

Odhad NAIRU v slovenskej ekonomike

Odbor Menovej politiky, NBS

10/2009

Milan Gylánik, Juraj Huček

Abstrakt

Hlavným cieľom materiálu Odhad NAIRU v slovenskej ekonomike je identifikovanie rovnovážnej miery nezamestnanosti motivované jej užitočnosťou pri popise cyklickej pozície ekonomiky, ale aj dlhodobou vysokou nezamestnanosťou predstavujúcou jeden z charakteristických problémov slovenského hospodárstva. Ako najvhodnejšia koncepcia sa z hľadiska menovej politiky zameranej na stabilizáciu inflácie v blízkosti jej cielenej úrovne javí miera nezamestnanosti neakcelerujúca infláciu NAIRU. Na dosiahnutie zvoleného cieľa boli použité dva prístupy: odhad NAIRU pomocou jednoduchého ekonometrického modelu a pomocou modelu nepozorovaných premenných s využitím viacrozmerného Kalmanovho filtra. Ich spoločným znakom sú rovnaké východiská dané ekonomickou teóriou popisujúcou koncepciu NAIRU zachytené hlavne pomocou Phillipsovej krivky a produkčnej funkcie. Ďalším cieľom je porovnanie veľkosti a dĺžky trvania odchýlok nezamestnanosti od rovnováhy odhadnutej pomocou uvedených prístupov s jednoduchšími štatistickými filtermi reprezentovanými Hodrick-Preseottovým a Band-Pass filtrom, ktoré nezohľadňujú ekonomické informácie. Posledným cieľom je overiť ekonomickú interpretovateľnosť získaných výsledkov ich porovnaním so „soft“ indikátormi z konjunkturálneho prieskumu Štatistického úradu SR, s ukazovateľmi štruktúry nezamestnanosti a s výsledkami iných štúdií zameraných na zahraničné ekonomiky. Na základe získaných výsledkov možno skonštatovať dominanciu štruktúrnej zložky nezamestnanosti, ktorej príčinou je relatívne vyššia nepružnosť na trhu práce v porovnaní s priemerom EU a nevyhovujúca kvalifikačná štruktúra pracovnej sily.

Práca neprešla jazykovou úpravou

Prezentované názory a výsledky v tejto štúdii sú názormi autorov a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska.

Krátke časti textu, nie viac ako dva odseky, môžu byť citované bez predchádzajúceho súhlasu autorov, pokiaľ bude úplne uvedený zdroj.

1. Úvod

NAIRU (nonaccelerating inflation rate of unemployment) označuje mieru nezamestnanosti, ktorá nezrýchľuje infláciu. Pri nezamestnanosti nižšej ako NAIRU dochádza k nárastu inflácie, v opačnom prípade ekonomika produkuje výstup pri neúplnom využití výrobných faktorov a inflácia klesá. Profilovanie koncepcie NAIRU v histórii vývoja ekonomickej teórie stručne uvádza Ball (2002). Vzťah nezamestnanosti a inflácie zachytáva Phillipsova krivka. Existuje úzka spojitosť medzi odchýlkami skutočnej nezamestnanosti od jej rovnovážnej úrovne danej NAIRU a produkčnou medzerou reprezentujúcou cyklickú osciláciu celkového výstupu ekonomiky okolo svojej potenciálnej úrovne. Uvedené prepojenie je explicitne zachytené v produkčnej funkcii, do ktorej je pri jej využití na odhad potenciálneho produktu potrebné dosadiť rovnovážnu úroveň pracovnej sily. Jednou z možností je odhad danej rovnovážnej úrovne pomocou koncepcie NAIRU. Pre hospodársku politiku preto predstavuje NAIRU dôležitý ukazovateľ pomáhajúci vytvárať obraz o cyklickej pozícii ekonomiky, na základe ktorého sú formované nastavenia jej nástrojov. V prípade Slovenska predstavuje ďalší zdroj motivácie analýzy nezamestnanosti aj jej pretrvávajúca relatívne vysoká miera často uvádzaná ako jeden z kľúčových ekonomických problémov SR. Odhad NAIRU v slovenskej ekonomike by mohol prispieť k poznaniu, do akej miery bola nezamestnanosť výsledkom cyklickej nerovnováhy alebo štrukturálnych disproporcií na trhu práce.

Okrem inflácie môžu v pozícii kritéria na posudzovanie rovnovážneho vývoja nezamestnanosti vystupovať mzdy (NAWRU – nonaccelerating wages rate of unemployment) (Staiger (2001) alebo Greenslade (2003)) a v ekonomikách s vysokou mierou otvorenosti aj saldo zahraničného obchodu. V tomto prípade sa nadmerný dopyt vyvolaný príliš nízkou nezamestnanosťou môže prejavovať skôr v náraste importu a zhoršení salda zahraničného obchodu bez nutnosti zvyšovania cien.

NAIRU je nepozorovateľnou veličinou, preto je potrebné, s výnimkou síce jednoduchého, ale pomerne nerealistického predpokladu o jej konštantnej úrovni (daný fakt dokumentuje Hogan (1998) na príklade horšej schopnosti Phillipsovej krivky vysvetliť pozorovanú infláciu v USA pri konštantnej NAIRU), jej trajektóriu odhadovať pomocou niektorej z metód uvádzaných v odbornej literatúre:

- Štatistické prístupy – extrahujú trendovú zložku z časového radu nezamestnanosti resp. zamestnanosti (nezamestnanosť je vtedy dopočítaná ako rozdiel ponuky pracovnej sily a počtu zamestnaných). Ich nevýhodou je absencia ekonomických informácií v rovnovážnej trajektórii nezamestnanosti, čo znemožňuje interpretovať príčiny jej odhadnutého vývoja. Do tejto skupiny sa zaraďuje trendová analýza (viaceré jednorozmerné štatistické modely nezamestnanosti uvádza štúdia Staiger (1996)), kľzavé priemery, Hodrick-Prescottov filter hľadajúci kompromis medzi lineárnym trendom a skutočným priebehom filtrovanej veličiny (v štúdiu Galabová (2005) je HP-filtrom vyhladený počet zamestnaných v SR použitý ako rovnovážny vstup do produkčnej funkcie) alebo Band-Pass filter, ktorý z vyhladzovaného časového radu extrahuje cyklickú zložku zodpovedajúcu zvolenému rozsahu frekvencií (na slovenské údaje o nezamestnanosti ho aplikuje Benčík (2008)). Vďaka svojej jednoduchosti bývajú štatistické prístupy často využívané na prvotné východiskové analýzy alebo na odhad rovnovážneho vývoja exogénnych premenných v makroekonomických modeloch.

- Metódy kombinujúce štatistické prístupy s ekonomickými informáciami – viacrozmerný Hodrick-Prescottov filter (Apel (1997)), ktorý do účelovej funkcie obsahujúcej odchýlky skutočného od vyhladeného časového radu a zmeny dynamiky vyhladených údajov pridáva rezíduá z ekonometrických rovníc zachytávajúcich ekonomické vzťahy viažuce sa na filtrovanú premennú, alebo Kalmanov filter, ktorý okrem priameho začlenenia ekonomických väzieb umožňuje aj odhad, či expertnú kalibráciu parametrov. Veľká flexibilita nastavenia parametrov a štatistických vlastností premenných však na druhej strane prináša aj nevýhody v podobe štartovacích parametrov a vysokej optimalizačnej náročnosti.
- Ekonometrické modely zachytávajúce do rozličnej hĺbky ekonomické väzby súvisiace s nezamestnanosťou, infláciou a výstupom ekonomiky:

Okunov zákon – na jeho základe sa priamo odhaduje negatívna závislosť medzi produkčnou medzerou a odchýlkou nezamestnanosti od rovnováhy (Orlandi (2000)). Nevýhodou je transformovanie problému odhadovania rovnovážnej miery nezamestnanosti na hľadanie trajektórie potenciálneho produktu určujúceho produkčnú medzeru.

Phillipsova krivka – v jednoduchej redukovanej forme vyjadruje závislosť inflácie od odchýlok nezamestnanosti od jej rovnovážnej úrovne, pričom zohľadňuje aj vplyvy ostatných faktorov (inflačné očakávania, importovaná inflácia, ponukové faktory, ktorých význam je relatívne nižší pri užších cenových indikátoroch). Prehľad histórie Phillipsovej krivky v súvislosti s koncepciou NAIRU a jej využiteľnosťou pri formulácii hospodárskej politiky ponúkajú autori práce McAdam (1999).

Štruktúrny vektorovo autoregresný model (SVAR) (Estrada (2000)) - v základnej podobe obsahuje 3 veličiny: infláciu, celkový výstup ekonomiky a nezamestnanosť. Jeho štruktúra je daná predpokladom, že nominálne (inflačné) šoky nepôsobia na rovnovážnu úroveň nezamestnanosti a výstupu.

Model determinácie miezd a cien (Estrada (2000) alebo McMorro (2000)) – vychádza z Cobb-Douglasovej produkčnej funkcie, na základe ktorej je sformulovaná úloha maximalizácie zisku firiem pri nedokonalnej konkurencii (ceny produkcie sú navyšované o prirážku závisiacu od rozdielu zahraničných a domácich cien) zachytávajúca väzby medzi počtom zamestnaných, produktivitou práce, mzdami a cenami. Reálne mzdy môžu byť determinované mierou nezamestnanosti a jej dynamikou, mzdovými očakávaniami, produktivitou práce, požadovanou výškou minimálnej mzdy (súvisiacou s podporou v nezamestnanosti a mierou zdanenia), vplyvom priamych aj nepriamych daní. Za predpokladu rovnakých odchýlok mzdových a inflačných očakávaní od ich skutočných hodnôt je možné model vyjadriť v redukovanej forme ako obdobu Phillipsovej krivky.

Hlavným cieľom materiálu je odhad rovnovážnej miery nezamestnanosti v slovenskej ekonomike. Ako jej najvhodnejšia koncepcia sa z hľadiska menovej politiky zameranej na stabilizáciu inflácie v blízkosti jej cieľovej úrovne javí miera nezamestnanosti neakcelerujúca infláciu NAIRU. Na dosiahnutie zvoleného cieľa budú použité dva prístupy: odhad NAIRU pomocou jednoduchého ekonometrického modelu a pomocou modelu nepozorovaných premenných s využitím viacrozmerného Kalmanovho filtra. Ich spoločným znakom sú

rovnaké východiská dané ekonomickou teóriou popisujúcou koncepciu NAIRU. Ďalším cieľom je porovnanie veľkosti a dĺžky trvania odchýlok nezamestnanosti od rovnováhy odhadnutej pomocou uvedených prístupov s jednoduchšími štatistickými filtermi reprezentovanými Hodrick-Prescottovým a Band-Pass filtrom, ktoré nezohľadňujú ekonomické informácie. Posledným cieľom je overiť ekonomickú interpretovateľnosť získaných výsledkov ich porovnaním so „soft“ indikátormi z konjunkturálneho prieskumu Štatistického úradu SR, s ukazovateľmi štruktúry nezamestnanosti a s výsledkami iných štúdií zameraných na zahraničné ekonomiky.

Ďalšia štruktúra materiálu je tvorená časťou 2, náplňou ktorej je popis modelov, údajov a postupov použitých na odhad NAIRU v slovenskej ekonomike. V časti 3 sú uvedené výsledky, ktoré sú následne interpretované v súvislosti s ďalšími relevantnými ekonomickými indikátormi a porovnané s odhadmi NAIRU publikovanými vo viacerých prácach zameraných na vyspelé krajiny. Dosiiahnuté výsledky a zistenia sú zhrnuté v závere materiálu.

2. Odhad NAIRU v slovenskej ekonomike

Náplňou tejto časti je popis modelov použitých na odhad rovnovážnej miery nezamestnanosti na Slovensku. Po charakteristike štruktúry jednoduchého ekonometrického modelu NAIRU a použitých dát nasleduje popis postupu odhadu jeho parametrov. Ďalej je vysvetlený odhad NAIRU pomocou modelu nepozorovaných premenných s využitím viacrozmerného Kalmanovho filtra.

2.1 Štruktúra jednoduchého ekonometrického modelu NAIRU

Štruktúra použitého modelu vyplýva z definície NAIRU ako rovnovážnej miery nezamestnanosti, ktorá nezrýchľuje infláciu. V modeli je preto potrebné prepojiť trh práce, ktorý určuje mieru nezamestnanosti, s trhom tovarov a služieb, na ktorom sú determinované ceny a inflácia. Hľadanej rovnovážnej miere nezamestnanosti zodpovedá v procese riešenia modelu navrhnutého v štúdiu Hogan (1998) určitý rovnovážny počet zamestnaných, ktorý generuje pomocou produkčnej funkcie taký potenciálny produkt ekonomiky, aby jemu prislúchajúca produkčná medzera v Phillipsovej krivke vysvetľovala spolu s ostatnými v nej vystupujúcimi premennými skutočný vývoj inflácie. Behaviorálne rovnice produkčnej funkcie a Phillipsovej krivky dopĺňajú dve identity definujúce rovnovážnu mieru nezamestnanosti prostredníctvom exogénnej ponuky práce a rovnovážneho počtu zamestnaných, a produkčnú medzeru pomocou HDP a jeho potenciálu.

Výška inflácie je ovplyvňovaná mierou odchýlenia sa trhu tovarov a služieb od rovnováhy, ktorá je reprezentovaná potenciálnym produktom ekonomiky. Vplyv rozdielu skutočného a potenciálneho produktu, produkčnej medzery, je zachytený pomocou Phillipsovej krivky:

$$CPI_{netexe_t} = f(CPI_{netexe_{t-1}}, CPI_{EMU_{netexe_t.RXEUR_bi}}, ULC_t, Po_Sk_t, FO_t, Y_gap_t)$$

CPI_{netexe} je čistá inflácia bez energií. Jej výhodou oproti celkovému indexu spotrebiteľských cien je očistenie o vplyv regulovaných cien, zmien nepriamych daní, cien potravín a energií, ktorých vývoj je determinovaný administratívnymi zásahmi a vysokou volatilitou spôsobovanou ponukovými šokmi (náhodné výrazné zmeny počasia vplývajúce na úrodu, dotácie, výkyvy v cenách energetických surovín). Uvedená vysoká volatilita a skokové zmeny by komplikovali odhad parametrov Phillipsovej krivky, ako aj modelovanie vplyvu produkčnej medzery na cenový vývoj, pričom daný vplyv predstavuje v koncepcii NAIRU jednu z kľúčových ekonomických väzieb.

