



MINISTERSTVO FINANCÍ ČESKÉ REPUBLIKY

VÝZKUMNÁ STUDIE

Odhad NAIRU pro českou ekonomiku

VÍT POŠTA

ABSTRAKT

Příspěvek se zabývá modelováním NAIRU pro českou ekonomiku. V příspěvku jsou zvoleny dvě metody odhadu NAIRU. První metoda, jež byla převzata od OECD, a která je Evropskou komisí doporučována pro modelování NAIRU v nově přistupivších zemích, představuje základ strukturálních modelů NAIRU. Druhá metoda, zcela jasně převažující pro modelování NAIRU, vychází z Gordonova modelu trojúhelníku a samotné NAIRU modeluje jako autoregresní proces. Pro konečné řešení modelu je využit Kalmanův filtr.

Klíčová slova: Gordonův model trojúhelníku, inflace, Kalmanův filtr, NAIRU, strukturální model.

ABSTRACT

The paper deals with NAIRU modelling in the context of the Czech economy. There are two methods used in the paper. The first one, developed by OECD, and recommended by the European Commission for NAIRU modelling in the new member states, represents the basis of the structural models approach. The second one, a dominating method, builds on the Gordon triangle model and NAIRU itself is modelled as an autoregressive process. Kalman filtering procedure is used to solve the model.

Keywords: Gordon triangle model, inflation, Kalman filter, NAIRU, structural model.

JEL Classification: C13, C22, E24.

OBSAH

1	METODY ODHADU NAIRU	2
2	VÝCHOZÍ STRUKTURÁLNÍ MODEL OECD	4
2.1	STRUKTURA MODELU	4
2.2	ODHAD NAIRU	6
3	MODEL SE STOCHASTICKÝMI DIFERENČNÍMI ROVNICEMI	9
3.1	MODEL	9
3.2	ODHADNUTÝ MODEL	11
	POUŽITÁ LITERATURA	14
	DODATEK 1	17
	PŘÍLOHA 1	18
	PŘÍLOHA 2	19

Cílem příspěvku je empirický odhad NAIRU pro českou ekonomiku. Příspěvek se nezabývá samotným teoretickým vymezením daného pojmu a jeho znalost předpokládá.

Celý příspěvek je rozdělen do tří částí. První část stručně představuje přístupy používané pro odhad NAIRU. Druhá část se zabývá modelem OECD, který lze považovat za základní strukturální model NAIRU. Model je nejprve odvozen a následně uplatněn pro odhad NAIRU v prostředí české ekonomiky. Třetí část naopak vychází ze statistického přístupu k odhadu NAIRU. Výchozím bodem je Gordonův model trojúhelníku, ve kterém je zohledněna setrvačnost inflace, produkční mezera a nabídkové šoky. Formulovaný model je řešen pomocí Kalmanova filtru. Samotný Kalmanův filtr je stručně prezentován v dodatku.

V textu jsou výsledky odhadů uvedeny v grafické podobě, konkrétní číselný výstup je možno nalézt v příloze 1.

1 Metody odhadu NAIRU

První důležitou otázkou, která je spojená s odhadem NAIRU, je uvědomění si, jaké NAIRU chceme odhadnout. V empirické rovině se rozlišují tři možné odhady NAIRU, např. Richardson (2000):

- a) krátkodobé,
- b) střednědobé, „core“ NAIRU a
- c) dlouhodobé.

Krátkodobé NAIRU je taková míra nezaměstnanosti, při které je možné současnou míru inflace zafixovat i pro následující období. To ovšem znamená, že taková míra nezaměstnanosti, a tedy NAIRU, je poměrně dosti variabilní, protože je pod vlivem všech nabídkových šoků a setrvačnosti inflace. Při tomto odhadu se tedy vůbec nepracuje s přizpůsobením systému alespoň krátkodobým nabídkovým šokům.

To, čím se zpravidla rozumí NAIRU, je tzv. střednědobé NAIRU. Jedná se o rovnovážnou hodnotu, ke které směřuje skutečná míra nezaměstnanosti při odeznění přechodných nabídkových šoků a přizpůsobení skutečné míry inflace své očekávané hodnotě. Takto prezentované pojetí NAIRU jej zcela jednoznačně váže na model rozšířené Phillipsovy křivky.

Dlouhodobé NAIRU je rovnovážná míra nezaměstnanosti, ke které systém směřuje po odeznění všech nabídkových (a jiných) šoků, včetně těch, které mají na ekonomiku dlouhodobý dopad. Richardson (2000, s.8) doslova uvádí „podobně jako přirozená míra (nezaměstnanosti, pozn. autora)“. Tuto tezi lze však zpochybnit. Rozdíl mezi NAIRU a přirozenou mírou nezaměstnanosti spočívá zejména v jejich makroekonomickém, resp. mikroekonomickém základu, a i když může být možné je za určitých předpokladů ztotožnit empiricky, teoreticky (a interpretačně) se jedná vždy o rozdílné veličiny.

Střednědobé NAIRU má plnou oporu ve výchozím Gordonově modelu – model trojúhelníku, Gordon (1997), ze kterého vychází model, jehož prezentace bude součástí 3. části. Nyní několik slov k metodám odhadu NAIRU.

V literatuře se zpravidla vymezují tři skupiny modelů odhadu NAIRU, např. Szeto a Guy (2004):

- a) strukturální modely,
- b) čistě statistické modely a
- c) modely redukované formy.

Jádro strukturálních modelů plně čerpá z modelu Phillipsovy křivky. Přesněji řečeno z jejího zázemí, které spočívá v konstrukci funkcí agregátní mzdové sazby a agregátní cenové hladiny. Tyto funkce zakotvují vztah mezi mzdovou sazbou a faktory, které ji ovlivňují (vedle očekávané cenové hladiny) z pohledu zaměstnanců a vztah mezi cenovou hladinou a faktory, které ji ovlivňují (mimo agregátní mzdové sazby) z pohledu firem. Míra nezaměstnanosti, která vyhovuje těmto dvěma funkcím, a při níž je cenová hladina stabilní, je hledané NAIRU.

Výhody tohoto přístupu spočívají jednoznačně v tom, že je možné do modelu včlenit velké množství ryze ekonomických faktorů a souvislostí včetně řady specifík konkrétní ekonomiky. Na druhé straně, analytictější přístup vyžaduje, aby do funkcí agregátní mzdové sazby a agregátní cenové hladiny byly zakomponovány faktory, které jsou velmi obtížně

měřitelné a zjistitelné. Druhým problematickým místem je skutečnost, že vzhledem k tomu, jak silně se opírají o ekonomickou teorii, vyžadují přijetí řady předpokladů týkající se chování ekonomických subjektů, ohledně kterých samozřejmě neexistuje shoda. Tyto modely a jejich výsledky jsou potom nutně zatíženy z toho pramenící subjektivitou.

