

Fakulta Matematiky, Fyziky a Informatiky, Univerzita Komenského v Bratislave



Menová politika nových členských krajín EÚ

Diplomová práca

Bratislava 2006

Michal Mesároš

Fakulta Matematiky, Fyziky a Informatiky, Univerzita Komenského v Bratislave

Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky

Odbor Matematika, špecializácia Ekonomická a finančná matematika



Menová politika nových členských krajín EÚ

Diplomová práca

Diplomant: Michal Mesároš

Vedúci diplomovej práce: doc. Dr. Jarko Fidrmuc

Bratislava 2006

Zadanie

Diplomová práca sa bude zaoberať prehľadom literatúry o orientácii menovej politiky v nových členských krajinách Európskej Únie pred prijatím eura. Po vstupe do EÚ si nové členské krajiny môžu zvoliť politiku pevných výmenných kurzov alebo alternatívne režimy ako napríklad politiku inflačného cielenia. Výhody a nevýhody týchto hospodársko-politických alternatív budú analyzované teoreticky a empiricky (zamerané na diskusiu Taylorovho pravidla) pre Slovensko a vybrané krajiny.

Čestne prehlasujem, že diplomovú prácu som vypracoval samostatne na základe vedomostí získaných štúdiom a konzultáciami a uviedol som všetky použité literárne pramene.

.....

V Bratislave dňa 28. apríla 2006

Michal Mesároš

Ďakujem vedúcemu diplomovej práce doc. Jarkovi Fidrmu-
covi za odborné vedenie, pomoc pri písaní práce a cenné rady.
Mojim rodičom ďakujem za umožnenie štúdia na vysokej škole
a všemožnú podporu, ktorú si veľmi vážim.

Abstrakt

Diplomová práca sa zameriava na analýzu Taylorovho pravidla v kontexte špecifického stredoeurópskeho regiónu. Taylorove pravidlo je jednoduchá reakčná funkcia, v ktorej nástroj menovej politiky (nominálna krátkodobá úroková miera) reaguje na zmenu základných premenných (inflácia a produkčná medzera). V širšom kontexte tiež analyzuje monetárnu politiku na Slovensku a vo vybraných krajinách strednej Európy.

V prvej kapitole sú uvedené teoretické základy menovej politiky vrátane dôležitých pravidiel a vzťahov. Druhá kapitola prezentuje Taylorovo pravidlo a neskôr aj politiku inflačného cielenia, ktorá sa v posledných rokoch teší v rozvinutých krajinách pre svoje výhody veľkej obľube. Tretia kapitola sa zameriava na efekty, ktoré spôsobujú zvýšenie inflácie najmä v tranzitívnych ekonomikách, ako Balassa-Samuelsonov efekt a cenová liberalizácia. Empirická časť obsahuje dva špecifické modely Taylorovho pravidla, odhadnuté a diskutované osobitne pre každú z krajín Vyšegradskej štvorky. Záver je vlastne zhodnotením dosiahnutých výsledkov a vyvodením dôsledkov celého výskumu.

Predhovor

„Dlhodobou úlohou menovej politiky je riadiť agregátny dopyt v súlade s výrobným potenciálom ekonomiky. Môže to obnášať i vytváranie protiváhy k väčším trvalým cyklickým sklonom v privátnych výdavkoch, avšak nemôžeme sa príliš spoliehať na svoju schopnosť spoznať tieto sklony a presne určiť vhodnú stratégiu odpovede.“

Alan Greenspan,
bývalý predseda Federálnej rezervnej banky USA

Obsah

Úvod	7
1 Neokeynesiánsky makroekonomický model	8
1.1 Optimálna monetárna politika bez záväzných pravidiel	11
1.2 Monetárna politika so záväznými pravidlami	15
2 Reakčná funkcia monetárnej politiky	17
2.1 Taylorovo pravidlo	18
2.2 Inflačné cielenie	20
3 Balassa-Samuelsonov efekt	25
4 Odhad Taylorovho pravidla pre tranzitívne stredoeurópske ekonomiky	27
4.1 Popis dát	27
4.2 Špecifikácia modelu	28
4.2.1 Statický model	29
4.2.2 Dynamický model	31
4.3 Rozbor výsledkov	34
Záver	40
Literatúra	42
Prílohy	45

Úvod

Po pätnástich rokoch od pádu Železnej opony vstúpili v roku 2004 do Európskej Únie medzi inými štyri stredoeurópske krajiny - Česká republika, Maďarsko, Poľsko a Slovensko. Pre tieto krajiny, známe pod spoločným názvom Vyšegradská štvorka, znamenal tento medzník veľkú zmenu a odmenu za úsilie o reformy pri prechode z centrálne plánovanej na modernú trhovú ekonomiku. Čakajú ich však mnohé ďalšie zmeny, najmä vstup do Európskej menovej únie a s ním spojená konvergencia menovej politiky. Po úspešnom absolvovaní pobytu v mechanizme výmenných kurzov ERM II, následnom vstupe do EMÚ a prijatí spoločnej meny, eura, prídu totiž tieto štáty o samostatnosť v riadení vlastnej menovej politiky. Aby vôbec boli schopné začleniť sa do zložitej štruktúry menovej únie, musia preukázať vlastnú pripravenosť. Pozitívnym znakom je fakt, že viaceré zo šokov spojených s konvergenciou k menovej politike EMÚ už tieto štáty úspešne absolvovali. Je len na nich, či zvládnu aj tie ostatné, ktoré sa v budúcnosti bez pochyby objavia. Jedným z dôležitých ukazovateľov, ktorý môže potvrdiť ale i vyvrátiť správnosť nastolenej cesty ekonomických zmien, je i Taylorove pravidlo. Platnosť tohto jednoduchého, no napriek tomu výstižného makroekonomického pravidla, je totiž preukázaná v mnohých vyspelých ekonomikách a prípadné potvrdenie platnosti v krajinách V4 by mohlo byť dobrou pomôckou a ukazovateľom správnej cesty.

1 Neokeynesiánsky makroekonomický model

Základom pre nás bude dynamický všeobecný ekvilibriový model peňazí a dočasnej nominálnej nepružnosti cien, ktorý sa v súčasnosti stal vzorom často používaným pre teoretickú analýzu monetárnej politiky. Je založený na teórii dynamického všeobecného ekvilibria, využívajúc metodologické výhody modernej makroekonómie. V tomto modeli ovplyvňuje monetárna politika v krátkom období reálnu ekonomiku, podobne ako v tradičnom keynesiánskom IS/LM modeli. Zásadným rozdielom je však fakt, že agregátne rovnice správania vyplynú priamo z optimalizácie domácností a firiem. Dôsledkom je, že súčasné ekonomické správanie vážne závisí od očakávaní budúceho vývoja monetárnej politiky, ako aj od súčasného postupu. Tento model navyše zahŕňa rozličné pohľady na správanie makroekonomiky. To značí, že napríklad v špeciálnom prípade dokonalej cenovej flexibility pripomína cyklická dynamika reálny hospodársky cyklus, kde monetárna politika ovplyvňuje len nominálne premenné. Pre väčšiu jednoduchosť neprihliadam na investície a hromadenie kapitálu, čo však vôbec nemá vplyv na uvedené kvalitatívne závery. Použijem nasledujúci model podľa Claridu, Gertlera a Galiho [8] :

Nech y_t je stochastická zložka produkcie (odchýlka od deterministického dlhodobého vývoja) a z_t prirodzená úroveň produkcie, obe vo forme logaritmov. Teda z_t určuje potenciálnu úroveň produkcie v hypotetickom prípade dokonalej flexibility platov a cien. Rozdiel medzi skutočnou a potenciálnou produkciou je veľmi dôležitou premennou v modeli, ktorú zadefinujem ako $x_t \equiv y_t - z_t$ a budem nazývať produkčnú medzeru. Premennou π_t budem označovať mieru inflácie v období t , definovanú ako rozdiel cenovej hladiny medzi obdobiami $t-1$, t . Nominálnu úrokovú mieru označím ako i_t . Podobne ako pri produkcii vyjadrujú tieto premenné odchýlky od dlhodobého trendu. Model je jednoducho vyjadrený dvomi rovnicami: modifikovanou IS krivkou, ktorá popisuje inverzný vzťah medzi produkčnou medzerou a úrokovou mie-

rou:

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

a Philipsovou krivkou, dávajúcou do súvisu infláciu a produkčnú medzeru:

$$\pi_t = \alpha x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + \eta_t \quad (2)$$

Premenné ε_t a η_t sú chybové členy, vyjarené rovnicami:

$$\varepsilon_t = \mu_t \varepsilon_{t-1} + \bar{\varepsilon}_t \quad (3)$$

$$\eta_t = \rho_t \eta_{t-1} + \bar{\eta}_t \quad (4)$$

kde $0 \leq \mu, \rho \leq 1$ a $\bar{\varepsilon}_t, \bar{\eta}_t$ sú nezávislé rovnako rozdelené náhodné premenné s nulovou strednou hodnotou a varianciou σ_ε^2 , respektíve σ_η^2 . Rovnica (1) vznikla zavedením rovnovážnej podmienky, ktorá hovorí, že spotreba je rovná rozdielu produkcie a vládnej spotreby:

$$C_t = Y_t - E_t \quad (5)$$

a následnou log-linearizáciou Eulerovej rovnice spotreby :

$$y_t - e_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_t(y_{t+1} - e_{t+1}) \quad (6)$$

kde $e_t = -\log(1 - \frac{E_t}{Y_t})$. Eulerova rovnica spotreby vzniká pri optimálnom určovaní spotreby domácností. Použitím podmienky $x_t \equiv y_t - z_t$ môžeme napokon odvodiť rovnicu pre produkčný dopyt v tvare (1):

