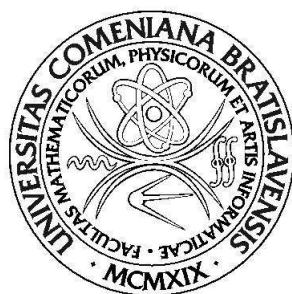


Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky



Výmenný kurz  
a jeho vplyv na infláciu

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Miroslava Federičová

Bratislava 2008

# Výmenný kurz a jeho vplyv na infláciu

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Miroslava Federičová

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE  
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY  
KATEDRA APLIKOVANEJ MATEMATIKY A ŠTATISTIKY

Ekonomická a finančná matematika

Vedúci diplomovej práce  
Prof. Dr. Jarko Fidrmuc

BRATISLAVA 2008

Prehlasujem, že som diplomovú prácu vypracovala samostatne, iba s pomocou literatúry uvedenej v zozname, konzultácií s vedúcim diplomovej práce a vedomostí získaných počas štúdia.

.....

Miroslava Federičová

V Bratislave, 28. apríla 2008

Ďakujem diplomovému vedúcemu Prof. Dr. Jarkovi Fidrmucovi za všetky cenné rady, pripomienky a odborné vedenie počas vypracovávania diplomovej práce.

## Abstrakt

Optimalita režimu výmenného kurzu, ako aj efektívnosť monetárnej politiky závisia od úzkeho vzťahu medzi pohybmi výmenného kurzu a domácej cenovej hladiny. V tejto práci skúmame rozsah a rýchlosť vplyvu zmeny výmenného kurzu na výrobné a spotrebiteľské ceny. Sústredíme sa na päť nových členských krajín Európskej únie (Česká republika, Maďarsko, Poľsko, Rumunsko a Slovensko), ktoré prijali jednu z podôb plávajúceho alebo riadeného režimu výmenného kurzu. Naše výsledky, založené na vektorových autoregresných modeloch, potvrdia pokles ERPT v cenovom reťazci, t.j. nižší vplyv výmenného kurzu na spotrebiteľské ceny ako na výrobné ceny. Taktiež nájdeme pozitívny vzťah medzi stupňom ERPT a infláciou, v súlade s Taylorovou hypotézou. Špeciálne v prípade Rumunska, vysoká inflácia a fluktuácie výmenného kurzu vedú k vyššiemu stupňu ERPT. Nakoniec odhadneme ERPT na niektoré druhy tovarov na Slovensku a na naše výsledky aplikujeme Krugmanovu teóriu cenových stratégií firiem.

**Kľúčové slová:** vplyv výmenného kurzu, inflácia, vektorové autoregresné modely, cenové stratégie firiem

## **Abstract**

Exchange rate regime optimality, as well as monetary policy effectiveness, depends on the tightness of the link between exchange rate movements and domestic price level. In this paper we examine the extent and speed of exchange rate pass-through (ERPT) to producer and import prices. The focus is on five new European Union member states (Czech Republic, Hungary, Poland, Romania and Slovakia) that have adopted some form of floating or managed exchange rate regime. Our results, based on vector autoregressive models, confirm that ERPT declines across the pricing chain, i.e. it is lower on consumer prices than on import prices. We also find a positive relationship between the degree of the ERPT and inflation, in line with Taylor's hypothesis. Especially in case of Romania, high inflation and exchange rate fluctuations lead to higher degree of the ERPT. Finally, we estimate ERPT to some special goods in Slovakia and apply Krugman's theory of pricing-to-market on our results.

**Keywords:** exchange rate pass-through, inflation, vector autoregressive models, pricing-to-market

# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>Ekonomická teória</b>	<b>5</b>
2.1	Výmenný kurz a jeho vplyv na cenový reťazec . . . . .	6
2.2	Zákon jednej ceny a parita kúpnej sily . . . . .	7
2.3	Prečo je ERPT neúplný? . . . . .	9
2.3.1	Makroekonomické vplyvy . . . . .	10
2.3.2	Cenové stratégie firiem . . . . .	12
<b>3</b>	<b>Autoregresný proces</b>	<b>17</b>
3.1	Stanovenie autoregresného modelu . . . . .	18
3.2	Sezónnosť . . . . .	19
3.3	Stacionarita . . . . .	20
3.3.1	Testovanie stacionarity . . . . .	21
3.4	Informačné kritériá . . . . .	24
<b>4</b>	<b>Vektorový autoregresný proces</b>	<b>25</b>
4.1	Stabilita VAR modelu . . . . .	25
4.2	VAR model a kointegrácia . . . . .	26
4.3	Analýza VAR modelov . . . . .	28
4.4	Modelovanie VAR . . . . .	28
4.5	Reakčná funkcia . . . . .	29
<b>5</b>	<b>Vplyv výmenného kurzu na cenovú hladinu v piatich krajinách EÚ</b>	<b>32</b>
5.1	Porovnanie sledovaných krajín . . . . .	32
5.2	Metodológia . . . . .	35
5.3	Popis dát . . . . .	37
5.4	Stacionarita a kointegrácia . . . . .	37
5.5	Postup pri modelovaní . . . . .	38

5.6	Empirické výsledky . . . . .	39
5.7	Vplyv výmenného kurzu na ceny tovarov a služieb na Slovensku . . . .	43
<b>6</b>	<b>Záver</b>	<b>48</b>
<b>7</b>	<b>Literatúra</b>	<b>49</b>
<b>8</b>	<b>Príloha</b>	<b>52</b>
8.1	Príloha A: Test jednotkového koreňa . . . . .	52
8.2	Príloha B: Reakcia výrobných a spotrebiteľských cien na zmenu vo výmennom kurze . . . . .	54
8.3	Príloha C: Akumulovaná reakcia cien jednotlivých tovarov na zmenu vo výmennom kurze . . . . .	56



# 1 Úvod

Nepretržité zhodnocovanie eura po jeho zavedení predstavovalo výzvy pre monetárne politiky v Euro zóne. Prezident Európskej centrálnej banky Willem F. Duisenberg v roku 2000 tento jav komentoval slovami: "Zhodnocovanie výmenného kurzu eura, pokým sa tento jav neobrátí, bude zvyšovať riziká cenovej stability v strednodobom horizonte". Pochopenie vplyvu výmenného kurzu na ceny je teda podstatné hlavne z politickej perspektívy, a to pre stanovenie vhodnej reakcie monetárnej politiky na pohyby výmenného kurzu. V súčasnosti je vplyv výmenného kurzu na infláciu, v literatúre označovaný ako *exchange rate pass-through*, dôležitým hlavne pre nové členské krajiny Európskej únie, ktoré sa musia rozhodnúť, kedy bude vhodný čas na zavedenie eura. Toto rozhodnutie závisí od zhodnotenia relatívnych nákladov a výnosov spojených so vzdaním sa nástroja výmenného kurzu. Vysoký vplyv výmenného kurzu na infláciu naznačuje, že stabilizácia nominálneho výmenného kurzu by mala znížiť inflačné tlaky a tak pomôcť splniť kritériá pre vstup do Európskej menovej únie.

Zhodnocovanie a znehodnocovanie výmenného kurzu má priamy vplyv na infláciu, a to zmenou cien obchodovateľných tovarov vyjadrených v domácej mene. Výmenný kurz vplýva na infláciu taktiež nepriamo, cez zmeny v ekonomickej aktivite krajiny. Pohyby výmenného kurzu sa prenášajú do rôznych úrovní cenového reťazca. Ak všetko ostatné ostáva nezmenené, dovozná cena by sa mala zmeniť s výmenným kurzom v pomere jedna k jednej, ako predpisuje zákon jednej ceny. Zmeny dovozných cien by mali následne vyvolať zmeny výrobných a spotrebiteľských cien. Avšak odhadovaný vplyv výmenného kurzu sa líši od týchto teoretických predpokladov, a to z niekoľkých dôvodov. Cenové stratégie firiem na zahraničnom trhu môžu viesť až k nulovému dopadu zmien výmenného kurzu na ceny. Prítomnosť nákladov spojených s prispôbovaním cien spôsobujú, že zmeny výmenného kurzu sa neodzrkadľujú v zmenách cien, a to hlavne vtedy, ak firmy očakávajú len dočasnú zmenu výmenného kurzu. Taktiež prechod zmeny výmenného kurzu na ceny vyzerá byť

endogénny k rozdielnym režimom výmenného kurzu a má sklon byť menší v prípade nízkej inflácie.

V našej práci analyzujeme vplyv výmenného kurzu na výrobné a spotrebiteľské ceny v 5 nových členských krajinách Európskej únie, a to v Českej republike, Maďarsku, Poľsku, Rumunsku a na Slovensku. Rozsah a rýchlosť prechodu zmeny výmenného kurzu na ceny odhadneme pomocou reakčnej funkcie vektorového autoregresného procesu. Naším cieľom bude zistiť, či je dopad výmenného kurzu na ceny úplný, ako predpokladá zákon jednej ceny, a v prípade neúplnosti tohto dopadu, nájsť možné dôvody týchto odchýliek. Vplyv cenových stratégií firiem na prenos zmien výmenného kurzu na ceny sa pokúsime ilustrovať na cenách niektorých obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov Slovenska.

Práca je usporiadaná nasledovne. V kapitole 2 sa budeme venovať ekonomickej teórii vplyvu výmenného kurzu na cenovú hladinu. Poskytneme taktiež prehľad doterajších empirických štúdií, ktoré sa zaoberali možnými makroekonomickými vplyvmi neúplnosti dopadu zmeny výmenného kurzu na ceny. V závere kapitoly sa budeme venovať trom dynamickým modelom cenových stratégií firiem. V kapitole 3 a 4 definujeme jednorozmerný a vektorový autoregresný proces a popíšeme postup pri ich testovaní. Samotnej empirickej časti tejto práce sa budeme venovať v kapitole 5, v ktorej odhadneme vektorový autoregresný model pre 5 sledovaných krajín a predložíme ich výsledky. Na záver tejto kapitoly porovnáme a zdôvodnime výsledky vplyvu výmenného kurzu na konkrétne druhy tovarov. Kapitola 6 obsahuje hlavné závery našej práce.

## 2 Ekonomická teória

Vzťah medzi pohybmi výmenného kurzu a cenovými zmenami je už dlho rozoberaný vo vedeckej ako aj v politickej obci. Tento vplyv výmenného kurzu na cenový reťazec sa v literatúre označuje ako *exchange rate pass-through* (ERPT). Keď dochádza k zmene výmenného kurzu, zahraničné firmy môžu reagovať podľa nasledujúcich troch možností:

1. nechať prejsť zmeny vo výmennom kurze úplne na ich predajné ceny v exportných trhoch (úplný ERPT)
2. ignorovať zmenu výmenného kurzu, aby udržali predajné ceny svojich tovarov nezmenené (nulový ERPT)
3. použiť kombináciu predošlých dvoch možností (čiastočný resp. neúplný ERPT)

ERPT sa javí ako proces, ktorý sa mení v čase a je rozdielny v jednotlivých krajinách, ako aj v priemysle v rámci jednej krajiny. Celkový vplyv ERPT je závislý od mikroekonomických faktorov (štruktúra trhu, cenové stratégie firiem), ako aj od makroekonomických vplyvov (otvorenosť krajiny, stabilita monetárnej politiky, inflácia).

Je veľmi dôležité úplne pochopiť ERPT a poznať jeho rozsah, a to z nasledovných dôvodov:

1. Poznanie veľkosti a času ERPT je veľmi podstatné pre správne odhadnutie vplyvu monetárnej politiky na ceny, ako aj pre predpovedanie inflácie.
2. Prijatie politiky inflačného cielenia vyžaduje vedomosť o veľkosti a rýchlosti ERPT na infláciu.
3. Stupeň ERPT má dôležitý význam pri *expenditure-switching* efekte z výmenného kurzu. Nižší stupeň ERPT spôsobuje, že fluktuácie nominálneho výmenného kurzu môžu viesť k nižšiemu *expenditure-switching* efektu, a tým prispieva k vyššej efektívnosti monetárnej politiky pri jej reakcií na reálne šoky.