Ryze statistické modely pracují obvykle pouze se skutečnou mírou nezaměstnanosti a s použitím zvoleného filtru (často používaný Hodrick-Prescottův filtr) odhadují trend, jež je považován za hledané NAIRU. Výhodou je samozřejmě snadnost a rychlost propočtu. Mezi dvě hlavní nevýhody patří subjektivita ohledně parametrů daného filtru, které je potřeba zvolit, a zejména fakt, že filtry, které jsou založeny na principu klouzavých průměrů, pomalu vstřebávají významné změny nezaměstnanosti, které mohou mít strukturální povahu. Obecně platí, že tento přístup znemožňuje využití jakýchkoliv ekonomických úvah.

Poslední skupina v podobě modelů redukované formy kombinuje předchozí dvě skupiny modelů. Obvykle vychází z modelu Phillipsovy křivky, konkrétně z Gordonova modelu trojúhelníku, a s použitím vybraných statistických metod odhaduje nepozorovatelné NAIRU. Mezi nejčastěji používané statistické metody patří modely využívající pro své řešení Kalmanův filtr, strukturální VAR modely (SVAR) a VEC modely. Je třeba upozornit na fakt, že samy o sobě tyto metody žádný ekonomický náhled do problému nepřinášejí. Struktura modelu, k jejichž řešení se používají, však umožňuje zapracování ekonomických souvislostí.

Jako první je popsán a uplatěn model jednoduchý strukturální model. Model je to skutečně výchozí a v žádném případě nevyžaduje vyhledávání či odhad kvalitativních charakteristik trhu práce, apod. Jedná se pouze o triviální model trhu práce. Navíc v poslední fázi propočtu je využit Hodrick-Prescottův filtr, což jeho zařazení mezi první skupinu modelů trochu komplikuje.

Zcela jasně dominantní úlohu pro odhad NAIRU hrají modely redukované formy. Jednoznačně nejvíce využívaným nástrojem pro odhad NAIRU je Kalmanův filtr. Tento model je diskutován následně ve třetí části.

2 Výchozí strukturální model OECD

V první části kapitoly je obecně vymezen princip modelu a jeho odvození zcela v souladu s ECFIN/475/03-EN. Tento model byl ve své době aplikován pro propočítání NAIRU pro potřeby výpočtu produkční mezery v rámci nově přístupivších zemích ze strany DG ECFIN. Současně s ním je naznačen i způsob jeho praktického propočtu. Druhá část uvádí odhady NAIRU, které byly jeho prostřednictvím vypočteny.

2.1 Struktura modelu

Jak bylo uvedeno, jedná se o triviální model trhu práce. Vymezím proto dvě funkce: tzv. funkci mzdového pravidla a funkci poptávky po práci. Funkce mzdového pravidla vychází z nabídky práce a zakotvuje vztah mezi vývojem očekávané reálné mzdové sazby na jedné straně a produktivitou práce a mezerou nezaměstnanosti na straně druhé:

$$w_t - p_t^e = (y_t - l_t) - \beta(u_t - \text{nairu}_t) + u_t^w, \quad (2.1)$$

kde w je meziroční index průměrné nominální mzdy¹, p^e je index očekávané cenové hladiny, y je meziroční index reálné hrubé přidané hodnoty, l je meziroční index zaměstnanosti, u je míra nezaměstnanosti², β značí citlivost očekávané reálné mzdy na mezeru nezaměstnanosti a u^w je stochastická složka vztahující se k ostatním možným šokům. Dolní index t značí období. Od rovnice (2.1) odečteme od každé strany rozdíl meziročního indexu nominální mzdy a indexu cenové hladiny pro předcházející období:

$$\Delta w_t - \pi_t^e = (y_t - l_t) - (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta(u_t - \text{nairu}_t) + u_t^w, \quad (2.2)$$

kde Δ značí první diferenci příslušné proměnné a π značí míru inflace³.

Druhou funkcí je poptávka po práci, kterou vyjádříme takto:

$$w_t - p_t = (y_t - l_t) + u_t^l, \quad (2.3)$$

kde u^l značí stochastickou složku. Vývoj reálné makroekonomické mzdy tedy vychází z vývoje makroekonomické produktivity práce. Předpokládejme adaptivní formování očekávané míry inflace dané vztahem:

¹ Jedná se o údaj z národních účtů v podobě podílu souhrnného objemu mezd a platů a celkového počtu zaměstnanců.

² Podle metodiky VŠPS.

³ Věcně by se jednalo o meziroční míru inflace počítanou na základě indexu spotřebitelských cen. K výpočtu však nebudou data o míře inflace v tomto modelu potřeba.

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + j(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e). \quad (2.4)$$

Rovnice (2.4) říká, že současná očekávaná míra inflace vychází z očekávané míry inflace pro předchozí období a stupně zpracování minulé chyby (rozdílu mezi skutečnou a očekávanou mírou inflace v minulém období), kde j je koeficient, který značí rychlost přizpůsobení minulé chybě. Pro jednoduchost budeme uvažovat statická inflační očekávání, to znamená, že budeme předpokládat okamžité přizpůsobení se minulé chybě – koeficient j roven jedné. Jestliže se současně rozdíl mezi nárůstem nominální mzdy v minulém a přírůstkem produktivity práce v minulém období rovná míře inflace v minulém období, lze pro očekávanou míru inflace v současném období psát:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} = \Delta w_{t-1} - (\Delta y_{t-1} - \Delta l_{t-1}). \quad (2.5)$$

S využitím vztahu (2.5) a rovnic (2.2) a (2.3) je možné vyjádřit druhou diferenci meziročního indexu nominální mzdy:

$$\Delta w_t - \Delta w_{t-1} = (y_t - l_t) - (y_{t-1} - l_{t-1}) - (\Delta y_{t-1} - \Delta l_{t-1}) - \beta(u_t - nairu_t) + \varepsilon_t, \quad (2.6)$$

kde Δ je rozdíl u^w a u^l .

Rovnici (2.6) lze přepsat takto:

$$\Delta^2 w_t = (\Delta^2 y_t - \Delta^2 l_t) - \beta(u_t - nairu_t) + \varepsilon_t, \quad (2.7)$$

Přičemž zřejmě platí, že výraz:

$$\Delta^2 w_t - (\Delta^2 y_t - \Delta^2 l_t)$$

představuje druhou diferenci jednotkových mzdových nákladů v čase t . V konečné podobě tedy platí:

$$\Delta^2 ulc_t = -\beta(u_t - nairu_t) + \varepsilon_t, \quad (2.8)$$

kde ulc jsou jednotkové mzdové náklady.