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + \varepsilon_t$$

kde $\varepsilon_t = E_t(\Delta z_{t+1} - \Delta e_{t+1})$. Výsledný tvar sa mierne líši od klasickej IS krivky najmä kvôli závislosti súčasnej hodnoty produkcie od svojej budúcej hodnoty ako aj od úrokovej miery. Vyššia očakávaná hodnota budúcej produkcie zvyšuje aj súčasnú produkciu, keďže jednotlivci dávajú prednosť vyrovnanej spotrebe. Očakávania zvýšenej spotreby v budúcnosti (spojenej s

vyššou očakávanou produkciou) preto spôsobia nárast súčasnej spotreby, čo dvíha produkčný dopyt. Negatívny dopad reálnej úrokovej miery na úroveň súčasného dopytu odráža medzičasovú substitúciu spotreby. V tomto ohľade elasticita úrokov v IS krivke φ zodpovedá medzičasovej elasticite substitúcie. Chybový člen ε_t je funkciou očakávanej zmeny vládnych nákupov v pomere k očakávanej zmene potenciálnej produkcie. Keďže ε_t posúva IS krivku, môžeme ho interpretovať ako dopytový šok. Rovnicu (1) si cez diferenčný tvar postupne upravím:

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_tx_{t+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\implies x_t - E_tx_{t+1} = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

a dostávam názornejší tvar IS krivky:

$$x_t = E_t \sum_{k=0}^{\infty} [-\varphi(i_{t+k} - \pi_{t+k+1}) + \varepsilon_{t+k}] \quad (9)$$

v ktorom jasnejšie vidno vplyv výhľadu do budúcnosti na súčasnú agregátnu aktivitu vo vnútri sústavy. Produkčná medzera závisí nielen od súčasnej reálnej úrokovej miery a dopytového šoku, ale aj od očakávaného budúceho vývoja týchto premenných. Keďže monetárna politika dokáže ovplyvňovať krátkodobú reálnu úrokovú mieru vďaka nominálnej neohybnosti, táto rovnica naznačuje, že očakávané kroky majú rovnako ako tie súčasné vplyv na agregátny dopyt. Philipsova krivka (2) sa vyvinula z presadzovanej nominálnej tvorby cien podľa Stanleyho Fischera (1977) a Johna Taylora (1980). Vážnym rozdielom je však, že rozhodovanie jednotlivých subjektov o tvorbe cien, ktoré tvorí základ agregátnych väzieb, vychádza priamo z explicitnej optimalizačnej úlohy. Základom je prostredie s monopolisticky konkurenčnými firmami, ktoré ak majú príležitosť, určia si každá samostatne nominálnu cenu, aby maximalizovali svoj zisk, za podmienky ohraničení na frekvenciu budúcich úprav cien. Podľa štandardného scenára si v každom období určí

$1/X$ firmam cenu na $X > 1$ ďalších obdobi. Všeobecne však nastáva problém, že spájanie pravidiel rozhodovania firmami určujúcich ceny striedavo je veľmi ťažkopádne. Z tohto dôvodu je základom odvodenia rovnice (2) podľa Guillerma Calva [5] predpoklad, ktorý veľmi zjednoduší problém: V ľubovольnom danom období má firma danú pravdepodobnosť p , že musí nechať pevnú cenu počas tohto obdobia a pravdepodobnosť $1 - p$, že ju môže zmeniť. Táto pravdepodobnosť je nezávislá od času, ktorý ubehol od poslednej možnosti zmeniť cenu. Priemerná dĺžka obdobia, v ktorom je cena fixná, je teda $\frac{1}{1-p}$. Výhodou Calvovho predpokladu je obsiahnutie striedavého určovania cien, pričom zároveň uľahčuje spájanie rozhodovania.

1.1 Optimálna monetárna politika bez záväzných pravidiel

Prípado monetárnej politiky bez záväzných pravidiel je model najbližší realite. V nasledujúcej kapitole sa pokúsím popísať práve tento model na základe práce Claridu, Gertlera a Galiho [7]. V skutočnosti žiadna veľká centrálna banka neprijíma nijaké záväzné prísľuby ohľadne smerovania monetárnej politiky do budúcnosti. V prípade bez záväzných pravidiel si centrálna banka v každom období volí trojicu (x_t, π_t, i_t) , ktorá pozostáva z cieľových premenných x_t a π_t a nástroja monetárnej politiky i_t , aby maximalizovala svoju účelovú funkciu:

$$-\frac{1}{2} E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (\alpha x_{t+k}^2 + \pi_{t+k}^2) \right] \quad (10)$$

za podmienky IS krivky (1) a agregátnej krivky ponuky (2). Parameter α v účelovej funkcii (10) symbolizuje relatívnu váhu produkčných odchýliek. Túto voľbu premenných možno rozdeliť na dva kroky. V prvom si centrálna banka zvolí x_t a p_t , aby maximalizovala (10) spĺňajúc inflačnú rovnicu (2). V druhom kroku, využijúc optimálne hodnoty x_t a p_t , určí z rovnice (1) hodnotu i_t , teda úrokovú mieru, pri ktorej sa dosahujú optimálne hodnoty produkč-

nej medzery a inflácie. Keďže pri absencii záväzku nemôže centrálna banka spoľahlivo ovplyvňovať očakávania súkromného sektora, pri riešení optimalizačného problému ich berie ako dané. Keďže model neobsahuje žiadne endogénne stavové premenné, prvý krok sa redukuje do nasledovnej postupnosti statických optimalizačných úloh:

$$\max -\frac{1}{2}(\alpha x_t^2 + \pi_t^2) + F_t \quad (11)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + f_t \quad (12)$$

Pre premenné F_t a f_t platí:

$$F_t = -\frac{1}{2}E_t\left[\sum_{k=1}^{\infty}\beta^k(\alpha x_{t+k}^2 + \pi_{t+k}^2)\right] \quad (13)$$

$$f_t = \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (14)$$

Po prepise rovníc (10) a (2) do tvaru (13) a (14) je zreteľnejšie vidno, že bez záväzných pravidiel je budúca inflácia a produkčná medzera nezávislá od súčasných opatrení a centrálna banka nemôže priamo ovplyvňovať očakávania. Riešenie úlohy musí spĺňať nasledovnú podmienku optimality:

$$x_t = -\frac{\lambda}{\alpha}\pi_t \quad (15)$$

Táto podmienka určuje, že centrálna banka jednoducho vykonáva politiku, v ktorej ak inflácia prekročí svoj cieľ, pomocou zvýšenia úrokovej sadzby zníži dopyt a teda aj produkčnú medzeru. V prípade príliš nízkej inflácie zvolí opačný postup. Ako razante má centrálna banka pristúpiť k zníženiu x_t závisí priamo úmerne od zisku zo zníženej inflácie na jednotku poklesu výroby, λ , a nepriamo úmerne od relatívnej váhy poklesu výroby, α . Pre zjednodušenie výrazov pre produkčnú medzeru a infláciu použijeme kombináciu podmienky optimality (15) a krivky agregátnej ponuky (AS) spolu s predpokladom racionálnych očakávaní súkromného sektora:

$$x_t = -\lambda q u_t \quad (16)$$

$$p_t = \alpha q u_t \quad (17)$$

$$q = \frac{1}{(\lambda^2 + \alpha(1 - \beta\rho))} \quad (18)$$

Optimálna hodnota odozvy centrálnej banky, teda úroková miera, je daná po dosadení optimálnej hodnoty x_t do rovnice IS krivky (1) nasledovne:

$$\begin{aligned} i_t &= \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \frac{\varepsilon_t}{\varphi} \\ \gamma_\pi &= 1 + \lambda \frac{1 - \rho}{\rho \varphi \alpha} > 1 \\ E_t \pi_{t+1} &= \rho \pi_t = \rho \alpha q u_t \end{aligned} \quad (19)$$

Problém tendencie k inflácii

Uvažujme o možnosti, že cieľová hodnota produkčnej medzery má nenulovú hodnotu $\delta > 0$. Optimalizovaná účelová funkcia monetárnej politiky potom nadobúda tvar

$$\max - \frac{1}{2} E_t \sum_{k=1}^{\infty} \beta^k [\alpha (x_{t+k} - \delta)^2 + \pi_{t+k}^2] \quad (20)$$

Dôvodom pre dosiahnutie spoločensky výhodnej úrovne produkcie, ktorá je vyššia ako jej prirodzená hodnota, môžu byť okolnosti ako nedokonalá konkurencia alebo uvalené dane. Navyše prijmem zjednodušujúci predpoklad, že budúce ceny sa nediskontujú a teda parameter β z rovnice Philipsovej krivky nadobúda konštantnú hodnotu 1. Bez tohoto predpokladu by diskontácia budúcich cien priniesla komplikujúcu dlhodobú možnosť výmeny medzi infláciou a produkciou, čo pri takto vhodne zvolenom parametri nastáva v minimálnej miere. Optimálna podmienka pre cieľové premenné (15) teda nadobúda tvar:

$$x_t^\delta = -\frac{\lambda}{\alpha} \pi_t^\delta + \delta \quad (21)$$

Index δ označuje, že premenná x je riešením pri politike bez záväzkov v prípade $\delta > 0$. Dosadenie tejto podmienky do rovníc IS krivky a Philipsovej

krivky prináša vzťahy:

$$x_t^\delta = x_t \quad (22)$$

$$\pi_t^\delta = \pi_t + \frac{\alpha}{\lambda} \delta \quad (23)$$

kde π_t , x_t sú rovnovážne hodnoty cieľových premenných v prípade $\delta = 0$. To bol celý formálny opis optimálnej monetárnej politiky, z ktorého vyplýva niekoľko dôležitých dôsledkov.

Dôsledok 1: Do určitej miery výšky nákladovej inflácie existuje krátkodobá možnosť výmeny medzi infláciou a variabilitou produkcie.

Dôsledok 2: Optimálna politika zahŕňa inflačné celenie v tom zmysle, že má konvergenciu inflácie ako jeden zo svojich dlhodobých cieľov. Príliš mohutné inflačné celenie, ako napríklad zmena stratégie s cieľom rýchleho dosiahnutia inflačného cieľa, je však vhodné len pri špecifických okolnostiach ako je absencia nákladovej inflácia alebo prípad, keď produkčné odchýlky nie sú dôležité (t.j. $\alpha = 0$).

