

Odhady míry nezaměstnanosti neakcelerující inflaci v České republice a na Slovensku

Emilie JAŠOVÁ*

Estimation of Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment in the Czech Republic and Slovakia

Abstract

The intention of this analysis is mapping variability of the NAIRU because of different methods and application methods on data two different countries. We aim at detection and analysing instable condition with structural shifts, which lead to changes in development of the NAIRU in researched countries. On the end of the paper we use experience to prediction of development of the NAIRU in short future. In article are suggested some steps, which should increase applicability of the concept NAIRU for discussion macroeconomic policies.

For the estimation of the NAIRU development, the slope and the shift of the Phillips curve we applied the system of the methods which are commonly used at the international level. The figure of NAIRU can be investigated as a dependent variable during the research time period. Main factors causing the greatest changes of NAIRU or its fluctuations are apart from the inflation expectations themselves also: import prices, exchange rate, prices of oil and indirect taxes.

Keywords: NAIRU, Phillips curve, One-equation model, Break model, HP filter, Kalman filter

JEL Classification: E24, E32, E37

Úvod

Základem pro vysvětlení chování trhu práce a vztahu mezi nezaměstnaností a inflací je strukturální míra nezaměstnanosti (Richardson et al., 2000). Ekonomové se tuto nepozorovatelnou proměnnou představující “rovnovážné” nebo “očekávané” hodnoty zkoumaných veličin (Boone, 2000) často snaží odhadovat.

* Emilie JAŠOVÁ, Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, Na Poříčním právu 1, 128 01 Praha 2, Česká republika; e-mail: emilie.jasova@mpsv.cz

Odchylka nezaměstnanosti od přirozené míry je základním stavebním kamenem měnové politiky (Estrada, Hernando a López-Salido, 2000). Podle těchto autorů přirozená míra je taková míra nezaměstnanosti, při které se inflace nemění. Koncept se podle autorů označuje názvem Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (dále NAIRU).

Estrada, Hernando a López-Salido k odhadu NAIRU aplikovali v literatuře běžně používané metody. Autoři při své práci zjistili, že alternativní nástroje poskytují odlišné bodové odhady NAIRU a že tyto odhady se vyznačují vysokým stupněm nejistoty. Z tohoto důvodu autoři považují využitelnost konceptu NAIRU při diskuzích makroekonomické politiky za velice omezenou.

McAdam a McMorro (1999) vyjmenovávají základní zdroje nejistot při měření NAIRU, díky kterým NAIRU není chápáno jako robustní bodový odhad, ale jako oblast. Z teoretického pohledu je NAIRU dle autorů stále užitečným konceptem. Jeho empirická neadekvátnost však jej činí méně užitečným v makroekonomickém kontextu. Autoři nicméně nalézají závažné důvody pro využití NAIRU jako strukturálního ukazatele při srovnávání flexibility trhu práce mezi zeměmi. Také doporučují jeho využití při hodnocení nefunkčnosti příslušného pracovního trhu a pro nastavení strukturálních reforem v příslušných zemích.

Při analýze byla využita některá opatření, která by mohla zvýšit využitelnost konceptu NAIRU při diskuzích makroekonomických politik. Ve srovnání s jinými autory je tak například aplikován deflátor spotřeby domácností zachycující širší spektrum cenových impulzů v ekonomice než běžně používaný index spotřebitelských cen (index spotřebitelských cen je použit např. v práci Hurník a Navrátil, 2005). Vzhledem k tomu, že se jedná o odhad NAIRU v prostředí transformujících se ekonomik a v období počátku krizového vývoje, je aplikován Hodrickův-Prešcottův filtr (dále HP filtr) s vyhlazením 1 600 v případě čtvrtletních dat (na podmínky ČR toto vyhlazení použili také Hájek a Bezděk, 2000). Naproti tomu autoři Bezděk, Dybczak a Krejdl (2003) kvůli strukturálním zlomům ovlivňujícím předchozí i následující sledování k vyhlazení čtvrtletních dat použili hodnotu 480. Pro eliminaci problémů této techniky počátek časové řady míry nezaměstnanosti byl stanoven již na rok 1993. Skutečné hodnoty pak byly dále doplněny o vlastní predikci míry nezaměstnanosti do konce roku 2010 (Jašová, 2009).

K odhadu v čase proměnlivého NAIRU byl využit také Kalmanův filtr, na rozdíl od práce Hurníka a Navrátila (2005), kteří upozorňují na možnost zkreslení výsledků při aplikaci metodologie maximální věrohodnosti. V případě Kalmanova filtru bylo použito vyhlazení 0,6 a 1,0; což má sloužit k zajištění dostatečně hladkých přechodů mezi jednotlivými etapami vývoje NAIRU v tranzitivním prostředí a v krizovém období (v podmínkách ČR autoři Fukač, 2003; Beneš a N'Diaye, 2004, použili vyhlazení 0,2).

Námi publikovaný článek usiluje o zmapování variability ve vývoji NAIRU, a to jak z titulu využití odlišných metod pro odhad, tak z titulu aplikování metodologie na podmínky dvou zemí. K naplnění tohoto záměru jsou využity metody, které vedle konstantního (dlouhodobého) NAIRU pro celé sledované období odhadují také NAIRU měnící se v několika časových úsecích a NAIRU pohybující se v celém časovém období (na rozdíl od práce Fukače, 2003, kde byl použit pouze rozšířený Kalmanův filtr se zpětným vyhlazením, v práci Bezděka, Dybczaka a Krejdlá, 2003, byl použit jenom HP filtr a v práci Beneše a N'Diaye, 2004, byla použita upravená verze Kalmanova filtru).

Dále se také pokusíme ve sledovaném období detekovat a zanalyzovat nestabilní prostředí se strukturálními posuny, které vedou ke změnám ve vývoji NAIRU v obou zemích Visegrádské skupiny (dále V4). Zkušenosti s jejich vývojem v minulosti pak využijeme k nastínění vývoje NAIRU v blízké budoucnosti. V části 1 je prezentován přehled teoretických východisek. V části 2 jsou nastíněny modelové přístupy k měření NAIRU. V části 3 se budeme zabývat aplikací na podmínky České republiky a v části 4 na podmínky Slovenska. V části 5 následuje srovnání vývoje NAIRU ve vybraných zemích V4 a nakonec shrnutí závěrů z analýzy.

1. Teoretická východiska¹

V průběhu cca 250 let lze nalézt minimálně deset předchůdců Phillipse. Law (Law, in Humphrey, 1985) ve svých písemnostech věřil ve stimulující úlohu peněz pro reálnou aktivitu. Ze závěrů vyplývá, že pokles nezaměstnanosti je spojen s poklesem cen, a tedy že neexistuje Phillipsův vztah mezi inflací a nezaměstnaností. V případě Thorntona (1939, in Humphrey, 1985) jsou vyzdvihovány závěry o měnové expanzi stimulující zaměstnanost při růstu cen a závěry o bolestivém růstu nezaměstnanosti způsobeném měnovou a cenovou deflací.

Attwood (1831 – 1832, in Humphrey, 1985) věřil v existenci stálé dlouhodobé substituce mezi úrovní nezaměstnanosti a cen, která je v obojím případě vztažená k jejich hodnotám v základním období. Známé jsou závěry týkající se vysoké nezaměstnanosti pramenící z nízké inflace a nízké nezaměstnanosti pocházející z vysokých cen. Mill (1865, in Humphrey, 1985) je známý tvrzením o substituci, která má dočasný charakter, vzniká při neočekávaných cenových změnách a mizí s přizpůsobením vnímání reality.

První statistický důkaz vztahu mezi nezaměstnaností a inflací poskytl až Fischer (1973, in Humphrey, 1985). Fischer tvrdil, že kauzalita jde od inflace k nezaměstnanosti. V Tinbergenově pojetí (1959, in Humphrey, 1985) kauzalita

¹ Upravená verze in Jašová (2010).

jde od nezaměstnanosti k míře mzdové inflace. Z mzdově reakční funkce Kleina a Goldbergera (1955, in Humphrey, 1985) plyne, že peněžní mzdy se mění v závislosti na nadměrné poptávce po práci. Mezi Brownovy závěry (1955, in Humphrey, 1985) patří inverzní spojení mezi roční mírou inflace a mírou nezaměstnaností a nelineární vztah mezi nimi (mzdy se mění rychleji při nízkých mírách nezaměstnanosti než při vyšších). Sultan (1957, in Humphrey, 1985) se věnoval kreslení Phillipsovy křivky (dále PC) a jeho graf je možné považovat za první schématické znázornění cenově změnové PC ve formě stálého substitučního vztahu $p = f(U)$ mezi inflací a nezaměstnaností.

Phillips (1958) chtěl ve své práci statistickými výsledky podpořit hypotézu, podle které míra změny peněžních mezd může být vysvětlena úrovní nezaměstnanosti a mírou změny nezaměstnanosti. Čísla naznačují, že při agregované poptávce na hodnotě udržující stabilní úroveň produkčních cen by odpovídající úroveň nezaměstnanosti mohla být pod 2,5 %. V případě, že by poptávka byla na hodnotě udržující stabilní sazby mezd, odpovídající úroveň nezaměstnanosti se bude nacházet blízko 5,5 %.