Metoda odhadu NAIRU je v tomto případě velmi jednoduchá. Za předpokladu neměnného NAIRU a nulové střední hodnoty stochastické složky, lze vypočítat koeficient β z rovnice (2.8) pomocí prvního diferencování s ohledem na míru nezaměstnanosti:

$$\beta = -\frac{\Delta^3 ulc_t}{\Delta u_t}. \quad (2.9)$$

Pomocí vypočteného koeficientu β je pak možné z rovnice (2.8) vyčíslit hodnotu NAIRU včetně stochastické složky:

$$nairu_t = u_t + \frac{\Delta^2 ulc}{\beta} + \varepsilon_t. \quad (2.10)$$

Hodnotu na pravé straně výrazu (2.10) je následně očištěna s využitím Hodrick-Prescottova filtru. Tím se získá odhad NAIRU pro sledované období. Stojí za povšimnutí, že s vysokou hodnotou koeficientu β lze tento triviální strukturální model redukovat na ryze statistický model, obecně vyjádřeno:

$$\lim_{\beta \rightarrow \infty} \frac{\Delta^2 ulc}{\beta} = 0 \Rightarrow nairu_t = u_t + \varepsilon_t. \quad (2.11)$$

Z implikace (2.11) vyplývá, že v případě vysokého koeficientu beta lze NAIRU odhadnout použitím Hodrick-Prescottova filtru na řadu nezaměstnanosti, což není nic jiného než ryze statistický přístup k odhadu NAIRU.

2.2 Odhad NAIRU

Tato část uvádí konkrétní odhady NAIRU pro českou ekonomiku s uplatněním výše uvedeného modelu. Výše odvozený model bude aplikován na čtvrtletní data. Při samotném výkladu modelu bylo řečeno, jaká data jsou pro propočet použita. S výjimkou míry nezaměstnanosti, která je uvážována podle metodiky VŠPS, jsou použita data z národních účtů, která jsou navíc použita pro rutinní propočet produktivity práce, úhrnu celkového objemu mezd a platů na zaměstnance a jednotkových mzdových nákladů. Nejsou však použity přímo tyto výstupy. Zdrojová data jsou použita k propočtu potřebných veličin v duchu výše naznačeném. To znamená, že například produktivita práce není počítána přes poměr indexu hrubé přidané hodnoty a indexu zaměstnanosti, ale přes jejich rozdíl. V poslední fázi propočtu byl použit Hodrick-Prescottův filtr s koeficientem λ 1600.

Obrázek 1 zachycuje vztah mezi NAIRU a sezónně očištěnou mírou nezaměstnanosti. První odhadnutá hodnota NAIRU je pro 3. čtvrtletí 1997, což je způsobeno diferencováním, které je v průběhu propočtu v souladu s výše uvedeným modelem provedeno. Výchozí hodnota NAIRU je 6,3 %. Od 3. čtvrtletí 1997 pak docházelo k postupnému narůstání hodnoty NAIRU. Vrchol nastal ve 4. čtvrtletí 2001, kdy NAIRU dosahovalo výše 8,2 %. Následně dochází k postupnému poklesu až na hodnotu 6,2 % ve 3. čtvrtletí 2007.

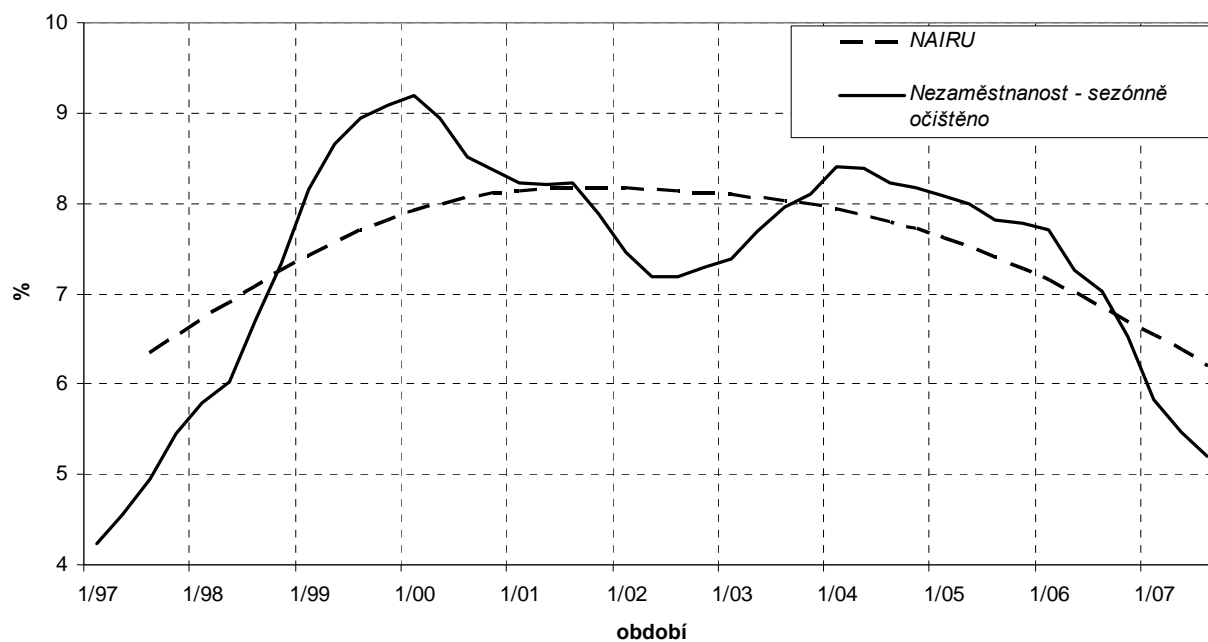
Ze vztahu vývoje NAIRU a míry nezaměstnanosti od roku 2006 plyne, že prudký pokles míry nezaměstnanosti, je částečně způsoben poklesem strukturální nezaměstnanosti. Nicméně již od 3. čtvrtletí je skutečná míra nezaměstnanosti nižší než odhadované NAIRU a tento rozdíl se dále prohlubuje až na 1,0 p.b. ve 3. čtvrtletí 2007. Tato skutečnost by měla nacházet odraz v nezanedbatelné a inflační kladné mezeře produktu. Ačkoliv lze mírné inflační tlaky v ekonomice pozorovat, vývoj ekonomiky za dané období tento vývoj NAIRU příliš nepotvrzuje. Druhou a zásadnější otázkou je, zda by vysoké odhadované tempo růstu potenciálního produktu (od 2. čtvrtletí 2005 přes 5 %⁴) nemělo najít větší odraz v poklesu strukturální nezaměstnanosti a tedy razantnějším poklesu NAIRU? Dle tohoto odhadu NAIRU, vysoké tempo růstu potenciálního produktu tento svůj odraz v jeho vývoji spíše nenachází.

Na obrázku 2 je uvedeno srovnání odhadů této metody s ryze statistickým propočtem prostřednictvím H-P filtru (1600).

