_B uvádím v tabulce číslo 9.

Odhady rovnice (37): t-statistiky parametru θ									
T_B	1997Q1	1997Q3	1997Q4	1998Q1	1998Q2	1998Q3	1998Q4	1999Q1	1999Q2
u	10,130	10,490	**10,670**	10,570	10,520	10,040	9,410	8,422	7,595
e	-16,760	-18,480	-20,480	-21,560	-22,550	-22,860	**-23,120**	-20,950	-19,140

Tabulka č. 9. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

Pro míru nezaměstnanosti tedy budu používat bod zlomu 1997Q4, pro míru zaměstnanosti pak 1998Q4. Samotné odhady rovnice (37) pro míru nezaměstnanosti a zaměstnanosti a zvolená T_B uvádím v tabulce číslo 10.[37] Rezidua z rovnice (39) budu dále značit u_D, z rovnice (40) pak e_D. Pro ilustraci znázorňuji v příloze číslo 6 skutečné a vyrovnané hodnoty z těchto rovnic.

[35] Test opět značím písmenem τ jedná se o variantu t-testu, ovšem s použitím speciálních kritických hodnot.

[36] Přičemž autoři tohoto testu nepovažují za nutné brát v této fázi ohled na případné problémy s autokorelací. Při výpočtu t-statistik tedy používám klasické a nikoliv robustní vzorce pro odhad rozptylu. Nicméně robustní metody k diametrálně odlišným výsledkům (více než několik málo čtvrtletí) tak jako tak nevedou.

[37] Musím však podotknout, že obě rovnice mají problémy s GM předpoklady, jak dokládám v příloze číslo 3. Hvězdičky značí významnost dle t-testů, na základě HAC standardních chyb.

Odhady rovnice (37)				
Číslo rovnice	Proměnná	μ	θ	Rezidua
(39)	u	4,26***	2,91***	u_D
(40)	e	58,48***	-3,50***	e_D

Tabulka č. 10. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

Výsledky testu prezentuji v tabulce číslo 11.[38] Nulovou hypotézu jednotkového kořene nelze pro míru nezaměstnanosti i zaměstnanosti zamítnout ani na 10% hladině významnosti. Oproti klasickému ADF testu však při zohlednění strukturální změny přeci jen došlo k určité změně.[39] A to sice k poklesu odhadů parametru β, pro míru nezaměstnanosti z 0,95 na 0,92, pro míru zaměstnanosti dokonce z 0,97 na 0,89. Je tedy otázkou, zda za neschopností zamítnout nulovou hypotézu nestojí nedostatečná síla ADF testu se strukturální změnou. Odpověď se pokusím poskytnout v další části této práce, užitím KPSS testu se strukturální změnou a následně panelových dat.

Odhady rovnice (38) - ADF test se strukturální změnou							
Číslo rovnice	Proměnná $y_{D,t}$	β	σ_β	$(\beta-1)/\sigma_\beta$	r	t-test $\Delta y_{D,t-r}$	R^2
(41)	u_D	0,92	0,04	-2,0	5	-2,08**	0,95
(42)	e_D	0,89	0,05	-2,2	5	-2,27**	0,92

Tabulka č. 11. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

4.5. KPSS test se strukturální změnou

Zobecnění KPSS testu pro případ strukturální změny odvozují například Lee a Strazicich (2001, s. 377-378). Pro provedení testu budu moci do značné míry čerpat z předchozích částí této práce. Autoři testu nejprve navrhují odhadnout rovnici (37), kterou doplňuji o sezónní dummies. Na základě reziduí z (37) je pak zkonstruována testová statistika. Ta má stejný tvar jako v případě KPSS testu, uvádím jí výše v rovnici číslo (34). Kritické hodnoty pro testování nulové hypotézy stacionarity oproti alternativě jednotkového kořene pak závisí na parametru T_B / T.

[38] σ_β značí standardní chybu parametru β. Opět jsem ověřil robustnost výsledku testu na změnu délky zpoždění *r*. Nulovou hypotézu nelze zamítnout ani pro jednu proměnnou pro všechna *r* od 0 do 9 včetně.

[39] Výsledky ADF testu jsou uvedeny výše, v tabulce číslo 3.

Kritické hodnoty pro KPSS test se strukturální změnou			
T_B / T	1%	5%	10%
0,2	0,4842	0,3028	0,2301
0,3	0,3878	0,2452	0,1880
0,4	0,3003	0,2004	0,1597

Tabulka č. 12. Zdroj: Lee, Strazicich (2001, s. 378)

Body zlomu T_B volím stejné jako v případě ADF testu se strukturální změnou,[40] tedy 1997Q4 pro míru nezaměstnanosti a 1998Q4 pro míru zaměstnanosti. Testy samotné jsem provedl v programu R, bližší informace poskytuji v příloze číslo 7. V tabulce číslo 13 prezentuji údaje pro čitatele KPSS statistiky.

Součet čtverců kumulovaných součtů reziduí		
Test proměnné	u	e
ΣS^2	10523,42	1346,05

Tabulka č. 13. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

Výstupy testu pro míru nezaměstnanosti uvádím v tabulce číslo 14. Výsledky jsou opět citlivé na volbu *g*, ovlivňující výpočet robustního odhadu rozptylu. Pro asi nejrelevantnější *g* rovno třem a čtyřem lze nulovou hypotézu stacionarity zamítnout na 5% hladině významnosti.

KPSS test stacionarity se strukturální změnou pro míru nezaměstnanosti								
g	1	2	3	4	5	6	7	8
σ^2_ε	2,08	2,99	3,75	4,44	5,02	5,51	5,92	6,26
KPSS	0,72***	0,50***	0,40**	0,34**	0,30*	0,27*	0,25*	0,24*

Tabulka č. 14. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

V případě míry zaměstnanosti však dává tento test opačný výsledek. Pro *g = 3* lze nulovou hypotézu stacionarity zamítnout až na 10% významnosti. Pro *g* vyšší než 3 nelze nulovou hypotézu zamítnout vůbec.

KPSS test stacionarity se strukturální změnou pro míru zaměstnanosti								
g	1	2	3	4	5	6	7	8
σ^2_ε	0,66	0,90	1,09	1,25	1,36	1,44	1,49	1,51
KPSS	0,29**	0,21**	0,17*	0,15	0,14	0,13	0,13	0,13

Tabulka č. 15. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

[40] T_B / *T* pro míru nezaměstnanosti vychází 0,238, pro míru zaměstnanosti 0,286. Pro *u* tedy budu používat kritické hodnoty odpovídající $T_B / T = 0,2$ a pro *e* $T_B / T = 0,3$.

4.6. Test jednotkového kořene pro panelová data

Jak uvádějí Lee et al. (2009, s. 326-327), jednou z motivací stojící za vývojem a aplikacemi panelových testů byla snaha o zvýšení síly[41] testů jednotkového kořene. Oproti jejich jednorozměrným protějškům přinášejí panelová data i průřezový rozměr[42] a tím zvyšují množství výběrové informace pro každé časové období. Poslední dva testy (ne)stacionarity v této práci jsem proto chtěl věnovat postupům, které navrhli Im et al. (2005) a Hadri a Rao (2008). První test vychází z nulové hypotézy jednotkového kořene, druhý ze stacionarity. Testové statistiky jsou v obou případech speciálně normalizovaným průměrem individuálních testových statistik pro jednotlivé průřezové jednotky. Breitung a Pesaran (2005, s. 11-15) však uvádějí, že tyto testy spadají do tzv. první generace panelových testů (ne)stacionarity. Vycházejí ze specifikace v podobě systému zdánlivě nezávislých rovnic (SUE), kritické hodnoty pro celý panel jsou pak odvozeny za předpokladu vzájemné nezávislosti náhodných složek jednotlivých rovnic systému. Zásadním problémem je však skutečnost, že v případě panelových testů nezaměstnanosti na úrovni krajů ČR rezidua tento předpoklad nesplňují.[43] Proto se omezím pouze na aplikaci klasických testů (ne)stacionarity, ze kterých tyto panelové testy vycházejí, individuálně pro každý kraj.[44]

Nejprve budu vycházet z testu, který navrhli Im et al. (2005). Nulová hypotéza udává, že časové řada v n-tém kraji $Y_{n,t}$ obsahuje jednotkový kořen, oproti alternativní hypotéze stacionarity. Test opět umožňuje zohlednit případné strukturální změny.

Pro samotné provedení testu Im et al. (2005, s. 402-405) nejprve navrhují (pro každé n) odhadnout rovnici

$$\Delta Y_{nt} = \alpha_{1,n} + \theta_{1,n} D(TB)_{nt} + \varepsilon_{1,nt} \tag{43}$$

Odhadnuté parametry $\alpha_{1,n}$ a $\theta_{1,n}$ dosadíme do rovnice (44) a získáme tak $S_{n,t-1}$, tedy $Y_{n,t-1}$ po očištění od deterministického trendu

$$S_{n,t-1} = Y_{n,t-1} - \alpha_{1,n}(t-1) - \theta_{1,n} DU_{n,t-1} \tag{44}$$

Individuální testová statistika pro každé n pak odpovídá klasické t-statistice (budu ji značit jako $t_n(r_n)$) pro nulovou hypotézu $(\beta\text{-}1) = 0$ z odhadnuté rovnice (45)

---

[41] Nižší síla ADF testu je spojena především s kratšími časovými řadami (Hušek, 2007, s. 126).
[42] Průřezový rozměr budu značit písmenem n, $n = 1, \ldots, 14$ pro 14 krajů České republiky. Číslování odpovídá legendě v příloze č. 1. Tedy číslo 1 odpovídá Praze, 2 Středočeskému kraji, a tak dále až po 14 pro kraj Moravskoslezský.
[43] Detaily o testu nezávislosti reziduí uvádím v příloze číslo 8.
[44] Alternativně lze použít panelové testy druhé generace, které problém vzájemné závislosti řeší pomocí bootstrappingu, nebo metody hlavních komponent (Breitung, Pesaran, 2005, s. 17-21). Tyto testy však přesahují možnosti autora této práce.

$$\Delta Y_{nt} = \alpha_{2,n} + (\beta - 1)_n S_{n,t-1} + \sum_{j=1}^{r_n} \gamma_{nj} \Delta S_{n,t-j} + \theta_{2,n} D(TB)_{nt} + \varepsilon_{nt} \qquad (45)$$

Ostatní značení používám stejné, jako v předchozích částech této práce.[45] Kritické hodnoty pro test jednotkového kořene na úrovni individuálních průřezových jednotek uvádím v tabulce číslo 16.

Kritické hodnoty pro test se strukturální změnou

Hladina významnosti	1%	5%	10%
Kritická hodnota	-4,239	-3,566	-3,211

Tabulka č. 16. Zdroj: Lee, Strazicich (2004, s. 12)

Pro tento test výjimečně používám sezonně očištěná data,[46] a to vzhledem ke specifikaci rovnice (43). Dummy proměnná $D(TB)_n$, která následně určuje rozsah očištění S_n od strukturální změny v rovnici (45), má impulzní charakter. Tedy nabývá hodnotu 1 jen v jednom časovém pozorování. Domnívám se, že hodnota jejího parametru může být snadno ovlivnitelná sezonností, a proto považuji za nutné sezonnost maximálně korigovat.