Mezi pokračovatele Phillipse patří Samuelson a Solow (1960). Tito autoři převedli Phillipsův diagram na diagram s odlišnými úrovněmi nezaměstnanosti, které byly nutné pro každý stupeň změny cenové úrovně. Dle autorů je chybou se domnívat, že jimi chápaná substituce mezi dosažitelným cenovým chováním a chováním nezaměstnanosti bude udržovat stejný tvar i v delším období. Friedman (1968) uvádí, že existuje pouze dočasná substituce mezi inflací a nezaměstnaností.

Dynamické systémy podle Phelps (1967) ukazují, že se optimální časová cesta míry nezaměstnanosti musí blížit úrovni rovnováhy ustáleného stavu u^* . Substituční politiku mezi trvale vysokou nezaměstnaností a trvale vysokou inflací autor nepovažuje za nekonečnou, ale za dynamickou. Podle Modiglianiho a Papademos (1975) neinflační míra nezaměstnanosti (NIRU) je míra, při které lze očekávat pokles inflace. Podle Tobina (1997) NAIRU je výsledek makroekonomického vybilancování tlaků na inflační růst z trhů s nadměrnou poptávkou a tlaků na inflační pokles z trhů s nadměrnou nabídkou.

Akerlof, Dickens a Perry (1996) předkládají model kalibrovaný na změnách mezd a pracovních míst a na odhadech nejnížší udržitelné míry nezaměstnanosti. Úroveň nezaměstnanosti, při které nastává rovnováha nezaměstnanosti a měr reálných mezd v ekonomice, autoři nazývají jako LSRU (*Lowest Sustainable Rate of Unemployment*). Podle autorů se jedná o úroveň nezaměstnanosti, která by při nepřítomnosti mezd rigidních směrem dolů tvořila NAIRU. Ball a Moffitt (2001) ve své práci navrhli model s pomalým přizpůsobováním růstu mezd pohybům produktivity práce. Autoři vkládají do modelu PC novou proměnnou, kterou je *gap* mezi růstem produktivity práce a růstem průměrné minulé reálné mzdy.

2. Modelové přístupy k měření NAIRU²

Autoři Richardson, Boone, Giorno, Meacci, Rae a Turner (2000) poukazují na to, že nepozorovatelné NAIRU musí být před aplikací v politických analýzách kvantifikováno. Autoři všechny metody, které mohou být použity k odhadu NAIRU, řadí do tří skupin.

Strukturálními metodami je NAIRU odhadováno systémem rovnic popisujícím chování vyjednávání o mzdách a cenách (Richardson et al., 2000). Podle těchto autorů strukturální modely vysvětlují vliv makroekonomických šoků a politik na strukturální nezaměstnanost. Preciznost jimi odhadnutého NAIRU však není velká. Podle McAdama a McMorrova (1999) je systém pro odhad NAIRU založen na hodnotě nezaměstnanosti, která je konzistentní se stálými očekáváními (vztah PC rozšířený o očekávání). Podle autorů se vyjadřuje trojúhelníkovou metodou (tzv. *Gordon's "Triangle" model*), podle které míra inflace závisí na inflačním očekávání, poptávkových podmínkách, zastoupenými mezerou nezaměstnanosti, a nabídkových šocích.

Standardní model pro inflaci se podle Sekhona (1999) zapisuje jako

$$\pi_t - \pi_t^e = \beta(u_t - \bar{u}_t) + \partial X_t + v_t \quad (1)$$

kde

- π_t – odhad skutečné míry inflace,
- π_t^e – očekávaná míra inflace,
- u_t – míra nezaměstnanosti,
- \bar{u}_t – NAIRU,
- X_t – obsahuje další regresory ke kontrole nabídkových šoků (např. se jedná o měnový kurz, dovozní ceny a nebo také o cenu ropy),
- v_t – chybový člen.

Dále autor použil model náhodné procházky pro inflační očekávání. V případě, že $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ potom platí, že $\pi_t - \pi_t^e = \Delta\pi_t$. Tudiž

$$\Delta\pi_t = \beta(u_t - \bar{u}_t) + \partial X_t + v_t \quad (2)$$

Protože rovnice 2 zanedbává možnost sériové korelace chybového členu, dále se odhaduje následující autokorelační specifikace

$$\Delta\pi_t = \beta(L)(u_t - \bar{u}_t) + \delta(L)\Delta\pi_{t-1} + \gamma(L)X_t + e_t \quad (3)$$

kde

- L – operátor zpoždění,
- $\beta(L)$, $\delta(L)$ a $\gamma(L)$ – zpožděné polynomy
- e_t – sériově nekorelovaný chybový člen.

² Upravená verze in Jašová (2010).

V případě, že parametry jsou nelineární, rovnice (3) se podle Sekhona těžko odhaduje. Nicméně NAIRU se nemění v čase, a tak tato rovnice může být přepsaná do tvaru, který je snadno odhadnutelný metodou nejmenších čtverců (dále MNČ):

$$\Delta\pi_t = \mu + \beta(L)u_t + \delta(L)\Delta\pi_{t-1} + \gamma(L)X_t + e_t \quad (4)$$

Odhad NAIRU se potom získá takto:

$$NAIRU = \frac{-\hat{\mu}}{\hat{\beta}(1)} \quad (5)$$

kde $\beta(1) = \sum_{i=1}^p \beta_i$

Čistě statistické metody autoři (Richardson et al., 2000) definují jako metody dělící vlastní míru nezaměstnanosti na její trend (NAIRU) a cyklickou komponentu. Předpokládají, že mezi inflací a nezaměstnaností neexistuje dlouhodobá substituce (*trade off*) a že průměrná inflace fluktuuje okolo NAIRU. Základní nevýhodou je podle autorů to, že dekompozice závisí na libovolných, a někdy také nepravděpodobných předpokladech (např. se jedná o způsob modelování odhadu trendu). Fabiani a Mestre (2000) ve své práci uvádí, že identifikace dvou výše uvedených komponent (trend a cyklus) je založena na filtrovacích metodách, jako je HP filtr. Boone (2000) vychází z toho, že *jednoduchý HP filtr* odhaduje nepozorovatelné proměnné minimalizačním problémem

$$\text{Minimalizace} \quad \sum (y_t - y_t^*)^2 + \lambda_1 (\Delta\Delta y_t^*)^2 \quad (6)$$

kde

y – pozorovaná proměnná,

y^* – nepozorovaná proměnná,

λ_1 – daný parametr udávající hladkost nepozorované proměnné.

HP filtr podle autora odděluje dlouhodobé komponenty proměnné od krátkodobé cyklické fluktuační; y^* je trend proměnné y , $y - y^*$ představují cyklické fluktuační a $\Delta\Delta y^*$ je změna růstu trendu řady. Filtrovaná řada je klouzavý průměr pozorované řady; λ_1 podle autora řídí rovnováhu mezi hladkostí trendu a velikostí cyklických fluktuačních.

Autor dále upravuje minimalizační problém takto

$$\text{Minimalizace} \quad \sum \frac{1}{\sigma_0^2} (y_t - y_t^*)^2 + \frac{1}{\sigma_1^2} (\Delta\Delta y_t^*)^2 \quad (7)$$

kde

σ_0^2 – rozptyl cyklické komponenty,

$\{y - y^*\}, \sigma_1^2$ – rozptyl míry růstu trendové komponenty, $\lambda_1 = \frac{\sigma_0^2}{\sigma_1^2}$.

Autor tvrdí, že větší σ_0^2 než σ_1^2 způsobuje větší λ_1 a hladší filtrovanou řadu.

Přístup redukované formy autoři (Richardson et al., 2000) definují jako kompromis mezi strukturálními a čistě statistickými metodami. Tato metoda odhaduje NAIRU na základě behaviorálních rovnic vysvětlujících inflaci (PC rozšířená o očekávání) a určitých identifikačních omezení pro cestu odhadnutého NAIRU a *gap* nezaměstnanosti.

Výhodou těchto metod je podle autorů například to, že odhad NAIRU se provádí přímo ve spojitosti s inflací. K nedostatkům lze potom řadit to, že nejsou identifikovány základní strukturální vztahy. Podle autorů nicméně filtrovací metody uvnitř systému PC redukované formy (Kalman a HP multivariátní filtry) nabízí zlepšení odhadu NAIRU proti předešlým metodám.

Fabiani a Mestre (2000) základní model inflační rovnice v *Kalmanově filtru* rozšiřují o zákon proměnlivosti NAIRU. K udržení fluktuace NAIRU v blízkosti skutečné míry nezaměstnanosti je NAIRU definováno jako náhodná procházka.

