

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

DIPLOMOVÁ PRÁCA

BRATISLAVA 2003

LUCIA ŠTEKLÁČOVÁ

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Ekonomická a finančná matematika



MERANIE PRODUKČNEJ MEDZERY SR

Diplomantka: Lucia Štekláčová

Vedúci práce: doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.

Čestné prehlásenie

Čestne prehlasujem, že diplomovú prácu som vypracovala samostatne s využitím teoretických vedomostí a s použitím uvedenej literatúry.

.....

Pod'akovanie

Ďakujem vedúcemu diplomovej práce doc. RNDr. Viliamovi Páleníkovi PhD. a Jánovi Tóthovi, M.A. za cenné rady a pripomienky pri tvorbe tejto práce. Ďakujem aj svojim rodičom a priateľom, ktorí mi boli veľkou oporou počas celého štúdia na vysokej škole.

Obsah

Úvod	5
------	---

Teoretická časť

1	Základné pojmy	6
1.1	Produkčná medzera.....	6
1.2	Potenciálny produkt.....	6
2	Modelovanie časových radov	8
2.1	Modely stacionárnych časových radov.....	8
2.1.1	Stochastický proces, jeho stacionarita a základné charakteristiky stacionárnych časových radov.....	8
2.1.2	Woldova reprezentácia stacionárneho procesu.....	10
2.1.3	Autoregresné procesy AR(p).....	11
2.1.4	Procesy kĺzavých súčtov MA(q).....	12
2.1.5	Zmiešané procesy ARMA(p,q).....	12
2.2	Modely nestacionárnych časových radov.....	13
2.2.1	Proces náhodnej prechádzky – random walk process.....	13
2.2.2	Procesy ARIMA (p,d,q).....	14
3	State space modely (Sspace)	15
3.1	Základná metodológia Sspace modelov.....	15
3.2	Praktické aplikácie Kalmanovho filtra.....	17
4	Ekonomické linky k produkčnej medzere	19
4.1	Philipsova krivka.....	19
4.2	Okunov zákon.....	23
4.3	Využitie kapacít.....	24

Aplikovaná časť

5	Makroekonomický vývoj v SR	25
5.1	Hospodársky rast a jeho kľúčové determinanty.....	25
5.1.1	Etapa 1 r. 1993 – 1995: Vlastná cesta transformácie?.....	25
5.1.2	Etapa 2 r. 1996 – 1998: Nerovnovážny hospodársky rast.....	26
5.1.3	Etapa 3 r. 1999 – 2000: Obnovovanie rovnováhy.....	26
5.1.4	Etapa 4 r. 2001 – 2002: Vysoký rast = nerovnováha	27
5.1.5	Etapa 5 r. 2003 – : Opätovné utlmenie domáceho dopytu.....	27
5.2	Vývoj inflácie.....	28
5.3	Trh práce.....	29
5.4	Vonkajšia rovnováha.....	31
5.5	Formulácia hypotéz.....	32
6	Popis a aplikácia metód merania produkčnej medzery	33
6.1	Štatistické metódy.....	33

6.1.1	SARIMA model časového radu HDP.....	33
6.1.2	Lineárny trend.....	34
6.1.3	Hodrick – Prescott filter (HP).....	36
6.1.4	Unobserved components modely (UC).....	37
6.2	Odhad NAIRU.....	39
6.2.1	Konštantná NAIRU	39
6.2.2	Nekonštantná NAIRU.....	41
6.3	Štrukturálne metódy.....	42
6.3.1	Odhad pomocou produkčnej funkcie.....	42
6.4	Semištrukturálne metódy.....	44
6.4.1	Multivariálny Hodrick - Prescott filter (MHP).....	44
6.4.2	Multivariálny unobserved components model (MUC).....	49
6.5	Zhrnutie a vyhodnotenie výsledkov.....	50
	Záver	52
	Použitá literatúra	53
	Zoznam príloh	55
	Prílohy	56

Úvod

Meranie produkčnej medzery je na Slovensku v podstate neprebádanou oblasťou, či už z pohľadu teoretického pozadia, ako aj praktickej aplikácie. Až na pár odborníkov, ktorí položili základy tomuto výskumu v posledných rokoch, na Slovensku absentujú pracoviská, ktoré by sa problematikou zaoberali komplexne. Zaostávame aj oproti okolitým krajinám, napriek tomu, že z pohľadu tvorcov hospodárskych politík, je produkčná medzera významný indikátor. Nasledujúca práca má ambíciu byť odrazovým mostíkom a poskytnúť prvé zosumarizovanie metód používaných pri odhadovaní produkčnej medzery. Zároveň prinesieme niekoľko rôznych výsledkov z ich praktickej konštrukcie. Dôvodom uvedenia viacerých prístupov, je upozornenie na potrebnú diskusiu o vhodnosti jednotlivých metód.

Práca je rozdelená do šiestich kapitol. V prvej, úvodnej, kapitole sú stručne predstavené základné pojmy používané v práci spolu s naznačením motivácie štúdia produkčnej medzery. Nasledovné kapitoly – druhá až štvrtá – postupne predstavujú štatistické a ekonomické nástroje, tvoriace podklady pre budovanie jednotlivých metód merania produkčnej medzery. Druhá kapitola popisuje základné charakteristiky časových radov z pohľadu Box – Jenkinsonovej metodológie. Kapitola tri predstavuje State – space modely. Jednoduchú ekonomickú teóriu je zasvätená štvrtá kapitola, v ktorej sa venujeme kľúčovým ekonomickým väzbám vo vzťahu k produkčnej medzere. Aplikovaná časť práce začína piatou kapitolou, ktorá má za cieľ popísať hospodársky vývoj v SR, najmä z pohľadu výkonnosti krajiny. Poznanie makroekonomickej reality, nám umožnilo sformulovať hypotézy o produkčnej medzere. Tieto predpoklady, sa pokúsime potvrdiť alebo vyvrátiť v ťažiskovej, zároveň aj najrozsiahlejšej, šiestej kapitole, ktorá predstavuje tri základné triedy metód štandardne používané k meraniu produkčnej medzery.

1 Základné pojmy

1.1 Produkčná medzera

Produkčná medzera (angl. output gap) je definovaná ako relatívna odchýlka HDP v stálych cenách, Y , od potenciálneho produktu Y^* v %:

$$\text{medzera} = \frac{Y - Y^*}{Y^*} (\%) \quad (1.1)$$

Zavedme logaritmicкую transformáciu pre HDP a potenciálny produkt,

$$y = \ln(Y) \quad \text{resp.} \quad y^* = \ln(Y^*) \quad (1.2)$$

a položme

$$\text{medzera}_{\log} = y - y^* \quad (1.3)$$

čím získavame vzťah medzi (1.1) a (1.3)

$$\text{medzera} = \exp(\text{medzera}_{\log}) - 1 \quad (1.4)$$

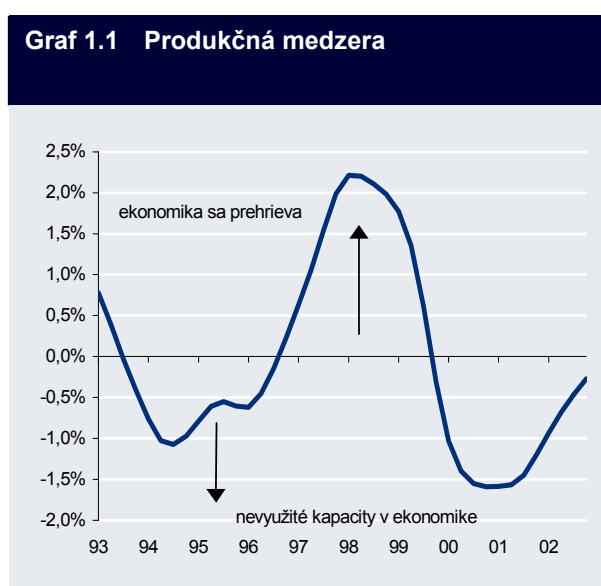
Zapamätajme si logaritmicкую transformáciu, pričom v ďalších častiach tejto práce budú malé písmená vždy označovať prirodzené logaritmy príslušných veľkých písmen – relevantných makroekonomických veličín. Motivácia tohto kroku vyplynie v ďalších častiach tejto práce.

Výpočet produkčnej medzery, určenej jednoduchým matematickým vzťahom (1.1), však v praxi vyžaduje pátranie po vhodných štatisticko – ekonometrických metódach podložených viac či menej známymi poznatkami z ekonomickej teórie. Dôvodom je, že potenciálny produkt krajiny z ekonomických štatistík nepoznáme – je nevyhnutné ho odhadovať. Úloha merania produkčnej medzery je teda ekvivalentná s meraním potenciálneho produktu krajiny. Ako je však definovaný potenciálny produkt krajiny?

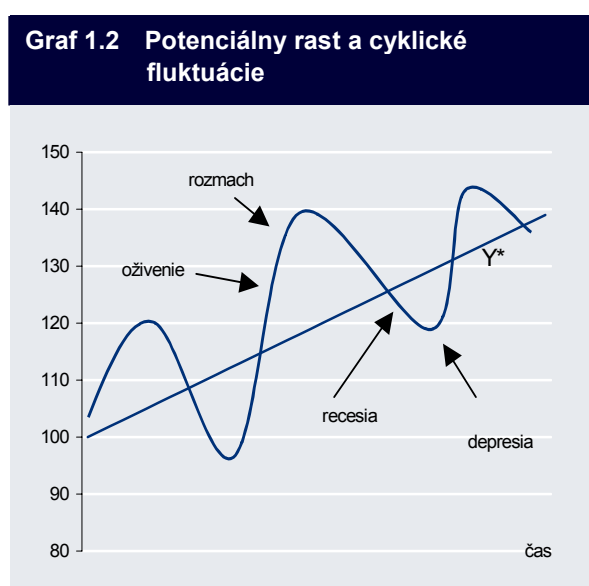
1.2 Potenciálny produkt

Skúsime zodpovedať predošlú otázku dvoma najpočetnejšími názormi v odbornej verejnosti, čím zároveň nájdeme cestu k interpretácii produkčnej medzery a možných ekonomických liniek k nej, ktoré predstavíme v kapitole 4.

Potenciálny produkt, podľa Okuna [29], 1962 “je produkt, ktorý krajina vyprodukuje pri plnej zamestnanosti”. Pod plnou zamestnanosťou Okun rozumel zamestnanosť zodpovedajúcu 4% miere nezamestnanosti. Súčasnú definíciu, už hovoria o potenciálnom produkte ako “maximálnom produkte vyrobenom pri daných vstupoch, ktorý je pre ekonomiku dlhodobo udržateľný bez následného vytvárania neželaných inflačných tlakov”, autori v [11]. Predošlé definície je možné zintegrovať zavedením pojmu NAIRU (non – accelerating inflation rate of unemployment), tj. miery nezamestnanosti nevytvárajúcej priestor pre akcelerujúcu infláciu¹. Koncept NAIRU už pripúšťa tvorbu potenciálneho produktu pri vyššej ako 4% miere nezamestnanosti. Príklad produkčnej medzery je zobrazený na Grafe 1.1. Ak je skutočný produkt nad potenciálnym produktom – produkčná medzera je kladná – hovoríme o prehrievaní ekonomiky. Naopak, ak je skutočný produkt pod potenciálnym – produkčná medzera je záporná – v ekonomike sú nevyužitú kapacitu, „ekonomika spí“.



Zdroj: Autorka



Zdroj: Autorka

Meranie produkčnej medzery má pre prax dve základné opodstatnenia. Po prvé, jej odhadom, získavame odhad cyklických fluktuácií v ekonomike, čím je možné zodpovedať aj na otázky vplyvu niektorých exogénnych šokov na výkonnosť krajiny. Vo všeobecnosti je možné povedať, že krátkodobé šoky sa pripisujú produkčnej medzere, kým dlhodobé sa viažu k potenciálnemu produktu. Na ilustračnom Grafe 1.2 je zobrazený konjunkturálny vývoj v čase – HDP podlieha cyklickým výkyvom a kolíše okolo potenciálneho rastu². Hospodársky cyklus obsahuje štyri základné fázy: oživenie (expanzia), rozmach, recesiú a depresiu. Hĺbky recesií ako aj ich trvanie (analogicky ohľadom expanzií) však nemusia byť v čase rovnaké, preto je v tomto zmysle lepšie hovoriť o „fluktuáciách“ ako o „cykloch“.

Po druhé, vytvára sa priestor pre hodnotenie vhodnosti hospodárskych politík, najmä pri prijímaní anticyklických opatrení. Produkčná medzera je kľúčovým faktorom, ktorý by mal byť sledovaný pri realizácii monetárnej politiky, dávajúci „signály“ ku prísnejšej resp. voľnejšej politike. Analogicky je možné hodnotiť opodstatnenosť a vhodnosť načasovania prijímaných reštriktívnych opatrení vlád v podobe „balíčkov“.

¹ Alternatívnym pojmom je NAWRU – non – accelerating wage rate of unemployment.

² Potenciálny produkt je načrtnutý ako priamka len kvôli názornej grafickej interpretácii, čo však podľa ekonomickej teórie neobstoí.

2 Modelovanie časových radov

Časovým radom rozumieme sekvenciu usporiadaných údajov v pravidelných časových intervaloch, ktoré môžu pochádzať napr. z ekonomických štatistík. Cieľom tejto kapitoly je poskytnúť stručný prehľad o ich štatistických vlastnostiach, pre podrobné odvodzovania vzťahov odporúčame čitateľa na [2], [8] alebo [16].

2.1 Modely stacionárnych časových radov

2.1.1 Stochastický proces, jeho stacionarita a základné charakteristiky stacionárnych časových radov

Stochastický proces je v čase usporiadaná postupnosť náhodných veličín $\{x(s,t), s \in S, t \in T\}$, kde S nazývame výberový priestor a T je indexová množina. Pre každé $s \in S$ je $x(s, \cdot)$ realizácia stochastického procesu definovaná na indexovej množine T , tj. usporiadaná postupnosť čísel – časový rad.

Stochastický proces nazývame silne stacionárny, ak pre akúkoľvek indexovú množinu (t_1, t_2, \dots) z $T = \{0, \pm 1, \dots\}$ a ľubovoľné reálne číslo k , pre ktoré $t_i + k \in T$, $i = 1, 2, \dots, n$ platí

$$F(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_n}) = F(x_{t_1+k}, x_{t_2+k}, \dots, x_{t_n+k}) \quad (2.1)$$

kde $F(\cdot)$ je združená distribučná funkcia. Silná stacionarita hovorí, že pravdepodobnostné správanie stochastického procesu je invariantné v čase. Pre stochastický proces $\{x_t, t = 0, \pm 1, \dots\}$ definujeme základné štatistické funkcie; strednú hodnotu $\mu_t = E(x_t)$, varianciu $\sigma_t^2 = D(x_t) = E[(x_t - \mu_t)^2]$, autokovariančnú funkciu

$$\gamma(t_i, t_j) = E[(x_{t_i} - \mu_{t_i})(x_{t_j} - \mu_{t_j})] \quad (2.2)$$

a autokorelačnú funkciu (ACF):

$$\rho(t_i, t_j) = \frac{\gamma(t_i, t_j)}{\sigma_{t_i} \sigma_{t_j}} \quad (2.3)$$

Ak platí pre všetky t , že $\mu_t = \mu$, $\sigma_t^2 = \sigma^2$ a autokovariančná resp. ACF závisia iba na časovej vzdialenosti náhodných veličín, tj. ak $t_i = t - k$ a $t_j = t$, čiže:

$$\rho(t_i, t_j) = \rho(t - k, t) = \rho(t, t + k) = \rho_k \quad (2.4)$$

potom sa daný proces nazýva slabo stacionárny. V ďalšom budeme hovoriť o stacionarite, pričom budeme mať na mysli slabú stacionaritu. V prípade stacionárneho stochastického procesu môžeme ACF vyjadriť v tvare:

$$\rho_k = \frac{E[(x_t - \mu)(x_{t-k} - \mu)]}{\sqrt{D(x_t)}\sqrt{D(x_{t-k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.5)$$

z ktorého vyplývajú nasledovné vlastnosti: $\rho_0 = 1$, $|\rho_k| \leq 1$ a $\rho_k = \rho_{-k}$. Graf ACF nazývame korelogram a kvôli poslednej z uvedených vlastností ho vykresľujeme len pre $k > 0$.

Korelácia medzi dvoma náhodnými veličinami je často spôsobená tým, že obe veličiny sú korelované s treťou veličinou. Veľká časť korelácie medzi veličinami x_t a x_{t-k} môže byť spôsobená ich koreláciou s veličinami x_{t-1} , x_{t-2} , ..., x_{t-k+1} . Parciálna autokorelačná funkcia (PACF) podáva informáciu očistenú o tento vplyv. Parciálna autokorelácia s oneskorením k vyjadruje parciálny regresný koeficient ϕ_{kk} v autoregresii k -teho rádu:

$$x_t = \phi_{k1} x_{t-1} + \phi_{k2} x_{t-2} + \dots + \phi_{kk} x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

kde ε_t je nekorelovaná s veličinami x_{t-j} , $j \geq 1$. Po vynásobení rovnice x_{t-j} , má stredná hodnota rovnice (2.6) tvar

$$\gamma_j = \phi_{k1} \gamma_{j-1} + \phi_{k2} \gamma_{j-2} + \dots + \phi_{kk} \gamma_{j-k} \quad (2.7)$$

čiže platí

$$\rho_j = \phi_{k1} \rho_{j-1} + \phi_{k2} \rho_{j-2} + \dots + \phi_{kk} \rho_{j-k} \quad (2.8)$$

Pre $j = 1, 2, \dots, k$ máme systém rovníc, z ktorého riešením napr. Cramerovým pravidlom dostávame

$$\phi_{11} = \rho_1 \quad (2.9)$$

:

$$\phi_{kk} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \quad (2.10)$$

Bielym šumom nazývame rad veličín s konštantnou strednou hodnotou $E(u_t) = \mu$ (v ďalšom budeme mať pracovať s $\mu = 0$) a konštantným rozptylom $D(u_t) = \sigma^2$, navzájom nekorelovaných náhodných veličín, tj. $\gamma_k = 0$, pre $k \neq 0$ z jedného pravdepodobnostného rozdelenia. ACF a PACF bieleho šumu majú identifikačné body¹ pre $k=0$.

Avšak pri práci s reálnymi časovými radmi nepoznáme vyššie popísané teoretické hodnoty ACF resp. PACF – poznáme iba ich realizácie. Analogicky ako existujú pojmy výberového priemeru a disperzie, poznáme aj výberovú ACF a výberovú PACF. Odhad pre výberovú autokoreláciu rádu k má tvar:

¹ Identifikačným bodom ACF resp. PACF rozumieme také k_0 , že hodnota ACF resp. PACF pre $k > k_0$ je nulová.

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (x_t - \bar{x})(x_{t-k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \quad \text{pre } k = 1, 2, \dots \quad (2.11)$$

kde

$$\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t$$

Keď vo vzťahoch pre PACF (2.9) a (2.10) nahradíme teoretické hodnoty ACF jej odhadmi, získavame odhad \hat{f}_{kk} pre PACF:

$$\hat{f}_{11} = r_1 \quad (2.12)$$

$$\hat{f}_{kk} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{f}_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{f}_{k-1,j} r_j} \quad \text{pre } k = 1, 2, \dots \quad (2.13)$$

kde

$$\hat{f}_{kj} = \hat{f}_{k-1,j} - \hat{f}_{kk} \hat{f}_{k-1,k-j} \quad (2.14)$$

Pre analýzu stacionárneho procesu v nasledujúcich častiach bude pre nás veľmi dôležité poznať identifikačné body teoretických hodnôt ACF a PACF. Preto musíme vedieť odpovedať na otázku, ako blízko k nule musí byť odhad r_k resp. \hat{f}_{kk} , aby sme mohli pri danej spoľahlivosti tvrdiť, že $\rho_k = 0$ resp. $\phi_{kk} = 0$. Za týmto účelom sa používajú Barlettova resp. Quenouilleova aproximácia smerodajnej odchýlky², ktorej dvojnásobok sa porovnáva s $|r_k|$ resp. $|\hat{f}_{kk}|$.

2.1.2 Woldova reprezentácia stacionárneho procesu

Wold (1938) dokázal, že každý stacionárny proces, ktorý neobsahuje deterministickú zložku, je možné zapísať ako lineárnu kombináciu navzájom nekorelovaných rovnako rozdelených náhodných premenných. Takúto lineárnu kombináciu nazývame lineárnym procesom resp. Woldovou reprezentáciou

$$x_t - \mu = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j u_{t-j} \quad \text{kde } \psi_0 = 1 \quad (2.15)$$

Zo vzťahu pre autokovariančnú funkciu procesu a Eulerovej nerovnosti je možné odvodiť podmienku stacionarity lineárneho procesu (2.15):

$$\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j^2 < \infty$$

² Pozri [8].

2.1.3 Autoregresné procesy AR(p)

Zavedme operátor spätného posunutia B , pričom platí $Bx_t = x_{t-1}$ resp. všeobecne $B^s x_t = x_{t-s}$. Autoregresný model rádu p má nasledovný tvar,

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_p x_{t-p} + u_t \quad (2.16)$$

ktorý pomocou operátora spätného posunutia vieme zapísať v tvare

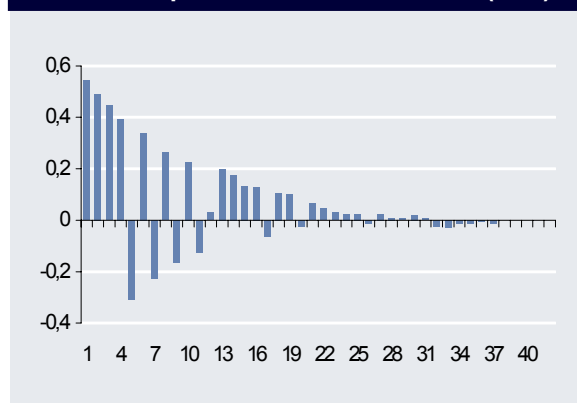
$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) x_t = \phi_p(B) x_t = u_t \quad (2.17)$$

Proces AR(p) je stacionárny ak platí vzťah $\psi(B) = \phi_p(B)$. Táto podmienka je splnená práve vtedy, keď korene rovnice

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) = \phi_p(B) = 0 \quad (2.18)$$

ležia mimo jednotkového kruhu. V prípade reálnych koreňov rovnice (2.18) má ACF tvar kombinácie klesajúcich exponenciál, pre korene imaginárne je kombináciou exponenciálne klesajúcich sinusoíd. PACF má identifikačný bod pre $k = p$.

Graf 2.1 ACF pre reálne korene rovnice (2.18)



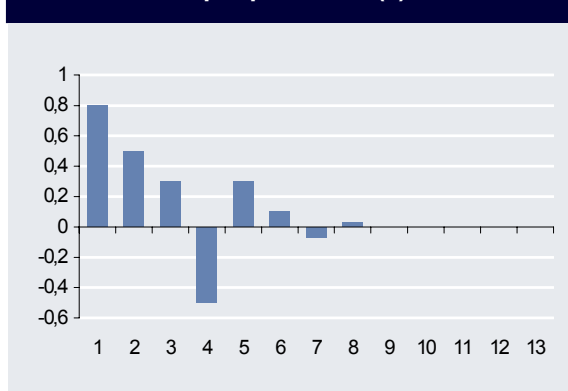
Zdroj:[2]

Graf 2.2 ACF pre imaginárne korene (2.18)



Zdroj:[2]

Graf 2.3 PACF pre proces AR(8)



Zdroj: [2]

2.1.4 Procesy kĺzavých súčtov MA(q)

Proces kĺzavých súčtov rádu q je možné zapísať v nasledovnom tvare:

$$x_t = u_t + \theta_1 u_{t-1} \dots + \theta_q u_{t-p} \quad (2.19)$$

Na rozdiel od lineárneho procesu (2.15) majú MA(q) procesy konečný počet váh ψ a všetky sú stacionárne. Rovnicu (2.19) prepíšeme pomocou operátora posunu B do tvaru:

$$x_t = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q) u_t = \theta_q(B) u_t \quad (2.20)$$

Hovoríme, že proces MA(q) je invertibilný, ak ho vieme zapísať v tvare konvergentného AR(∞) procesu $\pi(B)x_t = u_t$, kde zovšeobecnený polynóm $\pi(B)$ je inverzný ku $\theta_q(B)$ tj. $\pi(B) = \theta_q^{-1}(B)$. Táto podmienka je splnená práve vtedy, keď korene polynomiálnej rovnice

$$\theta_q(B) = 0 \quad (2.21)$$

ležia mimo jednotkového kruhu. ACF má identifikačný bod pre $k = q$, kým PACF je tvorená kombináciou klesajúcich exponenciál pre reálne korene rovnice (2.21) a kombináciou klesajúcich sinusoíd pre komplexné korene.

2.1.5 Zmiešané procesy ARMA(p, q)

Zmiešaný proces ARMA(p, q) je definovaný ako:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_p x_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} \dots + \theta_q u_{t-p} \quad (2.22)$$

resp. pomocou zovšeobecnených polynómov dostávame:

$$\phi_p(B) x_t = \theta_q(B) u_t \quad (2.23)$$

Stacionarita procesu je splnená, ak všetky korene rovnice (2.18) ležia von z jednotkového kruhu, invertibilnosť v prípade, že korene rovnice (2.21) ležia rovnako mimo jednotkového kruhu. Z rovnice pre ACF vyplýva³, že ACF bude mať rovnaký priebeh ako pri AR(p) procese, ale až po prvých q – p hodnotách v prípade, že $q > p$ tj. pre $k \geq \max \{ 0, q - p + 1 \}$. PACF ρ_{kk} sa správa rovnako ako pri MA(q) procese iba ak $k \geq \max \{ 1, p - q + 1 \}$. Tvary ACF a PACF pre procesy AR(p), MA(q) a ARMA(p, q) sú zhrnuté v Tabuľke 2.1.

Tabuľka 2.1: ACF a PACF pre procesy AR(p), MA(q) a ARMA(p,q)

	ACF	PACF
AR(p)	lineárna kombinácia klesajúcich exponenciál alebo sinusoíd	identifikačný bod pre $k = p$
MA(q)	identifikačný bod pre $k = q$	lineárna kombinácia klesajúcich exponenciál alebo sinusoíd
ARMA(p,q)	lineárna kombinácia klesajúcich exponenciál alebo sinusoíd po prvých q - p hodnotách ak $q > p$	lineárna kombinácia klesajúcich exponenciál alebo sinusoíd po prvých p - q hodnotách ak $p < q$

Zdroj:[8]

³ Rovnice pre ACF, ako aj PACF pre procesy AR, MA, ARMA nájdete v [2] a [8].

2.2 Modely nestacionárnych časových radov

V predchádzajúcom sme sa zaoberali iba stacionárnymi časovými radmi. Nestacionarita môže byť spôsobená zmenou strednej hodnoty v čase, ale aj meniacim sa rozptylom.

Stochastický proces nazývame integrovaný rádu d ozn. $I(d)$, ak diferencovaním rádu d získame stacionárny rad. Procesy ako biely šum, AR, MA a ARMA môžeme súhrnne označiť ako $I(0)$.