K detekci období nastání strukturální změny T_B používám stejný postup, jako u jednorozměrného testu jednotkového kořene se strukturální změnou v kapitole 3.4 – maximalizaci absolutní hodnoty t-statistiky parametru θ v rovnici (37), odhadnuté pro každý kraj. Přitom jsem se předem omezil na hledání mezi obdobími 1996Q1 a 2000Q4 – tedy 3 roky před a 3 roky po detekované strukturální změně pro míru nezaměstnanosti na celorepublikové úrovni.

Výsledky testu uvádím v tabulce číslo 17. Nulovou hypotézu jednotkového kořene lze zamítnout pouze v Královéhradeckém kraji, a to ještě až na 10% hladině významnosti. Určitou komplikaci však přináší autokorelace[47] v několika dílčích odhadnutých rovnicích. Rovnice (48)-(50) a (56) je proto nutné interpretovat s rezervou.

[45] Pro připomenutí, $DU_t = 1$ pro $t > T_B$; $D(TB)_t = 1$ pouze v případě $t = T_B + 1$; t je časový trend.

[46] Očištění provádím pomocí standardně používané metody X-12-ARIMA.

[47] Diagnostika je opět uvedena v příloze č. 2. V rámci možností jsem neúspěšně zkoušel pátrat po potenciálních zdrojích autokorelace. K jejímu snížení nepomohlo zahrnutí dodatečných zpoždění $\Delta S_{n,t-j}$, ani sezónních dummies. Není tedy způsobena nevhodnou specifikací dynamiky modelu, ani nedostatečným sezonním očištěním. Použití HAC standardních chyb sice ukazuje, že rozptyly jsou v zasažených rovnicích nadhodnoceny. Tedy t-testy jsou (v absolutní hodnotě) podhodnoceny. Avšak problémem je, že MNČ v případě autokorelace a zahrnutí zpožděných endogenních proměnných ztrácí na konzistenci. Nelze totiž vyloučit možnost závislosti $S_{n,t-1}$ s autokorelovanou náhodnou složkou. V případě jejich negativní korelace by pak naopak docházelo k nadhodnocení t-testů.

Test jednotkového kořene se strukturání změnou v jednotlivých krajích

Kraj	Testová rovnice	T_B	$\alpha_{1,n}$	$\theta_{1,n}$	$t_n(r_n)$	r_n	β_n	Autokor.
Praha	(46)	1998q1	-0,008	0,357	-2,798	7	0,814	Ne
Středočeský	(47)	1997q4	0,001	0,352	-2,024	8	0,911	Ne
Jihočeský	(48)	1997q3	0,012	0,717	-2,822	7	0,853	Ano
Plzeňský	(49)	1997q2	0,006	0,391	-2,003	8	0,878	Ano
Karlovarský	(50)	1998q2	0,066	1,665	-1,959	8	0,795	Ano
Ústecký	(51)	1997q1	0,063	0,458	-1,532	7	0,948	Ne
Liberecký	(52)	1997q3	0,067	1,158	-2,03	8	0,816	Ne
Královéhradecký	(53)	1998q2	0,041	0,33	**-3,554***	2	0,779	Ne
Pardubický	(54)	1997q4	0,038	1,126	-2,226	4	0,891	Ne
Vysočina	(55)	1997q4	0,016	0,791	-2,969	7	0,808	Ne
Jihomoravský	(56)	1998q3	0,04	0,285	-2,979	8	0,92	Ano
Olomoucký	(57)	1998q2	0,043	0,86	-1,607	8	0,94	Ne
Zlínský	(58)	1998q2	0,023	1,447	-2,02	4	0,903	Ne
Moravskoslezský	(59)	1997q3	0,039	1,133	-1,57	1	0,969	Ne

Tabulka č. 17. Zdroj: ČSÚ (2013), vlastní výpočty

4.7. Panelová data a KPSS test

Mým původním záměrem bylo v této části práce použít panelový test stacionarity, který navrhli Hadri a Rao (2008). Avšak jeho aplikace na krajská data není opět možná, neboť náhodné složky z jednotlivých testů průřezových jednotek nesplňují základní předpoklad vzájemné nezávislosti.[48]

Z tohoto důvodu se omezuji pouze na provedení jednorozměrných testů stacionarity se strukturální změnou z kapitoly 3.5, zvlášť pro každý kraj. Pro detekci okamžiku strukturální změny T_B doporučují Hadri a Rao (ibid., s. 254) kritérium minimalizace součtu čtverců reziduí v regresi (37). Tento postup vede k identickým výsledkům jako v případě předchozích testů, kdy jsem T_B lokalizoval na základě maximalizace absolutní hodnoty t-statistiky parametru θ, taktéž v regresi (37).

Výsledky testů prezentuji v tabulce číslo 17. Nulovou hypotézu stacionarity lze poměrně jednoznačně nezamítnout v případě kraje Jihočeského, Plzeňského, Libereckého, Královéhradeckého, Vysočiny a Zlínského. S menší jistotou nelze nulovou hypotézu zamítnout v kraji Jihomoravském. U ostatních krajů výsledky umožňují přijmout alternativní hypotézu jednotkového kořene na minimálně 5% hladině významnosti.

[48] Detaily jsou opět uvedeny v příloze číslo 8.

KPSS test se strukturání změnou v krajích

Kraj	Testová rovnice	T_B / T	KPSS		
			g = 3	g = 4	g = 5
Praha	(60)	0,263	0,338**	0,287**	0,253**
Středočeský	(61)	0,250	0,56***	0,468***	0,408***
Jihočeský	(62)	0,238	**0,222**	**0,189**	**0,168**
Plzeňský	(63)	0,225	**0,223**	**0,196**	**0,18**
Karlovarský	(64)	0,275	0,366**	0,323**	0,299**
Ústecký	(65)	0,213	0,49***	0,413**	0,364**
Liberecký	(66)	0,238	0,225*	**0,204**	**0,195**
Královéhradecký	(67)	0,275	**0,162**	**0,144**	**0,133**
Pardubický	(68)	0,250	0,262**	0,227*	0,206*
Vysočina	(69)	0,250	**0,167**	**0,146**	**0,133**
Jihomoravský	(70)	0,288	0,221*	0,19*	**0,169**
Olomoucký	(71)	0,275	0,543***	0,457***	0,401***
Zlínský	(72)	0,275	0,203*	**0,177**	**0,161**
Moravskoslezský	(73)	0,238	0,577***	0,479***	0,414***

Tabulka č. 18. Zdroj: ČSÚ (2013), vlastní výpočty

5. Interpretace výsledků empirické analýzy

Předcházející empirickou analýzu lze charakterizovat dvěma slovy, nejednoznačnost a nejistota. Nicméně při zohlednění výsledků všech provedených testů lze dle mého názoru učinit následující závěry: I. mezi lety 1997-1998 došlo ke strukturální změně na trhu práce České republiky; II. i při zohlednění této strukturální změny vykazuje trh práce známky působení hysterezního mechanismu. Tyto teze se pokusím obhájit v několika následujících odstavcích.

5.1. Strukturální změna na trhu práce

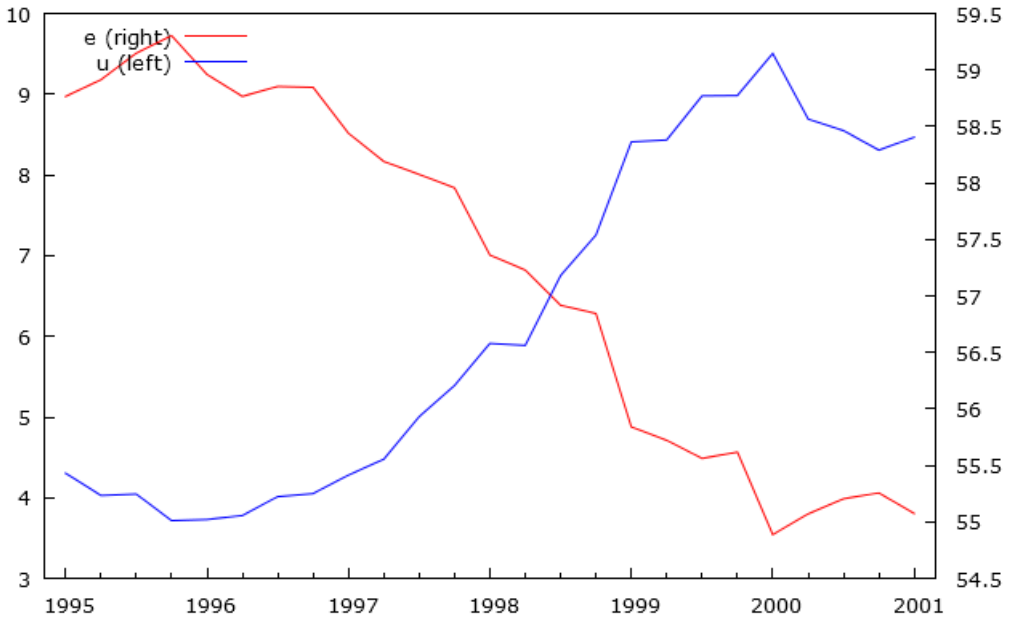
Indexy determinace odhadnutých rovnic

Proměnná	Číslo rovnice	Specifikace	R^2
u	(35)	konstanta	0,006
u	(39)	konstanta, strukturální změna DU_t	0,581
e	(36)	konstanta	0,006
e	(40)	konstanta, strukturální změna DU_t	0,867

Tabulka č. 19. Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty

Prvním náznakem přítomnosti strukturální změny v datech jsou dvouvrcholová rozdělení odhadnutých hustot pravděpodobnosti míry nezaměstnanosti a

zaměstnanosti.[49] Z empirického hlediska má pak strukturální změna sama o sobě značnou vysvětlovací schopnost. V tabulce číslo 19 uvádím indexy determinace některých již dříve odhadnutých rovnic. Zahrnutím dummy proměnné pro strukturální změnu do modelu dokážeme vysvětlit 58 % variability míry nezaměstnanosti a téměř 87 % variability míry zaměstnanosti. Parametry rovnice (39) mají zároveň svůj ekonomický význam – jde o (byť velmi nepřesné) bodové odhady NAIRU. Do 1997Q4 by tedy přirozená míra nezaměstnanosti v České republice měla činit 4,3 %, po 1998Q1 pak 7,2 %.[50]



Graf č. 3: Míra nezaměstnanosti a zaměstnanosti. Zdroj: ČSÚ (2014b)

Zajímavým výsledkem jsou rozdílné odhady data strukturální změny v míře nezaměstnanosti (1997Q4) a zaměstnanosti (1998Q4).[51] V grafu číslo 3 znázorňuji *u* a *e* v období kolem strukturální změny, 1995Q1-2001Q1. Jejich párový korelační koeficient v tomto podvzorku činí -0,986. Roční zpoždění strukturální změny v zaměstnanosti tedy může pouze reflektovat celkově nižší citlivost míry zaměstnanosti na šoky.[52] Míra zaměstnanosti klesá s rostoucí mírou nezaměstnanosti, avšak trvá delší dobu, než se tento nárůst projeví dostatečně výrazně v rámci celé časové řady. Odhady strukturální změny v nezaměstnanosti pro jednotlivé kraje jsou zároveň soustředěny do období 1997Q1-1998Q3. Ať již byly faktory způsobující strukturální změnu jakékoliv, působily ve všech krajích ve zhruba stejném období.