V rovnici vystupujú aj inflačné očakávania v podobe oneskorenej endogénnej premennej *CPI_{netexe_{t-1}}*.

V malej otvorenej ekonomike, akou je aj Slovensko, má významný vplyv na vývoj cien zahraničná inflácia upravená o zmeny nominálneho výmenného kurzu *CPI_{EMU_{netexe.RXEUR_bi}}*. Zahraničná inflácia je zastúpená čistou infláciou eurozóny predstavujúcej najvýznamnejšieho obchodného partnera SR, ktorý je v dôsledku svojej ekonomickej sily významným tvorcom cien na svetových trhoch. Dopad cenového vývoja v EMU na domáce ceny je korigovaný výmenným kurzom slovenskej koruny voči euru.

Významným domácim faktorom sú jednotkové náklady práce ULC vypočítané ako podiel nominálnych kompenzácií zamestnancov a samozamestnávateľov na reálnom HDP. Odrážajú náklady firiem na výrobný faktor prácu vynaložené na jednotku produkcie, ale aj dopytový tlak na infláciu, keďže porovnávajú nominálne kompenzácie predstavujúce najvýznamnejší zdroj disponibilného príjmu s reálnou produkciou ekonomiky. Kompenzácie zamestnancov a samozamestnávateľov boli aproximované vynásobením kompenzácií zamestnancov podielom celkového počtu zamestnaných (zamestnanci a samozamestnávatelia) a zamestnancov.

Ceny ropy Brent vyjadrené v slovenských korunách Po_Sk aproximujú sekundárne dopady cien energií na vývoj CPI netaxe.

FO je časový rad fondu opráv, pred rokom 2005 je v dôsledku chýbajúcich údajov jeho dynamika aproximovaná imputovaným nájomným a pred rokom 1997 dynamikou CPI.

Y_gap predstavuje produkčnú medzeru zachytávajúcu vplyv nerovnováhy na trhu tovarov a služieb na cenový vývoj. Zodpovedá rozdielu skutočného HDP Y a jeho potenciálu Y_eq získaného dosadením rovnovážnych hodnôt výrobných faktorov aj ich celkovej produktivity do nižšie uvedenej produkčnej funkcie.

Na prepojenie trhu tovarov a služieb ovplyvňujúceho infláciu s trhom práce slúži Cobb-Douglasova produkčná funkcia, ktorej lineárny tvar po zlogaritmovaní uľahčuje jej začlenenie do dvojrozmerného VECM modelu. Vyjadruje úroveň výstupu ekonomiky ako funkciu základných výrobných faktorov práce a kapitálu:

$$\ln Y_t = \ln TFP_t + \alpha \cdot \ln L_t + (1-\alpha) \cdot \ln K_t$$

Y je hrubý domáci produkt slovenskej ekonomiky v stálych cenách.

TFP je celková produktivita výrobných faktorov vypočítaná ako Solowov reziduál z produkčnej funkcie.

α je parameter určujúci váhy výrobných faktorov v produkčnej funkcii.

L je počet zamestnaných (zamestnanci a samozamestnávatelia) predstavujúci dopyt firiem po pracovnej sile. Použitý je domáci koncept, ktorý obsahuje len pracovnú silu zamestnanú v domácej ekonomike. Vylučuje teda občanov SR zamestnaných v zahraničí, ktorých počet po vstupe Slovenska do EÚ a zjednodušení cezhraničného pohybu pracovnej sily výrazne vzrástol v dôsledku vyšších miezd v ekonomicky vyspelejších starších členských krajinách. Uvedená časť pracovnej sily však neprispieva k tvorbe modelovaného hrubého domáceho produktu¹ SR. Za účelom výpočtu miery nezamestnanosti je však potrebné túto časť odpočítať od ponuky pracovnej sily, ktorá je v modeli exogénna a je daná počtom ekonomicky aktívnych obyvateľov SR $EAOB$. V opačnom prípade by bol počet nezamestnaných vypočítavaný ako $EAOB - L$ nekorektne zvýšený o túto skupinu. Počet občanov SR zamestnaných v zahraničí bol vypočítaný ako rozdiel počtov zamestnaných podľa národného a domáceho konceptu.

¹ Uprednostnenie HDP pred hrubým národným produktom bolo motivované lepšími možnosťami porovnania odhadu jeho potenciálnej úrovne s výsledkami iných štúdií, nakoľko potenciálny produkt ekonomiky je štandardne odhadovaný na časovom rade HDP.

K predstavuje druhý výrobný faktor – kapitál. Jeho časový rad bol prevzatý z internej databázy NBS vytvorenej pre potreby jej štruktúrneho makroekonomického modelu. Nakoľko pre Slovensko nie je publikovaný časový rad akumulovaného kapitálu, bolo potrebné prístup k jeho výpočtu z dostupných údajov. Ako východiskové obdobie bol zvolený koniec roku 2000, ktorý je aj základným rokom pre stále ceny ostatných ekonomických veličín použitých v modeli. Hodnota kapitálu v jednotlivých sektoroch v bežných reprodukčných cenách v danom období podľa údajov ŠÚ SR bola znížená na percento zodpovedajúce pomeru kapitálu v celom hospodárstve v zostatkovej a obstarávacej cene v danom roku, čím bola zohľadnená miera opotrebenia akumulovaného kapitálu. Hodnoty akumulovaného kapitálu v ostatných obdobiach boli vypočítané pomocou metódy PIM (Perpetual Inventory Method):

$$K_t = (1 - \delta_{t-1}) \cdot K_{t-1} + I_t$$

δ predstavuje kvartálnu mieru odpisov v jednotlivých štvrtrokoch, jej hodnoty za jednotlivé sektory boli odvodené z váženého priemeru životností jednotlivých druhov majetku, ako váhy slúžili stavy príslušných druhov majetku v jednotlivých štvrtrokoch. Tvorba hrubého fixného kapitálu v stálych cenách I za jednotlivé sektory bola stanovená ako podiel na celkovej tvorbe hrubého fixného kapitálu v stálych cenách zodpovedajúci sektorovej štruktúre tvorby hrubého fixného kapitálu v bežných cenách.

Na účely modelovania HDP pomocou produkčnej funkcie boli do akumulovaného kapitálu zahrnuté sektory finančných korporácií, nefinančných korporácií a vlády. Sektor domácností bol vylúčený, nakoľko jeho akumulovaný kapitál sa priamo nepodieľa na tvorbe HDP.

V odbornej literatúre (Hájková (2008)) sa ako nedostatok uvedeného prístupu uvádza agregácia stavovej veličiny akumulovaného kapitálu na základe jeho celkovej trhovej hodnoty (reprodukčné alebo zostatkové ceny), z ktorej sa následne vyjadruje jeho vplyv na tokovú veličinu HDP v jednom období. Cena akumulovaného kapitálu však odráža aj jeho schopnosť produkovať pridanú hodnotu počas dlhšieho obdobia v budúcnosti. Kapitál s dlhšou životnosťou má teda v dôsledku svojej vyššej ceny vyššiu váhu pri tvorbe HDP za jedno obdobie ako rovnako produktívny kapitál s kratšou životnosťou, jeho príspevok je teda nadhodnotený. Ako riešenie je navrhovaná alternatívna agregácia kapitálu na základe služieb kapitálu – jeho príspevku k tvorbe celkového výstupu ekonomiky v príslušnom období. Za predpokladu rovnováhy pri dokonalej konkurencii je marginálny produkt kapitálu rovný nákladom na kapitál (jeho cene). Kapitálové služby sú potom súčinom akumulovaného kapitálu v stálych reprodukčných cenách zohľadňujúcich opotrebenie a jeho ceny za jednotlivé druhy majetku (aproximovanej súčtom nominálnej úrokovej miery reprezentujúcej náklady obetovanej príležitosti, miery amortizácie a kapitálových výnosov z majetku - zmeny jeho ceny na trhu) predstavujúcej váhy pri agregácii do celkového kapitálu, čo umožňuje zohľadniť heterogenitu v produktivite kapitálu a odstrániť nadhodnocujúci vplyv jeho dlhšej životnosti. Nevýhodou uvedeného prístupu je vyššia náročnosť na vstupné údaje: štruktúra stavu kapitálu podľa druhov majetku, štruktúra financovania firiem potrebná na určenie úrokovej miery vstupujúcej do ceny kapitálu.

Pri odhadovaní NAIRU je využitý rovnovážny počet zamestnaných získaný riešením vyššie uvedeného modelu vzhľadom na premennú L za podmienky čo najpresnejšie vystihnúť skutočný vývoj inflácie:

$$NAIRU = (EAOB - L_{eq}) / EAOB \cdot 100$$

Rovnovážny počet zamestnaných je určitá trajektória L_{eq} vedúca prostredníctvom produkčnej funkcie k potenciálnemu produktu a z neho vyplývajúcej produkčnej medzere, pri ktorej Phillipsova krivka čo možno najlepšie vystihuje priebeh inflácie.

2.2 Odhad parametrov jednoduchého ekonometrického modelu NAIRU

Parametre modelu boli odhadnuté na sezónne očistených kvartálnych údajoch za obdobie 1. kvartálu roku 1995 až 3. kvartálu roku 2008. Sezónne očistené časové rady boli zväčša získané priamo z ich zdrojov (Eurostat, NBS, Štatistický úrad SR, OECD), v prípade nedostupnosti sezónne očistených dát (čistá inflácia bez energií v EMU, ekonomicky aktívne obyvateľstvo, fond opráv, nominálna tvorba hrubého fixného kapitálu za sektory vlády, finančných a nefinančných korporácií) bolo vykonané sezónne očistenie pomocou metódy X12 resp. Tramo/Seats. Na základe ADF (Augmented Dickey-Fuller) testu bola zistená nestacionarita použitých časových radov, preto majú odhadované rovnice formu ECM (Error Correction Model).

Najprv bola samostatne odhadnutá pomocná rovnica Cobb-Douglasovej produkčnej funkcie. Z nej bola získaná celková produktivita výrobných faktorov TFP v podobe Solowovho reziduálu. Rovnica bola odhadnutá vo forme ECM, pričom vo svojej dlhodobej časti obsahuje okrem práce L a kapitálu K aj konštantu a lineárny trend, ktoré aproximujú TFP s predpokladaným rastúcim trendom. Túto špecifikáciu podporujú aj výsledky ADF testu pre vysvetľovanú premennú Y , ktorej prvé diferencie sú stacionárne okolo lineárneho trendu. Kapitál štatisticky významne vplyva na HDP s oneskorením o 1 rok, do krátkodobej časti rovnice bolo potrebné zaradiť aj umelé premenné zachytávajúce skoky vo vývoji HDP v prvých dvoch kvartáloch roku 1999. Rovnica obsahuje ohraničenie implikujúce jednotkový súčet dlhodobých parametrov stojacich pri výrobných faktoroch, ktoré odráža predpoklad konštantných výnosov z rozsahu. Johansenov test kointegrácie potvrdil existenciu štatisticky významného dlhodobého vzťahu medzi HDP, pracou a kapitálom, z ktorého bola následne vyjadrená celková produktivita výrobných faktorov (v zátvorkách sú uvedené štandardné odchýlky odhadnutých parametrov): $\ln TFP_t = \ln Y_t - 0,54 \ln L_t - 0,46 \ln K_{t-4}$
(0,1765) (0,1765)

Parametre oboch rovníc modelu NAIRU boli odhadnuté súčasne vo forme VECM (Vector Error Correction Model) s nulovými ohraničeniami parametrov v dlhodobých častiach rovníc danými štruktúrou modelu opísanou v predchádzajúcej časti a ďalšími ohraničeniami vyplývajúcimi z ekonomickej teórie. Johansenov test potvrdil existenciu kointegrácie. S cieľom odstrániť z krátkodobých častí rovníc štatisticky nevýznamné premenné a zlepšiť schopnosť modelu vystihnúť pozorovaný priebeh endogénnych premenných bol v ďalšom kroku simultánny systém rovníc znova odhadnutý pomocou trojstupňovej metódy najmenších štvorcov pri zafixovaných hodnotách dlhodobých parametrov získaných z predchádzajúceho odhadu VECM. Ako inštrumentálne premenné boli pre každú rovnicu použité v nej vystupujúce časovo oneskorené diferencie endogénnych premenných, exogénne premenné a príslušný odhadnutý dlhodobý vzťah. V rámci uvedeného procesu boli z rovníc eliminované krátkodobé štatisticky nevýznamné členy a prípadne doplnené dodatočné oneskorené diferencie relevantných premenných za účelom odstránenia autokorelácie rezíduí a zachovania normality ich rozdelenia. Všetky odhadnuté parametre modelu sú štatisticky významné na štandardnej hladine 5 %. Znamienka dlhodobých parametrov modelu a koeficientov prispôsobenia sú v súlade s ekonomickou teóriou.

Cobb-Douglasova produkčná funkcia má po odhade nasledujúci tvar:

$$\begin{aligned} d\ln Y_t = & -0,21(\ln Y_{t-1} - (\ln TFP_{t-1} + 0,55 \ln L_{t-1} + 0,45 \ln K_{t-3} + 0,01)) + 0,02 d\ln TFP_{t-4} + \\ & (0,0851) \qquad \qquad \qquad (0,0011) \qquad \qquad (0,0011) \qquad \qquad \qquad (0,0075) \\ & 0,99 d\ln TFP_t + 0,54 d\ln L_t + 0,22 d\ln K_{t-6} + 0,002 \\ & (0,0056) \qquad \qquad (0,0071) \qquad \qquad (0,0659) \end{aligned}$$

Z definície produkčnej funkcie vyplýva jednotková dlhodobá elasticita HDP vzhľadom na TFP, nárast počtu zamestnaných L o 1 % vyvolá v dlhodobom horizonte nárast HDP o 0,55 % a rovnaké zvýšenie akumulovaného kapitálu K zvýši HDP o 0,45 % s oneskorením o dva kvartály. Pri odhade dlhodobých parametrov bolo stanovené ohraničenie vyžadujúce jednotkový súčet váh výrobných faktorov v produkčnej funkcii.

