

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Ekonomická a finančná matematika



DIPLOMOVÁ PRÁCA

2004

Zuzana Pašiaková

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Ekonomická a finančná matematika



Produkčná medzera SR

Diplomová práca

Vypracovala: Zuzana Pašiaková

Vedúci diplomovej práce: RNDr. Juraj Zeman, CSc.

Bratislava, Apríl 2004

Čestne prehlasujem, že som diplomovú prácu
vypracovala samostatne, s použitím uvedenej literatúry.

V Bratislave 5. apríla 2004

.....
Zuzana Pašiaková

Touto cestou sa chcem poďakovať všetkým, ktorí mi akýmkoľvek spôsobom pomohli pri písaní tejto diplomovej práce. Špeciálne vyslovujem vďaku svojmu školiteľovi, RNDr. Jurajovi Zemanovi, CSc., za odborné vedenie, trpezlivosť a cenné rady.

Obsah

Úvod	5
1. Vysvetlenie základných pojmov a súvislostí	6
1.1. Definície	6
1.1.1. Produkčná medzera	6
1.1.2. Potenciálny produkt.....	6
1.2. Makroekonomická teória.....	8
1.2.1. AS - AD model.....	8
1.2.2. Phillipsova krivka.....	8
1.2.3. Okunov zákon	10
1.2.4. Využitie kapacít.....	11
1.3. Využitie produkčnej medzery	12
2. Makroekonomický vývoj SR	13
2.1. Inflácia.....	13
2.2. Nezamestnanosť	14
2.3. Vonkajšia rovnováha.....	16
2.4. Jednotlivé etapy vývoja	17
3. Stručný prehľad metód merania produkčnej medzery	19
3.1. Štatistické metódy	19
3.1.1. Deterministické trendy	19
3.1.2. Hodrick- Prescott filter.....	20
3.1.3. Unobserved components modely	21
3.2. Ekonomické prístupy.....	23
3.2.1. Multivariálny Hodrick- Prescott filter.....	24
3.2.2. Multivariálny unobserved components model	24
3.3. Chyby pri odhadovaní produkčnej medzery	25
4. Popis a aplikácia štrukturálnej VAR metódy	27
4.1. VAR analýza	27

4.2. Samotný model.....	32
4.3. Vyhodnotenie výsledkov.....	35
Záver	38
Použitá literatúra	39
Zoznam príloh	40
Prílohy	41

Úvod

Produkčná medzera je jedným z hlavných indikátorov inflačných tlakov, ktoré by mali sledovať authority monetárnych politík. Na Slovensku sa až v posledných rokoch začali touto tematikou zaoberať príslušné pracoviská, preto ešte nie je známe, ktoré typy metód sú najvhodnejšie na meranie produkčnej medzery v SR. V tejto práci ako alternatívny postup využívame štrukturálny vektor autoregresie s dlhodobými reštrikciami (SVAR), navrhovaný Blanchardom a Quahom. Predpoklad, že zmeny vo výstupe ekonomiky sú výsledkom cyklických šokov zapríčinených zmenami na strane dopytu, kým šoky produktivity sú spôsobené zmenami na strane ponuky, umožňuje uplatniť množinu identifikovateľných reštrikcií vo SVAR metóde.

Práca je členená do štyroch kapitol. V prvej kapitole sú predstavené základné pojmy, teoretické pozadie a motivácia merania produkčnej medzery. Druhá kapitola stručne popisuje vývoj základných makroekonomických ukazovateľov ekonomiky SR, dôležitý pri vyslovení hypotéz o produkčnej medzere. V tretej kapitole sú zhrnuté metódy merania produkčnej medzery známe z praxe. Štvrtá, ťažisková kapitola sa zaoberá vlastným odhadom produkčnej medzery SR pomocou SVAR metódy.

1 Vysvetlenie základných pojmov a súvislostí

V tejto kapitole sa budeme zaoberať objasnením základných pojmov súvisiacich s produkčnou medzerou, kde sa v makroekonomickej teórii tento indikátor nachádza a ako sa v praxi využíva.

Definície

1.1.1 Produkčná medzera

Produkčná medzera¹ (ozn. Gap) je definovaná ako relatívna odchýlka medzi aktuálnym výstupom krajiny Y (reálny HDP) a potenciálnym výstupom Y^P (resp. potenciálny produkt) v %:

$$Gap = \frac{Y - Y^P}{Y^P} (\%). \quad (1.1)$$

Pre jednoduchosť ďalších výpočtov zavedieme logaritmické transformácie,

$$y = \ln(Y) \quad y^P = \ln(Y^P) \quad gap = \ln(Gap), \quad (1.2)$$

čím získame dobrú aproximáciu vzťahu (1.1)²:

$$gap = y - y^P. \quad (1.3)$$

Matematický vzťah (1.1) v sebe skrýva najväčší problém pri meraní produkčnej medzery. Potenciálny produkt krajiny totiž nepoznáme (nedá sa zmerať) z ekonomických štatistík a musíme ho odhadovať.

1.1.2 Potenciálny produkt

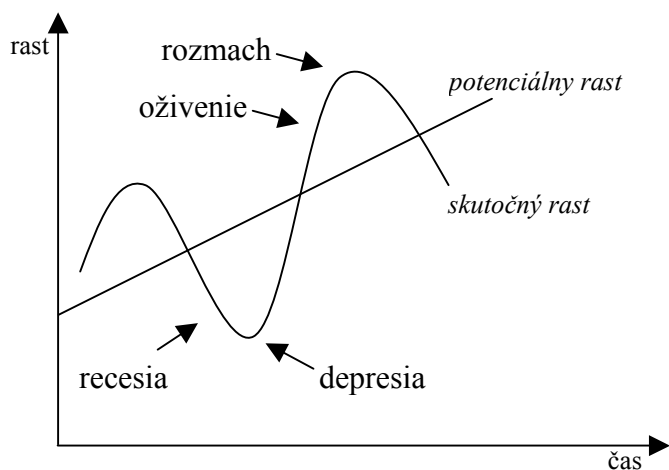
Potenciálny produkt je kľúčovým pojmom pri meraní produkčnej medzery. Tu definícia nie je taká jednoznačná a časom sa menila. V 60-tych a na začiatku 70-tych rokov bol potenciálny produkt chápaný ako maximálna úroveň výstupu, ktorú daná ekonomika

¹ Angl. output gap

² Ak neurčíme inak, v tejto práci budeme narábať v súvislosti s produkčnou medzerou so vzťahom (1.3).

môže vytvoriť. Z tohto dôvodu analýza hospodárskych cyklov³ sa zameriavala na identifikovanie cyklických „vrcholov“ a vysvetlenie faktorov, ktoré spôsobujú približovanie resp. oddiaľovanie ekonomiky od týchto vrcholov. Podľa tejto definície je produkčná medzera vždy záporná.

Graf 1.1 Hospodársky cyklus



Na konci 60-tych a začiatku 70-tych rokov sa potenciálny produkt začal definovať ako maximálna úroveň výstupu, ktorú je daná ekonomika schopná udržať bez vytvárania neželaných inflačných tlakov⁴. Táto definícia vysvetľuje súvislosť medzi prebytkom dopytu a infláciou. Ak pozorovateľná hladina výstupu (reálny HDP) vzrastie zrovnateľne k potenciálnemu produktu, vzrastie prebytok dopytu, ktorý núti ekonomických agentov zvýšiť ceny tovarov a služieb, ktoré ponúkajú. Táto definícia potenciálneho produktu sa väčšinou používa v súčasnosti. Takto chápeme potenciálny produkt aj v tejto práci.

³ Etapy hospodárskeho cyklu (oživenie, rozmach, recesia a depresia) sú znázornené v grafe 1.1. Podotýkame, že potenciálny rast je lineárny kvôli ilustrácii.

⁴ Podľa [1]

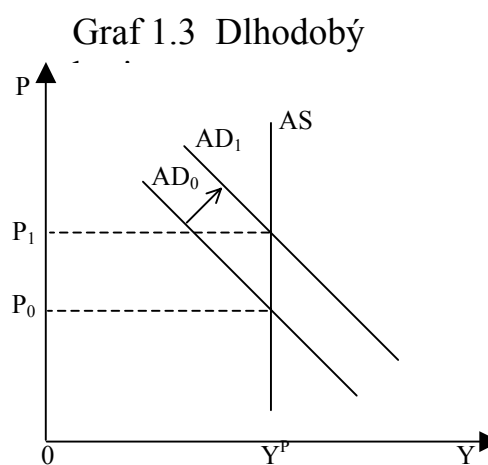
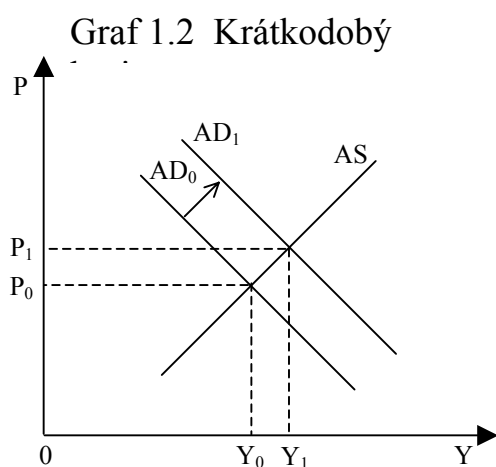
1.2 Makroekonomická teória

V tejto podkapitole načrtujeme niektoré ekonomické linky a súvislosti k potenciálnemu produktu resp. produkčnej medzere.

1.2.1 AS- AD model

Keynesiánsky agregátny model môžeme zhrnúť do dvoch kriviek: krivka agregátnej ponuky AS (predstavuje rovnováhu na trhu práce) a krivka agregátneho dopytu AD (predstavuje rovnováhu na trhu peňazí a tovarov)⁵. V krátkodobom horizonte pri predpoklade o nepružnosti cien je AS krivka rastúca, čím model pripúšťa (kritický bod modelu), že zmena agregátneho dopytu spôsobí zmenu výstupu aj ceny.

Pri dlhodobom horizonte sa už môže prijať predpoklad o dokonalej pružnosti cien a miezd, teda AS krivka je vertikálna (zmena agregátneho dopytu ovplyvňuje ceny, nie výstup). AS krivka tu predstavuje tzv. prirodzený výstup, teda determinuje potenciálny produkt Y^P krajiny (viď graf 1.2, 1.3).



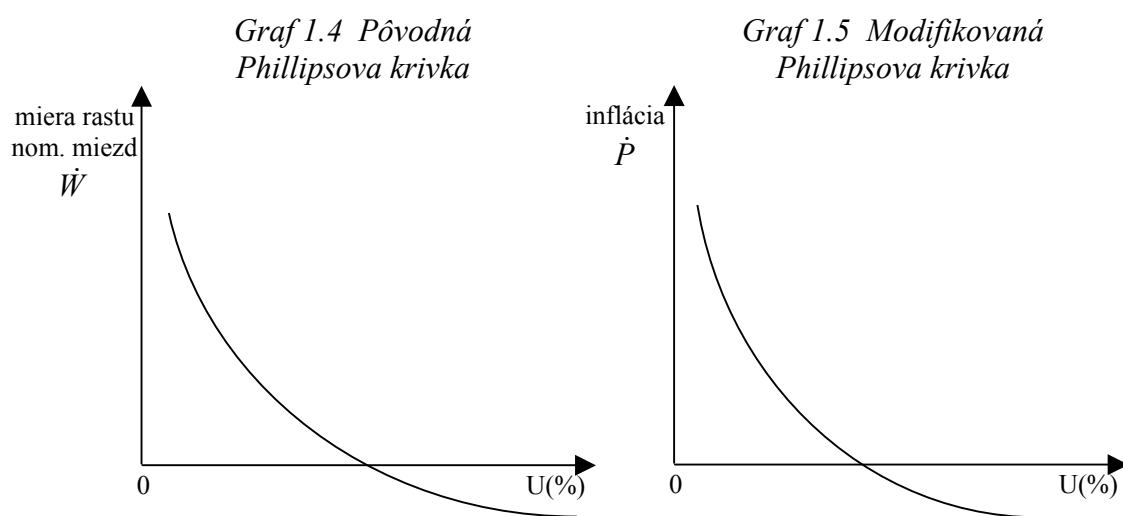
1.2.2 Phillipsova krivka

A.W.H. Phillips, vo svojej empirickej práci z roku 1958, vystihol štatistickú rovnosť medzi mierou rastu nominálnych miezd a mierou nezamestnanosti vo Veľkej Británii. Nižšia nezamestnanosť implikuje vyšší prebytočný dopyt po práci a narastajú tlaky na tvorbu miezd. Ceteris paribus, čím vyššia nezamestnanosť, tým nižšia miera rastu miezd a naopak. Pričom

⁵ V tejto kapitole vychádzame z [2].

miera nezamestnanosti súhlasná s nulovým rastom miezd sa nazýva prirodzená. Phillipsova krivka (viď graf 1.4) bola rýchlo prijatá tvorcami politik a ekonómov. Jednou z príčin jej úspechu bol fakt, že mala schopnosť prispôbiť sa mnohým inflačným teóriám (napr. inflácia ťahaná dopytom alebo inflačná špirála). A čo viac, Phillipsova krivka bola presadzovaná, pretože poskytovala presvedčivé zdôvodnenie o zjavnej nemožnosti dosiahnuť nulovú mieru nezamestnanosti pri cenovej stabilite.