Obrázek 1: Čtvrtletní NAIRU, metoda OECD

⁴ Dle propočtu MF ČR.

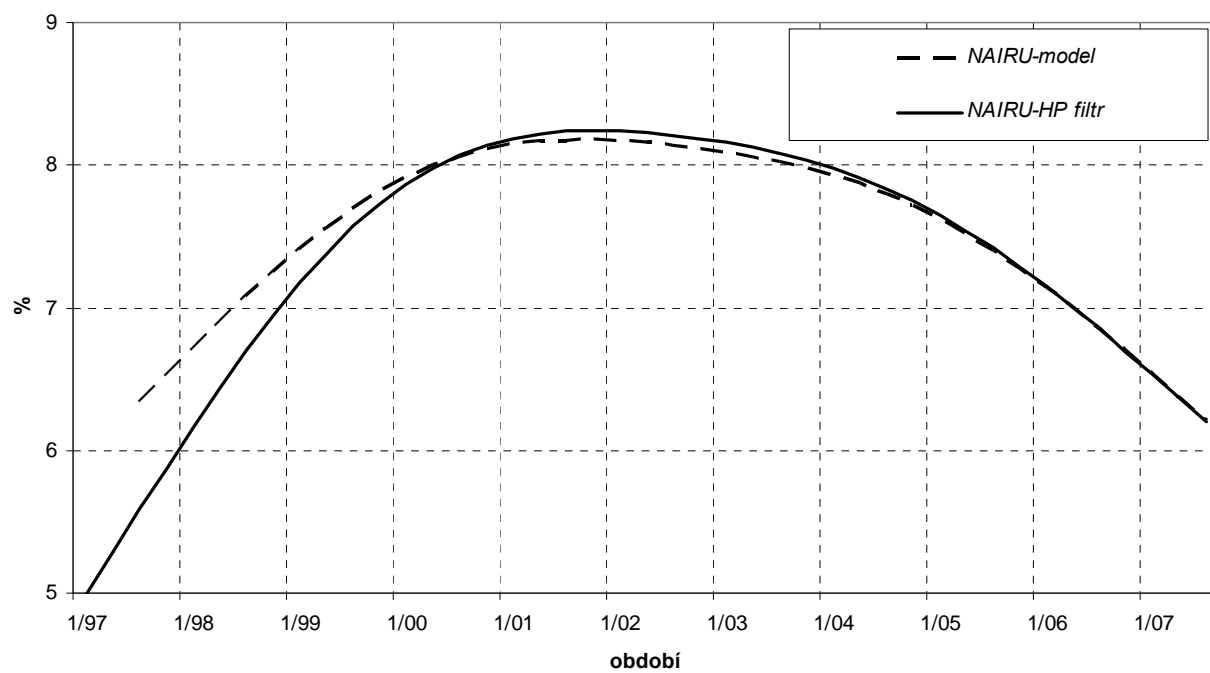
NAIRU - čtvrtletí



Na obrázku 2 je dobře patrné, že od 1. čtvrtletí roku 2005 jsou výsledky téměř totožné. Je to dáno relativně vysokým průměrným koeficientem beta za toto období: -25,2.

Obrázek 2: Srovnání metody OECD a H-P filtru, čtvrtletní data

Srovnání metod - čtvrtletí



3 Model se stochastickými diferenčními rovnicemi

Předmětem 3. části je popis a prezentace klíčového modelu pro odhad NAIRU, který ke svému řešení využívá Kalmanův filtr. Model vychází z Gordonova modelu trojúhelníku, to znamená, že míra inflace je modelována ve vztahu k minulé míře inflace (obecněji ve vztahu k inflačním očekáváním), mezeře nezaměstnanosti a nabídkovým šokům. Samotné NAIRU je modelováno prostřednictvím autoregresního procesu. V první části bude představen model v obecné podobě. Bude věnována pozornost jednotlivým proměnným a technickým aspektům modelu. Druhá část představuje konkrétní podobu modelu a odhady NAIRU pro čtvrtletní data.

3.1 Model

Obecná podoba modelu se skládá ze dvou rovnic: první rovnice popisuje proměnou, která je pozorovatelná (zde míra inflace) – běžně se nazývá measurement equation a druhá proměnou, která pozorovatelná není (NAIRU) – označuje se jako transition equation.

První rovnice vychází z Gordonova modelu trojúhelníku a lze ji vyjádřit následovně:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \alpha(L)\pi_{t-1} - \beta(L)(u_t - nairu_t) + \gamma(L)z_t + v_t, \\ \text{kde } v &\sim N(0, \sigma_v^2) \end{aligned} \quad (3.1)$$

Míra inflace je tedy modelována ve vztahu k minulé míře inflace, přičemž $\alpha(L)$ označuje polynom operátoru zpoždění. Rovnice (3.1) tedy vyjadřuje, že míra inflace je obecně modelována na libovolném počtu svých zpožděných hodnot. Tento faktor vyjadřuje vliv očekávání respektive setrvačnosti inflace na skutečnou míru inflace. Druhý faktor – mezera nezaměstnanosti – vyjadřuje vliv agregátní poptávky na skutečnou míru inflace. Záporná hodnota mezery nezaměstnanosti značí převis agregátní poptávky a tedy inflační tlaky. Stejně jako v předchozím případě $\alpha(L)$ označuje polynom operátoru zpoždění. Třetím faktorem jsou nabídkové šoky označené obecně z_t . Standardně se berou v úvahu alespoň cena ropy a vývoj směnného kurzu. Výraz $\alpha(L)$ označuje polynom operátoru zpoždění. Poslední člen – v_t – označuje stochastickou složku, která má dle definice normální rozdělení s nulovou střední hodnotou a rozptylem σ_v^2 .

Druhá rovnice modeluje odhadované NAIRU. Ve zde prezentovaném modelu je NAIRU modelováno prostřednictvím autoregresního procesu:

$$\begin{aligned} nairu_t &= \delta nairu_{t-1} + \eta_t, \\ \text{kde } \eta &\sim N(0, \sigma_\eta^2) \text{ a } \text{cov}(v, \eta) = 0 \end{aligned} \quad (3.2)$$

Poměr rozptylů stochastických složek:

$$r = \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_v^2},$$

hraje důležitou roli při řízení variability odhadů NAIRU. Poměr se běžně označuje jako „signal-to-noise ratio“.