Phillipsova krivka má nasledujúcu podobu:

$$\begin{aligned} \ln \text{CPI}_{\text{netexe}_t} = & -0,06(\ln \text{CPI}_{\text{netexe}_{t-1}} - (0,46 \ln(\text{CPIEM}_{\text{netexe}_{t-1}} \cdot \text{RXEUR}_{\text{bi}_{t-1}}/100) + \\ & (0,0219) \qquad \qquad \qquad (0,0521) \\ & 0,32 \ln(\text{COMP}_{t-1}/Y_{t-1} \cdot 100/44,95 \cdot 100) + 0,10 \ln \text{Po}_{\text{Sk}_{t-3}} + 0,12 \ln \text{FO}_{t-1} + 0,06)) + \\ & (0,0876) \qquad \qquad \qquad (0,0162) \qquad \qquad \qquad (0,0467) \\ & 0,42 \text{dlnCPI}_{\text{netexe}_{t-1}} + 0,25 \text{dlnCPI}_{\text{netexe}_{t-4}} + \\ & (0,0793) \qquad \qquad \qquad (0,0619) \\ & 0,05 \text{dln}(\text{CPIEM}_{\text{netexe}_{t-3}} \cdot \text{RXEUR}_{\text{bi}_{t-3}}/100) + \\ & (0,0169) \\ & 0,07 \text{dln}(\text{COMP}_{t-1}/Y_{t-1} \cdot 100/44,95 \cdot 100) + 0,10 \text{dlnFO}_t + 0,21(\ln Y_{t-1} - \ln Y_{\text{eq}_{t-1}}) \\ & (0,0313) \qquad \qquad \qquad (0,0211) \qquad \qquad \qquad (0,0578) \end{aligned}$$

V dlhodobej časti rovnice bolo zavedené ohraničenie implikujúce jednotkový súčet v nej vystupujúcich parametrov, čo zabezpečuje, že v dlhodobom horizonte vývoj jednotlivých zložiek inflácie nediverguje. Elasticita čistej inflácie bez energií $\text{CPI}_{\text{netexe}}$ vzhľadom na zahraničnú infláciu $\text{CPIEM}_{\text{netexe}}$ zohľadňujúcu vývoj nominálneho výmenného kurzu RXEUR_{bi} dosahuje hodnotu 0,46, čo odráža významný vplyv dynamiky cenovej hladiny v zahraničí na domáce ceny charakteristický pre malú otvorenú ekonomiku. Jednotkové náklady práce vypočítané ako podiel kompenzácií zamestnancov a samozamestnávateľov na HDP COMP/Y sú z dlhodobého hľadiska najvýznamnejšou domácou zložkou inflácie predstavujúcou nielen nákladový faktor pre firmy, ale aj veličinu ovplyvňujúcu domáci dopyt. Ich rast o 1 % vyvolá zrýchlenie inflácie o 0,32 %. Nárast cien ropy v domácej mene Po_{Sk} o 1 % spôsobí prostredníctvom sekundárnych dopadov na čistú infláciu bez energií jej zvýšenie o 0,10 % s oneskorením o pol roka. Rovnaké zvýšenie fondu opráv FO zrýchli infláciu o 0,12 %.

Produkčná medzera reprezentovaná rozdielom hrubého domáceho produktu Y a potenciálneho produktu Y_{eq} vystupuje s oneskorením jeden kvartál v krátkodobej časti rovnice, nakoľko v dlhodobom pohľade je produkčná medzera nulová. Jej parameter je relatívne nízky, čo má za následok vysokú volatilitu rovnovážneho počtu zamestnaných L_{eq} , ktorý je výsledkom riešenia modelu pri odhadovaní NAIRU. L_{eq} totiž prostredníctvom potenciálneho produktu získaného z dlhodobej časti rovnice produkčnej funkcie mení trajektóriu produkčnej medzery tak, aby jej pôsobenie v Phillipsovej krivke vysvetľovalo skutočný vývoj inflácie a pri danom pomerne nízkom parametri musia byť tieto zmeny výraznejšie. Z uvedeného postupu vyplýva aj druhý zdroj volatility L_{eq} , keďže pri riešení modelu musí od neho závisiaca produkčná medzera pri vysvetľovaní priebehu inflácie zachytiť aj náhodnú reziduálnu zložku, na ktorú pripadajú vplyvy všetkých do modelu nezarađených faktorov determinujúcich zmeny cien. Preto je potrebné vyhladiť L_{eq} získaný z modelu pomocou HP-filtra pri výpočte NAIRU z identity:

$$\text{NAIRU}_t = (\text{EAOB}_t - L_{\text{eq}t})/\text{EAOB}_t \cdot 100$$

Základná idea získania odhadu rovnovážnej nezamestnanosti riešením Phillipsovej krivky a potreba obmedzenia volatility jej výslednej trajektórie je naznačená v štúdiu Hogan (1998).

Identita potenciálneho produktu prepájajúca rovnovážny počet zamestnaných L_{eq} prostredníctvom potenciálneho produktu Y_{eq} a súvisiacej produkčnej medzery s infláciou v Phillipsovej krivke je zostavená z dlhodobého rovnovážneho vzťahu odhadnutého v rovnici produkčnej funkcie²:

$$\ln Y_{\text{eq}t} = \ln \text{TFP}_{\text{hp}t} + 0,55 \ln L_{\text{eq}t} + 0,45 \ln K_{t-2} + 0,01$$

Rovnovážne hodnoty TFP boli pre účely odhadu potenciálneho produktu získané pomocou HP-filtra so štandardnou hodnotou parametra $\lambda = 1600$ pre kvartálne údaje. Pri odhadovaní parametrov modelu slúžil ako východisková trajektória L_{eq} časový rad počtu zamestnaných L vyhladený rovnakým spôsobom. Akumulovaný kapitál nebol vyhladený, nakoľko plné využitie kapacít jeho skutočného stavu zodpovedá potenciálnej produkcii ekonomiky.

Uvedené 2 behaviorálne rovnice a 2 identity predstavujú model NAIRU, ktorý je pri odhadovaní rovnovážnej miery nezamestnanosti riešený vzhľadom na riadiacu premennú L_{eq} s cieľom dosiahnuť skutočné pozorované hodnoty endogénnej premennej v rovnici inflácie, ako už bolo vysvetlené v predchádzajúcom texte.

2.3 Odhad NAIRU pomocou modelu nepozorovaných premenných s využitím viacrozmerného Kalmanovho filtra

Štruktúra modelu ako aj jednotlivé ekonomické väzby vychádzajú z jednoduchého ekonometrického modelu NAIRU popísaného v časti 2.1. Samotná forma rovníc je prispôbena použitej metodológii.

Odhad modelu pomocou filtračnej metódy Kalmanovho filtra je v dnešnej dobe už všeobecne známy a je popísaný vo viacerých literatúrach (Hamilton (1994), Harvey (1989)). Na dátach Slovenskej republiky bolo odhadnutých niekoľko modelov s využitím tejto metódy (Antoničová, Huček (2005), Benčík (2008), Tetsuya (2008)). Všetky odhady mali po technickej stránke jednu spoločnú vlastnosť - problém štartovacích parametrov spôsobený nízkou kvalitou použitej dátovej základe vyplývajúcej z krátkosti časových radov a väčšieho počtu štruktúrnych zlomov vplývajúcich najmä na nestabilitu sezónne očistených časových radov. Tieto problémy znižujú možnosti tejto metódy resp. sťažujú jej použitie. Taktiež podmienka pre aspoň jeden uzavretý cyklus býva často nesplnená. V týchto prípadoch je potrebné pristupovať k určitým technickým reštrikciám, ktoré dovoľujú optimalizačnému algoritmu nájsť riešenie, skonvergovať.

Jednou z možností je použiť pre vstupné parametre odhady jednotlivých vzťahov metódu najmenších štvorcov (Benčík (2008)) alebo využívať kalibrované parametre (Beneš (2002)), ktoré značne zjednodušujú numerickú náročnosť daného problému. Ku kalibrácii parametrov pristupujeme, ak odhadnuté parametre sú štatisticky nevýznamné alebo

² Pri odhade danej dlhodobej väzby pomocou popisovaného VECM modelu bol v krátkodobej časti Phillipsovej krivky aproximovaný potenciálny produkt odhadom na základe dlhodobej časti vyššie uvedenej pomocnej produkčnej funkcie, v ktorej boli rovnovážne hodnoty TFP a L získané vyhladením HP-filtrom.

ekonomicky neinterpretovateľné. Týmto spôsobom dokážeme ostatné parametre lepšie odhadnúť vo vzťahu k spomínanému kalibrovanému parametru.

„Silnou“ alebo kompletnou kalibráciou parametrov je možné algoritmus Kalmanovho filtra využiť na štatistickú filtráciu dát podobnú jednorozmernému HP filtru (v prípade jednorozmerného Kalmanovho filtra), alebo viacrozmernému HP filtru (v prípade viacrozmerného Kalmanovho filtra) so zachovaním ekonomických väzieb, či potrebných štatistických vlastností. V tomto prípade pri kalibrácii parametrov je nutné používať parametre vyplývajúce z ekonomickej teórie alebo ekonomicky interpretovateľné nastavenia parametrov, najlepšie empiricky „osvedčené“ na iných, podobných modeloch s porovnateľnou dátovou základňou. Vhodné je prihliadať na štatistickú významnosť parametrov, resp. na splnenie normality rezíduí v stochastických rovniciach.

Nasledujúci model je z väčšej miery kalibrovaný. Rovnice zachytávajúce ekonomické väzby sú: Cobb-Douglasova produkčná funkcia, IS krivka a Phillipsova krivka. Ostatné rovnice vysvetľujú štatistické vlastnosti použitých premenných.

Model pozostáva zo štyroch signálnych rovníc, z ktorých prvé dve sú identity definujúce rozdelenie premenných na rovnovážnu a cyklickú zložku. $d\ln X_t$ označuje štvornásobok prvej diferencie logaritmu premennej X^3 .

$$d\ln GDP_t = d\ln GDP_{eq_t} + 4*(\ln GDP_{gap_t} - \ln GDP_{gap_{t-1}})$$

$$d\ln L_t = d\ln L_{eq_t} + 4*(\ln L_{gap_t} - \ln L_{gap_{t-1}})$$

Nasledujúce rovnice očisťujú premenné o náhodné šoky, ktoré nevieme ekonomicky vysvetliť.

$$d\ln NETEXE_t = d\ln NETEXE'_t + \varepsilon^{NETEXE}_t$$

$$d\ln TFP_t = d\ln TFP_{eq_t} + \varepsilon^{TFP}_t$$

TFP je napočítané pomocou Solowovho reziduálu, kde pre podiel práce a kapitálu je použitý štartovací parameter α_C .

Stavové rovnice popisujú štatistické vlastnosti nepozorovateľných premenných a ekonomické väzby medzi sebou.

Rovnice rovnovážnych premenných pre prácu L a TFP sú vysvetľované AR(1) procesom s driftom, ktorý definujeme náhodnou prechádzkou.

$$d\ln L_{eq_t} = \phi_1 * d\ln L_{eq_{t-1}} + (1 - \phi_1) * drift_L_t + \varepsilon^{L_{eq}}_t$$

$(\phi_1 = 0,4761)$

$$drift_L_t = drift_L_{t-1} + \varepsilon^{drift_L}_t$$

³ $d\ln X_t = 4*(\ln X_t - \ln X_{t-1})$ - vyjadruje anualizovanú štvrtročnú zmenu.

Podľa teórie je podiel práce a kapitálu konštantný. V prípade Slovenska, transformujúcej sa ekonomiky s veľkým prílevom zahraničných investícií, sme sa pokúsili odhadnúť časovo premenný podiel práce na produkcii ekonomiky. Podiel práce - α_t je definovaný ako nepozorovateľná premenná, ktorá sa skladá z konštantnej časti α_C a časovo premennej α_{T_t} zložky, ktorá má charakter náhodnej prechádzky. Konštantná časť je parameter, ktorý sa odhaduje a vstupuje ako štartovacia hodnota pre ďalšiu iteráciu modelu.

$$\begin{aligned}\alpha_t &= \alpha_C + \alpha_{T_t} \\ \alpha_{T_t} &= \alpha_{T_{t-1}} + \varepsilon^{\alpha_{T_t}}\end{aligned}$$

Základná rovnica Cobb-Douglasovej rovnice má potom tvar:

$$\ln \text{GDP}_{eq_t} = \ln \text{TFP}_{eq_t} + (\alpha_t) * \ln L_{eq_t} + (1 - \alpha_t) * \ln K_{t-1}$$

Keďže prostredie pre odhad modelu neposkytuje možnosť odhadnúť nelineárny model, resp. časovo premenné parametre, pristúpili sme k nasledujúcim úpravám. Rovnica pre Cobb-Douglasovu produkčnú funkciu obsahuje len konštantnú časť α_C

$$\ln \text{GDP}_{eq_t} = \ln \text{TFP}_{eq_t} + (\alpha_C) * \ln L_{eq_t} + (1 - \alpha_C) * \ln K_{t-1}$$

a časovo-premenná časť je vsunutá do rovnice pre rovnovážnu TFP. Výraz $(\ln L_{eq_t} - \ln K_{t-1})$ bol aproximovaný výrazom $(\ln L_t - \ln K_{t-1})$, ktorý vykazuje od roku 2000 hodnoty blízke (-2) preto

$$(\ln L_{eq_t} - \ln K_{t-1}) * \alpha_{T_t}$$

sa pre zachovanie lineárnosti a jednoduchosti nahradil výrazom $(-2) * \alpha_{T_t}$.

$$\ln \text{TFP}_{eq_t} = \varphi_2 * (\ln \text{TFP}_{eq_{t-1}} + 2 * \alpha_{T_{t-1}}) - 2 * \alpha_{T_t} + (1 - \varphi_2) * \text{drift_TFP}_t + \varepsilon^{\text{TFP}_{eq_t}}$$