Pôvodná krivka bola časom niekoľkokrát pozmeňovaná, až sa ustálila na tzv. modifikovanej Phillipsovej krivke (viď graf 1.5) navrhovanej Samuelsonom a Solowom, ktorí nahradili mieru rastu nominálnych miezd za infláciu (mieru rastu cenovej hladiny). Viedlo ich k tomu poznanie, že ak nezamestnanosť klesne pod prirodzenú mieru, zamestnávatelia sú nútení zvyšovať mzdy, čo má za následok rast cien, kvôli novému rovnovážnemu stavu na trhu statkov, ktorého príčinou je posun AD krivky. Modifikovaná krivka nám ponúka zaujímavé poznanie, že nízka miera nezamestnanosti je sprevádzaná neželanou vysokou infláciou.



Prirodzená miera nezamestnanosti je definovaná ako miera, ktorá zodpovedá stavu, keď sú očakávania naplnené a implementované do miezd a cien a inflácia nemá zrýchľujúci ani spomaľujúci charakter. Hovoríme, že existuje miera nezamestnanosti konzistentná so stabilnou (resp. želateľnou) infláciou. Táto miera sa taktiež nazýva NAIRU (angl. non-accelerating inflation rate of unemployment) a je nemeateľná, treba ju odhadovať.

Phillipsova krivka, ktorá je založená na tradičnom keynesiánskom agregátom modeli⁶, bola kritizovaná monetaristami, podľa ktorých by mala byť dlhodobá Phillipsova krivka vertikálna. Argumentovali tým, že vzťah medzi nezamestnanosťou a infláciou vychádzajúci z nepružnosti miezd, má iba krátkodobý charakter. Moderní keynesiánci už tiež pripúšťajú vertikálnu AS krivku v dlhodobom horizonte.

Vzťah medzi mierou nezamestnanosti a infláciou založený na tejto teórii, za predpokladu log- linearity⁷ funkčnej závislosti, sa dá vyjadriť nasledovne:

$$\pi_t = \pi_t^* - \alpha (\ln(U_t) - \ln(U_t^*)), \quad (1.4)$$

kde $\pi_t = \ln(P_t) - \ln(P_t^*)$ je miera inflácie, U_t je miera nezamestnanosti, U_t^* je NAIRU zodpovedajúca miere inflácie π_t^* (t.j. v prípade ak výstup ekonomiky je rovný potenciálnemu výstupu) a α je vhodná konštanta. Najprirodzenejšie je interpretovať π_t^* ako očakávanú infláciu a chápať ju ako:

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}, \quad (1.5)$$

ktorá potom predstavuje exogénne danú očakávanú infláciu. Vidíme, že tu nevystupuje trvalá substitúcia medzi mierou inflácie a nezamestnanosťou, ale iba medzi zmenou inflácie a nezamestnanosťou.

Z konštrukcie (1.4), (1.5) vyplýva formulácia modernej keynesiánskej funkcie agregátnej ponuky:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \beta (\ln(Y_t) - \ln(Y_t^P)), \quad (1.6)$$

kde Y_t^P predstavuje potenciálny produkt. Aby bola stabilná miera inflácie udržateľná, musí sa výstup ekonomiky rovnať potenciálnemu výstupu. Avšak pre zníženie inflácie je vhodné prechádzať obdobím, keď výstup je pod svojou potenciálnou úrovňou.

1.2.3 Okunov zákon

Spojovací článok medzi medzerou v nezamestnanosti a produkčnou medzerou je Okunov zákon, ktorý sa týka vplyvu zmien nezamestnanosti na zmeny výstupu v ekonomike. Okun chápal potenciálny produkt ako produkt, ktorý krajina vyprodukuje pri plnej

⁶ Predpoklad nepružnosti miezd v ekonomike je ekvivalentný s rastúcou AS krivkou.

⁷ Ak neurčíme inak, tak malé písmená predstavujú logaritmicke transformácie premenných označených veľkými písmenami.

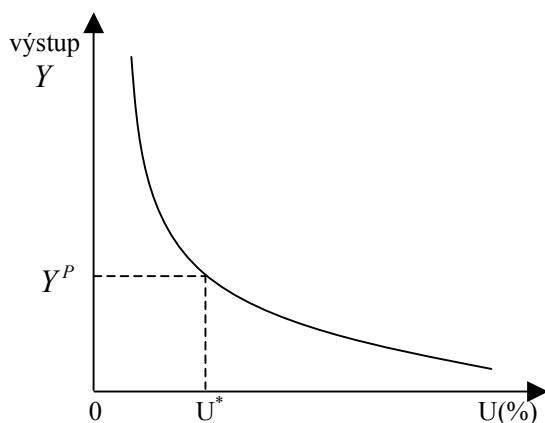
zamestnanosti. Pričom pod plnou zamestnanosťou rozumel zamestnanosť zodpovedajúcu 4% nezamestnanosti.

Koncept potenciálneho produktu, ako sme na začiatku uviedli, je tvorený ponukovou stranou ekonomiky. Cieľ maximálneho výstupu, ktorého kľúčovým faktorom je zamestnanosť, je však obmedzovaný ďalším cieľom: cenovou stabilitou. Preto pod cieľom dosiahnuť plnú zamestnanosť rozumieme takú hladinu výstupu, ktorá nevytvára neželané inflačné tlaky. Čo môžeme zhrnúť do záveru, že zníženie miery nezamestnanosti pod 4% vedie k pozitívnemu šoku v agregátnom dopyte, teda výstup v ekonomike presiahne svoj potenciál:

$$u_t = u_t^* - \gamma(y_t - y_t^P) + \varepsilon_t, \quad (1.7)$$

kde Okun pokladá $u_t^* = const = 4\%$, γ je vhodná konštanta a ε_t tu predstavujú ponukové šoky.

Graf 1.6 Okunov zákon



1.2.4 Využitie kapacít

Tento ekonomický faktor je v teoretickej báze najlepší indikátor produkčnej medzery, ale pre prax nie je až taký významný. Táto ekonomická veličina nie je meraná priamo, lebo sa získava z prieskumov⁸ a nezahŕňa všetky oblasti ekonomiky. I keď v niektorých krajinách sa využíva na meranie produkčnej medzery [3], v slovenských pomeroch to nie je vhodné.

⁸ Dáta reflektujú vnímanie obchodných manažérov vybraných podnikov.

Využitelnosť kapacít nad ich optimálnu úroveň indikuje kladnú produkčnú medzeru, t.j. výstup v ekonomike prevyšuje potenciálny produkt:

$$capu_t = capu_t^* - \delta(y_t - y_t^P) + \varepsilon_t. \quad (1.8)$$

1.3 Využitie produkčnej medzery

Odhady potenciálneho produktu a produkčnej medzery nám dovoľujú nahliadnuť do krátkodobých a strednodobých výhľadov ekonomiky a pozíciu makroekonomických politík.

Odhady potenciálneho produktu nám poskytujú mieru celkovej ponukovej výkonnosti ekonomiky a pomáhajú určiť rámec neinlačného rastu, dávajúci nám kľúčový poznatok pri príprave strednodobých plánov. Odhady produkčnej medzery nám pomáhajú identifikovať cyklickú polohu ekonomiky (t.j. v ktorej etape hospodárskeho cyklu sa práve ekonomika nachádza) a prinášajú skoré odhalenie relevantných inflačných tlakov.

Znalosť potenciálneho produktu a produkčnej medzery nám taktiež uľahčuje stanoviť vhodné makroekonomické ciele. V Európskej únii sa produkčná medzera využíva na meranie štrukturálnych fiškálnych bilancií, čiže na stanovenie strednodobých fiškálnych cieľov členských štátov SGP⁹.

⁹ Pakt stability a rastu (the Stability and Growth Pact), vychádzame z [4].

2 Makroekonomický vývoj SR

Cieľom tejto kapitoly je podať stručný popis základných charakteristických črt makroekonomického vývoja SR od jej samotného vzniku až po súčasnosť¹⁰. Predstavíme si vývoj kľúčových makroekonomických ukazovateľov a celkový vývoj krajiny rozdelíme do niekoľkých etáp, ktoré budú súvisieť s kladnou resp. zápornou produkčnou medzerou.

2.1 Inflácia

V transformujúcej sa ekonomike je inflácia ovplyvňovaná neštandardnými faktormi:

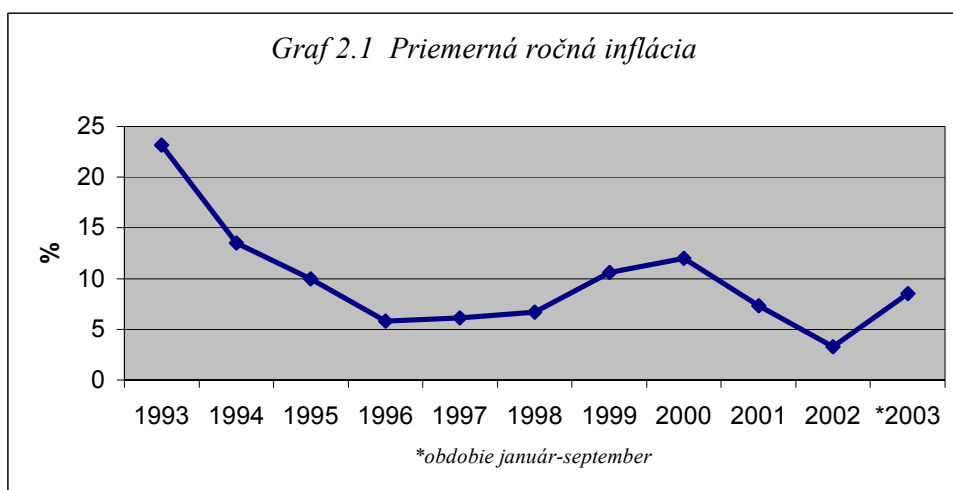
- Prechod od ponukovo obmedzenej plánovanej ekonomiky k trhovej priniesol so sebou liberalizáciu a dereguláciu cien. Úpravy cien, ktoré zostávali stále regulované, prispievali ku krátkodobej destabilizácii cenovej hladiny.
- Zavedenie nového daňového systému môže prispieť k zvýšeniu cenovej hladiny.
- Prílev zahraničných finančných zdrojov môže pôsobiť inflačne, ak je hnaný z ponukovej strany, t.j. zvýšením ponuky peňazí.
- Významnú úlohu tu zohráva snaha krajiny prispôsobiť štruktúru relatívnych cien zahraničiu.
- Chronické deficitné hospodárenie vo verejných rozpočtoch, prevaha domáceho dopytu nad tvorbou HDP a taktiež deformačné podnikateľské prostredie v skorších fázach transformácie viedlo k nárastu cien.

Najvyššia inflácia v roku 1993 bola spôsobená zavedením nového daňového systému, naopak podstatne nižšia inflácia v rokoch 1996 - 1998 súvisí s narastaním makroekonomickej nerovnováhy. Táto nízka inflácia sa dosiahla zavádzaním reštriktívnych monetárnych opatrení, udržiavaním fixného výmenného kurzu a odkladaním deregulácie cien.

Po zmene politík v r. 1999 inflácia opäťovne vzrástla na úroveň roku 1995, čo spôsobilo postupné deregulovanie cien a prijaté „balíčky“ opatrení novej vlády. Narastajúca tendencia sa zastavila v r. 2002, keď pre verejnosť nepopulárne deregulácie boli odložené

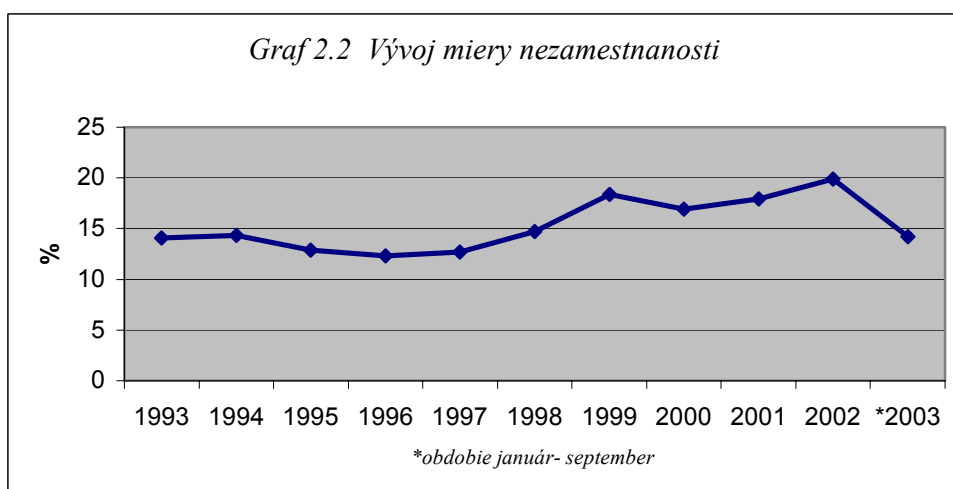
¹⁰ Vychádzame z publikácií [5] [6] a vlastných výpočtov podľa údajov ŠÚ SR.

a inflácia bola na historickom minime 3%. Za obdobie január až september 2003 sa cenová úroveň na Slovensku zvýšila o 8,3%. Podpísalo sa pod to najmä novoročné zdražovanie energií, augustové úpravy spotrebných daní z pohonných látok, piva a tabaku ako aj zdraženie zákonných poisťiek za autá. V roku 2004 predpokladáme infláciu okolo 7%, vplývať bude daňová reforma a pokračujúce uvoľňovanie regulovaných cien.