Konkrétní vyjádření modelu bude prezentováno v následující části kapitoly. Před tím však bude pozornost zaměřena na obecnou, výchozí podobu testovaného modelu. Jako výchozí model byla zvolena následující formulace:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \alpha_1 \pi_{t-1} + (1 - \alpha_1) \pi_{t-2} + \beta_1 (u_t - \text{nairu}_t) + \beta_2 (u_{t-1} - \text{nairu}_{t-1}) + \gamma_1 \text{neer}_t + \\ & + \gamma_2 \text{neer}_{t-1} + \gamma_3 \text{neer}_{t-2} + \gamma_4 \text{brent}_t + \gamma_5 \text{brent}_{t-1} + \gamma_6 \text{brent}_{t-2} + \gamma_7 \text{pribor}_t + \\ & + \gamma_8 \text{pribor}_{t-1} + \gamma_9 \text{pribor}_{t-2} + v_t, \end{aligned} \quad (3.3)$$

kde $v_t \sim N(0, 0.0625)$

$$\begin{aligned} \text{nairu}_t = & \delta_1 \text{nairu}_{t-1} + \eta_t, \\ \text{kde } \eta & \sim N(0, 0.05) \end{aligned} \quad (3.4)$$

Setrvačnost inflace je v modelu zanesena v podobě závislosti současné míry inflace na zpožděných hodnotách o jedno a dvě období. V souladu s Gordonem (1997) uvažují součet příslušných koeficientů roven jedné, čímž je zaručena existence dlouhodobé vertikální Phillipsovy křivky. Samozřejmě že lze uvažovat i jinou formulaci inflačních očekávání, než je adaptivní formování inflačních očekávání, které je právě představováno vztahem současné míry inflace a zpožděné míry (zpožděných měř) inflace. V drtivé většině případů se však vychází právě z adaptivního formování inflačních očekávání. Výjimkou je například studie Hurníka a Navrátila (2004), kteří vedle zpožděné míry inflace do modelu začleňují inflační očekávání. Ty jsou modelována jakožto perfektní předpověď, tedy současné očekávání budoucí míry inflace je rovno skutečné budoucí míře inflace. Vliv strany poptávky je v modelu obsažen v podobě závislosti míry inflace na současném a o jedno období zpožděném rozdílu mezi mírou nezaměstnanosti a NAIRU. Nabídkové šoky zařazené do modelu jsou nominální efektivní směnný kurs, který reprezentuje vliv cen dovážených statků a služeb a cenu ropy Brent. Obdobné pojetí vlivu ceny importů používá např. Fukač (2003). Do rovnice pro inflaci rovněž přidávám vliv Priboru (3M Pribor) jakožto aproximaci vlivu monetární politiky na míru inflace. Fukač (2003) rovněž zachycuje tento vliv, avšak v rámci rovnice pro NAIRU. Jak již bylo uvedeno, NAIRU je modelováno jakožto autoregresní proces. Kalibrace rozptylů náhodných složek vychází primárně z Boona (2000), přičemž zvažuje chování tohoto konkrétního modelu.

Míra inflace použitá v modelu je vyjádřena jako meziroční míra inflace pro příslušné období na bázi CPI. Míra nezaměstnanosti je brána ze statistiky VŠPS. V případě indexu nominálního směnného kurzu NEER a ceny ropy Brent je uvažován jejich přirozený logaritmus. U všech ukazatelů jsou uvažovány první diference, které v tomto případě vedou ke stacionaritě zvažovaných řad.

Kromě nastavení rozptylů náhodných složek jsou nastaveny výchozí hodnoty NAIRU a hodnoty kovarianční matice mezi nepozorovanými proměnnými – NAIRU a pomocnou proměnnou. Výchozí hodnota NAIRU je nastavena na 7 %. Jedná se v podstatě o arbitrární volbu, která však nemusí být vzdálena realitě a hlavně její přijatelná odchylka od ní v zásadě neovlivňuje pozdější odhady. Citlivostní analýza s ohledem na volbu tohoto parametru je uvedena ve druhé příloze. Hlavním smyslem nastavené počáteční hodnoty je zabránit modelu, aby se při prvním odhadu zcela „utrhl“ od reality. Kovarianční matice je nastavena na vysoké

počáteční hodnoty (1000), což, tím, že se systém rychle vzdálí od možné nevhodné počáteční hodnoty, urychluje jeho konvergenci k přijatelnému řešení.

Posledním faktorem, který je nastaven, jsou počáteční hodnoty všech koeficientů nastavené na nulu.

3.2 Odhadnutý model

Model je posuzován zejména prostřednictvím statistické významnosti příslušných vstupujících veličin, které poukazují na jejich relevanci v rámci modelu. Jako komparativní kritéria při volbě mezi různými verzemi modelu popsaného rovnicemi (3.3) a (3.4) je použita hodnota věrohodnostní funkce a Akaikeho informační kritérium.

Výstup zde prezentovaný dosahuje nejnižších hodnot tohoto kritéria ve srovnání se zkoumanými alternativami. Další obdobná kritéria s téměř stejnou vypovídací hodnotou jsou: Schwarzovo kritérium a Hannah-Quinnovo kritérium, jejichž hodnoty neuvádím. I v jejich případě však platí, že zde prezentované modely byly s ohledem na ostatní testované modely hodnoceny příznivě.

Nyní je možné přistoupit k modelu pro čtvrtletní NAIRU. Tabulka 1 představuje tento model. Odhad NAIRU je uveden na obrázku 3 (Odhad je vyhlazen HP filtrem s koeficientem 1). Tabulka s daty je uvedena v příloze 1.

Tabulka 1: Model čtvrtletního NAIRU (***) znamená, že nulová hypotéza o nevýznamnosti daného parametru byla zamítnuta na hladině významnosti 1 %)

Parametr	Odhad
α_1	0.6040 ^{***}
β_1	-3.4388 ^{***}
β_2	3.1320 ^{***}
γ_1	-29.819 ^{***}
γ_4	2.9535 ^{***}
γ_9	-0.4970 ^{***}
δ_1	0.9978 ^{***}
Věrohodnostní funkce	
	-105,7995
AIC	
	5,2465