2.2.1 Proces náhodnej prechádzky – random walk process

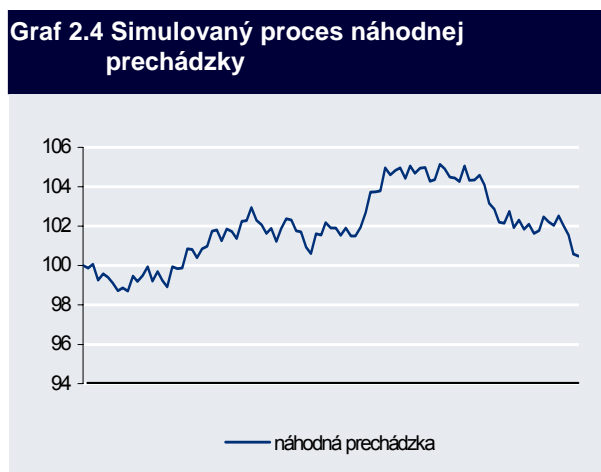
Proces náhodnej prechádzky nazývame proces tvaru

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad (2.24)$$

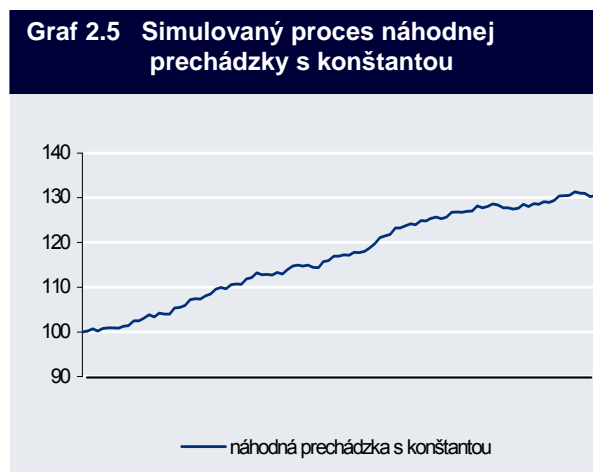
Ide teda o špeciálny prípad AR(1) procesu, s koeficientom $\phi_1 = 1$, ktorý prepíšeme pomocou operátora posunu nasledovne:

$$(1-B)x_t = u_t \quad \text{z čoho} \quad x_t = (1+B+B^2+\dots)u_t = u_t + u_{t-1} + u_{t-2} + \dots$$

Z posledného výrazu dostávame, že proces náhodnej prechádzky je tvorený kumulovaním náhodných veličín tvoriacich proces bieleho šumu. Je to $I(1)$ proces, pretože jeho diferencovaním získame biely šum. Príklad procesu náhodnej prechádzky je na Grafe 2.4.



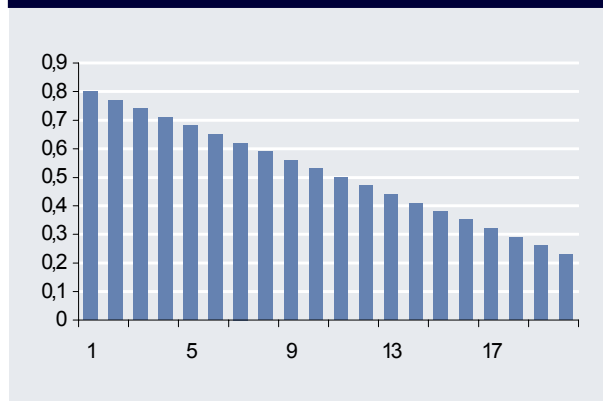
Zdroj: Simulácia pre biely šum so strednou hodnotou 0 a varianciou 0,5.



Zdroj: Simulácia pre, $\delta = 0,3$ a biely šum so strednou hodnotou 0, varianciou 0,5

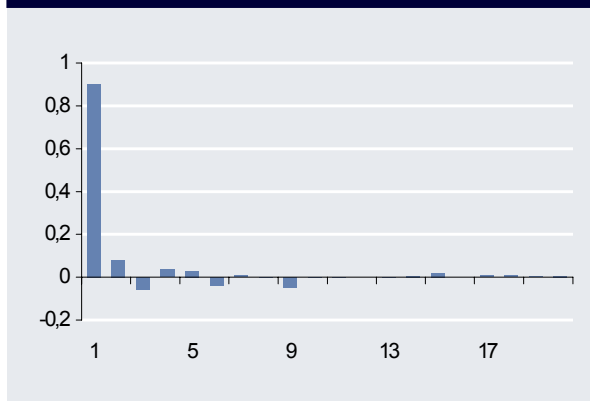
Na prvý pohľad je zrejmé, že časový rad je generovaný nestacionárnym procesom a navyše jeho špecifikom je cyklický priebeh. Hodnoty výberovej ACF klesajú veľmi pomaly (lineárne), naopak hodnoty výberovej PACF sú štatisticky nevýznamné, okrem f_{11} .

Graf 2.6 ACF procesu náhodnej prechádzky



Zdroj: Simulácia

Graf 2.7 PACF procesu náhodnej prechádzky



Zdroj: Simulácia

Pridajme do procesu (2.24) konštantu, čím dostávame tzv. random walk with drift, proces obsahujúci na jednej strane stochastický trend, avšak navyše aj lineárny deterministický trend:

$$x_t = \delta + x_{t-1} + u_t \quad (2.25)$$

Tento fakt výrazne ovplyvňuje správanie procesu – nie je už prítomný špecifický cyklický priebeh, pretože deterministický trend dominuje nad stochastickým (Pozri Graf 2.5). Odhady ACF a PACF sa správajú analogicky ako pri procese (2.24).

2.2.2 Procesy ARIMA

V situácii, kedy pomocou diferenciácie rádu d získame proces $ARMA(p, q)$, nazývame pôvodný integrovaný proces autoregresným integrovaným procesom kľavých súčtov rádu p , d , q ozn. $ARIMA(p, d, q)$. Môžeme ho zapísať nasledovne

$$\phi_p(B) (1-B)^d x_t = \theta_q(B) u_t \quad (2.26)$$

Postup pre identifikáciu ARIMA modelov nájdete v [2] a [8], my sa nimi nebudeme zaoberať.

3 State space modely (Sspace)

State space¹ modely predstavujú alternatívnu možnosť reprezentácie ARMA resp. vektorových ARMA modelov. Ich tvar umožňuje dobrú interpretáciu a taktiež konštrukciu numericky ľahko zvládnuteľného algoritmu, ktorý je v praxi známy ako Kalmanov filter.

3.1 Základná metodológia Sspace modelov

Uvažujme časový rad y_t , ktorý chceme modelovať na základe informácií obsiahnutých v danej informačnej množine I_t , pričom predpokladáme lineárny model. Vektor y_t nazývame signálnym vektorom (signal vector). Nech x_t je s – rozmerný vektor plne pokrývajúci informáciu obsiahnutú v množine I_t . Vektor x_t nazývame stavovým vektorom systému (state vector) a vyjadruje polohu resp. stav systému v danom čase t . Ďalej pripúšťame do modelu vstup u exogénnych premenných z_t a chybového členu v_t . Prvou základnou state – space reprezentáciou je rovnica (3.1), signal (observation) equation:

$$y_t = \beta_t x_t + \gamma_t z_t + v_t \quad (3.1)$$

(gx1) (gxs)(sx1) (gxu)(ux1) (gx1)

kde máme uvedené jednotlivé rozmery matíc resp. vektorov v rovnici. Vo všeobecnosti pripúšťame časovo závislé parametre β_t a γ_t . Druhá základná rovnica formuje predpovede stavových premenných, kde opätovne máme exogénne premenné w_t (v počte L), pričom môžu byť zhodné so z_t , pripúšťajú sa časovo závislé parametre T_t , δ_t a G_t :

$$x_t = T_t x_{t-1} + \delta_t w_t + G_t u_t \quad (3.2)$$

(sx1) (sxs)(sx1) (sxL)(Lx1) (sxm)(mx1)

kde u_t zodpovedá chybovému členu. Rovnica (3.2) popisuje dynamiku stavového vektora, angl. state (transition) equation. Je nutné upozorniť, že I_t predstavuje informáciu, ktorá by mala byť zahrnutá v endogénnej premennej y_t a stavový vektor x_t nemusí obsahovať známe premenné, ani vypočítateľné z ostatných premenných systému y_t , z_t a w_t . Pre ďalšie odvodenie je nevyhnutné prijať predpoklady (P1) až (P5):

¹Rozhodli sme sa nevytvárať slovenský ekvivalent pre „state space modely“, pretože by nemusel byť taký stručný a výstižný zároveň. Vzhľadom na neexistenciu odborného názvoslovia v slovenčine, pre lepšiu orientáciu čitateľa, uvádzame pri niektorých výrazoch aj pôvodné anglické názvy.

(P1)

Model určený rovnicami (3.1) a (3.2) úplne reprezentuje uvažovaný systém.

(P2)

Chybové členy u_t a v_t majú združené normálne rozdelenie, so strednými hodnotami nula, s kovariančnými maticami R_t resp. Q_t , pričom sú navzájom nekorelované, teda:

$$\begin{bmatrix} v_t \\ u_t \end{bmatrix} \sim N \left[0, \begin{bmatrix} R_t & 0 \\ 0 & Q_t \end{bmatrix} \right]$$

(P3)

Začiatková hodnota x_t pochádza z nejakého normálneho rozdelenia a je nezávislá na všetkých u_t resp. v_t (po angl. predpoklad „diffuse priors“).

(P4)

Premenné z_t a w_t sú exogénne v zmysle kauzality, tj. nie je prítomná žiadna kauzalita smerom od y_t a x_t ku z_t a w_t . Ďalej z_t a w_t sú nezávislé od všetkých u_t a v_t .

(P5)

Parametre modelu β_t , γ_t , T_t , δ_t a G_t sú známe.

Zavedme označenie $x_{t|t-1} = E[x_t | I_{t-1}]$ pre očakávanú hodnotu stavového vektora v čase t pri informácii v čase $t-1$, čo vlastne zodpovedá predpovedi x_t na jeden krok vpred. Analogicky, $P_{t|t-1} = E[P_t | I_{t-1}] = E[(x_t - x_{t|t-1})(x_t - x_{t|t-1})^T]$ predstavuje jednokrokový odhad kovariančnej matice odhadu x_t zrealizovaný v čase $t-1$. Keď urobíme podmienenú strednú hodnotu z rovnice (3.2) na jeden krok vpred pri splnení predpokladov (P1) – (P5), dostávame

$$x_{t|t-1} = T_t x_{t-1|t-1} + \delta_t w_t \quad (3.3)$$

a zároveň pre kovariančnú maticu platí:

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1|t-1} T_t^T + G_t Q_t G_t^T \quad (3.4)$$

Za platnosti normálneho rozdelenia chýb v (3.1) a (3.2), je $x_{t|t-1}$ odhadom pre x_t minimalizujúcim strednú kvadratickú chybu (MSE). Ak predpoklad normálnosti chýb je vynechaný, $x_{t|t-1}$ zostáva odhadom minimalizujúcim strednú kvadratickú chybu v triede lineárnych odhadov. Aplikujme teraz podmienenú strednú hodnotu na rovnicu (3.1), čím získavame rovnice,

$$y_{t|t-1} = \beta_t x_{t|t-1} + \gamma_t z_t \quad (3.5)$$

$$H_t \equiv \beta_t P_{t|t-1} \beta_t^T + R_t \quad (3.6)$$

kde $y_{t|t-1}$ predstavuje jednokrokovú predpoveď y_t v čase $t-1$ a H_t je kovariančná matica tohto odhadu. Z rovníc (3.3) – (3.6) dostávame združené rozdelenie vektora x_t , y_t pri informácii v čase $t-1$, tj. podmienené informačnou množinou I_{t-1}

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} \Big| I_{t-1} \sim N \left[\begin{bmatrix} x_{t|t-1} \\ y_{t|t-1} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} P_{t|t-1} & P_{t|t-1} \beta_t^T \\ \beta_t P_{t|t-1} & H_t \end{bmatrix} \right] \quad (3.7)$$

Sformulujme teraz tvrdenie o dvojrozmernom normálnom náhodnom vektore, pochádzajúce z oblasti Bayesovskej štatistiky.

Tvrdenie: Ak x_1 a x_2 tvoria dvojrozmerný Gaussiánsky rozdelený náhodný vektor, taký, že

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} \sim N \left[\begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Sigma_1 & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_2 \end{bmatrix} \right]$$

potom podmienené rozdelenie x_1 za podmienky daného x_2 má normálne rozdelenie s nasledovnými parametrami:

$$x_1 | x_2 \sim N \left(\mu_1 + \Sigma_{12} \Sigma_2^{-1} (x_2 - \mu_2), \Sigma_1 - \Sigma_{12} \Sigma_2^{-1} \Sigma_{21} \right)$$

Pri aplikovaní predošlého tvrdenia z teoretickej štatistiky na x_t pri poznaní skutočného y_t máme:

$$x_{t|t} = x_{t|t-1} + k_t (y_t - y_{t|t-1}) \quad (3.8)$$

kde

$$k_t = P_{t|t-1} \beta_t^T H_t^{-1} \quad (3.9)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - k_t \beta_t P_{t|t-1} \quad (3.10)$$

Systém rovníc (3.3) – (3.6) a (3.8) – (3.10) nazývame súhrnne Kalmanov filter. Táto sústava poskytuje priestor na rekurzívnu konštrukciu predpovedí $x_{t|t-1}$ a $y_{t|t-1}$. Na realizáciu Kalmanovho filtra avšak nutne potrebujeme poznať hodnoty parametrov β_t , γ_t , T_t , δ_t , a G_t . Podobne potrebujeme štartujúcu hodnotu – odhad - stavového vektora $x_{1|0}$ a kovariančnej matice $P_{1|0}$. Otázka nastavenia počiatkových hodnôt veľmi citlivá, pretože práve zlé štartovacie hodnoty môžu viesť k nežiadúcim výsledkom.

3.2 Praktické aplikácie Kalmanovho filtra

V praxi je Kalmanov filter užitočný pri viacerých typoch modelov. Prvá aplikácia vyplýva, ako sme naznačili v úvode kapitoly, z alternatívnej prezentácie ARMA modelov. V prípade, že sme identifikovali ARMA model, tento model môže byť po transformácii odhadnutý v tvare Sspace, vrátane vytvorenia predpovedí. Tvar Sspace je ďalej vhodný na odhadovanie modelov s časovo závislými parametrami. Je možné ho aplikovať aj na modely v nelineárnom tvare. Pre konkrétne postupy, ako aj podrobné teoretické odvodenia pozri [16]. Nás však najviac zaujíma posledná aplikácia. Kalmanov filter je možné použiť na modely s neznámymi komponentami tzv. unobserved components models, ktorým sa bližšie venujeme v aplikačnej časti 6.1.4 a 6.4.2. Najčastejšie sa pomocou nich odhaduje produkčná medzera, NAIRU a trvalý príjem. Mnohé časové rady v ekonomickej praxi môžeme chápať ako „poskladané“ z viacerých neznámych resp. nenapozorovaných komponentov ako je trend, sezónna zložka alebo cyklická zložka, a práve tieto vieme identifikovať Kalmanovým filtrom.

Na záver kapitoly uvádzame príklad, v ktorom prevedieme jednoduchý model z časti 6.1.4 do tvaru Sspace.

Príklad

Majme daný časový rad y_t , rozkladajúci sa na dva neznáme komponenty, y_t^* a c_t

$$y_t = y_t^* + c_t$$

pričom zložky sa riadia nasledovnými rovnicami:

$$y_t^* = g_{t-1} + y_{t-1}^* + \varepsilon_{1t}$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$c_t = \rho_1 \cdot c_{t-1} + \rho_2 \cdot c_{t-2} + \varepsilon_{3t}$$

a pre chyby platí:

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2), i=1, \dots, 3 \quad E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0 \text{ pre } i \neq j \quad \forall t, s$$

Tvar Sspace vyzerá nasledovne:

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^* \\ g_t \\ c_t \\ c'_t \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y_t^* \\ g_t \\ c_t \\ c'_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_1 & \rho_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^* \\ g_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c'_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

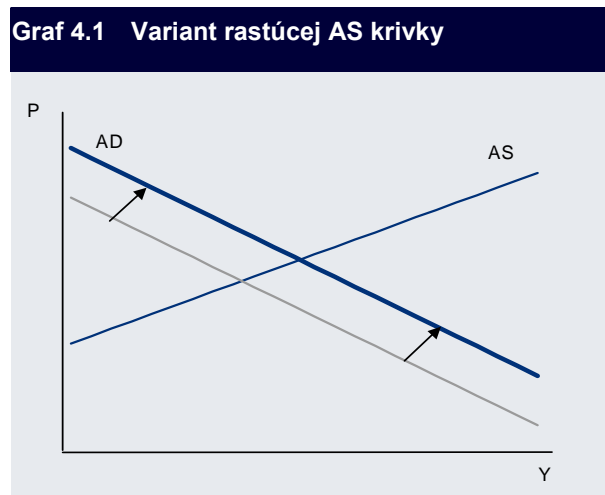
Keďže v rovnici (3.2) sa pripúšťajú oneskorenia len o jeden krok, bola zavedená premenná c'_t , pre ktorú platí,

$$c'_t = c_{t-1}$$

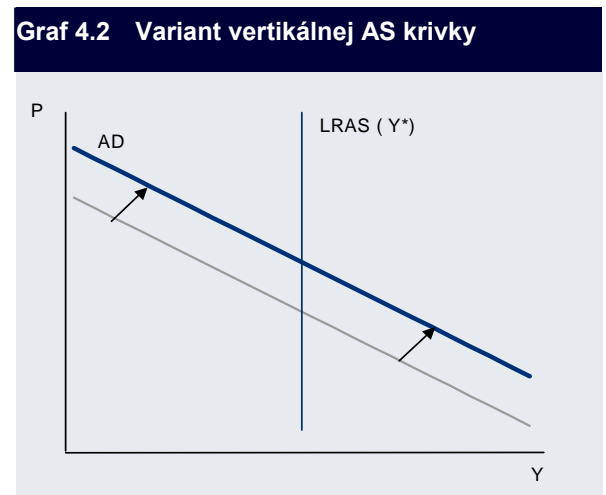
4 Ekonomické linky k produkčnej medzere

Philipsova krivka je jedným zo základných pilierov keynesiánskej teórie, preto v úvode tejto časti budú stručne popísané základy keynesiánskeho agregovaného modelu.

Tradičný keynesiánsky agregovaný model je možné zhrnúť pomocou dvoch kriviek: krivky agregátnej ponuky (AS) a krivky agregátneho dopytu (AD) v priestore kombinácií výstupu a cien. Kritickou črtou modelu je, že AS krivka v krátkodobom horizonte (SRAS) je rastúca, čím model pripúšťa, že zmeny v agregátom dopyte ovplyvňujú, tak ceny, ako aj výstup. V takomto modeli neexistuje dichotómia medzi monetárnymi a reálnymi fundamentami v ekonomike. Rastúcu AS je však možné zabezpečiť iba predpokladom o nepružnosti miezd resp. cien. Pri analýze v dlhodobom horizonte, je prirodzené prijať predpoklad o dokonalej pružnosti cien a miezd, z čoho plynie, že zmeny v agregátom dopyte nemajú žiadne reálne účinky: AS krivka (LRAS) je vertikálna. Zmeny v dopyte neovplyvňujú výstup v ekonomike v dlhodobom horizonte a LRAS krivka determinuje potenciálny produkt ekonomiky Y^* . Na grafoch 4.1 a 4.2 sú znázornené vplyvy dopytového šoku v krátkodobom resp. dlhodobom horizonte. Krivka AD je determinovaná štandardným IS - LM modelom, resp. pri uvažovaní otvorenej ekonomiky Mundell – Flemingovým modelom¹.



Zdroj: [31]



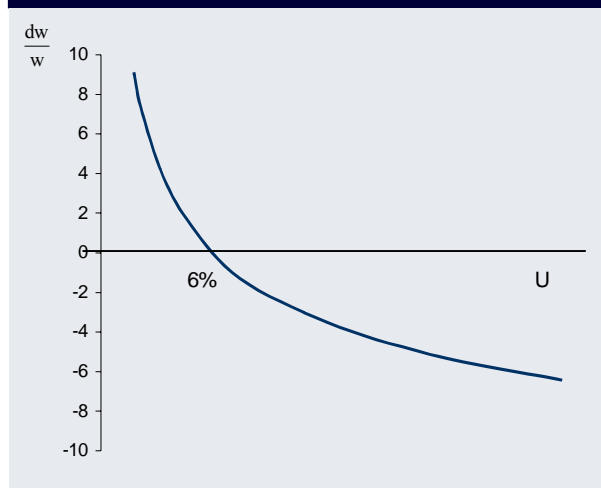
Zdroj: [31]

¹ Pre podrobné štúdium IS – LM modelu a Mundell – Flemingovho modelu pozri [31] alebo [14].

4.1 Philipsova krivka

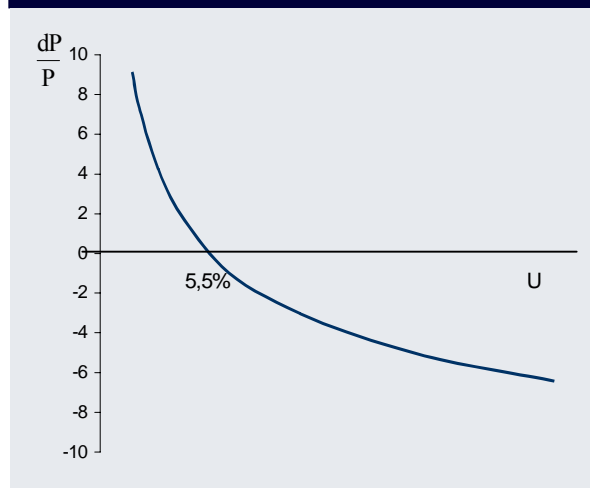
Prvotná Philipsova krivka hovorila o substitúcii medzi nezamestnanosťou a mierou rastu miezd. Ceteris paribus, čím vyššia nezamestnanosť, tým nižšia miera rastu miezd a naopak. Charakteristickými znakmi tejto krivky sú: záporný sklon, hyperbolický tvar a priesečník s vodorovnou osou zodpovedajúcu približne 6% miere nezamestnanosti.² Nulovú mieru rastu nominálnych miezd možno teda očakávať práve pri 6% miere nezamestnanosti. Ak miera nezamestnanosti klesne pod 6%, zamestnávateľia musia zvýšiť mzdy, aby prilákali vzácnu pracovnú silu. Podstatnou hypotézou vyplývajúcou z Philipsovej krivky, je konštatovanie stabilného vzťahu medzi mierou rastu miezd a nezamestnanosťou. Samuelson a Solow (1960), nahradili mieru zmeny nominálnych miezd mierou inflácie a ich výsledok bol kvalitatívne veľmi podobný Philipsovmu. Argument nahradenia rastu miezd infláciou, je jednoduchý: ak nezamestnanosť klesne pod prirodzenú mieru 6%, zamestnávateľia musia ponúkať vyššie mzdy, čo má za následok rast cien, kvôli novému rovnovážnemu stavu na trhu statkov, ktorého príčinou je posun AD krivky. Modifikovaná Philipsova krivka ponúka veľmi zaujímavý záver: žiadúce nízke miery nezamestnanosti sú sprevádzané nežiadúcimi vysokými mierami inflácie. Z tohto pohľadu si musia tvorcovia politik vybrať medzi dvoma zlami³.

Graf 4.3 Pôvodná Philipsova krivka



Zdroj: [14]

Graf 4.4 Modifikovaná Philipsova krivka



Zdroj: [14]

Ak akceptujeme protichodný vzťah medzi infláciou a nezamestnanosťou načrtnutý na Grafe 4.4, hovoríme, že existuje miera nezamestnanosti konzistentná so stabilnou infláciou resp. želateľnou infláciou. Tým sme odôvodnili existenciu teoretického pojmu NAIRU. Modifikovanú Philipsovú krivku a teda dlhodobú substitúciu medzi nezamestnanosťou a infláciou, je možné odvodiť z keynesiánskeho agregovaného modelu, v prípade prijatia predpokladu nepružných miezd v ekonomike⁴, čo je, ako už bolo spomenuté, ekvivalentné s rastúcou AS krivkou.

Empirická skutočnosť, ktorá sa objavila počas sedemdesiatych rokov, vzbudila medzi ekonómami pochybnosti ohľadom stabilného vzťahu inflácie a nezamestnanosti. Jav stagflácie tj. súčasne prítomnej vysokej miery nezamestnanosti a inflácie, je možné vysvetliť

² Na základe Philipsových empirických výskumov z r. 1958.

³ Pri celení inflácie, centrálna banka musí mať na zreteli aj vývoj fundamentov v reálnej ekonomike, akými je práve nezamestnanosť.

⁴ Predpoklad nepružnosti miezd môže byť nahradený predpokladom nepružnosti cien.

iba predpokladom o ľubovoľných posunoch krivky. Ak je však Philipsova krivka vystavená nevypočítateľným posunom, stáva sa ťažkopádnu konštrukciou. Monetaristi, Friedman a Phelps (1970), sa stali prvými kritikmi prítomnosti permanentnej substitúcie medzi nezamestnanosťou a infláciou, ktorá je založená na rýdzo keynesiánskych predpokladoch o nepružnosti miezd. Argumentovali tým, že takýto vzťah vychádza z „peňažnej ilúzie“ vo vzťahu ku pracovníkom, ktorá má však len krátku životnosť. Dlhodobá Philipsova krivka by mala byť vertikálna (pozri Graf 4.5). „Peňažná ilúzia“ znamená, že zamestnanci kreujú svoje mzdové požiadavky vo vzťahu k očakávanej a nie skutočnej cenovej hladine. Moderní Keynesiánci už pripustili vertikálnu LRAS, avšak s dočasnou exogénnosťou, miezd⁵. Pre náčrt mechanizmov agregovaného modelu s predpokladom pevných miezd v krátkodobom horizonte pozri Prílohu 1. Vzťah medzi infláciou a nezamestnanosťou založený na týchto teoretických predpokladoch môžeme zapísať nasledovnou rovnicou, pri predpoklade log – linearity funkčnej závislosti:

$$\pi_t = \pi_t^* - \alpha (\ln(U_t) - \ln(U_t^*)) \quad (4.1)$$

kde π_t je miera inflácie definovaná ako $\pi_t = \ln(P_t) - \ln(P_t^*)$, U_t je miera nezamestnanosti, U_t^* je NAIRU zodpovedajúca inflácii π_t^* , ktorá je prítomná ak výstup je rovný potenciálnemu produktu Y^* v prípade absencie ponukových šokov. Keynesiánci neinterpretovali π_t^* nutne ako očakávanú infláciu, avšak je to najprirodzenejšia interpretácia. Ak jednoducho pripustíme,

$$\pi_t^* = \pi_{t-1} \quad (4.2)$$

potom π_t^* predstavuje exogénne danú očakávanú infláciu. Vo formulácii (4.1) – (4.2) je prítomná substitúcia medzi zmenou inflácie a nezamestnanosťou, avšak nie už trvalá substitúcia medzi mierou inflácie a nezamestnanosťou. Ponukové šoky ε je možné včleniť do rovnice nasledovným spôsobom:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha (\ln(U_t) - \ln(U_t^*)) + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Model (4.3) má však niektoré nedostatky a zjednodušenia, ktoré kritizovali Monetaristi. Po prvé, kým želaná inflácia π_t^* reaguje na aktuálnu infláciu, uplynie celá jedna perióda. Preto je vhodné uvažovať skôr vážený priemer minulej inflácie z viacerých období. Po druhé, takéto správanie želannej inflácie je nezávislé od ekonomického prostredia. Napr. ak by platil vzťah (4.3), tvorcovia politik môžu vytvoriť stále rastúcu infláciu udržovaním produktu nad jeho potenciálnou úrovňou. Monetaristi vychádzali z úvahy, že zamestnanci a ich odbory sa po určitom čase poučia, prestanú sa správať podľa (4.2) a prispôbia svoje očakávania. Friedman a Phelps predpokladali adaptívne očakávania⁶. Ako príklad uvádzame jednoduchý predpis pre adaptívne očakávania,

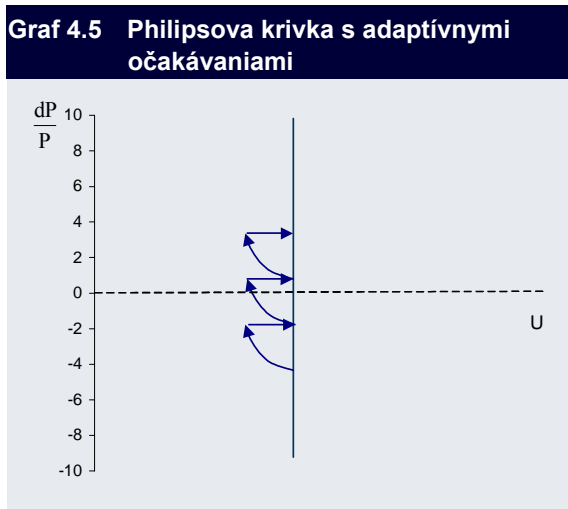
$$\pi_t^e = \pi_t |_{t-1} = \pi_{t-1 |_{t-2}} + h (\pi_{t-1} - \pi_{t-1 |_{t-2}}), \quad h \in (0,1)$$

Monetaristi navrhli teda nahradiť π^* očakávanou infláciou π^e , čím dostávame,

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha (\ln(U_t) - \ln(U_t^*)) + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

⁵ Pevnosť miezd v krátkodobom horizonte hovorí, že mzdy nereagujú nekonečne rýchlo na zmeny na trhu. V zdôvodnení prijatia tohto predpokladu, sa môžeme odvolať na viaceré rigidity trhu práce akými sú trhová forma, administrovanie, zmluvné vzťahy alebo aj častý rozpor medzi optimálnou alokáciou a slušnosťou pri mzdových vyjednávaniach.