4. Rozsah ERPT je dôležitý aj pre menej rozvinuté ekonomiky, pretože ovplyvňuje efektívnosť nezávislej monetárnej politiky. V prípade tranzitných krajín, kde cenové uvoľnenie viedlo k značnej inflácii v rokoch 1990 a kde sa revalvácia reálneho výmenného kurzu vyskytuje spolu s defláciou, je ERPT dôležitý hlavne pre tvorcov monetárnej politiky.

## 2.1 Výmenný kurz a jeho vplyv na cenový reťazec

ERPT je podľa Goldberga a Knettera (1996) [17] definovaný ako percentuálna zmena cien dovozu v domácej mene vyplývajúca z jednopercetnej zmeny výmenného kurzu medzi vyvážajúcimi a dovážajúcimi krajinami. Zmeny v cenách dovozu potom ďalej prechádzajú aj na výrobné a spotrebiteľské ceny. Teda ERPT môžeme jednoduchšie definovať ako vzťah medzi nominálnym výmenným kurzom a domácou cenovou hladinou. Ak ceny reagujú na zmenu vo výmennom kurze rovnako veľkou zmenou, potom je ERPT úplný.

V literatúre rozlišujeme dva kanály vplyvu ERPT:

- 1) **Priamy kanál** vplyva na cenovú hladinu cez vonkajší sektor krajiny, teda cez ceny dovozu. Nech  $E$  je výmenný kurz v zmysle domáca mena za jednotku cudzej meny a  $P^*$  je cena dovážaného tovaru v cudzej mene. Potom  $EP^*$  reprezentuje cenu dovážaného tovaru v domácej mene. Ak  $P^*$  zafixujeme a  $E$  sa bude znehodnocovať, potom cena dovážaného tovaru bude rásť, a to proporcionálne s výmenným kurzom  $E$ . Tento výsledok sa nazýva prechod (*pass-through*) zmeny výmenného kurzu na ceny dovozu. Avšak ERPT je úplný iba v prípade konštantných cenových prirážok a konštantných marginálnych nákladov. Ak výrobcovia zvýšia svoje ceny spolu s rastom cien dovozu, táto zmena v cenách dovozu sa potom presunie taktiež do výrobných a spotrebiteľských cien.
- 2) **Nepriamy kanál** ERPT súvisí s konkurencieschopnosťou tovarov na medzinárodnom trhu. Znehodnotenie výmenného kurzu robí domáce produkty relatívne lacnejšie pre zahraničných kupcov. Dôsledkom toho export spolu s agre-

govaným dopytom budú rásť a vyvolajú rast domácej cenovej hladiny. Keďže zmeny nominálnej mzdy sú v krátkodobom horizonte fixované, reálne mzdy klesnú a vzrastie výroba. Avšak keď sa reálne mzdy po čase vrátia na svoju pôvodnú hladinu, výrobné náklady vzrastú, vzrastie celková cenová hladina a výroba poklesne. Teda nakoniec znehodnotenie výmenného kurzu spôsobí trvalý nárast cenovej hladiny s len dočasným nárastom výroby.

## 2.2 Zákon jednej ceny a parita kúpnej sily

Pri analýze vzťahu výmenného kurzu a cien tovarov je dôležité zoznámiť sa s pojmom zákon jednej ceny. Zákon jednej ceny (*law of one price*, ozn. LOP) hovorí, že identické tovary by sa mali kdekoľvek na svete predávať za rovnakú cenu vyjadrenú v jednotnej mene. Toto právo však predpokladá maximalizáciu zisku, nulové prepravné a distribučné náklady. Implicitným predpokladom tejto teórie je, že firmy nemôžu robiť cenovú diskrimináciu medzi krajinami, bráni im v tom taktiež arbitráž na trhu. Existujú však niektoré typy tovarov, pre ktoré môžu firmy niekedy efektívne stanoviť inú cenu na rôznych trhoch. Napríklad cena automobilov predávaných na trhu v cudzej krajine môže byť ovplyvnená prídavnými poplatkami na hraniciach (napr. clami). Navyše záruka a servis automobilov býva často viazaná na miesta predaja.

Nech teda  $p_D$  je domáca cena nejakého tovaru,  $p_C$  domáca cena toho istého tovaru v cudzej krajine a  $E$  nech je výmenný kurz domácej meny za jednotku cudzej meny. Ak LOP platí, tak

$$(1) \quad p_D = Ep_C$$

Ak LOP platí v prípade všetkých tovarov v rámci dvoch krajín, potom platí medzi týmito dvoma krajinami aj teória parity kúpnej sily (*purchasing power parity*, ozn. PPP):

$$(2) \quad P_D = EP_C$$

kde  $P_D$  a  $P_C$  sú cenové hladiny v týchto krajinách. Môžeme teda povedať, že PPP je jav, ktorý umožňuje v dvoch porovnávacích krajinách robiť za rovnaké množstvo peňazí rovnaké nákupy.

Avšak mnohé empirické štúdie ukázali, že tento zákon v reálnom svete dramaticky padá, a to aj v prípade tovarov, s ktorými sa bežne obchoduje. Dôvodom sú prepravné náklady, oficiálne obchodné bariéry, slabá konkurencieschopnosť trhu a taktiež neobchodovateľné zložky v tovaroch. Prepravné náklady sú pri niektorých tovaroch také vysoké, že sa stávajú neobchodovateľnými tovarmi. Mnohé služby sú neobchodovateľnými tovarmi práve pre vysoké prepravné náklady v porovnaní s ich cenou. Napríklad prevoz kaderníka z Afriky do Európy je neporovnateľne drahší ako samotná cena tejto služby, a preto sa táto služba stáva neobchodovateľným tovarom. Na druhej strane služba srdcovej chirurgie, a obzvlášť niektoré náročné operácie, sú obchodovateľnými tovarmi. LOP však neplatí aj pri mnohých obchodovateľných tovaroch, čo môže byť spôsobené neobchodovateľnými vstupmi, ako napríklad prenájom výrobných priestorov, cena pracovnej sily, dane a stupeň lokálnej konkurencie.

Mnoho štúdií zistilo, že odchýlky od práva jednej ceny sú vysoko korelované so zmenami nominálneho výmenného kurzu. Na mikroekonomickej úrovni bol dopad volatility výmenného kurzu na vnútroštátne relatívne ceny podobných tovarov značne dokumentovaný. Engel (1993) [13] porovnával spotrebiteľské ceny veľkej vzorky tovarov medzi USA a Kanadou. Vo viac ako 2000 párových porovnávaniach Engel zistil, že až na niekoľko výnimiek sú relatívne ceny rovnakých tovarov v Amerike a Kanade viac volatilnejšie ako relatívne ceny rôznych tovarov v rámci jednej krajiny. Tieto zistenia neskôr spolu s Rogersom (1995) [14] posilnili, keď rozšírili svoje porovnávanie na 23 amerických a kanadských miest. Našli obrovský vplyv hranice medzi USA a Kanadou na volatilitu cien. Napríklad volatilita relatívnych cien pre veľmi podobné spotrebiteľské tovary bola oveľa väčšia medzi susediacimi mestami Ameriky a Kanady, ako medzi mestami, ktoré ležia na opačných koncoch USA.

Skúmanie LOP v posledných desaťročiach ukázalo, že relatívne ceny podobných

tovarov predávaných v rôznych krajinách sú systematicky spojené s fluktuáciami výmenného kurzu medzi týmito krajinami. Hlavnou slabosťou týchto štúdií bolo, že porovnávali tovary, ktoré sú vyrábané a predávané na rôznych miestach, a tým porušili predpoklad o identických tovaroch. Je nepravdepodobné, že tovary vyrábané v rôznych krajinách majú homogénnu štruktúru. Taktiež ceny tovarov predávaných na rozličných miestach budú mať rozdielne transportné, distribučné a predajné náklady. Tieto komponenty sú neobchodovateľné, a preto je nepravdepodobné, že budú spĺňať LOP. Úplné zamietnutie LOP a PPP nastoluje vážne otázky: Aký je v skutočnosti vplyv fluktuácií výmenného kurzu na ceny obchodovateľných tovarov? Prečo je ERPT neúplný?

### 2.3 Prečo je ERPT neúplný?

Ekonomovia tradične pre zjednodušenie predpokladali, že ceny obchodovateľných tovarov (vyjadrené v rovnakej mene) sú v jednotlivých krajinách rovnaké, a teda že platí teória parity kúpnej sily. V predchádzajúcej kapitole sme však ukázali, že v reálnom svete táto teória často z rôznych dôvodov neplatí.

Rozsiahla teoretická literatúra, ktorá sa vyvíjala v predchádzajúcich troch desaťročiach, poskytla viacero vysvetlení, prečo je ERPT na dovozné a spotrebiteľské ceny neúplný. Taktiež empirické analýzy poskytli dôkazy o značných rozdieloch ERPT medzi rôznymi krajinami. Niektorí ekonomovia pripisujú neúplnosť ERPT makroekonomickým vplyvom, avšak prevládajú aj názory, že zlyhanie LOP a neúplnosť ERPT sú spôsobené mikroekonomickým fenoménom, nazývaným cenová stratégia firmy (*pricing-to-market*, ozn. PTM).

V nasledujúcich kapitolách si bližšie popíšeme tieto dva vplyvy a pokúsime sa ich potvrdiť alebo vyvrátiť použitím výsledkov z doterajších empirických štúdií, ktoré sa týmito vplyvmi zaoberali.

### 2.3.1 Makroekonomické vplyvy

#### Miera inflácie

Taylor (2000) [27] sa domnieval, že pokles miery inflácie v rozvinutých krajinách sveta môže mať za následok taktiež pokles miery, v ktorej firmy prenášajú zmeny v svojich nákladoch do cien ich finálnych produktov. Z tohto pohľadu, ak všetko ostatné ostáva nezmenené, nižšia inflácia vedie k nižším vplyvom výmenného kurzu na dovozné ceny. Taylorove úvahy potvrdili vo svojej práci aj Michele Ca Zorzi, Elke Hahn a Marcelo Sánchez (2007) [29], ktorý skúmali ERPT v 12 rozvíjajúcich sa krajinách sveta. Zistili, že vzťah medzi ERPT a infláciou je štatisticky signifikantný.

Dibooglu a Kutan (2001) [12] analyzovali vzťah medzi reálnym výmenným kurzom a infláciou v Poľsku a Maďarsku. Objavili, že nominálne šoky majú obrovský dopad na reálny výmenný kurz v týchto sledovaných krajinách.

#### Stabilita monetárnej politiky

Úloha, ktorú zohráva monetárna politika pri vplyve na ERPT, je jej čiastočné vyrovnávanie dopadu zmien vo výmennom kurze na ceny. Vzťahom medzi stabilnejšou monetárnou politikou a ERPT sa zaoberali vo svojej štúdií aj Devereux a Engel (2001) [10]. Ak exportéri stanovujú svoje ceny v mene krajiny, ktorá má najstabilnejšiu monetárnu politiku, potom dovozné ceny v miestnej mene budú viac stabilné v krajinách, ktoré majú stabilnejšiu monetárnu politiku. Ak všetko ostatné ostáva nezmenené, ERPT bude vyšší v krajinách s nestálou monetárnou politikou.