Dôsledok 3: Pri optimálnej politike by mala pri raste očakávanej inflácie nominálna úroková miera dostatočne vzrásť aby sa zvýšila aj reálna miera. To znamená, že v optimálnom pravidle pre nominálnu mieru by mal koeficient pre očakávanú infláciu prekračovať hodnotu 1.

Dôsledok 4: Optimálna politika vyžaduje reguláciu úrokovej miery na vyrovnávanie dopytových šokov, ε_t , no zároveň sa musí dobre vysporiadať so šokmi pre potenciálnu produkciu, z_t , pomocou udržiavania konštantnej nominálnej miery.

Dôsledok 5: Ak chce centrálna banka dvihnúť produkciu nad potenciálnu, môže sa v prípade, že nie je viazaná záväzkami, objaviť suboptimálne ekvilibrium s infláciou trvalo prekračujúcou celenú a bez prírastku produkcie.

1.2 Monetárna politika so záväznými pravidlami

V ekvilibriovej situácii monetárnej politiky bez záväzkov je pre centrálnu banku optimálne meniť x_t formálne ako odpoveď na exogénny nákladový šok u_t . Pre produkčnú medzeru, x_t , teda zadefinujem vzťah, ktorý ukazuje závislosť od takýchto šokov:

$$x_t^c = -\gamma u_t \quad (24)$$

$\forall t$, kde $\gamma > 0$ je koeficient väzby a x_t^c označuje hodnotu x_t podmienenú záväzkami monetárnej politiky. Špeciálny prípad $\gamma = \lambda q$ vyjadruje optimálnu hodnotu pre x_t pri politike bez záväzkov (viď 16). Po dosadení z rovnice (24) do rovnice Philipsovej krivky (2) sa ukazuje, že inflácia politiky so záväzkami, π_t^c , je lineárnou funkciou nákladového šoku:

$$\pi_t^c = \lambda x_t^c + \beta E_t \pi_{t+1}^c + u_t \quad (25)$$

$$= E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (\lambda x_{t+k}^c + u_{t+k}) \quad (26)$$

$$= E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (-\lambda \gamma u_{t+k} + u_{t+k}) \quad (27)$$

$$= \frac{1 - \lambda \gamma}{1 - \beta \rho} \quad (28)$$

$$= \frac{1}{1 - \beta \rho} u_t + \frac{\lambda(-\gamma u_t)}{1 - \beta \rho} \quad (29)$$

Tento vzťah môžeme teraz prepísať do tvaru

$$\pi_t^c = \frac{1}{1 - \beta \rho} u_t + \frac{\lambda}{1 - \beta \rho} x_t^c \quad (30)$$

na ktorom sa dá veľmi jednoducho prezentovať rozdiel, ktorý vyvolá zmena premenných. Zmena x_t^c o jedno percento vyvolá podľa vzorca (30) zmenu π_t^c vo výške $\frac{\lambda}{1 - \beta \rho}$. Pri politike bez záväzkov by rovnaká zmena x_t^c spôsobila zmenu π_t^c len o koeficient λ .

Dôležitou úlohou centrálnej banky je práve voľba koeficientu väzby, γ , ktorý ovplyvňuje aj vývoj budúcej hodnoty produkčnej medzery, x_{t+i}^c , keďže

$E_t x_{t+i}^c = -\gamma u_t$. Vďaka faktu, že budúca produkčná medzera aj inflácia sú konštantnými násobkami nákladového šoku, môžeme optimalizačnú funkciu zapísať nasledovne:

$$\max -\frac{1}{2} E_t \sum_{k=1}^{\infty} \beta^k [\alpha (x_{t+k}^c)^2 + (\pi_{t+k}^c)^2] \quad (31)$$

$$\Leftrightarrow \max -\frac{1}{2} [\alpha (x_t^c)^2 + (\pi_t^c)^2] E_t \sum_{k=1}^{\infty} \beta^k \left(\frac{u_{t+k}}{u_t}\right)^2 \quad (32)$$

kde $E_t \sum_{k=1}^{\infty} \beta^k \left(\frac{u_{t+k}}{u_t}\right)^2 > 0$. Teda voľbou γ optimalizujeme funkciu (32) za podmienky (30). Pre politiku bez záväzných pravidiel nadobúda pomienka optimality tvar:

$$x_t^c = -\frac{\lambda}{\alpha^c} \pi_t^c \quad (33)$$

Pre konštantu α^c platí: $\alpha^c \equiv \alpha(1 - \beta\rho) < \alpha$. Kombináciou (33) a (30) dostávame výsledné rozvňážne hodnoty inflácie a produkčnej medzery:

$$\pi_t^c = -\alpha^c q^c u_t \quad (34)$$

$$x_t^c = -\lambda^c q^c u_t \quad (35)$$

kde $q^c = \frac{1}{(\lambda^2 + \alpha^c(1 - \beta\rho))}$.

2 Reakčná funkcia monetárnej politiky

Pre pochopenie reakčných funkcií monetárnej politiky je dôležité pripustiť existenciu prechodných nominálnych mzdových a cenových nepružností. Kvôli týmto nominálnym nepružnostiam má monetárna politika v krátkodobom horizonte reálnu pôsobnosť, keďže zmenou nominálnej úrokovej miery môže centrálna banka efektívne meniť reálnu úrokovú mieru a výmenný kurz. Navyše, proces nedokonalnej úpravy miezd cien umožňuje vznik pozitívneho krátkodobého pomeru medzi produkciou a infláciou. Napriek tomu, že tento substitučný vzťah existuje len krátkodobo, môže významne ovplyvniť a obmedziť výkon politiky. Vedie totiž k tomu, že napríklad zníženie inflácie si vyžaduje obdobie redukovania produkcie, dĺžka ktorého je závislá od stupňa substitúcie.

Predpokladáme, že počas každého obdobia má centrálna banka určenú cieľovú hodnotu nominálnej krátkodobej úrokovej miery, r_{t^*} , závislú od stavu ekonomiky. Táto úroková miera v našom základnom modeli závisí od očakávaných hodnôt inflácie a produkcie, konkrétne:

$$i_{t^*} = \bar{i} + \beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t|\Omega_t] - y_{t^*}) \quad (36)$$

kde \bar{i} je dlhodobá ekvilibriová nominálna úroková miera, π_{t+n} je miera inflácie v období medzi t a $t+n$, y_t je skutočná produkcia a π^* a y_{t^*} sú príslušné cieľové hodnoty inflácie a produkcie. Predpokladáme, že y_{t^*} je dané potenciálnou produkciou, teda hodnotou produkcie, ktorá by bola dosiahnutá pri dokonale flexibilných mzdách a cenách. E symbolizuje očakávanie a Ω_t zase informácie, ktoré má centrálna banka v čase určovania úrokovej miery. Pripúšťame totiž aj možnosť, že centrálna banka nemá v čase určovania úrokovej miery presné informácie o súčasných hodnotách produkcie a cenovej hladiny a teda aj inflácie. Po odvodení pre budúcu reálnu úrokovú mieru

platí $r_t = i_t E[\pi_{t+n} | \Omega_t]$, teda vzťah (36) môžeme prepísať ako:

$$r_t^* = \bar{r} + (\beta - 1)(E[\pi_{t+n} | \Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t | \Omega_t] - y_t^*) \quad (37)$$

kde r je dlhodobá ekvilibriová reálna úroková miera, určená v tomto ekonomickom prostredí len reálnymi faktormi. Podľa rovnice (37) sa cieľná reálna úroková miera upravuje podľa pohybu očakávanej inflácie a produkcie. Veľký vplyv na celý vzťah má parameter β , veľkosť ktorého determinuje stabilizáciu premenných. Pre $\beta > 1$ reguluje reálna úroková miera inflačné i produkčné výkyvy (predpokladáme $\gamma > 0$). Pre $\beta < 1$ sa naopak táto miera prispôsobuje zmene inflácie. Ak napríklad centrálna banka zvýši nominálnu sadzbu ako reakciu na očakávané zvýšenie inflácie, nemusí byť toto zvýšenie dostatočné nato, aby udržalo reálnu úrokovú mieru, ktorá klesne. Pri prispôbovaní sa inflácií môžu dokonca nastať mohutné inflačné a produkčné tlaky (Bernake a Woodford (1996) a Clarida, Gali a Gertler (1997)).

2.1 Taylorovo pravidlo

Záujem makroekonomických odborníkov o reakčné funkcie v monetárnej politike sa najmä v poslednom čase veľmi zvýšil. V makroekonomických modeloch môže byť špecifická reakčná funkcia použitá veľmi jednoducho na odhad postupu centrálnej banky, čo pri empirických výskumoch pomáha ekonómom získať prehľad o zmenách v postojoch rôznych centrálnych bánk v širšom časovom období. Veľmi významný prínos na tomto poli zaznamenal John Taylor [24], ktorý v roku 1993 priniesol model jednoducho popisujúci monetárnu politiku amerických Federálnych rezerv. Priniesol tvrdenie, že vyjadrenie úrokovej miery v USA (Federal funds rate) pomocou lineárnej funkcie produkčnej medzery a odchýlky aktuálnej inflácie od cieľnej inflácie dostatočne dobre vystihuje monetárnu politiku USA a tiež racionálne predpovedá vhodné kroky do budúcnosti. Vďaka svojej relatívnej jednoduchosti, keďže veľmi zložitý makroekonomický jav a vývoj popisuje v modeli obsahujúcom

len niekoľko základných premenných, sa Taylorovo pravidlo stalo veľmi obľúbeným a mnohí ďalší ekonómovia ho ďalej rozvíjali vo svojich, či už teoretických alebo empirických, prácach po celom svete. Pôvodná formulácia Taylorovho pravidla je vyjadrená nasledujúcou rovnicou:

$$i_t = r^* + \pi_t + f_\pi(\pi_t - \pi^*) + f_x x_t \quad (38)$$

Teda úroková miera i_t reaguje na plánovanú (ekvilibrivú) reálnu úrokovú mieru r^* , aktuálnu ročnú infláciu π_t , cieľnú infláciu π^* a produkčnú medzeru x_t . Parametre nadobúdajúce hodnoty $r^* = \pi^* = 2$, $f_\pi = f_x = 0,5$ vystihovali úrokovú mieru Fedu v období 1987–1992.