[49] Grafy uvádím v příloze číslo 2.
[50] Viz tabulka číslo 10 na straně 33, graficky dále v příloze číslo 6.
[51] Viz tabulka číslo 9 na straně 32.
[52] Což ostatně naznačoval i ilustrační příklad v poznámce číslo 17 na straně 24.

Přitom právě tyto faktory jsou pro alespoň částečnou relevanci teorie přirozené míry nezaměstnanosti v České republice klíčové. Jejich identifikace zároveň přesahuje možnosti empirického aparátu, který používám v této práci. V první kapitole této práce však ukazuji několik teoretických mechanismů, které změnu v NAIRU umožňují.

Jurajda a Münich (2002, s. 6) sice uvádějí, že prudký nárůst nezaměstnanosti v ČR následoval po recesi v roce 1997, která měla typický poptávkový charakter. Podle Fleka a Večerníka (2004, s. 7) je ale tento nárůst nezaměstnanosti jen důsledkem reforem v období transformace. Přičemž nezaměstnanost byla podle těchto autorů v první polovině 90. let udržována uměle nízká. Během transformace tedy došlo ke strukturální změně v NAIRU a recese jen ukázala neudržitelnost příliš nízké nezaměstnanosti. To potvrzují i Navrátil a Hurník (2004, s. 36). NAIRU do roku 1997 odhadují na 5,5 %, po strukturální změně pak 7,5 %.[53]

Flek a Večerník (2004, s. 12-13) dále ukazují, že se již v první polovině 90. let značně měnila struktura zaměstnanosti. Podíl průmyslu a zemědělství na zaměstnanosti razantně klesal, zatímco v bankovnictví, administrativě a obchodě rostl. Po roce 1997 se však nárůst zaměstnanosti v bankovnictví, administrativě a obchodě začal zastavovat. Zatímco pokles v průmyslu a zemědělství pokračoval. V odvětvích s rostoucím podílem na zaměstnanosti zároveň rostly průměrné mzdy, zatímco klesající podíl zaměstnanosti byl doprovázen poklesem mezd. A to za celé sledované období, 1990-2003. Ohodnocení vzdělání na trhu práce také rostlo (ibid., s. 18). Jurajda (2004, s. 88-89) ukazuje, že v roce 1998 byla průměrná mzda pracovníka s vysokoškolským vzděláním oproti maturantovi o 41 % vyšší. Do roku 2002 pak tento rozdíl vzrostl na 48 %, a to i při rostoucím počtu vysokoškoláků.

Tyto poznatky jsou dle mého názoru do značné míry v souladu s teoretickým popisem strukturální změny Blancharda a Katze (1997, s. 56-58), kterému jsem se věnoval v kapitole 1.2. Během transformace tedy rostla poptávka po kvalifikované práci, klesala po méně kvalifikované. Při předpokladu málo elastické nabídky kvalifikované práce a vysoké elasticity nabídky práce nekvalifikovaných je pravděpodobným důsledkem růst NAIRU. Při předpokladu, že firmy stanovují mzdy v souladu s teorií efektivnostních mezd spíše v odvětvích s vyššími požadavky na kvalifikaci pracovníků, bude změna NAIRU v reakci na změnu struktury poptávky ještě razantnější.

[53] Nezaměstnanost před rokem 1997 se přitom pohybovala kolem 4 %, viz např. graf č. 3.

Mareš a Syrovátka (2004, s. 57) na základě dat z roku 2000 ukazují, že nejvyšší riziko dlouhodobé nezaměstnanosti mají málo kvalifikovaní manuální pracovníci. Dále tvrdí, že pokud už dlouhodobě nezaměstnaný nalezne pracovní pozici, jeho příjmová situace se téměř nezmění (ibid., s. 64). Což může v kontextu *konkurenčního*[54] přístupu naznačovat, že tito pracovníci pracují za mzdu blízkou rezervační a při poklesu poptávky po jejich práci zůstávají dobrovolně nezaměstnaní. Důsledkem je opět nárůst NAIRU.

Gottvald (2004, s. 44) poskytuje odhady pravděpodobností přechodu pracovníků z různých stavů na trhu práce mezi lety 1993-2000. Odhady pravděpodobností se vztahují vždy na jeden rok. Pravděpodobnost že se zaměstnaný stane nezaměstnaným po celé období kolísala kolem 2 %. Pravděpodobnost že se zaměstnaný stane ekonomicky neaktivním mírně klesala z téměř 5 % na 3,3 %. Pravděpodobnost že se nezaměstnaný stane ekonomicky neaktivní klesla z 13 % na 6 %. Pravděpodobnost že nezaměstnaný nalezne pracovní pozici prudce klesla z 55 % v roce 1993 na 34 % v roce 2000. Přičemž k největšímu poklesu, o bezmála 12 procentních bodů, došlo mezi lety 1996-1998.

Gottvaldovy (ibid.) odhady pravděpodobností mají velmi blízko k modelu NAIRU Roberta Halla, který jsem prezentoval v první kapitole. I při porušení předpokladu konstantního počtu ekonomicky aktivních osob lze v kontextu rovnice (8) tvrdit, že prudký pokles pravděpodobnosti nalezení práce způsobil růst přirozené míry nezaměstnanosti.

5.2. Působení hystereze na trhu práce

K empirickému testování hystereze v této práci používám testy jednotkového kořene a stacionarity. I při zahrnutí výše diskutované exogenní strukturální změny poukazují výsledky testů[55] na působení hysterezního mechanismu.

Testy nulové hypotézy jednoktového kořene indikují hysterezi jednoznačně. A to nejen v celorepublikových datech o zaměstnanosti a nezaměstnanosti,[56] ale i v rámci

[54] Viz první kapitola, strana 10 této práce.
[55] Za směrodatnou budu u provedených testů nadále považovat 5% hladinu významnosti. U KPSS testů pak *bandwidth (g)* roven třem až čtyřem (což vnímám jako kompromis mezi různými doporučeními v literatuře). V této části práce se nezabývám interpretací testů bez strukturální změny, které jsem v empirické části použil spíše jako úvod do analýzy. Pokud tedy v této podkapitole hovořím o testu jednotkového kořene či stacionarity, myslím tím testy se strukturální změnou.
[56] Viz tabulka číslo 11 na straně 33.

nezaměstnanosti v jednotlivých krajích.[57] Na hysterezi poukazuje také test stacionarity celorepublikové nezaměstnanosti. Avšak nulovou hypotézu stacionarity celorepublikové zaměstnanosti již zamítnout nelze.[58] Asi nejzajímavější výsledky poskytují testy stacionarity nezaměstnanosti v jednotlivých krajích,[59] zamítnout nulovou hypotézu stacionarity je možné už jen v polovině z nich.[60]

To, že testy jednotkového kořene v žádném z případů nezamítly nulovou hypotézu, značí, že parametry β v AR(1) modelech z rovnice (24) nabývají velmi vysokých hodnot, které v rámci svých intervalů spolehlivosti obsahují i hodnotu jedna.[61] Stock (1991, s. 13) však ukazuje, že tyto intervaly spolehlivosti bývají obvykle značně široké, což přímo souvisí s nízkou silou testů jednotkového kořene. Testy stacionarity přitom ukazují, že nezaměstnanost se v polovině z krajů vrací ke své dlouhodobé rovnovážné úrovni. Chování trhu práce v těchto krajích proto pravděpodobně ovlivňuje slabá hystereze ve smyslu smyslu Blancharda a Summerse (1986, s. 17), kteří ji definují jako *„velmi vysokou závislost současné nezaměstnanosti na minulé nezaměstnanosti.“* V těchto krajích se tedy nezaměstnanost, byť pravděpodobně s delším časovým odstupem, ke své dlouhodobé rovnovážné úrovni vrací. V ostatních krajích by pak i přechodné šoky měly mít permanentní dopady, hystereze se projevuje velmi silně.

Důležitou informaci přináší také test vzájemné nezávislosti reziduí z rovnic (60)-(73).[62] Tato testovaná rezidua jsou v podstatě odchylkami nezaměstnanosti v jednotlivých krajích od svých dlouhodobých rovnovážných hodnot. Až na pět vyjímek jsou rezidua pozitivně korelovaná, zpravidla středně intenzivně. To naznačuje, že nezaměstnanost v jednotlivých krajích reaguje na jednotlivé šoky v přibližně stejném čase a se stejným směrem odezvy.

---

[57] Viz tabulka číslo 17 na straně 37.
[58] Viz tabulky číslo 14 a 15 na straně 34.
[59] Viz tabulka číslo 18 na straně 38.
[60] Jedná se o hlavní město Prahu, kraj Středočeský, Karlovarský, Ústecký, Pardubický, Olomoucký a Moravskoslezský.
[61] Stock (1991, s. 6) ukazuje, že pro testy na ADF principu příslušné intervaly spolehlivosti zkonstruovat lze. Intervaly spolehlivosti oproti prostému testu hypotézy přinášejí větší množství informace – můžeme si udělat představu o tom, jakých hodnot daný parametr při dané spolehlivosti může nebývat. Avšak v případě potenciálně nestacionárních časových řad není jejích konstrukce tak přímočará, jako například u klasického t-testu. Proto se o jejich konstrukci v této práci nepokouším.
[62] Viz příloha číslo 8.

K ilustraci rozdílné délky odezvy nezaměstnanosti v krajích na exogenní šok o velikosti jedné směrodatné odchylky použiji po vzoru Røeda (1997, s. 391) grafy funkcí odezvy AR(p) modelu[63]

$$Y_t = \alpha + \theta DU_t + \beta_1 Y_{t-1} + \cdots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{74}$$

Kde Y_t zastupuje nezaměstnanost v daném kraji a DU_t dummy proměnnou strukturální změny z testů (ne)stacionarity. Délku zpoždění p volím podle Schwarzova informačního kritéria. Grafy uvádím v příloze číslo 9, pro čtyři vybrané kraje.

Královéhradecký kraj by podle provedených testů stacionarity i jednotkového kořene měl vykazovat nejrychlejší návrat k rovnováze. Podle bodového odhadu funkce odezvy vyprchá polovina šoku za čtyři čtvrtletí. K nule se bodový odhad poprvé dostává po šesti čtvrtletích, stabilizuje se zhruba po patnácti čtvrtletích. Interval spolehlivosti nulu obsahuje již po čtyřech čtvrtletích. Velmi podobné vlastnosti má funkce odezvy pro kraj Zlínský, dle testů taktéž hysterezí zasažený méně. Opačným extrémem by dle provedených testů měl být kraj Moravskoslezský, který je hysterezí zasažen nejsilněji. V tomto případě podle bodového odhadu funkce odezvy vyprchá polovina šoku až za dvanáct čtvrtletí. Bodový odhad asymptoticky konverguje k nule. Jeho intervalový protějšek sice nulu poprvé obsahuje již po osmi čtvrtletích, interval je však značně široký. Střední případ podle provedených testů zastupuje Pardubický kraj. Zde podle bodového odhadu funkce odezvy vyprchá polovina šoku za šest čtvrtletí, na nulu se poprvé dostává po osmi čtvrtletích, stabilizuje se přibližně po třiceti čtvrtletích. Interval spolehlivosti nulu obsahuje po šesti čtvrtletích.

V polovině krajů se nezaměstnanost s delším časovým odstupem sice vrací k dlouhodobé rovnováze, v druhé polovině ne. Což se musí projevit i na celorepublikové nezaměstnanosti, kde také nelze zamítnout nulovou hypotézu stacionarity. Je pak ale otázkou, proč nelze zamítnout nulovou hypotézu stacionarity pro míru zaměstnanosti, kde by se silná hystereze měla projevovat také.