⁶ Okrem exogénnej a adaptívnej tvorby očakávaní, ekonomická teória pozná racionálne očakávania.



Zdroj: [14]

Kombináciou prístupov v rovniciach (4.3) a (4.4) získavame všeobecný tvar,

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + (1-\lambda) \pi_t^e - \alpha (\ln(U_t) - \ln(U_t^*)) + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

kde $\lambda \in (0,1)$. V rovnici (4.5) však nepoznáme NAIRU, $u_t^* = \ln(U_t^*)$. Ak prijmeme predpoklad konštantnosti NAIRU v čase, tj. $u_t^* = u^*$, môžeme rovnicu odhadnúť (napr. pomocou MNS) v tvare:

$$\pi_t - \lambda \pi_{t-1} - (1-\lambda) \pi_t^e = \delta - \alpha u_t + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

a následne dopočítať NAIRU zo vzťahu:

$$u^* = -\frac{\delta}{\alpha} \quad (4.7)$$

Rovnicu (4.5) je možné zovšeobecniť pripustením vstupov oneskorení miery nezamestnanosti do rovnice a navyše špecifikovaním vysvetľujúcich premenných x_t , popisujúcich ponukové šoky, akými môžu byť zmeny ceny ropy, výmenné kurzy⁷, zmeny v nepriamych daniach atď. Tým dostávame tvar:

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + (1-\lambda) \pi_t^e - \alpha(B) (u_t - u^*) + \beta(B) x_t + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Z konštrukcie rovnice (4.1) vyplýva formulácia modernej keynesiánskej funkcie agregovanej ponuky:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \gamma (\ln(Y_t) - \ln(Y_t^*)) \quad (4.9)$$

Pre stabilnú infláciu, na ľubovoľnej úrovni, musí byť produkt rovný potenciálnemu produktu Y^* a súčasne akákoľvek miera inflácie je udržateľná. Ale pre zníženie inflácie, musí nastať obdobie, v ktorom je produkt pod svoj potenciálnou úrovňou. Postupne vieme zostaviť analógie rovníc (4.3) až (4.5):

⁷ Philipsova krivka neobsahujúca výmenné kurzy resp. nominálny efektívny výmenný kurz, by reprezentovala iba uzavretú ekonomiku.

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \gamma (\ln(Y_t) - \ln(Y_t^*)) + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

$$\pi_t = \pi_t^e + \gamma (\ln(Y_t) - \ln(Y_t^*)) + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + (1-\lambda) \pi_t^e + \gamma (\ln(Y_t) - \ln(Y_t^*)) + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

a rovnice (4.8):

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + (1-\lambda) \pi_t^e + \gamma(B) (y_t - y_t^*) + \mu(B) x_t + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

4.2 Okunov zákon

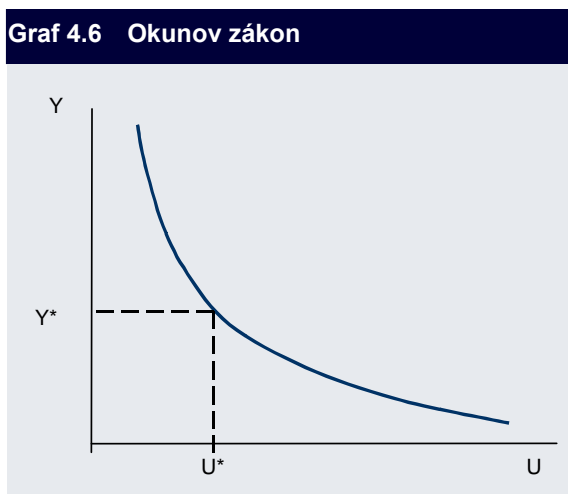
Trh práce obsahuje cenné informácie o nerovnováhe na trhu statkov. Ako sme uviedli v kapitole 1, Okun v [29] si kladie otázku, aký výstup môže ekonomika vyprodukovať pri podmienkach „plnej“ zamestnanosti, čím zároveň definuje pojem potenciálneho produktu. Koncept potenciálneho produktu je tvorený ponukovou stranou ekonomiky, podobne ako sme naznačili v úvode tejto kapitoly. Cieľ maximálneho produktu, ktorého kľúčovým faktorom je zamestnanosť, je však ohraničený spoločenským práním cenovej stability. Preto cieľom plnej zamestnanosti musíme rozumieť tvorbu maximálnej produkcie, ktorá nevytvára inflačné tlaky. Potenciálny produkt je podľa Okuna determinovaný 4% mierou nezamestnanosti, ktorá je „optimálnym spoločenským cieľom“. Okunov zákon teda hovorí o substitúcii medzi produktom a mierou nezamestnanosti. Ceteris paribus, zníženie aktuálnej miery nezamestnanosti pod 4% indikuje pozitívny šok smerom k agregátnemu dopytu – produkt prekročí svoju potenciálnu úroveň a naopak. Vzťah je pre ilustráciu naznačený na Grafe 4.6 a je možné ho za predpokladu log – linearity sformulovať rovnicou:

$$u_t = u_t^* - \beta(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

Vzťah (4.14), podobne ako sme urobili pri Philipsovej krivke, možno zovšeobecniť pridaním oneskorení do rovnice a zároveň špecifikovaním exogénnych vstupov x_t do modelu, čím dostávame,

$$u_t = u_t^* - \beta(B)(y_t - y_t^*) + v(B) x_t + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

Okun kládol $u_t^* = u^* = 4\%$, všeobecne môžeme NAIRU (resp. prirodzenú mieru nezamestnanosti určiť z rovníc (4.6) – (4.7).



Zdroj: Autorka

4.3 Využitie kapacít

Poslednou linkou k produkčnej medzere, avšak nie čo do významnosti, je informácia o využití kapacít v ekonomike. Môžeme tu vidieť istú analógiu so zamestnanosťou – aj tá predsa hovorí o využití ľudských „kapacít“. Zväčša sa berú do úvahy údaje z konjunkturálnych prieskumov vo viacerých segmentoch ekonomiky. Využívanie kapacít cu_t nad ich „želanou“ alebo trendovou úrovňou cu_t^* je späté s kladnou produkčnou medzerou – aktuálny produkt prevyšuje potenciálny produkt, ceteris paribus:

$$cu_t = cu_t^* + \eta(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t, \quad (4.16)$$

Podobne ako v predošlých prípadoch, je možné začleniť do rovnice oneskorenia produkčnej medzery a vstup exogénnych premenných, čím dostávame:

$$cu_t = cu_t^* + \eta(B)(y_t - y_t^*) + \chi(B)x_t + \varepsilon_t \quad (4.17)$$

5 Makroekonomický vývoj v SR

Cieľom tejto kapitoly je poskytnúť stručný prehľad makroekonomického vývoja SR od r.1993 až po súčasnosť so zameraním na výkonnosť ekonomiky a makroekonomické ukazovatele, ktoré v svetle predošlej kapitole považujeme za relevantné k analýze hospodárskeho cyklu - inflácia, nezamestnanosť (a jej alternatíva zamestnanosť) a vývoj vonkajšej rovnováhy¹.

5.1 Hospodársky rast a jeho kľúčové determinanty

Pri analýze ekonomického vývoja SR od r. 1993 možno rozlíšiť niekoľké odlišné etapy, pričom ich charakter a následne aj charakter hospodárskeho rastu, bol do značnej miery ovplyvnený hospodárskymi politikami v daných obdobiach, najmä fiskálnymi opatreniami jednotlivých vlád.

5.1.1 Etapa 1 r.1993 – 1995: Vlastná cesta transformácie?

So vznikom nového štátu sa rozšírila potreba diskusie o alternatívach dovtedy realizovanej „klausovskej“ reformy vedúcej od plánovanej centrálnej ekonomiky k tržne orientovanému hospodárstvu. Presadzovala sa akceptácia slovenských špecifik a následné odklonenie od začatej transformačnej cesty. V r. 1993 ešte doznievala transformačná recesia - nevyhnutná daň obdobia transformácie krajiny, reálny pokles HDP² dosiahol 6,9%. Avšak už v r. 1994 dochádza k oživeniu hospodárskeho rastu, ktorého hlavným pilierom bol rast exportov medziročne o 12,2% spôsobený oživením u našich hlavných obchodných partnerov. Tento výrazný prírastok prekryl stále spiaci domáci dopyt³, ktorý sa opäť medziročne znížil. V r. 1995 zaznamenali prvýkrát prírastok všetky zložky domáceho dopytu, najvyšší prírastok 3,6% dosiahla spotreba domácností. Na strane exportov však začalo dochádzať k oslabovaniu pozitívnej dynamiky z predchádzajúceho roka – medziročný rast bol vo výške 4,8%, následkom čoho čistý vývoz dosiahol podstatne menší prebytok oproti r.1994. Medziročný vývoj jednotlivých zložiek HDP je v Tabuľke 5.1.

¹ Bližšie pozri [26] a [27].

² V ďalšom budeme mať vždy na mysli rast resp. pokles v stálych cenách.

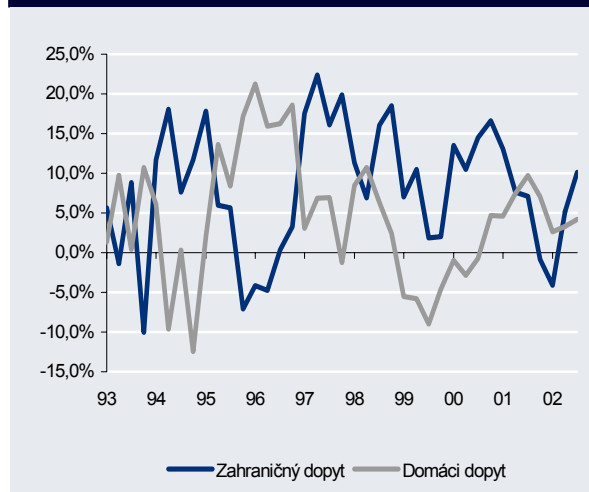
³ Domácim dopytom súhrnne označujeme spotrebu domácností, vládnu spotrebu, spotrebu neziskových inštitúcií slúžiacich prevažne domácnostiam a investičný dopyt. Pod investičným dopytom rozumieme tvorbu hrubého kapitálu, do ktorej je spätne započítaná aj štatistická diskrepancia.

Tabuľka 5.1: Medziročný vývoj zložiek HDP v stálych cenách

%, medziročne	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
HDP	-6,9	5,2	6,5	5,8	5,6	4,0	1,3	2,2	3,3	4,4
Spotreba domácností	-0,6	1,5	3,6	9,1	6,0	5,8	2,9	-1,8	4,0	5,4
Vládna spotreba	-4,1	-10,1	2,1	17,4	-4,5	11,5	-7,7	1,3	5,1	4,0
Tvorba hrubého fixného kapitálu	-5,4	-2,5	1,8	30,9	14,3	11,0	-18,5	1,2	9,6	-0,9
Domáci dopyt	-6,8	-4,5	10,3	17,9	3,8	6,9	-6,2	0,0	7,2	3,8
Vývoz	-0,5	12,2	4,8	-1,3	19,0	13,2	5,2	13,8	6,5	5,9
Dovoz	-0,8	-5,4	11,5	19,8	13,8	16,9	-6,3	10,2	11,7	5,3
Čistý vývoz/HDP	-4,4	5,1	1,7	-9,5	-7,6	-10,7	-2,4	-0,2	-4,1	-3,6

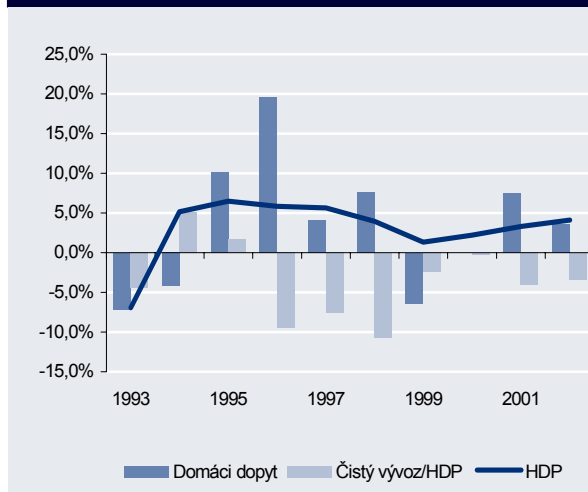
Zdroj: ŠÚSR, Autorkine prepočty

Graf 5.1 Domáci vs. Zahraničný dopyt (Vývoz), medziročne



Zdroj: ŠÚSR

Graf 5.2 Medziročný rast domáceho dopytu, HDP a čistý vývoz ako % HDP



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

5.1.2 Etapa 2 r. 1996 – 1998: Nerovnovážny hospodársky rast

V r. 1996 bola zachovaná vysoká dynamika hospodárskeho rastu (5,8%), avšak vo vývoji jednotlivých zložiek nastali oproti predchádzajúcemu obdobiu výrazné zmeny. Domáci dopyt zaznamenal rekordný nárast až 17,9%, na ktorom sa najviac podieľal rast tvorby hrubého fixného kapitálu o 30,9%. Domáca ponuka nedokázala pružne reagovať na fiskálnou politikou stimulovaný dopyt, následkom čoho bol vytvorený tlak na dovozy, ktoré vzrástli o 19,8%. Čistý vývoz tak dosiahol výrazne zápornú hodnotu -9,5% ku HDP. V r. 1997 došlo k miernej korekcii nepriaznivého vývoja v štruktúre rastu z predošlého roka, spomalila sa dynamika rastu všetkých zložiek domáceho dopytu – fiskálna expanzia bola mierne zbrzdená. Čistý vývoz zaznamenal opäť záporné saldo, jeho hodnota však už nebola taká výrazná, priaznivejší vývoj bol dosiahnutý aj vďaka oživeniu na strane vývozu (rast 19% medziročne). V ďalšom roku už bol 4% hospodársky rast ťahaný výlučne domácim dopytom a saldo čistého exportu dosiahlo dovedy rekordných -10,7% ku HDP.

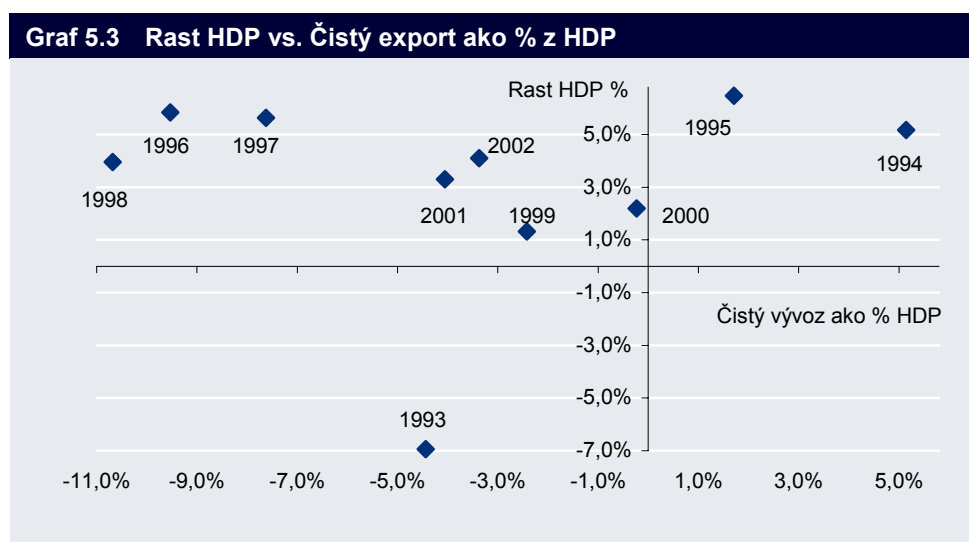
5.1.3 Etapa 3 r. 1999 – 2000: Obnovovanie rovnováhy

S nástupom novej vlády v októbri 1998 sa stala prioritou zmena charakteru hospodárskej politiky, s hlavným cieľom znovu nastolenia makroekonomickej rovnováhy, cestou znižovania pasívneho salda bežného účtu platobnej bilancie a súčasného zastavenia zadlžovania štátu. V máji r.1999 bol prijatý balíček opatrení, ktorý viedol k utlmeniu všetkých

zložiek domáceho dopytu, avšak slovenského hospodárstvo neskázlo do recesie a zachovalo si rast 1,7%. „Mäkké pristátie“ bolo zabezpečené aj vďaka rastu na strane exportov (5,2%), pričom jeho hlavnou príčinou bol opätovne priaznivý konjunkturálny vývoj u našich obchodných partnerov. Výsledky v r. 1999-2000 ukazovali úspech stabilizačných opatrení, reprezentovaný zmiernením vonkajšej nerovnováhy a zlepšením štruktúry rastu. Hodnoty čistého exportu zostávali však stále v záporných hodnotách.

5.1.4 Etapa 4 r. 2001 – 2002: Vysoký rast = nerovnováha

Úspech z predchádzajúcej etapy sa ukázal ako veľmi krátkodobý, aj keď určité opatrenia mali ambíciu zakladať pozitívne stimuly v strednodobom horizonte. K prvej závažnej zmene dochádza už koncom r.2000, kedy bolo naštartované oživenie domáceho dopytu. S týmto oživením, ruka v ruke, prišlo zvýšenie tempa rastu dovozov, čo ohrozilo priaznivý vývoj čistého vývozu. Vývoj v r. 2001 už potvrdzuje túto nepriaznivú tendenciu vo vývoji zložiek HDP – silnejúci domáci dopyt (7,2%) a vyššie saldo čistého exportu (-4,1%). Na základe tejto skúsenosti je možné skonštatovať, že vysoké tempa rastu HDP v SR, zatiaľ prinášajú so sebou jav neželanej vonkajšej nerovnováhy, pozri Graf 5.3.



Zdroj: ŠÚSR, [27]

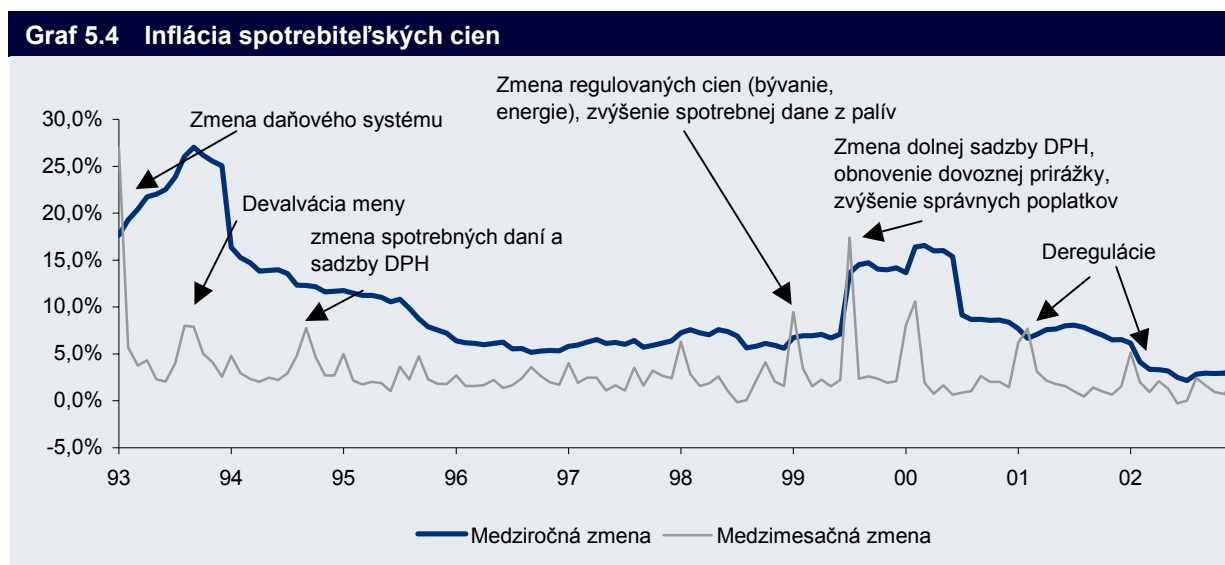
V r. 2002 so záverom politického cyklu prichádzajú populárne opatrenia vlády, ktoré mali za následok ešte väčší stimul pre domáci dopyt, ktorý vzrástol o 3,8% a stal sa nosným pilierom 4,4% rastu. Na strane druhej, v druhej polovici r. 2002 je možné sledovať aj oživenie na strane exportov, ktoré v tomto období vypovedalo o oživení priemyselnej produkcie SR, skôr než o oživení u obchodných partnerov.

5.1.5 Etapa 5 r. 2003 – : Opätovné utlmenie domáceho dopytu

Začiatok r. 2003 podobne ako r. 1999 priniesol balíček reštriktívnych opatrení vlády, ktoré budú viesť k utlmeniu všetkých zložiek domáceho dopytu, minimálne počas r. 2003. Hlavným motorom rastu by sa mohli stať v súčasnosti akcelurujúce vývozy.

5.2 Vývoj inflácie

Vývoj cien a následne inflácia nesie v transformujúcej krajine určité neštandardné špecifiká. Z čias plánovaného hospodárstva boli zdedené mnohé cenové deformácie – ceny boli plne regulované štátom a nie určené trhovým mechanizmom. Už od r. 1990 boli v snahe odbúrať cenové krivosti realizované deregulačné opatrenia, ktoré sa týkali najmä cien v sieťových odvetviach, ako sú plyn a elektrická energia. Ďalším neštandardným inflačným faktorom bola v r. 1993 uskutočnená daňová reforma. Na grafe 5.4, na ktorom je zobrazená medziročná a medzimesačná zmena CPI, možno sledovať ako výrazne vplývali administratívne zásahy vlád pri zvyšovaní regulovaných cien, úprave výšky spotrebných daní a sadzieb DPH na spotrebiteľskú infláciu.



Zdroj: ŠÚSR, [26]

Tabuľka 5.2: Priemerná ročná inflácia

%, medziročne	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Priemerná inflácia	23,2	13,5	10,0	5,8	6,1	6,7	10,6	12,0	7,3	3,3

Zdroj: ŠÚSR

Intenzita cenových šokov v ekonomike sa postupne znižovala a v r. 1996 dosiahla priemerná hodnota spotrebiteľskej inflácie 5,8%. V rokoch 1996 – 1998 bola inflácia udržiavaná na nízkej úrovni za cenu výrazne reštriktívnej menovej politiky, pri odkladaní nepopulárnych deregulačných opatrení a riešenia postavenia prirodzených monopolov. S príchodom novej vlády, boli v januári 1999 deregulácie opäť naštartované a spolu s prijatým májovým balíčkom opatrení sa úroveň inflácie vrátila na 10,6%, čo zodpovedalo približne inflácii v r.1995. Avšak koncom politického cyklu v r.2002, boli deregulačné opatrenia odložené a inflácia dosiahla historické minimum 2,0% v júli 2002. V januári 2003 spustením ďalších deregulačných opatrení, zmien spotrebných daní a sadzieb DPH vyskočila inflácia spotrebiteľských cien na 7,3% a priemernú infláciu za r. 2003 možno očakávať vo výške 8,0 – 9,0%.

Pri štúdiu hospodárskeho cyklu je však nežiadúce uvažovať exogénne vplyvy, akými sú deregulácie. Naším cieľom je analyzovať dopytové tlaky v ekonomike a tie najlepšie vystihuje tzv. dopytová inflácia. Získame ju očistením celkovej spotrebiteľskej inflácie od regulovaných cien, cien potravín, ktoré sú do značnej miery determinované úrodou a sú dosť

volatilné, a cien palív, ktoré sú taktiež ovplyvnené vonkajšími faktormi – kurzom EURUSD a cenou ropy na svetových trhoch.



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Z Grafu 5.5 vidíme, že dopytové tlaky v ekonomike boli pomerne vysoké (9%) začiatkom r.1995 (staršie údaje nie sú dostupné), postupne sa však strácali, aby na dynamike získali v priebehu r.1997 a pretrvávali až do polovice r.1999. V súčasnosti sú dopytové tlaky merané dopytovou infláciou na 2% historických minimách. Všimnime si, že indikátor inflácie v sebe obsahuje trend, ktorý pre signál produkčnej medzery nie je relevantný. Odstrániť ho je možné práve použitím exogénnych očakávaní ako v rovnici (4.13).

5.3 Trh práce

Nezamestnanosť, ako prejav makroekonomickej nerovnováhy – nerovnováhy na trhu práce, predstavuje pre SR za posledné roky najpálčivejšiu otázku. Na začiatku transformačného procesu vznikla ako sprievodný jav depresie. Avšak možno predpokladať, že prezamestnanosť z pred r. 1989, pretrvala aj v ďalších rokoch, pretože pokles zamestnanosti nebol taký výrazný ako pokles HDP⁴.