Miernou úpravou pôvodnej rovnice do nasledovnej formy, v ktorej zlúčim niektoré premenné a zbavíme sa obmedzení, dostávam:

$$i_t = \rho + \beta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \beta_x x_t + \varepsilon_t \quad (39)$$

kde platí $\rho = r^* + \pi^*$, respektíve $\beta_\pi = 1 + f_\pi$. Rovnicu (39) môžeme interpretovať tak, že reakcia úrokovej miery je rozložená na reakciu na odchýlky aktuálnej inflácie od cieľenej hodnoty, na reakciu na odchýlky produkčnej medzery od nuly (v ideálnom prípade je produkčná medzera nulová, čo znamená, že rozdiel skutočného a potenciálneho objemu výroby a teda aj logaritmov týchto hodnôt nadobúda nulovú hodnotu). V roku 1999 publikoval Taylor modifikovanú verziu svojho pravidla, v ktorej sa pokúsil pomocou MNS sledovať monetárnu politiku Federálnych rezerv aj v iných časových obdobiach:

$$i_t = \rho + \beta_\pi \pi_t + \beta_x x_t + \varepsilon_t \quad (40)$$

Zo svojich pozorovaní Taylor okrem iného zistil, že veľkosť koeficientov sa významne zvýšila s postupujúcim časom, od prechodu z obdobia zlatého štandardu, cez Bretton-Woodsky systém, až do neskoršieho obdobia.

Ani veľmi dynamicky sa rozvíjajúce ekonomiky krajín strednej a východnej Európy neostali bokom od záujmu odborníkov o výskum reakčných fun-

kcí. Kvôli veľkým zmenám, ako prechod na trhovú ekonomiku po páde Železnej opony, privatizačné procesy v deväťdesiatych rokoch, voľba politiky inflačného cielenia a vstup do Európskej únie a čoskoro aj do menovej únie, sa práve tieto krajiny stali cieľom mnohých štúdií. Väčšina centrálnych bánk stredoeurópskeho regiónu sa vďaka väčšej nezávislosti sústreďujú na udržovanie stabilnej cenovej stability, čo korešponduje s politikou Európskej centrálnej banky. Významným pozitívnym dôsledkom týchto zmien je zmenšenie miery inflácie a zníženie jej výkyvov. Práve politika inflačného cielenia, ktorú si na prelome tisícročí osvojili aj krajiny Vyšegradskej štvorky, sa ukazuje ako veľmi dôležitý prvok pri snahe odborníkov aplikovať reakčné funkcie na monetárnu politiku týchto štátov. Inflačné cielenie, ktoré zahŕňa väčšiu kontrolu výkyvov inflácie, so sebou totiž prináša väčšiu ochotu meniť úrokové miery podľa inflačných očakávaní, v snahe ovplyvniť ich.

2.2 Inflačné cielenie

V poslednom čase sa veľa transformujúcich trhových ekonomík podujalo na prijatie politiky inflačného cielenia ako hlavného záchytného bodu monetárnej politiky. Od polovice 90. rokov minulého storočia totiž nestabilita dopytu po peniazoch spôsobuje zvyšujúce sa ťažkosti pri meraní menových agregátov a finančné krízy prispievajú ku kolapsom pevných výmenných kurzov. Preto sa mnohé tranzitívne ekonomiky rozhodli pre politiku plávajúcich výmenných kurzov, ktorá je často podporovaná politikou inflačného cielenia, považovaného v tejto situácii za jediné schodné riešenie. Väčšina štúdií inflačného cielenia v týchto krajinách sa zameriava na skúmanie nevyhnutných predpokladov pre prijatie, využívajúc skúsenosti z rozvinutých ekonomík. Výskumy z neskoršieho obdobia sa sústreďujú na ďalšie problémy, ako fiškálna dominancia a úloha výmenných kurzov a napokon štúdie z posledného obdobia sledujú vplyvy politiky inflačného cielenia na ekonomiky štátov východnej

Európy a Strednej a Južnej Ameriky.

Politika inflačného cielenia znamená snahu o stabilizáciu inflácie v okolí vopred určeného inflačného cieľa. Kvôli potrebe stability reálnej ekonomiky je inflačné cielenie samozrejme flexibilné, čo môžeme vyjadriť podľa Svenssona [23] pomocou minimalizácie medzičasovej stratovej funkcie, skladajúcej sa z očakávanej sumy diskontovaných súčasných a budúcich strát, v každom období $t = \dots, -1, 0, 1, \dots$

$$E[(1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i L_{t+i} | I_t, z^t] \quad (41)$$

kde $E[\dots | I_t, z^t]$ označuje racionálne očakávania podmienené kvalitou informácií centrálnej banky, I_t , v období t o stave ekonomiky a transmisnom mechanizme monetárnej politiky a tiež závislé od samotného úsudku centrálnej banky, z^t . Parameter $0 < \delta < 1$ je diskontný faktor a premenná L_t označuje veľkosť straty v období t , ktorú môžeme vyjadriť ako vážený priemer druhej mocniny inflačnej a produkčnej medzery nasledovne:

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda x_t^2] \quad (42)$$

kde λ je daná váha stabilizácie produkcie vzhľadom na stabilizáciu inflácie. Keďže implicitná cieľová produkcia vo vzťahu (42) je daná potenciálnou produkciou a nie je voliteľná, nie je dôvod obávať sa prílišného sklonu k inflácií, ktorý nastáva v prípade, ak priemerná inflácia prekračuje cieľnú hodnotu. V hraničnom prípade, pre $\lambda = 0$, by dochádzalo k absolútnemu inflačnému cieleniu, ktoré je však reálne veľmi ťažko uskutočniteľné. Pre $\lambda > 0$ nastáva spomínaný prípad flexibilného inflačného cielenia, pri ktorom inflácia i produkčná medzera vstupujú do stratovej funkcie ako cieľové premenné. Stratovú funkciu môžeme prepísať do tvaru váženého priemeru absolútnych odchýliek inflácie a produkčnej medzery:

$$\frac{1}{2} (Var[\pi_t] + \lambda Var[x_t]) \quad (43)$$

Ide vlastne o limitný prípad vzťahu (41). Pri limitnom prechode pre $\delta \rightarrow 1$ totiž dostávame:

$$\frac{1}{2}((E[\pi_t] - \pi^*)^2 + \lambda E[x_t]^2) + \frac{1}{2}(Var[\pi_t] + \lambda Var[x_t]) \quad (44)$$

Tento limitný prechod je možný vďaka tomu, že škálovanie $(1 - \delta)$ udržiava limitu konečnú. Ak stredné hodnoty spĺňajú rovnosti $E[\pi_t] = \pi^*$ respektíve $E[x_t] = 0$, vzťah pre medzičasovú stratovú funkciu (41) nadobúda v limitnom prípade tvar (43). Úlohou centrálnej banky je v každom období t regulovať nástroj monetárnej politiky, ktorým je zvyčajne krátkodobá úroková miera i_t , tak, aby minimalizovala hodnotu medzičasovej stratovej funkcie (41), s ohľadom na svoje informácie o stave ekonomiky, I_t , vrátane informácií o transmisnom mechanizme, a svoj úsudok, z_t .

Pozrime sa teraz na vývoj prijatia a používania inflačného cieľenia podľa Levina, Natalucciho a Pigera [15] v niektorých krajinách podrobnejšie.

Chile prijalo túto politiku v roku 1991. Tesne po získaní nezávislosti od štátneho aparátu v roku 1990 čelila čílska národná banka prudkému zvyšovaniu inflácie následkom ekonomických reforiem a mimoriadne vysokej ceny ropy spôsobenej Vojnou v zálive. Keďže pokus o nastolenie rovnováhy pomocou fixácie výmenného kurzu zlyhal a vznikol problém s kontrolou menových agregátov kvôli nestabilnému dopytu po peniazoch, inflačné cieľenie bolo prijaté ako posledný realizovateľný variant. Kľúčovým znakom čílskych skúseností s inflačným cieľením bolo najmä postupné postupné znižovanie inflácie, ktoré zabránilo neúmerne vysokému rastu výrobných nákladov. Až do augusta 1999 využívalo Čile na podporu svojej monetárnej politiky čiastočne viazaný výmenný kurz, ktorý v tomto roku vystriedal úplne voľný režim výmenného kurzu. Čílsky príklad prezentuje efektívne a úspešné využitie inflačného cieľenia pri potláčaní inflácie, avšak tento úspech si vyžadoval i silnú fiškálnu pozíciu a zdravý finančný systém.

Izraelský model je založený na dvoch pilieroch a cieľoch - cielenej inflá-

cii a čiastočne viazanom výmennom kurze, opierajúcom sa o úrokovú mieru. Spustením stabilizačného plánu v roku 1985, charakterizovaného pevným no upraviteľným výmenným kurzom a prístupím k inflačnému cieleniu v roku 1992 Izrael úspešne znížil infláciu až do minimálnych hodnôt. Riziko rozporu medzi oboma nominálnymi cieľmi si však často vyžadovalo intervencie centrálnej banky spojené so znižovaním jej kredibility a vysokými fiškálnymi nákladmi. Rozšírenie fluktuáčného pásma meny na 36% a výber presného rebríčka hodnôt tieto problémy viac-menej úspešne potlačili.