Právě test stacionarity se strukturální změnou vrací jistou relevanci teorii přirozené míry nezaměstnanosti. Jak naznačuje analýza funkcí odezvy, počáteční reakce nezaměstnanosti na šok jsou ve všech krajích totožné – nezaměstnanost téměř ihned začíná klesat směrem k rovnováze. Avšak v krajích, kde byla zamítnuta nulová

[63] V tomto případě může být potenciálním problémem nestacionarita těch proměnných, které neprošly ani KPSS testy. Odhady parametrů totiž mohou být vychýlené směrem dolů a tím mohou zkracovat skutečnou délku odezvy. Tento problém se v rámci uvedených příkladů týká kraje Moravskoslezského a Pardubického.

hypotéza stacionarity, začne tato tendence před dosažením původní rovnováhy oslabovat. Jsem toho názoru, že s rozdílnými výsledky testu stacionarity a jednotkového kořene se strukturálními změnami pro celorepublikovou míru nezaměstnanosti a zaměstnanosti se dostávám k dalšímu důležitému tématu. Tím jsou otázky týkající se toho, do jaké míry hystereze odchyluje NAIRU od NAIRU, která by nastala při absenci hysterezních efektů.

Jak jsem již několikrát uvedl, míra zaměstnanosti je oproti míře nezaměstnanosti méně citlivá na změny na trhu práce. V důsledku této nižší citlivosti pravděpodobně nedokáže výrazněji zachytit působení hystereze na trhu práce. Výraznější změny v míře zaměstnanosti dokáže vyvolat strukturální změna na trhu práce, případně cyklické výkyvy. Působení hystereze je pak ve srovnání s cyklickými výkyvy pravděpodobně méně intenzivní. Což vede k nezamítnutí nulové hypotézy stacionarity se strukturání změnou pro míru zaměstnanosti.

Na zálkadě teoretických argumentů z první a druhé kapitoly této práce a empirických poznatků o trhu práce České republiky usuzuji následující. Přirozená míra nezaměstnanosti samotná je primárně stanovena na základě reálných ekonomických parametrů, jak blíže rozvádím v první kapitole. Změna těchto reálných parametrů dokáže způsobit permanentní změnu nezaměstnanosti, což se projeví strukturální změnou. Při vychýlení trhu práce od přirozené míry nezaměstnanosti začínají pracovat ekonomické mechanismy, popsány například Phillipsovou křivkou, které nezaměstnanost vracejí směrem zpět k rovnováze. Proti návratu k původní rovnováze však působí mechanismy hystereze. Mechanismy vracející trh práce k rovnováze pracují natolik silně, že se hystereze nedokáže plně projevit na naměřené míře zaměstnanosti. Avšak citlivější indikátor situace na trhu práce, nezaměstnanost, ukazuje, že hysterezní mechanismy zabraňují návratu přímo k původní rovnováze. Slovy Balla (1999, s. 189-190): *„v daném časovém okamžiku vždy existuje určitá hodnota NAIRU: snížení nezaměstnanosti pod její úroveň způsobí růst inflace. Ale s tím, jak agregátní poptávka tlačí nezaměstnanost pryč od NAIRU, způsobuje změnu samotné NAIRU v čase.“*

Ball (1990, s. 227-231) zároveň navrhuje zajímavou modifikaci modelu Phillipsovy křivky, který dle mého názoru poskytuje částečnou teoretickou podporu pro má předchozí tvrzení. V tomto modelu inflaci ovlivňuje pouze krátkodobá nezaměstnanost, čímž do Phillipsovy křivky zakomponovává mechanismy hystereze. Předpokládá, že dlouhodobě nezaměstnaní ztrácejí zájem na tom být zaměstnaní, dále nemají možnost rozvíjet svůj lidský kapitál a zaměstnavatelé k nim chovají nedůvěru.

Jelikož dlouhodobě nezaměstnaní nejsou konkurencí pro zaměstnané, nevyvíjejí ani tlak na pokles mezd. Za tohoto předpokladu Ball (ibid.) odvozuje Phillipsovu křivku, kde existuje jen jedna úroveň krátkodobé nezaměstnanosti, pro kterou je inflace stabilní. Avšak celková nezaměstnanost může nabývat libovolné výše.

Závěr

Jádro této práce tvoří testy (ne)stacionarity časových řad míry zaměstnanosti a nezaměstnanosti. Na jejich základě docházím k závěru, že hystereze na trhu práce České republiky působí. Oproti ostatním autorům, kteří tuto problematiku na datech z České republiky také zkoumali, se však má práce v několika rysech odlišuje. Především používám data za zdaleka nejdelší časové období a nevyhýbám se tak modelování případné strukturální změny. Ostatní autoři obvykle používají data od počátku 90. let do přelomu tisíciletí, alternativně pak od přelomu tisíciletí do současnosti. Dále zapojuji i časovou řadu míry zaměstnanosti, což prozatím dle Gustavssona a Österholma (2007, s. 160) není příliš obvyklé ani v rámci celosvětové empirické literatury. Tato práce je také teprve druhou, která se zabývá testováním hystereze v rámci jednotlivých krajů České republiky. Furuoka (2014, s. 66-69) však používá panelová data za podstatně kratší období, 2005-2013. Čímž si i vysvětluji dva Furuokovy (ibid.) výsledky, které jsou v rozporu s mými: zatímco Furuoka (ibid.) pro Moravskoslezský a Středočeský kraj zamítá nulovou hypotézu jednotkového kořene, já pro tyto kraje zamítám nulovou hypotézu stacionarity.

Hlavní cíl této práce – na základě testů (ne)stacionarity rozhodnout, zda se trh práce vyvíjí v souladu s hypotézou hystereze, nebo přirozené míry nezaměstnanosti – se dle mého názoru povedlo do značné míry naplnit. V rámci tohoto ekonometrického přístupu však pro další autory stále zůstává prostor pro provedení panelových testů druhé generace se strukturálními změnami v rámci jednotlivých krajů.

Ohledně působení hystereze zůstává několik důležitých otázek, jejichž zodpovězení může pomoci k jejímu lepšímu pochopení. Jak silně se hystereze projevuje – nakolik hystereze odchyluje NAIRU od NAIRU, která by nastala bez působení hystereze? Jakými kanály hystereze působí – skrze odborová vyjednávání, nebo například přes depreciaci lidského kapitálu? V čem se liší jednotlivé kraje České republiky, že se v některých z nich hystereze projevuje velmi silně, zatímco v jiných efekty přechodných šoků nakonec vymizí?

Pro teorii přirozené míry nezaměstnanosti je pak stálou výzvou přiblížení těch faktorů, které způsobují strukturální změny v NAIRU. Po celou dobu práce vycházím z toho, že okolo roku 1998 došlo na trhu práce České republiky ke strukturální změně. Ve sledovaném období však potenciálně mohla nastat další strukturální změna, kterou se mi v datech nepovedlo zachytit pomocí dummy proměnných a která tak mohla zkreslit výsledky testů směrem k hysterezi. Nebo naopak, pokud by byla strukturální

změna okolo roku 1998 ve skutečnosti projevem hystereze v reakci na recesi, výsledky testů by intenzitu působení hystereze podceňovaly. Jako alternativní vysvětlení nestacionární nezaměstnanosti pak může sloužit i mezičasová substituce práce v teorii reálného hospodářského cyklu.

Problematika hystereze má poměrně důležité implikace pro monetární i fiskální politiku. Především, při působení hystereze mohou cyklické poklesy či desinflační snahy centrální banky přinášet značné ekonomické ztráty s dlouhodobými následky. Hystereze je tak přímou výzvou pro klasickou dichotomii. Makroekonomická politika možná může zabránit permanentnímu růstu nezaměstnanosti skrze negativní hysterezi. Pokud však již k tomuto nárůstu jednou dojde, je docela možné, že k opětovnému poklesu nebude stačit expanze, nýbrž až strukturální změny či reformy. To, zda může expanzivní politika nezaměstnanost permanentně snížit skrze pozitivní hystertezi, závisí na konkrétním mechanismu, přes který hystereze působí (Røed, 1997, s. 412-413).

O'Shaughnessy (2011, s. 332) pak v kontextu možného působení hystereze navrhuje pečlivé načasování případné fiskální konsolidace. Kritizuje zejména postup ve většině zemí OECD, které podle něj až příliš brzy po událostech v letech 2008-2009 přešly ke snižování veřejných výdajů, když nezaměstnanost ještě zdaleka nebyla na předkrizové úrovni.

Seznam použité literatury

BALL, Laurence. Aggregate demand and long-run unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999, 189-251.

BALL, Laurence; MANKIW, N. Gregory. The NAIRU in Theory and Practice. *The Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16.4: 115-136.

BREITUNG, Joerg; M. Hashem PESARAN. *Unit roots and cointegration in panels*. Frankfurt am Main: Deutsche Bank, 2005. ISBN 38-655-8105-6.

BIANCHI, Marco; ZOEGA, Gylfi. Unemployment Persistence: Does the size of the shock matter? *Journal of Applied Econometrics*, 1998, 13.3: 283-304.

BLANCHARD, Olivier J.; KATZ, Lawrence F. What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment. *The Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11.1: 51-72.

BLANCHARD, Olivier J.; SUMMERS, Lawrence H. Hysteresis and the European unemployment problem. In: *NBER Macroeconomics Annual 1986, Volume 1*. Mit Press, 1986. p. 15-90.

BREUSCH, Trevor Stanley; PAGAN, Adrian Rodney. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 1980, 239-253.

CAMARERO, Mariam; CARRION-I-SILVESTRE, Josep Lluís; TAMARIT, Cecilio. Unemployment hysteresis in transition countries: Evidence using stationarity panel tests with breaks. *Review of Development Economics*, 2008, 12.3: 620-635.

CARRION-I-SILVESTRE, Josep Lluís; SANSÓ, Andreu. A guide to the computation of stationarity tests. *Empirical Economics*, 2006, 31.2: 433-448.

CLAAR, Victor V. *The natural rate of unemployment, its estimation, and evaluation of its estimators*. 2000. PhD Thesis. West Virginia University.

COTTRELL, Allin; LUCCHETTI, Ricardo Jack. Gretl user's guide: Gnu regression, econometrics, and time-series library. 2013.

DAVIDSON, Russell a MACKINNON, James G. *Estimation and inference in econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1993. 874 s. ISBN 0-19-506011-3.

ESPINOSA-VEGA, Marco A.; RUSSELL, Steven. History and theory of the NAIRU: a critical review. *Economic Review*, 1997, Q 2: 4-25.

EWING, Bradley T.; WUNNAVA, Phanindra V. Unit roots and structural breaks in North American unemployment rates. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2001, 12.3: 273-282.

FLEK, Vladislav; VEČERNÍK, Jiří. The Labor Market in the Czech Republic: Trends, Policies, and Attitudes. In: FLEK, Vladislav (ed.). *Anatomy of the Czech Labour Market: From Over-Employment to Under-Employment in Ten Years?* Czech National Bank, Economic Research Department, 2004.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 1968, 58.1: 1-17.

FURUOKA, Fumitaka. Does Hysteresis Exist in Unemployment? New Findings from Fourteen Regions of the Czech Republic. *Finance a úvěr: Czech Journal of Economics and Finance*, 2014, 64.1: 59-78.