Základní model časově proměnlivého NAIRU autoři doplňují redukovanou formou PC podle rovnice (8)

$$A(L)\Delta p_t = -\theta(L)(u_t - u^*_t) + \gamma'z_t + e_t \quad (8)$$

kde

- Δp – inflace,
- $u - u^*$ – *gap* nezaměstnanosti,
- z – jiné proměnné (faktory nabídkové strany).

Nebo mzdově cenovou PC podle rovnice (9):

$$A(L)\Delta w_t = B(L)\Delta p_t + C(L)\Delta q_t - \theta(L)(u_t - u^*_t) + \gamma'z_t + e_t \quad (9)$$

kde

- q – produktivita,
- z – jiné proměnné (faktory nabídkové strany).

Dále autoři dělí u^* a aplikují proces jednoduché a obecné náhodné procházky:

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \eta_t \quad (10)$$

Fabiani a Mestre (2000) v souvislosti s metodami redukované formy hovoří také o *Break modelu*, kde NAIRU v závislosti od počtu zlomů nabývá v průběhu času různě oddělené hodnoty $\{t_i\}$:

$$u_t^* = \bar{\lambda}' F_t$$

Nechť $F_t = (F_{1t}, \dots, F_{nt})$ je sada dummy proměnných, kde $F_{it} = 1$, když $t_{i-1} < t \leq t_i$ a $F_{it} = 0$.

Potom rovnice PC se přepíše jako:

$$A(L)\Delta p_t = \theta(L)u_t + \lambda' F_t + \gamma z_t + e_t \quad (11)$$

kde $\lambda = -\theta(1)\bar{\lambda}$.

Body zlomu můžou být dopředu stanoveny nebo odhadnuty (v případě většího počtu zlomů). Ve druhém případě je použit sekvenční algoritmus, ve kterém se první odhadnutý zlom považuje za fixní. Po něm následuje odhad dalšího zlomového bodu. NAIRU je potom propočteno jako

$$\hat{u}_t^* = -\frac{\hat{\lambda}F_t}{\hat{\theta}(1)}$$

3. Aplikace na podmínky České republiky

V podmínkách České republiky při měření inflace na úrovni celého národního hospodářství (dále NH) je upřednostňován deflátor spotřeby domácností podle národních účtů, neboť modely vykazovaly lepší statistiky než v případě použití indexu spotřebitelských cen (index spotřebitelských cen je použit např. v práci Hurník a Navrátil, 2005). Časová řada odráží adaptivní formování očekávání (meziroční změna v čase t – meziroční změna v čase $t - 1$). Míra nezaměstnanosti představuje míru registrované nezaměstnanosti v % podle metodiky Ministerstva práce a sociálních věcí ČR. Z dalších vysvětlujících proměnných byly statisticky významné meziroční změny následujících indikátorů: měnový kurz CZK/EUR a dovozní ceny. K otestování stacionarity všech časových řad byl použit Augmented Dickey-Fuller test. Časovou řadu míry nezaměstnanosti jsme sezónně očistili klouzavým multiplikativním průměrem.³

Analýza vztahu mezi mírou nezaměstnanosti a inflací byla započata *jednorovnicovým modelem* (v části 2. Modelové přístupy k měření NAIRU je označen jako *Gordon's "Triangle" model*). Tato metoda odhadla pro celé sledované období pouze jednu hodnotu NAIRU.

*Pro česká data křivka MNČ regrese potom je:*⁴

$$\Delta \pi_t = 10,529 - 1,085 u_{t-1} + 0,428 \Delta \pi_{t-1} + 0,205 x_t^{CZK/EUR} + 0,228 x_{t-3}^{CZK/EUR} + e_t$$

kde

π_t – meziroční změna deflátoru spotřeby domácností v % (se statisticky významným zpožděním 1 čtvrtletí),

u_t – míra nezaměstnanosti v % (statisticky významné zpoždění je 1 čtvrtletí),

X_t – meziroční změna měnového kurzu CZK/EUR v % (bez zpoždění a se zpožděním 3 čtvrtletí).

Odhadovaná hodnota NAIRU činila 9,7 % a byla propočtena z výše uvedené regrese podle vzorce (5) takto: 10,529/1,085. Dle grafu 1 se NAIRU po větší část sledovaného období nacházelo vysoko nad skutečnou mírou nezaměstnanosti. Směrnice přímky byla klasicky záporná (-1,1).

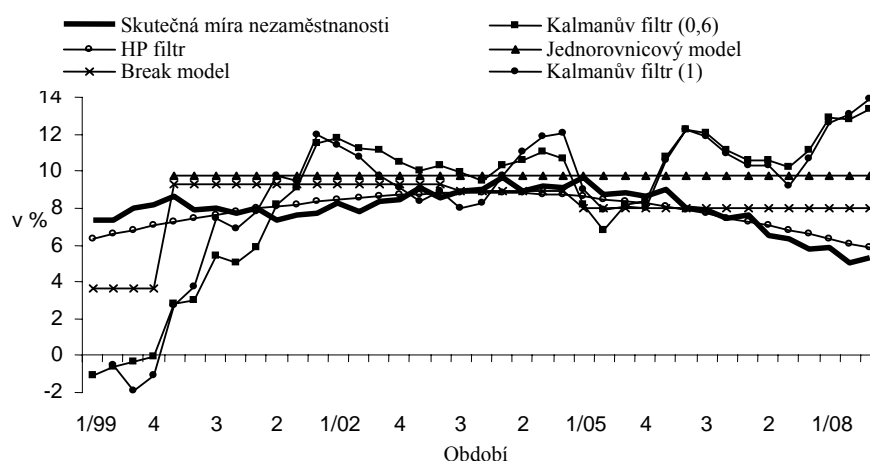
T a b u l k a 1

P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelu

Parametr	P-hodnota
Konstanta	0.00
u_{t-1}	0.00
π_{t-1}	0.00
$x_t^{CZK/EUR}$	0.00
$x_{t-3}^{CZK/EUR}$	0.01
R^2	0.73
Prob (F-stat)	0.00

Zdroj: Vlastní propočtení na podkladě údajů Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí ČR a České národní banky.

G r a f 1

NAIRU odhadnuté jednorovnicovým modelem, Break modelem, HP filtrem a Kalmanovým filtrem

Zdroj: Vlastní propočtení na podkladě údajů Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí ČR a České národní banky.

K potvrzení hypotézy o změnách v chování NAIRU v průběhu sledovaného časového období budeme využívat *Break model*. Metoda minimalizace sumy čtverců reziduí rozdělila historii vztahu mezi nezaměstnaností a deflátorem spotřeby domácností do čtyř časových období. První období začalo ve 2. čtvrtletí 1996

³ Sezónně očištěná řada (ozn. např. z_t) se propočítá jako: $z_t = y_t / s_t$, kde s_t je sezónní faktor pro i -tý kvartál, který se spočítá jako průměr z hodnot y_t / x_t odpovídajících pozorováním pro daný kvartál (a normovaným pomocí geometrického průměru) a kde x_t se spočítá jako $x_t = (0,5y_{t+2} + y_{t+1} + y_t + y_{t-1} + 0,5y_{t-2}) / 4$ a y_t je původní neočištěná řada (zdroj EViews, 1998).

⁴ Všechny parametry rovnic, P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelů v této části jsou uvedeny v Příloze 1.

a skončilo ve 4. čtvrtletí 1999. Druhé období potom pokrývalo interval od 1. čtvrtletí 2000 do 2. čtvrtletí 2003. Po této dekompozici časové řady byly odhadnuty přímky MNČ regrese pro obě období a propočteny hodnoty NAIRU.

Přímka regrese pro první období byla:

$$\Delta\pi_t = 3,222 - 0,896 u_{t-1} + 0,557 \Delta\pi_{t-1} + 0,297 x_t^{CZK/EUR} + e_t$$

kde

- π_t – meziroční změna deflátoru spotřeby domácností v % (zpoždění o 1 čtvrtletí),
- u_t – míra nezaměstnanosti v % (zpoždění 1 čtvrtletí),
- X_t – meziroční změna měnového kurzu CZK/EUR v % (bez zpoždění).

Odhadovaná hodnota NAIRU činila 3,6 % (3,222/0,896).

Přímka regrese pro druhé období byla:

$$\Delta\pi_t = 13,801 - 1,481 u_{t-1} + 0,251 \Delta\pi_{t-1} + 0,266 x_t^{CZK/EUR} + 0,300 x_{t-3}^{CZK/EUR} + e_t$$

kde

X_t – meziroční změna měnového kurzu CZK/EUR v % byla dále statisticky významná se zpožděním 3 čtvrtletí.

Odhadovaná hodnota NAIRU potom byla 9,3 % (13,801/1,481).

Dále byly odhadnuty přímky MNČ regrese a propočteny hodnoty NAIRU pro třetí a čtvrté období.

Přímka regrese pro třetí období (3. čtvrtletí 2003 – 4. čtvrtletí 2004) byla:

$$\Delta\pi_t = 43,763 - 4,899 u_{t-1} + 0,811 \Delta\pi_{t-1} + 0,368 x_t^{CZK/EUR} + 0,507 x_{t-3}^{CZK/EUR} + e_t$$

Odhadovaná hodnota NAIRU byla potom 8,9 % (43,763/4,899).