$(\varphi_2 = 0,6834)$

$$\text{drift_TFP}_t = \text{drift_TFP}_{t-1} + \varepsilon^{\text{drift_TFP}_t}$$

Odhadnutá nepozorovaná premenná (časovo premenný podiel práce a kapitálu na produkcii) α_t je použitá v ďalšom odhade celého modelu na výpočet TFP pomocou Solowovho reziduálu. Celý model je odhadovaný dovtedy, pokiaľ sa jej konštantná časť, parameter α_C , nemení, resp. mení len o požadovanú odchýlku. Takýmto spôsobom je zabezpečená konzistentnosť konštantnej časti podielu práce a kapitálu na výstupe a vypočítaného TFP.

$$\ln L_{gap_t} = \beta_{L1} * \ln L_{gap_{t-1}} + (1 - \beta_{L1}) * \ln \text{GDP}_{gap_{t-1}} + \varepsilon^{L_{gap}_t}$$

$(\beta_{L1} = 0,6 \text{ kalibrované})$

Cyklická zložka zamestnanosti je riadená perzistenciou a produkčnou medzerou.

$$\ln \text{GDP}_{gap_t} = \beta_{GDP1} * \ln \text{GDP}_{gap_{t-1}} + \beta_{FIMP} * \ln \text{FIMP}_{hp_gap_{t-3}} + \beta_r * \text{RMCI}_{t-2} + \text{INCOME}_t + \varepsilon^{\text{GDP}_{gap}_t}$$

$(\beta_{GDP1} = 0,50, \beta_{FIMP} = 0,20, \beta_r = -0,20 \text{ všetky kalibrované})$

Produkčná medzera je definovaná perzistenciou a exogénnymi premennými RMCI, FIMP_hp_gap a INCOME. RMCI je index reálnych menových podmienok napočítaný rovnako ako v MVF-UC (Antoničová, Huček (2005) (1/3 medzera v reálnych úrokových sadzbách + 2/3 medzera v reálnom výmennom kurze), FIMP_hp_gap je detrendovaný import tovarov a služieb EU12 získaný pomocou HP filtra s parametrom 100. Účelom bolo získať výraznejšie výkyvy v importoch EU slúžiacich ako premenná zachytávajúca zmeny v zahraničnom dopyte. INCOME je umelá premenná vysvetľujúca výrazné šoky príjmového efektu vyplývajúce z cenových deregulácií.

$$\begin{aligned} \text{dlnNETEXE}_t^c = & \gamma_1 * (\text{dlnPMEXE}_{t-1} + \text{d4lnZ_eq}) + (1 - \gamma_1) * \gamma_2 * \text{dlnNETEXE}_{t-1}^c \\ & + (1 - \gamma_1) * (1 - \gamma_2) * \text{dln_e_CPI} + \gamma_3 * (\text{lnGDP_gap}_{t-1}) + \varepsilon_t^{\text{NETEXE}^c} \\ & (\gamma_1 = 0,15, \gamma_2 = 0,50, \gamma_3 = 0,30 \text{ všetky kalibrované}) \end{aligned}$$

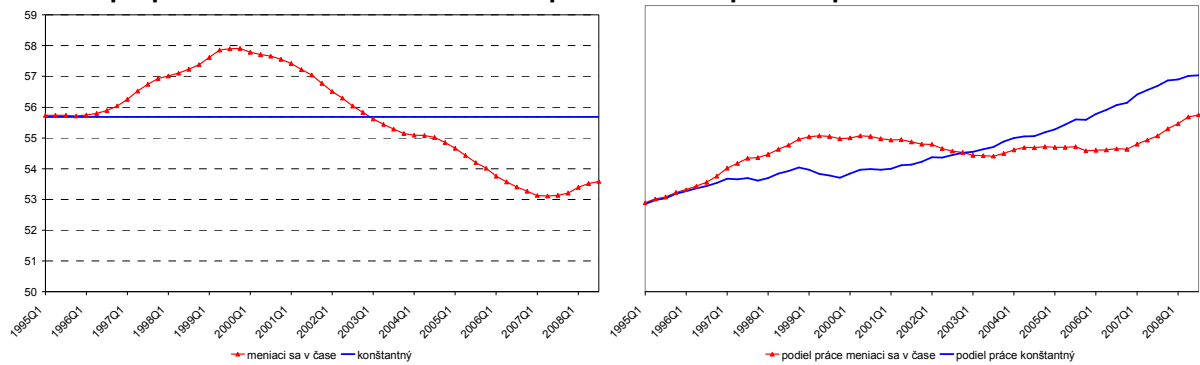
Rovnica Phillipsovej krivky je prebratá z modelu QPM (Gavura, Reľovský (2005)). PMEXE je index importných cien bez energií. Z_eq je rovnovážny kurz získaný pomocou jednorozmerného Kalmanovho filtra. e_CPI sú inflačné očakávania napočítané ako vážený priemer adaptívnych a racionálnych očakávaní.

Samotné NAIRU je vypočítané z identity pomocou rovnovážnej zamestnanosti a pracovnej sily LF.

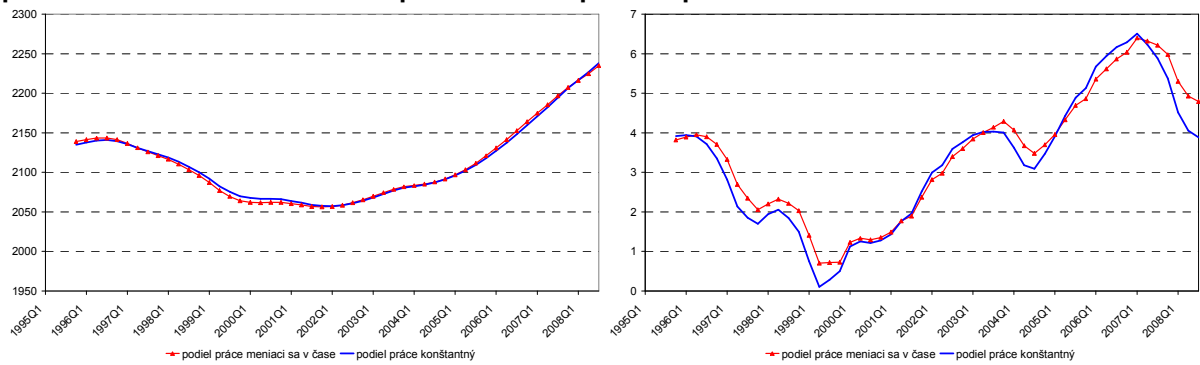
$$\text{NAIRU} = 100 * (1 - L_eq / LF)$$

Odhad časovo premenlivého podielu práce a kapitálu na produkcii ekonomiky nemá z hľadiska výsledkov a interpretovateľnosti väčší význam. Podobne ako model (Hájková, Hurník (2007)) nedával relevantnejšie výsledky pri časovo premenlivom podiele práce a kapitálu ako pri konštantnom podiele v Cobb-Douglasovej produkčnej funkcii, tak aj náš model nedosahoval výsledky hodné na bližší komentár. Z hľadiska odhadu potenciálu ekonomiky a rovnovážnej nezamestnanosti NAIRU tento postup nemá väčší význam. Rozdiely v raste rovnovážneho TFP a potenciálu považujeme za zanedbateľné. Praktický význam má tento postup pre predstavu o vplyve štrukturálnych zmien v zamestnanosti a masívnych zahraničných investícií do produkcie a technológií v konvergujúcej ekonomike. Do roku 1999 dochádza k nárastu podielu práce na produkcii v dôsledku reštrukturalizácie trhu práce a od roku 2000 sa postupne znižuje s rastúcimi investíciami a dosahuje svoje minimum začiatkom roku 2007 kedy opäť mierne narastá. Minimálne rozdiely v potenciáli, rovnovážnej zamestnanosti a rovnovážnom raste TFP sú spôsobené aj tým, že TFP je počítaný zo Solowovho reziduálu, čím sú premenné Cobb-Douglasovej produkčnej funkcie veľmi úzko previazané. Rozdiely v TFP počítanom pomocou konštantného a časovo premenlivého podielu práce na produkcii sú zrejme z identity v rovnici pre Solowov reziduál.

Graf č. 1a Podiel práce na produkcii v % a rozdiel v TFP napočítanom podľa Solowovho reziuálu pri použití konštantného a časovo premenlivého podielu práce



Graf č. 2b Rovnovážna zamestnanosť (v tis. osôb) a medzikvartálny rast rovnovážneho TFP pri použití konštantného a časovo premenlivého podielu práce



Zdroj: vlastné výpočty

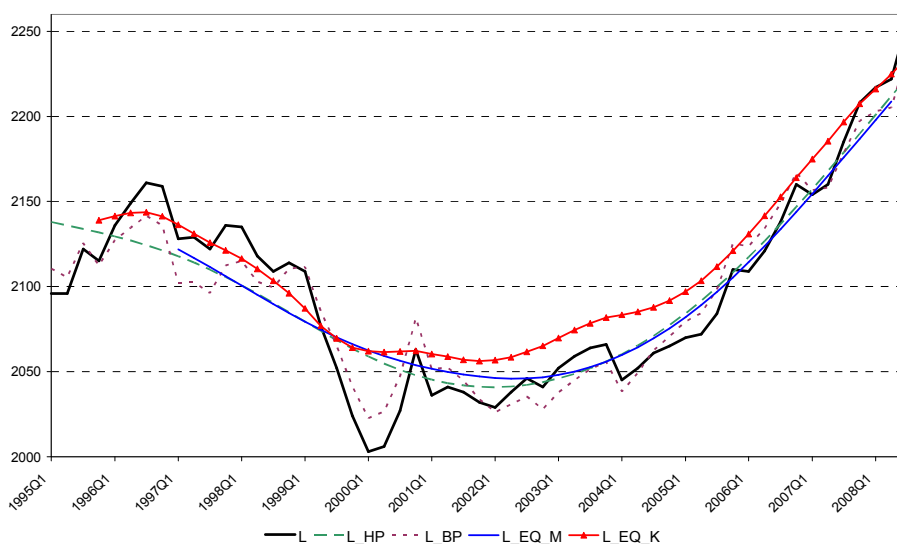
3. Výsledky

V tejto časti sú prezentované výsledky odhadovania NAIRU pomocou modelu s nepozorovanými premennými a jednoduchého ekonometrického modelu zostaveného v časti 2. Rovnovážna miera nezamestnanosti je následne interpretovaná v súvislosti s vývojom štruktúry nezamestnaných a indikátorov z konjunkturálnych prieskumov ŠÚ SR.

3.1 NAIRU a súvisiace rovnovážne premenné v slovenskej ekonomike

Pri riešení modelu je najprv získaný rovnovážny počet zamestnaných. Graf č. 2 porovnáva odhad rovnovážneho počtu zamestnaných z modelu NAIRU s využitím viacrozmerného Kalmanovho filtra L_{EQ_K} a z modelu NAIRU L_{EQ_M} (chýbajúce údaje na konci skúmaného obdobia sú zapríčinené oneskorením produkčnej medzery v Phillipsovej krivke) s jeho skutočným priebehom L . Graf obsahuje aj trajektórie rovnovážneho počtu zamestnaných získané pomocou štatistických prístupov HP-filtra L_{HP} a Band-Pass filtra⁴ L_{BP} , ktoré slúžia ako určitý benchmark pri hodnotení veľkosti a dĺžky trvania odchýlok modelovaných premenných od rovnováhy pri aplikácii ostatných prístupov.

Graf č. 2 Počet zamestnaných v tis. (domáci koncept)

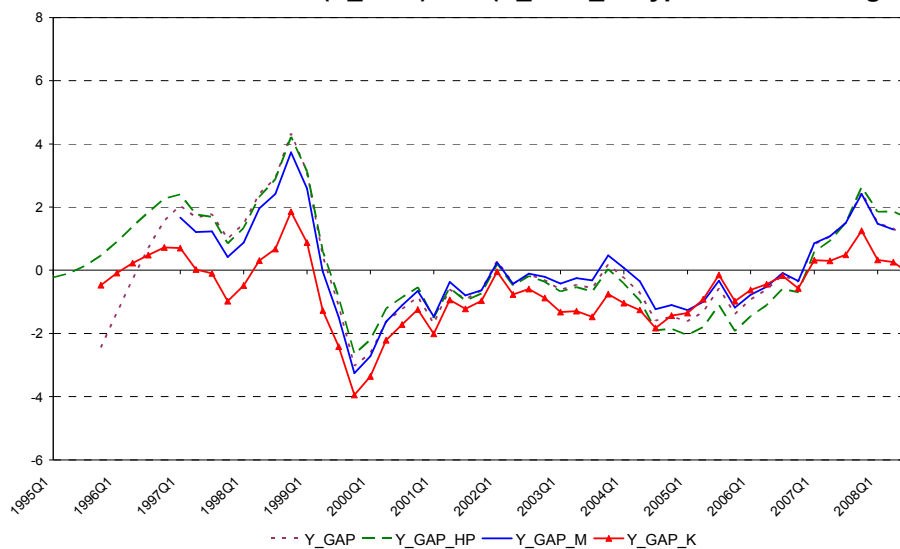


Zdroj: Eurostat a vlastné výpočty

Dosadením uvedených odhadov rovnovážneho počtu zamestnaných do produkčnej funkcie resp. priamym vyhladením časového radu HDP HP-filtrom boli získané príslušné trajektórie potenciálneho produktu. Produkčné medzery zodpovedajúce odhadom potenciálu ekonomiky na základe HP-filtra Y_{GAP_HP} , pomocnej produkčnej funkcie Y_{GAP} , do ktorej vstupujú rovnovážne úrovne práce a TFP dané HP-filtrom, Kalmanovho filtra Y_{GAP_K} a modelu NAIRU Y_{GAP_M} sú zachytené na grafe č. 3.