GALBRAITH, James K. Time to Ditch the NAIRU. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11.1: 93-108.

GORDON, Robert J. The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy. *The Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11.1: 11-32.

GOTTVALD, Jaromír. Czech Labor Market Flows 1993-2003. In: FLEK, Vladislav (ed.). *Anatomy of the Czech Labour Market: From Over-Employment to Under-Employment in Ten Years?* Czech National Bank, Economic Research Department, 2004.

GOZGOR, Giray. Testing Unemployment Persistence in Central and Eastern European Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2013, 3.3: 694-700.

GUSTAVSSON, Magnus; ÖSTERHOLM, Pär. Does Unemployment Hysteresis Equal Employment Hysteresis? *Economic Record*, 2007, 83.261: 159-173.

GHYSELS, Eric; PERRON, Pierre. The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. Princeton, Department of Economics - Econometric Research Program, 1990.

HALL, Robert. A Theory of the Natural Unemployment Rate and the Duration of Employment. *NBER Working Paper*, 1978, w0251.

HADRI, Kaddour; RAO, Yao. Panel Stationarity Test with Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008, 70.2: 245-269.

HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýz*a. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3, 2007.

IM, Kyung-So; LEE, Junsoo; TIESLAU, Margie. Panel LM Unit-root Tests with Level Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2005, 67.3: 393-419.

JAEGER, Albert; PARKINSON, Martin. Some evidence on hysteresis in unemployment rates. *European Economic Review*, 1994, 38.2: 329-342.

JIN, Sainan; PHILLIPS, Peter CB. *The KPSS Test with Seasonal Dummies*. Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University, 2002.

JURAJDA, Štěpán. Czech relative wages and returns to schooling: Does the short supply of college education bite? In: FLEK, Vladislav (ed.). *Anatomy of the Czech Labour Market: From Over-Employment to Under-Employment in Ten Years?* Czech National Bank, Economic Research Department, 2004.

JURAJDA, Štěpán; MÜNICH, Daniel. *Understanding Czech Long-Term Unemployment*. William Davidson Institute at the University of Michigan, 2002.

KAPETANIOS, George; SHIN, Yongcheol; SNELL, Andy. Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 2003, 112.2: 359-379.

KWIATKOWSKI, Denis, et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 1992, 54.1: 159-178.

LEE, Jun-De; LEE, Chien-Chiang; CHANG, Chun-Ping. Hysteresis in unemployment revisited: evidence from panel LM unit root tests with heterogeneous structural breaks. *Bulletin of Economic Research*, 2009, 61.4: 325-334.

LEE, Junsoo; STRAZICICH, Mark. Testing the null of stationarity in the presence of a structural break. *Applied Economics Letters*, 2001, 8.6: 377-382.

LEE, Junsoo; STRAZICICH, Mark C. *Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break*. Department of Economics, Appalachian State University, 2004.

LEÓN-LEDESMA, Miguel A.; MCADAM, Peter. Unemployment, hysteresis and transition. *Scottish Journal of Political Economy*, 2004, 51.3: 377-401.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus (ed.). *Applied time series econometrics*. Cambridge University Press, 2004. ISBN 978-0-511-21739-5.

MANKIW, N. Gregory. *Macroeconomics*. 7th ed. New York: Worth Publishers, 2010, 598 s. ISBN 978-142-9238-120.

MAREŠ, Petr; SYROVÁTKA, Tomáš. Unemployment, Labour Marginalisation, and Deprivation. In: FLEK, Vladislav (ed.). *Anatomy of the Czech Labour Market: From Over-Employment to Under-Employment in Ten Years?* Czech National Bank, Economic Research Department, 2004.

NĚMEC, Daniel. *Hystereze nezaměstnanosti na trzích práce - příčiny, důsledky, souvislosti*. 2010. Disertační práce. Masarykova univerzita, Ekonomicko-správní fakulta.

NAVRÁTIL, David; HURNÍK, Jaromír. The Time Varying NAIRU in the Czech Republic. In: FLEK, Vladislav (ed.). *Anatomy of the Czech Labour Market: From Over-Employment to Under-Employment in Ten Years?* Czech National Bank, Economic Research Department, 2004.

NEWEY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 1994, 61.4: 631-653.

NG, Serena; PERRON, Pierre. Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 1995, 90.429: 268-281.

O'SHAUGHNESSY, Terry. Hysteresis in unemployment. *Oxford Review of Economic Policy*, 2011, 27.2: 312-337.

PAPELL, David H.; MURRAY, Christian J.; GHIBLAWI, Hala. The structure of unemployment. *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82.2: 309-315.

PERRON, Pierre. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 1989, 57.6: 1361-1401.

PERRON, Pierre; VOGELSANG, Timothy J. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, 10.3: 301-320.

RØED, Knut. Hysteresis in unemployment. *Journal of Economic Surveys*, 1997, 11.4: 389-418.

ROGERSON, Richard. Theory ahead of language in the economics of unemployment. *The Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11.1: 73-92.

SALOP, Steven C. A Model of the Natural Rate of Unemployment. *American Economic Review*, 1979, 69.1: 117-125.

SEPHTON, Peter S. Response surface estimates of the KPSS stationarity test. *Economics Letters*, 1995, 47.3: 255-261.

STIGLITZ, Joseph. Reflections on the natural rate hypothesis. *The Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11.1: 3-10.

STOCK, James H. Confidence Intervals for the Largest Autoresgressive Root in US Macroeconomic Time Series. *NBER Working Paper*, 1991, t0105.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 4th ed. Mason, OH: South Western, Cengage Learning, 2009. ISBN 03-246-6054-5.

YELLEN, Janet L. Efficiency Wage Models of Unemployment. *American Economic Review*, 1984, 74.2: 200-205.

YILANCI, Veli. Are unemployment rates nonstationary or nonlinear? Evidence from 19 OECD countries. *Economics Bulletin*, 2008, 3.47: 1-5.

Seznam internetových zdrojů

Český statistický úřad. *Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS – Metodika* [online, *.html], 2014a [cit. 2014-21-2]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zam_vsps>.

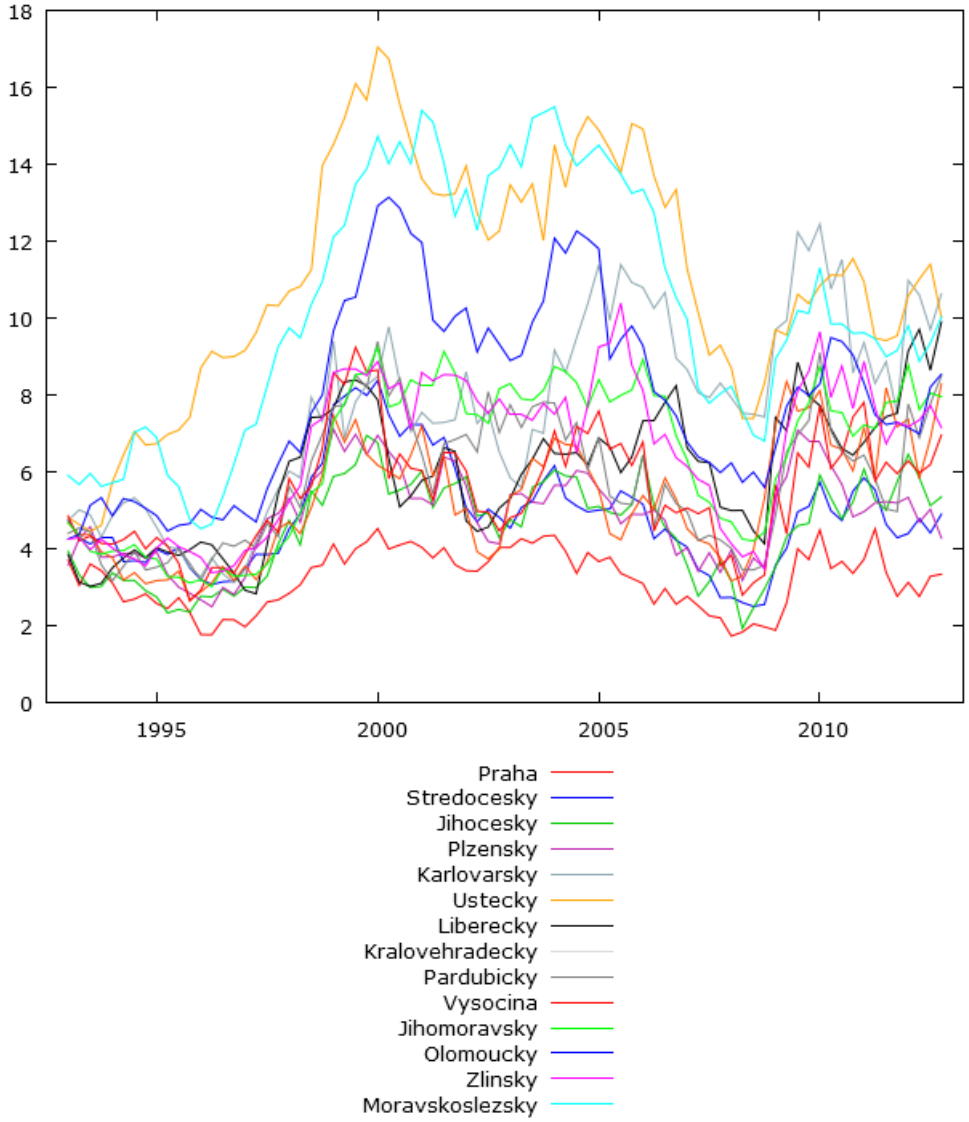
Zdroje dat

Český statistický úřad. 402Q Míra nezaměstnanosti dle oblastí a krajů. In *Trh práce v ČR 1993 2012* [online, *.xls], 2013 [cit. 2014-21-2]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/t/B2003A6677/$File/310313212.xls>.

Český statistický úřad. *Tabulka Časová řada základních ukazatelů VŠPS* [online, *.xls], 2014b [cit. 2014-21-2]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/csu/csu.nsf/i/tab_zam/$File/czam020314cr.xlsx>.