2.2 Nezamestnanosť

V počiatočnom období transformácie¹¹ bol prudký nárast nezamestnanosti vnímaný ako signál reštrukturalizácie ekonomiky, ale ani po desaťročí sa nevieme zbaviť dvojciferej miery nezamestnanosti.



¹¹ V roku 1991 sa miera nezamestnanosti zvýšila z takmer nulovej nezamestnanosti na 12%.

Najväčší nárast nezamestnanosti je zaznamenaný v roku 1999, čo bolo zapríčinené zmenou politického prostredia - dopad makroekonomickej nerovnováhy predchádzajúcich rokov. Tento negatívny trend sa udržal aj nasledujúce roky, až počas roka 2003 nezamestnanosť rapídne klesla. Kým na začiatku roka úrady práce evidovali 17,1- percentnú mieru nezamestnanosti, v novembri podiel ľudí bez práce klesol na 14,2%. Pod tento výsledok sa podpísali administratívne opatrenia vlády, ktoré sprísnilo podmienky poberania podpory, nezanedbateľná bola aj tvorba nových pracovných miest. V treťom štvrtroku 2003 ich bolo na Slovensku o 48,3- tisíce viac ako rok predtým.

Tabuľka 2.1 Súvislosti vývoja HDP a zamestnanosti

%	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	*2003
A. rast HDP	6,2	5,8	6,1	4,6	4,2	1,5	2	3,8	4,4	4
B. rast zamestnanosti**	1,2	1,7	3,6	-0,9	-0,3	-3,1	-1,4	1,1	0,2	2,1
Δ zamestnanosť/Δ HDP (B/A)**	0,2	0,3	0,6	-0,2	-0,1	-2,1	-0,7	0,3	0,1	0,5
prah rastu zamestnanosti (A-B)	5	4,1	2,5	5,5	4,5	4,5	3,4	2,7	4,2	2,2

*obdobie: január- september

**podľa zmeny počtu pracujúcich

***pružnosť zmeny zamestnanosti na zmenu HDP

Tabuľka 2.1 zachytáva vzťah, akým reagoval vývoj zamestnanosti na vývoj HDP. Prvým meracím ukazovateľom je pružnosť zmeny zamestnanosti na zmenu HDP, ktorého kladná hodnota hovorí, že príslušné veličiny sa v sledovanom období menili v rovnakom smere. Čím viac sa absolútna hodnota ukazovateľa blíži k 1, tým užší je vzťah medzi rastom HDP a rastom zamestnanosti. Môžeme vidieť, že v rokoch 1997 - 2000 nereagovala zamestnanosť adekvátne na hospodársky rast. Druhým ukazovateľom je prah rastu zamestnanosti, ktorého relatívne veľké hodnoty signalizujú necitlivosť reakcie zamestnanosti v rokoch 1997 - 1998, 2002 na vysoké miery ekonomického rastu. Na konci roka 2003 nadobudli oba ukazovatele prijateľné hodnoty, ktoré signalizujú možný udržateľný súčasný rast HDP.

Problém vysokej nezamestnanosti sa v minulých rokoch (1993 - 1999) odvíjal od ďalších faktorov ako je regionálna diferenciácia, zapríčinená nízkou mobilitou pracovných síl, nízkou odbornou pripravenosťou. Nepriaznivá bola aj časová štruktúra nezamestnanosti, keď podiel dlhodobej nezamestnanosti bol viac ako 50%. Tieto charakteristické črty nezamestnanosti na Slovensku nás vedú k záveru, že nezamestnanosť má skôr štrukturálny charakter ako cyklický.¹²

¹² Podľa [5]

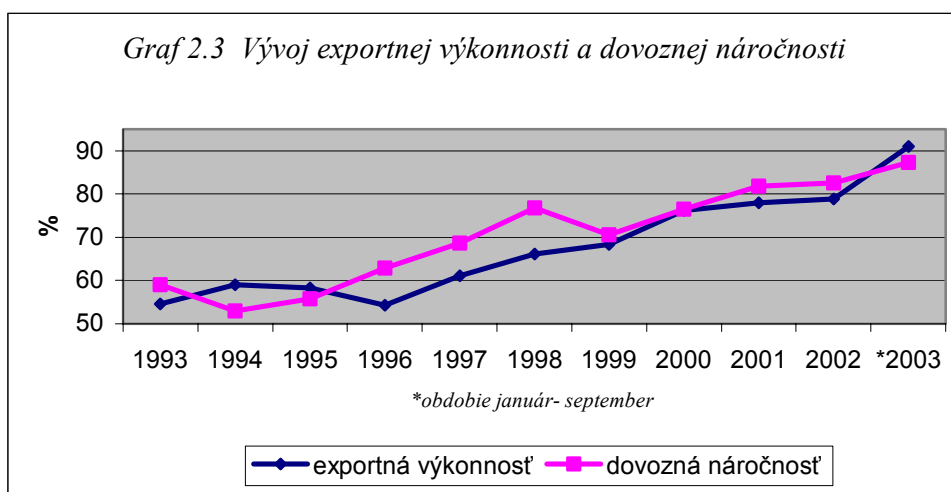
2.3 Vonkajšia rovnováha

Z predchádzajúcich analýz vidíme, že v priebehu transformácie ekonomiky dochádzalo k striedavému vývoju v oblasti vonkajšej rovnováhy resp. nerovnováhy. Pritom vonkajšia nerovnováha predstavuje určité fiktívne zrkadlo vnútornej nerovnováhy, lebo je spätá s nerovnováhou domáceho dopytu a HDP a zároveň s nerovnováhou úspor a investícií. Na grafe 2.3 je znázornený vývoj exportnej výkonnosti a dovoznej náročnosti. Na hodnotenie exportnej výkonnosti sa najčastejšie používa ukazovateľ podielu exportu tovarov a služieb na HDP. Graf poukazuje na to, že exportná výkonnosť bola iba v rokoch 1994 - 1995 vyššia ako dovozná náročnosť. Následné zvyšovanie dovozov bolo dané nedostatočnou úrovňou domácej ponuky, ale aj vysokou surovinovou náročnosťou slovenského priemyslu.

Tabuľka 2.2 Čistý export SR v s.c.1995

mld SKK	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	*2003
Čistý export	-22,3	33,3	14,4	-52,6	-48,8	-71,4	-15,1	-2	-27,5	-27,5	21

*obdobie január- september



Disproporcia medzi vývojom domáceho dopytu a ponuky sa vyhrotila v roku 1998, keď reálny rast dovozov tovarov a služieb predstavoval 2,3- násobok rastu domáceho dopytu, čo malo za následok rekordnú výšku dovoznej náročnosti (76,8%). Tento jav bol zapríčinený hlavne zrušením fixného výmenného kurzu, čo spôsobilo predzásobovanie sa dovozcom kvôli znehodnocovaniu meny. Ani počas nasledujúcich dvoch rokov nedošlo k dostatočným štrukturálnym reformám, a preto rast domáceho dopytu, ako aj zvýšenie exportu, je v priamej

závislosti od zvýšenia dovoznej náročnosti. Deficit zahraničného obchodu sa po rokoch 1996 - 1998 znovu prehĺbil aj v roku 2001.

V súčasnosti zahraničný obchod vykázal výrazné medziročné zlepšenie a po rokoch exportná výkonnosť prevyšuje dovoznú náročnosť. Ku koncu novembra dovozy prevyšovali vývozy o 10,9 mld. Sk, pričom rok predtým bol obchodný deficit takmer osemkrát vyšší.

2.4 Jednotlivé etapy vývoja

Po vzniku samostatnej Slovenskej republiky tu vznikli tlaky na zmenu reformnej cesty, čo viedlo k odkloneniu sa od pôvodnej československej reformy a hľadal sa nový prístup transformácie v období 1993 - 1998, ktorý mal rešpektovať slovenské špecifiká. Za prioritné ciele ekonomiky sa na začiatku považovali reštrukturalizácia a revitalizácia tých sektorov, ktoré z hľadiska komparatívnych výhod budú zodpovedať kritériám dlhodobej efektívnosti.

Tabuľka 2.3 Rast reálneho HDP

%	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	*2003
Rast HDP	6,2	5,8	6,1	4,6	4,2	1,5	2	3,8	4,4	4

*obdobie január- september

Za etapu obratu a oživenia môžeme označiť obdobie rokov 1993 - 1995. V roku 1993 bol ešte zaznamenaný pokles tvorby HDP, negatívne sa vyvíjal aj stav verejných financií a zrýchlila sa inflácia. Oživenie v roku 1994 bolo dosiahnuté výlučne rastom exportu, čomu napomohol fakt, že obchodní partneri SR mali vzostupnú fázu dopytového cyklu¹³. Takéto oživenie zvonka sa postupne premietalo do obnovenia rastu ďalších zložiek HDP v roku 1995. V tomto roku bola hodnota čistého vývozu ešte kladná. Predpokladáme, že v tejto etape, okolo roku 1994, sa začal hospodársky cyklus SR korešpondujúci s pozitívnou produkčnou medzerou.

Etapa nerovnovážneho rastu je charakteristická pre roky 1996 - 1998, keď hospodárska politika preferovala vysoké tempá rastu bez nevyhnutných inštitucionálnych zmien a slabých výsledkov v reštrukturalizácii. Pri vysokom ekonomickom raste dochádzalo k problémom s vnútornou a vonkajšou nerovnováhou. Zvyšoval sa zahraničný dlh a rast bol

¹³ V tej dobe bol na Slovensku nadmerný podiel výroby polotovarov.

ťahaný výlučne domácim dopytom, t.j. čistý vývoz bol záporný. Ekonomika sa zahrievala a preto v tomto období očakávame najvyššiu produkčnú medzeru.

Zmena hospodárskej politiky - etapa obnovovania rovnováhy (1999 - 2000) - priniesla v roku 1999 obmedzovanie domáceho dopytu¹⁴ a tým aj výrazné spomalenie rastu HDP (tabuľka 2.3). Proti výraznejšiemu poklesu tempa rastu však pôsobil rast exportu výrobkov a služieb. Tu sa dá predpokladať hlboký prepád produkčnej medzery.

V rokoch 2001 - 2002 sa však znovu objavil „fenomén“ vysokého rastu, ktorý je sprevádzaný neželanou vonkajšou nerovnováhou, čo sa začalo meniť v roku 2003 (pokračovanie v etape obnovovanie rovnováhy a približovanie sa k ukončeniu transformácie).

V SR sa dovtedy nepodarilo spojiť cieľ vysokého tempa rastu s trvalo uspokojivou mierou rovnováhy. Pri striedaní období, v ktorých bola preferovaná otázka stability a rovnováhy, a období, v ktorých bol ekonomický rast stimulovaný aj za cenu straty rovnováhy, došlo niekoľkokrát k podľahnutiu ilúzii o stabilizovanom makroekonomickom vývoji.

Hospodársky rast v roku 2003 zostáva jedným z najsilnejších v Európe a to i napriek poklesu spotreby domácností a štátu. Za tri štvrtroky výkonnosť ekonomiky oproti rovnakému obdobiu v roku 2002 stúpila na 4%, na podobnej úrovni sa očakáva aj rast za celý rok, ktorý je ťahaný výlučne zahraničným dopytom. Vývoz narástol až o cca 20% aj pod vplyvom zhodnocujúcej sa koruny. Zlou črtou je najmä pokles spotreby domácností následkom vyššieho rastu spotrebiteľských cien. Ešte viac stiahol vývoj domáceho dopytu aj pokles stavu zásob¹⁵. Na konci nami sledovaného obdobia (tretí štvrtrok 2003) predpokladáme mierne približovanie sa produkčnej medzery k nulovej hranici, t.j. -1% až 0%.

¹⁴ Boli zavedené reštrikčné opatrenia vlády, stabilizačné opatrenia.

¹⁵ Zapríčinené budúcou zmenou sadzbe DPH stavebných materiálov zo 14% na 19%.

3 Stručný prehľad metód merania produkčnej medzery

V praxi sa používajú rôzne metódy pre odhad potenciálneho produktu, resp. produkčnej medzery, ktoré však často prinášajú rozdielne výsledky. Táto problematika je stále otvorená a hľadajú sa najvhodnejšie metódy merania. Vo všeobecnosti môžeme tieto metódy rozdeliť na dve veľké skupiny - štatistické prístupy a ekonomické prístupy¹⁶. Prvá skupina metód pracuje iba s radom HDP využívajúc známe, čisto štatistické metódy na jeho dekompozíciu. Druhá skupina metód už využíva poznatky z makroekonomickej teórie, resp. včlení do štatistických metód vhodné makroekonomické ukazovatele. Oproti prvej skupine metód sú náročnejšie na vstupné dáta a vyžadujú zložitejší postup pri odhadovaní.