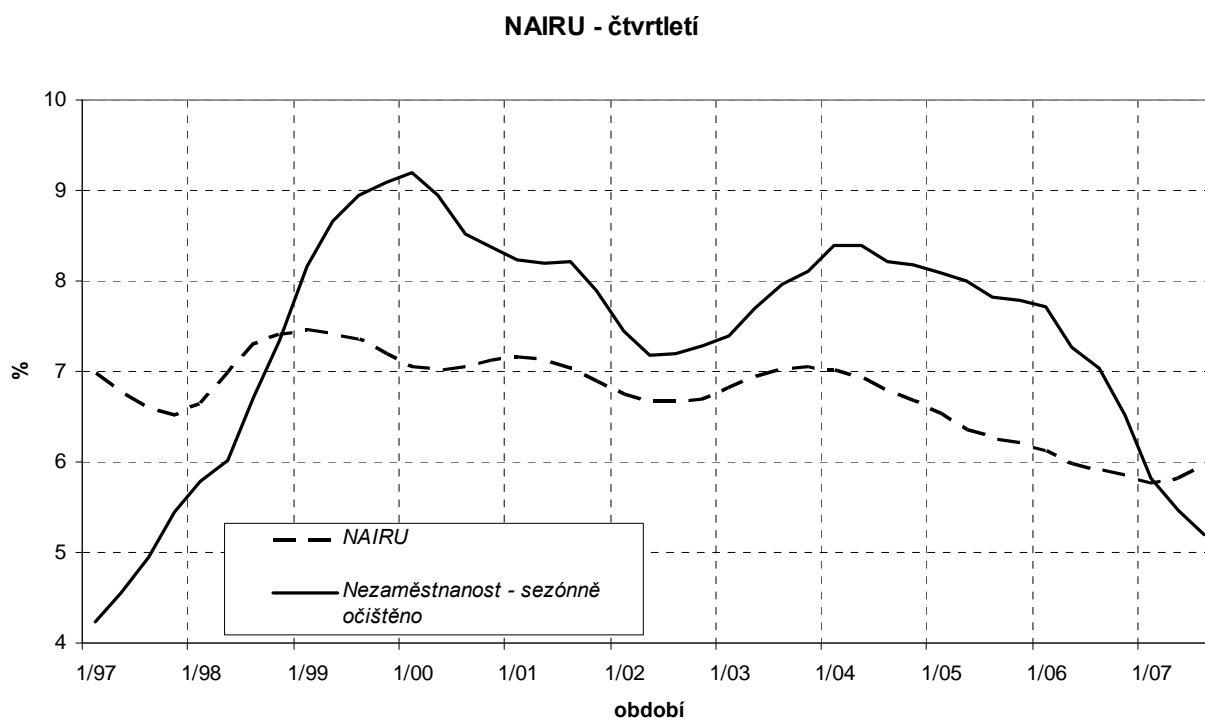
Pokud jde o odhadnuté hodnoty z tabulky 1, parametr π_1 naznačuje, do jaké míry je současná míra inflace ovlivněna mírou inflace zpožděnou o jedno období. Zbytek této hodnoty do jedné připadá na vliv míry inflace zpožděné o dvě období. Parametry π_1 a π_2 udávají vliv rozdílu mezi mírou nezaměstnanosti a NAIRU. Je zřejmé, že celkový vliv je záporný, tedy že pokles míry nezaměstnanosti pod NAIRU tlačí na růst míry inflace. Parametry π_1 , π_2 , π_3 udávají vliv nominálního efektivního měnového kurzu, ceny ropy Brent a

3M Příboru. Konečně odhad parametru β_1 poukazuje na stupeň hystereze na trhu práce, který je podle tohoto odhadu relativně nízký.

Odhad NAIRU s pomocí Kalmanova filtru ve srovnání s vývojem míry nezaměstnanosti naznačuje, že značný pokles míry nezaměstnanosti od roku 2006 je dán spíše změnou strukturální míry nezaměstnanosti a až v posledním období (2. a 3. čtvrtletí roku 2007) je možné pozorovat jasné tendence poklesu míry nezaměstnanosti pod NAIRU a tedy signál možných inflačních tlaků.

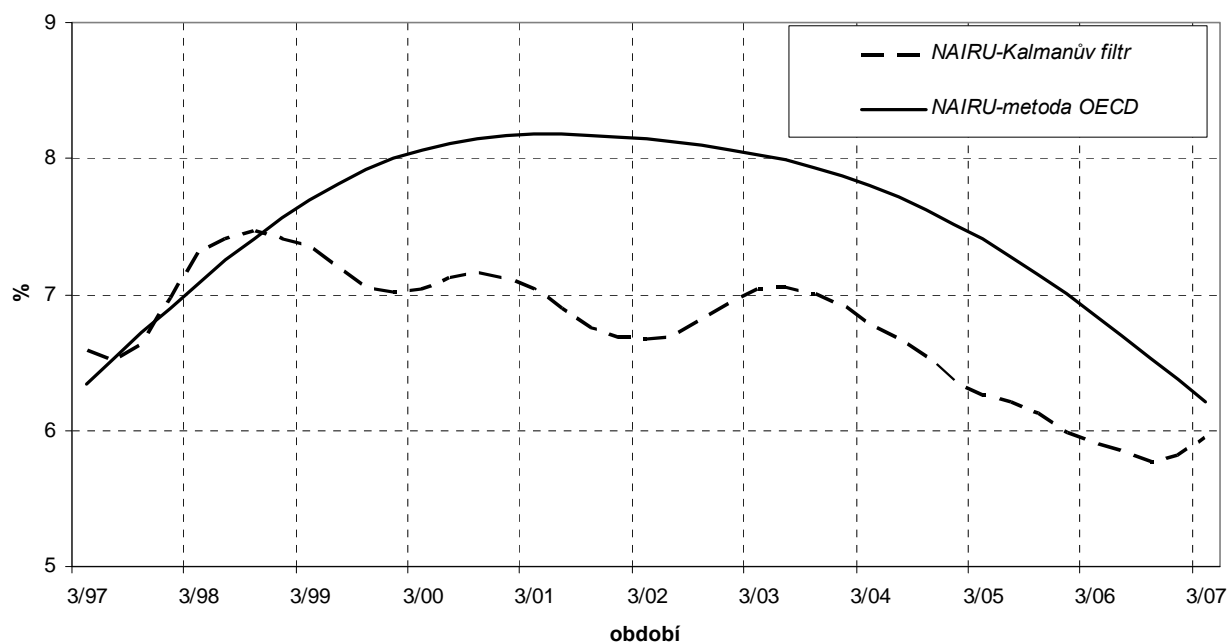
Na obrázku 4 je možné porovnat zde použité metody. Jak je patrné odhad NAIRU s využitím Kalmanova filtru je variabilnější než odhad výchozího strukturálního modelu. Zde je třeba vzít na vědomí velmi silnou korelaci mezi odhadem s využitím výchozího strukturálního modelu a odhadem s pomocí HP filtru. Vyšší variabilita NAIRU rozhodně nesnižuje váhu jeho odhadu a není v rozporu s teorií. Dle Gordona (1997) je zcela možné, že NAIRU vykazuje nezanedbatelnou variabilitu. Při odhadu by se však mělo vyhnout ostrým změnám mezi jednotlivými čtvrtletími, což zde prezentovaný odhad neukazuje.