#### Otvorenosť krajiny

Ďalším dôležitým makroekonomickým vplyvom na rozsah ERPT je otvorenosť krajiny. Vzťah medzi týmito dvoma premennými je pozitívny: čím viac je krajina otvorená, tým viac sú zmeny vo výmennom kurze prenášané cez dovozné ceny do zmien v spotrebiteľských cenách. Túto teóriu potvrdili aj Frankel, Parsley a Wei (2005) [15]. Všimli si, že menšie krajiny, krajiny s vyšším podielom cudzích firiem na domácom trhu a menej rozvinuté krajiny majú vo všeobecnosti sklon k vyššiemu



ERPT na ceny. Navyše objavili klesajúci trend rozsahu ERPT, ktorý čiastočne zdôvodnili globálnym poklesom miery inflácie.

Avšak Romer (1993) [26] zistil, že inflácia môže byť negatívne korelovaná s otvorenosťou. Ak vezmeme do úvahy už spomínanú Taylorovu hypotézu, že ERPT je pozitívne korelovaný s infláciou, potom podľa Romerových zistení dostaneme rast nepriameho kanála (negatívna korelácia otvorenosti krajiny s infláciou implikuje negatívnu koreláciu otvorenosti krajiny s ERPT). Priamy a nepriamy kanál idú proti sebe, z čoho vyplýva, že korelácia medzi otvorenosťou krajiny a ERPT môže byť pozitívna aj negatívna. Michele Ca Zorzi, Elke Hahn a Marcelo Sánchez (2007) [29] potvrdili vo svojej práci veľmi slabú pozitívnu koreláciu medzi otvorenosťou krajiny a rozsahom ERPT. Teda otvorenosť krajiny môže mať v niektorých prípadoch len veľmi slabý vplyv na rozsah ERPT.

### **Rozvíjajúca sa versus rozvinutá krajina**

Medzi ekonómami prevláda názor, že ERPT na dovozné aj na spotrebiteľské ceny je vyšší v rozvíjajúcich sa ako v rozvinutých ekonomikách. Či je ERPT vyšší alebo nižší v rozvíjajúcich sa ekonomikách je podstatné pre určenie ich obchodnej rovnováhy, a taktiež pre správny výber režimu výmenného kurzu.

Michele Ca Zorzi, Elke Hahn a Marcelo Sánchez (2007) [29] túto teóriu čiastočne popreli. Zistili, že v rozvíjajúcich sa krajinách s ročnou mierou inflácie menšou ako 10% je ERPT nízky a nie veľmi odlišný od ERPT v rozvinutých krajinách. Tento nesúlad s teóriou môže byť spôsobený tým, že krajiny s rozvíjajúcim sa trhom uvádzajú špeciálne vlastnosti, ktoré môžu spôsobiť ťažkosti pri získavaní spoľahlivých odhadov ERPT.

### **Cenové nepružnosti (*sticky prices*)**

Devereux a Yetman (2002) [11] zistili, že ERPT na ceny je čiastočne determinovaný cenovými nepružnosťami. Taktiež zistili, že rozsah ERPT je závislý aj od režimu monetárnej politiky, pretože stupeň cenových nepružností je endogénny

k monetárnemu režimu. Keď si firmy môžu prispôbiť frekvenciu zmeny cien, strata monetárnej politiky potom vedie k častejším zmenám cien a vyššiemu ERPT.

### 2.3.2 Cenové stratégie firiem

Neúplnosť ERPT pripisujú niektorí ekonómovia mikroekonomickým vplyvom, ktoré sú založené na rôznych štrukturálnych vlastnostiach medzinárodného obchodu, ako napríklad cenové stratégie nedokonale konkurenčných firiem, domáce zložky v distribúcií obchodovateľných tovarov alebo dôležitosť neobchodovateľných tovarov v spotrebe.

Pravdepodobne najviac sledovaným vplyvom je práve cenová stratégia vyvážajúcich firiem. Radšej ako neustále prispôsobovať svoje ceny zmenám výmenného kurzu, si môže vyvážajúca firma zvoliť stratégiu držať svoje ceny konštantné a jednoducho znížiť alebo zvýšiť cenové prirážky. Takéto správanie sa nazýva cenová stratégia firmy (*pricing-to-market*, ozn. PTM). To znamená, že vyvážajúca firma akceptuje dočasné straty na ziskoch, aby sa vyhla dlhodobým stratám svojho podielu na trhu, a teda aby ochránila svoje budúce tržby z predaja. Takéto správanie firmy je zrejme nemožné na trhu s dokonalou konkurenciou, ktorý na začiatku vyžaduje stanovenie vývozných cien nad marginálnymi produkčnými nákladmi. Avšak vždy, keď je marža vývozcu pozitívna, PTM sa môže stať podporovanou stratégiou z hľadiska vývozcu. V tomto prípade bude ERPT na ceny dovozu nižší ako jedna. Rozsah ERPT bude preto závisieť od schopnosti vývozcov absorbovať šoky výmenného kurzu v rámci ich ziskových marží. Z mikroekonomického hľadiska sú vplyvy PTM pripisované hlavne rôznorodosti výrobkov a nedokonalej konkurencii.

Teóriu a dôkazy o PTM prvý krát bližšie popísal Krugman (1987) [23]. Zaoberá sa hlavne americkým trhom, kde boli spozorované prvé dôkazy neúplnosti vplyvu zmien výmenného kurzu na dovozné ceny. Dôležitosť skúmania PTM vysvetľuje z praktických ako aj z intelektuálnych dôvodov.

Z praktického hľadiska je dôležitosť PTM spojená s vplyvom klesajúceho dolára na infláciu. Kým väčšina ekonómov očakávala, že klesajúci dolár prispeje k zvýšeniu

inflácie, niektorý pozorovatelia z podnikateľskej verejnosti to popreli. Argumentovali tým, že cudzie firmy neznížia svoje ceny, ak dolár rastie, a na druhej strane, že budú udržiavať svoje cenové stratégie, ak bude dolár klesať. Teda títo pozorovatelia tvrdili, že vplyv znehodnocovania dolára na dovozné ceny bude v skutočnosti malý.

Intelektuálny záujem o PTM je ten, že poskytuje dôkaz o úlohe štruktúry trhu v medzinárodnom obchode. V minulých rokoch teoretici navrhovali nové modely medzinárodného obchodu zamerané na nedokonalú konkurenciu a dynamické aspekty. Tieto modely však spôsobovali ťažkosti pri testovaní. Fenomén PTM zahŕňa oboje, nedokonalú konkurenciu aj dynamiku, a teda dokazuje praktický význam novej vlny modelov obchodu. Navyše sa javí, že váha PTM je rozdielna medzi jednotlivými odvetviami.

Krugman došiel vo svojej štúdií k záveru, že viac ako 30 percent reálneho zhodnocovania dolára sa odrazilo na odchýlke medzi americkými cenami dovozu a cenami rovnakých tovarov na ostatných trhoch. Taktiež potvrdil domnienku, že PTM sa týka len niektorých odvetví, a to konkrétne strojárstva a dopravných zariadení.

Na vysvetlenie PTM použil Krugman 6 statických a dynamických teoretických modelov. Najlepšie pochopenie PTM ponúkajú práve dynamické modely nedokonalkej konkurencie, a to dynamické modely ponuky a dopytu. Tieto modely si teraz bližšie popíšeme.

## 1. Dynamika na strane ponuky

Pod pojmom dynamika rozumieme fakt, že zahraničné firmy zahŕňajú do svojich cenových stratégií aj očakávania o stálosti resp. dočasnosti zmeny výmenného kurzu. Teda rozsah zmeny dovozných cien je závislý aj od toho, či zmena výmenného kurzu nastala nedávno a očakávame, že táto zmena je len dočasná, alebo trvá už nejaké obdobie a neočakávame zmenu tejto situácie.

Uvažujme európsku firmu, ktorá predáva tovary na americkom trhu. Táto firma čelí dopytovej krivke, ktorej inverzný tvar definujeme ako:

$$P = P(x),$$

kde  $x$  je miera dovozu na americký trh. Ak chceme oddeliť dynamické príčiny PTM od statických, môžeme predpokladať, že dopytová krivka má konštantnú elasticitu.

Náklady európskej firmy pozostávajú z dvoch častí. Prvou časťou sú výrobné náklady, pričom marginálne výrobné náklady budú nulové. V druhých nákladoch zahrnieme nutnosť zlepšenia marketingu a distribučnej a prevádzkovej infraštruktúry pre rozšírenie predaja. Ide o náklady spojené s upravovaním úrovne predaja v USA, ktoré stúpajú s odchýlkou  $dx/dt$  od nuly. Označíme ich  $h(dx/dt)$ . Potom okamžitý zisk firmy bude:

$$(3) \quad \pi = \frac{Px}{e} - cx - h(dx/dt),$$

kde  $P$  je cena dovozného tovaru v dolároch,  $e$  je výmenný kurz eura voči doláru a  $c$  sú marginálne náklady v eurách.

Predpokladajme teraz šok vo výmennom kurze. Následky tohto šoku závisia od očakávania, ako dlho bude tento šok pretrvávať. V prípade trvalého zhodnotenia bude cena klesať postupne, až nakoniec v dlhodobom horizonte poklesne v plnej miere šoku. V prípade dočasného zhodnotenia výmenného kurzu najprv cena poklesne, avšak pomalšie ako pri trvalom šoku, a následne začne rásť, niekedy ešte skôr ako sa výmenný kurz vráti na svoju pôvodnú hodnotu. Teda v prípade modelu ponuky je miera PTM závislá od toho, ako dlho bude trvať zmena výmenného kurzu, a tiež od očakávaní o dĺžke trvania tejto zmeny.

## 2. Dynamika dopytu

Ďalším prístupom na vysvetlenie dynamiky PTM je možnosť odvolať sa na malé prispôsobenie sa dopytu. Predpokladajme meškania vplyvu ceny na dopyt. Potom cenová stratégia firmy bude zahrňovať taktiež stratégiu nižších ziskov v súčasnosti pre vyššie tržby v budúcnosti. Ak sú meškania dlhé, potom cenové stratégie firiem budú preferovať dlhodobé náklady pred krátkodobými fluktuáciami. Predpokladajme zahraničnú firmu, ktorá plánuje predávať tovar na americkom trhu počas dvoch období. Nech je v prvom období dopyt daný ako  $D_1(P_1)$ , a v druhom období  $D_2(P_1, P_2)$ , kde indexy označujú obdobia. Marginálne náklady sú  $\frac{c}{e_1}$  a  $\frac{c}{e_2}$ . Firma sa

snaží maximalizovať svoj zisk:

$$(4) \quad (e_1 P_1 - c)D_1(P_1) + R(e_2 P_2 - c)D_2(P_1, P_2),$$

kde  $R$  je diskontný faktor.

Otázkou teraz je, či ceny v prvom období poklesnú viac, ak sa bude výmenný kurz zhodnocovať v oboch obdobiach, alebo ak vzrastie len v prvom období. Teda chceme vedieť, či má dočasný šok výmenného kurzu nižší vplyv na ceny ako trvalý šok. V prípade nášho modelu môžeme ekvivalentne položiť otázku, či rast v  $e_2$  bude viesť k poklesu v  $P_1$ . Odpoveď na túto otázku závisí od toho, ako ovplyvní zhodnotenie výmenného kurzu v druhom období zámer firmy nechať ceny v prvom období nezmenené.

Deriváciou zisku v druhom období podľa  $P_1$  dostaneme:

$$(dX_2/dP_1)(e_2 P_2 - c) < 0,$$

kde  $X_2$  je množstvo predaja v druhom období. Tento vzťah môžeme prepísať do tvaru:

$$[(dX_2/dP_1)(P_1/X_2)] [(e_2 P_2 - c) X_2] / P_1.$$

Prvé hranaté zátvorky predstavujú krížovú elasticitu dopytu, pričom druhý výraz je zisk v druhom období. Aký bude vplyv  $e_2$  na ceny v prvom období môžeme zistiť z tohto výrazu, keď zafixujeme  $P_1$ . Ak tento vzťah v absolútnej hodnote vzrastie, stúpne aj motivácia udržať ceny v prvom období nezmenené. S určitosťou môžeme povedať, že rast  $e_2$  spôsobí rast zisku v druhom období. Ak by sme mohli predpokladať, že krížová elasticita dopytu ostane nezmenená, znamenalo by to pokles  $P_1$  vyvolaný rastom  $e_2$ .