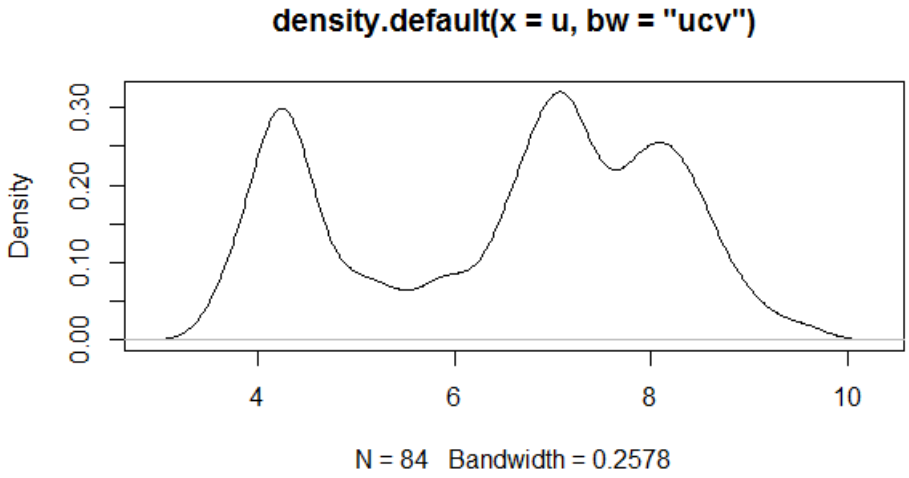
Přílohy

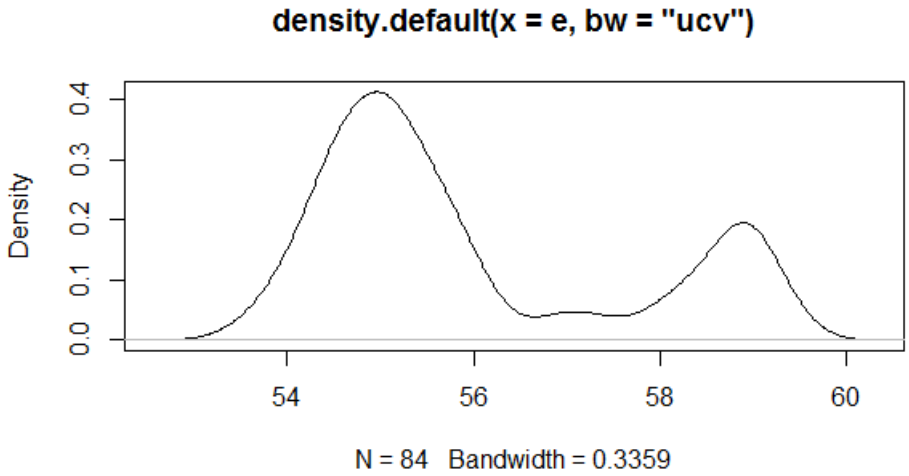
Příloha č. 1: *Panelová data - míra nezaměstnanosti v jednotlivých krajích. Zdroj: ČSÚ (2013).*



Příloha č. 2: *Jádrové odhady hustoty pravděpodobnosti. Zdroj: ČSÚ (2013), vlastní výpočty.*

Na prvním grafu je znázorněn jádrový odhad hustoty pro míru nezaměstnanosti, na druhém pak pro míru zaměstnanosti. Používám Gaussovu jádrovou funkci (*kernel*), šířku okna (*bandwidth*) určuji podle kritéria nevychýlené krosvalidace.





Příloha č. 3: *Diagnostické testy reziduí odhadnutých regresních funkcí. Zdroj: ČSÚ (2013), ČSÚ (2014b), vlastní výpočty.*

Nulovou hypotézu nepřítomnosti autokorelace do délky zvoleného zpoždění testuji za pomocí Breusch-Godfrey testu, používám F-statistiku. Nulovou hypotézu homoskedasticity testuji White testem.[64] Nulovou hypotézu normality pak testuji Jarque-Bera testem. Za signalizaci zásadního problému budu považovat zamítnutí nulové hypotézy nepřítomnosti autokorelace a homoskedasticity na 5% hladině významnosti. Pokud dojde na 5% hladině významnosti k zamítnutí normality, provedu t-test nulové střední hodnoty reziduí. Až ta je totiž součástí GM předpokladů, za problém budu považovat její zamítnutí na 5% hladině významnosti.

Tabulka pokračuje i na následující straně.

Testy reziduí

Test pro regresi	Breusch-Godfrey test				White´s test	Jarque-Bera	t-test $E(\varepsilon_t) = 0$
	3 lags	6 lags	9 lags	12 lags			
(27)	0,7	0,5	0,7	1	17,2	4,3	-
(28)	0,5	0,5	0,8	1,6	10,9	2,8	-
(35)	465,4***	236,6***	153,6***	111,3***	0,9	6,8**	-0,1
(36)	531,5***	275,9***	183,4***	131,9***	0,6	12,4***	0,1
(39)	105,0***	56,2***	37,0***	27,0***	6,7***	10,7***	-0,1
(40)	35,1***	19,2***	14,8***	10,7***	2,0	4,0	-
(41)	0,3	0,6	0,7	0,7	26,9	5,1*	-
(42)	0,3	0,9	1,0	1,4	19,8	1,5	-
(46)	0,5	0,9	1,2	1,4	25,5*	2,7	-
(47)	1,6	1,5	1,1	1,0	25,3	4,1	-
(48)	0,9	1,8	2,0	3,2***	14,8	1,9	-
(49)	4,1**	2,6**	2,0*	1,9*	15,3	2,2	-
(50)	1,8	4,3***	3,6***	3,3***	21,3	0,9	-
(51)	0,7	1,4	1,2	1,1	15,5	21,5***	-0,1
(52)	0,1	0,5	0,9	1,2	18,1	2,3	-
(53)	1,8	0,9	1,2	1,8*	10,9	2,6	-
(54)	1,1	0,8	1,0	0,9	12,8	9,1**	0,1
(55)	0,6	0,9	0,6	1,2	17,1	0,7	-
(56)	1,6	2,4**	2,1**	1,8*	21,0	1,7	-

Zdroj: ČSÚ (2013, 2014b), vlastní výpočty

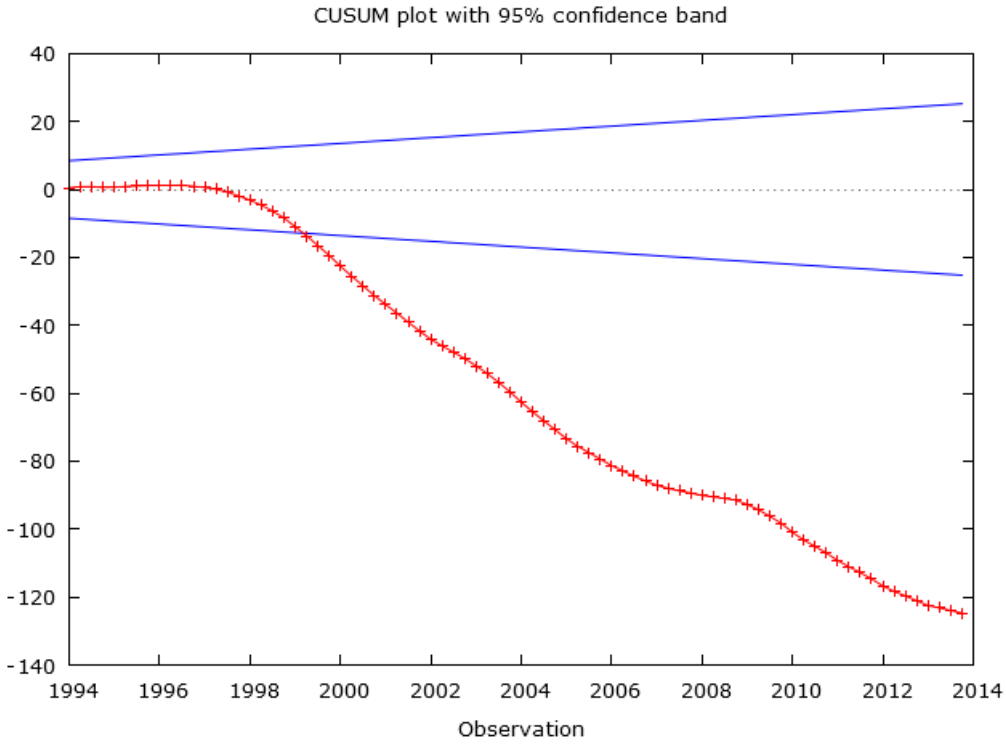
[64] A to variantou s pouze druhými mocninami v pomocné regresi. Při zahrnutí křížových násobků s růstem parametrů testované rovnice rychle rostl počet odhadovaných parametrů pomocné regrese. Dále se matice (X^TX) v pomocné regresi často blížila singulární matici.

Testy reziduí

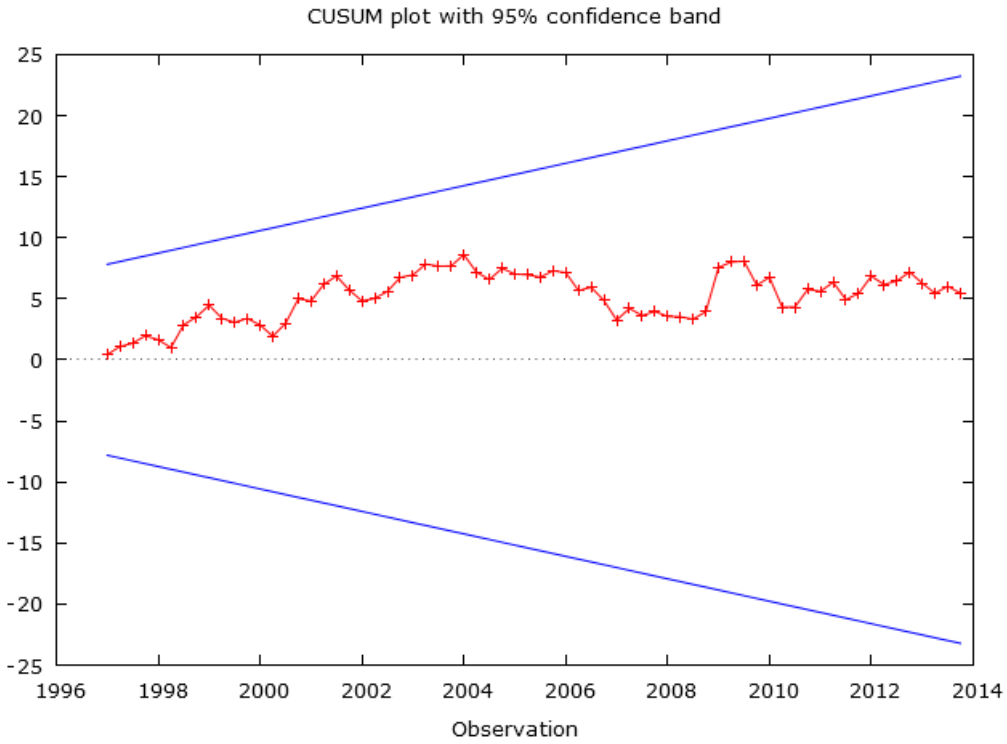
Test pro regresi	Breusch-Godfrey test				White´s test	Jarque-Bera	t-test $E(\varepsilon_t) = 0$
	3 lags	6 lags	9 lags	12 lags			
(57)	1,0	0,6	1,1	1,4	18,2	0,1	-
(58)	0,3	0,6	0,5	0,9	17,2	6,3**	0,1
(59)	0,4	0,9	1,4	1,1	3,1	0,6	-
(60)	48,3***	24,0***	16,3***	12,7***	5,8	4,6	-
(61)	162,1***	78,6***	52,7***	38,4***	8,2*	2,6	-
(62)	62,3***	31,2***	20,5***	16,2***	6,3	17,6***	0,1
(63)	61,8***	30,7***	23,0***	17,6***	5,3	0,6	-
(64)	38,4***	22,0***	14,2***	10,3***	8,1*	1,7	-
(65)	108,0***	52,6***	34,2***	26,0***	3,8	2,2	-
(66)	39,0***	20,5***	13,9***	10,0***	8,6*	1,3	-
(67)	44,9***	21,7***	14,1***	11,8***	9,1*	0,5	-
(68)	49,8***	25,9***	19,3***	14,1***	11,1**	1,8	-
(69)	53,2***	27,3***	18,9***	14,7***	5,4	2,0	-
(70)	54,0***	26,4***	18,5***	13,5***	4,8	27,6***	0,1
(71)	116,6***	60,5***	39,1***	28,6***	12,6**	1,2	-
(72)	65,5***	32,0***	21,0***	15,1***	5,3	29,4***	0,1
(73)	174,8***	83,9***	53,7***	38,8***	17,2***	3,7	-
(75)	0,9	0,7	1,0	1,9*	9,2	5,6*	-
(76)	0,9	1,0	1,0	1,2	12,0	2,8	-
(77)	0,6	1,1	1,3	1,1	3,3	0,4	-
(78)	1,0	1,0	0,7	0,6	9,0	8,1**	-0,1