3.1 Štatistické metódy

3.1.1 Deterministické trendy

Medzi najjednoduchšie metódy odhadovania produkčnej medzery sa zaraďujú odhady pomocou deterministického lineárneho a kvadratického trendu, ktoré rozložia výstup na dve zložky - deterministický trend a cyklickú zložku, ktorá predstavuje produkčnú medzeru. Všeobecne formulované ako:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^I \beta_i t^i + c_t, \quad (3.1)$$

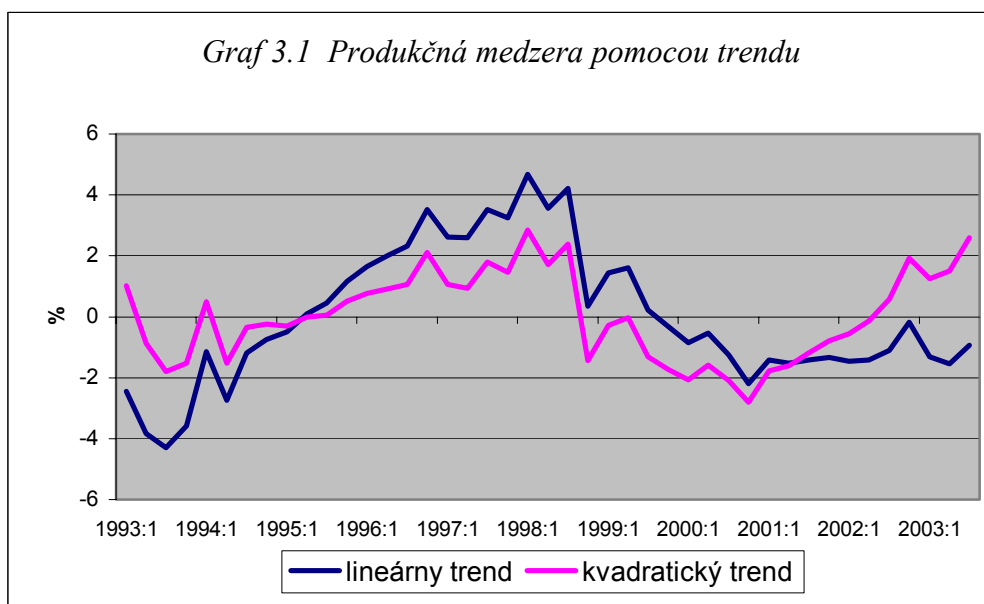
kde y_t je logaritmus sezónne očisteného radu HDP v s.c.¹⁷, α je konštanta, t je časový trend a c_t je produkčná medzera. Keď je I rovné jednej, rovnica (3.1) korešponduje s lineárnym trendom, ak sa rovná dvom, tak reprezentuje kvadratický trend. Na získanie odhadu produkčnej medzery z rovnice (3.1) použijeme metódu najmenších štvorcov.

Tieto metódy majú veľkú výhodu vo svojej jednoduchosti a nenáročnosti na vstupné dáta, kritickým bodom tu ostáva nejasná ekonomická interpretácia. Odhad potenciálneho

¹⁶ Odhadom produkčnej medzery SR ďalej vymenovanými metódami sa zoberala Lucia Štekláčová [7].

¹⁷ Ak neurčíme inak, y_t bude vždy predstavovať sezónne očistený, zlogaritmovaný rad HDP v s.c. 1995.

produktu lineárnym trendom nám prináša konštantný potenciálny rast 4,1% ročne, t.j. nepripúšťa akékoľvek zmeny v dlhodobých faktoroch.



Pri modelovaní produkčnej medzery SR, ktorej ekonomika stále prechádza transformačným procesom, by bolo vhodné skúmať proces y_t po častiach. Vzhľadom na nízky počet pozorovaných dát k tomu v našej práci nepristúpime.

3.1.2 Hodrick- Prescott filter

Ďalšou čisto mechanickou technikou, ktorá očisťuje sledovaný rad od trendu je HP filter, popísaný Hodrickom a Prescottom (1997). HP filter rozloží časový rad y_t na narastajúcu cyklickú zložku c_t a zložku rastu τ_t :

$$y_t = c_t - \tau_t. \quad (3.2)$$

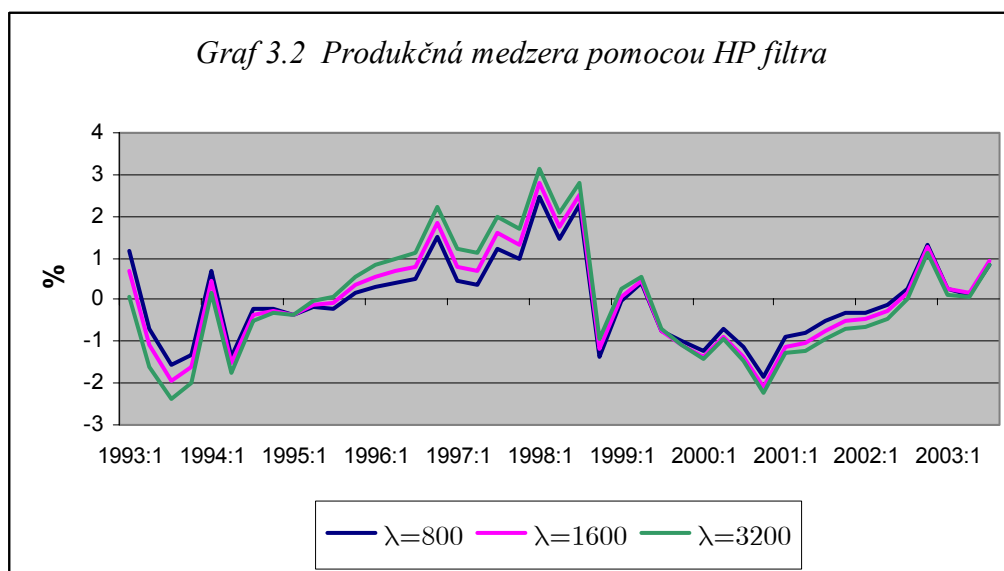
Aplikovanie HP filtra zahŕňa minimalizovanie variancie cyklickej zložky penalizovaním variancie druhej diferencie rastu τ_t . Filter je určený nasledujúcou penalizačnou funkciou:

$$\{\tau_t\}_{t=0}^{T+1} = \arg \min \sum_{t=1}^T \left\{ (y_t - \tau_t)^2 + \lambda [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right\}, \quad (3.3)$$

kde c_t je výsledný odhad produkčnej medzery, λ je parameter vyhladenia penalizujúci variabilitu v zložke rastu. Čím väčšia je hodnota λ , tým hladšia je zložka rastu a vyššia

variabilita produkčnej medzery. Ak sa λ približuje k ∞ , tak zložka rastu korešponduje s lineárnym deterministickým trendom. Pre štvrt'ročné dáta Hodrick a Prescott navrhujú voľbu $\lambda = 1600$.¹⁸

Na grafe 3.2 sú znázornené odhady produkčnej medzery pomocou Hodrick-Precottovho filtra s rôznymi hodnotami vyhladzovacieho parametra λ . Odhad pomocou HP filtra s $\lambda = 1600$ nám dáva potencionálny rast na konci sledovaného obdobia 3,3%.



HP filter je čisto mechanický, vyhladzovací proces, ktorého štatistický základ je jednoduchý a transparentný a dá sa ľahko a rýchlo opakovať, čo je dôležité pri aktualizácii výsledkov. Z týchto dôvodov je veľmi populárny v praxi, hoci má jednu veľkú nevýhodu- pre konečnú vzorku sa tu vyskytuje tzv. problém konca vzorky. Na konci vzorky sa dvojstranný filter stáva jednostranný a vytvára sa vychýlenosť odhadu v aktuálnom čase. Lenže práve tento údaj je smerodajný pre tvorcov monetárnej politiky v krajine.

3.1.3 Unobserved components modely

Posledný typ štatistických modelov pozostáva z UC modelov, ktoré sú známe ako state- space modely¹⁹. Predstavíme si tri univariátne modely: Watsonov, Clarkov a Harvey-Jaegerov²⁰.

¹⁸ Hodrick a Prescott odvodili voľbu λ z nasledujúcich predpokladov: $c_t \sim N(0, \sigma_c^2)$, $\Delta^2 \tau_t \sim N(0, \sigma^2)$. Hodnota τ_t je potom riešením (3.3), keď $\lambda^{1/2} = \sigma_c / \sigma$.

¹⁹ Podrobné teoretické pozadie v [7].

Vo všeobecnosti sú UC modely reprezentované dvoma rovnicami - výstupnou (3.4) a prechodnou (3.5):

$$y_t = Z\alpha_t + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$\alpha_t = T\alpha_{t-1} + \delta W_t + U_t, \quad (3.5)$$

kde α_t je M- rozmerný vektor neznámych „stavových premenných“, y_t je N- rozmerný vektor meraných premenných, X_t a W_t sú K- a S- rozmerné vektory pozorovateľných exogénnych premenných, Z a T sú matice koeficientov a ε_t , U_t sú G- a M- rozmerné vektory rovnako rozdelených gaussových chýb, ktoré sú navzájom nezávislé.

Zásadný rozdiel oproti predchádzajúcim štatistickým metódam pozostáva z faktu, že pri konštrukcii UC modelu predpokladáme určitý charakter správania sa jednotlivých neznámych premenných.

Watsonov model vychádza z toho, že výstup môže byť rozložený na dve zložky-trendovú τ_t a produkčnú medzeru c_t . Výstupná rovnica tu je identická. V prechodnej rovnici vystupuje predpoklad, že trendová zložka sleduje náhodnú prechádzku s driftom μ^{21} , pričom produkčná medzera c_t zas AR(2) proces, ktorý umožňuje dlhšiu perzistenciu hospodárskych cyklov:

$$\begin{aligned} y_t &= \tau_t + c_t \\ \tau_t &= \mu + \tau_{t-1} + \eta_t \\ c_t &= \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + e_t. \end{aligned} \quad (3.6)$$

Clarkov model je podobný ako predchádzajúci, ibaže pripúšťa, že drift μ_t sa mení v čase²²:

$$\begin{aligned} y_t &= \tau_t + c_t \\ \tau_t &= \mu_t + \tau_{t-1} + \eta_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + v_t \\ c_t &= \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + e_t. \end{aligned} \quad (3.7)$$

Odlíšnym UC modelom je Harvey a Jaegerov model, ktorý okrem trendovej a cyklickej zložky zahŕňa do výstupnej rovnice aj nepravidelnú zložku rezíduí ε_t . Hlavná

²⁰ Podľa [1].

²¹ Čo predstavuje, že y_t je I(1) proces.

²² Čo predstavuje, že y_t je I(2) proces, čo pre slovenské dáta neplatí. Pozri prílohu č.2.

odlišnosť tohto modelu pozostáva z faktu, že AR(2) cyklus je zamenený za sinusoidný stochastický proces:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \tau_t + \psi_t + \varepsilon_t \\
 \tau_t &= \mu_t + \tau_{t-1} + \eta_t \\
 \mu_t &= \mu_{t-1} + v_t \\
 \psi_t &= \rho \cos(\lambda \psi_{t-1}) + \rho \sin(\lambda \psi_{t-1}^*) + \chi_t \\
 \psi_t^* &= -\rho \sin(\lambda \psi_{t-1}) + \rho \cos(\lambda \psi_{t-1}^*) + \chi_t^*
 \end{aligned}
 \tag{3.8}$$

kde ρ a λ sú faktory determinujúce amplitúdu a frekvenciu cyklu ψ_t .

Tieto modely obsahujú premenné, ktoré nie sú merateľné a odhad príslušných parametrov nie je triviálny. Odhady takýchto modelov sa robia v dvoch krokoch. Prvý pozostáva zo skonštruovania funkcie vierohodnosti každého parametra modelu, druhý pozostáva z odhadovania príslušných premenných pomocou Kalmanovho filtra²³.

Medzi ďalšie štatistické metódy, ktorými sa v našej práci nebudeme zaoberať, patrí: Beveridge- Nelson dekompozícia, kde sa y_t berie ako ARIMA(p,1,q) proces a odhad produkčnej medzery pomocou odhadu NAIRU.

3.2 Ekonomické prístupy

V posledných rokoch zaznamenali rozmach metódy, ktoré pristupujú k meraniu produkčnej medzery nielen z pohľadu čisto štatistického, ale aj z ekonomickej teórie, tzv. štrukturálne a semi- štrukturálne metódy.

Štrukturálne metódy sú založené na klasickej Cobb- Douglasovej produkčnej funkcii (3.9)²⁴, ktorá reflektuje vzťah medzi pozorovanou hladinou výstupu a veľkosťou zdrojov použitých vo výrobnom procese. Tento vzťah sa použije na výpočet hladiny výstupu, ktorá môže byť vyprodukovaná, ak sú všetky zdroje naplno využité pri normálnom stupni intenzity.

$$Y_t = A_t K_t^\beta L_t^\alpha \tag{3.9}$$

Prístup s použitím produkčnej funkcie je z ekonomického hľadiska najrelevantnejší, ale prináša so sebou veľké problémy. Po prvé: je veľmi náročné stanoviť normálny stupeň intenzity; po druhé: exaktná forma produkčnej funkcie nie je jasná²⁵, nakoniec: dôležitá

²³ Aplikovaním UC modelov sa zaoberajú napr. práce [1] [8] [9].

²⁴ Y_t predstavuje reálny HDP, A_t vyjadruje celkovú produktivitu faktorov, K_t zásobu kapitálu v ekonomike a L_t je zamestnanosť. Parametre α, β predstavujú podiely príslušných výrobných faktorov na výstupe ekonomiky, pričom $\alpha + \beta = 1$ (predpoklad o konštantnosti výnosov z rozsahu).

²⁵ V mnohých empirických prácach sa používa práve spomenutá produkčná funkcia (3.9).

zložka produkčnej funkcie je technologický pokrok, ktorý podobne ako potenciálny produkt, nie je možné merať. Z týchto dôvodov sa štrukturálne metódy dostávajú do úzadia a nahrádzajú ich semi- štrukturálne metódy, ktoré vhodným spôsobom spájajú štatistický a štrukturálny prístup. Niektoré z nich si opíšeme.