Tabuľka 5.3: Medziročné zmeny HDP a fundamentov trhu práce⁵

%, medziročne	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
HDP	5,2	6,5	5,8	5,6	4,0	1,3	2,2	3,3	4,4
Počet zamestnaných	-1,3	1,8	3,7	-0,8	-0,3	-3,0	-1,4	1,0	0,2
Počet nezamestnaných	13,6	-2,9	-12,2	4,7	6,6	31,4	16,4	4,7	-3,0
Produktívne obyvateľstvo	1,2	1,6	0,4	0,8	1,1	1,7	1,5	0,3	0,7

Zdroj: ŠÚSR

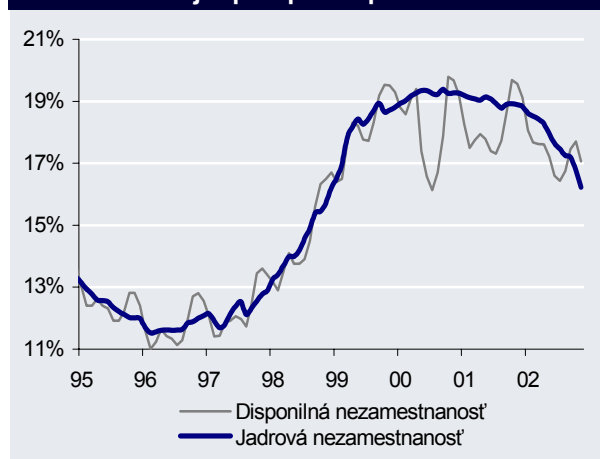
Najvyšší prírastok v nezamestnanosti bol zaznamenaný v r. 1999 (31,4%)., Dovoľme si tvrdiť, že vtedy došlo k preliatiu skrytej nerovnováhy na trhu práce na rovnováhu viditeľnú. Ako nepriaznivý faktor v r.1999 - 2000, pôsobil aj demografický vývoj, kedy do ekonomicky aktívneho obyvateľstva prichádzali silné populačné ročníky (Pozri Tabuľku 5.3). Avšak podstatná časť prírastku v nezamestnanosti v r. 1999 bola spôsobená prepúšťaním. V r. 2000

⁴ Morvay K. v [26]

⁵ Všimnime si nejednoznačnosť previazanosti hospodárskeho rastu a rastu zamestnanosti.

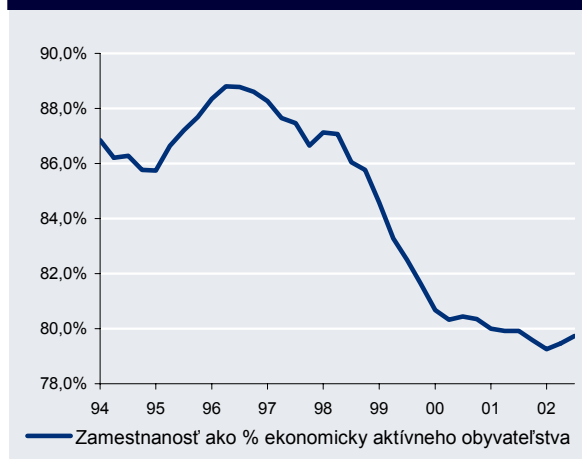
už možno sledovať obnovenie rastu zamestnanosti (rast počtu zamestnaných o 1%), ktorého pozitívom bola aj štruktúra - konečne začala rásť zamestnanosť v súkromnom sektore. Tento vývoj je ešte výraznejší v r. 2002, počas ktorého zamestnanosť v súkromnom sektore rastie, kým vo verejnom sektore dochádza k prepúšťaniu v rámci redukovania štátnej správy. Pre vývoj zamestnanosti podľa sektorov pozri Graf 5.8. Jadrová miera nezamestnanosti, očistená sezónne vplyvy a verejnoprospešné práce, udržuje posledných 18 mesiacov priaznivý klesajúci trend (Pozri Graf 5.6).

Graf 5.6 Miera disponibilnej nezamestnanosti očistená o sezónne vplyvy a verejnoprospešné práce



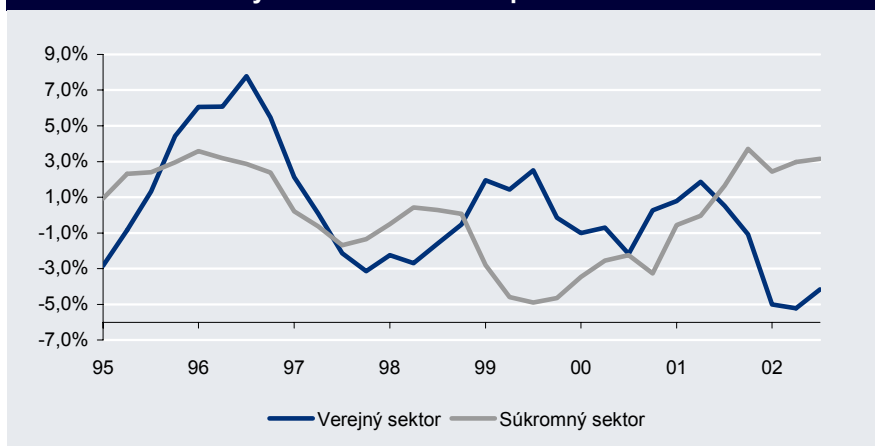
Zdroj: NÚP, Autorkine výpočty

Graf 5.7 Miera zamestnanosti očistená o sezónne vplyvy



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Graf 5.8 Medziročný rast zamestnanosti podľa sektorov



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Okrem celkovej nerovnováhy trhu práce, je problémom aj samotný charakter nezamestnanosti, ktorý je sprevádzaný nízkou mobilitou pracovných síl, nevhodnou vzdelanosťou štruktúrou, pričom podstatná časť nezamestnaných nevie nájsť prácu dlhodobo. Pracovná sila sa nedostatočne presúva z odvetví s nízkou pridanou hodnotou do odvetví s vyššou mierou sofistikovanosti výroby. Tento jav môže viesť k záveru, že súčasná vysoká miera nezamestnanosti v SR je sotva prejavom hospodárskeho cyklu, ale má do veľkej miery štruktúrny charakter. Pri jej odbúravaní je preto nutné hľadať dlhodobé riešenia

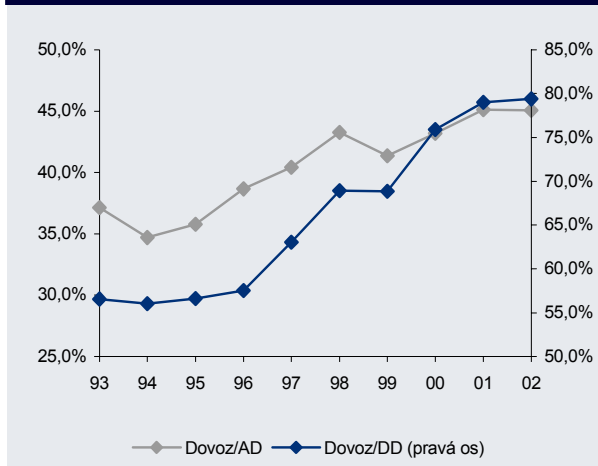
v podobe tvorby nových pracovných miest súvisiacich s prílevom nových zahraničných investícií s vyššou tvorbou pridanej hodnoty.

V časti 6.2 sa budeme snažiť nájsť odpoveď na otázku, aká je v SR NAIRU. Je možné pripustiť, že podliehala výrazným zmenám, vzhľadom na tranzitívnosť krajiny. Jej odhadom vlastne určíme výšku štrukturálnej nezamestnanosti, ktorú je možné znižovať iba v dlhodobom horizonte.

5.4 Vonkajšia rovnováha

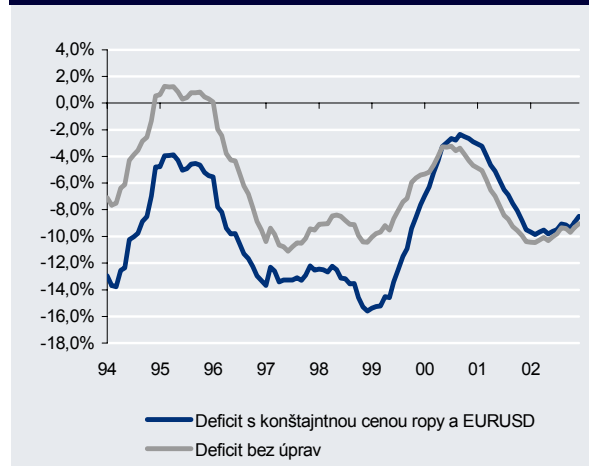
Ako vyplýva z analýz v časti 5.1 a 5.2, v obdobiach stimulovania domáceho dopytu dochádzalo síce ku vzniku vnútornej nerovnováhy v podobe dopytových tlakov na rast cenovej hladiny, avšak oveľa výraznejšia nerovnováha sa vytvárala smerom ku zahraničiu v podobe deficitu zahraničného obchodu. Tento jav možno zdôvodniť nedostatočne pružnou domácou ponukou, čo má za následok uspokojovanie domáceho dopytu zo zahraničných zdrojov – dovozmi. Ani počas r. 1999 – 2000 nedošlo k dostatočným štrukturálnym reformám, a preto rast domáceho dopytu, ako aj zvýšenie exportov, je v priamej závislosti od zvýšenia dovoznej náročnosti. Z celkového pohľadu na vonkajšiu rovnováhu možno obdobie r. 1994 – 95 hodnotiť ako najúspešnejšie v doterajšom vývoji SR. Na Grafe 5.9 sú zobrazené nepriaznivé závislosti medzi dovozom, domácim dopytom a exportom. Táto analýza môže viesť k záveru, že akýkoľvek stimul domáceho dopytu v podmienkach konkurenčne neschopnej ekonomiky vedie k vytváraniu vonkajšej nerovnováhy. S cieľom analyzovať iba vnútorné faktory tejto nerovnováhy budeme sledovať deficit zahraničného obchodu ako % HDP na mesačnej báze očistený o vplyv exogénnych faktorov, akými sú cena ropy a vývoj kurzu EURUSD. Zafixujeme cenu ropy na 25\$/Barel a kurz EURUSD na 1,05. Ako vidno z Grafu 5.10, takto upravený deficit bol oveľa výraznejší v r. 1996 –1998, než ukazujú neupravené čísla, čím zároveň môžeme povedať, že znovu prehĺbenie deficitu v r. 2001 nebolo až také markantné.

Graf 5.9 Podiel dovozu na domácom a agregovanom dopyte



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Graf 5.10 Deficit zahraničného obchodu (mesačná štatistika)



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine prepočty

5.5 Formulácia hypotéz

Na základe poznania makroekonomického vývoja môžeme sformulovať základné hypotézy o vývoji hospodárskeho cyklu v SR v rokoch 1993 – 2002. Pri celej diskusii, vyvstáva základná otázka. Je slovenská ekonomika v súčasnosti už štandardne fungujúcou tržnou ekonomikou, alebo stále prebieha zápas transformácie? Odpoveď na túto otázku je kľúčová pri splnení predpokladov jednoduchých ekonomických vzťahov, na ktorých budú postavené niektoré metódy merania produkčnej medzery, resp. potenciálneho produktu. Od r. 1998 však môžeme sledovať výrazné smerovanie k štandardnosti ekonomiky. S prihliadnutím na fakt úzkeho súvisu, medzi charakterom fiskálnej politiky a správaním domáceho dopytu, možno očakávať vysokú koreláciu hospodárskeho a politického cyklu. V rokoch 1996 – 1998 niesla ekonomika známky prehrievania. Signály o ňom dávajú dopytová inflácia, miera zamestnanosti (resp. nezamestnanosti), ako aj zvýraznenie deficitu zahraničného obchodu v danom období. Tieto signály pominuli realizáciou reštriktívnych opatrení začiatkom r. 1999. „Zaspatie“ ekonomiky sa prejavilo najmä vznikom nevyužitých kapacít na trhu práce, o ktorých sme v časti 5.3 skonštatovali, že časť z nich nesie skôr štruktúrny ako cyklický charakter. Preto predpokladáme aktuálnu výšku NAIRU blízko jej historickému priemeru 14,8%, čo samozrejme nie je málo. Naštartovanie prvého hospodárskeho cyklu v SR predpokladáme začiatkom politického cyklu v r. 1994 – 95. Najdôležitejšou otázkou, ktorú chceme zodpovedať, je aktuálny stav produkčnej medzery. Očakávame ju stále v záporných hodnotách v intervale $-0,5\%$ až 0% . Potenciálny rast SR by mohol v súčasnosti dosahovať $3,5\%$ - $4,0\%$.

6 Popis a aplikácia metód merania produkčnej medzery

V nasledovnej kapitole poskytneme stručný prierez viacerými metódami, ktoré sú v ekonometrickej praxi používané na odhadovanie produkčnej medzery resp. potenciálneho produktu. V literatúre sa stretne s tromi základnými triedami metód. Prvá skupina – štatistické metódy – používa jednoduché štatistické prístupy analýzy časových radov. Zvyčajne pracujú len s časovým radom HDP, z čoho plynie aj ich hlavná prednosť - nenáročnosť na vstupné dáta. Štatistickým metódam však vo veľkej miere chýba jednoznačná ekonomická interpretácia, čo je ich najväčšou nevýhodou oproti druhým dvom triedam metód.. Druhou triedou sú tzv. štrukturálne metódy, ktoré sú vybudované na kľúčových vzťahoch smerom ku hospodárskej výkonnosti v ekonomike. My uvedieme z nich najčastejší, prístup pomocou produkčnej funkcie¹. Pri týchto metódach, silná váha ekonomickej teórie, je často zatienená nespoľahlivosťou údajov napr. o stave kapitálovej zásoby v ekonomike. Poslednými, avšak nie na poslednom mieste, sú semištrukturálne metódy, ktoré predstavujú najnovšie trendy v odhadovaní produkčnej medzery. Tieto na vhodnej báze zlučujú prístupy, tak štatistických, ako aj štrukturálnych metód, a preto by mohli viesť k najrelevantnejším výsledkom.

6.1 Štatistické metódy

6.1.1 SARIMA model časového radu HDP

Na tomto mieste považujeme za nevyhnutné podrobiť SARIMA analýze časový rad HDP v stálych cenách r.1995². Dôležitosť tohto kroku vyplynie pri konštrukcii Unobserved components modelov v časti 6.1.4 resp. 6.4.2.

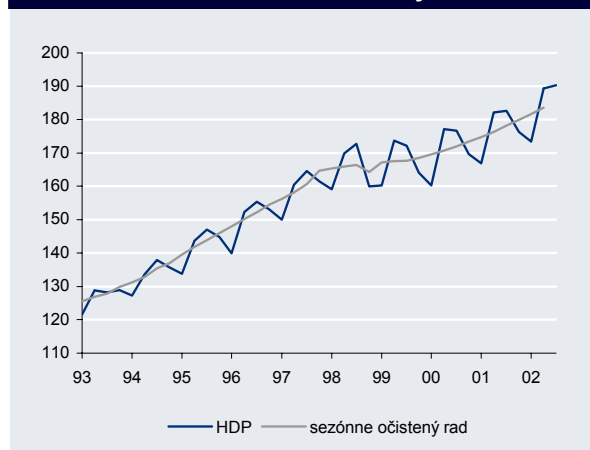
SARIMA model sme konštruovali prostredníctvom programového balíka Tramo a Seats začleneného v užívateľskom rozhraní Demetra 2.03. Základom sezónnej analýzy v tomto produkte je rozklad časového radu na trendovú, sezónnu a nepravidelnú zložku. Ako najlepší bol identifikovaný model s logaritmickou transformáciou $(0, 1, 1) \times (0, 1, 0)$, s použitím očistenia o vplyv počtu pracovných dní. Logaritmická transformácia je vhodná pre väčšinu ekonomických časových radov, pre ktoré veľkosť sezónnej výchyľky závisí od úrovne tj.

¹ Rozsiahlu skupinu modelov tvoria tzv. „Structural VAR“ modely, ktoré sú prezentované napr. v [6], [11] a [34]. Ich štúdium je námetom na samostatnú diplomovú prácu (Eduard Hagara, Ekonomická a finančná matematika 2003).

² Pokiaľ nebude uvedené inak, v nasledovnom budeme mať vždy na mysli HDP, ako aj jeho zložky (tvorbu hrubého fixného kapitálu, zmenu stavu zásob atď.) v stálych cenách r.1995. Pracovať budeme so štvrtročnými údajmi.

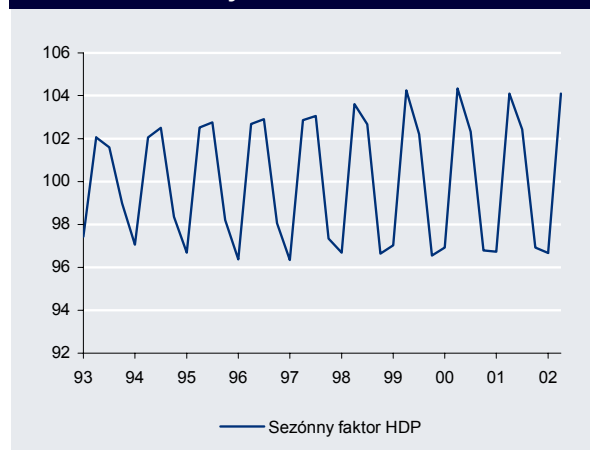
trendu³. Podrobne Prílohu 2. Pre nás najdôležitejšou informáciou je fakt, že časový rad HDP je I(1).

Graf 6.1 HDP a sezónne očistený rad HDP



Zdroj: Autorkine výpočty

Graf 6.2 Sezónny faktor časového radu HDP



Zdroj: Autorkine výpočty

Vhodnosť tohto modelu sme sa rozhodli podložiť štandardnými analytickými nástrojmi, ktoré boli predstavené v kapitole 2. Rád diferencie modelu je možné určiť z grafickej analýzy odhadnutej ACF a PACF zlogaritmovaného časového radu. ACF na úrovni klesá príliš pomaly (lineárne), čo indikuje nutnosť diferenciacie časového radu. Identifikačný bod PACF naznačuje, že časový rad HDP by mohol byť náhodnou prechádzkou, resp. náhodnou prechádzkou s konštantou. Následne ACF už zdiferencovaného logaritmicke transformovaného časového radu poukazuje na prítomnú jednoročnú sezónnosť⁴. Rád integrácie 1, sme overili aj pomocou Augmented Dickey – Fuller testu⁵ s obsiahnutým deterministickým trendom a konštantou, ktorý nezamietal nulovú hypotézu na 1% a 5% kritickej hladine⁶.

6.1.2 Lineárny trend

Najtriviálnejším prístupom je odhad potenciálneho produktu lineárnym deterministickým trendom. Odhad potenciálneho výstupu získame s použitím MNŠ z rovnice

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

ako vysvetlenú hodnotu a reziduály rovnice ε_t predstavujú odhad tvaru (1.3) produkčnej medzery. Odhadnutá rovnica má tvar,

$$y_t = 4,86 + 0,01 t \quad (6.2)$$

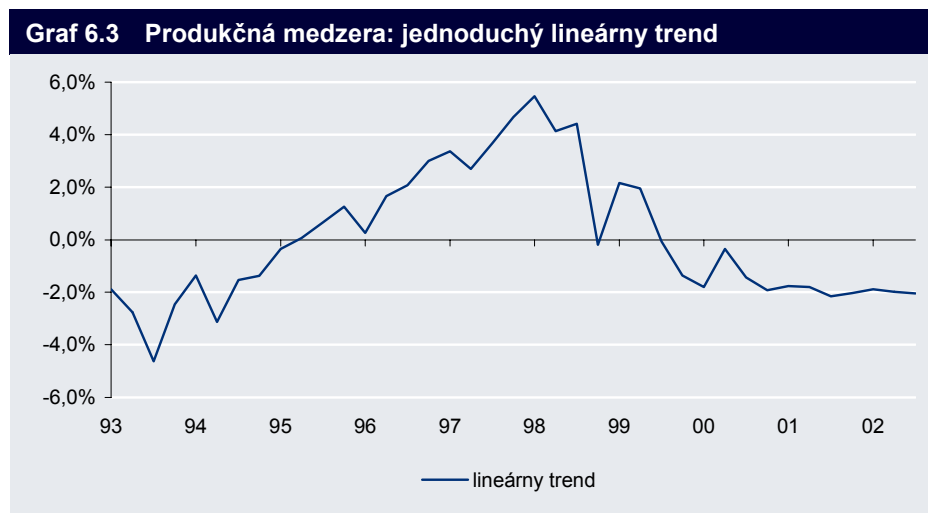
Metóda indikuje pre 3Q2002 produkčnú medzeru $-2,0\%$ a určuje konštantný potenciálny rast ekonomiky $4,1\%$ ročne. Podrobný výstup pre (6.2) pozri Prílohu 5.

³ Inými slovami, pôvodný časový rad sa rozkladá v mutliplikatívnom tvare a logaritmicke transformáciou sa rozklad prevedie do štandardného aditívneho tvaru.

⁴ Pre ACF resp. PACF pôvodného a zdiferencovaného časového radu HDP pozri Prílohu 3

⁵ Augmented Dickey Fuller test patrí do triedy tzv. *unit root tests*, ktorý testuje nulovú hypotézu prítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade.

⁶ Pozri Prílohu 4.



Zdroj: Autorkine výpočty

Predpoklad lineárneho deterministického trendu, je však príliš reštriktívny. Hovorí, že potenciálny produkt rastie stále rovnakým tempom a teda nepripúšťa akékoľvek zmeny v dlhodobých faktoroch, akým je napr. produktivita. Prístup modelovania pomocou deterministického trendu sa práve preto v praxi takmer vôbec nepoužíva. Alternatívne je možné pristúpiť k aproximácii pomocou kvadratickej funkcie⁷ (6.3), alebo pracovať s modelom s po častiach lineárnym trendom (6.4):

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \cdot t^2 + \varepsilon_t \quad (6.3)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad t \leq t_1 \quad (6.4)$$

$$y_t = \alpha_2 + \beta_2 (t - t_1) + \varepsilon_t \quad t > t_1$$

Posledný model je založený na identifikácii “zlomového” bodu t_1 , v ktorom predpokladáme šok v ekonomike, ktorý mal za následok zmenu vo vývoji potenciálneho rastu. Časový rad sa potom rozdelí na dva (prípadne viac) úsekov, na ktorých sa aplikuje odhad deterministického trendu analogicky ako v rovnici (6.1). Voľbu zlomového bodu a jeho opodstatnenosť vôbec, je nutné overiť štatistickými nástrojmi, testom stability koeficientov (napr. Chow-ov test). Na základe poznania makroekonomického vývoja v SR, je možné očakávať bod „zvratu“ v 4Q1998 s nástupom novej vlády⁸ resp. so zmenou kurzového režimu, ktorý viedol aj k zmene v dlhodobých faktoroch - produktivite. Nulová hypotéza žiadnej zmeny nebola zamietnutá a rovnako tomu bolo aj vo variantoch bodu zlomu v 2Q1999 resp. 3Q1999, pozri Prílohu 6. Preto pristúpime k odhadu pomocou (6.4), so zlomovým bodom pre 4Q1998. Rozdelením na dve obdobia však získame príliš krátke časové rady na sledovanie hospodárskeho cyklu (nemožno očakávať, že reziduá z týchto rovníc budú obsahovať cyklickú zložku), čo sa následne potvrdilo aj tvarom ACF a PACF, ktoré identifikovali reziduá z modelu (6.4) so zlomovým bodom pre 4Q1998 ako biely šum⁹.

V poslednom desaťročí, sa rozširuje používanie štatistických metód, ktoré neprpisujú stochastické šoky len produkčnej medzere, ale aj potenciálnemu produktu. Práve na tomto princípe sú založené nasledovné metódy.

⁷ Pre tento model však nevidíme žiadnu makroekonomickú motiváciu, a preto sme k odhadu ani nepristúpili.

⁸ Tento predpoklad je možné urobiť aj z grafickej analýzy – pozri Graf 6.1.

⁹ Pozri Prílohu 7

6.1.3 Hodrick – Prescott filter

HP filter je v súčasnosti najpopulárnejší a najrozšírenejší trendový filter na identifikáciu cyklickej zložky - produkčnej medzery a nič mu na postavení „benchmarku“ neuberá ani ostrá diskusia o jeho kontroverzii. Je to najmä vďaka jeho jednoduchej aplikácii, nenáročnosti na vstupné údaje a pomerne ľahkej implementácii do mnohých ekonometrických softwarových balíkov. HP filter, podobne ako predchádzajúce štatistické metódy, rozkladá časovú radu na dve zložky: cyklickú (produkčná medzera) a trendovú (potenciálny rast):

$$y_t = y_t^* + c_t \quad (6.5)$$

Aplikovanie HP filtra zahŕňa minimalizovanie variancie cyklickej zložky, penalizovanej varianciou druhej diferencie $\Delta^2 y_t^*$ trendového komponentu. Filter je určený nasledovnou penalizačnou funkciou:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*) \right]^2 \quad (6.6)$$

kde y_t^* je hľadaná trendová zložka aktuálneho HDP a λ je parameter vyhladenia, penalizujúci variabilitu trendového komponentu. Zdôrazňujeme, že pri rozklade na neznáme komponenty y_t^* a c_t , nepravidelná zložka, ktorú časový rad obsahuje, je absorbovaná práve cyklickým komponentom. Dva členy vo funkčnom predpise (6.6) sa správajú protichodne a preto dôležitou súčasťou procesu odhadovania je správna voľba vyhladzovacieho parametra λ . Čím vyššia je hodnota parametra λ , tým hladšia je trendová zložka. Pre $\lambda=0$ je potenciálny produkt rovný skutočnému HDP, naopak pre $\lambda \rightarrow \infty$ realizujeme odhad pomocou lineárneho deterministického trendu ako v rovnici (6.1). Hodrick a Prescott odvodili „štandardnú“ voľbu λ pri položení nasledovných predpokladov:

$$c_t \sim N(0, \sigma_c^2), \quad \Delta^2 y_t^* \sim N(0, \sigma^2)$$

Očakávaná hodnota y_t^* je riešením problému (6.6), keď $\lambda^{1/2} = \sigma_c/\sigma$. Hodrick – Prescott navrhujú pre štvrťročné dáta voľbu $\lambda^{1/2} = (5/(1/8))$, tj. $\lambda=1600$.

Pozrime sa však trochu podrobnejšie na teoretické úzadie HP filtra. King a Rebelo v [23] a Harvey a Jagger v [18] ukázali optimalitu HP filtra pri uvažovaní nekonečného časového horizontu v prípade, že cyklická zložka je biely šum a trendová zložka sleduje náhodnú prechádzku s konštantou, ktorá samotná je náhodnou prechádzkou, tj.