### 3. Reputácia a tvorba cien

V poslednom dynamickom modeli, ktorý Krugman skúmal, sa zameril na cenovú nepružnosť. Základnou myšlienkou tohto modelu je nákup dovážaného tovaru v dvoch krokoch. Prvým krokom je rozhodnutie kupujúceho vstúpiť na trh. Keďže

vstup na trh je nákladný, kupujúci vstúpi na trh iba vtedy, ak je pre neho cena tovaru atraktívna. V druhom kroku sa kupujúci musí rozhodnúť, či bude nakupovať, a aké množstvo tovaru kúpi.

Vplyvom tohto dvojfázového procesu sa dopyt stane závislým nielen od súčasnej ceny, ale taktiež od ceny, ktorú kupujúci očakáva, že zaplatí, keď sa rozhoduje, či vstúpi alebo nevstúpi na trh. Otázkou je, ako určíme túto očakávanú cenu.

Zdá sa, že v praxi môže byť odpoveďou snaha firmami pestovať si svoju reputáciu, aby sa udržali v určitej cenovej úrovni. Predstavme si, že firma oznámi na trhu cenu svojho výrobku. Zákazník, ktorý sa rozhodne vstúpiť na trh očakáva, že zaplatí oznámenú cenu. Ak firma medzi tým zmení cenu výrobku, napríklad v dôsledku zmeny výmenného kurzu, zákazník odchádza sklamaný a v budúcnosti už tejto firme nebude dôverovať. Teda firma stráca svoju reputáciu, a tým aj svoje budúce tržby.

### 3 Autoregresný proces

Na prvý pohľad sa pre ekonómov nezdá veľmi rozumné a užitočné, zaoberať sa analýzami modelov s jednou premennou. Veď ekonomická teória je bohatá na rôzne úvahy o vzťahoch medzi viacerými premennými. Teda pokus o vysvetlenie a predpovedanie časových radov iba pomocou histórie premenných sa môže javiť neefektívne, keďže ignoruje potencionálnu informáciu v príbuzných radoch. Avšak sú tu minimálne dva dôvody, pre ktoré má zmysel venovať týmto analýzám pozornosť:

- Prvý prípad nastáva, ak apriórna informácia o možnom vzťahu medzi časovými radmi nie je opodstatnená. V takomto prípade čisto štatistický model vzťahujúci sa iba na predchádzajúce hodnoty môže byť užitočným súhrnným nástrojom a môže byť použitý na vytvorenie spoľahlivých krátkodobých predpovedí.
- Na druhej strane, ak sú teoretické špekulácie o ekonomickej štruktúre opodstatnené. Potom je možné túto štruktúru previesť na rovnice podobné autoregresnému modelu pre každú endogénnu premennú v štruktúre.

Autoregresný proces je teda proces, v ktorom sú premenné modelované iba pomocou ich vlastných minulých hodnôt a odchýlkou (bielym šumom). Najjednoduchšia autoregresná schéma je definovaná ako:

$$(5) \quad X_t = \phi X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

kde  $\varepsilon_t$  predstavuje biely šum a  $\phi$  parameter. Ide o autoregresný proces prvého rádu a označujeme ho  $AR(1)$ . Rád procesu predstavuje maximálny lag v rovnici.

Ak by bola napríklad premenná  $X$  meraná štvrťročne, potom rovnica  $X_t = X_{t-4} + \varepsilon_t$  zahrňuje predpoklad, že  $X$  je závislé od svojej hodnoty v rovnakom štvrťroku predchádzajúceho roku. Ide teda o špeciálny prípad procesu  $AR(4)$ .

Všeobecne môžeme autoregresný proces rádu  $p$  (ozn.  $AR(p)$ ) zapísať nasledovnou schémou:

$$(6) \quad X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t,$$

kde  $\varepsilon_t$  je biely šum s disperziou  $\sigma^2$  a  $\phi_1, \dots, \phi_p$  sú parametre. Autoregresný proces sa často zapisuje s využitím tzv. operátora spätného posunutia  $B$ , ktorý je definovaný ako:

$$BX_t = X_{t-1}.$$

Tento operátor spätného posunutia môžeme na premennú  $X$  aplikovať niekoľko krát a dostaneme:

$$B^j X_t = X_{t-j}.$$

Potom rovnicu (6) môžeme previesť na tvar:

$$(7) \quad X_t = \phi^{-1}(B)\varepsilon_t,$$

kde

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j B^j$$

je autoregresný operátor. Proces, ktorý môžeme zapísať v tvare rovnice (6), nazývame invertibilný.

### 3.1 Stanovenie autoregresného modelu

Jednotný postup na modelovanie časových radov z daných dát síce neexistuje, avšak väčšina ekonómov sa riadi nasledovným postupom krokov:

1. **krok - Transformácia dát** → V mnohých prípadoch ekonómovia preferujú dáta v tvare logaritmov, ktorých prítomnosť často napomáha stabilizovať prípadné výkyvy v dátach. Časové rady, v ktorých sa vyskytuje trendová zložka, sa upravujú buď diferencovaním alebo odčítaním funkcie závislej od času. Sezónne dáta upravujeme sezónnym očistením alebo pomocou sezónnych dummy premenných, ktoré zahrnieme do modelu.
2. **krok - Testovanie stacionarity** → Keďže časové rady autoregresného modelu sú trajektóriami stacionárneho procesu, nevyhnutným predpokladom na



vytvorenie daného modelu je preto stacionarita časových radov použitých v danom modeli. Základnými vlastnosťami dát, ktoré nás po jednoduchom vizuálnom preskúmaní grafu časového radu môžu viesť k zamietnutiu predpokladu o stacionarite dát, sú napríklad vzrastajúce fluktuácie, úrovnňové skoky, trendy a striedavé cykly. Následne môžeme prípadnú stacionaritu dát testovať pomocou testu jednotkového koreňa.

**3. krok - Výber modelu** → V prípade, že sme sa rozhodli použiť autoregresný model, je dôležité určiť jeho štruktúru, a teda odhadnúť počet legov modelu. Jedným z nástrojov na odhadnutie počtu legov v modeli je použitie informačných kritérií. Najznámejšími a najpoužívannejšími informačnými kritériami sú napríklad Akaikeiho informačné kritérium, Schwarzovo informačné kritérium a Hannan-Quinnovo informačné kritérium.

## 3.2 Sezónnosť

Viacero časových radov, ktoré sa merajú v pravidelných časových intervaloch, môže zobrazovať sezónne pravidelnosti. Mnohé makroekonomické časové rady, ako napríklad národné účty príjmov a výroby, ako aj rady úrovne zamestnanosti, majú veľmi silné sezónne výkyvy. Spotreba domácností býva napríklad pravidelne vyššia v decembri, nezamestnanosť má zase tendenciu poklesnúť počas letných mesiacov. Inak povedané, premenná môže byť viac korelovaná so svojou hodnotou v rovnakom štvrťroku (mesiaci, týždni) minulého roka ako s hodnotou v predchádzajúcom období (štvrťroku, mesiaci, týždni). Ak teda používame v modeli premenné, v ktorých sa prejavuje sezónnosť, je nutné túto sezónnosť eliminovať. Štatistické úrady a softwarové programy ponúkajú množstvo procedúr sezónneho očistenia. Jednou z najpoužívannejších je napríklad Census X-12 procedúra.

Ďalším nástrojom, ktorý umožňuje odstrániť sezónne zložky v časových radoch, je sezónna dummy premenná. Skladá sa z jednotky v určitom štvrťroku (alebo mesiaci) a z núl pre všetky ostatné pozorovanie mimo toho konkrétneho sledovaného

štvrtroka (alebo mesiaca).

Pri modelovaní časových radov používame taktiež dummy premennú, ktorá predstavuje vektor zložený z jednej jednotky (nachádzajúcej sa na ľubovoľnom mieste) a ostatné zložky vektora sú nulové. Tento typ dummy premennej sa používa pri neobvyklých pozorovaniach. Napríklad, ak pozorujeme model s premennou HDP a v niektorom časovom okamihu nastane v krajine hospodárska kríza, môžeme potom dopad tejto krízy na HDP eliminovať použitím dummy premennej. Definujeme ju ako nulový vektor s jednou jednotkou v časovom okamihu, kedy kríza nastala.

### 3.3 Stacionarita

Skôr ako začneme odhadovať autoregresný model, musíme sa presvedčiť o tom, či je daný rad stacionárny. Ak časové rady nie sú stacionárne, je dôležité nájsť vhodnú transformáciu, pomocou ktorej docielime ich stacionaritu. Následne môžeme v autoregresnom modeli použiť tieto transformované rady.

Všeobecne povedané stacionarita časového radu znamená, že správania sa tohto radu je v istom zmysle stochasticky ustálené [7]. Väčšinou rozlišujeme tzv. striktnú stacionaritu, kedy pravdepodobnostné správanie sa príslušného stochastického procesu je invariantné voči posunom v čase. To znamená, že pravdepodobnostné rozdelenie náhodného vektora  $(X_{t_1}, \dots, X_{t_k})$  je rovnaké ako rozdelenie vektora  $(X_{t_1+h}, \dots, X_{t_k+h})$  pre ľubovoľné  $h$ .

Menej obmedzujúca slabá stacionarita nastáva v prípade, že príslušný stochastický proces má konštantnú strednú hodnotu, konštantnú disperziu a kovariančnú štruktúru druhého rádu invariantnú voči posunom v čase, t.j. pre ľubovoľné  $h$  platí:

$$\text{cov}(X_t, X_s) = \text{cov}(X_{t+h}, X_{s+h}).$$

Stacionárny proces je teda rovnomerne vyvážený (t.j. s konštantnou disperziou) okolo konštantnej úrovne (t.j. má konštantnú strednú hodnotu), pričom závislosť medzi jeho dvoma ľubovoľnými pozorovaniami závisí iba na ich vzájomnej časovej vzdialenosti a nie na ich skutočnom umiestnení v časovom rade.

Uvažujme autoregresný proces rádu  $p$  definovaný rovnicou (7). Z rovnice vyplýva, že proces  $AR(p)$  je stacionárny, keď rad  $\phi(B)$  konverguje pre  $|B| \leq 1$ . Ak označíme  $H_1, \dots, H_p$  a korene polynómu  $\phi^{-1}(B)$ , je možné tento polynóm rozložiť na koreňové činitele:

$$\phi^{-1}(B) = \prod_{j=1}^p (1 - H_j^{-1}B)$$

a konvergencia radu  $\phi(B)$  pre  $|\phi| \leq 1$  je zrejme zaručená (podľa Základnej vety algebry), keď

$$|H_j| > 1, \quad j = 1, \dots, p.$$

Teda proces  $AR(p)$  je stacionárny, keď korene polynómu ležia vo vnútri jednotkového kruhu. V prípade procesu  $AR(1)$  má podmienka stacionarity tvar  $|\phi| < 1$ . Oblasť stacionarity procesu  $AR(2)$  je plocha trojuholníka:

$$T = \{(\phi_1, \phi_2) \mid \phi_2 + \phi_1 < 1, \phi_2 - \phi_1 < 1, -1 < \phi_2 < 1\}.$$

### 3.3.1 Testovanie stacionarity

Pre autoregresný proces rádu  $p$  definujme charakteristický polynóm v tvare:

$$1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_p z^p = 0.$$

Ak  $1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p = 0$ , potom charakteristický polynóm má koreň v  $\zeta = 1$ . Ak sú všetky ostatné  $p-1$  korene väčšie ako jedna, potom koreň  $\zeta = 1$  je najmenší, a teda dominuje. Premenná  $X$  sa potom bude správať podobne ako náhodná prechádzka. Tento proces nie je stacionárny, ale taktiež neobsahuje veľké výkyvy. Pre polynóm:

$$\phi(z) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j z^j = (1 - z)\tilde{\phi}(z),$$

kde  $\tilde{\phi}(\cdot)$  je polynóm rádu  $p - 1$ , musí platiť, že premenná  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  je stacionárna, ak jej charakteristický polynóm je  $\tilde{\phi}(z)$  so všetkými koreňmi väčšími ako 1. Preto autoregresný proces s jedným jednotkovým koreňom je diferenciálne stacionárnym, resp. integrovaný rádu jedna (podľa Engla a Grangera označujeme ako  $I(1)$ ).