Přímka regrese pro čtvrté období (1. čtvrtletí 2005 – 3. čtvrtletí 2008) byla:

$$\Delta\pi_t = 17,054 - 2,119 u_{t-1} + 0,619 x_{t-1}^{DOVOZC} + e_t$$

kde

X_t – meziroční změna dovozních cen v % se statisticky významným zpožděním 1 čtvrtletí.

Odhadovaná hodnota NAIRU je 8,0 % (17,054/2,119).

Break model celkem tedy pro sledovaný časový interval odhadl čtyři hodnoty NAIRU (3,6 %, 9,3 %, 8,9 % a 8,0 %). Prudký růst hodnoty NAIRU z 3,6 % na 9,3 % v časovém úseku mezi 4. čtvrtletím 1999 a 1. čtvrtletím 2000 byl způsoben faktory, jako je cena ropy Brent, dovozní ceny a regulované ceny, které významnou měrou změnily charakter závislosti mezi mírou nezaměstnanosti a inflace. Prakticky se v tomto období střetl pokračující růst míry nezaměstnanosti s náhlou akcelerací deflátoru spotřeby domácností z 2,9 % ve 4. čtvrtletí 1999 na

3,5 % v 1. čtvrtletí 2000 (v případě indexu spotřebitelských cen to bylo dokonce z 1,9 % na 3,6 %).

T a b u l k a 2

P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelů

Parametr	P-hodnota			
	1. období	2. období	3. období	4. období
Konstanta	0.10	0.07	0.03	0.00
u_{t-1}	0.06	0.10	0.03	0.00
π_{t-1}	0.01	0.10	0.05	
$x_t^{CZK/EUR}$	0.02	0.01	0.06	
$x_{t-3}^{CZK/EUR}$		0.00	0.02	
x_{t-1}^{DovozC}				0.05
R ²	0.81	0.85	0.99	0.75
Prob (F-stat)	0.00	0.00	0.02	0.00

Zdroj: Vlastní propočty na podkladě údajů Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí ČR a České národní banky.

Jak vyplývá z grafu 1 odhadnutá NAIRU již citlivěji kopírovala vývoj skutečné míry nezaměstnanosti. Směrnice přímek ve všech časových obdobích byly záporné. Největší substituovatelnost inflace nezaměstnaností byla prokázána ve třetím období, tj. v časovém intervalu od 3. čtvrtletí 2003 do 4. čtvrtletí 2004, kdy směrnice přímků činila $-4,9$.

K odhadu časově proměnlivého NAIRU budeme nejdříve aplikovat filtrovací techniku *HP filtr*, který podle Booneho (2000) odděluje dlouhodobé komponenty proměnné od krátkodobých cyklických fluktuací. K zajištění rovnováhy mezi hladkostí trendu a velikostí cyklických fluktuací použijeme, stejně jako autor, parametr λ . Konkrétně jeho velikost jsme stanovili na úrovni 1 600, která je využívána pro čtvrtletní data (v podmínkách ČR tuto hodnotu použili také např. Hájek a Bezděk, 2000; Bezděk, Dybczak a Krejdl, 2003, použili vyhlazení ve výši 480). Problémy na počátku časové řady byly eliminovány použitím časové řady míry nezaměstnanosti již od 1. čtvrtletí 1993. Skutečné hodnoty pak byly také prodlouženy o vlastní predikci míry nezaměstnanosti do konce roku 2010 (Jašová, 2009).

Tato metoda odhadovala hodnoty NAIRU pohybující se v intervalu od cca 2,0 do 8,8 %. Skutečná míra nezaměstnanosti se od 2. čtvrtletí 1995 do 3. čtvrtletí 1998, od 2. čtvrtletí 2001 do 2. čtvrtletí 2003 a v období od 4. čtvrtletí 2006 do 3. čtvrtletí 2008 nacházela pod NAIRU, tj. v cca polovině sledovaného období (graf 1).

Další metodou pro extrakci v čase proměnlivého NAIRU je *Kalmanův filtr* (důvodem k výběru bylo také upozornění Hurníka a Navrátila (2005) na možnost zkreslení výsledků při aplikaci metodologie maximální věrohodnosti). Zvolíme τ jako libovolnou hodnotu reflektující v čase proměnlivé NAIRU. Přístup v této

analýze vychází z prezentace řady alternativních NAIRU lišících se hodnotou τ , která udává stupeň vyhlazení odhadovaného NAIRU. Alternativní NAIRU vznikla s využitím $\tau = 0,6$ a $1,0$. V literatuře je preferován výběr hodnoty $0,2$ (např. v podmínkách ČR jej použili autoři Fukač, 2003; Beneš a N'Diaye, 2004), která dovoluje malá kolísání v odhadech NAIRU, a tím se vyvaruje velkým skokům vyhlazeného odhadu NAIRU. Tato analýza naopak ve snaze popsat i nestabilní období aktivně využívá i vyšší hodnoty τ , čímž zajistí proložení více nestálé nezaměstnanosti v tranzitivním prostředí.

V případě Kalmanova filtru s vyhlazením $0,6$ byla jako závislá proměnná použita meziroční změna deflátoru spotřeby domácnosti v %, statisticky významnými fixními regresory byly zpožděné hodnoty míry nezaměstnanosti v %, meziroční změny deflátoru spotřeby domácnosti v %, meziroční změny měnového kurzu CZK/EUR v % a meziroční změna dovozních cen bez časového posunu.

Rovnice ve formě popisující stacionární stav měla následující tvar:

$$\Delta \pi_t = SV1 - 0,713u_{t-2} + 0,306 \Delta \pi_{t-2} + 0,317 x_{t-2}^{CZK/EUR} + 0,292 x_t^{Dovozc} + e_t$$

Při aplikaci Kalmanova filtru s vyhlazením $1,0$ byla opět jako závislá proměnná použita meziroční změna deflátoru spotřeby domácnosti, statisticky významnými fixními regresory byly zpožděné hodnoty míry nezaměstnanosti v % a meziroční změny měnového kurzu CZK/EUR v % (např. vliv hedgingových operací) a meziroční změny dovozní ceny v % bez časového posunu.

Rovnice ve formě popisující stacionární stav měla následující tvar:

$$\Delta \pi_t = SV1 - 0,750 u_{t-1} + 0,325 x_{t-2}^{CZK/EUR} + 0,183 x_t^{Dovozc} + e_t$$

Odhadované hodnoty NAIRU pro obě vyhlazení byly propočteny z hodnot konstanty (SV1) a koeficientů míry nezaměstnanosti (dle vzorce 5).

T a b u l k a 3

P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelů

Parametr	P-hodnota	
	vyhlazení 0,6	vyhlazení 1,0
SV1	0.00	0.00
u_{t-1}		0.03
u_{t-2}	0.00	
π_{t-2}	0.00	
$x_{t-2}^{CZK/EUR}$	0.00	0.00
x_t^{DovozC}	0.00	0.05
R ²	0.90	0.92

Zdroj: Vlastní propočty na podkladě údajů Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí ČR a České národní banky.

Hodnoty NAIRU při vyhlazení 0,6 se nacházely v intervalu od $-1,1$ do $+13,4$ % a pro vyhlazení 1,0 v intervalu od $-1,9$ do $+13,9$ %. Průběh obou dvou řad NAIRU je podobný (graf 1). NAIRU získané touto metodou (jak s vyhlazením 0,6, tak s vyhlazením 1,0) nejdříve procházelo zápornými hodnotami (období od 1. čtvrtletí 1999 do 4. čtvrtletí 1999). Toto období koresponduje s urychlením restrukturalizace domácí ekonomiky, což vyústilo v postupný posun NAIRU k vyšším hodnotám. Nestabilita charakteru závislosti mezi nezaměstnaností a inflací byla dále umocněna výkyvy ve vývoji cen ropy (v 1. čtvrtletí meziroční pokles o 21,1 % byl ve 4. čtvrtletí vystřídán meziročním růstem o 130,1 %), ve vývoji měnového kurzu CZK/EUR (apreciace kurzu v 1. čtvrtletí byla vystřídána depreciační kurzu CZK/EUR), ve vývoji dovozních cen (zatímco v 1. čtvrtletí byl ještě zaznamenán jejich meziroční pokles o 6,8 %, ve 4. čtvrtletí se jednalo o jejich meziroční růst o 11,1 %) a ve vývoji regulovaných cen (na počátku meziročně vzrostly o 11,9 % a na konci roku 1999 jejich meziroční růst byl pouze 4,2 %).