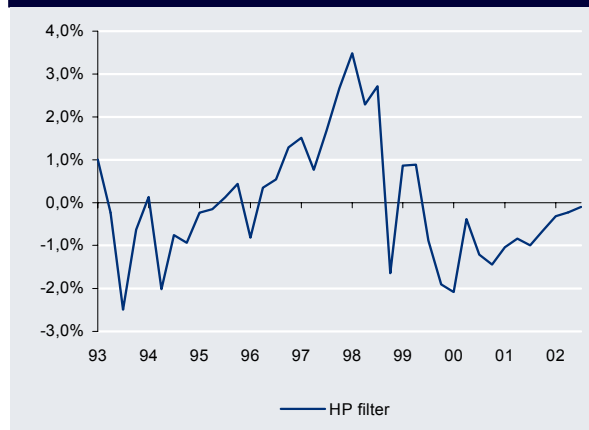
$$\begin{aligned} c_t &\sim N(0, \sigma_c^2) \\ y_t^* &= \beta_{t-1} + y_{t-1}^* + \varepsilon_{1t} \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2), \text{ pre } i = 1, 2 \end{aligned}$$

a teda trendový komponent je vo všeobecnosti I(2) proces¹⁰. Táto optimalita je však postavená na príliš silných predpokladoch (v praxi nesplniteľných). Po prvé nepripúšťa sa korelácia medzi jednotlivými zložkami. Po druhé, časový rad y_t je I(2) proces, čo ako sme overili v časti 6.1.1, nemusí byť pravda. Podobne, cyklická zložka nemusí (a zväčša ani nie je) biely šum. Ba čo viac, verzia HP filtra pre konečnú vzorku trpí problémom „konca vzorky“. Na konci resp. začiatku vzorky sa dvojstranný filter stáva jednostranným a vytvára sa nežiadúca

¹⁰ Redukuje sa na I(1) proces v prípade, že $\varepsilon_{2t} = 0$

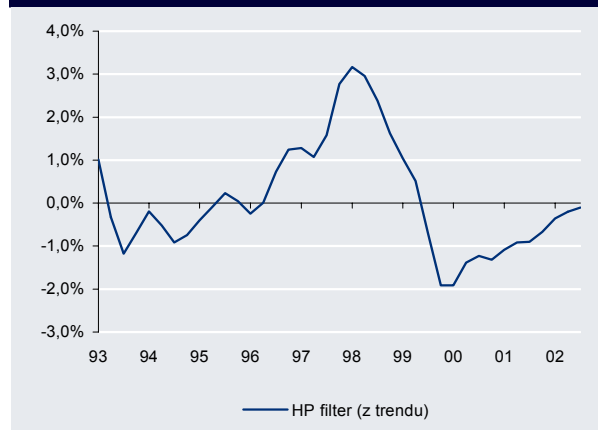
vychýlenosť práve pri odhadoch v aktuálnych časových obdobiach. Tento fakt je možné overiť skonštruovaním nutných podmienok prvého rádu pre extrém problému (6.6). Práve tento problém je kľúčový pre praktické otázky. Vychýlenosť filtra sa dá oddialiť do budúcnosti pridaním predpovedí na nasledujúce obdobia, my sme tak urobili až do r. 2007. Tvorcovia politik, najmä monetárnej, potrebujú poznať aktuálnu hodnotu produkčnej medzery a jej odhad pomocou predikovaných hodnôt, ktoré obsahujú chyby, nemusí byť príliš presný. Druhá vlna kritiky HP filtra je založená na spektrálnej analýze¹¹ filtra a časových radov z praxe. Autori v [34] a [35] poukázali na neopodstatnenosť používania HP filtra v mnohých prípadoch. Podarilo sa im na základe spektrálnej analýzy určiť ako dobre identifikuje HP filter hospodárske cykly. Ideálny filter odstráni nízke frekvencie resp. zložky s dlhými cyklami a nechá prejsť vysoké frekvencie resp. krátke cykly (6 až 32 štvrt'rokov). V Prílohe 8 je znázornená Fourierova transformácia ideálneho filtra a HP filtra. Zásadným argumentom proti používaniu HP filtra je fakt, že opäť, ako pri predošlých modeloch, ide o čisto mechanický proces, ktorý nie je podložený žiadnou ekonomickou teóriou. Dôsledkom toho je skutočnosť, že HP filter nie je schopný zachytiť výrazné štrukturálne zmeny v ekonomike. Ak táto zmena prebieha postupne, vyhladenie filtrom nemusí priniesť zlú aproximáciu.

Graf 6.4 Produkčná medzera: HP filter pre $\lambda = 1600$



Zdroj: Autorkine výpočty

Graf 6.5 Produkčná medzera: HP filter pre $\lambda = 1600$, dopočítaná z trendu



Zdroj: Autorkine výpočty

Pre štandardnú voľbu $\lambda=1600$ dostávame v 3Q2002 produkčnú medzeru $-0,1\%$, čo zodpovedá potenciálnemu rastu $3,3\%$. Porovnanie HP filtra pre rôzne voľby λ , s pridaním predpovedí a bez je v Prílohe 9. Ako vidno z Grafu 6.4, produkčná medzera vygenerovaná HP filtrom je dosť volatilná, čo je spôsobené tým, ako sme už spomenuli, že cyklická zložka absorbuje aj nepravidelnú zložku. Tento jav je možné korektne odstrániť tým, že produkčnú medzeru dopočítame z trendového komponentu HDP (Graf 6.5).¹²

6.1.4 Unobserved components modely (UC)

Ako sme uviedli v časti 3.2, Sspace modely poskytujú vhodný rámec na odhadovanie neznámych komponentov časových radov v tzv. UC modeloch. Podobne ako predchádzajúce metódy, aj UC modely realizujú rozklad sezónne očisteného časového radu na jeho dva komponenty: trend a cyklickú zložku. Zásadný rozdiel oproti predošlým metódam tkvie

¹¹ Teoretické základy spektrálnej analýzy nájdete v [16].

¹² HP filter aplikujeme na sezónne očistený rad, čím získame potenciálny rast. Následne medzeru už dopočítame podľa vzorca (1.3) odpočítaním potenciálneho rastu od trendovej zložky HDP.

v tom, že pri konštrukcii UC modelu predpokladáme určitý konkrétny charakter správania sa jednotlivých neznámych zložiek. V literatúre je možné sa stretnúť najčastejšie s nasledovnými dvoma skupinami modelov. Prvou skupinou modelov sú lokálne úrovňové modely¹³ v tvare:

$$\begin{aligned}y_t &= y_t^* + c_t \\y_t^* &= \delta + y_{t-1}^* + \varepsilon_{1t} \\c_t &= \rho_1 c_{t-1} + \rho_2 c_{t-2} + \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma_i^2), i = 1, 2 \quad E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2s}) = 0 \quad \forall t, s\end{aligned}\tag{6.7}$$

kde cyklická zložka c_t zodpovedá AR(2) procesu, ktorý umožňuje dlhšiu perzistenciu hospodárskych cyklov a trend y_t^* sleduje náhodnú prechádzku s driftom. Model je teda založený na predpoklade, že časový rad y_t je I(1). Modely s lokálnym lineárnym trendom tvoria druhú významnú skupinu UC metód. Model možno zapísať v tvare rovníc:

$$\begin{aligned}y_t &= y_t^* + c_t \\y_t^* &= g_{t-1} + y_{t-1}^* + \varepsilon_{1t} \\g_t &= g_{t-1} + \varepsilon_{2t} \\c_t &= \rho_1 \cdot c_{t-1} + \rho_2 \cdot c_{t-2} + \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma_i^2), i=1, \dots, 3 \quad E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0 \quad \text{pre } i \neq j \quad \forall t, s\end{aligned}\tag{6.8}$$

Vidíme, že na rozdiel od predchádzajúceho prípadu, predpokladáme, že časový rad y_t je I(2) proces. V časti 6.1.1 sme však ukázali, že časový rad prirodzeného logaritmu HDP, y_t , je charakteru I(1), preto sme model tvaru (6.8), ktorý navrhol Clark v [9], neaplikovali na SR. Modely (6.7) a (6.8) je možné podľa návodu v časti 3.2 previesť do tvaru Sspace a odhadnúť pomocou Kalmanovho filtra. Kritickým bodom zostáva správne nastavenie parametrov a štartovacích odhadov, potrebných pre spustenie rekurzívneho algoritmu.

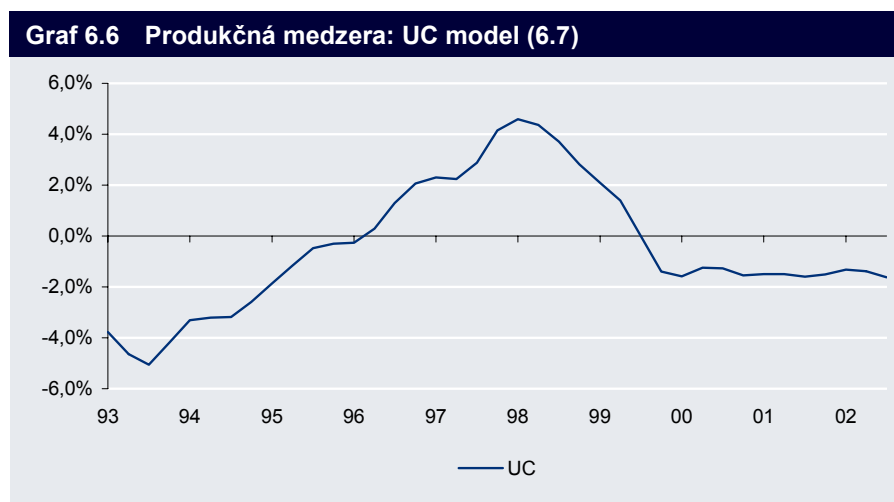
Model bol aplikovaný na trend sezónne očisteného radu HDP, pretože Kalmanov filter pre sezónne očistený rad nevedol na signifikantné odhady pre cyklickú zložku. Štartovacie hodnoty stavových premenných boli položené na základe (trendového) HP odhadu. Odhady parametrov modelu (6.7), ako aj variancií chýb jednotlivých komponentov sú v Tabuľke 6.1. Za povšimnutie stoja takmer nulové variancie oboch komponentov HDP, čo vypovedá o úplnej dominancii deterministického trendu nad stochastickým. Príčinou tohto neželateľného javu, ktorý by hovoril o nulovosti ponukových či dopytových šokov, je, že model bol aplikovaný na trend sezónne očisteného radu, ktorý je sám o sebe príliš hladký. Potenciálny HDP určený UC modelom (6.7) rastie stále rovnakým tempom 3,8%. Zároveň odhad koeficientu δ plne korešponduje s odhadom parametra β v rovnici pre lineárny trend (6.2). Platí $\rho_1 + \rho_2 < 1$, čo potvrdzuje stacionaritu AR(2) procesu. Model indikuje v 3Q2002 produkčnú medzeru -1,6%.

¹³ Pozri napr. [6].

Tabuľka 6.1: Odhady parametrov modelu (6.7)

δ	0,009354
ρ_1	1,462938
ρ_2	-0,589317
Var (ε_1)	exp (-7948,450675)
Var (ε_2)	exp(-10,71022833)

Zdroj: Autorkine výpočty



Zdroj: Autorkine výpočty

6.2 Odhad NAIRU

V časti 4.1 sme objasnili pojem ekonomickej teórie – NAIRU. V tejto časti uskutočnime viacero variantov odhadov NAIRU pre SR, ktoré budú založené na rôznych štatistických prístupoch, ako aj teoretických predpokladoch. Najprv skonštruujeme dva odhady NAIRU, predpokladajúce jej konštantnosť v čase (časť 6.2.1), následne sa pokúsime si osvojiť všeobecnejší prístup, pripúšťajúci zmeny NAIRU (časť 6.2.2).

6.2.1 Konštantná NAIRU

Zdôraznime, že predpoklad konštantnej NAIRU nemá žiadnu opodstatnenosť v ekonomickej teórii, najmä ak zväzíme tranzitívny charakter ekonomiky. Umožní nám však skonštruovať jednoduché odhady.

NAIRU Variant 1 (N1)

Začiatočným odhadom pre NAIRU by mohol byť aritmetický priemer miery nezamestnanosti z historických dát. Počnúc r. 1993 je priemer miery nezamestnanosti 14,6% a od r. 1994 14,8%. Nad 14,8% sa miera nezamestnanosti pohybuje od tretieho štvrtého roka 1999 (Graf 6.7).

NAIRU Variant 2 (N2)

V ďalšom sme skonštruovali model jednoduchej Philipsovej krivky vychádzajúci z teoretických rovníc v časti 4.1. Predpokladali sme tvorbu exogénnych očakávaní,

zodpovedajúcu rovnici (4.8) s $\lambda = 1$, následne odhadovanej v tvare (4.6). K tejto reštrikcii sme pristúpili z dôvodu, že očakávanú infláciu nepoznáme. Bolo by ju možné nahradiť časovým radom prognóz, avšak nemáme k dispozícii spoľahlivý a dostatočne dlhý časový rad. Uvažovali sme 2 alternatívy : tvorbu očakávaní pred rokom a štvrt'rok dozadu. Pridaním exogénnej premennej - fpp – sme sa pokúsili v modeli identifikovať vplyv zahraničných cenových hladín a následne výmenných kurzov na zmenu inflácie v SR. Premenná „foreign price pressure“ teda vysvetlí tzv. importovanú infláciu. Takto konštruovaný model nedáva signifikantné koeficienty a potvrdzuje našu domnienku o nestabilnosti Philipsovej krivky v SR. Príčinu je možné hľadať v trende NAIRU. Zaradením dummy premennej identifikujúcej zmeny v septembri 1998 do modelu, tvorenú jednotkami od 2Q1999¹⁴, umožníme jednorazový nárast v NAIRU v 3Q1999. Realnosť takéhoto modelu je príliš nízka, keďže zmeny NAIRU prebiehajú postupne a nie jednorazovo. Navrhnutý model, odhadnutý jednoduchými najmenšími štvorcami, vysvetlil 67% dynamiky spotrebiteľskej inflácie (podrobnejšie v Prílohe 12):

$$\text{ictyoyd4} = -0,32 + 0,61 \text{ ictyoyd4}(-1) - 0,15 \log(\text{eusa}(-2)) + 0,05 \text{ m2q99} + 0,14 \text{ fpp}(-1) \quad (6.9)$$

Tabuľka 6.2: Premenné použité v modeli (6.9)

ictyoyd4	štvrtá diferenciacia prirodzeného logaritmu medziročnej zmeny CPI
eusa	sezónne očistená miera nezamestnanosti podľa výberového zisťovania pracovných síl, zdroj ŠÚSR
m2q99	umelá premenná šoku v druhom kvartáli 1999
fpp	štvrtá diferenciacia prirodzeného logaritmu cenových tlakov zo zahraničia, premenná zahŕňa nominálne výmenné kurzy a vývoj cien výrobcov u 16 najväčších obchodných partnerov SR, pre detailnú konštrukciu pozri [7]

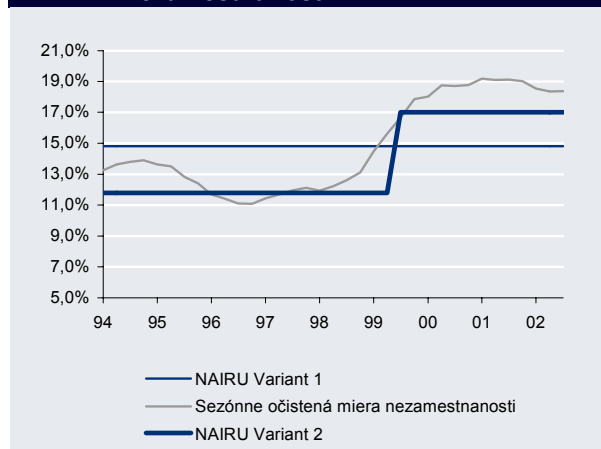
Zdroj: Autorkine výpočty, ŠÚSR, [7]

Na základe lineárnej regresie boli uprednostnené očakávania tvorené rok späť, čo môže plne vystihovať spôsob tvorby očakávaní v slovenských domácnostiach. Následne podľa rovnice (4.7), model dáva NAIRU 11,8% pre obdobie 1Q1994 až po 2Q1999 a 17% NAIRU od 3Q1999 až po súčasnosť¹⁵. Možno však povedať, že rovnica (6.9) pokrývkáva, minimálne na jednu nohu. Základný nedostatok modelu pramení zo samotnej závislej premennej: inflácie spotrebiteľských cien, ktorá ako bolo popísané v 5.2, je poznačená do veľkej miery administratívnymi zásahmi. Preto inflácia poskytuje v SR, ako aj v iných tranzitívnych ekonomikách, len veľmi obmedzene obraz o dianí na trhu práce. Vidíme priestor pre stabilnejší vzťah medzi infláciou a dopytom po práci – zamestnanosťou¹⁶. Konštrukcia modelu s dopytovou infláciou, očistenou o exogénne vplyvy, nevedla na žiaduce ekonometrické výsledky. Tretiu alternatívu závislej premennej, je možné hľadať v deflátoe HDP, ktorý okrem cien spotrebiteľských, zahŕňa aj ceny investícií, ceny vývozov a dovozov. Obsahuje komplexnejšiu informáciu o cenách v ekonomike. Podobne ako pri použití dopytovej inflácie, model nenašiel významný štatistický vzťah medzi mierou nezamestnanosti a zmenou deflátoe. Rovnicou (6.9) demonštrujeme nutnosť hľadania nekonštantného odhadu pre NAIRU a absurdný „skokový“ odhad nie je pre nás akceptovateľný. Preto vnímajte tento model len ako veľmi umelú konštrukciu, nevedúcu k rozumným výsledkom.

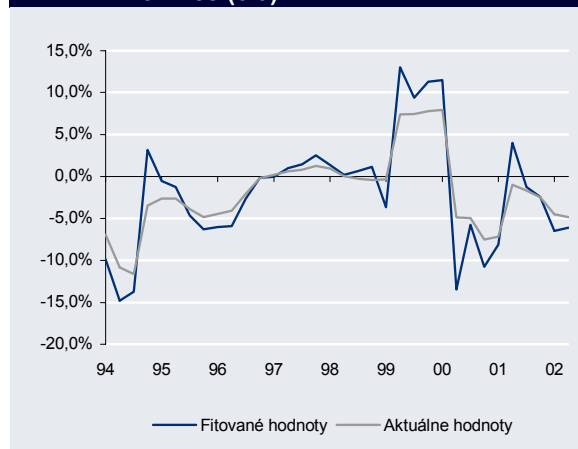
¹⁴ Aj keď ku politickej zmene došlo už v septembri 1998, razantný vplyv fiskálnej politiky na dianie ekonomike bol zaznamenaný až po balíčku opatrení v máji 1999. Premenná zaznamenávajúca zmenu už v štvrtom kvartáli 1998 sa ukázala štatisticky nevýznamná.

¹⁵ Odhad pre druhé obdobie sa urobí z regresie, ak je pridaná premenná 1- m2q99

¹⁶ Rovnica nebola konštruovaná, pretože našim hlavným cieľom je odmerať NAIRU, čo by v prípade zahrnutia zamestnanosti do modelu nebolo možné.

Graf 6.7 N1, N2 vs. sezónne očistená miera nezamestnanosti

Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Graf 6.8 Aktuálne a vysvetlené hodnoty z rovnice (6.9)

Zdroj: Autorkine výpočty

6.2.2 Nekonštantná NAIRU

NAIRU Variant 3 (N3)

Tretí odhad NAIRU získame aplikovaním HP filtra s $\lambda=1600$ na časový rad miery nezamestnanosti, pričom pre odstránenie vychýlenosti boli použité predpovede vývoja po r. 2007 určujúce jednoznačný klesajúci trend. Odhad znamená mieru nezamestnanosti pod NAIRU v období od r.1996 po polovicu r. 1998, v ďalšom období až po súčasnosť mieru nezamestnanosti vyššiu ako NAIRU. Za prekvapivú, avšak nie z pohľadu použitej metódy, možno považovať vysokú NAIRU v súčasnosti (3Q2002 18,3% !), čo by znamenalo, že sme nad jej úroveň iba o 0,1%. Odhad N3 je znázornený na Grafe 6.9.

NAIRU Variant 4 (N4)

Pri tvorbe posledného odhadu NAIRU, vychádzame z rovnice (6.9), z ktorej však najprv odstránime konštantu (ako vyplynie nižšie, v novom modeli už nebude mať opodstatnenie) a dummy premennú m2q99. Ďalej skonštruujeme rovnicu, ktorou pripustíme zmenu NAIRU v čase - NAIRU budeme modelovať náhodnou prechádzkou, čím dostávame model s dvoma rovnicami,

$$\text{ictyoyd4} = 0,61 \text{ ictyoyd4}(-1) - 0,15 (\log(e_u_sa(-2)) - \text{nairu4}(-2)) + 0,14 \text{ fpp}(-1) + \varepsilon_1$$

$$\text{nairu4} = \text{nairu4}(-1) + \varepsilon_2 \quad (6.10)$$

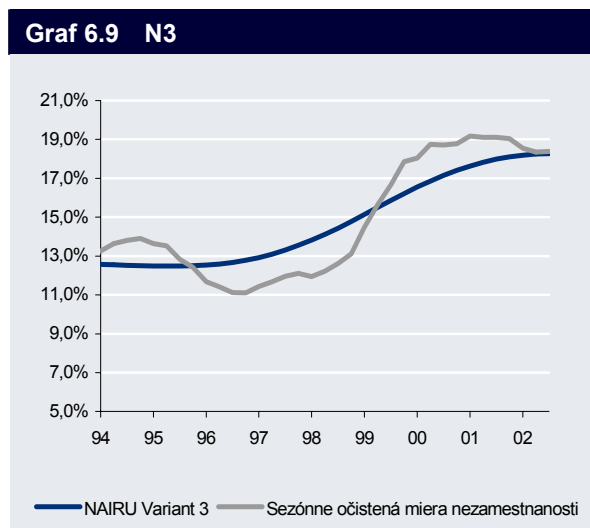
$$\text{kde } \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2), i = 1, 2 \quad E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2s}) = 0 \text{ pre } \forall t, s$$

Následne je model zapísaný do tvaru Sspace a odhadnutý Kalmanovým filtrom. V prvej rovnici (6.10) boli ponechané koeficienty zo (6.9), s cieľom zabezpečiť konvergenciu log – likelihood algoritmu pri odhadovaní variancií chýb. Tento postup nie je síce úplne korektný, ale odhady zo (6.9) môžeme chápať ako prvotné odhady, preto sme ich akceptovali. Výhrady k tomuto modelu, smerom ku závislej premennej, je možné postaviť na obdobných argumentoch ako pri konštrukcii N2.

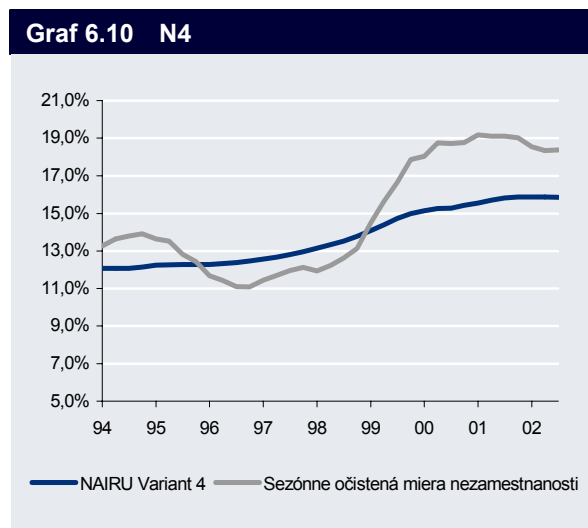
Tabuľka 6.3: Odhady parametrov modelu (6.10)

Var (ε_1)	Exp(-6,8107)
Var (ε_2)	0,0008001

Zdroj: Autorkine výpočty



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Odhad N4 poukazuje na prehriatie v ekonomike v období od začiatku r. 1996 až po 3Q1998. Rastúci trend NAIRU je definitívne zastavený až v r. 2002, počas ktorého sa ustálila na 15,9%. Trend vo vývoji NAIRU, na ktorý poukazujú odhady N3 a N4, nie je ničím prekvapivý a je v súlade s našim tvrdením z kapitoly 5, kde sme konštatovali, že sotva možno považovať celý prudký nárast nezamestnanosti v r.1999 za príznak fázy hospodárskeho cyklu. V ďalšom budeme pracovať už len s N1, N3 a N4, pričom odhad N3 považujeme z pohľadu signálu o produkčnej medzere za najrelevantnejší. Odhady budú ďalej tvoriť východiská pre meranie produkčnej medzery štrukturálnymi resp. semištrukturálnymi metódami v častiach 6.3 a 6.4.

6.3 Štrukturálne metódy

6.3.1 Odhad pomocou produkčnej funkcie

Prístup s použitím produkčnej funkcie je nutné z hľadiska ekonomickej teórie považovať za najviac opodstatnený, keďže priamo skúma závislosť trendu resp. fluktuácií produkcie v závislosti od vstupných faktorov. Použijeme štandardnú dvojfaktorovú Cobb – Douglasovu (ďalej CD) produkčnú funkciu s technickým pokrokom¹⁷:

$$Y_t = A_t K_t^\beta L_t^\alpha \quad (6.11)$$

kde Y_t je HDP v stálych cenách, A_t vyjadruje celkovú produktivitu faktorov, K_t predstavuje zásobu kapitálu v ekonomike v stálych cenách a L_t je zamestnanosť, všetky premenné sú

¹⁷Cieľom tejto práce nie je skúmať vhodnosť použitia práve Cobb – Douglasovho typu produkčnej funkcie a hľadanie alternatív v podobe všeobecnejšej CES produkčnej funkcie. Voľbu CD produkčnej funkcie podkladáme jej použitím v mnohých empirických prácach (Pozri napr. [6], [12], a [17]).

sezónne očistené a α , β sú parametre CD funkcie predstavujúce podiely príslušných výrobných faktorov na výstupe ekonomiky.

Prijmeme predpoklad o konštantnosti výnosov z rozsahu, z ktorého následne vyplýva podmienka pre α a β

$$\alpha + \beta = 1 \quad (6.12)$$

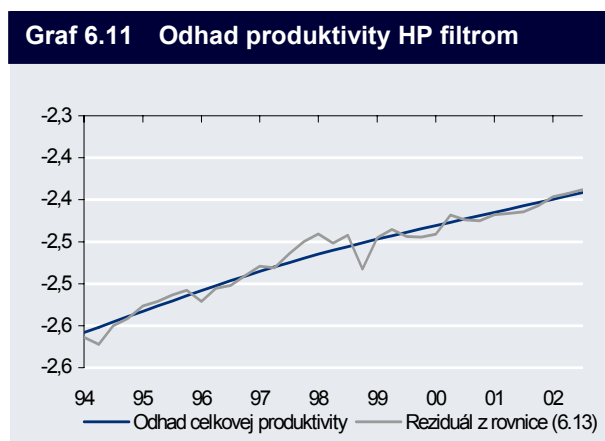
Zlogaritmovaním (6.11) po dosadení (6.12) dostávame tvar:

$$y_t = a_t + (1 - \alpha) k_t + \alpha l_t \quad (6.13)$$

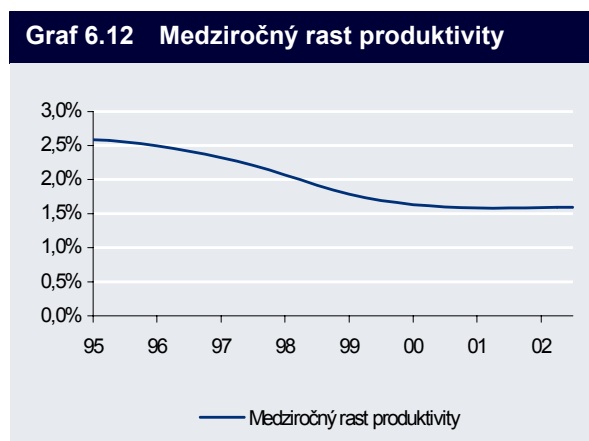
Parameter α aproximujeme podielom náhrad zamestnancom na HDP¹⁸, z čoho $\alpha = 0,65$. Najväčšou neistotou vo vzťahu (6.13) je informácia o stave kapitálovej zásoby v SR. Počiatkový údaj nie je dostupný, podobne aj miera depreciácie nie je známa, preto sme použili odhady, ktoré urobili pre Slovensko Doyle, Kuijs a Jiang v [12]. Východiskovým bodom bol predpoklad, že pomer kapitálovej zásoby ku HDP v r.1985, bol rovnaký ako v Maďarsku. Ďalej autori položili mieru znehodnotenia kapitálu za rok rovnú 8%, s výnimkou r.1990. Na základe týchto predpokladov sme skonštruovali štvrtročnú časovú radu pre stav kapitálu, čiže:

$$k_{t+1} = k_t + i_t - 0,02 k_t$$

kde i_t je štvrtročná tvorba hrubého fixného kapitálu v stálych cenách. avšak musíme mať na zreteli, že čísla sú len hrubými odhadmi. V rovnici (6.13) už teraz poznáme všetky premenné okrem celkovej produktivity faktorov a_t , ktorej odhad získame ako reziduál rovnice¹⁹. Trend súhrnnej produktivity faktorov a_t^* potom získame vyhladením a_t pomocou HP filtra s $\lambda = 1600$. Takto vypočítaný ročný rast produktivity je v súlade s mnohými empirickými výsledkami, ktoré odhadujú približne 2% medziročný rast.