3.2.1 *Multivariátny Hodrick- Prescott filter*

Penalizačná funkcia (3.3) sa rozšíri o ďalší člen:

$$\{\tau_t\}_{t=0}^{T+1} = \arg \min \sum_{t=1}^T \left\{ (y_t - \tau_t)^2 + \lambda [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 + \lambda_\varepsilon \varepsilon_t^2 \right\}, \quad (3.10)$$

kde ε_t sú reziduá z rovnice (3.11) štrukturálneho vzťahu pre ekonomickú veličinu z_t , ktorá závisí od rôznych exogénnych premenných x_t a potenciálneho rastu τ_t .

$$z_t = f(x_t, \tau_t) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Rozšírený HP filter, na rozdiel od štandardného, maximalizuje aj schopnosť trendu vysvetliť príslušný štrukturálny vzťah. Ekonomické veličiny pridané do filtra môžu byť viaceré, napr. Phillipsova krivka, Okunov zákon, využitelnosť kapacít v ekonomike. Odhadom produkčnej medzery pomocou multivariátneho HP filtra sa zaoberala L. Štekláčová [7].

3.2.2 *Multivariátny unobserved components model*

Posledný z UC modelov, ktorý si predstavíme, je Kichianov model, ktorý ma podobné špecifiká ako Clarkov model a zahŕňa Phillipsovú krivku ako spojivo produkčnej medzery a inflácie. Model môžeme sformulovať nasledovne:

$$\begin{aligned} y_t &= \tau_t + c_t \\ \tau_t &= \mu_t + \tau_{t-1} + \eta_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + v_t \\ c_t &= \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + e_t \\ \Delta \pi &= \mu_\pi + \beta_0 c_t + \beta_1 c_{t-1} + \gamma(L)\omega_t + \delta(L)\varepsilon_t^\pi, \end{aligned} \quad (3.12)$$

kde $\Delta\pi_t$ je prvá diferencia miery inflácie, μ_π je konštanta, ε_t^π sú chyby²⁶, ktoré sú nekorelované s ostatnými chybami v modeli a ω_t predstavuje súbor exogénnych premenných²⁷. Autor zaviedol proces kĺzavých priemerov MA(3) do Phillipsovej krivky.

Ďalšou skupinou semi- štrukturálnych metód je odhadovanie potenciálneho produktu pomocou metodológie štrukturálneho vektora autoregresie (SVAR), kde sa zavádzajú dlhodobé reštrikcie v multivariátnom autoregresívnom modeli VAR, ktoré zachytávajú štrukturálnu prezentáciu, z ktorej môžeme vyňať odhad produkčnej medzery. Túto metódu využijeme na meranie produkčnej medzery SR a podrobne sa jej venujeme v 4. kapitole.

3.3 Chyby pri odhadovaní produkčnej medzery

Predstavili sme rôzne techniky na odhadovanie produkčnej medzery, ktoré nám prinášajú v mnohých prípadoch aj iné výsledky, čo vnáša veľkú pochybnosť o týchto odhadoch. Je ťažké ukázať, ktorá metóda prináša najlepší odhad. Nie je možné určiť univerzálnu metódu pre všetky krajiny, lebo každá je niečím špecifická. V literatúre²⁸ sa objavujú tri zdroje chýb (resp. metodiky porovnávania), ktoré vplývajú na výsledný odhad produkčnej medzery a sú zodpovedné za nepresnosť odhadov.

Prvá skupina chýb súvisí so štatistickou nejasnosťou okolo odhadov parametrov modelov. Táto problematickosť sa dá väčšinou ukázať na intervaloch spoľahlivosti daného odhadu. Čím väčší je interval spoľahlivosti, tým je potenciálne väčší výskyt chýb tohto druhu. Avšak niektoré techniky odhadovania, napr. HP filter, nevyžadujú odhad žiadneho parametra a tak tu nie je možnosť merať takéto chyby.

Druhá skupina zahŕňa chyby spôsobené nesprávnosťou výberu modelu. Napr. zanedbanie niektorých dôležitých premenných (alebo určenie nesprávnych predpokladov) v modeli vedie k veľavýznamným chybám. Hlavný problém je zapríčinený tým, že presne nepoznáme štruktúru modelu, ktorý je schopný vysvetliť potenciálny produkt. Preto je nemožné priamo merať tieto chyby.

Posledný zdroj chýb sa týka revízií aktuálneho odhadu produkčnej medzery po určitom čase. Ak sú nové dáta platné, tak analytici môžu pozmeniť ich odhad pre súčasné

²⁶ ε_t^π sú nezávislé rovnako rozdelené gaussové chyby.

²⁷ Kichian tu zahrnul log zmenu v reálnom výmennom kurze, v reálnych cenách ropy a zmeny nepriamych daní.

²⁸ Podľa [1] [10].

obdobie. Tieto ex post opravy sa chápu ako chyby z minulosti. Táto metóda sa v empirických prácach používa najčastejšie pri porovnávaní odhadov produkčnej medzery rôznymi metódami.

Ďalším kritickým náhľadom na odhad potenciálneho produktu je problematika transformujúcich sa krajín. Napr. slovenská ekonomika prechádza transformačným procesom od svojho vzniku a tak v odborných kruhoch vystupuje otázka, či odhady potenciálneho produktu spomenutými metódami sú primerané. Miera potenciálneho produktu by mala predstavovať rovnovážny stav, v ktorom sa vo všeobecnosti v ekonomike neprejavujú známky prílišnej externej ani internej nerovnováhy a výška nezamestnanosti by sa mala blížiť k svojej prirodzenej miere. Lenže v celkovom ekonomickom vývoji sme ešte nezaznamenali dostatočne dlhé obdobie, v ktorom sa nevyskytovali spomenuté nerovnováhy. Niektoré zmienené metódy akoby „spriemerujú“ tieto vychýlenia v reálnom HDP a tým nemusia zachytiť adekvátny potenciálny produkt transformujúcej sa ekonomiky²⁹.

²⁹ Špeciálne v SR, kde máme k dispozícii nízky počet pozorovaní makroekonomických ukazovateľov.

4 Popis a aplikácia štrukturálnej VAR metódy

V tejto práci ako alternatívnu metódu použitú pri meraní produkčnej medzery sme zvolili metódu štrukturálneho vektora autoregresie³⁰ (SVAR) s dlhodobými reštrikciami navrhovanú Blanchardom a Quahom [11].

Niektoré metódy predpokladajú, že trendová zložka výstupu má charakter náhodnej prechádzky- tento fakt nie je vyžadovaný vo SVAR metóde. Predpoklad, že potenciálny produkt sleduje náhodnú prechádzku, je ťažké zladať s myšlienkou, že trvalá zložka výstupu je hnaná technologickými šokmi. Lippi a Reichlin [12] sa domnievajú, že zavedenie takéhoto predpokladu prináša neprijateľné tvrdenia o technickom pokroku. Trvalá zložka výstupu je často interpretovaná so zmenami produktivity. V rámci štandardnej štruktúry produkčnej funkcie predpoklad, že potenciálny produkt sleduje náhodnú prechádzku, implikuje úplnú produktivitu tiež za náhodnú prechádzku. Tieto domnienky odporujú známym črtám osvojovania si nových technológií firmami. Prispôsobovacie náklady pre kapitál a prácu, školenie, utváranie zvyklostí a čas prebudovania závodu prinášajú komplikovanejšiu dynamiku potenciálneho produktu. Navyše, ak prijmeme predpoklad, že permanentná zložka výstupu je náhodná prechádzka, pričom nie je, tak to môže viesť k mylným záverom tvorcov menovej politiky o produkčnej medzere a o bežných inflačných tlakoch v ekonomike.

V tejto kapitole si vysvetlíme, čo vlastne vektor autoregresie (VAR) je, ako sa doňho zavádzajú reštrikcie a ako sa pomocou neho modeluje potenciálny produkt resp. produkčná medzera.

4.1 VAR analýza

Pre jednoduchosť si predstavíme prípad s dvoma premennými, kde môžeme pripustiť, že časový vývoj $\{y_t\}$ ³¹ je ovplyvňovaný súčasnými a minulými prezentáciami časového radu

³⁰ angl. the structural vector autoregressive methodology

³¹ Tu predstavuje $\{y_t\}$ ľubovoľný časový rad.

$\{z_t\}$ a taktiež časový vývoj $\{z_t\}$ je ovplyvňovaný súčasnými a minulými prezentáciami časového radu $\{y_t\}$. Zostavíme jednoduchý bivariálny systém:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - b_{12}z_t + c_{11}y_{t-1} + c_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - b_{21}y_t + c_{21}y_{t-1} + c_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}, \end{aligned} \quad (4.1)$$

príčom tu vystupujú nasledovné predpoklady. Po prvé: y_t a z_t sú stacionárne³²; po druhé: $\{\varepsilon_{yt}\}, \{\varepsilon_{zt}\}$ sú nekorelované prezentácie bieleho šumu so smerodajnou odchýlkou σ_y resp. σ_z . Sústava rovníc (4.1) tvorí primitívny VAR model prvého rádu s najväčším posunutím dĺžky jedna. Táto jednoduchá VAR sústava prvého rádu je užitočná pre ilustráciu multivariálnych VAR systémov vyšších rádo.

Štruktúra systému v sebe zahŕňa možnosť spätného vzájomného ovplyvňovania sa y_t a z_t . Napr. $-b_{12}$ predstavuje súčasný efekt jednotkovej zmeny z_t na y_t a c_{21} efekt jednotkovej zmeny y_{t-1} na z_t . Výrazy $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}$ tu prezentujú čisté inovácie (alebo šoky) v y_t resp. v z_t . Samozrejme, ak $b_{21} \neq 0$, tak ε_{yt} má nepriamy súčasný vplyv na z_t , podobne to platí pre ε_{zt} .

Sústavu rovníc (4.1) je možné transformovať do prehľadnejšej formy. Použitím maticovej algebry môžeme systém prepísať nasledovne:

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

alebo

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.3)$$

kde

$$B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix}, x_t = \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix}, \Gamma_0 = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix}, \Gamma_1 = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix}.$$

Prenásobením zľava maticou B^{-1} získame štandardný VAR model:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t, \quad (4.4)^{33}$$

kde $A_0 = B^{-1}\Gamma_0, A_1 = B^{-1}\Gamma_1, e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

³² Stacionárny proces je proces, ktorý je rovnomerne vyvážený okolo konštantnej úrovne, t.j. má konštantný rozptyl aj strednú hodnotu, pričom závislosť medzi jeho dvoma ľubovoľnými pozorovaniami závisí iba na ich vzájomnej časovej vzdialenosti a nie na ich skutočnom časovom umiestnení v rade. Podrobnejšie v [13].

³³ Pri štandardnom VAR modeli stačí odhadnúť šesť koeficientov ($a_{10}, a_{20}, a_{11}, a_{12}, a_{21}$ a a_{22}) + $\text{var}(e_{1t}), \text{var}(e_{2t})$ a $\text{cov}(e_{1t}, e_{2t})$, pričom v primitívnom VAR modeli (4.1) desať parametrov.

Ak definujeme a_{i0} ako prvok i vektora A_0 , a_{ij} ako prvok riadku i a stĺpca j matice A_1 a e_{it} ako prvok i vektora e_t , tak (4.4) môžeme rozpísať na:

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \\ z_t &= a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}. \end{aligned} \quad (4.5)$$

Je dôležité poznamenať, že rezíduá štandardného VAR modelu sú zložené z oboch šokov $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}$. Keďže $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$, tak rezíduá e_{1t}, e_{2t} môžeme vyjadriť nasledovne:

$$\begin{aligned} e_{1t} &= (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \\ e_{2t} &= (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}). \end{aligned} \quad (4.6)$$

Z poznatku o šokoch $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}$, že sú prezentácie bieleho šumu vyplýva, že e_{1t}, e_{2t} majú nulovú strednú hodnotu, konštantnú varianciu a nie sú autokorelované. Popísané vlastnosti si odvodíme pre e_{1t} :

$$\begin{aligned} E[e_{1t}] &= E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21})] = 0 \\ \text{Var}[e_{1t}] &= E[e_{1t}^2] = E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21})]^2 = (\sigma_y^2 - b_{12}^2\sigma_z^2) / (1 - b_{12}b_{21})^2. \end{aligned} \quad (4.7)$$

Zo (4.7) vidíme, že variancia e_{1t} nezávisí od času. Autokovariancie e_{1t} a e_{1t-i} sú nasledovné:

$$E[e_{1t}e_{1t-i}] = E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{y,t-i} - b_{12}\varepsilon_{z,t-i})] / (1 - b_{12}b_{21})^2 = 0 \quad \text{pre } i \neq 0.$$

Podobne sa dá ukázať, že e_{2t} je stacionárny proces s nulovou strednou hodnotou, konštantnou varianciou a má všetky autokovariancie nulové. Kritickým bodom sa tu ukazuje vzájomná korelácia e_{1t} a e_{2t} . Kovariancia (4.8) je nulová iba v špeciálnom prípade, keď $b_{12} = b_{21} = 0$ (t.j. ak súčasný y_t nemá vplyv na z_t a z_t na y_t):

$$\begin{aligned} \text{Cov}[e_{1t}, e_{2t}] &= E[e_{1t}e_{2t}] = E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})] / (1 - b_{12}b_{21})^2 \\ &= -(b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2) / (1 - b_{12}b_{21})^2. \end{aligned} \quad (4.8)$$

Pre budúcnosť si zadefinujeme kovariančnú maticu e_{1t} a e_{2t} :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12}^2 \\ \sigma_{12}^2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}. \quad (4.9)$$

Podmienka stability³⁴ v univariátnom VAR modeli prvého rádu $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ je: $|a_1| < 1$. Existuje tu priama analógia medzi touto podmienkou stability a maticou A_1 v bivariátnom VAR modeli prvého rádu (4.4). Použitím spätnej iteračnej metódy získame:

$$\begin{aligned} x_t &= A_0 + A_1 (A_0 + A_1 x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \\ &= (I + A_1) A_0 + A_1^2 x_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t, \end{aligned}$$

kde I je identická matica typu 2×2 . Po n iteráciách dostaneme vzťah:

$$x_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n) A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} + A_1^{n+1} x_{t-n-1}.$$

Ak počet iterácií $n \rightarrow \infty$, tak výraz A_1^n môžeme zanedbať. S týmito poznatkami môžeme partikulárne riešenie pre x_t napísať nasledovne:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}, \text{ resp. } \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{pmatrix}, \quad (4.10)$$

$$\text{kde } \mu = \begin{pmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{pmatrix} \quad \text{a} \quad \begin{aligned} \bar{y} &= [a_{10}(1-a_{22}) + a_{12}a_{20}] / \Delta, & \bar{z} &= [a_{20}(1-a_{11}) + a_{21}a_{10}] / \Delta \\ \Delta &= (1-a_{11})(1-a_{22}) - a_{12}a_{21}. \end{aligned}$$

Práve tak ako autoregresiu aj vektor autoregresie môžeme napísať ako vektor kľzavých súčtov (skrátene VMA³⁵). V podstate rovnica (4.10) je VMA reprezentácia rovnice (4.4), kde sú pozorované premenné vyjadrené pomocou súčasných a minulých hodnôt šokov (rezíduí) e_{1t} a e_{2t} . Bude užitočné prepísať si (4.10) v pojmoch pre nás dôležitých čistých šokov $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}$.