⁴ HP-filter používa parameter $\lambda = 1600$, čo je štandardná hodnota pre kvartálne dáta. Pri vyhladení počtu zamestnaných Band-Pass filtrom bol zvolený asymetrický Christiano-Fitzgeraldov filter, nakoľko pri použití symetrického filtra by došlo k strate viacerých pozorovaní na začiatku a konci výberového súboru, v dôsledku čoho by nebolo možné identifikovať rovnovážnu zamestnanosť v aktuálnom období, ktoré je pre praktické využitie analýzy najdôležitejšie. Pri aplikácii filtra bola nastavená predpokladaná dĺžka ekonomického cyklu v rozmedzí 5 až 10 rokov, čo približne zodpovedá cyklom odchýlok od rovnováhy v ostatných prístupoch.

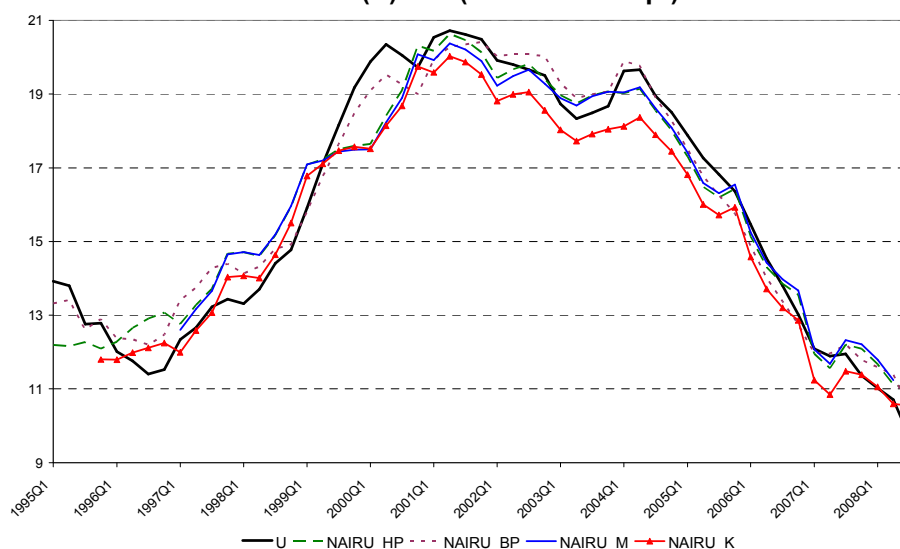
Graf č. 3 Produkčná medzera (Y_GAP) v % (Y_GAP_M vypočítané z endogénneho Y)



Zdroj: vlastné výpočty

Alternatívnym odhadom rovnovážnej zamestnanosti na grafe č. 2 zodpovedajú na základe identity zo str. 9 trajektórie NAIRU uvedené na grafe č. 4. U je skutočná miera nezamestnanosti, $NAIRU_{HP}$, $NAIRU_{BP}$ a $NAIRU_K$ sú odhady založené na HP-filtroch, Band-Pass filtroch a Kalmanovom filtri. Výsledky na základe modelu NAIRU sú označené $NAIRU_M$.

Graf č. 4 Miera nezamestnanosti (U) v % (domáci koncept)



Zdroj: vlastné výpočty

V tabuľke č. 1 sú uvedené základné popisné štatistiky jednotlivých časových radov NAIRU – priemery, maximá, minimá a štandardné odchýlky za obdobie siahajúce od prvého štvrtroku 1997 do druhého štvrtroku 2008, v ktorom sú dostupné výsledky všetkých aplikovaných prístupov.

Tabuľka č. 1 Popisné štatistiky NAIRU

%	NAIRU_HP	NAIRU_BP	NAIRU_M	NAIRU_K
Mean	16.60	16.65	16.58	16.01
Maximum	20.63	20.41	20.38	20.03
Minimum	11.11	11.38	11.24	10.60
Std. Dev.	2.88	3.01	2.79	2.89

Zdroj: vlastné výpočty

Odhady NAIRU pomocou Hodrick-Prescottovho, Band-Pass a Kalmanovho filtra (model s nepozorovanými premennými) spolu s odhadom prostredníctvom jednoduchého ekonometrického modelu vytvárajú pásmo rovnovážneho vývoja nezamestnanosti, ktoré je porovnané s jej skutočným priebehom na grafe č. 5

Graf č. 5 Pásmo NAIRU v %

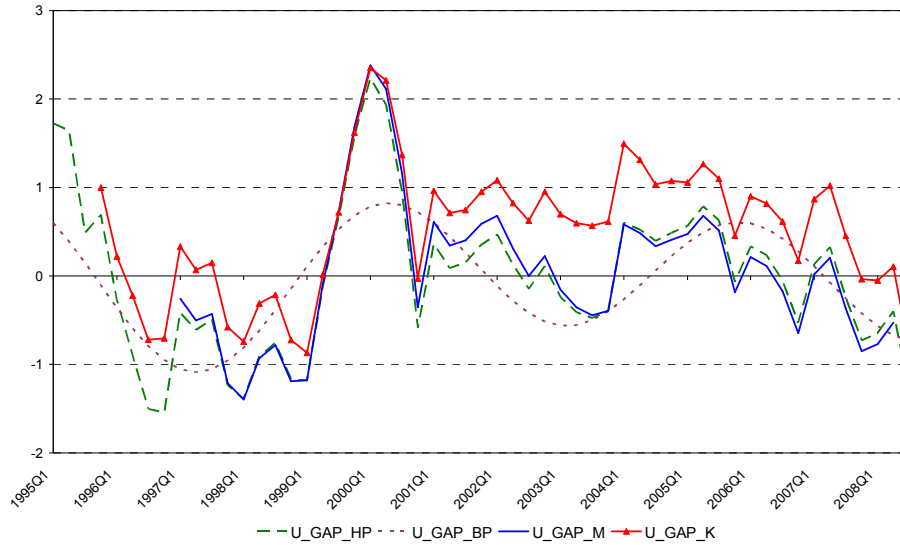


Zdroj: vlastné výpočty

Vo vývoji skutočnej aj rovnovážnej nezamestnanosti možno rozlíšiť dve základné obdobia. Od roku 1997 až do polovice roku 2001, kedy dosiahla nezamestnanosť svoje maximum, prevládal trend nárastu miery nezamestnanosti v dôsledku pokračujúcej ekonomickej transformácie, ktorá si vyžadovala štrukturálne zmeny v hospodárstve vedúce k racionalizácii počtu zamestnancov resp. zániku viacerých podnikov a k poklesu dopytu po pracovnej sile. Od druhej polovice roku 2001 sa postupne začali prejavovať pozitívne efekty prílevu priamych zahraničných investícií vo forme privatizácie štátnych podnikov a neskôr aj investícií zrealizovaných od infraštruktúry až po výrobnú linku tzv. „na zelenej lúke“ (podporovaných ekonomickými reformami), ktorých vplyv pretrvával aj prostredníctvom ich sekundárnych dopadov na rýchlejšiu rast ostatných hospodárskych odvetví až do konca skúmaného obdobia. V uvedenej etape vývoja slovenskej ekonomiky miera nezamestnanosti postupne klesla na menej ako polovicu zo svojich predchádzajúcich maximálnych hodnôt.

Na grafe č. 6 sú znázornené odchýlky skutočnej miery nezamestnanosti od jej alternatívnych rovnovážnych trajektórií založených na HP-filtri U_GAP_HP , Band-Pass filtri U_GAP_BP , Kalmanovom filtri U_GAP_K a modeli NAIRU U_GAP_M .

Graf č. 6 Medzera v nezamestnanosti (U_GAP) v p.b.



Zdroj: vlastné výpočty

Odchýlky HDP a nezamestnanosti od rovnováhy získané na základe štatistických prístupov sú menšie a kratšie pretrvávajúce v porovnaní s výsledkami z modelu s nepozorovanými premennými (Kalmanovho filtra). Zohľadnenie ekonomických informácií (vývoj inflácie vo väzbe na úroveň ekonomickej aktivity v Phillipsovej krivke a prepojenie celkového výstupu ekonomiky s využívaním pracovnej sily v produkčnej funkcii) identifikuje výraznejšie a dlhodobejšie obdobia nerovnováhy v slovenskej ekonomike. V prípade jednoduchého ekonometrického modelu NAIRU sú odchýlky HDP od potenciálu celkovo mierne nižšie a medzera v nezamestnanosti mierne vyššia ako pri použití štatistických prístupov. Vyššia podobnosť modelu NAIRU s výsledkami štatistických filtrov oproti modelu s nepozorovanými premennými je zapríčinená použitím daných filtrov na stanovenie rovnovážnych hodnôt TFP (pri výpočte potenciálneho produktu) a práce v procese odhadovania parametrov modelu.

Na základe odhadov potenciálneho produktu a NAIRU možno konštatovať narastajúce prehrievanie ekonomiky na začiatku skúmaného obdobia v rokoch 1995 až 1998, ktoré vyústilo do výrazného deficitu zahraničného obchodu aj fiskálu. Miera nezamestnanosti v prvých dvoch rokoch klesala z vyšších hodnôt spôsobených okrem štrukturálnych zmien ekonomiky spojených s prechodom z plánovaného na trhové hospodárstvo aj rozdelením ČSFR, čím sa dostala pod úroveň NAIRU. Pod danou úrovňou resp. v blízkosti dolnej hranice intervalu odhadov NAIRU tvoreného alternatívnymi prístupmi zotrvala až do roku 1999, kedy boli vládou prijaté reštriktívne opatrenia vedúce k prudkému spomaleniu ekonomickej aktivity s prechodným prestelením rovnováhy, čím došlo k otvoreniu zápornej produkčnej medzery a postupnému nárastu miery nezamestnanosti nad úroveň NAIRU vrcholiacemu v roku 2000. V rokoch 2001 až 2002 sa miera nezamestnanosti naďalej pohybovala zväčša nad úrovňou NAIRU (resp. blízko hornej hranice jej intervalu, ak sa berú do úvahy aj štatistické prístupy, ktoré však majú tendenciu pohybovať sa v dlhodobejšom horizonte blízko skutočných údajov) sprevádzaná zápornou produkčnou medzerou. V roku 2003 sa miera nezamestnanosti nakrátko vrátila do hornej polovice svojho rovnovážneho pásma, čo približne zodpovedá prechodnému zmierneniu zápornej produkčnej medzery. Dlhšie zotrvávanie HDP pod svojou rovnovážnou úrovňou aj v rokoch 2004 až 2006 bolo spôsobené tiež postupnou akceleráciou potenciálneho produktu umožnenou ekonomickými reformami podporujúcimi prílev priamych zahraničných investícií s pozitívnym dopadom na kapitál a najmä TFP. V danom období bola miera nezamestnanosti vyššia ako NAIRU, čo naznačuje určitú mieru

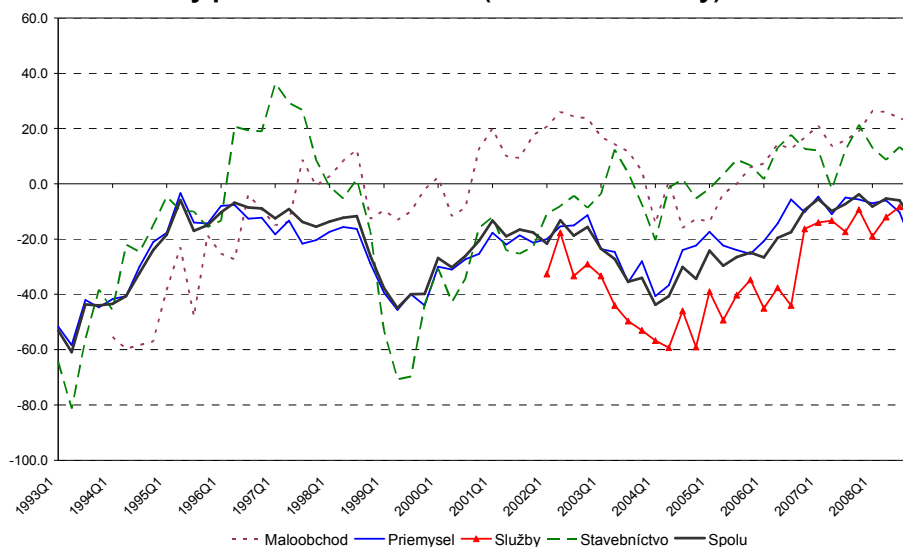
nepružnosti na trhu práce, ktorá by mohla vysvetliť zaostávanie udržateľného nárastu počtu zamestnaných za dynamickým potenciálnym rastom ekonomiky. V rokoch 2007 a 2008 všetky prístupy indikujú prehriatie ekonomiky, ktoré však v dôsledku očakávaného negatívneho dopadu finančnej krízy má len prechodný charakter. Nábeh výroby nových podnikov financovaných prostredníctvom PZI do automobilového a elektronického priemyslu predstavujúci jedinečný kladný ponukový šok v ekonomike ťažko zachytiteľný pomocou modelov odhadnutých na historických údajoch, v ktorých sa nevyskytovali podobne intenzívne zmeny, naznačuje, že indikované presiahnutie potenciálneho produktu by mohlo byť menej výrazné. Pokračujúci pokles miery nezamestnanosti v uvedených rokoch znamenal návrat do odhadovaného intervalu NAIRU a jeho prekročenie na konci analyzovaného obdobia.

3.2 Porovnanie NAIRU s indikátormi trhu práce

Odhad NAIRU závisí, podobne ako v prípade iných nepozorovateľných veličín, od použitej metódy. Preto je na potvrdenie získaných výsledkov vhodné overiť, či závery z nich vyvedené sú podporené ďalšími ekonomickými ukazovateľmi.

V rámci konjunkturálnych prieskumov Štatistického úradu SR sa v dotazníkoch vyskytuje otázka „Očakávate, že počet zamestnancov v nasledujúcich troch mesiacoch bude: rásť, bez zmeny, klesať?“ Sezónne očistené saldo odpovedí za jednotlivé odvetvia a ich spoločný vážený priemer⁵ je zobrazený na grafe č. 7.