Zdroj: Autorkine výpočty



Zdroj: Autorkine výpočty

Potenciálny produkt ekonomiky získame ako

$$y_t^* = a_t^* + (1 - \alpha) k_t + \alpha l_t^* \quad (6.14)$$

¹⁸ Analogicky je možné urobiť odhad pre $1 - \alpha$ cez podiel tvorby hrubého fixného kapitálu na HDP

¹⁹ A_t sa zvykne nazývať v literatúre aj Solowov reziduál.

kde

$$l_t^* = \ln(L_t^*)$$

a L_t^* je potenciálna zamestnanosť odhadnutá pomocou rovnice

$$L_t^* = LF_t (1 - \text{NAIRU}) \quad (6.15)$$

kde LF je ekonomicky aktívne obyvateľstvo a NAIRU je jeden zo troch variantov odhadov NAIRU z časti 6.2.

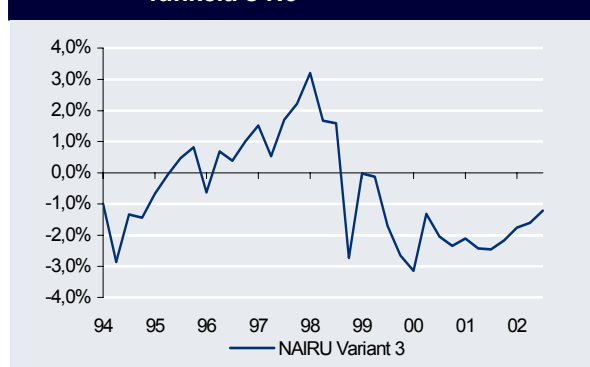
Tabuľka 6.4: Produkčné medzera a potenciálny rast podľa variantov NAIRU (3Q2002)

	Produkčná medzera	Potenciálny rast
N1	-3,8%	3,2%
N3	-1,2%	3,0%
N4	-3,1%	3,2%

Zdroj: Autorkine výpočty

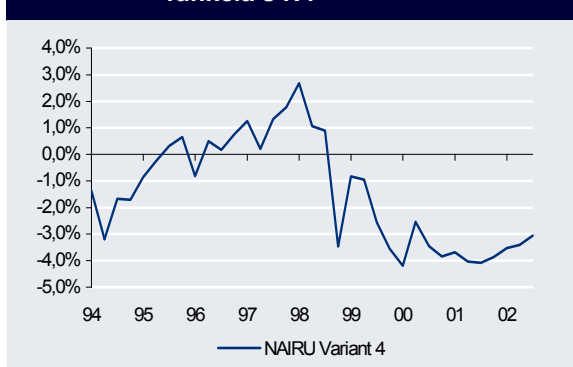
Ešte vhodnejším prístupom, by bolo uvažovať v produkčnej funkcii (6.11) dané veličiny iba pre súkromný sektor. Verejný sektor totiž vždy produkuje svoj potenciál. Nedostatok údajov nás však donútil obmedziť sa na agregovaný prístup popísaný vyššie.

Graf 6.13 Produkčná medzera: produkčná funkcia s N3



Zdroj: Autorkine výpočty

Graf 6.14 Produkčná medzera: produkčná funkcia s N4



Zdroj: Autorkine výpočty

6.4 Semištruktúrne metódy

V časti 6.1 a 6.3 sme popísali niekoľko najznámejších štatistických a štruktúrnych metód odhadu produkčnej medzery resp. potenciálneho produktu. V tejto kapitole predstavíme poslednú triedu metód, ktorá integruje navzájom prechádzajúce dve skupiny. Tieto „hybridné“ metódy sa začali používať v priebehu 90-tých rokov, s cieľom eliminovať nedostatky štatistických, ako aj štruktúrnych prístupov.

6.4.1 Multivariálny Hodrick - Prescott filter (MHP)

Klasický HP filter (6.6) rozšírime o ďalší člen:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2 + \lambda_\varepsilon \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 \quad (6.16)$$

kde ε_t sú reziduá z rovnice štrukturálneho vzťahu pre ekonomickú veličinu z_t , ktorá je vo všeobecnosti modelovaná funkcionálnym predpisom $f(\cdot)$ a závisí na iných exogénnych veličinách x_t a potenciálnom produkte y_t^* :

$$z_t = f(y_t^*, x_t) + \varepsilon_t \quad (6.17)$$

MHP filter na rozdiel od štandardného HP filtra, ktorý hľadá trend (potenciálny produkt) minimalizáciou odchylov trendu od výstupu a minimalizáciou zmien v trende, maximalizuje aj schopnosť trendu vysvetliť štrukturálny vzťah (6.17). Váha pripísaná jednotlivým cieľom, hladkosť trendu vs. „fit“ rovnice (6.17) je obsiahnutá v parametroch λ a λ_ε . Pretože nie je dôvod (ani numerický, ani z pohľadu ekonomickej teórie), obmedziť sa na vstup reziduí z jednej rovnice všeobecného tvaru (6.17), rozšírime vzťah (6.16) pre n vstupujúcich štrukturálnych rovníc, čím dostávame všeobecný MHP. Vzťah pre hľadanie potenciálneho produktu resp. produkčnej medzery má tvar:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*) \right]^2 + \sum_{i=1}^n \lambda_i \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t}^2 \quad (6.18)$$

kde

$$z_{i,t} = f(y_t^*, x_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad i=1, \dots, n \quad (6.19)$$

Aký je teda postup pri odhadovaní pomocou MHP? V prvom kroku, keďže v praxi sa zvyknú uvažovať len lineárne funkčné predpisy v rovniciach (6.17), tvaru

$$z_{i,t} = \alpha(B) (y_t - y_t^*) + \beta(B) x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i=1, \dots, n \quad (6.20)$$

sú odhadnuté vektory α a β obyčajnou MNŠ, pričom do rovnice vstupuje prvotný odhad potenciálneho produktu, najčastejšie urobený prostredníctvom obyčajného HP filtra. V druhom kroku môžeme pristúpiť k minimalizácii penalizačnej funkcie (6.18) s reziduami získanými v prvom kroku, čím získame nový odhad potenciálneho produktu. Táto schéma teda trpí schizofróniou v tom, že parametre štrukturálnych rovníc α a β sú odhadnuté s počiatočným odhadom potenciálneho produktu, a teda odhad chýb vstupujúcich do vzťahu (6.18) nekorešponduje s hľadaným y_t^* . Tento problém sme sa pokúsili čiastočne vyriešiť skonštruovaním algoritmu, ktorý cyklicky opakuje kroky 1 a 2, pokiaľ nie je splnené kritérium nasledovného tvaru,

$$\sum_{t=1}^T (y_{vstup,t}^* - y_{výstup,t}^*)^2 < \varepsilon \quad (6.21)$$

kde y_{vstup}^* predstavuje odhad potenciálneho produktu pomocou ktorého sú odhadnuté koeficienty v rovnici (6.20) v kroku 1, kým $y_{výstup}^*$ je odhad potenciálneho produktu získaný v kroku dva minimalizáciou (6.18), v tej istej iterácii algoritmu a ε je daná presnosť.

Vytvárajú dve kľúčové úlohy. Prvou úlohou je špecifikovať vzťahy (6.20). V empirickej literatúre autori zväčša uvažujú nasledovné tri základné štrukturálne rovnice: Philipsova krivka (4.13), Okunov zákon (4.15) a rovnicu (4.17) obsahujúcu informáciu o využití kapacít v ekonomike. V ďalšom sme skonštruovali prvé dve z nich a pridali sme rovnicu vysvetľujúcu produkčnú medzeru z pohľadu vonkajšej nerovnováhy.

Tabuľka 6.5: Premenné použité v modeloch

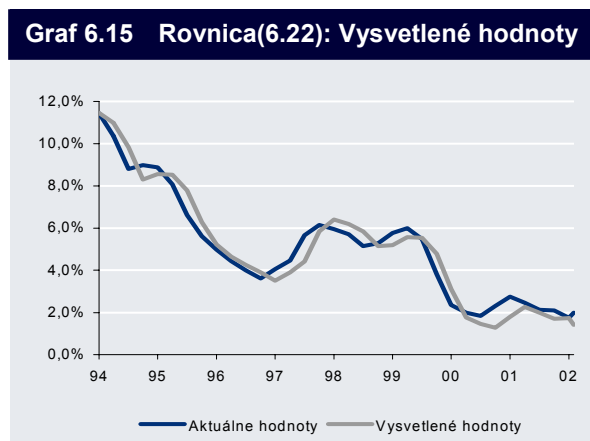
eunairu3	NAIRU Variant 3
eusa	sezónne očistená miera nezamestnanosti podľa výberového zisťovania pracovných síl, ŠÚSR
fbc	deficit zahraničného obchodu ako % z HDP na 12 mesačnej báze, s konštantnou cenou ropy \$25 za barel a konštantným výmenným kurzom EUR/USD, zafixovaným na 1,05
fdi	Indikátor zahraničného dopytu
gaphp16trend	Produkčná medzera získaná HP filtrom s $\lambda=1600$ „z trendu“ (na Gr6.6, afe, tvar (1.3)
gceer	Prirodzený logaritmus kumulatívneho nominálneho efektívneho kurzu skonštruovaný z výmenných kurzov pre DEM, CZK a USD, pričom váhy boli určené z údajov zahraničného obchodu. CNEER je skonštruovaný tak, že pohyb nadol indikuje oslabenie SKK a naopak.
icdyoy	Medziročná zmena dopytovej inflácie (logaritmický tvar)

Zdroj: Autorkine výpočty, ŠÚSR

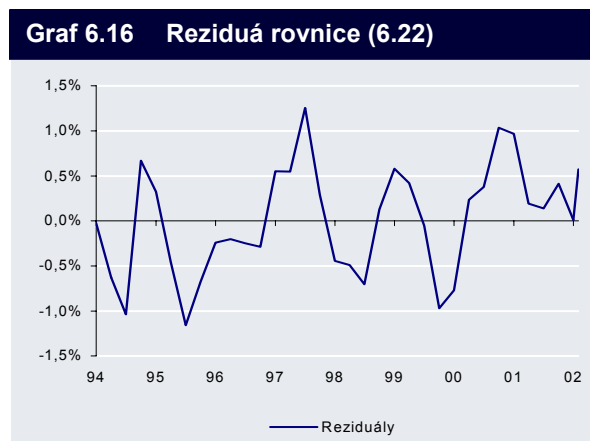
Rovnica zahŕňajúca údaje o využití kapacít z konjunkturálnych prieskumov v priemysle, stavebníctve a maloobchode, nevedla na žiaduce ekonometrické výsledky a preto nebola pri konštruovaní MHP použitá. Zároveň nepovažujeme dáta pochádzajúce z prieskumov za príliš spoľahlivé a s dobrou vypovedajúcou hodnotou o stave ekonomiky. Všetky nasledovné rovnice boli odhadnuté obyčajnou MŇŠ, premenné v modeloch signifikantné a zároveň znamienka koeficientov boli správne.

Philipsova krivka

$$\text{icdyoy} = \text{icdyoy}(-1) + 0,2 \text{ gaphp16trend}(-1) - 0,003 \text{ gceer} \quad (6.22)$$



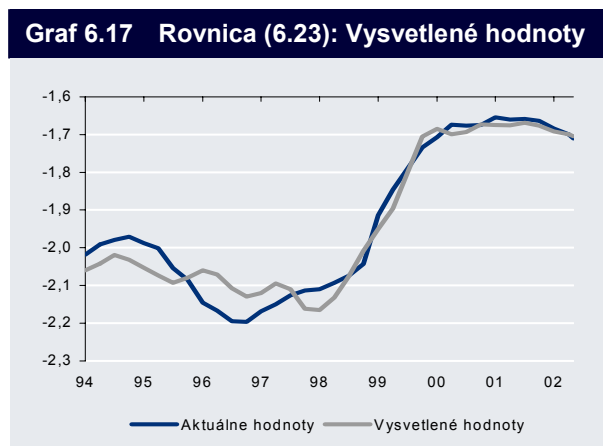
Zdroj: Autorkine výpočty



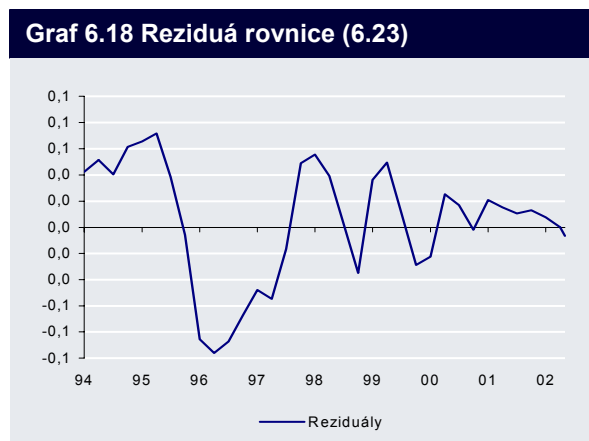
Zdroj: Autorkine výpočty

Okunov zákon

$$\ln(\text{eusa}) = \ln(\text{eunairu3}) - 6,02 \text{ gaphp16trend} \quad (6.23)$$



Zdroj: Autorkine výpočty



Zdroj: Autorkine výpočty

Pre detailné charakteristiky modelov (6.22) a (6.23) pozri Prílohy 14 resp. 15.

Rovnica vonkajšej rovnováhy

Ako závislá premenná v rovnici, bol zvolený deficit zahraničného obchodu SR ako % HDP s konštantnou cenou ropy a zafixovaným výmenným kurzom EUR/USD. Ako vysvetľujúce premenné boli zvolené indikátor zahraničného dopytu, predstavujúci odhad konjunkturálneho vývoja u našich najväčších obchodných partnerov a tvar (1.3) produkčnej medzery SR.

Tabuľka 6.6: Premenné použité pri konštrukcii indikátora zahraničného dopytu

	Posun v mesiacoch
IFO	5
ZEW	0
Indikátor dôvery v priemysle ČR	0
Priemyselná produkcia v Maďarsku	1
Priemyselná produkcia v Poľsku	1
Priemyselná produkcia v Rakúsku	1

Zdroj: Autorkine výpočty, ŠÚSR, www.ifo.de, www.zew.de, ČSÚ, databáza IMF

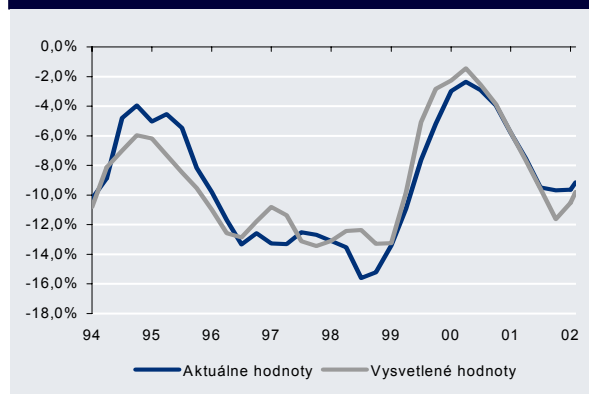
Konštrukcia indikátora zahraničného dopytu

Vybraných bolo šesť indikátorov dostupných na mesačnej báze vyjadrujúcich priebeh konjunktúry u našich najväčších obchodných partnerov. Pre Nemecko boli zvolené indikátory z prieskumov, IFO a ZEW. Po štandardizácii oboch sa váhy určili tak, aby ich lineárna kombinácia bola čo najlepšie korelovaná s hospodárskym rastom Nemecka. Takto boli váhy položené 77% pre IFO a 23% pre ZEW. Pre zvyšné krajiny bol vybraný vždy jeden ukazovateľ, najlepšie popisujúci hospodársky rast danej krajiny. Následne bola vytvorená lineárna kombinácia zo štandardizovaných časových radov, v ktorej váhy boli určené podielami krajín na vývoze SR, pričom niektoré ukazovatele vstupovali s časovým oneskorením ako je uvedené v Tabuľke 6.6.

Odhadnutá rovnica vysvetlila 86% dynamiky závislej premennej, znamienka v rovnici boli opätovne správne, podrobne pozri Prílohu 16,

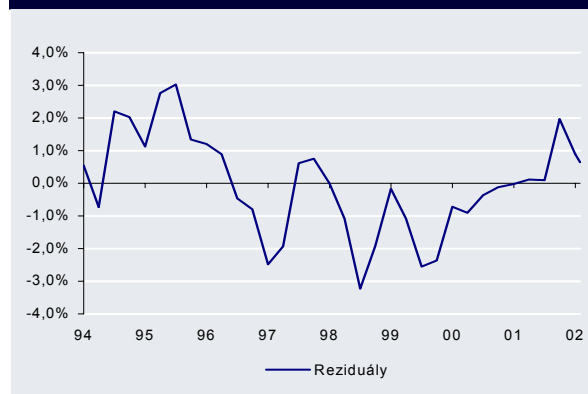
$$fbc = -0,09 + 0,03 fdi(-1) - 2,28 gaphp16trend \quad (6.24)$$

Graf 6.19 Rovnica (6.24): Vysvetlené hodnoty



Zdroj: Autorkine výpočty

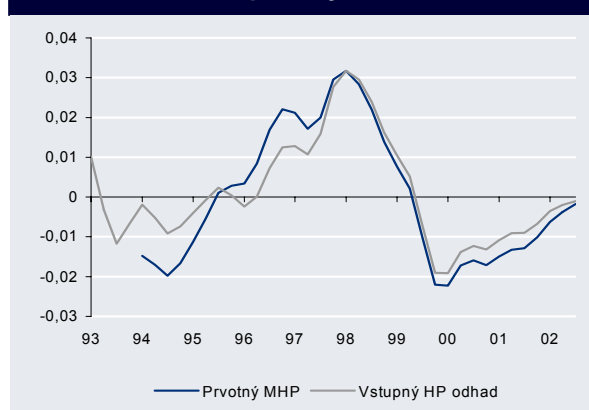
Graf 6.20 Reziđuá rovnice (6.24)



Zdroj: Autorkine výpočty

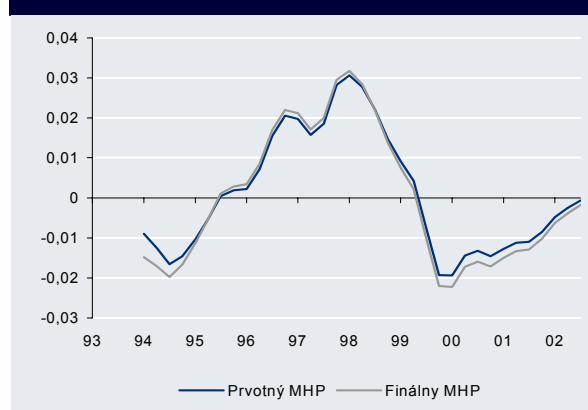
Po identifikácii štruktúrnych rovníc, zostáva ešte vyriešiť druhú kľúčovú úlohu, a síce, nastavenie parametrov v „účelovej“ funkcii (6.18). Rozhodli sme sa príliš neexperimentovať a λ sme položili rovné štandardne 1600. Jednu cestu ako stanoviť zvyšné konštanty λ_i , vytýčil Butler v [5], a síce položiť ich rovné prevrátenej hodnote variancie reziduí z príslušných štruktúrnych rovníc. Tento postup však pri spustení iteratívneho algoritmu, stráca opodstatnenie. Autori v [10], vzhľadom na fakt, že neexistuje žiadna empirická metóda ako určiť jednotlivé λ_i , navrhujú položiť ich rovnako veľké, pričom ich veľkosť musí byť stanovená tak, aby sme pomocou MHP rozumne obsiahli informácie z rovníc (6.20) a zároveň trendu výstupu. Po viacerých testovaniach, sme pre rovnice (6.22) – (6.24) položili $\lambda_i = 2$ (pre $i = 1,2,3$)²⁰ vo vzťahu (6.18), čo zodpovedalo našej predstave o hladkosti potenciálneho produktu. Na Grafe 6.21 je prvotný odhad produkčnej medzery pomocou MHP a odhad pomocou HP s voľbou $\lambda = 1600$. Odhad medzery pre 3Q2002 je zhodný u oboch filtrov – 0,1%. Následne spustený iteratívny algoritmus, ktorý pri danej presnosti 10^{-5} skonvergoval už po 3 iteráciách určil medzeru –0,2%. Na grafe 6.22 si môžeme všimnúť, že prvotný a počiatočný odhad sa už príliš nelíši. Finálny odhad potenciálneho rastu je 3,0%.

Graf 6.21 Odhad produkčnej medzery HP filtrom a prvotný odhad MHP filtrom



Zdroj: Autorkine výpočty

Graf 6.22 Prvotný a finálny odhad MHP filtrom



Zdroj: Autorkine výpočty

²⁰ Rovnako ako Autori v [10].

6.4.2 Multivariátny unobserved components model (MUC)

UC metódy založené na trendovo-cyklickej identifikácii zložiek časového radu HDP popísané v časti 6.1.4, zaznamenávajú veľký “boom” a dochádza ku ich početným rozšíreniam a modifikáciám v podobe multivariátnych metód.

Jednoduchý dekompozičný model (6.7) najprv modifikujeme, tak, že pripustíme jednorazovú zmenu v konštante trendového komponentu δ k poslednému štvrt'roku 1998, čím pripustíme jednorazovú zmenu tempa rastu potenciálneho produktu²¹. Ďalej model rozšírime o druhú signálnu rovnicu - rovnicu inflácie²² (4.13) s $\lambda = 1$, pričom rovnice výstupu a inflácie budú prepojené cyklickou zložkou c_t :

$$\begin{aligned}
 y_t &= y_t^* + c_t \\
 y_t^* &= \delta_1 + (\delta_2 - \delta_1) m4q98 + y_{t-1}^* + \varepsilon_{1t} \\
 c_t &= \rho_1 c_{t-1} + \rho_2 c_{t-2} + \varepsilon_{2t} \\
 icdyoy_t &= icdyoy_{t-1} + \beta_1 c_{t-2} + \beta_2 gcnceer_t + \varepsilon_{3t} \\
 \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma_i^2), i=1,2,3 \quad E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0 \text{ pre } i \neq j \quad \forall t, s
 \end{aligned}
 \tag{6.25}$$

Použité premenné $icdyoy$ a $gcnceer$ sú ako v Tabuľke 6.5, $m4q98$ je umelá premenná zaznamenávajúca zmenu v 4Q1998. Model (6.25) dáva produkčnú medzeru $-1,7\%$ a potenciálny rast $3,3\%$ ku 3Q2002.

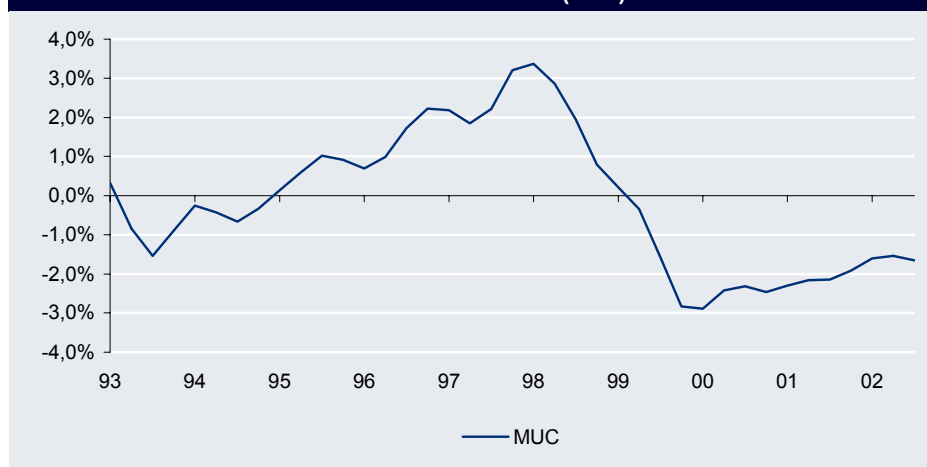
Tabuľka 6.7: Odhady parametrov modelu (6.25)

δ_1	0,012032
δ_2	0,008047
ρ_1	1,516661704
ρ_2	-0,5844058238
β_1	0,095382056
β_2	-0,008001
Var (ε_1)	Exp(-19575449,55)
Var (ε_2)	Exp(-11,03274559)
Var (ε_3)	Exp(-10,21372318)

Zdroj: Autorkine výpočty

²¹ Pre pripomenutie, model (6.7) dáva (takmer) konštantný potenciálny rast $3,8\%$ oproti odhadu jednoduchým lineárnym trendom $4,1\%$.

²² Alternatívne je možné pridať rovnicu správania nezamestnanosti, pre tento postup pozri [11].

Graf 6.23 Produkčná medzera: MUC model (6.25)

Zdroj: Autorkine výpočty

6.5 Zhrnutie a vyhodnotenie výsledkov

V Tabuľke 6.8 sú zhrnuté výsledky podľa jednotlivých metód. Všimnime si, že všetky použité metódy hovoria o najväčšom prehriatí ekonomiky v 1Q1998 a zároveň všetky metódy identifikovali prehriatie ekonomiky v období od 2Q1995 po 3Q1999, s výnimkou štrukturálnych, ktoré dávajú kladnú produkčnú medzeru len po 4Q1998. Takéto odhady produkčnej medzery sú plne konzistentné s našimi závermi z kapitoly 5, kde sme predpokladali počiatok hospodárskeho cyklu v r. 1994 – 95 a etapu prehrievania v r. 1996 – 1998, ktorú správne identifikovali aj štatistické metódy²³. Najdôležitejším kvalitatívnym výsledkom je, že všetky modely hovoria v súčasnosti o zápornej produkčnej medzere, ktorá dáva priestor pre voľnejšiu monetárnu politiku. Zoskupme teraz jednotlivé metódy do skupín podľa podobnosti výsledkov.