Pozitívne skúsenosti Chile a Izraela otvorilo inflačnému cieleniu dvere do ďalších transformujúcich sa ekonomík. Prvou krajinou južnej Ázie, ktorá sa podujala využiť túto politiku, bola Južná Kórea. Pred jej prijatím v roku 1998 sa juhokórejská monetárna politika riadila určovaním finančných agregátov v strednodobom horizonte. Po mnohých štrukturálnych zmenách na finančných trhoch v deväťdesiatych rokoch však začal byť agregát M2 nestabilný a silná finančná kríza v roku 1997 dokonca donútila Kóreu zriecť sa pevného výmenného kurzu. Preto sa obrátila k politike inflačného cieľenia ako jednému z posledných riešení. Toto riešenie bolo natoľko úspešné, že ďalšie krajiny ekonomicky silného regiónu juhovýchodnej Ázie, Thajsko a Filipíny, nasledovali po podobných skúsenostiach kórejský príklad v roku 2000, respektíve 2002.

Tendencia prechodu k pohyblivejšiemu výmennému kurzu je pozorovateľná i v niektorých krajinách strednej a východnej Európy. Liberalizácia cien a devalvácia meny v prvých rokoch prechodu k trhovej ekonomike priviedla tieto krajiny k rozhodnutiu využiť pevný výmenný kurz na stabilizáciu cenovej úrovne. Neskôr však rýchle zhodnocovanie reálneho výmenného kurzu spôsobilo veľké problémy s platobnou bilanciou a prinútilo krajiny Vyšegradskej štvorky k prechodu z pevného na pohyblivejší výmenný kurz. Ako prvá k tomuto kroku pristúpila po veľkej cenovej nestabilite v roku 1997 Česká republika, nasledovaná v roku 1998 Slovenskom a Poľskom. Jedine Maďar-

sko nikdy neprešlo na úplne voľný výmenný kurz, no v roku 2001 zaviedlo flukтуаčné pásmo 15%.

Prechod k voľnejšiemu výmennému kurzu vyvolal potrebu nominálneho záchytného bodu, ktorým sa stalo práve inflačné cielenie. Už rok po zrušení pevného výmenného kurzu k nemu v 1998 pristúpila Česká republika, ešte v tom istom roku nasledované Poľskom. Maďarsko ich nabodobnilo až po dlhšom období, v ktorom postupne rozširovalo flukтуаčné pásmo forintu, až po samotné prijatie inflačného cielenia v roku 2001. Ako posledné pristúpilo k oficiálnemu potvrdeniu inflačného cielenia v roku 2005 Slovensko, avšak už po istom období nedeklarovanej podpory tejto politiky.

3 Balassa-Samuelsonov efekt

Tovary a sektory, v ktorých sú tieto tovary produkované, môžeme prirodzene rozdeliť na dve skupiny obchodovateľné (výrobky) a neobchodovateľné (služby). Balassa (1964) a Samuelson (1964) sa nezávisle od seba zaoberali rozdielmi v raste produktivity v týchto sektoroch a zistili, že tieto rozdiely ovplyvňujú vzťah medzi relatívnymi cenami a reálnym výmenným kurzom. Ceny obchodovateľných tovarov majú tendenciu postupne sa vyrovnávať medzi jednotlivými krajinami, pretože dlhodobé výraznejšie cenové rozdiely by dávali príležitosť k arbitráži. Rast produktivity práce v obchodovateľnom sektore je obvykle rýchlejší ako v neobchodovateľnom sektore. Podľa štúdie NBS [4] existencia diferenciálu rastu produktivity, nazývaného tiež duálna produktivita, má za následok rozdielny vývoj cien v týchto sektoroch – ceny v neobchodovateľnom sektore rastú rýchlejšie ako v obchodovateľnom. Je to dôsledok vyrovnávania (rastu) miezd medzi obchodovateľným sektorom a neobchodovateľným sektorom. V obchodovateľnom sektore je rast miezd umožnený rýchlym rastom produktivity a vďaka mobilite pracovnej sily medzi sektormi vzrastú mzdy v celej ekonomike, teda v oboch sektoroch. Výrobcom v neobchodovateľnom sektore však budú schopní zvýšiť mzdy, len ak vzrastie cena neobchodovateľných tovarov, čo vedie k vyššej inflácii. Tento jav sa nazýva Balassa-Samuelsonov efekt a vzniknutý inflačný diferenciál sa tiež nazýva duálna inflácia. Diferenciál rastu produktivity a duálna inflácia sú v tranzitívnych ekonomikách spravidla väčšie ako v rozvinutých ekonomikách, pretože produktivita práce v obchodovateľnom sektore transformujúcich sa krajín je nižšia a vďaka dobiehaniu rastie rýchlejšie ako v rozvinutých ekonomikách. Pri fixnom kurze medzi tranzitívnou ekonomikou a vyspelou ekonomikou spôsobuje vyššia duálna inflácia v tranzitívnej ekonomike aj vyššiu celkovú infláciu, ktorá sa prejaví aj v posilňovaní reálneho kurzu tranzitívnej ekonomiky. Ak je v tranzitívnej ekonomike pohyblivý kurz meny a jej in-

inflačný cieľ sa nelíši od inflačného cieľa vyspelej ekonomiky, spôsobuje obvykle Balassa-Samuelsonov efekt zhodnotenie jej nominálneho kurzu. Vzhľadom na posilňovanie kurzu rastú ceny v obchodovateľnom sektore pomalšie ako celková inflácia, niekedy dokonca klesajú. Ceny v neobchodovateľnom sektore kvôli duálnej inflácii zase rastú rýchlejšie. Mzdy rastú približne rovnako rýchlo ako ceny v neobchodovateľnom sektore. Keďže vo vyjadrení v zahraničnej mene ceny v obchodovateľnom sektore v oboch krajinách rastú rovnako, posilňovanie kurzu neznižuje konkurencieschopnosť tranzitívnej ekonomiky v zahraničnom obchode. Mihajlek a Klau [17] uvádzajú, že ak je Balassa-Samuelsonov efekt príliš silný, krajina s pevným výmenným kurzom je často nútená vykonávať značne obmedzujúcu monetárnu a fiškálnu politiku, aby udržala infláciu na úrovni vyhovujúcej maastrichtským kritériám, čím však ohrozuje rast ekonomiky a zamestnanosť. Krajina s pohyblivým kurzom naopak čelí prudkému posilňovaniu výmenného kurzu, čo môže prilákať prílev špekulatívneho kapitálu a narušiť konkurenčné prostredie.

Významný vplyv Balassa-Samuelsonovho efektu na ekonomiku je badaateľný práve u tranzitívnych ekonomík stredoeurópskeho regiónu. Menová politika však na rast inflácie, ktorý spôsobuje tento efekt reagovať nemôže, pretože takéto zvýšenie inflácie má len obmedzený účinok a reakcia na neho by bola neefektívna.

Veľmi podobný účinok zvyšovania inflácie, na ktorú menová politika nemôže reagovať, má aj cenová liberalizácia, ktorej účinky sú spomínané napríklad v práci Backé, Fidrmuca, Reiningera a Schardaxa [2].

4 Odhad Taylorovho pravidla pre tranzitívne stredoeurópske ekonomiky

4.1 Popis dát

Všetky dáta, použité na odhad Taylorovho pravidla pre Českú republiku, Maďarsko, Poľsko a Slovensko, sú na štvrtťročnej báze a pochádzajú zo zdrojov Medzinárodného menového fondu (IMF). Dáta o úrokovej miere pre úvery Európskej Únie sú zo zdrojov Európskej centrálnej banky (ECB).

Nominálna úroková miera

Ako nominálnu úrokovú mieru, hlavný riadiaci nástroj centrálnych bánk, som si zvolil úrokovú mieru pre úvery (lending rate).

Inflácia

Miera inflácie je určená harmonizovaným, sezónne očisteným indexom spotrebiteľských cien (Harmonised consumer price index - HCPI) so základným rokom 1995 (1995 = 100). Samotnú infláciu som vyrátal ako ročnú percentuálnu zmenu tohoto indexu.

Produkčná medzera

Produkčná medzera je rozdiel medzi skutočnou a prirodzenou hodnotou produkcie. Ako skutočnú hodnotu produkcie som použil sezónne očistený index priemyselnej produkcie (Industrial production index - IPI) a na odhad prirodzenej hodnoty produkcie Hodrick-Prescottov (HP) filter pre trend logaritmu IPI.

HP filter je vyhladzujúca metóda často využívaná v makroekonómii na získanie hladkých odhadov dlhodobého trendu časových radov. Po prvý raz

ju vo svojej práci využili Hodrick a Prescott (1980, publikovaná až 1997) na analýzu povojnových hospodárskych cyklov ekonomiky USA. Po formálnej stránke je HP filter dvojstranný lineárny filter, pomocou ktorého sa dajú vypočítať vyhladené rady s premennej y pomocou minimalizácie variancie y od s . HP filter teda optimalizuje funkciu:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2 \quad (45)$$

Parameter λ určuje mieru hladkosti radu, σ . Čím je λ väčšie, tým hladší je časový rad. Pre $\lambda \rightarrow \infty$ sa s približuje lineárnemu trendu. Metóda HP filtra sa stala kvôli niektorým nedostatkom objektom kritiky (napr. Harvey a Jaeger, 1993), napriek tomu Ravn a Uhlig (2001) konštatujú, že HP filter "obstál v skúške časom aj v ohni kritiky pozoruhodne dobre". Keďže používame štvrťročné dáta, hodnotu som nastavil podľa odporúčania autorov na 1600.

4.2 Špecifikácia modelu

Pre odhad koeficientov modelu pre jednotlivé krajiny som použil Zovšeobecnenú metódu momentov (Generalized Method of Moments - GMM). GMM odhad patrí do skupiny takzvaných M-odhadov, pre ktorých je charakteristická minimalizácia cieľovej funkcie. Keďže nepotrebuje znalosť rozdelenia chybových členov, jedná sa o robustný odhad. Odhad pomocou GMM predpokladá, že chybové členy rovníc sú nekorelované so súborom inštrumentov (inštrumentálnych premenných). GMM vhodne zvolí odhad parametrov tak, aby bola korelácia medzi inštrumentálnymi premennými a chybovými členmi čo najbližšia nule, v závislosti od cieľovej funkcie. Podľa výberu matice váh v cieľovej funkcii sa môže GMM odhad stať robustným v otázke heterodkasticity respektíve autokorelácie. GMM odhady sú v ekonometri pomerne

rozšírené a veľa známych typov odhadov možno zaradiť ako špeciálne prípady GMM odhadov.