Kombináciou výrazov (4.6) a (4.10) dostávame:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{pmatrix} + [1/(1-b_{12}b_{21})] \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix}. \quad (4.11)$$

Predchádzajúci zápis je dosť ťažkopádny, tak si ho zjednodušíme zavedením matice ϕ_i s prvkami $\phi_{jk}(i)$:³⁶

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}, \text{ resp. } \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{pmatrix}. \quad (4.12)$$

VMA reprezentácia je obzvlášť užitočný nástroj pri zisťovaní interakcií medzi časovými sekvenciami $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$. Koefficienty ϕ_i sa môžu použiť na ukázanie vplyvov

³⁴ Podrobnejšie v [14].

³⁵ angl. vector moving average

³⁶ $\phi_i = [A_1^i / (1 - b_{12}b_{21})] \begin{pmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{pmatrix}$

šokov $\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{z_t}$ na celé časové sledy $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$. Štyri prvky matice $\phi_{jk}(0)$ sa nazývajú nárazové (krátkodobé) multiplikátory, pretože napr. koeficient $\phi_{12}(0)$ predstavuje okamžitý „náraz“ jednotkovej zmeny ε_{z_t} na y_t . Podobne prvky $\phi_{11}(1)$ a $\phi_{12}(1)$ sú jednoperiodové reakcie jednotkových zmien $\varepsilon_{y_{t-1}}$ a $\varepsilon_{z_{t-1}}$ na y_t (resp. predstavujú vplyv jednotkových zmien ε_{y_t} a ε_{z_t} na y_{t+1}).

Kumulované vplyvy jednotkových impulzov v ε_{y_t} (alebo ε_{z_t}) môžeme získať príslušnou sumáciou koeficientov impulse- response funkcie. Napr. po n periódach efekt ε_{z_t} na hodnotu y_{t+n} je $\phi_{12}(n)$. Teda po n periódach kumulovaný súčet vplyvov ε_{z_t} na $\{y_t\}$ je: $\sum_{i=0}^n \phi_{12}(i)$. Ak $n \rightarrow \infty$, tak sa príslušná sumácia nazýva dlhodobý multiplikátor³⁷. Štyri množiny koeficientov $\phi_{11}(i), \phi_{12}(i), \phi_{21}(i)$ a $\phi_{22}(i)$ sa nazývajú impulse- response funkcie. Pri grafickom zobrazení týchto funkcií môžeme vidieť reakcie $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$ na jednotlivé šoky.

Zovšeobecnením bivariátneho VAR modelu prvého rádu (4.4) získame multivariálny VAR model p- tého rádu:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t, \quad (4.13)$$

kde x_t je $(n \times 1)$ vektor premenných zahrnutých v modeli, A_0 je $(n \times 1)$ vektor konštánt, A_i je $(n \times n)$ matica koeficientov a e_t je $(n \times 1)$ vektor rezíduí. Čo predstavuje $n + pn^2$ neznámych, ktoré treba odhadovať. Tu vystupuje kritický bod VAR metódy- model môže byť „preparametrizovaný“. Preto je dôležité vybrať vhodnú veľkosť spätného posunutia v čase. Zavedením vhodných (nulových) reštrikcií do modelu sa počet parametrov tiež zníži. Napr. položením $b_{12} = 0$ (t.j. súčasný z_t nemá efekt na y_t - krátkodobá reštrikcia, teda oba šoky $\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{z_t}$ vplývajú na súčasnú hodnotu z_t , ale iba ε_{y_t} vplýva na súčasnú hodnotu y_t) v primitívnom VAR modeli (4.1)- tzv. Cholesky dekompozícia.

Aby sme správne identifikovali redukovaný model je nevyhnutné uvaliť $(n^2 - n)/2$ reštrikcií na štruktúrally (primitívny) VAR model p-teho rádu. Cholesky v princípe navrhuje, aby všetky prvky nad diagonálou matice B^{-1} boli nulové.

³⁷ Z predpokladu, že $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$ sú stacionárne, vyplýva: $\forall j, k : \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{jk}^2(i)$ je konečná.

V tejto stati sme si ukázali základné schémy a vlastnosti VAR modelov, ktoré budeme využívať pri vlastnom odhade potenciálneho produktu (resp. produkčnej medzery).

4.2 *Samotný model*

Blanchard a Quah [11] boli prví, ktorí využili redukovanú štruktúrnú VAR metódu pri dekompozícii reálneho HDP na jeho dočasné a trvalé zložky. Vychádzali z predpokladu, že na HDP pôsobia výkyvy zo strany ponuky ako aj dopytu. Pričom tieto výkyvy na strane dopytu nemajú dlhodobý vplyv (zaviedli do modelu dlhodobú reštrikciu) na HDP a na strane ponuky sa dá predpokladať, že šoky produktivity majú trvalý efekt na výstup. Keďže z univariátneho modelu nie je možné získať jednoznačnú dekompozíciu³⁸, použili bivariálny SVAR³⁹ model a získali dva oddelené šoky.

V empirických prácach zameraných na meranie produkčnej medzery pomocou SVAR, autori vychádzajú práve z týchto predpokladov. V prácach [3] a [9] si autori zvolili za premenné zamestnanosť a využitelnosť kapacít (resp. infláciu a nezamestnanosť), ktoré podliehajú rovnakým šokom ako reálny výstup. Ako sme už v predchádzajúcich kapitolách vysvetlili, premennú, týkajúcu sa využiteľnosti kapacít nepovažujeme za signifikantnú. Ani ekonomický ukazovateľ- nezamestnanosť do modelu nezahrnieme, pretože v SR má skôr štruktúrally ako cyklický charakter.

Pri odhade potenciálneho produktu SR vychádzame z práce [1], kde autori do redukovaného VAR modelu s tromi premennými, zahrnuli reálny výstup y_t , infláciu π_t a reálnu úrokovú mieru r_t . Predpokladali, že tieto ekonomické veličiny podliehajú trom šokom: ponukovému, dopytovému a nominálnemu.

Je všeobecne akceptované, že reálny produkt, y_t , je I(1) proces, čo je dôležitý poznatok pri jeho dekompozícii na trvalé a dočasné zložky. Jeho zdiferencovaním získame stacionárny proces Δy_t , pričom procesy π_t a r_t sú tiež stacionárne⁴⁰.

³⁸ Podľa [13].

³⁹ Vo svojom modeli autori zvolili za ďalšiu veličinu, ktorá podlieha rovnakým šokom ako reálny výstup, nezamestnanosť.

⁴⁰ Pozri prílohu č. 2. Operátor posunutia L je definovaný ako lineárny operátor: $L^i y_t = y_{t-i}$.

Základný redukovaný VAR model, z ktorého budeme vychádzať je nasledovný:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_y \\ \mu_\pi \\ \mu_r \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ r_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{yt} \\ e_{\pi t} \\ e_{rt} \end{pmatrix},$$

skrátene $x_t = \mu + \alpha(L)x_{t-1} + e_t$. (4.14)

Keďže všetky premenné v modeli sú stacionárne, použitím Woldovej vety môžeme schému modelu prepísať do tvaru⁴¹:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_y \\ \mu_\pi \\ \mu_r \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} e_{yt} \\ e_{\pi t} \\ e_{rt} \end{pmatrix},$$

skrátene $x_t = \mu + A(L)e_t$. (4.15)

V tejto rovnici $A(0) = I_n$, kde I_n je identická matica (predpokladáme, že súčasné hodnoty pozorovaných premenných sa navzájom neovplyvňujú), ďalej platí⁴² $E(e_t) = 0$ a $E(e_t e_t') = \Sigma$.

Tri série rezíduí $(e_{yt}, e_{\pi t}$ a $e_{rt})$ získané z tohto redukovaného VAR modelu v sebe zahŕňajú štrukturálne šoky ε_t (trvalé, prechodné), ktoré majú vplyv na reálny výstup. Aby sme tieto šoky mohli izolovať, zavedieme do modelu reštrikcie: prvá skupina šokov (agregátne ponukové) $\{\varepsilon_t^p\}$ má trvalý efekt na všetky premenné v modeli; druhá skupina (agregátne dopytové šoky) $\{\varepsilon_t^{cp}\}$ má iba dočasný vplyv na reálny výstup a trvalý vplyv na infláciu a tretia skupina (nominálnych) šokov $\{\varepsilon_t^c\}$ má dočasný efekt na reálny výstup aj infláciu.

Ako v predchádzajúcej časti, prepíšeme si (4.15) v pojmoch pre nás dôležitých štrukturálnych šokov ε_t - VMA reprezentácia:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_y \\ \mu_\pi \\ \mu_r \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) & \phi_{13}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) & \phi_{23}(L) \\ \phi_{31}(L) & \phi_{32}(L) & \phi_{33}(L) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{\pi t} \\ \varepsilon_{rt} \end{pmatrix},$$

skrátene $x_t = \mu + \phi(L)\varepsilon_t$, (4.16)

⁴¹ $A(L) = (I - \alpha(L)L)^{-1}$, $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i L^i$.

⁴² Všetky tieto vlastnosti sú odvodené v predchádzajúcej časti pre jednoduchší model.

kde $E(\varepsilon_t) = 0$ a $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_n$.

Ale ako zachytiť tieto štrukturálne šoky? Z rovníc (4.15) a (4.16) vidíme, že musí platiť ekvivalencia $A(L)e_t = \phi(L)\varepsilon_t$ a z tejto rovnosti máme $\varepsilon_t = \phi(L)^{-1}A(L)e_t$. Ale skadiaľ dostať príslušné koeficienty?

Z ekvivalencie modelov a vlastností e_t a ε_t si vieme vyjadriť nasledujúce vzťahy:

$$\begin{aligned} \phi(0)\phi(0)^{-1} &= \Sigma \\ \varepsilon_t &= \phi(0)^{-1}e_t \end{aligned} \quad \phi(L) = A(L)\phi(0).$$

Teda znalosť $\phi(0)$ - matice súčasných vplyvov štrukturálnych šokov ε_t na x_t nám umožňuje získať tieto šoky z rezíduí redukovaného VAR modelu (4.14).

Pri identifikácii matice $\phi(0)$ použijeme podobné predpoklady ako navrhovali Blanchard a Quah [11]. Nech $\phi(1)$ a $A(1)$ predstavujú matice dlhodobých multiplikátorov štrukturálnych šokov a rezíduí redukovaného VAR modelu. Prístup Blancharda a Quaha predpokladá, že isté šoky nemajú dlhodobý vplyv na výstup. Nech sú to v našom prípade šoky ε_t^{cp} a ε_t^c . Ak navyše predpokladáme, že niektoré šoky nemajú dlhodobý vplyv na infláciu, tak matica $\phi(1)$ sa stáva dolnou trojuholníkovou maticou. Z rovníc (4.14) a (4.15) vyplýva nasledujúca rovnosť: $A(1)\Sigma A(1)' = \phi(1)I_n\phi(1)'$. Po aplikovaní Choleskiho dekompozície na ľavú stranu tejto rovnosti, získame dolnú trojuholníkovú maticu, ktorá korešponduje s $\phi(1)$. Preto môžeme prepísať príslušnú rovnosť do nasledujúcej podoby: $\phi(0) = A(1)^{-1}\phi(1)$, odkiaľ dostávame $\phi(0)\phi(0)^{-1} = \Sigma$. Ak poznáme $\phi(0)$, tak sme schopný izolovať štrukturálne šoky (t.j. ε_t) a štrukturálnu MVA reprezentáciu (t.j. $\phi(L)$). S týmito poznatkami už vieme vyjadriť zmenu reálneho výstupu ako lineárnu kombináciu súčasných a minulých štrukturálnych šokov:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \mu_y + \phi_y^p(L)\varepsilon_t^p + \phi_y^{cp}(L)\varepsilon_t^{cp} + \phi_y^c(L)\varepsilon_t^c \\ \text{resp.} & \\ \Delta y_t &= \mu_y + \phi_y^p(1)\varepsilon_t^p + \phi_y^{p*}(L)\varepsilon_t^p + \phi_y^{cp}(L)\varepsilon_t^{cp} + \phi_y^c(L)\varepsilon_t^c, \end{aligned} \quad (4.17)$$

kde μ_y je deterministická zložka trendu, ϕ_y^i je VMA reprezentácia príslušných šokov, $\phi_y^p(1)$ je dlhodobý multiplikátor prislúchajúci k trvalým šokom, zatiaľ čo $\phi_y^{p*}(L) = \phi_y^p(L) - \phi_y^p(1)$ predstavuje dočasnú zložku trvalých šokov.