Tabuľka 6.8: Produkčné medzery a potenciálne rasty podľa jednotlivých metód

	Produkčná medzera					Potenciálny rast				
	Max		Min		3Q02	Max	Min	3Q02		
Lin. trend	5,5	1Q98	-4,6	3Q93	-2,0	4,1	4,1	4,1		
HP	3,2	1Q98	-1,9	1Q00	-0,1	5,6	2Q94	3,0	3Q00	3,3
UC	4,6	1Q98	-5,1	3Q93	-1,6	3,8		3,8	3,8	
PF N1	4,0	1Q98	-4,8	3Q01	-3,8	5,9	4Q96	3,2	3Q02	3,2
PF N3	3,2	1Q98	-3,1	1Q00	-3,1	5,7	4Q96	2,8	4Q99	3,0
PF N4	2,7	1Q98	-4,2	1Q00	-2,3	5,8	4Q96	3,0	4Q99	3,2
MHP	3,2	1Q98	-2,2	1Q00	-0,2	5,2	4Q97	3,0	3Q02	3,0
MUC	3,4	1Q98	-2,9	1Q00	-1,7	4,9	po 3Q98	3,3	od 4Q99	3,3

Zdroj : Autorkine výpočty

Legenda: Lin. Trend - odhad rovnicou (6.2), HP – odhad HP filtrom s $\lambda=1600$, UC – odhad modelu (6.7), PF N1 – odhad produkčnej funkcie pre NAIRU variant 1, PF N3– odhad produkčnej funkcie pre NAIRU variant 3, PF N4– odhad produkčnej funkcie pre NAIRU variant 4, MHP – odhad pomocou MHP, MUC – odhad modelu (6.25)

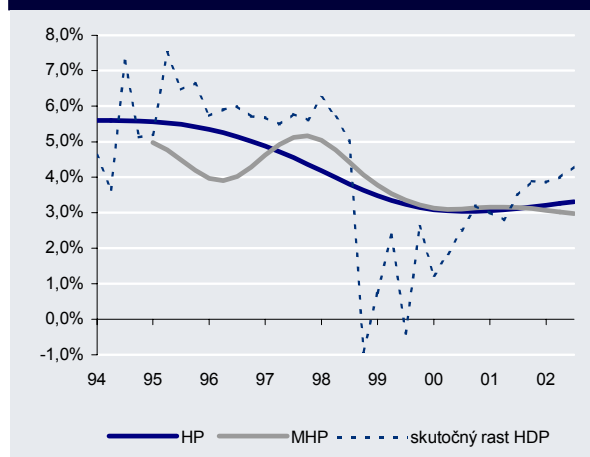
Do prvej skupiny môžeme začleniť dve štatistické metódy: odhad pomocou lineárneho trendu a UC model. Tieto odhady hovoria o väčšom nevyužití kapacít v prvej fáze (tj. v r.1993 - 1994, minimum nadobúda produkčná medzera v 3Q1993), oproti fáze tretej, kým u ostatných metód je tomu naopak (tj. najviac nevyužitie kapacity boli v ekonomike v 1Q2000

²³ Výsledky semištrukturálnych a štrukturálnych metód museli zákonite túto etapu určiť, vzhľadom na prítomnosť informácií o nerovnováhach, na trhu práce, vonkajšej nerovnováhe a inflačných tlakoch.

resp. 3Q2001). Ďalšou ich spoločnou črtou, je že takáto produkčná medzera generuje konštantný potenciálny rast, pre lineárny trend 4,1% a pre UC 3,8%, čo predstavuje pre 3Q2002 oproti ostatným použitým metódam o 0,5% až 1,1% vyšší rast, ktorý je v súlade z našou hypotézou z kapitoly 5.

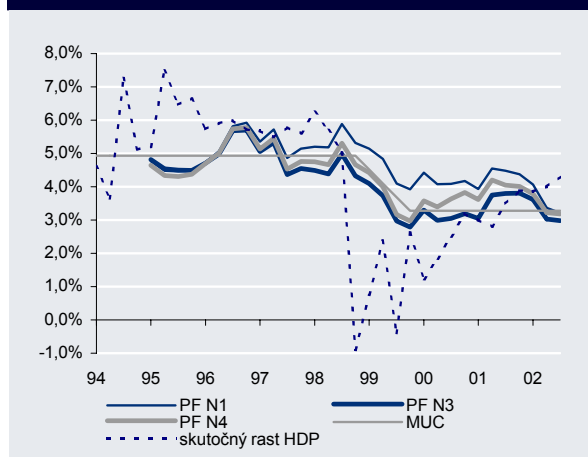
Druhú skupinu metód tvoria z pohľadu výsledkov HP a MHP filter, keďže oba signalizujú aktuálnu produkčnú medzeru najbližšiu k nule. V kapitole 5, sme vyslovili hypotézu súčasnej produkčnej medzery $-0,5\%$ až 0% , ktorú naplnili iba tieto dve metódy. Hodnoty potenciálneho rastu dvoch metód sa približujú až v priebehu r.1998. Zatiaľ čo odhad HP filtra už od r. 1999 signalizuje zvyšovanie potenciálneho rastu na súčasných $3,3\%$, podľa MHP práve naopak klesá až na $3,0\%$. Zároveň odhad potenciálneho rastu z MHP je prekvapivo volatilný, čo možno považovať za jeho hlavnú slabinu.

Graf 6.24 Potenciálne rasty podľa druhej triedy metód vs. skutočný rast



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Graf 6.25 Potenciálne rasty podľa tretej triedy metód vs. skutočný rast



Zdroj: ŠÚSR, Autorkine výpočty

Odhady pomocou produkčnej funkcie pre všetky merania NAIRU sú veľmi podobné, najmä z pohľadu na priebeh potenciálneho rastu, preto je vhodné ich zaradiť do jednej skupiny²⁴. Výslednými hodnotami potenciálneho rastu, ako aj medzery, sa k nim približuje aj posledná metóda, MUC. Aktuálne hodnoty potenciálneho rastu sú v rozmedzí $3,0\%$ až $3,3\%$, čo je rovnako ako pri predchádzajúcej skupine metód menej, ako sme očakávali.

Najprekvapivejším výsledkom meraní (okrem prvej skupiny metód), je fakt, že potenciálny rast v r.1995–98 dosahoval vyššie hodnoty ako v etape od r.1999. Jednu z príčin, tohto výsledku, vidíme v *neštandardnosti* ekonomiky v tomto období, v podobe umelo udržiavanej vysokej zamestnanosti, resp. na druhej strane nízkej inflácie. Totiž ako sme uviedli v 5.3, na trhu práce v r.1996-1998 bola prítomná skrytá nerovnováha, ktorú však žiaden z použitých odhadov NAIRU neuvažoval. V blízkej budúcnosti však očakávame približovanie potenciálneho rastu ku $4,0 - 4,5\%$, vďaka zvyšovaniu produktivity, ku ktorej by mal viesť zvýšený prílev zahraničných investícií.

Za najrelevantnejší považujeme odhad produkčnej medzery pomocou *MHP filtra*, pretože obsahuje informácie o vonkajšej nerovnováhe, ktorá je dôležitým sprievodným javom nerovnovážneho rastu v SR. Dôvodom uprednostnenia semištrukturálnej metódy pred odhadom z produkčnej funkcie sú argumenty, ktoré sme už uviedli: hrubý odhad stavu kapitálu SR a miery jeho odpisovania.

²⁴ Z pohľadu produkčnej medzery sa líši odhad pomocou N1, ktorý až po 3Q2001 dáva prehlbovanie zápornej produkčnej medzery.

Záver

V predošlej práci sme popísali základné teoretické poznatky z oblasti štatistiky časových radov, ekonometrie a ekonomickej teórie, aby sme ich následne v jadre práce využili pri konštruovaní viacerých odhadov produkčnej medzery resp. potenciálneho produktu, pričom sme predstavili aj možnosti odhadovania NAIRU. Zaoberali sme sa štatistickými prístupmi, ale na druhej strane aj štruktúrnymi metódami. Zlatú strednú cestu predstavujú metódy semištruktúrne, spomedzi ktorých sme aj vybrali finálny odhad produkčnej medzery.

Praktická použiteľnosť čisto štatistických metód, podľa nášho názoru, je v transformujúcej sa ekonomike dosť limitovaná, vzhľadom na fakt, že žiaden trendový filter nemusí dobre podchytiť zmeny prebiehajúce v ekonomike. V budúcnosti by bolo vhodné sa hlbšie zaoberať najmä HP filtrom a voľbou optimálnej vyhladzovacej konštanty. Podobne sme skeptickí aj k relevantnosti výsledkov získaných z produkčnej funkcie, vzhľadom na nepresnosť vstupných údajov. Rovnako aj predpoklad Cobb – Douglasovej formy produkčnej funkcie, nemusí vôbec odzrkadľovať realitu - aj z tohto dôvodu je nutné vnímať výsledky skôr kvalitatívne, než kvantitatívne. Semištruktúrne metódy, v ktorých vidíme sľubnú budúcnosť výskumu, považujeme za vhodné východisko z núdze.

Prínos tejto práce spočíva najmä v predstavení jednotlivých typov metód, ako aj ich následnej aplikácii na Slovensko. Možnosti ďalšieho aplikovaného výskumu vidíme v komplexnejších MUC modeloch, ako aj VAR, SVAR (resp. restricted VAR), ktorým sme sa v tejto práci nevenovali.

Použitá literatúra

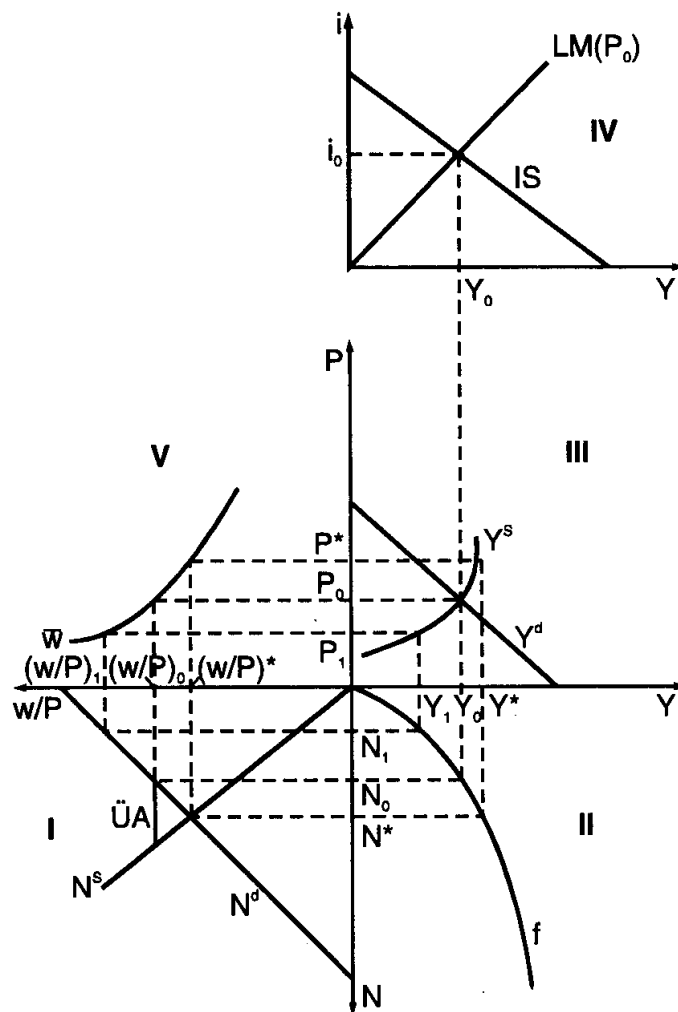
- [1] Ahumada H., Garegnani M.L., „Hodrick – Prescott filter in practice“, UNLP, 1999
- [2] Artl L., „Moderní metody modelování ekonomických časových řad“, Grada, 1999
- [3] Ball L., Mankiw N.G., „The NAIRU in Theory and Practice“, NBER, wp8940
- [4] Blanchard O.J., Fischer S., „Lectures on macroeconomics“, MIT Press, 1989
- [5] Butler L., „The Bank of Canada’s new quarterly projection model(QPM), Part4: A semi – structural method to estimate potential output: combining economic theory with a time – series filter“, Bank of Canada, 1996
- [6] Cerra V., Saxena S.C., „Alternative methods of estimating potential output and the output gap: An application to Sweden“, IMF Wp/00/59
- [7] Chudík A., „Analýza vybraných makroekonomických ukazovateľov so zameraním na infláciu“, diplomová práca, FMFI, 2002
- [8] Cipra T., „Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii“, SNTL, Praha, 1986
- [9] Clark P.K., „The cyclical component of U.S. economic activity“, The quarterly journal of economics, volume 102, Issue 4, 1987, 797 - 814
- [10] Conway P., Hunt B., „Estimating Potential Output: a semi structural approach“, Reserve Bank of New Zealand, 1997
- [11] Döpke J., Chagny O., „Measures of the output gap in the Euro-zone: An empirical assessment of selected methods“, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 70.Jahrgang, Heft 3/2001, str. 310-330
- [12] Doyle P., Kuijs L., Jiang G., „Real Convergence to EU Income Levels: Central Europe from 1990 to the Long Term“, IMF WP/01/146
- [13] Eviews4, User’s guide, Quantitative Micro Software
- [14] Felderer B., Homburg S., „Makroekonomika a nová makroekonomika“, Elita, 1995
- [15] Gordon R.J., „The time varying NAIRU and its implications for economic policy“, The journal of economic perspectives, Volume 11, Issue 1, 1997, 11-32
- [16] Granger C.W.J., Newbold P., „Forecasting economic time series“, AP, 1986
- [17] Hájek M., Bezděk V., „Odhad potenciálního produktu a produkční mezery v ČR“, ČNB, Praha 2000
- [18] Harvey A.C., Jaeger A., „Detrending, stylized facts and the business cycle“, Journal of applied econometrics, Volume 8, Issue 3, 1993, 231 – 247
- [19] Hodrick R.J., Prescott E.C., „Post-War U.S. Business Cycles: An empirical investigation“, Journal of money, credit and banking, 29, 1-16, 1997
- [20] Kaiser R, Maravall A., „A complete Model – Based interpretation of the Hodrick – Prescott filter: Spuriousness Reconsidered“, Banco de España, 2002
- [21] Kaiser R, Maravall A., „Estimation of the business cycle: a modified Hodrick – Prescott filter“, Spanish Economic Review 1, 2001, 175 - 206
- [22] Kichian M., „Measuring potential output within a State – space framework“, Bank of Canada, 1999
- [23] King R., Rebelo S., „Low frequency filtering and real business cycles“, Journal of economic dynamics and control, 17, 207-231, 1994
- [24] Kydland F, Prescott E., „Time to build and aggregate fluctuations“, Econometrica, Volume 50, No. 6, 1982
- [25] Macháček M., „Stručný nástin teorií hospodářského cyklu“, seminární práca
- [26] Marcinčin A., Beblavý M., „Hospodárska politika na Slovensku 1990-1999“, INEKO – SFPA – Spoločnosť pre spoločenskú a mediálnu analýzu, 2000, kapitola 2(Morvay K.)

- [27] Marcinčin A., „Hospodárska politika na Slovensku 2000-2001“, SFPA, 2002, kapitola 1 (Morvay K.)
- [28] Ódor L., Kohútiková K., „Máme aj na viac?“, SRA, Sonda 09/2001,
- [29] Okun A.M., „Potential GNP: Its Measurement and significance“, Cowles Foundation, Yale University, 1962
- [30] Orphanides A., van Norden S., “The reliability of Output gap estimates in real time”, 1999
- [31] Romer D., „Advanced macroeconomics“, University of California, Berkeley, The McGraw-Hill Companies, Inc., 1996
- [32] Shapiro M.D., Watson M.W., “Sources of business cycle fluctuations“, NBER , wp2589
- [33] Staiger D, Stock J.H., Watson M.W., „ The NAIRU, unemployment and monetary policy“, The journal of economic perspectives, Volume 11, Issue 1, 1997, 33-49
- [34] St-Amant P., van Norden S., “Measurement of the output gap: A discussion of recent research at the Bank of Canada “ ,Bank of Canada, technical report 79, 1997
- [35] St-Amant P., Guay A., „Do mechanical filters provide a good approximation of business cycles?“, Bank of Canada, 1996
- [36] Watson M.W., „Univariate detrending methods with stochastic trends“, Journal of monetary economics, Volume 18, 49 – 75, 1986

Zoznam Príloh

1. Mechanizmus agregovaného keynesiánskeho modelu pre scenár nepružných miezd
2. SARIMA model pre HDP
3. Odhad ACF a PACF pôvodného a zdiferencovaného radu (logaritmu) HDP
4. Test na obsiahnutie jednotkového koreňa v časovom rade (logaritmu) HDP : ADF test
5. Odhad produkčnej medzery lineárnym deterministickým trendom (6.2)
6. Chowov test zlomu pre model lineárneho deterministického trendu s bodom zlomu (6.4) v štvrtom kvartáli 1998, v druhom a treťom kvartáli 1999
7. Odhad ACF PACF reziduí z modelu (6.4) s bodom zlomu v štvrtom kvartáli 1998
8. Fourierova transformácia HP filtra a optimálneho filtra
9. Vyhladenie HP filtrom pre $\lambda=1600, 3200, 6400$ s predpoveďami vs. bez predpovedí
10. Jednokrokové predpovede Kalmanovho filtra pre signálnu premennú UC modelu (6.7)
11. Vyhladené odhady stavových premenných pre UC model (6.7), grafické zobrazenie intervalov spoľahlivosti pre jednotlivé zložky časového radu HDP
12. Rovnica (6.9) - odhad NAIRU Variant 2
13. Produkčná medzera pomocou produkčnej funkcie s použitím odhadu N1 a N2
14. Philipsova krivka (6.22)
15. Okunov zákon (6.23)
16. Rovnica zahraničného obchodu (6.24)
17. Jednokrokové predpovede Kalmanovho filtra pre signálne premenné MUC modelu (6.25)
18. Vyhladené odhady stavových premenných pre MUC model (6.25), grafické zobrazenie intervalov spoľahlivosti pre jednotlivé zložky časového radu HDP
19. Projekcie potenciálnych rastov podľa jednotlivých metód
20. Disketa obsahujúca notebook z Mathematicy 3.0 s naprogramovaným MHP filtrom

Príloha 1

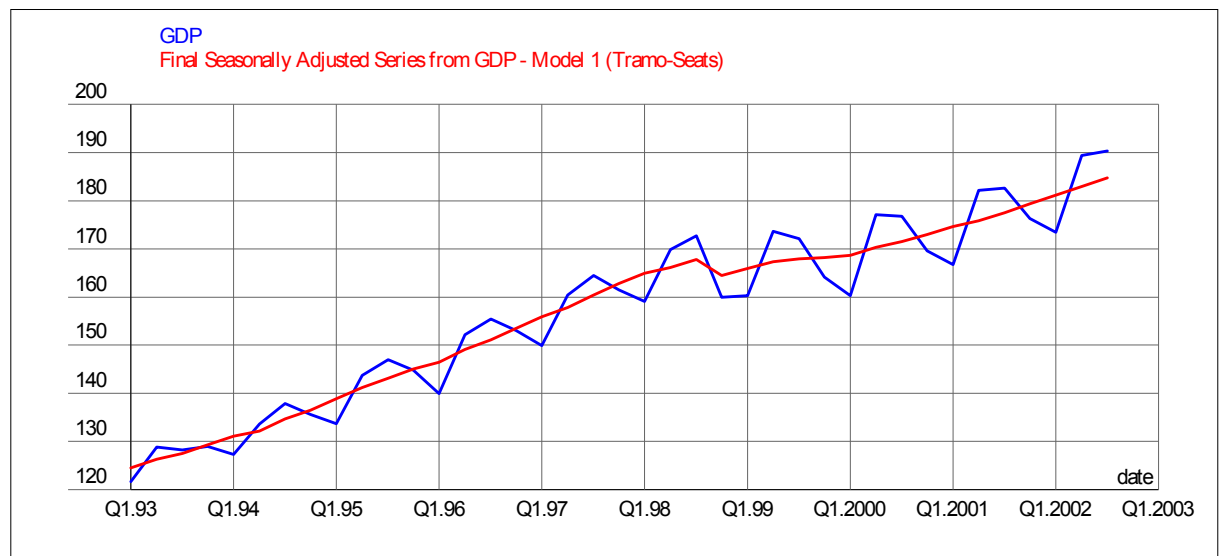


Zdroj: [14]

- Legenda: I. Trh práce (N^s ponuka práce, N^d dopyt po práci, w/P reálna mzda)
 II. Produkčná funkcia (N zamestnanosť, Y produkcia)
 III. Trh statkov (Y^s agregátna ponuka, Y^d agregátny dopyt, P cenová hladina)
 IV. IS – LM model (peňažný a kapitálový trh), i úroková miera
 V. určenie nominálnej mzdy w

Priloha 2

gdp fd - GDP



Information on Models	Model 1 (Tramo-Seats)
Series Span (n° of obs.)	Q1.1993 - Q3.2002 (39)
Model Span (n° of obs.)	Q1.1993 - Q3.2002 (39)
Method	Tramo/Seats
PRE-ADJUSTMENT	
Transformation	Logarithm
Mean Correction	None
Correction for Trading Da...	6 Regressor(s)
Trad1 value	0.0034
Trad1 standard error	0.0047
Trad1 t-value	0.73 [-2.021, 2.021] 5%
Trad2 value	0.0013
Trad2 standard error	0.0041
Trad2 t-value	0.31 [-2.021, 2.021] 5%
Trad3 value	0.0014
Trad3 standard error	0.0045
Trad3 t-value	0.30 [-2.021, 2.021] 5%
Trad4 value	-0.0080
Trad4 standard error	0.0037
Trad4 t-value	-2.14 [-2.021, 2.021] 5%
Trad5 value	-0.0001
Trad5 standard error	0.0040
Trad5 t-value	-0.02 [-2.021, 2.021] 5%
Trad6 value	-0.0003
Trad6 standard error	0.0035
Trad6 t-value	-0.07 [-2.021, 2.021] 5%
Trad7 value	0.0023 (derived)
Trad7 standard error	0.0026 (derived)
Trad7 t-value	0.89 (derived) [-2.021, 2....
Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC; 1 Outli...
Critical t-value	3.000
LS Q4.1998 value	-0.0290
LS Q4.1998 standard error	0.0089
LS Q4.1998 t-value	-3.26 [-3.000, 3.000] crit.val.
Corr. for Missing Obs.	None
Corr. for Other Regr. Effects	None
Specif. of the ARIMA model	(0 1 1)(0 1 0) (fixed)
Non-seas. MA (lag 1) value	-0.4799

Information on Diagnostics	Model 1 (Tramo-Seats)
SA quality index (stand. to...	1.975 [0, 10] ad-hoc
STATISTICS ON RESIDU...	
Ljung-Box on residuals	13.92 [0, 25.00] 5%
Box-Pierce on residuals	2.31 [0, 5.99] 5%
Ljung-Box on squared res...	12.39 [0, 25.00] 5%
Box-Pierce on squared re...	0.53 [0, 5.99] 5%
Durbin-Watson statistic o...	2.11 [min:0, max:4]
DESCRIPTION OF RESI...	
Mean of residuals	-0.00 [close to 0]
Standard deviation of mean	0.00
Test of significance of em...	-0.59 [-2.021, 2.021] 5%
Standard deviation of resi...	0.01
Normality	0.16 [0, 5.99] 5%
Skewness	0.18 [-0.92, 0.92] 5%
Kurtosis	3.12 [1.15, 4.85] 5%
OUTLIERS	
Percentage of outliers	2.56% [0%, 5.0%] ad-hoc
CRITERIA FOR ARIMA M...	
AIC statistics (Akaike's Inf...	-191.04 [minimal]
BIC statistic (Bayesian Inf...	-8.11 [minimal]
Non-param. test of runs o...	0.00 [-2.021, 2.021] 5%
Non-param. test of runs o...	0.00 [-2.179, 2.179] 5%
Prop. of the var. of the irr...	1.18 [0.2, 5] ad-hoc

Príloha 3

ACF a PACF, úroveň

Sample: 1993:1 2002:3

Included observations: 39

	ACF	PACF	Q-stat	Prob
1	0.819	0.819	28.216	0.000
2	0.686	0.047	48.547	0.000
3	0.695	0.369	70.001	0.000
4	0.700	0.115	92.386	0.000
5	0.528	-0.413	105.49	0.000
6	0.398	-0.080	113.16	0.000
7	0.415	0.156	121.78	0.000
8	0.415	0.060	130.66	0.000
9	0.254	-0.219	134.10	0.000
10	0.148	-0.046	135.31	0.000
11	0.172	0.034	137.01	0.000
12	0.174	0.051	138.81	0.000
13	0.031	-0.133	138.87	0.000
14	-0.056	-0.053	139.07	0.000
15	-0.026	-0.024	139.11	0.000
16	-0.022	0.031	139.14	0.000

Zdroj: Autorkine výpočty

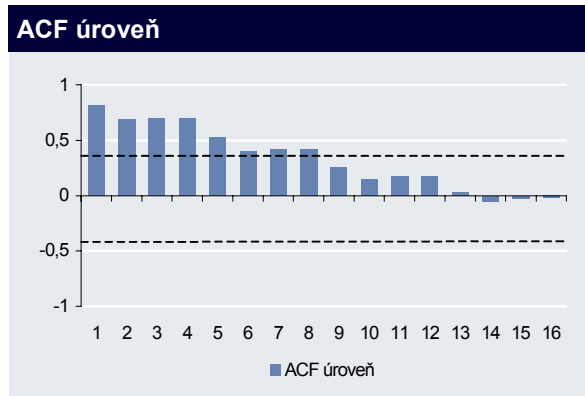
ACF a PACF, diferencia

Sample: 1993:1 2002:3

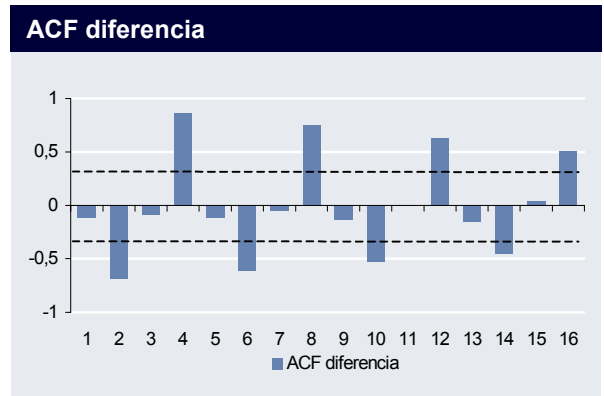
Included observations: 39

	ACF	PACF	Q-stat	Prob
1	-0.121	-0.121	0.6034	0.437
2	-0.686	-0.711	20.465	0.000
3	-0.087	-0.648	20.797	0.000
4	0.864	0.520	54.147	0.000
5	-0.114	-0.032	54.746	0.000
6	-0.619	0.105	72.971	0.000
7	-0.050	0.039	73.094	0.000
8	0.754	0.065	101.93	0.000
9	-0.135	-0.092	102.88	0.000
10	-0.535	0.069	118.44	0.000
11	-0.008	0.028	118.44	0.000
12	0.631	-0.074	141.75	0.000
13	-0.159	-0.091	143.28	0.000
14	-0.454	-0.061	156.32	0.000
15	0.043	-0.014	156.45	0.000
16	0.510	-0.119	174.43	0.000