Základom GMM je teoretický vzťah, ktorý musia parametre modelu spĺňať. Tieto parametre sú potom odhadnuté tak, aby daný teoretický vzťah bol splnený čo najpresnejšie. Tento vzťah je potom nahradený upraveným vzťahom s použitím odhadov parametrov, čo by malo zabezpečiť, aby vážený rozdiel medzi teoretickými a reálnymi hodnotami bol čo najmenší. Teoretický vzťah, ktorý by mali parametre spĺňať, je zvyčajne určený pomocou podmienok ortogonalita medzi funkciami parametrov $f(\theta)$ a množinou inštrumentálnych premenných Z :

$$E[f(\theta)'Z] = 0 \quad (46)$$

kde θ sú odhadované parametre. GMM odhad zvolí odhady parametrov tak, aby korelácia medzi inštrumentálnymi premennými a funkciou f bola čo najbližšia k nule, ako to určuje cieľová funkcia:

$$J(\theta) = [f(\theta)'Z]'A[f(\theta)'Z] \quad (47)$$

kde A je matica váh a $m(\theta) = f(\theta)'Z$. Ak je matica A symetrická a kladne definitná, získaný odhad q bude konzistentný. Nutnou, nie však postačujúcou podmienkou získania asymptoticky vhodného odhadu q je, aby matica A bola inverzná ku kovariančnej matici momentov m .

4.2.1 Statický model

V statickom modeli Taylorovho pravidla som odhadoval veľkosť koeficientov nasledujúcej rovnice:

$$i_t = \rho + \beta_\pi \pi_{t+4} + \beta_x x_t + \varepsilon_t \quad (48)$$

Ide o takzvanú forward-looking verziu Taylorovho pravidla, v ktorej súčasné hodnoty niektorých premenných nahradené ich budúcimi hodnotami (leads).

V kontexte tejto práce vystupuje namiesto súčasnej inflácie jej budúca hodnota, konkrétne keďže ide o kvartálne dáta, tak štvrtá budúca hodnota predstavuje ročný predstih. Výber budúcej hodnoty je logický najmä pre podstatnú úlohu očakávaní budúcich hodnôt pri voľbe úrokovej miery pre centrálnu banku. Keďže ju určuje aj s ohľadom na budúcnosť, očakával som, že práve výber štvrtej budúcej hodnoty, ktorá zachytáva infláciu v tom istom kvartáli budúceho roka, sa môže pozitívne odzrkadliť vo výsledkoch modelu.

Pri odhade Taylorovho pravidla so súčasnými hodnotami ako aj forward-looking verzii treba v GMM zvoliť množinu inštrumentálnych premenných. Tieto treba vybrať zo sady premenných tvoriacich informačnú množinu centrálnej banky, ako napríklad minulé, teda lagované (lags), hodnoty premenných, ktoré pomáhajú predpovedať hodnoty inflácie, produkcie alebo iných premenných. Ako inštrumentálne premenné som si zvolil práve tieto minulé hodnoty, konkrétne tri najbližšie lagované hodnoty pre infláciu i produkčnú medzeru. Keďže tieto hodnoty poskytujú obraz o vývoji vysvetľujúcich premenných v poslednom období, sú výbornými kandidátmi na inštrumenty. Žiadna lagovaná hodnota úrokovej miery nebola ako inštrumentálna premenná do modelu zapojená¹, namiesto toho som si vybral akýsi model otvorenej ekonomiky, pretože poslednou inštrumentálnou premennou je súčasná hodnota úrokovej miery pre úvery (lending rate) Európskej Únie, teda ECB. Táto premenná bola zvolená najmä s ohľadom na ročné členstvo štátov v EÚ, ako aj očakávaný vstup do Európskej menovej únie (EMU). Hypotézou a dôvodom tohto kroku bol istý vplyv práve úrokovej miery EÚ na úrokovú mieru svojich nových členov. Celkový súhrn teda obsahuje sedem inštrumentálnych premenných² : π_{t-3} , π_{t-2} , π_{t-1} , x_{t-3} , x_{t-2} , x_{t-1} a i_t^{EU} .

¹S výnimkou Maďarska, viď. nižšie

²V Maďarsku boli navyše použité aj lagované hodnoty úrokovej miery - i_{t-3} , i_{t-2} a i_{t-1} . Keďže inštrumenty majú postihovať aj efekty, ktoré nie sú modelované priamo, dovolil som si použiť rôzne inštrumenty pre rôzne krajiny

Upravená vzorka dát pre tento model je kvôli budúcim a lagovaným hodnotám z obdobia 1996:1 - 2003:3, teda obsahuje 31 pozorovaní. Odhady koeficientov modelu, vrátane dôležitých štatistických ukazovateľov, sú zhrnuté v nasledujúcej tabuľke:

Tabuľka 1: Odhady statického modelu Taylorovho pravidla

Koeficient	Česká republika	Maďarsko	Poľsko	Slovensko
$\hat{\rho}$	3,28	1,82	16,77	7,01
SE	(2,25)	(0,84)	(0,88)	(1,82)
<i>p</i> - value	0,1568	0,0383	0,0000	0,0006
$\hat{\beta}_\pi$	1,34	1,46	0,64	1,24
SE	(0,48)	(0,066)	(0,089)	(0,25)
<i>p</i> - value	0,0094	0,0000	0,0000	0,0000
$\hat{\beta}_x$	-130,02	169,59	156,02	105,83
SE	(69,24)	(54,32)	(88,82)	(50,22)
<i>p</i> - value	0,0708	0,0041	0,0899	0,0442
<i>p</i> - J^\dagger	0,638	0,598	0,526	0,68

† - Hodnota J-štatistiky.

4.2.2 Dynamický model

Dynamický model odhadu Taylorovho pravidla obsahuje dôležitú zmenu oproti statickému v tom, že medzi vysvetľujúcimi premennými sa objavuje aj autoregresná premenná prvého stupňa pre úrokovú mieru. Takto mierne zmenený model vlastne reprezentuje efekt zhladzovania úrokovej miery. Celý model tak zákonite dostáva lepší „fit“, čo však nie je až také podstatné. Dôležitejšie je, že pri dynamickom modeli máme možnosť zistenia miery závislosti hlavnej premennej od svojich minulých hodnôt a od ostatných vysvetľujúcich

premenných. V modeli odhadujem koeficienty nasledovnej rovnice³:

$$i_t = \gamma i_{t-1} + (1 - \gamma)(\rho + \alpha_\pi \pi_{t+4} + \alpha_x x_t) + \varepsilon_t \quad (49)$$

Parameter γ môžeme prezentovať ako takzvaný zhladzujúci (smoothing) koeficient, ktorý vlastne indikuje mieru autoregresie a teda ukazuje, do akej miery sa snaží centrálna banka zachovať stabilnú úrokovú mieru, a do akej reaguje na okamžitý inflačný šok. Koeficient ρ symbolizuje rovnako ako pri statickom modeli cieľovú úrokovú mieru. Zvyšné koeficienty α_π a α_x sú podobné ako v statickom modeli β_π a β_x , avšak s istým rozdielom. Rast inflácie sa na úrokovej miere prejaví ako $(1 - \gamma) * \alpha_\pi$. Nás ale zaujíma dlhodobý efekt, určený ako súčet geometrickeho radu $\frac{(1-\rho)*\alpha_\pi}{1-\rho}$ a ktorý je rovný α_π . Preto majú koeficienty α rovnakú interpretáciu ako v statickom modeli, z čoho vyplýva, že α_π by malo byť väčšie než jedna (podľa vzorca (19)).

Dynamický model odhadujem rovnako ako statický pomocou GMM, veľmi podobná ostáva aj množina inštrumentálnych premenných. V Českej republike, Maďarsku a na Slovensku sú to π_{t-3} , π_{t-2} , π_{t-1} , x_{t-3} , x_{t-2} , x_{t-1} a i_t^{EU} a v Poľsku navyše ešte lagované hodnoty úrokovej miery, i_{t-3} , i_{t-2} a i_{t-1} . Rozsah vzorky dát a počet pozorovaní je rovnaký ako pri statickom modeli. Odhady koeficientov dynamického modelu obsahuje nasledujúca tabuľka:

³V Českej republike je navyše ako vysvetľujúca premenná použitá dummy premenná *cz_dummy9702*, ktorá nadobúda jednotkovú hodnotu pre druhý kvartál roku 1997 a nulovú pre všetky ostatné. Tým vlastne mierne vyrovnáva negatívny efekt cenovej nestability.

Tabuľka 2: Odhady dynamického modelu Taylorovho pravidla

Koeficient	Česká republika	Maďarsko	Poľsko	Slovensko
$\hat{\gamma}$	0,899	0,641	0,925	0,866
SE	(0,071)	(0,122)	(0,016)	(0,075)
<i>p</i> – value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\hat{\rho}$	3,176	2,575	8,151	4,91
SE	(1,92)	(1,335)	(2,173)	(4,399)
<i>p</i> – value	0,1102	0,0643	0,0008	0,2742
$\hat{\alpha}_\pi$	0,876	1,261	0,972	1,074
SE	(0,206)	(0,196)	(0,17)	(0,428)
<i>p</i> – value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0184
$\hat{\alpha}_x$	18,641	61,76	932,29	623,37
SE	(25,05)	(67,79)	(183,15)	(376,18)
<i>p</i> – value	0,4635	0,3703	0,0000	0,1091
<i>cz_dummy</i> 9702	19,27	-	-	-
SE	(9,96)	-	-	-
<i>p</i> – value	0,0639	-	-	-
<i>p</i> – J^\dagger	0,612	0,991	0,571	0,943

† - Hodnota J-štatistiky.