Ak teda chceme zistiť, či je ekonomická premenná skutočne  $I(1)$ , musíme najprv odhadnúť  $\phi_1, \dots, \phi_p$ , a potom vypočítať korene polynómu  $\hat{\phi}(z) = 1 - \hat{\phi}_1 z - \dots - \hat{\phi}_p z^p$ . Ak je aspoň jeden koreň tohto polynómu menší ako jedna, premenná sa bude zrejme správať ako trajektória neohraničeného procesu. Ak je jeden z koreňov blízko pri jednotke, premenná môže byť  $I(1)$ . Ak sú všetky korene väčšie ako jedna, premenná môže byť stacionárna. Touto myšlienkou sa zaoberali Dickey a Fuller, ktorí navrhovali nasledovný postup:

1. Určiť  $p$  zvyšovaním počtu legov, pokiaľ reziduá nebudú blízko bieleho šumu.
2. Odhadnúť regresiu

$$(8) \quad \Delta X_t = a [+bt] + \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \tilde{\phi}_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

pomocou metódy najmenších štvorcov (MNS).<sup>1</sup>

3. Vypočítať  $t$  štatistiku  $\phi$ ,  $t_\phi$ , a porovnať túto hodnotu s tabuľkovými hodnotami signifikantných bodov.

Dickey a Fuller ukázali, že nulové rozdelenie  $t_\phi$ , teda pre  $\phi = 0$ , je neštandardné rozdelenie a značne sa odlišuje od obvyklého  $t$  rozdelenia. Na to, aby sme mohli zamietnuť nulovú hypotézu o jednotkovom koreni, musí mať  $t_\phi$  záporné hodnoty, oveľa menšie ako  $-2$  alebo  $-1.96$ . Ak teda Dickey-Fuller test (DF) zamietne nulovú hypotézu a zároveň  $t_\phi$  má veľmi malú negatívnu hodnotu, potom je premenná  $X$  stacionárna.

Ak je hodnota  $t_\phi$  príliš kladná, je to dôkaz o neohraničenosti. V praxi to však skôr hovorí o zlej špecifikácii, spôsobenej nelinearitou alebo zanedbaním deterministických pojmov (konštánt a trendov).

---

<sup>1</sup>Všimnime si, že ak

$$\phi(z) = (1 - z)(1 - \tilde{\phi}_1 z - \dots - \tilde{\phi}_{p-1} z^{p-1}) - \phi z$$

má jednotkový koreň, tak potom  $\phi = 0$ .

Ak DF test nezamietneme, môže sa stať, že ho nezamietneme ani pre diferencovanú premennú  $\Delta X$ . To znamená, že premenná  $X$  je  $I(2)$ , a teda že  $X$  musí byť diferencované dva krát, aby sme dosiahli stacionaritu. Tento prípad je v zásade nepravdepodobný, aj keď niektorí ekonómovia tvrdia, že časové rady niektorých cien môžu byť  $I(2)$ .

Základom výpočtu DF testu je teda regresná rovnica (8). Autoregresný model  $AR(p)$   $X_t = \sum_{j=1}^p \phi_j X_{t-j} + \varepsilon_t$  je vždy možné prepísať na tvar:

$$\Delta X = \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \tilde{\phi}_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t,$$

v ktorom je zhoda medzi parametrami  $\phi_j$  pre  $j = 1, \dots, p$  a parametrami  $\phi, \tilde{\phi}_j$  pre  $j = 1, \dots, p-1$  jedna k jednej. Táto transformácia existuje nezávisle od toho, či tam je jednotkový koreň alebo nie.

Hoci originálne Dickey-Fuller tabuľky obsahujú šesť verzií DF testu, iba dve z nich sa v súčasnosti používajú. Jednou z týchto verzií je DF- $\mu$  test, ktorý  $t_\phi$  štatistiku vypočítava z regresnej rovnice:

$$\Delta X_t = a + \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \tilde{\phi}_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

a druhou verziou je DF- $\tau$  test, ktorý testuje regresiu:

$$\Delta X_t = a + bt + \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \tilde{\phi}_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t.$$

DF- $\mu$  test sa odporúča používať pre premenné bez prirodzeného rastu, ako napríklad úroková miera, a DF- $\tau$  test pre rastúce premenné, ako napríklad produkcia, ceny a väčšina ostatných ekonomických premenných.

### 3.4 Informačné kritériá

Pre správnu identifikáciu autoregresného procesu je dôležité odhadnúť vhodný počet legov daného modelu.

Informačné kritériá sú jedným z možných nástrojov na odhadnutie počtu legov modelu, a teda na správnu identifikáciu skúmaného autoregresného procesu. Jedným z najznámejších informačných kritérií je Akaikeiho informačné kritérium (AIC), ktoré má tvar:

$$AIC = \ln \hat{\sigma}^2 + \frac{2p}{T},$$

kde  $p$  je počet legov,  $\hat{\sigma}^2$  je maximálny vierohodný odhad rozptylu bieleho šumu a  $T$  je efektívna dĺžka rady (t.j.  $n-p$ , kde  $n$  je počet prípustných pozorovaní). Vyberáme model s najmenšou hodnotou AIC.

Ďalším známym kritériom je Bayesovo informačné kritérium (BIC). Toto kritérium má podľa Schwarzera tvar:

$$SBIC = \ln \hat{\sigma}^2 + \frac{p \ln T}{T}.$$

Schwarz ho odvodil práve na základe bayesovského prístupu, kde sa rád modelu považuje za náhodnú premennú s určitým apriórnym rozdelením. Hannan dokázal, že toto kritérium za istých všeobecných predpokladov vedie k odhadu, ktorý asymptoticky pre veľké  $n$  vždy určí správnu hodnotu rádu modelu v tom zmysle, že dokonca pravdepodobnosť výskytu konkrétnej realizácie radu, pre ktorú by to neplatilo, je nulová. Inak povedané, SBIC nájde správny počet legov s pravdepodobnosťou 1, a teda odhad SBIC je silne konzistentný. Počet legov  $p$ , ktorý minimalizuje SBIC, je obvykle menší ako počet legov podľa AIC.

Ďalším silne konzistentným odhadom je Hannan-Quinnovo informačné kritérium (HQ). Je založené na zákone iterovaného logaritmu a má tvar:

$$HQ = \ln \hat{\sigma}^2 + c \frac{\ln(\ln T)}{T}.$$

Toto kritérium navrhli Hannan a Quinn a dokázali jeho silnú konzistenciu pre  $c > 1$ , aj keď toto kritérium prakticky používali pre  $c = 1$ .

## 4 Vektorový autoregresný proces

V predchádzajúcej kapitole sme analyzovali jednoduchú autoregresnú schému, teda schému s jednou premennou, v ktorej bola táto premenná modelovaná len pomocou jej vlastných minulých hodnôt. V tejto časti sa budeme venovať vektorovej autoregresnej schéme (VAR), ktorá umožňuje zahrnúť viacero premenných do modelu. [22]

Vektorová autoregresia sa líši od jednoduchej autoregresie tým, že skalárna premenná je nahradená vektorom premenných a všetky koeficienty sú nahradené maticou koeficientov. Hoci takéto viacrozmerné zovšeobecnenie prináša vždy viacero nových problémov a otázok, väčšina výsledkov z jednoduchej autoregresie zostáva nezmenených. Teda v prípade vektorového autoregresného procesu modelujeme premennú ako funkciu jej vlastných minulých hodnôt a zároveň minulých hodnôt ostatných premenných zahrnutých v danom vektore. Formálne je VAR proces definovaný vzťahom:

$$X_t = \mu + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t,$$

kde  $X$  je vektor premenných dimenzie  $n$ ,  $\mu$  je  $n \times 1$  vektor konštánt,  $\Phi_j$  pre  $j = 1, \dots, p$  sú matice koeficientov dimenzie  $n \times n$  a  $\varepsilon$  je vektor bieleho šumu s vlastnosťami  $E(\varepsilon_t) = 0$  pre všetky  $t$  a  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \begin{cases} \Sigma & s=t \\ \mathbf{0} & s \neq t \end{cases}$ .

### 4.1 Stabilita VAR modelu

Skontrolovať stabilitu systému VAR je omnoho ťažšie ako v prípade jednoduchého systému. Charakteristický polynóm:

$$\Phi(z) = 1 - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p$$

sa stáva maticovým polynómom, ktorý pozostáva z jednotlivých  $n^2$  polynómov v jeho riadkoch a stĺpcoch. Požadovanú informáciu o stabilite systému nám v prípade VAR modelu poskytuje determinant maticového polynómu  $\Phi(z)$ . Tento polynóm

má vysoký stupeň ( $\leq np$ ), a teda jeho korene môžeme vypočítať iba pomocou numerických metód.

Pre determinant maticového polynómu  $\Phi(z)$  platí:

1. Ak všetky korene rovnice  $\det \Phi(z) = 0$  sú mimo jednotkového kruhu (teda v absolútnej hodnote väčšie ako 1), VAR model je stabilný.
2. Ak je minimálne jeden koreň rovnice  $\det \Phi(z) = 0$  vo vnútri jednotkového kruhu, tak je VAR model neohraničený a nestabilný.
3. Ak sú všetky korene rovnice  $\det \Phi(z) = 0$  väčšie ako 1, okrem niektorých, ktoré sú rovné 1, potom sa v tomto systéme nachádzajú premenné alebo kombinácia premenných, ktoré sa správajú ako integrovaný proces. Čistá  $n$ - premenná náhodná prechádzka má presne  $n$  jednotkových koreňov, ale prítomnosť  $n$  jednotkových koreňov nemusí naznačovať viacrozmernú náhodnú prechádzku. Ak je v systéme menej ako  $n$  jednotkových koreňov, v modeli sa nachádza kointegrácia.
4. Ak sú všetky korene rovnice  $\det \Phi(z) = 0$  väčšie ako 1, okrem tých, ktoré sú v absolútnej hodnote rovné 1, ale inak sú rôzne od 1 (ako napríklad  $\pm i$ ), tak je v systéme sezónna integrovanosť. Ak máme menej ako  $n$  koreňov rovnakej hodnoty, tak sa v systéme nachádza takzvaná sezónna kointegrácia.

## 4.2 VAR model a kointegrácia

Ak zistíme, že premenná  $X$  je  $I(1)$ , napríklad pomocou testu jednotkového koreňa, potom inštinktívnou reakciou je pracovať s prvými diferenciami tejto premennej. Avšak táto inštinktívna reakcia môže vo viacrozmernom prípade VAR modelu zavádzať, keďže diferencovaním strácame informáciu o dlhodobom období, ktorá môže byť potrebná pri analýze spoločných vlastností niektorých premenných. Táto transformácia premennej môže byť deštruktívna práve v prípade kointegrácie.