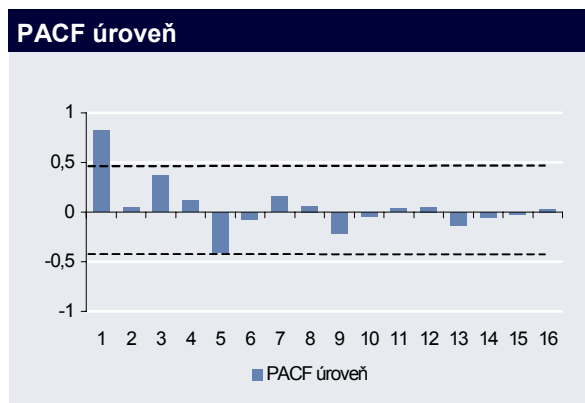
Zdroj: Autorkine výpočty



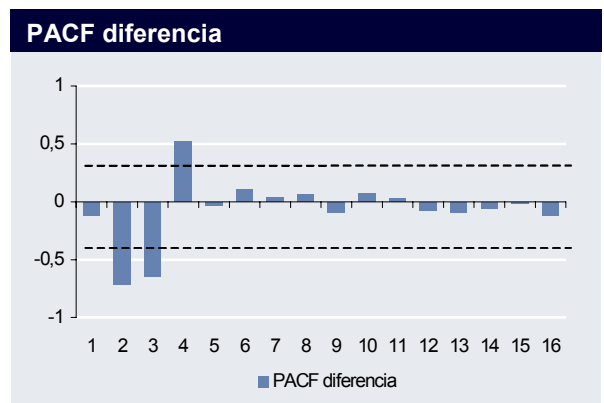
Zdroj: Autorkine výpočty



Zdroj: Autorkine výpočty



Zdroj: Autorkine výpočty



Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 4

ADF test s konštantou a trendom, pôvodný časový rad

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1994:2 2002:3

Included observations: 34 after adjusting ending points

ADF Test statistics	-1.681174	1% Critical Value*	-4.2505
		5% Critical Value	-3.5468
		10% Critical Value	-3.2056

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_G_LN_ACT(-1)	-0.186678	0.111040	-1.681174	0.1043
D(D_G_LN_ACT(-1))	-0.270415	0.176895	-1.528676	0.1380
D(D_G_LN_ACT(-2))	-0.388500	0.171671	-2.263052	0.0319
D(D_G_LN_ACT(-3))	-0.328634	0.166296	-1.976201	0.0584
D(D_G_LN_ACT(-4))	0.540840	0.158915	3.403325	0.0021
C	0.931863	0.537115	1.734941	0.0942
@TREND(1993:1)	0.001348	0.001152	1.170351	0.2521

R-squared	0.937349	Mean dependent var	0.012468
Adjusted R-squared	0.923427	S.D. dependent var	0.051944
S.E. of regression	0.014374	Akaike info criterion	-5.465570
Sum squared resid	0.005578	Schwarz criterion	-5.151319
Log likelihood	99.91468	F-statistic	67.32692
Durbin-Watson stat	2.414987	Prob(F stat)	0.000000

Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 5

Jednoduchý lineárny trend

Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1993:1 2002:3
Included observations: 39

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c	4.858192	0.007930	612.6096	0.0000
@trend	0.010062	0.000359	28.01795	0.0000
R-squared	0.954988	Mean dependent var		5.049362
Adjusted R-squared	0.953772	S.D. dependent var		0.117392
S.E. of regression	0.025240	Akaike info criterion		-4.470837
Sum squared resid	0.023572	Schwarz criterion		-4.385526
Log likelihood	89.18132	F-statistic		785.0057
Durbin-Watson stat	0.264972	Prob(F stat)		0.000000

Zdroj: Autorkine výpočty

Jednoduchý lineárny trend od r. 1994

Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1994:1 2002:3
Included observations: 35

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c	4.875190	0.009021	540.4123	0.0000
@trend	0.009415	0.000387	24.31834	0.0000
R-squared	0.947148	Mean dependent var		5.072896
Adjusted R-squared	0.945546	S.D. dependent var		0.099126
S.E. of regression	0.023131	Akaike info criterion		-4.639813
Sum squared resid	0.017657	Schwarz criterion		-4.550935
Log likelihood	83.19672	F-statistic		591.3818
Durbin-Watson stat	0.292679	Prob(F stat)		0.000000

Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 6

Chow breakpoint test 4q98

Chow Breakpoint Test:	1998:4		
F statistics	139.0659	Probability	0.000000
Log likelihood ration	85.45977	Probability	0.000000

Zdroj: Autorkine výpočty

Chow breakpoint test 2q99

Chow Breakpoint Test:	1999:2		
F statistics	55.01556	Probability	0.000000
Log likelihood ration	55.44241	Probability	0.000000

Zdroj: Autorkine výpočty

Chow breakpoint test 3q99

Chow Breakpoint Test:	1999:3		
F statistics	52.23855	Probability	0.000000
Log likelihood ration	53.91955	Probability	0.000000

Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 7

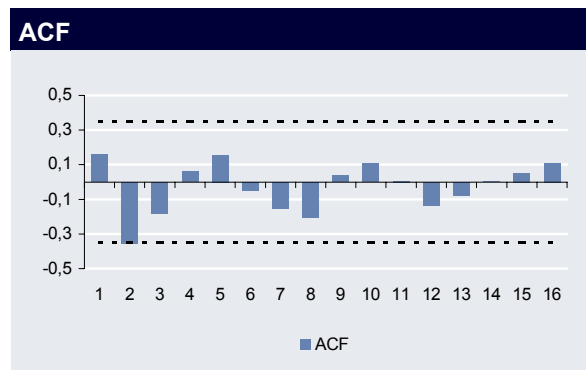
ACF a PACF reziduí z modelu s bodom zlomu v 4q98

Sample: 1993:1 2002:3

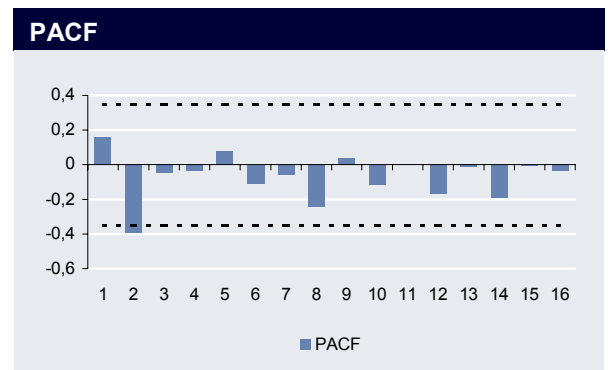
Included observations: 39Vy

	ACF	PACF	Q-stat	Prob
1	0.16	0.16	1.0729	0.3
2	-0.356	-0.392	6.5512	0.038
3	-0.182	-0.049	8.0172	0.046
4	0.062	-0.036	8.1909	0.085
5	0.156	0.077	9.3375	0.096
6	-0.048	-0.107	9.4474	0.15
7	-0.154	-0.057	10.637	0.155
8	-0.208	-0.245	12.868	0.116
9	0.038	0.039	12.944	0.165
10	0.106	-0.115	13.561	0.194
11	0.006	0.003	13.563	0.258
12	-0.133	-0.171	14.618	0.263
13	-0.08	-0.013	15.015	0.306
14	0.002	-0.19	15.016	0.377
15	0.052	-0.004	15.198	0.437
16	0.109	-0.037	16.024	0.451

Zdroj: Autorkine výpočty

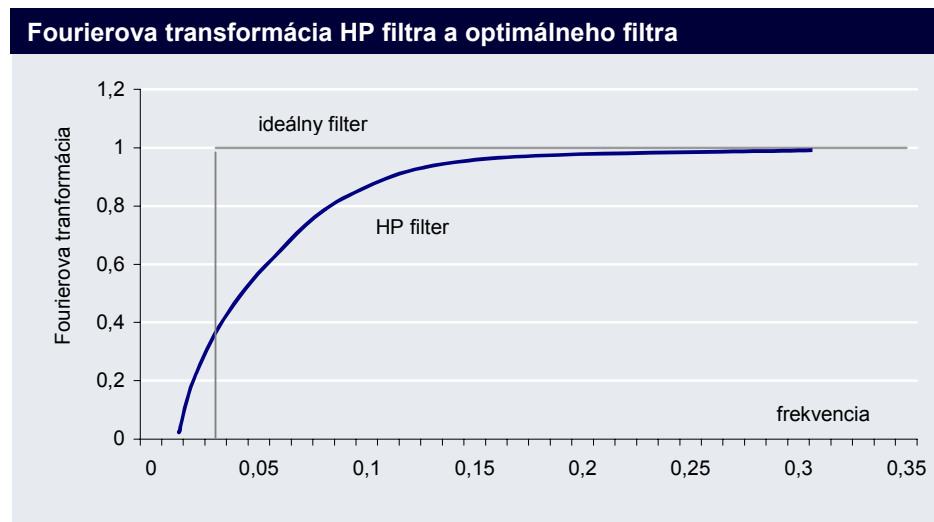


Zdroj: Autorkine výpočty



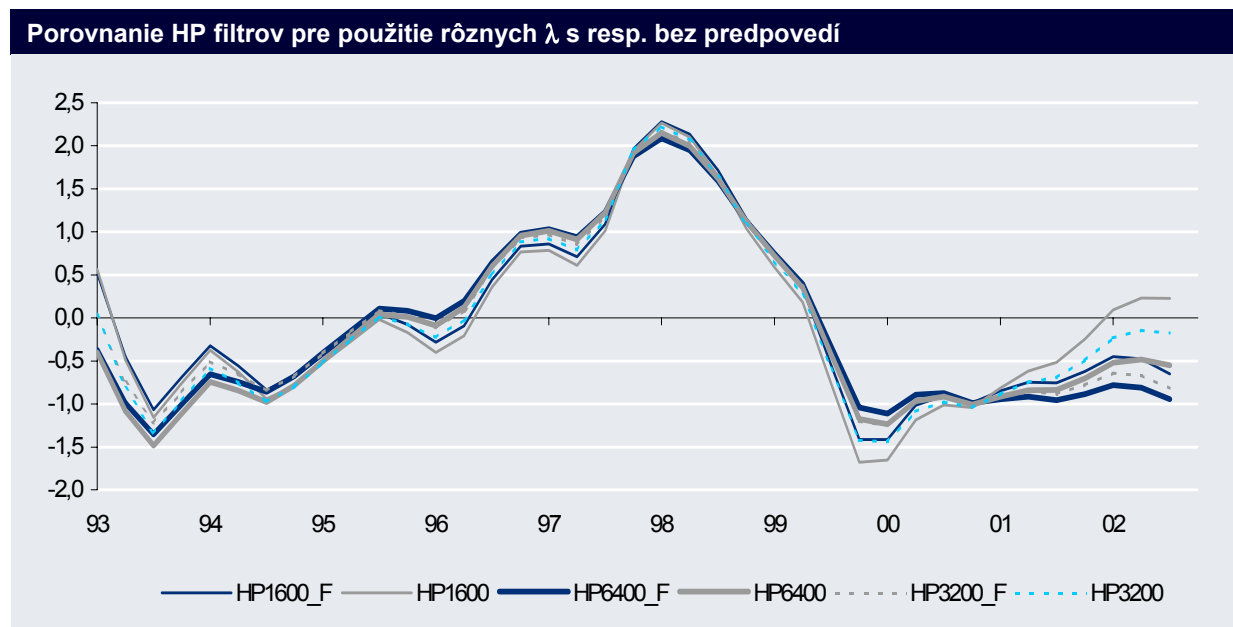
Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 8



Zdroj: [35]

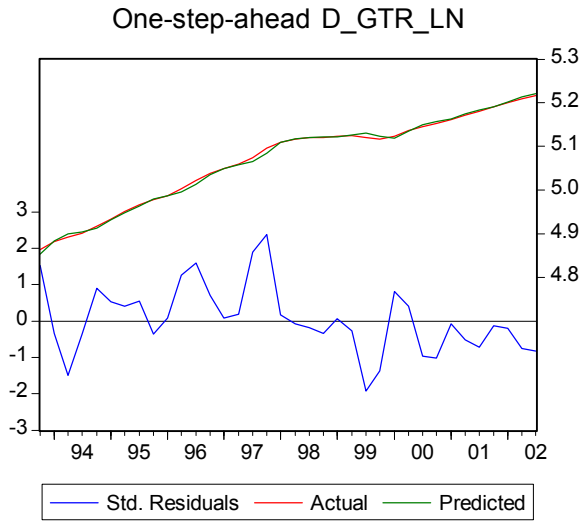
Príloha 9



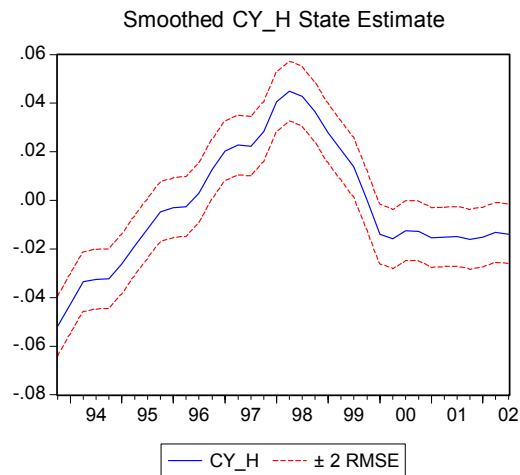
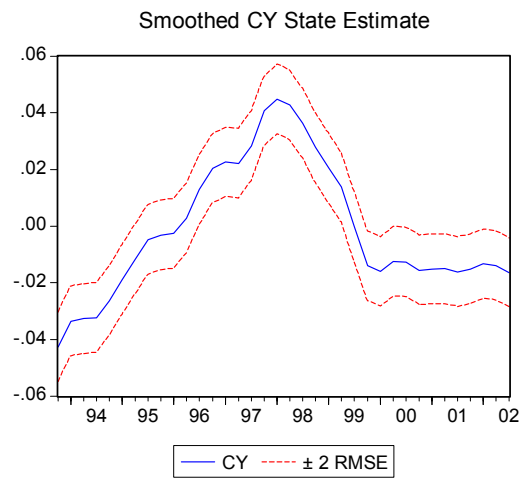
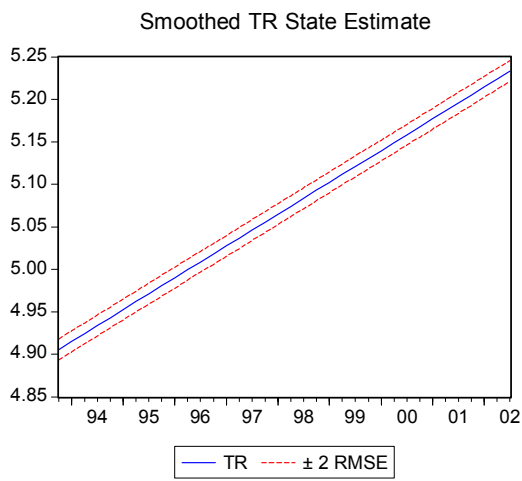
Zdroj: ŠÚSR, autorkine prepočty

Legenda: _F označuje pridanie predpovedí

Priloha 10



Priloha 11



Príloha 12

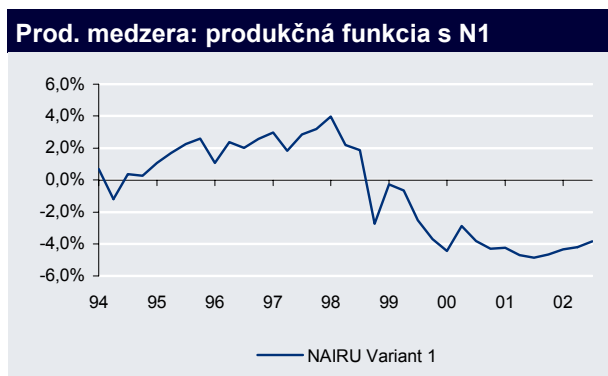
Philipsova krivka s exogénnymi očakávaniami tvorenými pred rokom, odhad NAIRU Variant 2

Dependent Variable: I_C_T_YOY_D4
Method: Least Squares
Date: 10/23/02 Time: 10:31
Sample(adjusted): 1994:2 2002:3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.32351	0.127466	-2.53803	0.017
LOG(E_U_SA(-2))	-0.15157	0.060274	-2.51472	0.0179
MECIAR2Q99	0.054823	0.024482	2.239359	0.0333
D(LOG(G_FPP(-1)),4)	0.144112	0.069091	2.085844	0.0462
I_C_T_YOY_D4(-1)	0.611298	0.123571	4.946921	0
R-squared	0.672793	Mean dependent var		-0.017117
Adjusted R-squared	0.626049	S.D. dependent var		0.047045
S.E. of regression	0.028769	Akaike info criterion		-4.120318
Sum squared resid	0.023174	Schwarz criterion		-3.893575
Log likelihood	72.98525	F-statistic		14.39315
Durbin-Watson stat	1.965424	Prob(F-statistic)		0.000002

Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 13



Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 14

Philipsova krivka (6.22)

Dependent Variable: I_C_D_YOY
Method: Least Squares
Date: 11/06/02 Time: 23:29
Included observations: 34 after adjusting endpoints
 $I_C_D_YOY = I_C_D_YOY(-1) + C(2) * GAP_HP16_TREND(-1) + C(3) * G_CNEER$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0,197685	0,080012	2,470696	0,019
C(3)	-0,00346	0,001134	-3,05421	0,0045
R-squared	0,944074	Mean dependent var		0,050267
Adjusted R-squared	0,942326	S.D. dependent var		0,025809
S.E. of regression	0,006198	Akaike info criterion		-7,27211
Sum squared resid	0,001229	Schwarz criterion		-7,18232
Log likelihood	125,6258	Durbin-Watson stat		1,012599

Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 15

Okunov zákon, NAIRU Variant 3

Dependent Variable: LOG(E_U_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 02/06/03 Time: 17:20
 Included observations: 35 after adjusting endpoints
 $LOG(E_U_SA) = LOG(E_U_NAIRU3) + C(1) * GAP_HP16_TREND$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-6.020673	0.581971	-10.34531	0.0000
R-squared	0.947557	Mean dependent var		-1.926271
Adjusted R-squared	0.947557	S.D. dependent var		0.198716
S.E. of regression	0.045507	Akaike info criterion		-3.313747
Sum squared resid	0.070410	Schwarz criterion		-3.269309
Log likelihood	58.99058	Durbin-Watson stat		0.449474

Zdroj: Autorkine výpočty

Príloha 16

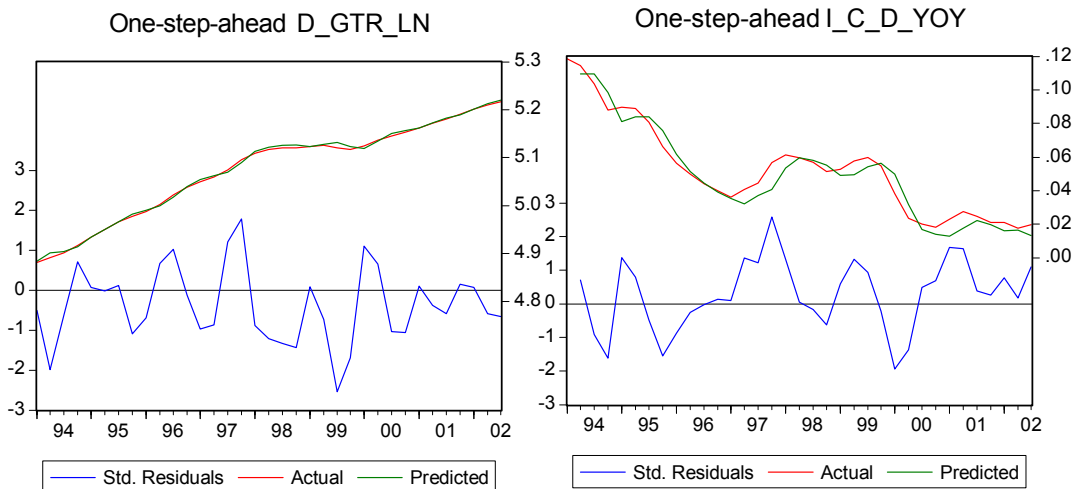
Rovnica zahraničného obchodu

Dependent Variable: F_B_C
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/03 Time: 11:06
 Sample(adjusted): 1994:2 2002:3

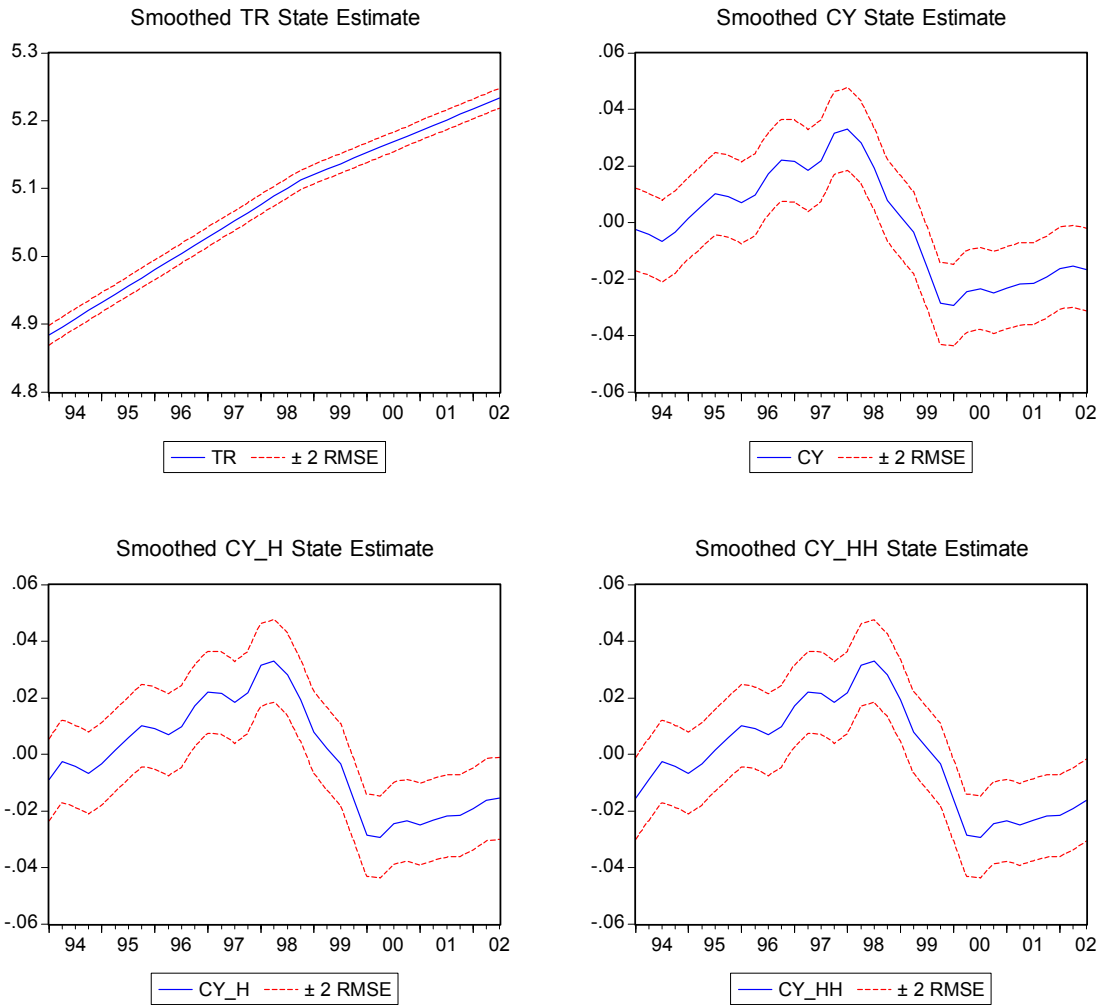
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.089449	0.002602	-34.38275	0.0000
F_DI(-1)	0.030800	0.003709	8.305027	0.0000
GAP_HP16_TREND	-2.282167	0.188829	-12.08587	0.0000
R-squared	0.863024	Mean dependent var		-0.090664
Adjusted R-squared	0.854187	S.D. dependent var		0.039331
S.E. of regression	0.015019	Akaike info criterion		-5.474937
Sum squared resid	0.006992	Schwarz criterion		-5.340259
Log likelihood	96.07394	F-statistic		97.65861
Durbin-Watson stat	0.717368	Prob(F-statistic)		0.000000

Zdroj: Autorkine výpočty

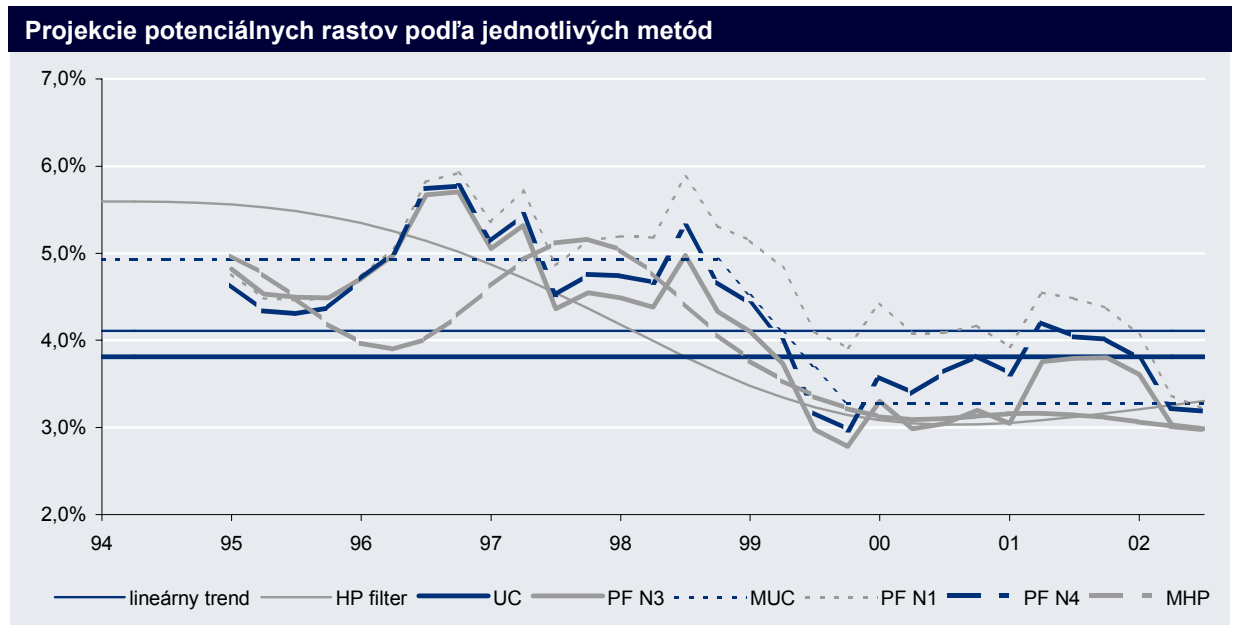
Príloha 17



Príloha 18



Príloha 19



Zdroj: ŠÚSR, autorkine prepočty

Legenda: Lin. Trend - odhad rovnicou (6.2), HP – odhad HP filtrom s $\lambda=1600$, UC – odhad modelu (6.7), PF N1 – odhad produkčnej funkcie pre NAIRU variant 1, PF N3– odhad produkčnej funkcie pre NAIRU variant 3, PF N4– odhad produkčnej funkcie pre NAIRU variant 4, MHP – odhad pomocou MHP, MUC – odhad modelu (6.25)