Nejvyšší hodnota NAIRU byla odhadnuta pro 3. čtvrtletí 2008 (u vyhlazení 0,6 činila 13,4 % a pro τ 1,0 byla 13,9 %). Analýzou některých ukazatelů reálné ekonomiky bylo zjištěno, že v tomto období byl pokračující pokles míry nezaměstnanosti (z 5,9 % v 1. čtvrtletí 2008 na 5,3 % ve 3. čtvrtletí 2008) doprovázen poklesem růstu deflátoru spotřeby domácností (z 6,9 % na 2,7 %), resp. indexu spotřebitelských cen (ze 7,4 % na 6,7 %). Změna charakteru závislosti mezi mírou nezaměstnanosti a inflací byla způsobena především vlivem vývoje cen ropy Brent (snížení meziročního růstu ve sledovaném období o 12,3 p. b.), vývojem dovozních cen (prohloubení meziročního poklesu o 1,1 p. b.) a vývojem měnového kurzu CZK/EUR (zesílení apreciačních tlaků).

V prostředí anticipovaných očekávání může být tato změna charakteru závislosti mezi mírou nezaměstnanosti a inflací, jevící se jako významný růst gapu nezaměstnanosti (za období 1. až 3. čtvrtletí 2008 činil průměrný převis NAIRU nad skutečnou mírou nezaměstnanosti 7,6 p. b., resp. 7,8 p. b.), obdobou vývoje z roku 1999 (zde převýšila skutečná míra nezaměstnanosti NAIRU v průměru o 8,2 p. b., resp. 9,0 p. b.) a signalizovat přítomnost nestabilního prostředí a případných strukturálních posunů v ekonomice ústících ve zvýšení hodnoty NAIRU v blízké budoucnosti. Zatímco zvýšení hodnoty NAIRU v roce 1999 korespondovalo s urychlením restrukturalizace domácí ekonomiky, dosavadní vývoj roku 2008 může mít souvislost s příchodem globální finanční a ekonomické krize na trh práce a do reálné ekonomiky jako celek.

Pro srovnání uvádíme odhady NAIRU autorů Hurníka a Navrátila (2005). Tito autoři získávají NAIRU pro období 1994 – 2004 (náš interval začíná 1. čtvrtletím 1996 a končí 3. čtvrtletím 2008). K popisu trhu práce používají

míru nezaměstnanosti dle ILO (u nás se jedná o registrovanou míru nezaměstnanosti) a cenový vývoj je popisován jádrovou inflací (v našem případě deflátořem spotřeby domácností). Kromě dozadu hledícího inflačního očekávání zahrnují také dopředu hledící expektace o inflaci (naše analýza využívá pouze dozadu hledící očekávání). Dle odhadů autorů NAIRU bylo nejdříve stabilní (období 1995 – 1996). V dalším období akcelerovalo až na 7,5 % v roce 2003 (v naší analýze to bylo podle jednorovnicového modelu až na hodnotu 9,7 %, podle Break modelu na hodnotu 9,3 %, podle HP filtru na hodnotu 8,8 % a podle Kalmanova filtru při vyhlazení 0,6 na hodnotu 9,9 % a při vyhlazení 1,0 až na 8,4 %). Poté autoři tvrdí, že jeho vývoj byl poměrně stabilní, což odpovídá odhadům našich modelů pro rok 2004.

Hájek a Bezděk (2000) odhadují přirozenou míru nezaměstnanosti v období 1991 až 2001 pomocí tří metod. V první variantě použili vyhlazení časové řady průměrné roční míry nezaměstnanosti HP filtrem. Tato metoda odhadla NAIRU ve výši 7,1 % pro rok 1999, pro rok 2000 ve výši 8,0 % a pro rok 2001 ve výši 8,8 %. I když naše hodnoty jsou nižší (6,7 %, 7,5 % a 8,1 %), vykazují obdobně rostoucí trend. Dle druhé metody autoři určili přirozenou míru nezaměstnanosti jako průměrnou roční míru nezaměstnanosti v období od 1991 do 2001 ve výši 3,3 % (námi odhadnuté NAIRU pro období 1. čtvrtletí 1996 až 4. čtvrtletí 2001 se podle použité metody pohybovalo v intervalu od 4,1 % do 6,0 %). V poslední variantě autoři odhadli vztah mezi tempem růstu reálných jednotkových mzdových nákladů v NH a průměrnou roční mírou nezaměstnanosti. Průměrná hodnota NAIRU v období 1993 – 1999 byla 7,7 % (v našem případě se NAIRU v období 1996 – 1999 pohybovalo v intervalu od 3,6 % – podle Break modelu po 5,1 % – podle HP filtru).

4. Aplikace na podmínky Slovenska

Metodologie, která byla v předchozí části aplikovaná na makrodata České republiky, je v této části použita také k odhadu NAIRU v podmínkách Slovenska.

Také pro tuto zemi byl využit deflátoř spotřeby domácností ve formě odrážející adaptivní formování očekávání. Statisticky významnými vysvětlujícími proměnnými byly míra nezaměstnanosti dle definice Mezinárodní organizace práce (International Labour Organization – ILO) v % a meziroční změny těchto indikátorů v %: měnový kurz SKK/EUR, dovozní ceny a cena ropy Brent (v případě ČR nebyla statistická významnost prokázána, a proto cena ropy nebyla zařazena do modelů). Časové řady míry nezaměstnanosti byly vkládány do modelu až po sezónním očištění klouzavým multiplikatívním průměrem.

Prvním náhledem na zkoumanou substituci bude i v případě Slovenska *jednorovnicový model*.

Pro slovenská data křivka MNČ regrese potom je:⁵

$$\Delta \pi_t = 4,984 - 0,296u_t + 0,608 \Delta \pi_{t-1} + 0,163 x_{t-1}^{SKK/EUR} + e_t$$

kde

π_t – meziroční změna deflátoru spotřeby domácností (statisticky významné zpoždění je 1 čtvrtletí),

u_t – míra nezaměstnanosti v % (bez zpoždění),

X_t – meziroční změna měnového kurzu SKK/EUR (zpoždění 1 období).

T a b u l k a 4

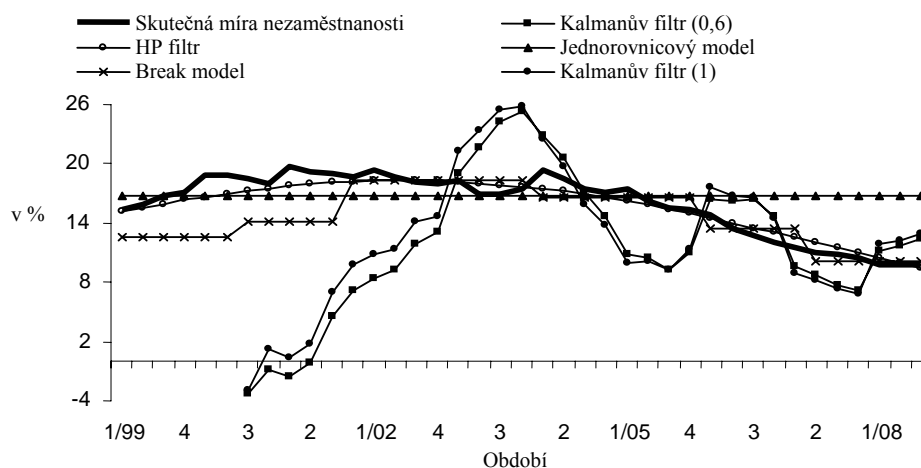
P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelu

Parametr	P-hodnota
Konstanta	0.06
u_t	0.07
π_{t-1}	0.00
$x_{t-1}^{SKK/EUR}$	0.03
R^2	0.56
Prob (F-stat)	0.00

Zdroj: Vlastní propočten na podkladě údajů OECD.

G r a f 2

NAIRU odhadnuté jednorovnicovým modelem, Break modelem, HP a Kalmanovým filtrem



Zdroj: Vlastní propočten na podkladě údajů OECD.

Odhadovaná hodnota NAIRU činila 16,8 % (graf 2) a byla propočtena takto: $4,984/0,296$. V případě Slovenska se NAIRU podstatně liší od vývoje skutečné míry nezaměstnanosti až ke konci sledovaného období (od 2. čtvrtletí 2006 do 3. čtvrtletí 2008). Směrnice přímky je klasicky záporná $(-0,3)$.

Break model minimalizací sumy čtverců reziduí odhadl tři zlomové body ve vývoji NAIRU (graf 2). Vývoj substituce mezi nezaměstnaností a deflátorem byl rozdělen do šesti časových období. První období pokrývalo 3. čtvrtletí 1998 až 2. čtvrtletí 2000. Druhé období trvalo od 3. čtvrtletí 2000 do 3. čtvrtletí 2001 a třetí od 4. čtvrtletí 2001 do 4. čtvrtletí 2003.

Přímka MNČ regrese pro první období byla potom:

$$\Delta \pi_t = 12,294 - 0,972u_{t-1} + 0,619 x_{t-2}^{SKK/EUR} + 0,031 x_t^{ROPA} + e_t$$

kde

π_t – meziroční změna deflátoru spotřeby domácností v %,

u_t – míra nezaměstnanosti v % (zpoždění 1 čtvrtletí),

X_t – meziroční změna měnového kurzu SKK/EUR (zpoždění 2 čtvrtletí) a meziroční změna ceny ropy v % (bez zpoždění).