Graf č. 7 Očakávaný počet zamestnancov (sezónne očistený)

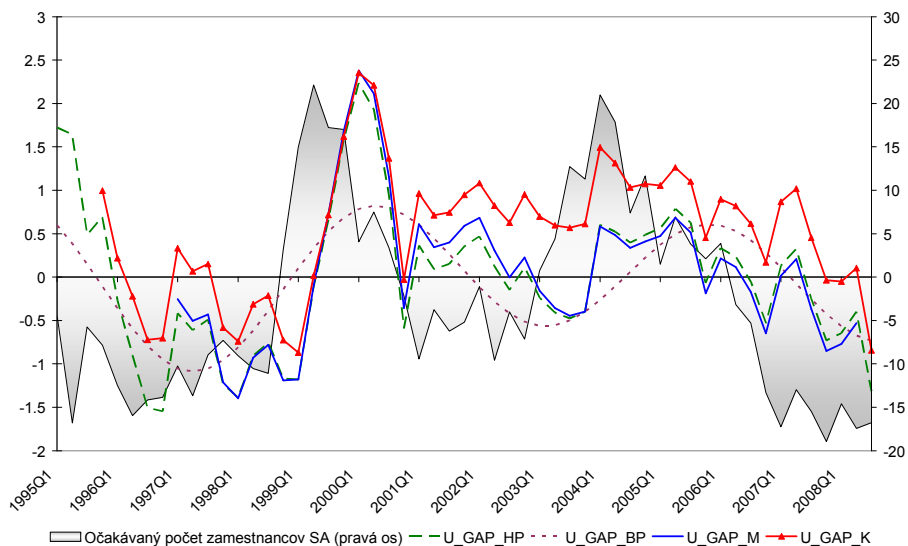


Zdroj: ŠÚ SR a vlastné výpočty

⁵ Použité váhy vychádzajú z váh odvetví v indikátore ekonomického sentimentu predstavujúceho určitý sumarizujúci ukazovateľ v rámci konjunkturálnych prieskumov, ktorý je zložený z indikátora dôvery v priemysle s váhou 0,4, indikátora dôvery v stavebníctve s váhou 0,05, indikátora dôvery v maloobchode s váhou 0,05, indikátora dôvery v službách s váhou 0,3 a indikátora spotrebiteľskej dôvery s váhou 0,2. Po vynechaní indikátora spotrebiteľskej dôvery boli váhy normalizované. Uvedený postup bol opätovne použitý aj v prípade chýbajúcich údajov za niektoré odvetvia.

V priemere za všetky odvetvia počas celého sledovaného obdobia prevládali firmy očakávajúce pokles počtu zamestnancov. Miera prevahy očakávaní redukcie počtu pracovníkov sa však v čase menila. V obdobiach pesimistickejších očakávaní firiem týkajúcich sa zamestnanosti oproti historickému priemeru (najmä roky 1999 a 2004) sa po pomerne krátkom čase aj miera nezamestnanosti zvýšila nad úroveň NAIRU. Podobne v obdobiach, kedy bola nezamestnanosť nižšia ako NAIRU, prípadne sa pohybovala vo vnútri jej odhadovaného intervalu, bola celková tendencia firiem prepúšťať zamestnancov nižšia, v odvetviach maloobchodu a stavebníctva začali mierne prevažovať firmy plánujúce zvýšiť počet pracovníkov. Pre názornejšie vykreslenie súvislosti medzi mierou nezamestnanosti a priemerom očakávaní firiem týkajúcich sa počtu zamestnancov za všetky odvetvia je v grafe č. 8 vhodné vypočítať odchýlky daného indikátora od jeho priemeru za celú pozorovanú históriu v percentuálnych bodoch a ich opačné hodnoty (keďže prevaha firiem očakávajúcich pokles zamestnancov korešponduje s vyššou mierou nezamestnanosti) porovnať s odchýlkami nezamestnanosti od NAIRU.

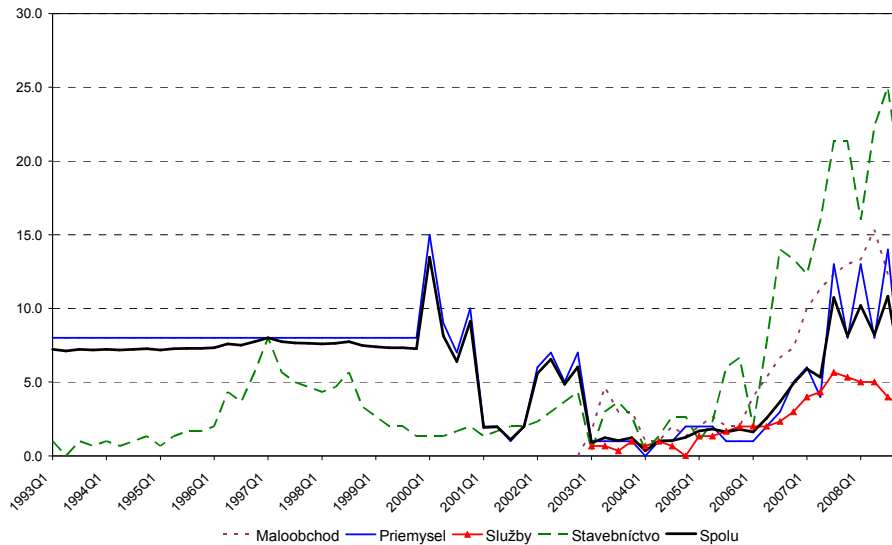
Graf č. 8 Medzera v nezamestnanosti a očakávaný počet zamestnancov



Zdroj: ŠÚ SR a vlastné výpočty

Ďalšia otázka konjunkturálneho prieskumu vzťahujúca sa k situácii na trhu práce znie: „Ktoré faktory v súčasnosti obmedzujú Váš maloobchodný rast?“. Ako jednu z odpovedí je možné v dotazníku uviesť „nedostatok kvalifikovaných zamestnancov“. Percentuálny podiel firiem v jednotlivých odvetviach i váženom priemere za celú ekonomiku⁵ identifikujúcich nedostatok zamestnancov ako faktor brzdiaci ich rozvoj je zachytený na grafe č. 9.

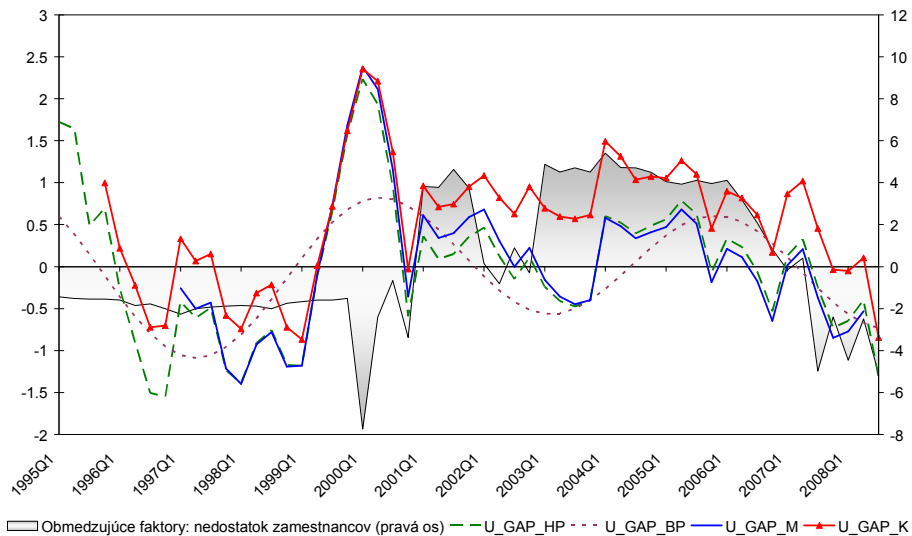
Graf č. 9 Obmedzujúce faktory (%): nedostatok zamestnancov



Zdroj: ŠÚ SR a vlastné výpočty

Na celej histórii sledovania daného ukazovateľa dosahoval podiel firiem limitovaných ponukou práce pomerne nízke hodnoty, čo mohlo byť spôsobené pretrvávajúcou relatívne vysokou nezamestnanosťou na Slovensku. Konštantný ukazovateľ v odvetví priemysel v prvej polovici skúmaného obdobia nemá pravdepodobne veľkú informačnú hodnotu v kontexte odhadovaných výrazných odchýlok nezamestnanosti od rovnováhy v danom období. V odvetví stavebníctvo približne korešpondoval nárast podielu firiem s nedostatkom zamestnancov v roku 1997 s následným znížením miery nezamestnanosti pod úroveň NAIRU, rovnako aj jeho postupný pokles sprevádzajúci nárast miery nezamestnanosti až nad rovnováhu v roku 2000. V rokoch 2003 až 2006 pocítoval historicky najmenší podiel firiem v celej ekonomike nedostatok pracovníkov, nezamestnanosť sa zakrátko tiež dostala nad NAIRU, čo odrážalo dostatočnú ponuku pracovnej sily. V rokoch 2007 a 2008 bolo možné pozorovať silný nárast podielu firiem obmedzovaných dostupnosťou zamestnancov, ktorý bol v súlade s odhadovaným prehrievaním ekonomiky a postupným poklesom miery nezamestnanosti až pod úroveň NAIRU. Vysoká dynamika daného rastu hlavne v sektore stavebníctvo však mohla byť čiastočne ovplyvnená aj odlivom pracovnej sily do zahraničia po liberalizácii pohybu pracovnej sily umožnenej vstupom Slovenska do EÚ. Na grafe č. 10 je podobne ako pri predchádzajúcom indikátore porovnaný vývoj odchýlok nezamestnanosti od NAIRU s odchýlkami podielu firiem spolu vo všetkých sledovaných odvetviach pocíťujúcich nedostatok zamestnancov od jeho historického priemeru (opäť boli použité opačné hodnoty odchýlok v percentuálnych bodoch, nakoľko vyšší vnímaný nedostatok zamestnancov indikuje nižšiu nezamestnanosť).

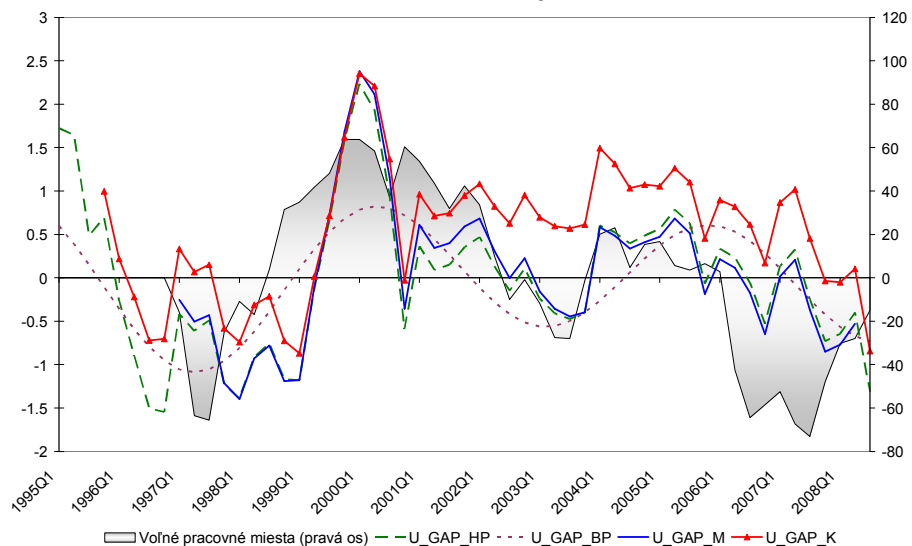
Graf č. 10 Medzera v nezamestnanosti a nedostatok zamestnancov



Zdroj: ŠÚ SR a vlastné výpočty

Odchýlku miery nezamestnanosti od NAIRU možno tiež porovnať s počtom voľných pracovných miest vykazovaných Ústredím práce, sociálnych vecí a rodiny. Pre lepšiu názornosť je v grafe č. 11 daný ukazovateľ podobne ako v predchádzajúcich prípadoch zobrazený v podobe opačných hodnôt percentuálnych odchýlok počtu voľných pracovných miest od jeho priemeru (keďže nadpriemerný počet voľných pracovných miest indikuje nižšiu nezamestnanosť). Opäť je pozorovaná korelácia medzi odchýlkami nezamestnanosti od rovnováhy a výkyvmi v počte pracovných miest. V obdobiach relatívne vysokého počtu voľných pracovných miest v rokoch 1997 až 1998 a 2006 až 2008 nezamestnanosť s určitým oneskorením poklesla pod úroveň NAIRU. V prípade podpriemerného počtu voľných pracovných miest najmä v období od roku 1999 až do polovice roku 2002 sa miera nezamestnanosti zvýšila nad svoju rovnovážnu úroveň.

Graf č. 11 Medzera v nezamestnanosti a voľné pracovné miesta



Zdroj: ÚPSVAR a vlastné výpočty

V porovnaní s výsledkami väčšiny štúdií zaoberajúcich sa NAIRU dosahujú odhady daného ukazovateľa pre slovenskú ekonomiku uvedené v tabuľke č. 2 pomerne vysoké hodnoty. V práci Denis (2002) sa v približne rovnakom období, ako je analyzované v tomto materiáli, odhad NAIRU eurozóny pohybuje v rozsahu 8 – 10 % (najnižšiu úroveň 2,4 % dosahuje Luxembursko v roku 1993 a najvyššiu Španielsko 20,9 % v tom istom roku, ktoré je však výnimkou, nakoľko takmer dvojnásobne prekračuje najvyššie odhady pre ostatné krajiny) a 5,2 - 5,5 % v prípade USA. Podobný rozsah odhadov NAIRU prezentuje aj štúdia McMorrova (2000) a pre krajiny OECD Turner (2001).