Podľa Engla a Grangera, dve  $I(1)$  premenné sú kointegrované, ak existuje lineárna kombinácia týchto dvoch premenných, ktorá je stacionárna.



Vo všeobecnosti uvažujme  $n$ -rozmerný vektor premenných  $X$  a predpokladajme, že tento vektor je  $I(1)$ . Potom vektor  $X$  je kointegrovaný, ak existuje taký vektor  $\beta \neq 0$ , že  $\beta'X$  je stacionárny. Vektor  $\beta$  nazývame kointegračný vektor.

Na odhadnutie a testovanie kointegračného stupňa vo vektorovej autoregresii, teda na zistenie počtu kointegračných vzťahov medzi premennými vo VAR modeli, používame Johansenov test.

Uvažujme vektor  $X$ , ktorý obsahuje iba  $I(1)$  premenné alebo stacionárne premenné. Vektorovú autoregresiu tohto vektora

$$X_t = \mu + \sum_{j=1}^p \Phi_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

môžeme ľahko previesť do takzvaného error-correction tvaru:

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Pi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

s novými maticami koeficientov  $\Pi, \Pi_1, \dots, \Pi_{p-1}$ , ktoré sú priamym zobrazením pôvodných matic koeficientov  $\Phi_1, \dots, \Phi_p$ . Práve hodnosť týchto nových matic koeficientov nám udáva počet nezávislých kointegračných vektorov v modeli. Pri tomto prístupe môžu nastať nasledovné tri prípady:

1.  $h(\Pi) = 0 \rightarrow$  v tomto prípade nie je kointegrácia, a teda všetky premenné sú  $I(1)$  a neexistuje medzi nimi žiaden vzťah v dlhodobom horizonte
2.  $h(\Pi) = 1 \rightarrow$  existuje presne jeden kointegračný vzťah
3.  $1 < h(\Pi) < n \rightarrow$  počet kointegračných vzťahov je jednoznačne definovaný a je rovný hodnosti  $\Pi$
4.  $h(\Pi) = n \rightarrow$  VAR model je stabilný

### 4.3 Analýza VAR modelov

V praxi sa pri analýze VAR modelov zaoberáme dvoma najdôležitejšími problémami, a to určením rádu rovnice (teda určením počtu legov) a samotným odhadovaním VAR modelu.

Problém odhadovania modelu je zjednodušený vďaka Kruskalovej vete, ktorá tvrdí, že na systém regresných rovníc, s rovnakou pravou stranou a bez akýchkoľvek dodatočných reštrikcií, môžeme na získanie efektívnych odhadov použiť metódu najmenších štvorcov (MNŠ). Keďže systém VAR spĺňa predpoklady Kruskalovej vety, môžeme ho odhadnúť pomocou MNŠ, pričom každú rovnicu budeme odhadovať samostatne. Tento zjednodušený prístup k odhadovaniu VAR modelov však spôsobuje isté obmedzenia pri stanovení počtu legov v modeli. Aby sme nespôsobili neefektívnosť metódy najmenších štvorcov, musíme zafixovať spoločnú hodnotu  $p$  pre všetky prvky matice. Najjednoduchším spôsobom, ako získať hodnotu  $p$ , je použitie informačných kritérií. Viacrozmerné zovšeobecnenie AIC a SBIC kritérií získame nahradením jednoduchého rozptylu bieleho šumu  $\sigma^2$  viacrozmerným  $\det \Sigma$ , kde  $\Sigma$  je MNŠ odhad kovariančnej matice bieleho šumu.

$$AIC(p) = \ln \det \Sigma(p) + pn^2 \frac{2}{T}$$
$$SBIC(p) = \ln \det \Sigma(p) + pn^2 \frac{\ln T}{T}$$

V prípade oboch kritérií vyberáme model s najmenšou hodnotou AIC (resp. SBIC).

### 4.4 Modelovanie VAR

Modelovanie VAR modelu pozostáva zvyčajne z nasledujúcich krokov:

1. Určiť premenné, ktoré chceme zahrnúť do VAR modelu.
2. Určiť počet legov  $p$  (napríklad aplikáciou informačných kritérií).
3. Odhadnúť všetky koeficienty pomocou MNŠ, ktorá nám poskytne hodnoty  $\hat{\mu}, \hat{\Phi}_1, \dots, \hat{\Phi}_p$ .

4. Interpretácia odhadnutých koeficientov vo VAR modeli (reakčná funkcia, variančná dekompozícia).

## 4.5 Reakčná funkcia

Zistilo sa, že interpretácia odhadnutých parametrov VAR modelu je neočakávane náročná, keďže  $(j, k)$  vstup matice  $\Phi_l$  si za inak nezmenených podmienok (*ceteris paribus*) nemôžeme predstaviť ako marginálnu reakciu premennej  $X^{(j)}$  na jednotkovú zmenu v  $X^{(k)}$  po  $l$  periódach, keďže v dynamickom autoregresnom systéme *ceteris paribus* predpoklad neexistuje.

Ekonomovia preto našli jednoduchší spôsob interpretácie, a to analyzovaním takzvanej reakčnej funkcie (*impulse response function*), ktorá interpretuje systém VAR vyjadrený pomocou procesu kĺzavých súčtov. Ak je VAR systém stabilný, je ho možné postupnými substitúciami invertovať na tvar nekonečného rádu:

$$X_t = \mu^* + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

V tomto prípade už môžeme  $(j, k)$  vstup  $\Theta_l$  interpretovať ako marginálnu reakciu  $X^{(j)}$  na jednotkový šok v  $\varepsilon^{(k)}$ , ktorý sa stal pred  $l$  periódami. Pretože šokový komponent  $\varepsilon^{(k)}$  vyzerá byť spojený s premennou  $X^{(k)}$ , často sa preto všeobecné grafické zobrazenie nesprávne označuje ako zobrazenie reakcie  $X^{(j)}$  na jednotkový šok v  $X^{(k)}$ . Avšak táto zhoda medzi zložkami  $\varepsilon$  so zložkami vektora  $X$  je netriviálna.

V pôvodnom vyjadrení VAR modelu

$$X_t = \mu + \sum_{j=1}^p \Phi_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$$

nie sú zložky vektoru chýb  $\varepsilon_t$  navzájom ortogonálne, a teda je ťažké určiť čistý vplyv zmeny v jednej zložke vektoru v čase  $t$ . Tento problém je možné vyriešiť ortogonalizáciou šokov pomocou Choleskiho vyjadrenia  $\Sigma = LL'$ , ktoré rozdelí  $\Sigma$  na súčin ľavej trojuholníkovej matice a jej transponovanej matice. Potom  $X_t^* = L^{-1} X_t$

môžeme vyjadriť pomocou vzťahu:

$$X_t^* = L^{-1}\mu + \sum_{j=1}^p (L^{-1}\Phi_j L)X_{t-j}^* + \varepsilon_t^*$$

$$E(\varepsilon_t^* \varepsilon_t^{*'}) = I$$

s ortogonálnymi šokmi.

Tento prístup však nie je jedinečný, lebo závisí od usporiadania jednotlivých premenných vo vektore  $X$ . Rozdielne usporiadanie vedie k rozdielnemu zobrazeniu, rozdielnym maticovým koeficientom a k rozdielnym šokom a ich vplyvom. Teda v transformovanej vektorovej premennej  $X_t^* = L^{-1}X_t$ , druhá premenná vo vektore závisí len od prvej, tretia od prvej a druhej, atď., čo je spôsobené trojuholníkovým tvarom invertovanej matice  $L^{-1}$ .

Ak teda chceme interpretovať odhadnuté parametre pomocou reakčnej funkcie, je nutné vhodne usporiadať premenné vo vektore  $X$ . Mnohí autori volia toto usporiadanie podľa ekonomických teórií a predpokladov o ekonomických premenných.

Uvažujme teraz VAR model druhého rádu s dvoma premennými:

$$X_{1t} = \mu_1 + \phi_{11}X_{1,t-1} + \phi_{12}X_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$X_{2t} = \mu_2 + \phi_{21}X_{1,t-1} + \phi_{22}X_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Vidíme, že zmena v  $\varepsilon_{1t}$  má okamžitý vplyv na premennú  $X_{1t}$ , ale nemá žiaden vplyv na  $X_{2t}$ . Tento šok sa však vplyvom dynamickej štruktúry VAR modelu následne odrazí vo všetkých budúcich hodnotách premennej  $X$ , a teda v čase  $t + 1$ , zmena v  $X_{1t}$  (vyvolaná šokom  $\varepsilon_{1t}$ ) spôsobí zmenu v premennej  $X_{1,t+1}$  prostredníctvom prvej rovnice a zároveň ovplyvní aj premennú  $X_{2,t+1}$  prostredníctvom druhej rovnice v systéme. Tento vplyv šoku v  $\varepsilon_{1t}$  pokračuje ďalej aj v čase  $t + 2$ , a následne aj v ďalších periódach. Teda jednorázový jednotkový šok vo VAR modeli spôsobí reťazovú reakciu zmien vo všetkých premenných VAR modelu. Všeobecne povedané, reakčná funkcia popisuje dynamickú zmenu endogénnych premenných VAR modelu spôsobenú jednorázovým jednotkovým šokom vo vektore bieleho šumu.

Pri interpretácií odhadov VAR modelov sa často používa aj rozptylová dekompozícia (*variance decomposition*), ktorá poskytuje informáciu o relatívnom význame zmeny každej zložky bieleho šumu pri pôsobení na premenné vo VAR modeli. Rozptylová dekompozícia teda hovorí o tom, aká veľká časť odchýlky v ľubovoľnej endogénnej premennej môže byť vysvetlená náhodnými zmenami tejto premennej a ostatných premenných VAR modelu.

## 5 Vplyv výmenného kurzu na cenovú hladinu v piatich krajinách EÚ

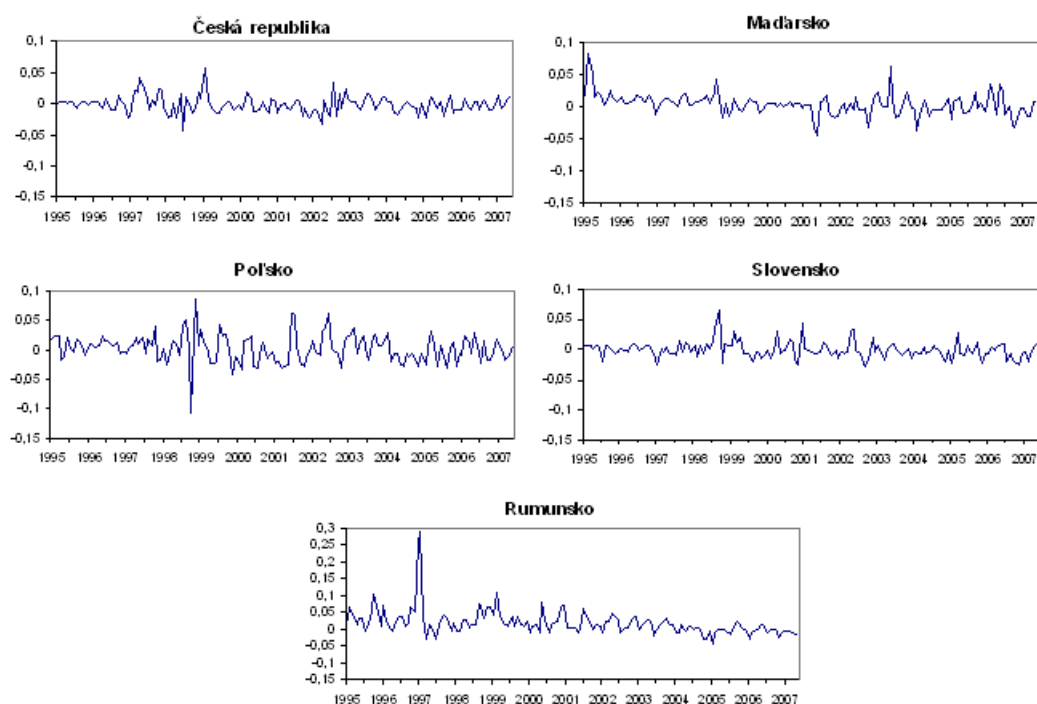
V druhej kapitole tejto práce sme sa venovali teórií vplyvu výmenného kurzu na rôzne typy cien v rámci cenového reťazca (dovozné, výrobné a spotrebiteľské ceny). Analyzovali sme tiež rôzne vplyvy, ktoré spôsobujú, že zákon jednej ceny a parita kúpnej sily neplatia, a teda že dopad zmeny výmenného kurzu na ceny je neúplný. Na záver sme sa zaoberali doterajšími empirickými štúdiami, ktoré sa snažili neúplnosť ERPT vysvetliť rôznymi makroekonomickými a mikroekonomickými fenoménmi.