Odhadovaná hodnota NAIRU je 12,6 % (12,294/0,972).

Přímka MNČ regrese pro druhé období je:

$$\Delta \pi_t = 16,551 - 1,178u_t + 0,643 x_{t-2}^{SKK/EUR} + 0,222 x_{t-5}^{DOVOZC} + e_t$$

kde

u_t je míra nezaměstnanosti v % (bez zpoždění),

X_t je meziroční změna dovozních cen v % (se zpožděním 5 čtvrtletí).

Odhadovaná hodnota NAIRU je 14,1 % (16,551/1,178).

Přímka MNČ regrese pro třetí období je:

$$\Delta \pi_t = 34,880 - 1,898 u_{t-1} + 0,049 x_{t-2}^{ROPA} + e_t$$

kde

u_t – míra nezaměstnanosti v % (zpoždění 1 čtvrtletí),

X_t – meziroční změna ceny ropy v % (se zpožděním 2 čtvrtletí).

Odhadovaná hodnota NAIRU je 18,4 % (34,880/1,898).

Dále odhadneme přímky MNČ regrese a propočteme hodnoty NAIRU pro čtvrté, páté a šesté období.

Přímka MNČ regrese pro čtvrté období (1. čtvrtletí 2004 – 4. čtvrtletí 2005) je:

$$\Delta \pi_t = 19,969 - 1,200u_{t-3} + 0,708 \Delta \pi_{t-1} + e_t$$

kde

π_t – meziroční změna deflátoru spotřeby domácností v % (se zpožděním 1 období),

u_t – míra nezaměstnanosti v % (zpoždění 3 čtvrtletí).

Odhadovaná hodnota NAIRU je 16,6 % (19,969/1,200).

⁵ Všechny parametry rovnic, P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelů v této části jsou uvedeny v Příloze 2.

Přímka MNČ regrese pro páté období (1. čtvrtletí 2006 – 1. čtvrtletí 2007) je:

$$\Delta \pi_t = -21,258 + 1,570u_{t-2} + e_t$$

kde

u_t – míra nezaměstnanosti v % (zpoždění 2 čtvrtletí).

Odhadovaná hodnota NAIRU je 13,5 % (21,258/1,570).

Přímka MNČ regrese pro šesté období (2. čtvrtletí 2007 – 3. čtvrtletí 2008) je:

$$\Delta \pi_t = 42,477 - 4,220u_t + 0,298x_{t-3}^{DOVOZC} + e_t$$

kde

u_t – míra nezaměstnanosti v % (bez zpoždění),

X_t – meziroční změna dovozních cen v % (se zpožděním 3 čtvrtletí).

Odhadovaná hodnota NAIRU je 10,1 % (42,477/4,220).

Dle této metody se ekonomika v posledním období (1. čtvrtletí 2008 až 3. čtvrtletí 2008) nacházela v období konjunktury. Směrnice přímek, kromě pátého období, jsou typicky záporné. Hodnota směrnice přímky ve výši $-4,2$ potvrdila vysokou substituovatelnost inflace nezaměstnaností v závěrečném šestém období.

T a b u l k a 5

P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelů

Parametr	P-hodnota					
	1. období	2. období	3. období	4. období	5. období	6. období
Konstanta	0.10	0.10	0.05	0.10	0.06	0.01
u_t		0.10				0.01
u_{t-1}	0.10		0.05			
u_{t-2}					0.05	
u_{t-3}				0.10		
π_{t-1}				0.01		
$x_{t-2}^{SKK/EUR}$	0.09	0.04				
x_t^{ROPA}	0.07					
x_{t-2}^{ROPA}			0.09			
x_{t-3}^{DovozC}						0.10
x_{t-5}^{DovozC}		0.05				
R ²	0.88	0.90	0.82	0.84	0.76	0.90
Prob (F-stat)	0.03	0.05	0.01	0.01	0.05	0.00

Zdroj: Vlastní propočty na podkladě údajů OECD.

Podle *HP filtru* se NAIRU pohybuje v intervalu od 9,4 % do 18,3 % (graf 2). Od 2. čtvrtletí 2006 lze pozorovat pokles skutečné míry nezaměstnanosti pod NAIRU, což indikuje období konjunktury, podobně jako v České republice. Na rozdíl od ostatních metod toto období končí již ve 2. čtvrtletí 2008 a konjunktura je mělká. Vrcholem této fáze se stalo 4. čtvrtletí 2006.

V případě *Kalmanova filtru s vyhlazením 0,6* byla jako závislá proměnná použita meziroční změna deflátoru spotřeby domácností v %. Fixními regresory se staly zpožděné hodnoty míry nezaměstnanosti v %, meziroční změna deflátoru spotřeby

domácností a meziroční změna ceny ropy v % (v případě ČR tato vysvětlující proměnná nebyla statisticky významná a proto nebyla zařazena do modelu).

Rovnice ve formě popisující stacionární stav měla následující tvar:

$$\Delta \pi_t = SV1 - 0,307u_{t-4} + 0,483 \Delta \pi_{t-1} + 0,026 x_{t-6}^{ROPA} + e_t$$

Při aplikaci *Kalmanova filtru s vyhlazením 1,0* byla opět jako závislá proměnná použita meziroční změna deflátoru spotřeby domácností, statisticky významnými fixními regresory se staly zpožděné hodnoty míry nezaměstnanosti, meziroční změny deflátoru spotřeby domácností a meziroční změny ceny ropy v %.

Rovnice ve formě popisující stacionární stav měla tento následující tvar:

$$\Delta \pi_t = SV1 - 0,377u_{t-4} + 0,418 \Delta \pi_{t-1} + 0,029 x_{t-6}^{ROPA} + e_t$$

T a b u l k a 6

P-hodnoty a vybrané charakteristiky modelů

Parametr	P-hodnota	
	vyhlazení 0.6	vyhlazení 1.0
SV1	0.01	0.00
u_{t-4}	0.00	0.00
π_{t-1}	0.00	0.00
x_{t-6}^{ROPA}	0.01	0.00
R ²	0.80	0.89

Zdroj: Vlastní propočty na podkladě údajů OECD.

Hodnoty NAIRU se podle metody Kalmanova filtru s vyhlazením 0,6 pohybují v intervalu od -3,3 do +25,3 % a s vyhlazením 1,0 se nachází v intervalu od -2,9 % do +25,8 %. Pro obě vyhlazení (0,6 a 1,0) je kvalitativní průběh NAIRU velice podobný (graf 2). Záporné hodnoty NAIRU na počátku sledovaného období naznačují, že také v případě Slovenska Kalmanův filtr odhalil nestabilní období se strukturálními posuny na trhu práce. Jednalo se o druhou polovinu roku 2000 a první polovinu roku 2001 (v ČR se jednalo o období 1. čtvrtletí 1999 až 4. čtvrtletí 1999). Restrukturalizace ekonomiky a nestabilita charakteru závislosti vedly k následnému výraznému zvýšení hodnoty NAIRU. Konkrétně došlo k výkyvům ve vývoji cen ropy (ve 3. a 4. čtvrtletí 2000 byl zaznamenán jejich meziroční růst o 30,1 % a v 1. a 2. čtvrtletí 2001 meziroční pokles o 2,5 %), ve vývoji měnového kurzu SKK/EUR (apreciace kurzu ve 3. a 4. čtvrtletí 2000 byla vystřídána depreciačí v 1. a 2. čtvrtletí 2001) a ve vývoji dovozních cen (zatímco ve 3. a 4. čtvrtletí 2000 byl zaznamenán jejich meziroční růst o 14,1 %, v 1. a 2. čtvrtletí 2001 meziroční růst činil 6,0 %).

V období od 2. čtvrtletí do 4. čtvrtletí 2003 lze ve vývoji NAIRU dle Kalmanova filtru pozorovat opačnou tendenci. NAIRU (s vyhlazením 1,0) dosahuje hodnot nad 20 % s maximem ve výši 25,8 % ve 4. čtvrtletí 2003. I zde z analýzy

ukazatelů (ceny ropy, měnový kurz SKK/EUR a dovozní ceny) mimo substituci míry nezaměstnanosti a inflace plyne nestabilita ekonomického prostředí, která vedla ke zvýšení mezery nezaměstnanosti (nejvyšší převis NAIRU nad skutečnou mírou nezaměstnanosti byl zasazen do období 4. čtvrtletí 2003 a činil 7,9 p. b. pro vyhlazení 0,6 a 8,4 p. b. pro vyhlazení 1,0).