4.3 Rozbor výsledkov

Česká Republika

Statický model

Diskusiu výsledkov začnem práve u našich západných susedov, u ktorých dopadol odhad forward-looking verzie Taylorovho pravidla v statickom modeli najhoršie. Peknú hodnotu dosiahol inflačný koeficient β_π , ktorý skutočne prekročil hodnotu 1, čo je potvrdením teoretických záverov vo vzorci (19). Jeho hodnota 1,34 ukazuje, že Česká republika kladie dôraz na infláciu, čo potvrdzuje aj politika inflačného cielenia od roku 1998. Koeficienty ρ a β_x sú však mierne problematické. Konštanta ρ dosiahla odhadnutú hodnotu 3,28, čo je vzhľadom na vývoj nominálnej úrokovej miery a inflácie a dlhodobú cieľovú hodnotu reálnej úrokovej miery⁴ stále akceptovateľné číslo. To môžem podoprieť aj faktom, že v sledovanom období sa nominálna úroková miera vo všetkých krajinách V4, aj v Českej republike, relatívne prudko znižovala (pokles z 12,5 % na začiatku roka 1996 na 5,7 % v treťom kvartáli 2003) a aj dlhodobý cieľ bol zrejme trochu vyšší ako 2 %. Koeficient ρ sa však stal v modeli nesignifikantným (p-value = 0,1568). Tento problém bol však zrejme iba dočasný, pretože pri posunutí rozsahu modelu na začiatočný dátum 2.kvartál 1996 alebo neskôr už bol koeficient signifikantný. Problémy so signifikantnosťou nastali aj pri koeficiente β_x , tento koeficient by sa stal signifikantným až pri hladine významnosti $\alpha = 10\%$. Tento jav môžeme naopak chápať pozitívne v tom zmysle, že česká monetárna politika sa orientuje na produkčnú medzeru v menšej miere ako na infláciu, čím sa blíži monetárnej politike EMÚ, do ktorej sa chce o pár rokov začleniť. Pri tomto koeficiente sa však v Českej republike ako v jedinej krajine objavilo záporné znamienko, čo je veľmi problematické, keďže podľa teórie by mal byť tento koeficient kladný.

⁴Dlhodobá cieľová hodnota reálnej úrokovej miery je v literatúre uvedená okolo 2 %.

Problémy s odhadom statického modelu v Česku môžu byť čiastočne spojené s veľkou krízou a cenovou nestabilitou v roku 1997 a následne prijatými zmenami.

Dynamický model

V dynamickom modeli dopadli výsledky pre Českú republiku trochu lepšie ako v statickom modeli. Hodnota $\gamma \doteq 0,9$ je veľmi vysoká, po Poľsku najvyššia z celej V4 a poukazuje na snahu o stabilizáciu úrokovej miery v sledovanom období. Cieľová úroková miera $\rho = 3,176$ je takmer rovnaká ako pri statickom modeli, čo len potvrdzuje veľkú podobnosť s teoretickými predpokladmi inflačného cieľa vo výške 2 %. Inflačný koeficient $\alpha_\pi = 0,876$ nedosahuje žiadajú hodnotu 1, čo je trochu v rozpore so odhadmi statického modelu. Do jednotkovej hodnoty mu však veľa nechýba a úplna signifikantnosť vyvracia domnienky menšieho dôrazu Českej republiky na infláciu. Naopak, úplne nesignifikantný je koeficient produkčnej medzery, $\alpha_x = 18,641$, ktorý má navyše veľmi nízku hodnotu, čo potvrdzuje závery získané zo statického modelu, že Česká republika sa orientuje viac na infláciu. Posledný koeficient, unikátny pre Českú republiku, $cz_dummy9702 = 19,27$, poslužil len na vyrovnanie výkyvu v roku 1997.

Maďarsko

Statický model

Výsledky statického modelu pre Maďarsko veľmi dobre reflektujú teoretické základy Taylorovho pravidla. Všetky tri koeficienty sú pri hladine významnosti $\alpha = 5\%$ signifikantné, čo poukazuje na vhodnosť tohoto modelu pre maďarskú ekonomiku. Konštanta $\rho = 1,81$ plne vyhovuje obvyklému dvoj-percentnému dlhodobému cieľu pre reálnu infláciu, ktorý má tento koeficient

odhadovať, a j keď Maďarsko sa zatiaľ len pomaly blížilo k tejto hodnote. Čo sa týka hodnôt ostatných koeficientov, výborne dopadol najmä odhad pre inflačný koeficient, $\beta_{\pi} = 1,46$. Tento, rovnako ako ρ , takmer dokonale zachytáva hodnotu udávanú literatúrou⁵ a teda pozorujeme dosť vysoký dôraz práve na infláciu. To dokazuje, že hoci Maďarsko prijalo program inflačného cielenia až v roku 2001, už predtým sa relatívne orientovalo na infláciu a zodpovedne sa na túto politiku pripravovalo. Veľkosť koeficientu pre produkčnú medzeru $\beta_x = 169,59$ je veľmi vysoká⁶.

Dynamický model

Dynamický model vyznel pre Maďarsko, rovnako ako jeho statický "náprotivok", veľmi zaujímavo. Zhladzujúci parameter $\gamma = 0,641$ je vôbec najnižší zo všetkých skúmaných krajín a udáva, že Maďarsko nevyvíja až takú vysokú snahu o udržiavanie stabilnej úrokovej miery a naopak prejavuje väčšiu mieru ochoty reagovať na inflačné šoky. Druhý koeficient, odhadovateľ cieľa reálnej úrokovej miery $\rho = 2,575$, bol dokonca ešte priaznivejší ako v Českej republike. Inflačný koeficient $\alpha_{\pi} = 1,261$ bol najvyšší z celej V4 a spolu s výsledkami statického modelu jasne ukazuje vysoký dôraz menovej politiky v Maďarsku na infláciu. Posledný z odhadovaných parametrov, produkčný koeficient $\alpha_x = 61,76$ dosahuje približne podobný výsledok, ako udáva literatúra a jeho nesignifikantnosť signalizuje, podobne ako v Českej republike, nižší dôraz na produkčnú medzeru.

⁵V literatúre sa udáva veľkosť $\beta_{\pi} = 1,5$, s ktorou pracoval už samotný Taylor [24].

⁶Pre produkčnú medzeru sa zvyčajne udáva koeficient 0,5, čo vzhľadom na to, že používam logaritmy a nie percentá output gapu, zodpovedá koeficientu 50.). Už hodnota nad 80 signalizuje, že monetárna politika kladie dôraz na reálny ekonomický vývoj, teda v Maďarsku je podľa výsledkov tento dôraz relatívne veľmi veľký.

Poľsko

Statický model

Najväčšia z tranzitívnych ekonomík Vyšegradskej štvorky, Poľsko, dosiahlo v odhade statického pravidla veľmi zaujímavé výsledky. Konštanta, bez pochyb signifikantná, je však úplne v rozpore s teoretickými závermi, $\rho = 16,77$, vysoko prekračuje predpokladanú veľkosť 2. Signifikantný je rovnako aj inflačný koeficient, avšak jeho veľkosť, $\beta_\pi = 0,64$, je v Poľsku, ako v jedinej zo skúmaných krajín, menšia ako 1. Tento jav môže byť spôsobený účinkom cenovej liberalizácie a Balassa-Samuelsonovho efektu, ktoré sa práve v tejto ekonomike mohli prejavovať výraznejšie. Keďže monetárna politika by nemala na tieto efekty reagovať, inflačný koeficient je výrazne nižší ako inde. Signifikantnosť produkčnej medzery je kdesi na hrane, pri hladine významnosti $\alpha = 5\%$ ešte koeficient signifikantný nie je, pri $\alpha = 10\%$ už však áno. Toto pozorovanie potvrdzuje, že Poľsko je tiež na ceste približovania sa k menovej politike EÚ, keďže dôraz kladený na produkčnú medzeru je menší ako na infláciu. Veľkosť produkčného koeficientu $\beta_x = 156,02$ je približne rovnaká ako v Maďarsku a súvisia s ňou rovnaké závery. Lepšie výsledky nedosiahlo Poľsko ani pri alternatívnom modeli, ktorý obsahoval rovnaké inštrumenty ako v Maďarsku (pridané lagované hodnoty úrokovej miery). Naopak, pri modeli, v ktorom nefigurovali lagovaná úroková miera a ani lagovaná inflácia (teda len lagovaná produkčná medzera a úroková miera EU), bola veľkosť ρ len okolo 11 a $\beta_\pi > 1$, avšak len na úkor produkčnej medzery, ktorá bola ešte vyššia ako v Maďarsku.

Dynamický model

V dynamickom modeli Taylorovho pravidla pre Poľsko je na prvý pohľad zaujímavý fakt, že všetky koeficienty modelu sú signifikantné i pri hladine

významnosti $\alpha = 1\%$. Okrem tejto špecifickosti medzi krajinami V4 má Poľsko aj najväčší koeficient $\gamma = 0,925$, teda miera zhladzovania úrokovej miery je veľmi vysoká a reakcie na prípadné inflačné šoky menej prudké. Koeficient $\rho = 8,152$ je nižší ako pri statickom modeli, no stále relatívne vysoký vzhľadom na predpokladaný cieľ reálnej úrokovej miery. Rovnako ako v Českej republike, ani v Poľsku nedosahuje inflačný koeficient $\alpha_\pi = 0,972$ "magickú" hodnotu 1, čo však, vzhľadom na výsledky statického modelu, nie je žiadne prekvapenie. Môže to byť výsledkom spomínaných efektov dvíhajúcich infláciu (Balassa-Samuelsonov, liberalizácia cien), na ktoré menová politika nemá reagovať, alebo je to naozaj výsledok nižšieho dôrazu na infláciu ako v susedných štátoch. Výška posledného z koeficientov, koeficientu produkcie $\alpha_x = 932,33$ je až extrémne vysoká a aj keď vysoké hodnoty tohoto koeficientu poukazujú na dôraz na reálny ekonomický vývoj, v tomto prípade ide skôr o nejakú nedokonalosť aplikácie modelu na poľské pomery.