V tejto kapitole sa budeme venovať našej empirickej štúdii, ktorá nasledujúc práce Wachtela a Korhonena (2005) [21] a Ca Zorziho, Hahna a Sáncheza (2007) [29] skúma vplyv výmenného kurzu na rôzne stupne cenového reťazca, konkrétne na výrobné a spotrebiteľské ceny. Rozsah a rýchlosť ERPT odhadneme pomocou VAR modelov, ktoré nám umožňujú počítať s potenciálnou a vysoko pravdepodobnou endogenitou medzi premennými. Zaoberať sa budeme piatimi novými členskými krajinami Európskej únie, a to Českou republikou, Maďarskom, Poľskom, Rumunskom a Slovenskom. V prípade Slovenska sa následne hlbšie zameriame na niektoré tovary obsiahnuté v indexe spotrebiteľských cien a pokúsime sa odhadnúť dopad zmeny výmenného kurzu na tieto konkrétne skupiny tovarov.

### 5.1 Porovnanie sledovaných krajín

V tejto práci skúmame rozsah a rýchlosť ERPT na cenovú hladinu v piatich krajinách Európskej únie. Hoci ide o rozvíjajúce sa krajiny strednej a východnej Európy, existujú medzi nimi rôzne makroekonomické rozdiely, ktoré by mohli vplývať na rozdielnu úroveň ERPT v týchto krajinách. Väčšina z týchto krajín prijala počas nášho sledovaného obdobia politiku prechodných režimov výmenných kurzov. V prípade Českej republiky, Rumunska a Slovenska to bol režim riadeného plávajúceho kurzu a v prípade Maďarska režim plazivého kurzu, a od roku 2001 režim

cieľovej zóny. Poľsko je jediná krajina z našej sledovanej skupiny, ktorá používa politiku voľne plávajúceho kurzu. Avšak reálna politika výmenného kurzu sa často odlišuje od jej oficiálnej klasifikácie. Tento jav vysvetľuje Calvo a Reinhart fenoménom označovaným ako strach z voľných výmenných kurzov (*fear of floating*), kedy v dôsledku očakávaného silného dopadu zmeny výmenného kurzu na infláciu a obchod krajina intervenuje aj napriek deklarovanému plávajúcemu výmennému kurzu. Aby sme mohli zhodnotiť skutočnú politiku výmenných kurzov, pozrieme sa na fluktuácie nominálneho výmenného kurzu v sledovaných krajinách. Obrázok 1 zobrazuje mesačné zmeny v nominálnom výmennom kurze. Pre lepšiu porovnateľnosť medzi krajinami sme použili index výmenného kurzu v tvare logaritmov a rovnaký rozsah osi  $y$  pre všetky krajiny okrem Rumunska, ktoré zaznamenalo vysoké fluktuácie výmenného kurzu na začiatku roku 1997.



Obrázok 1: Mesačná zmena nominálneho výmenného kurzu

Ako vidíme na jednotlivých grafoch, fluktuácia výmenného kurzu je porovnateľná v Českej republike, Maďarsku a na Slovensku. V prípade Poľska pozorujeme vyššiu volatilitu výmenného kurzu, čo môže byť spôsobené práve politikou voľne plávajúcich výmenných kurzov v tejto krajine. Neporovnateľne vysoké zmeny výmenného kurzu nastali v prípade Rumunska, a to hlavne v prvej polovici sledovaného obdobia.

Podľa Taylora (2000) [27], ďalším makroekonomickým ukazovateľom, ktorý by mohol ovplyvniť rozsah ERPT, je inflácia. V prípade našej štúdie, väčšina sledovaných krajín zažila v 90-tých rokoch obdobia s vysokou infláciou. V Rumunsku dosahovala miera inflácie v roku 1997 až 154,76%. Následne však vo všetkých krajinách zaznamenala inflácia klesajúcu tendenciu, dokonca od roku 2005 nižšiu ako 10%. Jedinou krajinou, v ktorej inflácia dosahovala hodnoty menšie ako 10% počas celého sledovaného obdobia, bola Česká republika. Priemerné ročné miery inflácie jednotlivých krajín merané pomocou CPI sú zobrazené v tabuľke 1.

Tabuľka 1: Priemerná ročná miera inflácie

	Česká republika	Maďarsko	Poľsko	Rumunsko	Slovensko
<b>1996</b>	8,82	23,43	19,82	38,83	5,78
<b>1997</b>	8,45	18,31	15,08	154,76	6,14
<b>1998</b>	10,68	14,18	11,73	59,10	6,67
<b>1999</b>	2,10	10,03	7,28	45,80	10,57
<b>2000</b>	3,93	9,78	10,06	45,67	12,04
<b>2001</b>	4,71	9,15	5,49	34,47	7,33
<b>2002</b>	1,79	5,53	1,90	22,54	3,32
<b>2003</b>	0,11	4,39	0,79	15,27	8,55
<b>2004</b>	2,83	6,78	3,58	11,88	7,55
<b>2005</b>	1,85	3,55	2,11	8,99	2,71
<b>2006</b>	2,54	3,88	1,11	6,58	4,48
<b>priemer</b>	<b>4,35</b>	<b>9,91</b>	<b>7,18</b>	<b>40,35</b>	<b>6,83</b>

Otvorenosť krajiny a vyšší podiel zahraničných firiem na domácom trhu môže taktiež spôsobiť rozdielny vplyv ERPT v sledovaných krajinách. Naša vzorka krajín pozostáva väčšinou z krajín s vysokým stupňom otvorenosti dosahujúcim až 180% HDP danej krajiny. Do tejto skupiny patria Česká republika, Maďarsko, Rumunsko a Slovensko. Poľsko je jedinou krajinou s nízkym stupňom otvorenosti. Pre



porovnanie zahraničného obchodu jednotlivých krajín uvádzame tabuľku 2, ktorá zobrazuje dovoz tovarov a služieb týchto krajín v percentách z HDP.

Tabuľka 2: Dovozy tovarov a služieb v percentách z HDP

Krajina	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Česká republika	71	80	88	91	95	107	105	113	120
Maďarsko	73	83	85	86	91	98	100	111	123
Poľsko	32	35	33	33	35	38	38	42	44
Rumunsko	46	58	66	70	77	88	97	110	131
Slovensko	72	77	85	84	86	89	97	105	105

Na základe predchádzajúcich makroekonomických porovnaní sledovaných krajín a doterajších empirických štúdií predpokladáme, že vysoká inflácia a volatilita výmenného kurzu v Rumunsku by mohla spôsobiť vyšší vplyv ERPT na ceny ako v ostatných krajinách. Česká republika, Maďarsko, Poľsko a Slovensko sa ja-  
via z pohľadu spomínaných makroekonomických ukazovateľov ako porovnateľné krajiny.

## 5.2 Metodológia

Na modelovanie vplyvu výmenného kurzu na výrobné a spotrebiteľské ceny použijeme štandardný vektorový autoregresný model rádu  $p$ , definovaný rovnicou:

$$X_t = \mu + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t,$$

kde  $X_t$  reprezentuje vektor endogénnych premenných,  $\mu$  je vektor konštánt,  $\Phi_j$  pre  $j = 1, \dots, p$  sú matice koeficientov a  $\varepsilon_t$  je vektor bieleho šumu. Najviac sledovaný šok, t.j. šok vo výmennom kurze, popíšeme a analyzujeme pomocou reakčnej funkcie s aplikáciou Choleskiho dekompozície. Správnu identifikáciu tohto štruktúrného šoku dosiahneme vhodným usporiadaním endogénnych premenných v modeli. Základný VAR model aplikovaný na sledované krajiny zahŕňa štyri endogénne premenné, a to výmenný kurz, produkčnú premennú, index výrobných a index spotrebiteľských cien. Výmenný kurz a indexy cien sú kľúčovými premennými náš-

ho modelu, pričom produkčná premenná je použitá na zachytenie vplyvov na reálnej strane ekonomiky.

Pri aplikácii Choleskiho dekompozície, štrukturálny šok ovplyvní k nemu prislúchajúcu premennú a súčasne ostatné premenné, ktoré sa nachádzajú za ním, avšak nemá žiaden dopad na premenné, ktoré sú usporiadané pred ním. Teda je dôležité umiestniť najviac exogénnu premennú vo vektore ako prvú.

V prípade nášho modelu je na prvom mieste výmenný kurz, ktorý má po určitom časovom období cez nepriamy kanál vplyv na produkčnú premennú. Potom nasleduje produkčná premenná a cenové indexy, ktoré sú ovplyvnené oboma predchádzajúcimi premennými, avšak oni samy nemajú na tieto premenné žiaden vplyv. Nasledujúce cenový reťazec, výrobné ceny predchádzajú spotrebiteľské ceny počítajúc s vplyvom výrobných cien na spotrebiteľské ceny, avšak nie naopak.

Pri odhadovaní ERPT na cenovú hladinu sa zaujímame nielen o rozsah, ale aj o rýchlosť tohto vplyvu. Ak je dopad zmeny výmenného kurzu veľmi rýchly, domáca monetárna politika môže iba slabo ovplyvniť reálny výmenný kurz, a to aj v krátkodobom horizonte. Teda veľmi rýchly a vysoký ERPT môže spôsobiť neefektivitu domácej monetárnej politiky. Pomocou reakčnej funkcie teda počítame:

1. Aká veľká časť jednotkového šoku vo výmennom kurze sa prenáša na výrobné a spotrebiteľské ceny v ročnom a dvojročnom horizonte.
2. Aká časť konečného ERPT (ERPT po dvoch rokoch) sa prejaví v polročnom a ročnom horizonte.

Inak povedané, najprv sa pokúsime vypočítať rozsah ERPT, a následne jeho rýchlosť. Tieto odhady potom porovnáme v rámci jednotlivých sledovaných krajín, ako aj v rámci jednotlivých cenových úrovní.

### 5.3 Popis dát

V tejto práci sa zaoberáme piatimi novými členskými krajinami Európskej únie (Česká republika, Maďarsko, Poľsko, Rumunsko a Slovensko). Keďže ekonomiky týchto krajín boli do konca osemdesiatych rokov centrálne plánované, a následne tranzitný proces smerom k trhovej ekonomike trval niekoľko rokov, časové obdobie, pre ktoré sú dostupné použiteľné dáta, je preto krátke. Pre každú krajinu používame rovnaké časové obdobie, a to štvrtročné dáta od prvého štvrťroku 1995 do prvého štvrťroku 2007.

V modeli sú zahrnuté štyri časové premenné: výmenný kurz, produkčná premenná, index výrobných cien (PPI) a index spotrebiteľských cien (CPI). Väčšina dát je použitých z Medzinárodnej finančnej štatistickej databázy Medzinárodného menového fondu, jedine produkčná premenná je použitá z Eurostatu.