Od 4. čtvrtletí 2006 obě křivky kopírují skutečnou míru nezaměstnanosti a mezeru nezaměstnanosti se pohybuje do tří procentních bodů. Inflační a postupně i deflační dopady nejsou velké. Na konci sledovaného období (od 1. čtvrtletí 2008) se obnovují inflační tlaky, což naznačily již všechny předešlé metody. Vrcholem této fáze konjunktury bylo 3. čtvrtletí 2008. Z analýzy ukazatelů reálné ekonomiky není zřejmá změna v charakteru závislosti substituce míry nezaměstnanosti a inflace, která by signalizovala přítomnost nestabilního prostředí a případné strukturální posuny vedoucí ke zvýšení hodnot NAIRU v příštím období. Tento závěr je také v souladu s velikostí gapu nezaměstnanosti, který činil v období 1. až 3. čtvrtletí 2008 2,1 p. b. (vyhlazení 0,6), resp. 2,6 p. b. (vyhlazení 1,0), což jsou hodnoty srovnatelné s hodnotami v převažující části sledovaného období. Na druhé straně signálem změn na trhu práce může být vysledovaná akcelerace mezičtvrtletních přírůstků gapů nezaměstnanosti a již dříve zmíněný odhad přechodu do fáze recese již od 3. čtvrtletí 2008 metodou HP filtru.

5. Porovnání vývoje NAIRU ve vybraných zemích Visegrádské skupiny a závěry z analýzy

Jednorovnicový model poskytl pro celé sledované období dlouhodobé NAIRU rovné 9,7 % (ČR) a 16,8 % (SR). V České republice po celé období NAIRU převyšovalo skutečnou míru nezaměstnanosti, přičemž ke konci sledovaného období (2. čtvrtletí 2006 až 3. čtvrtletí 2008) tento převis zásadní. V případě Slovenska fáze konjunktury byla zaznamenána pouze na počátku a na konci sledovaného období (2. čtvrtletí 2005 až 3. čtvrtletí 2008).

Break model rozdělil historii vztahu mezi deflátorem spotřeby domácností a nezaměstnaností na čtyři časová období v případě České republiky a šest období v případě Slovenska. V podmínkách ČR a SR NAIRU odhadnuté touto metodou již odráží vývoj skutečné míry nezaměstnanosti celkem dobře. Poslední fázi v těchto zemích bylo období konjunktury, které v České republice začalo ve 2. čtvrtletí 2006 a na Slovensku v 1. čtvrtletí 2008.

Podle *HP filtru* poslední fáze konjunktury začala nejdříve na Slovensku (2. čtvrtletí 2006). V České republice počátek této fáze byl umístěn do 2. čtvrtletí 2007. Období konjunktury bylo v případě ČR ukončeno ve 3. čtvrtletí 2008.

Na Slovensku se již ve 3. čtvrtletí 2008 objevují první známky mělké recese. Vrchol poslední konjunktury byl nejdříve zaznamenán na Slovensku (4. čtvrtletí 2006). V České republice se jednalo až o 3. čtvrtletí 2008.

Kalmanův filtr odhadl, že do poslední fáze konjunktury nejdříve vstoupila ČR (1. čtvrtletí 2006). Slovensko následovalo v 1. čtvrtletí 2008. V obou zemích tato fáze trvala až do 3. čtvrtletí 2008. Vrchol poslední konjunktury byl shodně zasazen do 3. čtvrtletí 2008. V případě ČR Kalmanův filtr upozornil na přítomnost změny v charakteru závislosti mezi nezaměstnaností a inflací ve sledovaném období roku 2008, která by mohla signalizovat přítomnost nestabilního prostředí a případné strukturální posuny na trhu práce s vyústěním v růst hodnoty NAIRU v blízké budoucnosti. Odhady NAIRU v podmínkách Slovenska prozatím žádné konkrétní indicie o nestabilním prostředí nepotvrdily. Jistým signálem změn na trhu práce však může být zvyšování mezičtvrtletních přírůstků gapů nezaměstnanosti a dříve zmíněný odhad fáze recese již od 3. čtvrtletí 2008 metodou HP filtru.

Shrnutí závěrů z analýzy

Námi publikovaný článek detekoval:

1. Podstatné odchylky v odhadnutých hodnotách NAIRU, které lze dle této práce pozorovat:

- *V rámci každé z tranzitivních ekonomik, kde může plynout mj. z odlišných technických parametrů jednotlivých metod.*

V České republice jednorovnicový model odhadl dlouhodobé NAIRU ve výši 9,7 %. Break model detekoval čtyři období s NAIRU pohybujícím se v intervalu od 3,6 % do 9,3 %. Variabilní NAIRU podle HP filtru bylo v intervalu 2,0 % až 8,8 % a podle Kalmanova filtru v intervalu od -1,9 % do +13,9 %. *Na Slovensku* dlouhodobé NAIRU podle jednorovnicového modelu potom bylo 16,8 %. Break model odhadl šest časových období v intervalu od 10,1 – 18,4 %. V čase proměnlivé NAIRU z HP filtru bylo v intervalu 9,4 – 18,3 % a z Kalmanova filtru v intervalu od -3,3 % do +25,8 %.

- *Mezi zeměmi skupiny V4, kde může být způsobena specifikami institucionálního rámce a problémy souvisejícími s odhadem NAIRU v malých otevřených ekonomikách.*

Z porovnání hodnot NAIRU odhadnutých jednotlivými metodami je patrný především rozdíl v jeho velikosti. Zatímco v *České republice* se odhadnuté hodnoty NAIRU pohybovaly v intervalu od -1,9 % do +13,9 %, na *Slovensku* to byl interval podstatně širší (-3,3 % až +25,8 %). Z analýzy je patrné, že rozdíl v hodnotách NAIRU se vyskytuje především na počátku sledovaného období. K jejich výraznému sblížení potom došlo od roku 2004 s tím, že nejmenší

rozdíl byl zaznamenán na konci roku 2007. Další rozdíl spočívá v opačném trendu ve vývoji NAIRU v obou zemích. V České republice NAIRU prakticky vykazuje rostoucí trend a na Slovensku je trend mírně klesající.

2. Nestabilní prostředí a strukturální posuny na trhu práce a v ekonomice a závěry z jejich analýzy využít k nástínu vývoje NAIRU v nejbližším období, a to:

• *Pro Českou republiku*

V České republice byly odhadnuty dvě období s nestabilním prostředím a se strukturálními posuny vedoucími ke zvýšení NAIRU v budoucím období.

První období (1. čtvrtletí 1999 až 4. čtvrtletí 1999) se vyznačovalo zápornými hodnotami NAIRU. Toto období koresponduje s urychlením restrukturalizace domácí ekonomiky a s nestabilitou charakteru závislosti mezi nezaměstnaností a inflací (vliv výkyvů ve vývoji cen ropy, měnového kurzu CZK/EUR, dovozních cen a regulovaných cen).

Druhé období pokrývalo časový interval od 1. čtvrtletí do 3. čtvrtletí 2008. Změna charakteru závislosti mezi mírou nezaměstnaností a inflací byla způsobena vývojem cen ropy Brent, dovozních cen a měnového kurzu CZK/EUR. V prostředí anticipovaných očekávání změny charakteru závislosti uvnitř substituce mohou být obdobou vývoje z roku 1999 a signalizovat přítomnost nestabilního prostředí a případných strukturálních posunů vedoucích k růstu NAIRU v nejbližším období.

• *Pro Slovensko*

V případě Slovenska se jednalo o tři období s nestabilním prostředím, která vyústila ve změnu ve vývoji NAIRU. Záporné hodnoty NAIRU naznačovaly nestabilní období se strukturálními posuny na trhu práce v období od druhé poloviny roku 2000 do první poloviny roku 2001 (*první období*). Restrukturalizace ekonomiky a nestabilita charakteru závislosti (vlivem výkyvů ve vývoji cen ropy, měnového kurzu SKK/EUR a dovozních cen) vedly k následnému výraznému zvýšení hodnoty NAIRU.

V období od 2. čtvrtletí do 4. čtvrtletí 2003 (*druhé období*) NAIRU dosahuje hodnot nad 20 %. Také zde z analýzy ukazatelů mimo substituci míry nezaměstnanosti a inflace plyne nestabilita ekonomického prostředí, která vedla ke zvýšení mezery nezaměstnanosti.

Z analýzy ukazatelů reálné ekonomiky ve sledovaném období roku 2008 (*třetí období*) není zřejmá změna v charakteru závislosti substituce míry nezaměstnanosti a inflace, která by signalizovala přítomnost nestabilního prostředí a případné strukturální posuny vedoucí k růstu hodnoty NAIRU v příštím období. Nicméně indicií pohybů na trhu práce vlivem finanční a globální krize může být zvyšování mezičtvrtletních přírůstků gapů nezaměstnanosti a zasazení konce poslední konjunktury do 2. čtvrtletí 2008 metodou HP filtru.