Potenciálny výstup je vyjadrený ako:

$$\Delta y_t^p = \mu_y + \phi_y^p (1) \varepsilon_t^p + \phi_y^{p*} (L) \varepsilon_t^p \quad (4.18)$$

a môže kolísať v čase. Produkčná medzera vyzerá nasledovne:

$$gap_t = \phi_y^{cp} (L) \varepsilon_t^{cp} + \phi_y^c (L) \varepsilon_t^c. \quad (4.19)$$

4.3 Vyhodnotenie výsledkov

Odhad potenciálneho produktu SR sme získali z redukovaného VAR⁴³ modelu, ktorý využíva dáta od 1Q1993 do 3Q2003 a zahŕňa:

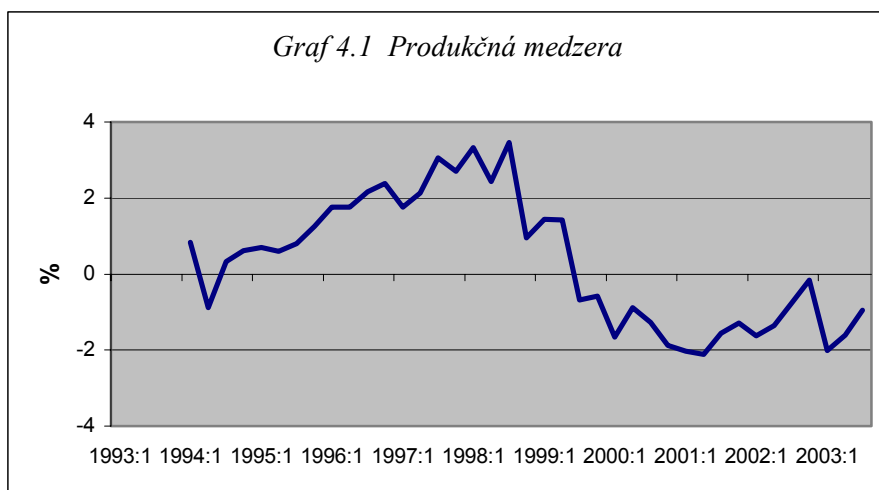
- Časový rad $\{\Delta y_t\}$, ktorý predstavuje prvú diferenciu sezónne očisteného⁴⁴, zlogaritmovaného radu HDP v s.c. 1995, v SKK. Zdroj: ŠÚ SR
- Časový rad $\{\pi_t\}$, ktorý prezentuje medzištvrtročnú zmenu indexu spotrebiteľských cien, 1995=1. Zdroj: ŠÚ SR
- Reálnu úrokovú mieru $\{r_t\}$, chápanú ako nominálnu medzibankovú úrokovú mieru (BRIBOR) očistenú o infláciu za štyri štvrtroky. Zdroj: NBS

Takto prezentované dáta sú stacionárne, výsledky príslušných testov sú v prílohe č.2. Časový rad $\{y_t\}$ bol identifikovaný ako I(1) proces, preto v modeli vystupuje jeho už stacionárna prvá diferenciacia $\{\Delta y_t\}$.

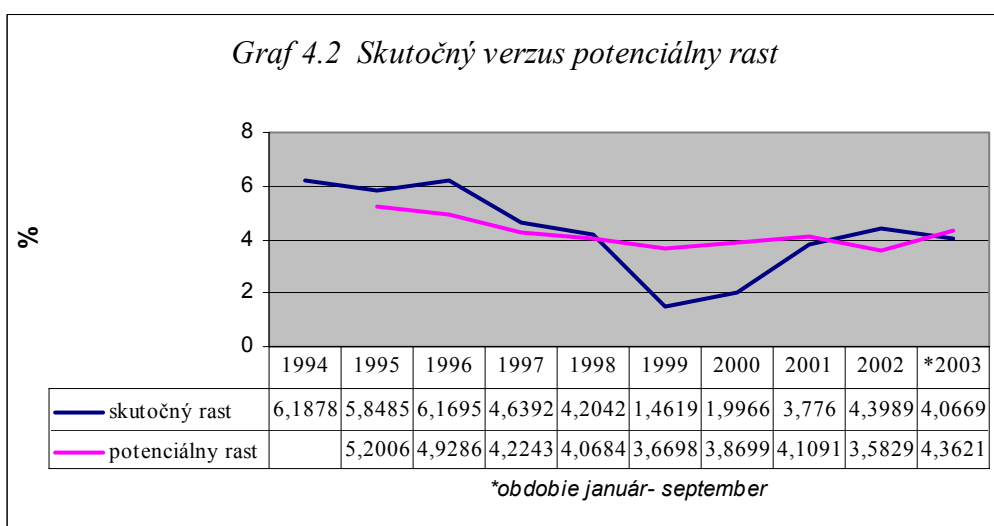
Finálny odhad produkčnej medzery pomocou SVAR metódy znázornený na grafe č. 4.1, nám indikuje najväčšie prehrievanie ekonomiky SR v období 3Q1997 – 3Q1998, kde sme namerali produkčnú medzeru v rozmedzí 3- 3,4%, čo korešponduje s našimi závermi z kapitoly 2. Pričom celkové prehrievanie ekonomiky metóda pripisuje obdobiu 3Q1994 – 2Q1999 a odvtedy sa produkčná medzera drží mierne záporná, čo ma pozitívny vplyv pre možné znižovanie inflácie. Na konci nami sledovaného časového úseku produkčná medzera predstavuje -1% a očakávame neustále pomalé približovanie k nulovej hladine.

⁴³ Použili sme spätné posunutie o štyri štvrtroky, príloha č.3.

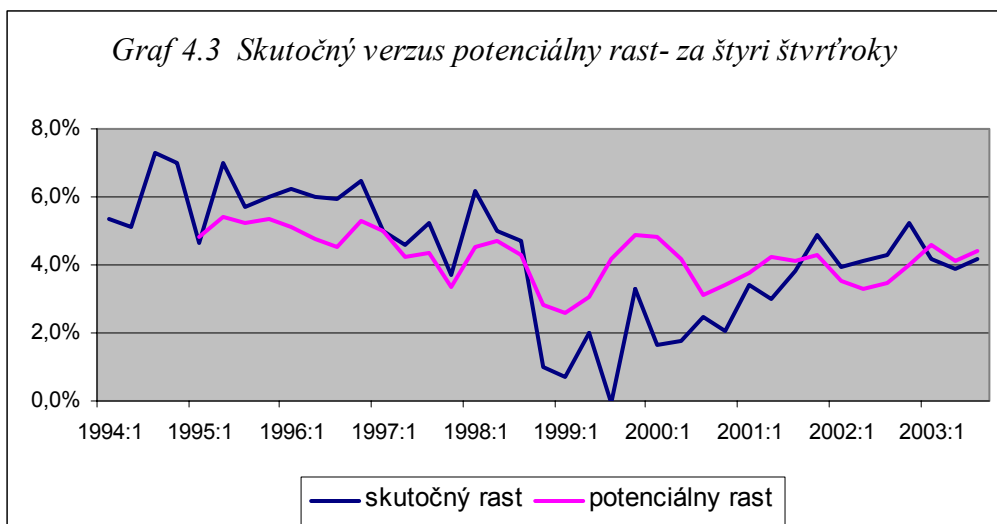
⁴⁴ Na očistenie sme použili štatistický balík Cenzus X12.



Porovnanie skutočného a potenciálneho rastu (viď grafy 4.2, 4.3⁴⁵) nám indikuje hospodársky cyklus našej ekonomiky, ktorý korešponduje s našimi predpokladmi. Cyklus začal okolo roku 1994. Všimnime si, že potenciálny rast v etape nerovnovážneho rastu (1996 - 1998) presahoval rast po roku 1999, keď ekonomika prechádzala fázou oživenia. Dôvod je skrytý v umelo držanej nízkej inflácii resp. nezamestnanosti v príslušnej etape. Na konci nami sledovaného obdobia sa reálny rast približuje k potenciálnemu, čo je pozitívne (t.j. možný predpoklad udržateľného rovnovážneho rastu), pričom reálny rast 4% je hnaný prílevom zahraničných investícií, ktorý so sebou priniesol (resp. prinesie) znižovanie nezamestnanosti a zvýšenie produktivity.



⁴⁵ Graf 4.2 zobrazuje rast skutočného resp. potenciálneho produktu za jednotlivé roky, graf 4.3 predstavuje rast produktov oproti tomu istému obdobia predchádzajúceho roku. Skutočný rast je odvodený od sezónne očisteného radu HDP.



Záver

Odhady produkčnej medzery, resp. potenciálneho produktu krajiny, umožňujú monetárnym autoritám sledovať v akej fáze hospodárskeho cyklu sa ekonomika nachádza a v akej miere sa v nej vyskytujú inflačné tlaky. Kladná produkčná medzera indikuje tlaky na strane dopytu a mala by dávať signál autoritám monetárnych politík, že inflačné tlaky narastajú, t.j. vyžaduje si to reštriktívnu politiku. Naopak, záporná produkčná medzera dáva priestor na opatrenia znižujúce infláciu.

Produkčnú medzeru ako relatívnu odchýlku reálneho HDP od potenciálneho produktu nepoznáme z ekonomických štatistík. Predstavili sme si viacero metód odhadovania produkčnej medzery, ktoré sú vo svete známe. V práci sme merali potenciálny produkt, resp. produkčnú medzeru, použitím SVAR metódy s dlhodobými reštrikciami. V tejto metodike sa uvalia reštrikcie, podložené makroekonomickou teóriou, na jednotlivé zmeny premenných. Na konci nami sledovaného obdobia sme namerali produkčnú medzeru -1% , ktorá korešponduje s potenciálnym rastom $4,4\%$. Naše výsledky sú porovnateľné s výsledkami iných empirických výskumov, ktoré sa venovali odhadovaniu produkčnej medzery SR.

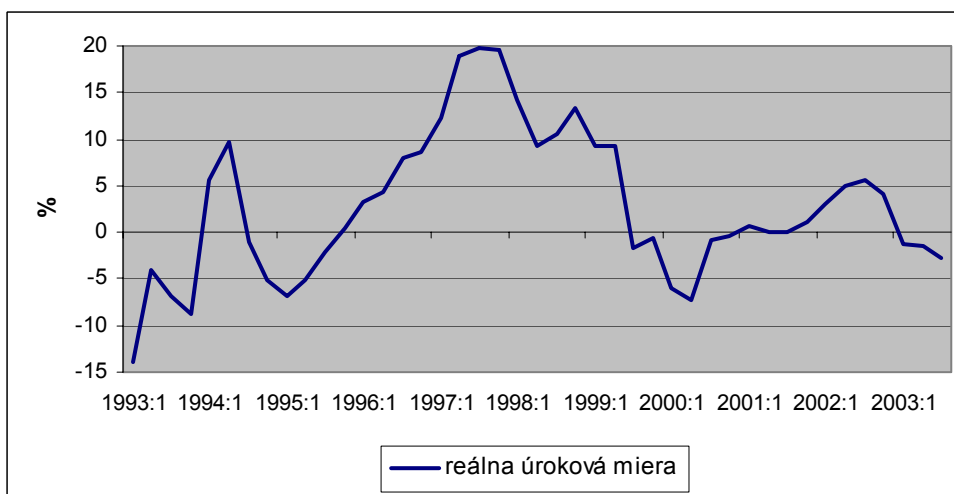
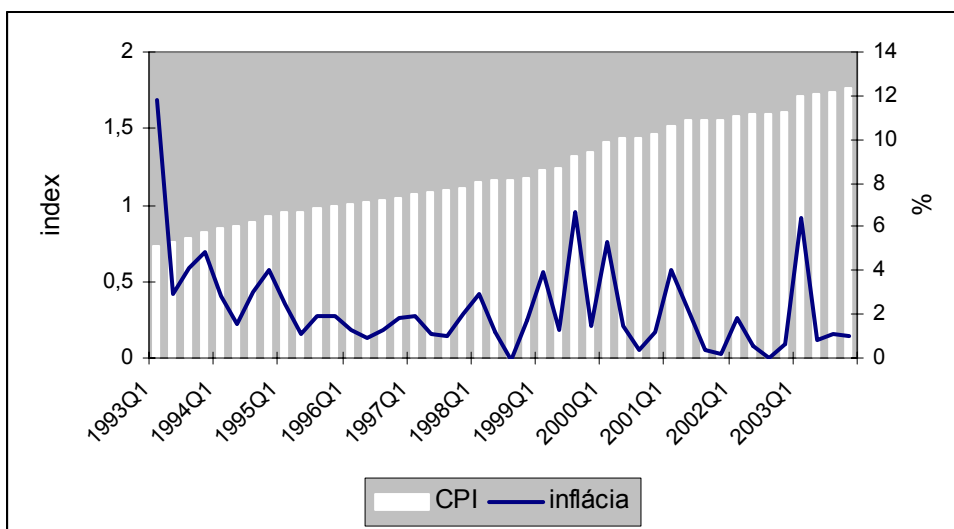
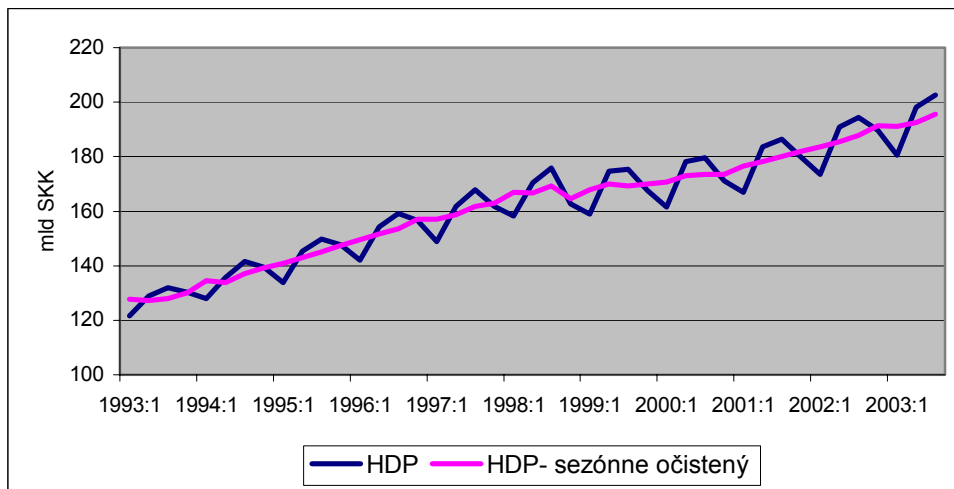
Použitá literatúra