Obrázek 3: NAIRU - čtvrtletí



Obrázek 4: Srovnání metod

Odhad NAIRU srovnání



Z obou zde prezentovaných odhadů NAIURU je patrné, že její výše je s výjimkou posledního vývoje ekonomiky relativně vysoká. Tato skutečnost je zapříčiněna zejména institucionálním zázemím trhu práce. Dosavadní nastavení sociálního systému nevede v rámci rozhodování mezi prací a volným časem k jednoznačné volbě práce. Druhým významným faktorem byly strukturální změny v ekonomice v období transformace, které vedly k útlumu či zániku odvětví, které se s přechodem k tržnímu hospodářství ukázaly jako nekonkurenceschopné. Problém strukturálního nesouladu poptávky po práci a nabídky práce společně s problematicky nastaveným sociálním systémem a hysterezí na trhu práce vedly k růstu zejména dlouhodobé míry nezaměstnanosti, která se odrazila ve vysoké hodnotě NAIURU. Její míra však v posledním období začíná klesat.

Další rozvoj problematiky se uvažuje ve dvou směrech. Jednak je možné použít obdobný typ modelu, který využívá Kalmanův filtr, pro současný odhad NAIURU a potenciálního produktu. Další možnost analýzy skýtá využití metodologie VAR zřejmě v mutaci modelu VEC. Model použitý ve třetí kapitole lze vždy transformovat do podoby VAR.

Použitá literatura

- AMANO R.A., MACKLAM R.T.(1997): *Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence for Canada*, [Working Paper 97-14]. Bank of Canada, 1997.
- APEL M., JANSSON P.(1998): *A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU* [Working Paper 74]. Sveriges Riksbank, 1998.
- BALL L., MANKIW N.G.(1995): *Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks*. Quarterly Journal of Economics. 1995, č.1, s.161-193.
- BLANCHARD O.J., QUAH D.: *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. American Economic Review. 1989, č. 4, s. 655-673.
- BOONE L.(2000): *Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables: The HPMV and Kalman Filter Approaches* [Working Paper No. 240]. OECD Economics Department, 2000.
- BRAUN H., DE BOCK R., DICECIO R.(2007): *Supply Shocks, Demand Shocks, and Labor Market Fluctuations* [Working Paper 2007-015A]. FRB of St. Louis, 2007.
- DEMERY D., DUCK N.W.(2005): *Relative Prices as Aggregate Supply Shocks with Trend Inflation* [Discussion Paper 05/570]. University of Bristol, 2005.
- DI MARO V.(2002): *The Estimation of the NAIRU and the Effect of Permanent Sectoral Employment Reallocation, the Italian Evidence* [Working Paper No. 0207001]. EconWPA Econometrics Series, 2002.
- ESTRADA A., HERMANDO I., LOPEZ-SALIDO J.D.(2000): *Measuring the NAIRU in the Spanish Economy* [Working Paper 0009]. Bank of Spain, 2000.
- FABIANI S., MESTRE R.(2000): *Alternative Measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and Assessment* [Working Paper 17]. ECB, 2000.
- FRANZ W.(2003): *Will the (German) NAIRU Please Stand Up?* [Discussion Paper 03-05]. ZEW, 2003.

- FUKAČ M.(2003): *Approximation of NAIRU by Observable Unemployment Rates* CERGE-EI, 2003.
- FUKAČ M.(2003): *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment* CERGE-EI, 2003.
- GORDON R.J.(1997): *The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy*. Journal of Economic Perspectives. 1997, č. 1, s. 11-32.
- GREENSLADE J.V., PIERSE R.G., SALEHEEN J.(2003): *A Kalman Filter Approach to Estimating the UK NAIRU* [Working Paper 179]. Bank of England, 2003.
- HURNÍK J., NAVRÁTIL D.(2004): *Labour Market Performance and Macroeconomic Policy: The Time Varying NAIRU in the Czech Republic* CZECH NATIONAL BANK WORKING PAPER SERIES 7, 2004.
- IRAC D.(2000): *Estimation of a Time Varying NAIRU for France* [Working Paper 75]. Bank of France, 2000.
- KALMAN R.E.(1960): *A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems*, TRANS. ASME, SERIES D, J. BASIC ENG., 35-45.
- LOURENCO D.R., GRUEN D.(1995): *Price Stickiness and Inflation* [Working Paper 9502]. Reserve Bank of Australia, 1995.
- MENDEZ-CARBAJO D., THOMAKOS D.D.(2004): *Relative-Price Changes and Inflation: Evidence from Spain* University of Peloponnese, 2004.
- MIO H.(2001): *The Phillips Curve and Underlying Inflation*. Monetary and Economic Studies. 2001, č. 2, s. 85-107.
- MITCHELL W., MUYSKEN J.(2003): *Misrepresentation and Fudge – the OECD NAIRU Consensus* [Working Paper 03-11]. Centre for Full Employment and Equity, Australia, 2003.
- RICHARDSON P., BOONE L., GIORNO C., MEACCI M., RAE D., TURNER D.(2000): *The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment* [Working Paper 250]. OECD Economics Department, 2000.

RODENBURG P.(2007): *Derived Measurement in Macroeconomics: Two Approaches for Measuring the NAIRU Considered*, [Discussion Paper 07-017/1]TINBERGEN INSTITUTE, 2007.

SCHREIBER S.(2007): *Measuring Structural Unemployment in Euro-Area Countries with Cointegrated Systems*, Goethe University Frankfurt, 2007.

STAIGER D., STOCK J.H., WATSON M.W.(1997): *How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?* Journal of Economic Perspectives. 1997, č. 1, s. 33-49.

STEPHANIDES G.(2006): *Measuring the NAIRU: Evidence from the European Union, USA and Japan*. International Research Journal of Finance and Economics. 2006, č. 1, s. 29-35.

SZETO K.L., GUY M.(2004): *Estimating the New Zealand NAIRU* [Working Paper 04/10]. New Zealand Treasury, 2004.

ZHAO H.(2006): *Measuring the NAIRU – A Structural VAR Approach* [Working Paper 06/17]. University College Dublin, 2006.

Dodatek 1

Kalmanův filtr

Předmětem dodatku je přiblížit fungování samotné procedury tvorby odhadu stochastické veličiny pomocí Kalmanova filtru. Zde prezentovaný popis procesu tvorby odhadu vychází z Richardsona (2000).

Kalmanův filtr má dvě fáze: filtrování a vyhlazení. Vyjdeme z obecně vyjádřeného modelu, který byl použit ve čtvrté kapitole. První rovnice popisuje pozorovatelnou proměnou a druhá rovnice nepozorovatelnou proměnou:

$$\begin{aligned} Y_t &= ZX_t + RD_t + v_t \\ X_t &= TX_{t-1} + \eta_t \end{aligned}$$

kde Z , R a T jsou matice koeficientů, Y a X jsou vektory pozorovatelných resp. nepozorovatelných proměných, D je vektor exogenních proměných a v a η jsou stochastické složky s kovariančními maticemi H a Q :

$$\begin{aligned} H_t &= \sigma_v^2, \\ Q_t &= \sigma_\eta^2 r \end{aligned}$$

r je tedy není nic jiného než „signal-to-noise ratio“.