Příloha 1

Přehled parametrů, P-hodnot a vybraných charakteristik modelů (k části 3)

Název metody	Parametr modelu	Hodnota	P-hodnota	Vybrané charakt. modelu		
				R-squared	Prob (F-stat)	
Konstantní NAIRU: Metoda jedné rovnice	konstanta	10.53	0.00	0.73	0.00	
	míra nezaměstnanosti ($t - 1$)	-1.09	0.00			
	deflátor spotřeby ($t - 1$)	0.43	0.00			
	měnový kurz (t)	0.21	0.00			
	měnový kurz ($t - 3$)	0.23	0.01			
	charakteristiky modelu					
NAIRU v časovém intervalu Break model:	1. období	konstanta	3.22	0.10	0.81	0.00
		míra nezaměstnanosti ($t - 1$)	-0.90	0.06		
		deflátor spotřeby ($t - 1$)	0.56	0.01		
		měnový kurz (t)	0.30	0.02		
		charakteristiky modelu				
	2. období	konstanta	13.80	0.07	0.85	0.00
		míra nezaměstnanosti ($t - 1$)	-1.48	0.10		
		deflátor spotřeby ($t - 1$)	0.25	0.10		
		měnový kurz (t)	0.27	0.01		
		měnový kurz ($t - 3$)	0.30	0.00		
	3. období	konstanta	43.76	0.03	0.99	0.02
		míra nezaměstnanosti ($t - 1$)	-4.90	0.03		
		deflátor spotřeby ($t - 1$)	0.81	0.05		
		měnový kurz (t)	0.37	0.06		
měnový kurz ($t - 3$)		0.51	0.02			
4. období	konstanta	17.05	0.00	0.75	0.00	
	míra nezaměstnanosti ($t - 1$)	-2.12	0.00			
	dovozní ceny ($t - 1$)	0.62	0.05			
	charakteristiky modelu					
Časově proměnlivé NAIRU Kalmanův filtr:	Vyhlazení (0,6)	konstanta	9.52	0.00	0.90	
		míra nezaměstnanosti ($t - 2$)	-0.71	0.00		
		deflátor spotřeby ($t - 2$)	0.31	0.00		
		měnový kurz ($t - 2$)	0.32	0.00		
		dovozní ceny (t)	0.29	0.00		
	Vyhlazení (1,0)	konstanta	10.41	0.00	0.92	
		míra nezaměstnanosti ($t - 1$)	-0.75	0.03		
		měnový kurz ($t - 2$)	0.33	0.00		
		dovozní ceny (t)	0.18	0.05		
		charakteristiky modelu				

Zdroj: Vlastní propočty na podkladě údajů Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí ČR a České národní banky.

Příloha 2

Přehled parametrů, P-hodnot a vybraných charakteristik modelů (k části 4)

Název metody	Parametr modelu	Hodnota	P-hodnota	Vybrané charakt. modelu		
				R-squared	Prob (F-stat)	
Konstantní NAIRU: Metoda jedné rovnice	konstanta	4.98	0.06	0.56	0.00	
	míra nezaměstnanosti (t)	-0.30	0.07			
	deflátor spotřeby ($t-1$)	0.61	0.00			
	měnový kurz ($t-1$)	0.16	0.03			
	charakteristiky modelu					
NAIRU v časovém intervalu Break model:	1. období	konstanta	12.29	0.10	0.88	0.03
		míra nezaměstnanosti ($t-1$)	-0.97	0.10		
		měnový kurz ($t-2$)	0.62	0.09		
		cena ropy (t)	0.03	0.07		
		charakteristiky modelu				
	2. období	konstanta	16.55	0.10	0.90	0.05
		míra nezaměstnanosti (t)	-1.18	0.10		
		měnový kurz ($t-2$)	0.64	0.04		
		dovozní ceny ($t-5$)	0.22	0.05		
	3. období	konstanta	34.88	0.05	0.82	0.01
		míra nezaměstnanosti ($t-1$)	-1.90	0.05		
		cena ropy ($t-2$)	0.05	0.09		
	4. období	konstanta	19.97	0.10	0.84	0.01
		míra nezaměstnanosti ($t-3$)	-1.20	0.10		
		deflátor spotřeby ($t-1$)	0.71	0.01		
charakteristiky modelu						
5. období	konstanta	-21.26	0.06	0.76	0.05	
	míra nezaměstnanosti ($t-2$)	1.57	0.05			
6. období	konstanta	42.48	0.01	0.90	0.00	
	míra nezaměstnanosti (t)	-4.22	0.01			
	dovozní ceny ($t-3$)	0.30	0.10			
	charakteristiky modelu					
Časově proměnlivé NAIRU Kalmanův filtr:	Vyhlazení (0,6)	konstanta	3.81	0.01	0.80	
		míra nezaměstnanosti ($t-4$)	-0.31	0.00		
		deflátor spotřeby ($t-1$)	0.48	0.00		
		cena ropy ($t-6$)	0.03	0.01		
		charakteristiky modelu				
Vyhlazení (1,0)		konstanta	4.85	0.00	0.89	
		míra nezaměstnanosti ($t-4$)	-0.38	0.00		
		deflátor spotřeby ($t-1$)	0.42	0.00		
		cena ropy ($t-6$)	0.03	0.00		
		charakteristiky modelu				

Zdroj: Vlastní propočty na podkladě údajů OECD.

Literatura

- AKERLOF, G. A. – DICKENS, W. T. – PERRY, G. L. (1996): The Macroeconomics of Low Inflation. [Brookings Papers on Economic Activity.] Washington, DC: Brookings Institution.
- BALL, L. – MOFFITT, R. (2001): Productivity Growth and the Phillips Curve. [NBER Working Paper Series.] Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- BENEŠ, J. – N'DIAYE, P. (2004): A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to the Czech Republic. [IMF Working Paper, No. 04/45.] Washington, DC: IMF.
- BEZDĚK, V. – DYBCZAK, A. – KREJDL, A. (2003): Czech Fiskal Policy: Introductory Analysis. [Working Paper, No. 7.] Prague: Czech National Bank.
- BOONE, L. (2000): Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables. The HPMV and Kalman filters Approaches OECD. [Working Papers, No. 240.] Paris: OECD, Economics Department.
- ESTRADA, Á. – HERNANDO, I. – LÓPEZ-SALIDO, J. D. (2000): Measuring the NAIRU in the Spanish Economy. [Documento de Trabajo n° 0009.] Madrid: Banco de España.
- EViews (1998): EViews Version 3.1. Help Topics. <www.eviews.com>.
- FABIANI, S. – MESTRE, R. (2000): Alternative Measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and Assessment. [ECB Working Paper, No. 17.] Frankfurt: European Central Bank.
- FRIEDMAN, M. (1968): The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58, č. 1, s. 1 – 17.
- FUKAČ, M. (2003): Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment. [Mimeo.] Praha: CERGE-EI.
- HÁJEK, M. – BEZDĚK, V. (2000): Odhad potenciálního produktu a produkční mezery v ČR. [Working Paper.] Praha: Česká národní banka.
- HUMPHREY, T. M. (1985): The Early History of the Philips Curve. *Economic Review of Federal Reserve Bank of Richmond*, 71, May, s. 17 – 24.
- HURNÍK, J. – NAVRÁTIL, D. (2005): Labour Market Performance and Macroeconomic Policy: The Time Varying NAIRU in the CR. *Finance a úvěr*, 55, č. 1 – 2, s. 25 – 40.
- JAŠOVÁ, E. (2009): Podobnosti a rozdíly ve vývoji míry nezaměstnanosti neakcelerující inflaci a hospodářského cyklu ve vybraných středoevropských zemích do roku 2008. *Současná Evropa*, č. 1, s. 35 – 51.
- JAŠOVÁ, E. (2010): Míra nezaměstnanosti neakcelerující inflaci a hospodářský cyklus v prostředí České republiky – historie a možný vývoj do konce roku 2010. [Working Papers, Vol. IV.] Praha: Fakulta mezinárodních vztahů VŠE v Praze.
- MCADAM, P. – MCMORROW, K. (1999): The NAIRU Concept – Measurement Uncertainties, Hysteresis and Economic Policy Role. [Economic Papers, No. 136.] Brussels: European Commission.
- MODIGLIANI, F. – PAPADEMOS, L. (1975): Targets for Monetary Policy in the Coming Year. *Brookings Papers on Economic Activity*. Washington, DC: Brookings Institution.
- PHELPS, E. S. (1967): Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time. *Economica, New Series*, 34, č. 135, s. 254 – 281.
- PHILLIPS, A. W. (1958): The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861 – 1957. *Economica, New Series*, 25, č. 100, s. 283 – 289.
- RICHARDSON, P. – BOONE, L. – GIORNO, C. – MEACCI, M. – RAE, D. – TURNER, D. (2000): The Concept, Policy use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU across 21 OECD Countries. [Working Paper.] Paris: OECD.
- SAMUELSON, P. A. – SOLOW, R. M. (1960): Analytical Aspects of Anti-inflation Policy. *The American Economic Review*, 50, č. 2, s. 177 – 194.
- SEKHON, J. S. (1999): Estimation of the Natural Rate of Unemployment: 1955:01 – 1997:12. Berkeley: Harvard University.
- TOBIN, J. (1997): Supply Constraints on Employment and Output: NAIRU versus Natural Rate. [Cowles Foundation Paper 1150.] New Haven: Yale University.