Tabuľka č. 2 Miera nezamestnanosti (ročné priemery)

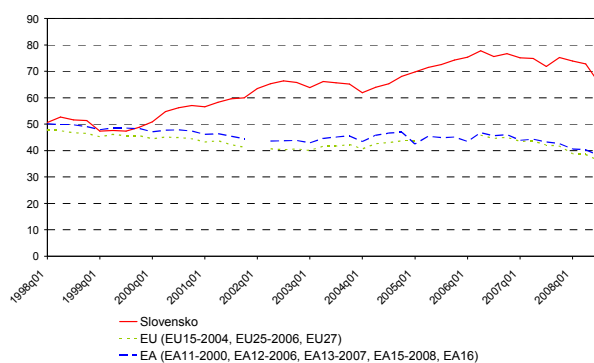
%	U	NAIRU_HP	NAIRU_BP	NAIRU_M	NAIRU_K
1997	12.92	13.61	13.96	13.52	12.92
1998	14.05	15.11	14.54	15.13	14.55
1999	17.59	17.35	17.18	17.30	17.23
2000	20.00	18.87	19.22	18.68	18.52
2001	20.59	20.35	20.24	20.10	19.75
2002	19.72	19.58	20.05	19.42	18.85
2003	18.56	18.94	19.06	18.89	17.93
2004	19.18	18.68	19.21	18.73	17.96
2005	17.08	16.61	16.57	16.71	16.12
2006	14.21	14.21	13.75	14.33	13.59
2007	11.82	11.95	11.98	12.07	11.24
2008*	10.48	11.27	11.14	11.52	10.73

* priemer za prvé tri štvrtroky, resp. v prípade NAIRU_M za prvé dva štvrtroky

Zdroj: vlastné výpočty

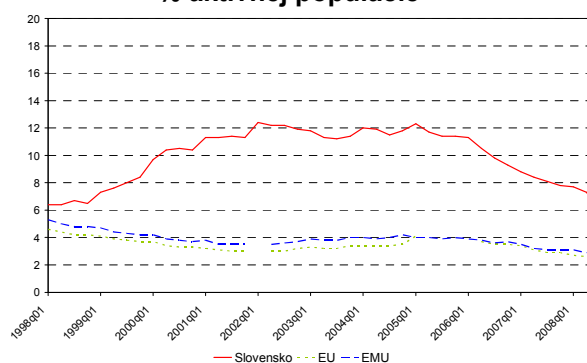
Relatívne vysoká úroveň NAIRU na Slovensku naznačuje, že dlhodobo vyššia miera nezamestnanosti nebola výsledkom pretrvávajúcej nerovnováhy v ekonomike, musela by sa totiž v zmysle koncepcie NAIRU prejavíť v rovnako dlho trvajúcej zápornej produkčnej medzere a nízkej inflácii. Príčiny vysokej nezamestnanosti majú teda skôr štrukturálny ako cyklický charakter. Uvedené tvrdenie podporuje aj štruktúra nezamestnaných z hľadiska dĺžky trvania nezamestnanosti. V porovnaní s EÚ a eurozónou je na Slovensku výrazne vyšší podiel dlhodobo nezamestnaných (viac ako rok) zdokumentovaný na grafoch č. 12 a 13. V prípade veľmi dlhodobo nezamestnaných (viac ako dva roky) na grafe č. 14 je táto disparita ešte výraznejšia.

Graf č. 12 Dlhodobo nezamestnaní % z nezamestnaných



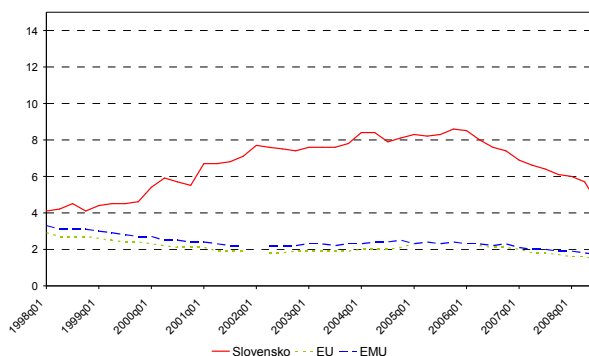
Zdroj: Eurostat

Graf č. 13 Miera nezamestnanosti dlhodobo nezamestnaných % aktívnej populácie



Zdroj: Eurostat

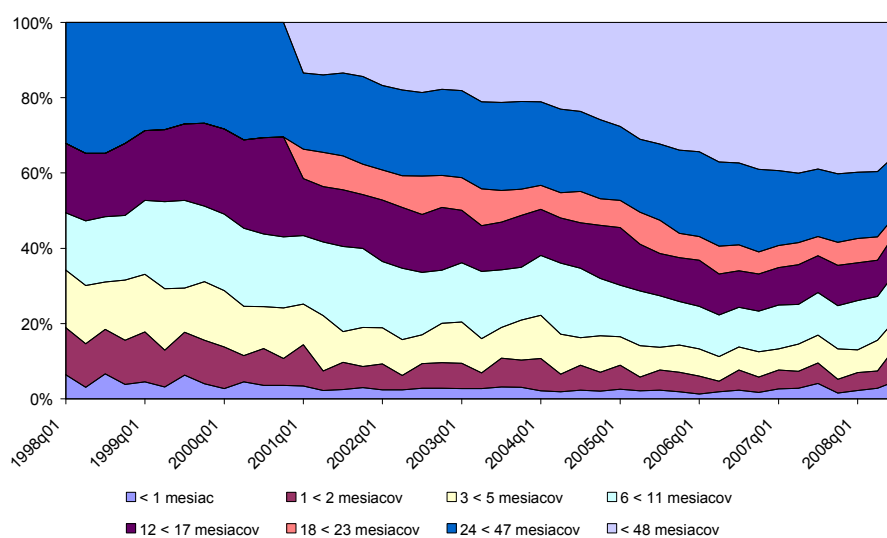
**Graf č. 14 Veľmi dlhodobo nezamestnaní
% aktívnej populácie**



Zdroj: Eurostat

Detailnejší pohľad na štruktúru nezamestnanosti z hľadiska dĺžky jej trvania poskytuje graf č. 15 (údaje o nezamestnanosti trvajúcej 18 až 23 mesiacov a viac ako 48 mesiacov sú k dispozícii až od roku 2001, čo spôsobuje skok v grafe). V prílohe na str. 30 sú uvedené grafy porovnávajúce uvedenú štruktúru nezamestnanosti súdajmi za Európsku úniu a eurozónu, ktoré indikujú relatívne nižší podiel krátkodobo nezamestnaných (do jedného roka), pričom s rastúcou dĺžkou trvania nezamestnanosti sa jej podiel zvyšuje, to vedie v prípade podielu nezamestnaných dlhšie ako štyri roky k výraznému, takmer štvornásobnému, prekročeniu zodpovedajúceho ukazovateľa EÚ resp. eurozóny. Pokles nezamestnanosti počas dynamického hospodárskeho rastu v posledných rokoch viedol k zvýšeniu podielu veľmi dlhodobo nezamestnaných.

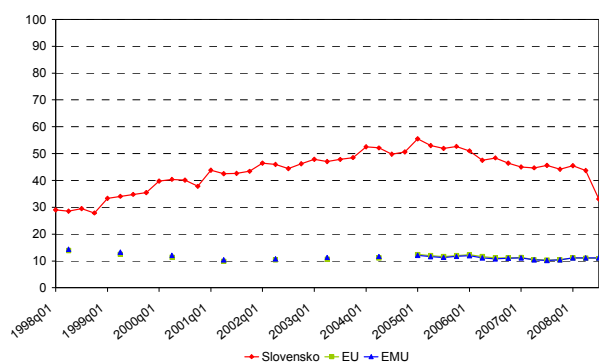
Graf č. 15 Miera nezamestnanosti podľa doby nezamestnanosti



Zdroj: Eurostat a vlastné výpočty

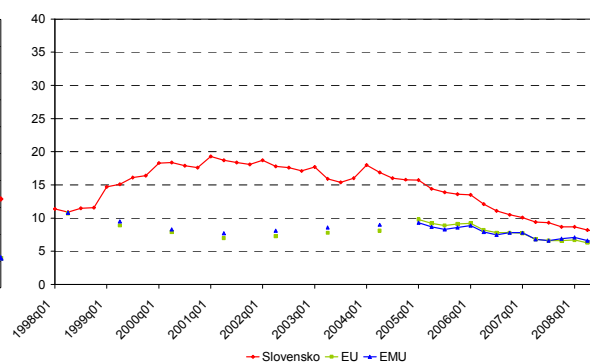
Vyšší podiel dlhodobozamestnaných v SR na úkor krátkodobejšie nezamestnaných naznačuje, že oproti EÚ resp. eurozóne je trh práce menej pružný a pravdepodobne na ňom existuje väčší nesúlad medzi štruktúrou ponuky práce a dopytom po nej. Jedným z faktorov charakterizujúcich zloženie ponuky práce je jej vzdelanostná štruktúra vyobrazená na grafoch č. 16, 17 a 18. Zatiaľ čo miera nezamestnanosti v skupine ekonomicky aktívneho obyvateľstva so vzdelaním tretieho stupňa je porovnateľná s úrovňami v EÚ a eurozóne, nezamestnanosť ekonomicky aktívnych obyvateľov so vzdelaním prvého stupňa preyšuje európsky priemer trojnásobne až päťnásobne. Pri obyvateľoch s najvyšším dosiahnutým vzdelaním druhého stupňa je možné pozorovať postupný pokles miery nezamestnanosti k celoeurópskym úrovňam, z čoho vyplýva, že redukcia nezamestnanosti v období vysokého ekonomického rastu sa realizovala najmä prostredníctvom uvedenej skupiny obyvateľov.

Graf č. 16 Základné vzdelanie (úroveň 0-2, ISCED 1997) (nezamestnaných v %)



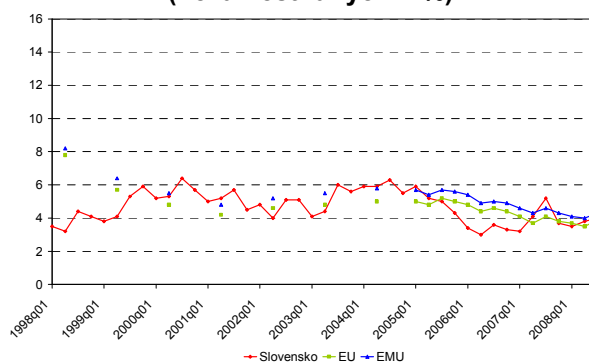
Zdroj: Eurostat a vlastné výpočty

Graf č. 17 Stredné a vyššie stredné vzdelanie (úroveň 3-4, ISCED 1997) (nezamestnaných v %)



Zdroj: Eurostat a vlastné výpočty

Graf č. 18 Vysokoškolské vzdelanie (úroveň 5-6, ISCED 1997) (nezamestnaných v %)



Zdroj: Eurostat a vlastné výpočty

Pri meniacej sa štruktúre slovenskej ekonomiky v dôsledku transformácie na trhové hospodárstvo a prílevu PZI by bolo pri posudzovaní nesúladu dopytu a ponuky na trhu práce vhodné poznať aj štruktúru nezamestnaných podľa ich predchádzajúceho zamestnania. Spomínané údaje sú síce dostupné v databáze Eurostatu, avšak ich vypovedacia schopnosť je nízka, nakoľko prevažná väčšina respondentov na príslušnú otázku neodpovedala.

4. Záver

V materiáli bola analyzovaná rovnovážna miera nezamestnanosti v Slovenskej republike. Na jej odhad naplňajúci základný cieľ stanovený v úvode materiálu boli použité okrem jednoduchých štatistických filtrov dva komplexnejšie prístupy zastúpené VECM modelom a modelom s nepozorovanými premennými s využitím Kalmanovho filtra. Ich štruktúra vychádza z koncepcie NAIRU, obsahuje teda prepojenie inflácie a úrovne ekonomickej aktivity v Phillipsovej krivke, ako aj vplyv počtu zamestnaných na celkový výstup ekonomiky v Cobb-Douglasovej produkčnej funkcii. Okrem uvedených štandardných väzieb boli v skonštruovaných modeloch zahrnuté aj špecifiká slovenskej ekonomiky: časť obyvateľov pracujúca v zahraničí, negatívny príjmový efekt cenových deregulácií súvisiacich s procesom ekonomickej transformácie prehlbujúci zápornú produkčnú medzeru a pomerne vysoká otvorenosť ekonomiky vedúca k významnému vplyvu zahraničnej inflácie aj dopytu na domáci vývoj. Zohľadnenie uvedených ekonomických väzieb malo za následok, že identifikované nerovnováhy v podobe produkčnej medzery a odchýlky miery nezamestnanosti od NAIRU boli v prípade modelu s nepozorovanými premennými výraznejšie a dlhodobejšie ako pri odhadoch založených na čisto štatistických prístupoch zastúpených Hodrick- Prescottovym a Band-Pass filtrom. V jednoduchom ekonometrickom modeli NAIRU sa odchýlky od rovnováhy viac podobajú štatistickým prístupom, keďže model bol odhadnutý na východiskových rovnovážnych premenných odhadnutých pomocou HP-filtra a rovnakým filtrom vyhladené TFP je použité aj pri stanovení potenciálneho produktu ekonomiky v procese riešenia modelu hľadajúcim rovnovážnu zamestnanosť.

Na overenie ekonomickej interpretovateľnosti boli získané výsledky porovnané s vývojom relevantných indikátorov z konjunkturálneho prieskumu ŠÚ SR reprezentovaných očakávaniami firiem týkajúcimi sa počtu zamestnancov a podielom firiem obmedzovaných nedostatkom zamestnancov. Odchýlky miery nezamestnanosti od NAIRU s určitým oneskorením korešponujú s výkyvmi v počte zamestnancov očakávanom firmami. Pri hodnotení podielu firiem obmedzovaných nedostatkom zamestnancov má rozhodujúci vplyv na vývoj priemerného ukazovateľa za všetky sledované odvetvia priemysel, ktorý však v prvej polovici skúmaného obdobia vykazoval konštantné hodnoty daného indikátora, čo nezodpovedá odhadovaným odchýlkam nezamestnanosti od rovnováhy. Tieto však v neskorších rokoch dosahujú opäť s určitým oneskorením podobné tendencie ako uvedený „soft“ indikátor. Rovnako je možné pozorovať súvislosť medzi odchýlkami nezamestnanosti od NAIRU a výkyvmi v počte voľných pracovných miest vykazovaných ÚPSVAR.