S tím, jak jsou známy nové informace o pozorovatelných proměných, jsou prostřednictvím filtrovací procedury tvořeny odhady nepozorovatelných proměných. Uvažujme, že A_t je optimální odhad vektoru X_t a P_t je příslušná kovarianční matice. Potom lze optimální odhad při znalosti A_{t-1} a P_{t-1} vyjádřit takto:

$$\begin{aligned} A_{t+1/t} &= (T - K_t Z)A_{t/t-1} + K_t(Y_t - D_t), \\ \text{kde } K_t &= TP_{t/t-1}Z'F_t^{-1} \text{ a } F_t = ZP_{t/t-1}Z + H_t, \\ P_{t+1/t} &= T(P_{t/t-1} - P_{t/t-1}Z'F_t^{-1}ZP_{t/t-1})T' + Q_t \end{aligned}$$

Na základě těchto odhadů je propočítána chyba odhadu:

$$v_t = Y_t - ZA_{t/t-1} - RD_t.$$

Takto vypočtená chyba odhadu vstupuje do pravděpodobnostní funkce, která musí být maximalizována. To je kritériem optimálního odhadu:

$$l = -\frac{1}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log |F_t| - \frac{1}{2} v_t F_t^{-1} v_t.$$

V druhé fázi jsou již využity všechny dostupné informace. Jedná se o zpětný rekurzivní propočít, který začíná posledním odhadem, který vyplynul z filtrovací procedury (čas T) a pokračuje na začátek použitého vzorku dat:

$$\begin{aligned} A_{t/T} &= A_t + P_t^* (A_{t+1/T} - T_{t+1} A_t) \\ P_{t/T} &= P_t + P_t^* (P_{t+1/T} - P_{t+1/t}) P_t^{*'} \\ P_t^* &= P_t T_{t+1}' P_{t+1/t}^{-1} \end{aligned}$$

Příloha 1

Tabulka 2: Odhad čtvrtletního NAIRU metodou OECD

čtvrtletí	3	4	1/98	2	3	4	1/99	2	3
NAIRU	6,34	6,53	6,72	6,90	7,08	7,25	7,41	7,56	7,70
čtvrtletí	4	1/00	2	3	4	1/01	2	3	4
NAIRU	7,82	7,92	8,00	8,06	8,11	8,15	8,17	8,18	8,18
čtvrtletí	1/02	2	3	4	1/03	2	3	4	1/04
NAIRU	8,17	8,16	8,14	8,12	8,10	8,06	8,03	7,99	7,93
čtvrtletí	2	3	4	1/05	2	3	4	1/06	2
NAIRU	7,88	7,82	7,74	7,66	7,57	7,47	7,36	7,25	7,13
čtvrtletí	3	4	1/07	2	3				
NAIRU	6,85	6,69	6,53	6,37	6,21				

Tabulka 3: Odhad čtvrtletního NAIRU s pomocí Kalmanova filtru

čtvrtletí	1/97	2	3	4	1/98	2	3	4	1/99
NAIRU	6,98	6,77	6,59	6,52	6,64	6,97	7,31	7,41	7,47
čtvrtletí	2	3	4	1/00	2	3	4	1/01	2
NAIRU	7,41	7,36	7,20	7,05	7,01	7,05	7,13	7,16	7,12
čtvrtletí	3	4	1/02	2	3	4	1/03	2	3
NAIRU	7,04	6,90	6,76	6,69	6,68	6,70	6,82	6,95	7,04
čtvrtletí	4	1/04	2	3	4	1/05	2	3	4
NAIRU	7,87	7,80	7,72	7,63	7,52	7,41	7,28	7,14	7,00
čtvrtletí	1/06	2	3	4	1/07	2	3		
NAIRU	6,12	5,99	5,91	5,85	5,78	5,82	5,95		

Příloha 2

Tabulka 4: Citlivostní analýza (*Z citlivostní analýzy na čtvrtletních datech vyplývá, že volba počáteční hodnoty má v podstatě minimální vliv na konec odhadované řady, zatímco úroveň na počátku odhadované řady ovlivněny jsou.*)

čtvrtletí	1/97	2	3	4	1/98	2	3	4	1/99
NAIRU (6 %)	6,08	5,98	5,89	5,89	6,11	6,37	6,65	6,73	6,75
čtvrtletí	2	3	4	1/00	2	3	4	1/01	2
NAIRU (6 %)	6,67	6,58	6,42	6,27	6,21	6,22	6,31	6,35	6,33
čtvrtletí	3	4	1/02	2	3	4	1/03	2	3
NAIRU (6 %)	6,26	6,12	5,99	5,94	6,15	6,39	6,51	6,74	6,83
čtvrtletí	4	1/04	2	3	4	1/05	2	3	4
NAIRU (6 %)	6,84	6,81	6,72	6,59	6,50	6,39	6,25	6,17	6,13
čtvrtletí	1/06	2	3	4	1/07	2	3		
NAIRU (6 %)	6,05	5,92	5,85	5,78	5,73	5,80	5,94		
čtvrtletí	1/97	2	3	4	1/98	2	3	4	1/99
NAIRU (7 %)	6,98	6,77	6,59	6,52	6,64	6,97	7,31	7,41	7,47
čtvrtletí	2	3	4	1/00	2	3	4	1/01	2
NAIRU (7 %)	7,41	7,36	7,20	7,05	7,01	7,05	7,13	7,16	7,12
čtvrtletí	3	4	1/02	2	3	4	1/03	2	3
NAIRU (7 %)	7,04	6,90	6,76	6,69	6,68	6,70	6,82	6,95	7,04
čtvrtletí	4	1/04	2	3	4	1/05	2	3	4
NAIRU (7 %)	7,05	7,01	6,92	6,78	6,68	6,54	6,36	6,26	6,21
čtvrtletí	1/06	2	3	4	1/07	2	3		
NAIRU (7 %)	6,12	5,99	5,91	5,85	5,78	5,82	5,95		
čtvrtletí	1/97	2	3	4	1/98	2	3	4	1/99
NAIRU (8 %)	7,96	7,64	7,37	7,27	7,41	7,81	8,19	8,29	8,32
čtvrtletí	2	3	4	1/00	2	3	4	1/01	2
NAIRU (8 %)	8,20	8,11	7,90	7,72	7,69	7,73	7,79	7,79	7,71
čtvrtletí	3	4	1/02	2	3	4	1/03	2	3
NAIRU (8 %)	7,62	7,46	7,30	7,19	7,13	7,09	7,18	7,28	7,36
čtvrtletí	4	1/04	2	3	4	1/05	2	3	4
NAIRU (8 %)	7,35	7,29	7,20	7,04	6,92	6,75	6,52	6,37	6,29
čtvrtletí	1/06	2	3	4	1/07	2	3		
NAIRU (8 %)	6,19	6,05	5,98	5,92	5,82	5,82	5,94		