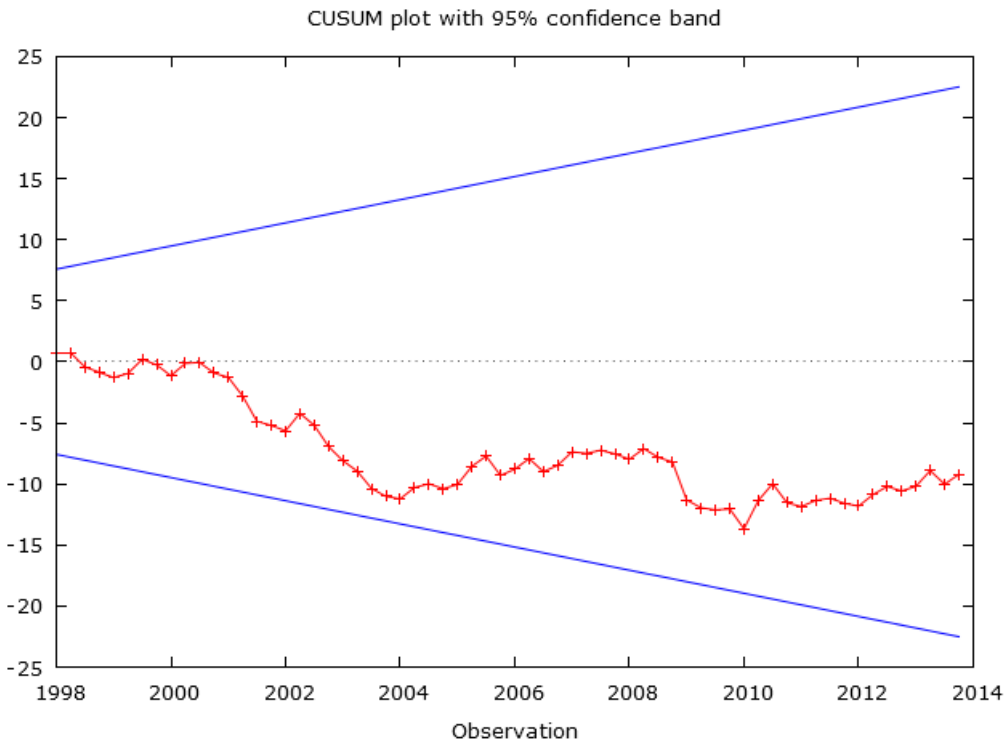
Zdroj: ČSÚ (2013, 2014b), vlastní výpočty

Příloha č. 4: *CUSUM test rovnice č. (36). Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty.*

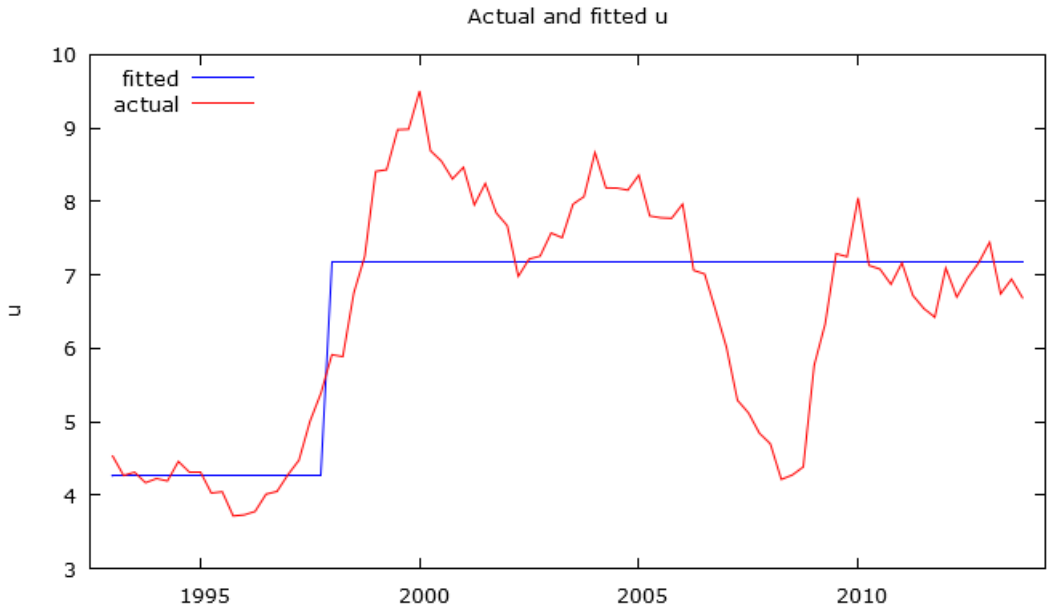


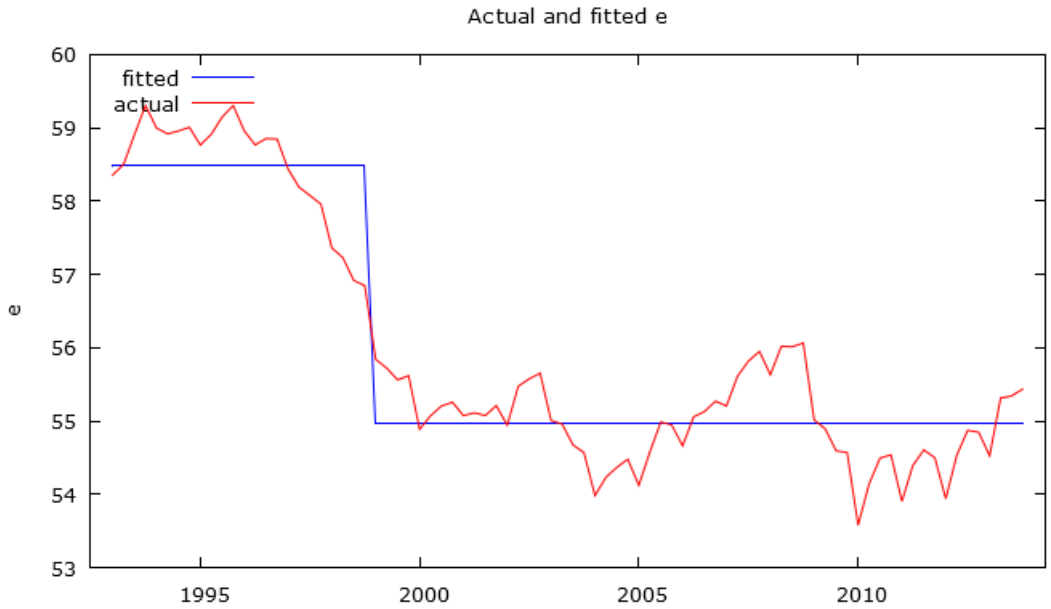
Příloha č. 5: *CUSUM test rovnic č. (27) a (28). Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty.*





Příloha č. 6: *Skutečné a vyrovnané hodnoty pro míru zaměstnanosti a nezaměstnanosti, rovnice číslo (39) a (40). Zdroj: ČSÚ (2014b), vlastní výpočty.*





Příloha č. 7: *R skript pro KPSS test se strukturální změnou.*

Poměrně náročným úkolem bylo provedení KPSS testu se strukturální změnou, respektive odhad robustního rozptylu z reziduí. Nepodařilo se mi nalézt program, který by některou z těchto operací umožňoval přímo. Test jsem nakonec provedl v R, kód uvádím níže. Jedná se o zjednodušení a malou modifikaci (přidání sezónních dummies a dummy proměnné pro strukturální změnu) funkce kpss.test z balíku tseries, která je určena pro klasický KPSS test.

```
# pred spustenim skriptu definovat x jako testovanou casovou radu,
# l jako bandwidth a upravit si lm model:
# zadat dummies, pripadne pouze regrese na konstantě 1,
# data=zdrojovy dataframe

# dale spustit balik tseries, dummies mit definovane v dataframe

# x=casovaRada
# l=cislo

  x <- as.vector(x, mode = "double")
  n <- length(x)

  e <- residuals(lm(x ~ 1+dq1+dq2+dq3+DU1997q4, data=data_r))

  s <- cumsum(e)
  eta <- sum(s^2)/(n^2)
  s2 <- sum(e^2)/n

  s2 <- .C("R_pp_sum", as.vector(e, mode = "double"), as.integer(n),
           as.integer(l), s2 = as.double(s2), PACKAGE = "tseries")$s2
  STAT <- eta/s2

  (l); (sum(cumsum(e)^2)); (s2); (STAT)
```

Příloha č. 8: *Breusch-Pagan test korelace náhodných složek v systému zdánlivě nezávislých rovnic (SUE).*

Panelové testy (ne)stacionarity, které jsem chtěl aplikovat v této práci, v podstatě vycházejí ze specifikace v podobě SUE systému. Aplikace MNČ zvlášť pro každou rovnici předpokládá diagonální kovarianční matici (s *i* řádky a *j* sloupci, *i* = *j*) náhodných složek systému (o *m* rovnicích). Pro test nulové hypotézy nezávislosti náhodných složek navrhli Breusch a Pagan (1980, s. 247) testovou statistiku ve tvaru[65]

$$LM_{BP} = T \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \sim \chi^2[\tfrac{1}{2}m(m-1)]$$

T zastupuje délku časových řad reziduí testovaných rovnic a r_{ij}^2 párové korelační koeficienty těchto reziduí. Výstupy testu prezentuji níže v tabulce. Nulovou hypotézu nezávislosti lze v obou případech zamítnout již na 1% hladině významnosti. V další tabulce pak uvádím korelační koeficienty reziduí z rovnic (60)-(73).