- [1] Cayen J.P., van Norden S., „The reliability of output gap estimates in Canada“, Bank of Canada, 2003
- [2] Hillier B., „Macroeconomics: models, debates and developments“, Basil Blackwell Ltd, 1986
- [3] Claus I., „Estimating potential output for New Zealand: a structural VAR approach“, Reserve Bank of New Zealand, 1999
- [4] Economic Policy Committee, „Report on potential output and the output gap, ECFIN/EPC/670/01/en, 2001
- [5] Marcinčin A., Beblavý M., „Hospodárska politika na Slovensku 1990- 1999“, INEKO-SFPA, 2000
- [6] Marcinčin A., „Hospodárska politika na Slovensku 2000-2001“, SFPA, 2002
- [7] Štekláčová L., „Meranie produkčnej medzery SR“, diplomová práca, FMFI, 2003
- [8] Claus I., „Is output gap a useful indicator of inflation?“, Reserve Bank of New Zealand, 2000
- [9] Camba- Mendez G., Rodriguez- Palenzuela D., „Assessment criteria for output gap estimates“, European Central Bank, Working paper no. 54, 2001
- [10] Gaiduch V., Hunt B., „Inflation targering under potential output uncertainty“, Reserve Bank of New Zealand, 2000
- [11] Blanchard O., Quah D., „The dynamic effects of aggregate supply and demand disturbances“, American Economic Review 79, str. 655- 673, 1989
- [12] Lippi M., Reichlin L., „Diffusion of technical change and the decomposition of output into trend and cycle.“, Review of Economic Studies 61, str. 19- 30, 1994
- [13] Cipra T., „Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii“, SNTL, Praha, 1986
- [14] Enders W., „Applied econometric time series“, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, 1995

Zoznam príloh

1. **Grafické znázornenie dát**
2. **Testy integrácie**
3. **Testy modelu**
4. **Impulse- response funkcie**
5. **Porovnanie výsledkov štrukturálnej VAR metódy a HP filtra**

Príloha 1



Príloha 2

Null Hypothesis: {} has a unit root

Exogenous: Constant

	augmented Dickey- Fuller test statistic	Phillips- Perron test statistic
Δ HDP	-8,568594 (0.0000*)	-8,430039 (0.0000*)
inflácia	-8,086254 (0.0000*)	-8,134373 (0.0000*)
reálna úroková miera	-2.561824 (0.1089*)	-2,653119 (0.0908*)
* MacKinnon (1996) one- sided p- values		
Test critical values:	1% level	-3,600987
	5% level	-2.935001
	10% level	-2.605836

Priloha 3

VAR stability condition check

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: DY INFL RBRIBOR

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 4

Root	Modulus
-0.903238	0.903238
-0.088057 - 0.856682i	0.861196
-0.088057 + 0.856682i	0.861196
0.851432	0.851432
-0.477634 - 0.555997i	0.732985
-0.477634 + 0.555997i	0.732985
0.257009 - 0.675785i	0.723007
0.257009 + 0.675785i	0.723007
0.662115 + 0.275789i	0.717255
0.662115 - 0.275789i	0.717255
0.576350	0.576350
-0.546122	0.546122

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DY INFL RBRIBOR

Exogenous variables: C

Sample: 1993:1 2003:3

Included observations: 39

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-81.24131	NA	0.015093	4.320067	4.448033	4.365980
1	-51.03485	54.21671	0.005098	3.232557	3.744422*	3.416209*
2	-48.04451	4.907228	0.007005	3.540744	4.436508	3.862137
3	-39.09625	13.30768	0.007190	3.543397	4.823060	4.002529
4	-18.33271	27.68471*	0.004111*	2.940139*	4.603701	3.537011

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

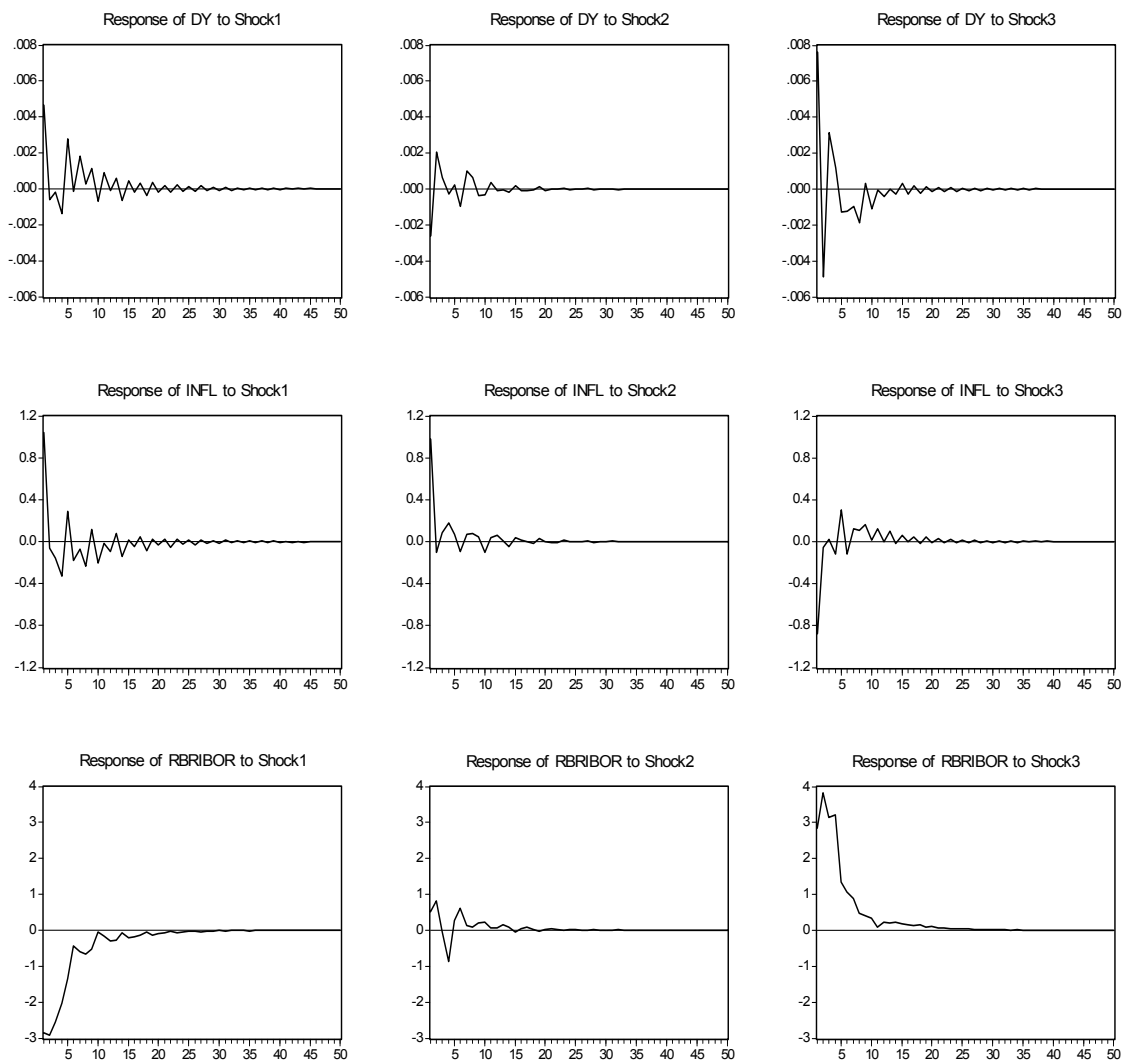
SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

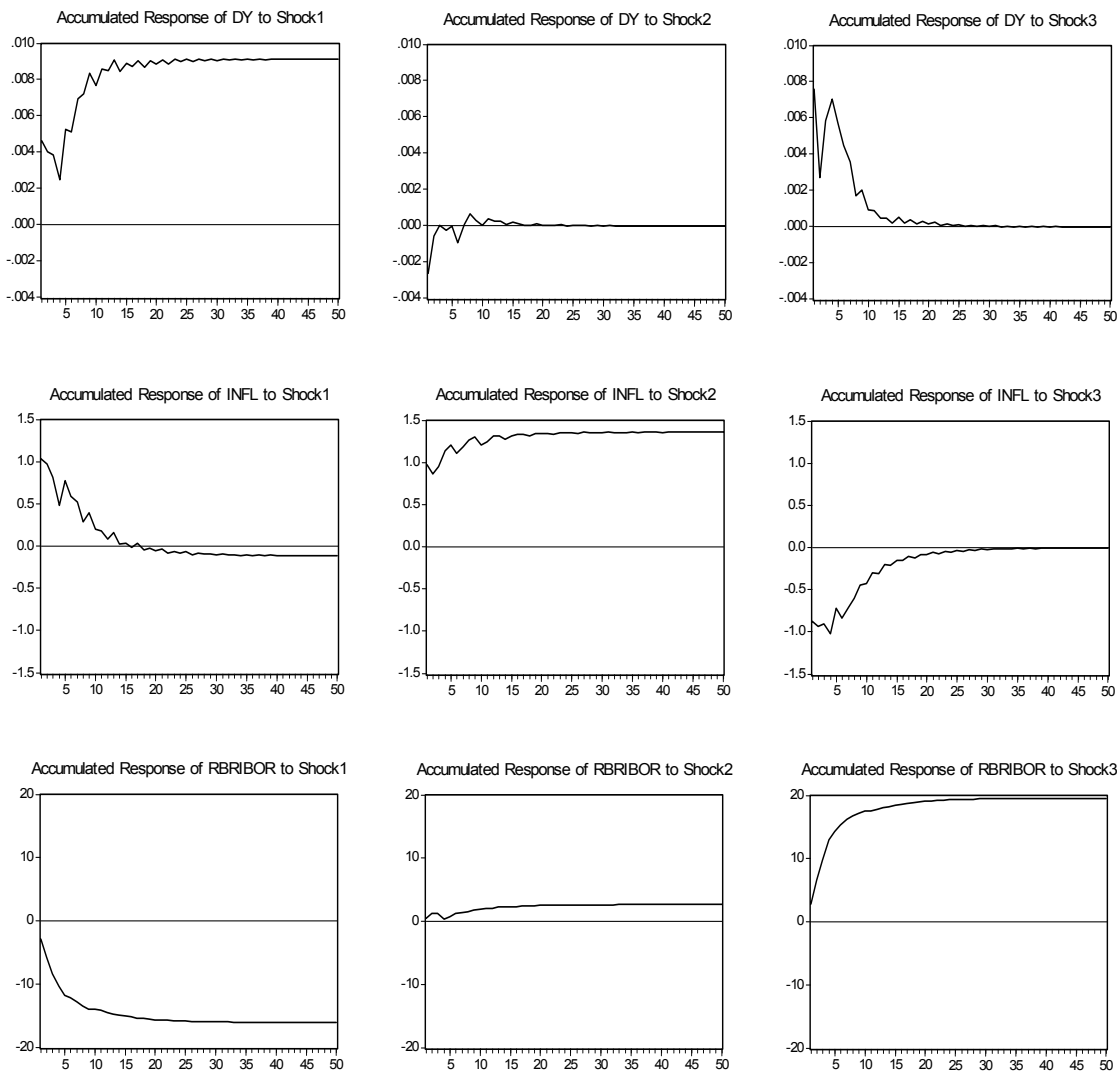
Príloha 4

Shock 1 = ε_t^p , Shock 2 = ε_t^{cp} , Shock 3 = ε_t^c

Response to Structural One S.D. Innovations



Accumulated Response to Structural One S.D. Innovations



Príloha 5