Odhady NAIRU v SR indikujú, že historicky vysoká miera nezamestnanosti mala skôr štruktúrally ako cyklický charakter. NAIRU dosahuje vyššie úrovne ako vo väčšine ostatných krajín EÚ resp. OECD, čo naznačuje relatívne výraznejšie disproporcie v štruktúre dopytu a ponuky na trhu práce. Uvedené tvrdenie podporuje aj vyššia miera nezamestnanosti v skupine obyvateľov so základným vzdelaním v porovnaní s priemerom EÚ aj eurozóny. Podobná situácia bola tiež v skupine obyvateľov so stredoškolským vzdelaním, v ktorej sa však nezamestnanosť počas nedávneho obdobia dynamického ekonomického rastu postupne priblížila k priemeru EÚ resp. EMU, zatiaľ čo medzi obyvateľmi s vysokoškolským vzdelaním bola miera nezamestnanosti počas celého skúmaného obdobia na približne rovnakých úrovniach ako v zahraničí. Predpoklad relatívne vyššej nepružnosti slovenského trhu práce podporuje okrem prehĺbenia zaostávania dynamiky rovnovážneho počtu zamestnaných za udržateľným rastom ekonomiky počas jeho akcelerácie v posledných rokoch aj porovnanie štruktúry nezamestnaných z hľadiska dĺžky trvania nezamestnanosti. Podiel

dlhodobu nezamestnaných je na Slovensku výrazne vyšší na rozdiel od eurozóny alebo Európskej únie, kde prevládajú nezamestnaní kratšie ako rok.

Pre menovú politiku je odhadnutá NAIRU indikátorom spoluvytvárajúcim obraz o cyklickej pozícii ekonomiky, ktorý môže pomôcť pri stabilizujúcom nastavení jej nástrojov. Odchýlky nezamestnanosti od pásma NAIRU (predovšetkým od jeho užšej verzie abstrahujúcej od výsledkov čisto štatistických prístupov, ktoré majú v dlhodobejšom horizonte tendenciu približovať sa skutočným údajom) poskytujú informáciu o obdobiach nerovnováhy na trhu práce. Od konca roku 1997 až do začiatku roku 1999 sa dosahovala prezamestnanosť v období prehrievania ekonomiky, výraznejšie rozdiely medzi skutočnou mierou nezamestnanosti a NAIRU nastali po reštriktívnych opatreniach vlády v období od polovice roku 1999 až do polovice roku 2002. Aj počas dynamickejšieho hospodárskeho rastu v rokoch 2004 až 2006 miera nezamestnanosti aj napriek svojmu poklesu prevyšovala svoju rovnovážnu úroveň. Na konci skúmaného obdobia v druhej polovici roku 2008 klesla miera nezamestnanosti až pod odhadovanú úroveň NAIRU. Nárast počtu zamestnaných odrážal zvýšený dopyt po pracovnej sile vyvolaný predchádzajúcim prílevom PZI najmä do automobilového a elektronického priemyslu, ktorých jedinečný vplyv by mohol zmierňovať indikáciu prezamestnanosti v ekonomike vyplývajúcu z výsledkov prístupov využívajúcich údaje zachytávajúce dlhšiu históriu hospodárskeho vývoja. Na udržateľné zníženie nezamestnanosti tvorenej prevažne jej štrukturálnou zložkou sú potrebné reformy zvyšujúce pružnosť trhu práce a kvalifikovanosť pracovnej sily, ktoré by mohli zmierňovať nežiaduce odchýlky nezamestnanosti od rovnováhy.

Literatúra

Aghion P., Askenazy P., Bournès R., Cette G., Dromel N. (2007) *Education, Market Rigidities and Growth*, Discussion Paper No. 3166, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn

Apel M., Jansson P. (1997) *System Estimates of Potential Output and the NAIRU*, Economics Department, Sveriges Riksbank

Apel M., Jansson P. (1998) *A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU*, Sveriges Riksbank

Antoničová Z., Huček J. (2005) *Viacrozmerný filter s nemerateľnými stavmi*, BIATEC, 6/2005

Ball L., Mankiw N. G. (2002) *The NAIRU in Theory and Practice*, Working Paper 8940, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts

Benčík M. (2008) *Metódy detekcie nerovnováhy v reálnej ekonomike SR*, Výskumná štúdia 2/2008, Odbor výskumu, Národná banka Slovenska

Benes, J. T. Hledik, D.Vavra and J. Vlcek (2002) *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System: The Quarterly Projection Model and its Properties*. Ed. W. Coats, D. Laxton and D.Rose, Czech National Bank.

Camille Logeay, Silke Tober (2003), *Time-varying Nairu and real interest rates in the Euro Area*, German Institute for Economic Research (DIW) Berlin

Denis C., McMorrow K., Röger W. (2002) *Production function approach to calculating potential growth and output gaps – estimates for the EU Member States and the US*, Economic Papers N° 176, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (ECFIN) of the European Commission

Driver R. L., Greenslade J. V., Pierse R. G. (2003) *The role of expectations in estimates of the NAIRU in the United States and the United Kingdom*, Working Paper no. 180, Bank of England

Dybczak K., Flek V., Hájková D., Hurník J. (2006) *Supply-Side Performance and Structure in the Czech Republic (1995–2005)*, Working Paper Series 4/2006, Czech National Bank

Estrada A., Hernando I., López-Salido D. (2000) *Measuring the NAIRU in the Spanish Economy*, Documento de Trabajo n.º 0009, Banco de España

Flek V., Galuščák K., Gottvald J., Hurník J., Jurajda Š., Navrátil D., Mareš P., Münich D., Sirovátka T. Večerník J. (2004) *Anatomy of the Czech Labour Market: From Over-Employment to Under-Employment in Ten Years?*, Working Paper Series 7/2004, Czech National Bank

Galabová M., Kucserová J., Valachy J., Ódor L., Krajčír Z. (2005) *Odhad produkčnej medzery a štruktúrneho salda verejných financií v SR*, Ekonomická analýza 3, Inštitút finančnej politiky, Ministerstvo financií SR

Gavura M., Reľovský B. (2005): *Jednoduchý model transmisného mechanizmu ekonomiky SR, jeho štruktúra a vlastnosti*, BIATEC,4/2005

Greenslade J. V., Pierse R. G., Saleheen J. (2003) *A Kalman filter approach to estimating the UK NAIRU*, Working Paper no. 179, Bank of England

Hájková D. (2008) *The Measurement of Capital Services in the Czech Republic*, CNB Working Paper Series 11/2008, Czech National Bank

Hájková D. Hurník J. (2007) *Cobb-Douglas Production Function: The Case of a Converging Econom*, Czech Journal of Economics and Finance, 57, 2007, no. 9-10

Hamilton, J. D. (1994) *Time series Analysis*, Princeton University Press

Harvey, A. C. (1989) *Forecasting, Structural Time Series Models and Kalman Filter*, Cambridge University Press

Hogan V. (1998) *Explaining the Recent Behavior of Inflation and Unemployment in the United States*, IMF Working Paper 98/145, International Monetary Fund

Irac D. (2000) *Estimation of a time varying NAIRU for France*, Notes d'Études et de Recherche # 75, Banque de France

McAdam P., McMorrow K. (1999) *The NAIRU concept : measurement uncertainties, hysteresis and economic policy role*, Economic Papers Number 136, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (ECFIN) of the European Commission

McMorrow K., Roeger W. (2000) *Time –Varying Nairu / Nawru Estimates for the EU's Member States*, Economic Papers Number 145, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (ECFIN) of the European Commission

Orlandi F., Pichelmann K. (2000) *Disentangling Trend and Cycle in the EUR-11 Unemployment Series An Unobserved Component Modelling Approach*, Economic Papers Number 140, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (ECFIN) of the European Commission

Szilárd Benk, Zoltán, M. Jakab, Gábor Vadas (2005) *Potential Output Estimations for Hungary: A Survey of Different Approaches*, Magyar Nemzeti Bank(MNB) Occasional Papers 43.

Staiger D., Stock J. H., Watson M. W. (1996) *How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?*, Working Paper 5477, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts

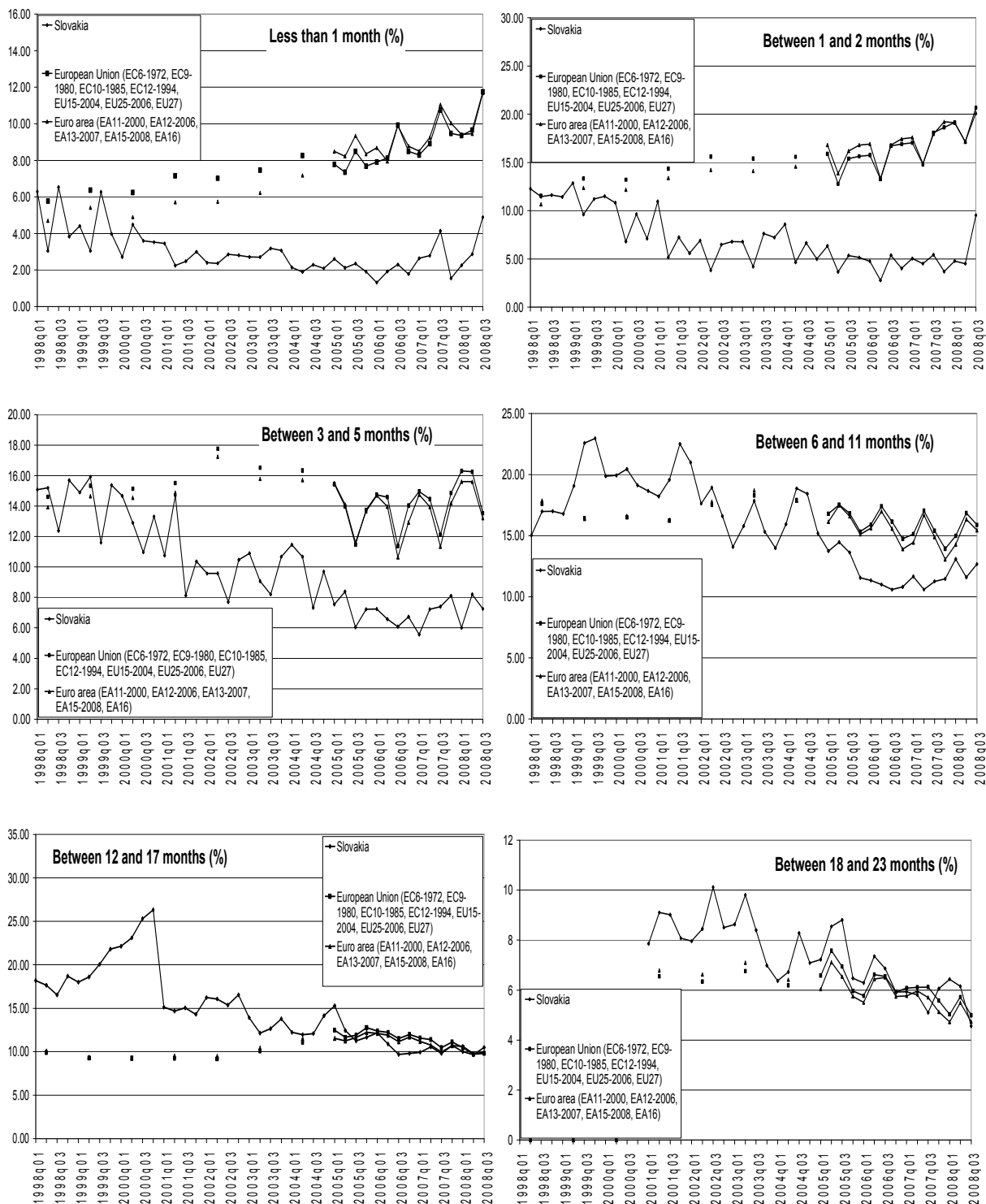
Staiger D., Stock J. H., Watson M. W. (2001) *Prices, Wages and the U. S. NAIRU in the 1990s*, Working Paper 8320, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts

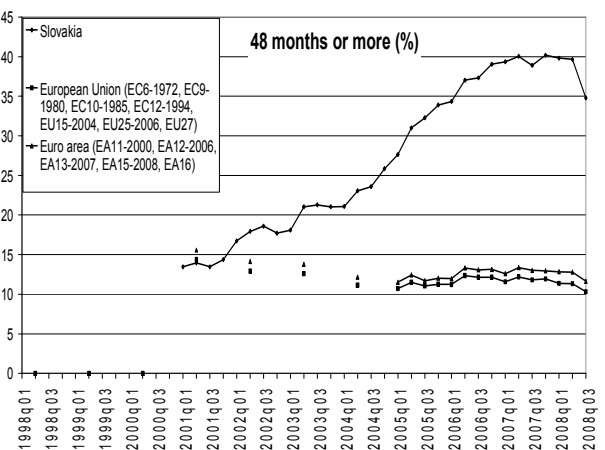
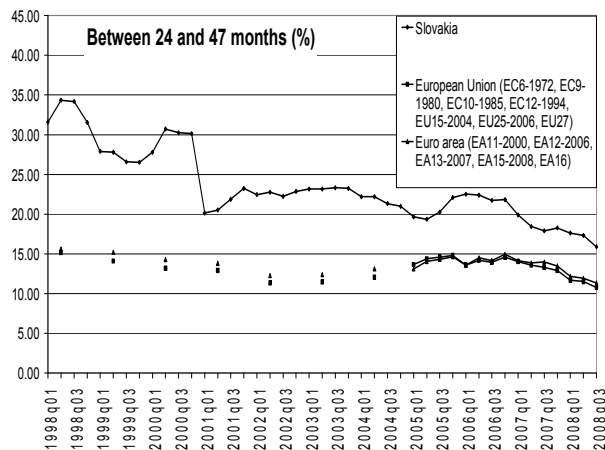
Tetsuya Konuki (2008) *Estimating Potential Output and The Output Gap in Slovakia*, IMF Working Paper 08/275, International Monetary Fund

Turner D., Boone L., Giorno C., Meacci M., Rae D., Richardson P. (2001) *Estimating the Structural Rate of unemployment for the OECD Countries*, OECD Economic Studies No. 33

Príloha

Porovnanie štruktúry nezamestnanosti v SR, EÚ a EMU z hľadiska dĺžky jej trvania





Zdroj: Eurostat a vlastné výpočty