Slovensko

Statický model

Najmenšia zo stredoeurópskych ekonomík, ktorá si zároveň ako posledná osvojila politiku inflačného cielenia, bola asi najzaujímavejšou zo skúmaných krajín. Jednak z dôvodov, že tunajšia ekonomika je mi ako domovská najbližšia, jednak zo spomínaného dôvodu najmenších skúseností s inflačným cielením a v neposlednom rade zo snahy o porovnanie. V niektorých štúdiách (napríklad Maria-Dolores [16]) totiž práve Slovensko najviac vybočovalo z rámca a na rozdiel od ostatných krajín V4 nepotvrdzovali výsledky platnosť Taylorovho pravidla.

V mojom výskume, naopak, Slovensko ukázalo výsledky reflektujúce orientáciu na inflačné cielenie a platnosť samotného Taylorovho pravidla. Aj keď konštantný koeficient, podobne ako pre Poľsko, dosiahol vyššiu hodnotu ako

dlhodobý cieľ reálnej úrokovej miery, treba to zrejme tiež posudzovať relatívne⁷. Inflačný koeficient, $\beta_\pi = 1,24$, bol uspokojivý, rovnako ako fakt, že oba koeficienty boli signifikantné. Ak vezmem do úvahy spomínaný Balassa-Samuelsonov efekt a liberalizáciu cien, ktoré sa určite prejavili, β_π dosahuje hodnotu potvrdzujúcu dôraz na infláciu. Tieto zistenia ukazujú, že hoci Slovensko prijalo inflačné ciele len nedávno, a vzorka dát, z ktorej pozostáva model, toto obdobie ešte nezahŕňa, tak už v minulosti sa naša menová politika orientovala vo vysokej miere na infláciu. Výsledok odhadu produkčného koeficientu, $\beta_x = 105,83$, je opäť dosť vysoký. Je síce mierne nižší ako v ostatných krajinách, ale rovnako poukazuje na to, že menová politika kladie relatívne veľký dôraz na reálny ekonomický vývoj.

Dynamický model

Diskusiu výsledkov zakončím dynamickým modelom Slovenska. Efekt zhladzovania úrokovej miery, reprezentovaný koeficientom $\gamma = 0,866$ je u nás trochu nižší ako v Česku a Poľsku, napriek tomu dosť výrazný. Konštanta $\rho = 4,91$ je opäť vyššia ako by mal byť predpokladaný cieľ reálnej úrokovej miery, no nižšia ako v statickom modeli a jej výška je akceptovateľná. Problémy však nastávajú s jej zjavnou nesignifikantnosťou. Parameter $\alpha_\pi = 1,074$ tesne prekračuje hodnotu 1 a vyhovuje tak teoretickým predpokladom literatúry. A napokon, koeficient $\alpha_x = 623,37$ je rovnako problematický ako v Poľsku. Na rozdiel od Poľska, na Slovensku je tento koeficient nesignifikantný, čo sa v statickom modeli neprejavilo. Potvrzuje to, že aj Slovensko kladie väčší dôraz na infláciu ako na produkčnú medzeru.

⁷Vývoj reálnej úrokovej miery pre úvery sa na Slovensku pohyboval od 7,5 % začiatkom roku 1996, cez až 15 % koncom roka 1998 (pravdepodobne dôsledok zmeny vlády a jej politiky), až k nulovej, ba zápornej hodnote koncom roka 2003 (prejavy reforiem). V takejto situácii v odhade Taylorovho pravidla nemohla konštanta dosiahnuť hodnotu okolo 2 %.

Záver

Záverečné zhodnotenie práce prináša môj pohľad na teoretické poznatky a praktické výsledky, ktoré táto práca priniesla.

V teoretickej časti je okrem klasických teoretických základov menovej politiky analyzovaná aj politika inflačného cielenia, ktorá svojimi výhodami presvedčila aj monetárne authority štátov V4 a ktorej pôsobenie je badateľné i vo výskume v empirickej časti. Okrem toho teoretická časť obsahuje niektoré faktory potrebné neskôr pri vyhodnotení a rozboře praktických objavov a slúži tak ako významný pilier pre dôležitejšiu empirickú časť.

Empirická časť sa snaží prispieť do oblasti výskumu tendencie k nasledovaniu Taylorovho pravidla a vďaka niektorým osobitostiam odlišiť od podobných výskumov publikovaných v poslednom období. Odhad pomocou GMM modelu sa ukázal ako dobrý výber, keďže vďaka inštrumentálnym premenným som mohol odhaliť a vziať do úvahy rozličné špecifiká každej zo skúmaných krajín. Empirické odhady modelov Taylorovho pravidla potvrdili, že menová politika všetkých krajín Vyšegradskej štvorky vo väčšej alebo menšej miere vyhovuje tejto reakčnej funkcii a že sa tieto štáty zaradili medzi mnohé vyspelé ekonomiky, v ktorých Taylorovo pravidlo v istých modifikáciách určite funguje. Potvrdila sa aj závislosť úrokových mier štátov V4 od úrokovej miery ECB, čo je dôkazom otvorenosti týchto ekonomík a pozitívnym signálom pred očakávaným vstupom do EMU. Skúmané obdobie bolo pomerne špecifické, v rokoch 1996 - 2003 sa v strednej Európe objavilo viacero faktorov dočasne alebo trvale negatívne pôsobiacich na stabilný ekonomický vývoj, v Českej republike cenová nestabilita v roku 1997, na Slovensku zmena vládnej aj menovej politiky v roku 1998, v Poľsku veľmi výrazné znehodnocovanie zlotého. I napriek týmto faktorom sa menová politika krajín V4 čoraz viac približovala a stále približuje našim partnerským krajinám EÚ.

Výsledky empirickej časti sú pre mňa potešujúce, po dlhom hľadaní a

skúmaní rôznych modelov sa podarilo nájsť modely, na ktorých bolo možné dobre vysvetliť vývoj a momentálny stav skúmaných ekonomík a v istých hraniciach i potvrdiť teoretické a praktické poznatky renomovaných ekonómov.

Literatúra

- [1] Adam, Ch., Cobham, D., Girardin, E. (2005): *Monetary Frameworks and Institutional Constraints: UK Monetary Policy Reaction Functions, 1985 - 2003*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67, 4.
- [2] Backé, P., Fidrmuc, J., Reininger, T., Schardax, F. (2002): *Price Dynamics in Central and Eastern European EU Accession Countries*, Oesterreichische Nationalbank Working Paper, No. 61.
- [3] Belke, A., Styczynska, B. (2004): *The Allocation of Power in the Enlarged ECB Governing Council - An Assesment of the ECB Rotation Model*, CEPS Research Report in Finance and Banking, No. 35.
- [4] Benčík, M., Hajnovič, F., Strachotová, A., Šuster, M., Tözsér, T., Zeman, J. (2005): *Odhad Balassa-Samuelsonovho efektu v ekonomike SR*, Odbor výskumu NBS.
- [5] Calvo, G. (1983): *Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework*, J.Monet. Econ., 12:3.
- [6] Carare, A., Tchaidze, R. (2005): *The Use and Abuse of Taylor Rules: How Precisely Can We Estimate Them?*, IMF Working Paper.
- [7] Clarida, R., Gali, J., Gertler, M. (1997): *Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence*, National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 6254.
- [8] Clarida, R., Gali, J., Gertler, M. (2003): *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, Journal of Economic Literature, Vol. 37, No.4.

- [9] De Grauwe, P., S enegas, M.-A. (2004): *Asymmetries in Monetary Transmission: Some implications for EMU and its enlargement*, Katholieke Universiteit Leuven, University Montesquieu.
- [10] Dieppe, A., K uster, K., McAdam, P. (2004): *Optimal Monetary Policy Rules for the Euro Area: An Analysis Using the Area Wide Mode*, European Central Bank Working Paper Series, No. 360.
- [11] Gerlach, S. (2004): *Interest Rate Setting by the ECB: Words and Deeds*, Hong Kong Institute for Monetary Research, University of Basel and CEPR.
- [12] Hayo, B., Hofmann, B. (2005): *Comparing Monetary Policy Reaction Functions: ECB versus Bundesbank*, Zentrum f ur Europ aische Integrationsforschung, University of Bonn.
- [13] Jonas, J., Mishkin, F. S. (2003): *Inflation Targeting in Transition Countries: Experience and Prospects*, National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 9667.
- [14] Kotovova, K. (2005): *Modelovanie rovnovazneho vymenneho kurzu pomocou panelovych modelov*, Diplomova praca, FMFI UK, Bratislava.
- [15] Levin, A. T., Natalucci, F. M., Piger, J. M. (2004): *The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review.
- [16] Maria-Dolores, R. (2004): *Monetary Policy Rules In Accession Countries to EU: Is the Taylor rule a pattern?*, Economics Bulletin, Vol. 5, No. 5.
- [17] Mihaljek, D., Klau, M. (2003): *The Balassa-Samuelson Effect in Central Europe: A Disaggregated Analysis*, Bank for International Settlements Working Paper, No. 143.

- [18] Mohanty, M. S., Klau M. (2004): *Monetary Policy Rules in Emerging Economies: Issues and Evidence*, Bank for International Settlements Working Paper, No. 149.
- [19] Östreholm, P. (2005): *The Taylor Rule: A Spurious Regression?*, Blackwell Publishing, Bulletin of Economic Research 57:3.
- [20] Polanec, S. (2004): *Price Liberalization and Output Decline in Transition*, LICOS Centre for Transition Economics Discussion Paper 153/2004.
- [21] Poole, W. (2006): *The Fed's Monetary Policy Rule*, Federal Reserve Bank of St.Louis Review.
- [22] Scharler, J. (2005): *Do Bank-Based Financial Systems Reduce Macroeconomic Volatility by Smoothing Interest Rates?*, Oesterreichische Nationalbank.
- [23] Svensson, L. E. O. (2003): *What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules*, Journal of Economic Literature, Vol. 41.
- [24] Taylor, J. (1993): *Discretion versus policy rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, 195-214.

Prílohy