Breusch-Pagan test nezávislosti reziduí

Testovaný panelový test	T	LM_{BP}	Stupně volnosti
Test jednotkového kořene: rezidua z (46)-(59)	71	350,9***	91
Test stacionarity: rezidua z (60)-(73)	80	2196,6***	91

Zdroj: ČSÚ (2013), vlastní výpočty

Korelační koeficienty reziduí z rovnic (60)-(73)

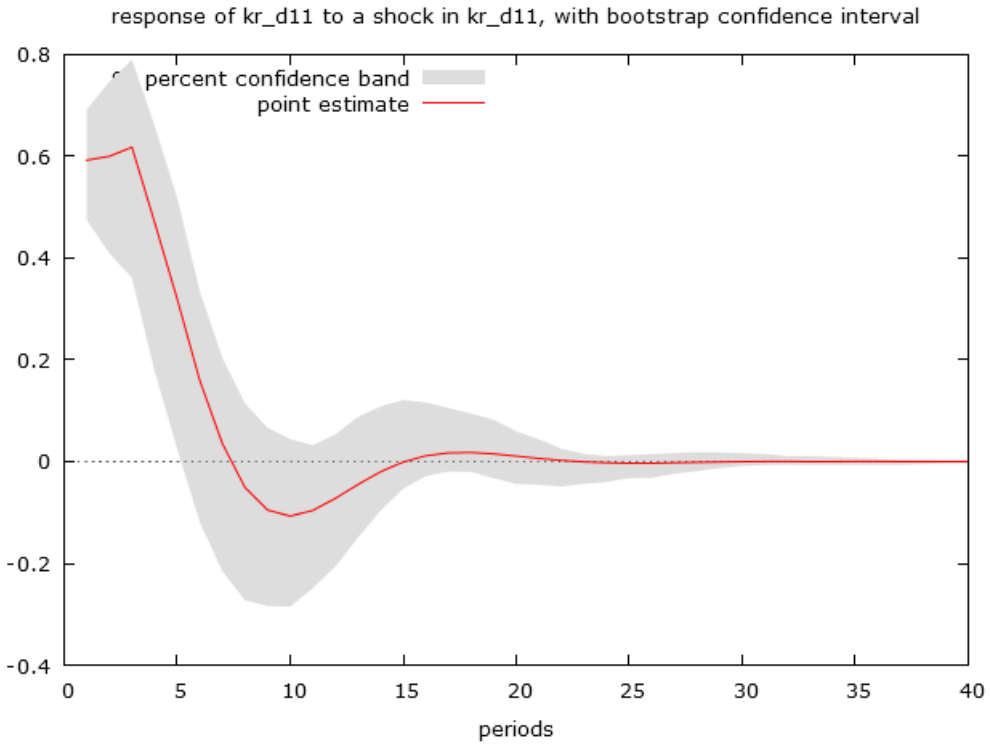
	uhat60	uhat61	uhat62	uhat63	uhat64	uhat65	uhat66	uhat67	uhat68	uhat69	uhat70	uhat71	uhat72	uhat73
uhat60	1	0,77	0,69	0,68	0,02	0,40	0,11	0,42	0,72	0,62	0,72	0,66	0,72	0,66
uhat61		1	0,77	0,73	**-0,07**	0,64	0,26	0,41	0,70	0,78	0,67	0,73	0,70	0,65
uhat62			1	0,66	0,12	0,57	0,44	0,50	0,74	0,76	0,82	0,62	0,69	0,61
uhat63				1	0,24	0,40	0,36	0,61	0,66	0,73	0,59	0,55	0,61	0,45
uhat64					1	**-0,10**	0,44	0,37	0,05	0,30	0,21	0,02	0,32	**-0,16**
uhat65						1	0,12	0,01	0,50	0,48	0,53	0,74	0,53	0,75
uhat66							1	0,56	0,35	0,51	0,36	**-0,05**	0,28	**-0,09**
uhat67								1	0,50	0,55	0,46	0,26	0,39	0,04
uhat68									1	0,65	0,65	0,62	0,61	0,56
uhat69										1	0,62	0,57	0,72	0,43
uhat70											1	0,66	0,78	0,66
uhat71												1	0,64	0,79
uhat72													1	0,57
uhat73														1

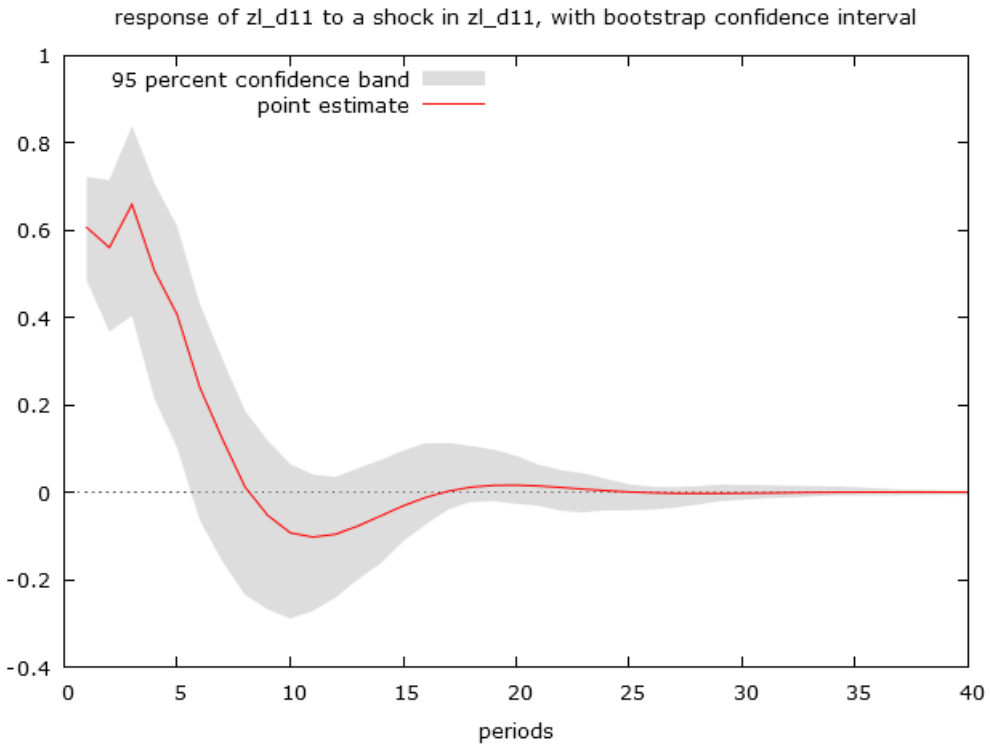
Zdroj: ČSÚ (2013), vlastní výpočty

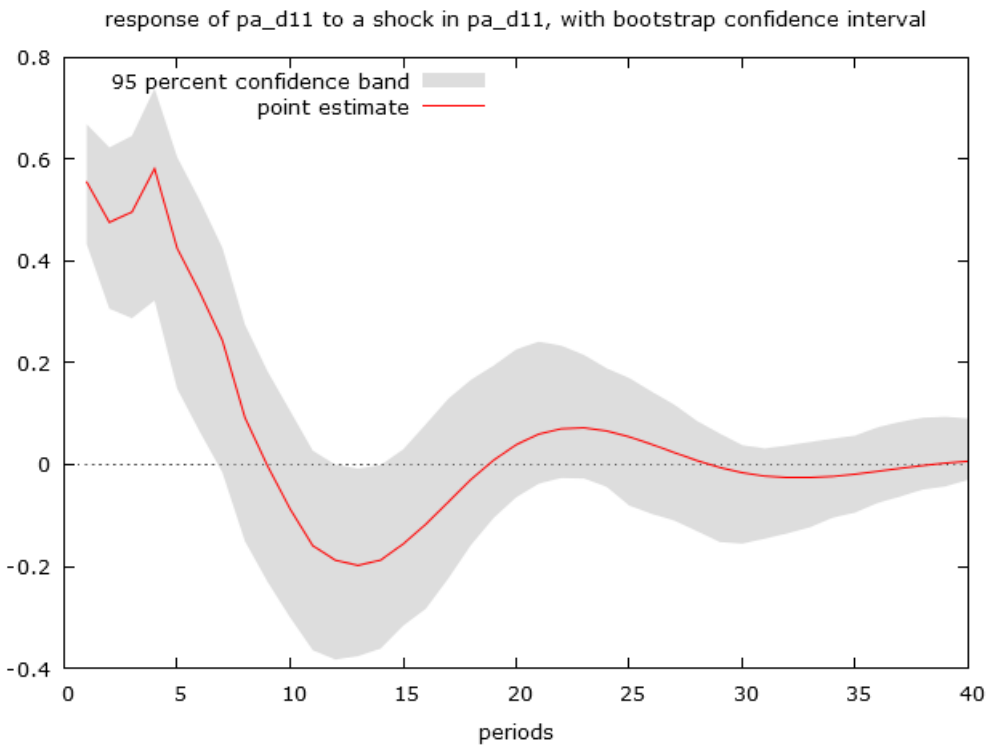
[65] V podstatě jde o součet čtverců všech párových korelačních koeficientů pod diagonálou korelační matice, vynásobený *T*.

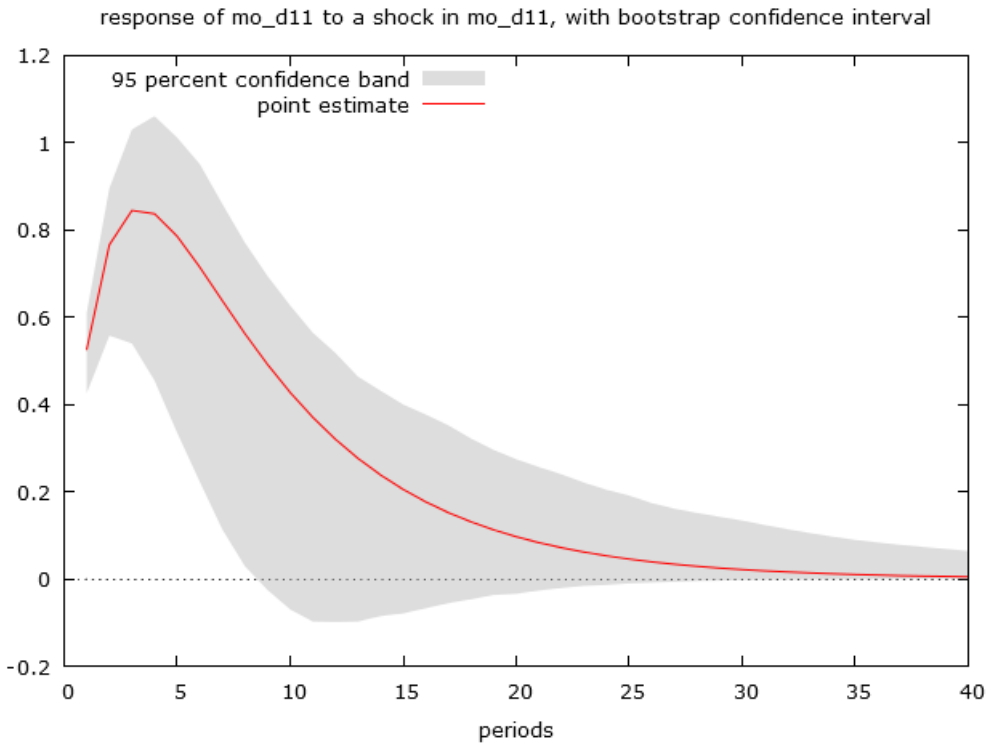
Příloha č. 9: *Funkce odezvy a intervaly spolehlivosti AR(p) modelů nezaměstnanosti ve vybraných krajích. Zdroj: ČSÚ (2013), vlastní výpočty.*

V prvním grafu znázorňuji funkci odezvy AR(3) modelu pro Královéhradecký kraj. Na následující straně je pak funkce odezvy AR(3) modelu pro kraj Zlínský a AR(4) modelu pro kraj Pardubický. Na poslední straně pak uvádím funkci odezvy AR(2) modelu pro Moravskoslezský kraj. Pro diagnostiku v příloze číslo 3 značím odhady čísly (75), (76), (77) a (78).




response of zl_d11 to a shock in zl_d11, with bootstrap confidence interval
95 percent confidence band
point estimate
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
-0.2
-0.4
0
5
10
15
20
25
30
35
40
periods


response of pa_d11 to a shock in pa_d11, with bootstrap confidence interval
95 percent confidence band
point estimate
0.8
0.6
0.4
0.2
0
-0.2
-0.4
0
5
10
15
20
25
30
35
40
periods


response of mo_d11 to a shock in mo_d11, with bootstrap confidence interval
95 percent confidence band
point estimate
1.2
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
-0.2
0
5
10
15
20
25
30
35
40
periods