Keďže výmenný kurz všetkých sledovaných krajín je naviazaný na euro, používame aj v našej práci výmenný kurz domácej meny voči euru. Ide o štvrtročný priemerný nominálny výmenný kurz. Preferovanou produkčnou premennou je HDP v stálych cenách, avšak v prípade Rumunska sme kvôli nedostupnosti dát použili ako produkčnú premennú priemyselnú produkciu. Pre ľahšiu interpretáciu výsledkov sú všetky dáta transformované na bázičný index roku 1995 a sú v tvare logaritmov. Pred samotným odhadovaním sme cenové indexy a produkčné premenné sezónne očistili pomocou metódy Census X-12.

### 5.4 Stacionarita a kointegrácia

Aby sme zistili, či premenné spĺňajú predpoklad VAR modelov o stacionarite premenných a nepreukazujú žiadne nestacionárne správanie, testovali sme časové rady pomocou testu jednotkového koreňa. Naším apriórnym predpokladom bolo, že všetky pozorované premenné (výmenný kurz, produkčná premenná, cenové indexy) prejavujú čistý stúpajúci trend a teda, že sú nestacionárne.

Najprv sme na testovanie stacionarity dát použili ADF test, ktorého nulová hypotéza predpokladá jednotkový koreň premennej, a teda nestacionaritu. Výsledky

tohto testu sú zhrnuté v tabuľkách 6 až 10 uvedených v prílohe A. Skoro pre všetky dáta sme prijali nulovú hypotézu o nestacionarite, a následne sme ju v prípade prvých diferencií premenných zamietli. Problémy nastali pri testovaní CPI v Českej republike, Poľsku a Maďarsku, a v prípade priemyselnej produkcie v Rumunsku.

Tieto premenné sme následne testovali pomocou KPSS testu, ktorý testuje nulovú hypotézu stacionaritu oproti alternatíve jednotkového koreňa. V prípade týchto štyroch problémových premenných sme nulovú hypotézu zamietli a potvrdili sme ich nestacionaritu. Výsledky tohto testu sú zobrazené v tabuľke 11 v prílohe A.

Pomocou testov jednotkového koreňa sme potvrdili nestacionaritu všetkých sledovaných dát, a preto sme pri odhadovaní VAR modelov použili ich prvé diferencie.

Keďže všetky premenné sú nestacionárne, použitie ich prvých diferencií vo VAR modeloch by mohlo viesť k nesprávnym interpretáciám, ak by bola v modeloch prítomná kointegrácia. Na testovanie kointegrácie medzi cenovými indexami a výmenným kurzom sme použili Johansenov test, ktorý preukázal iba slabý dôkaz o možnom dlhodobom vzťahu medzi premennými v Maďarsku a Poľsku. Tento výsledok mohol byť spôsobený krátkym sledovaným časovým obdobím. Prijali sme preto predpoklad, že medzi dátami nie je žiaden dlhodobý vzťah, a pokračovali sme v aplikácii jednoduchých VAR modelov.

## 5.5 Postup pri modelovaní

Aby sme zachovali porovnateľnosť medzi krajinami, prvé odhady všetkých krajín sme testovali s rovnakým začiatočným nastavením. Všetky dáta boli v prvých diferenciách v tvare logaritmov a počiatočný počet legov sme stanovili na 2. Pomocou reziduí sme našli zreteľné odchýlky, ktoré sme eliminovali pomocou dummy premenných. Následne sme použili informačné kritériá (Schwarzovo a Hannan-Quinnovo informačné kritérium) na stanovenie vhodného počtu legov. Špecifikácia výsledného VAR modelu pre jednotlivé krajiny sa nachádza v tabuľke 3.

Na odhadnutie stupňa ERPT v jednotlivých krajinách sme použili reakčnú funkciu z odhadnutého VAR modelu, kde sme pomocou jednotkového šoku skúmali

Tabuľka 3: Špecifikácia VAR modelu

Krajina	počet legov	počet dummy premenných
Česká republika	2	7
Maďarsko	2	2
Poľsko	3	6
Rumunsko	3	3
Slovensko	2	5

veľkosť vplyvu ERPT na cenovú hladinu a taktiež rýchlosť, ktorou sa tento vplyv prenáša. Použité časové rady vo VAR modeli sú v tvare logaritmov, a preto tento jednotkový šok môžeme interpretovať ako 1% šok v pôvodnej premennej. Následne sme vypočítali, aká časť tohto jednotkového šoku sa prenáša na výrobné a spotrebiteľské ceny, ako aj rýchlosť tohto prenosu.

## 5.6 Empirické výsledky

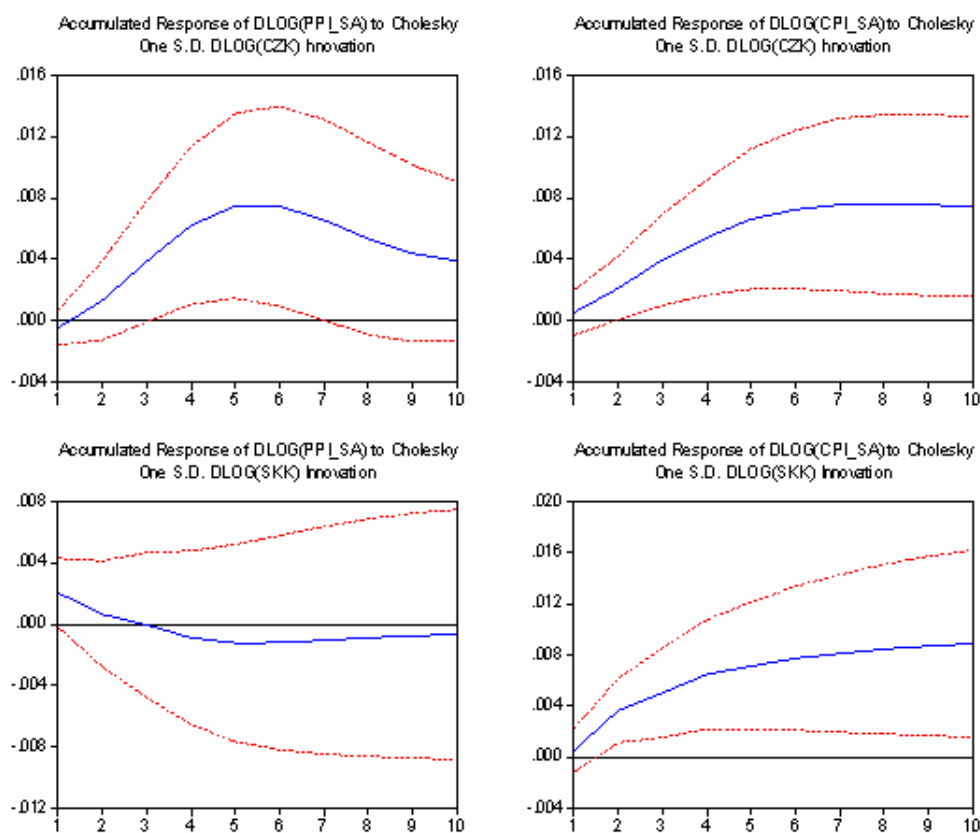
Odhady rozsahu a rýchlosti dopadu zmeny výmenného kurzu na výrobné a spotrebiteľské ceny vo všetkých sledovaných krajinách sú zobrazené v tabuľke 4.

Tabuľka 4: Rozsah a rýchlosť ERPT

Krajina	Cenový index	rozsah ERPT		rýchlosť ERPT	
		1 rok	2 roky	1/2 roka	1 rok
Česká republika	PPI	0,62	0,54	0,25	1,16
	CPI	0,54	0,76	0,28	0,71
Maďarsko	PPI	0,93	1,35	0,42	0,69
	CPI	0,48	1,00	0,01	0,48
Poľsko	PPI	0,65	1,13	0,19	0,57
	CPI	0,31	1,05	0,02	0,30
Rumunsko	PPI	2,93	3,46	0,37	0,85
	CPI	2,06	3,13	0,25	0,66
Slovensko	PPI	-0,09	-0,09	-0,74	1,00
	CPI	0,65	0,85	0,43	0,77

Výsledky sa javia v prípade väčšiny krajín prijateľné a môžeme ich zhrnúť do niekoľkých všeobecných záverov. Pre väčšinu krajín sa potvrdil predpoklad o poklese vplyvu ERPT v rámci cenového reťazca, a teda tento vplyv bol vyšší a podstatne rýchlejší na výrobné ako na spotrebiteľské ceny. V dvojročnom horizonte pozorujeme

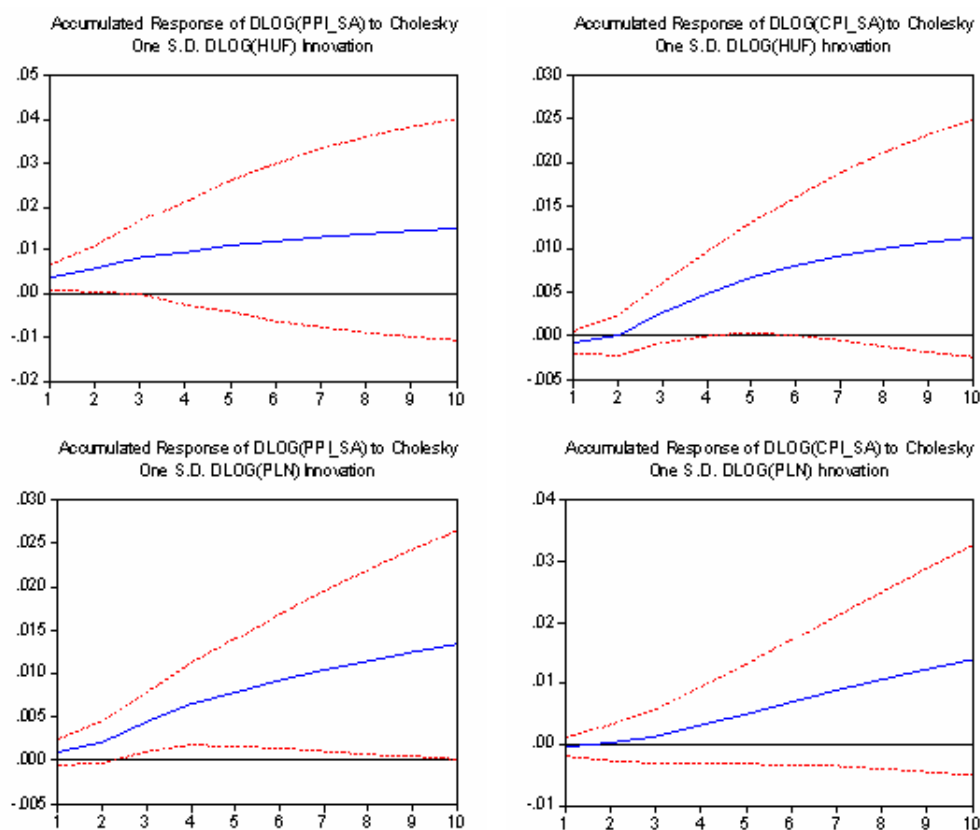
úplný vplyv ERPT v Maďarsku a v Poľsku. V Českej republike a na Slovensku je však ERPT neúplný, a to aj po dvoch rokoch. V prípade Rumunska je dopad zmeny výmenného kurzu na oba cenové indexy už po jednom roku úplný a veľmi vysoký. Tieto rozdielne vplyvy výmenného kurzu v jednotlivých krajinách môžeme vysvetliť ich rozdielnymi makroekonomickými podmienkami. Teraz sa zameriame bližšie na jednotlivé krajiny a pokúsime sa vysvetliť ich úplný resp. neúplný ERPT na cenovú hladinu.



Obrázok 2: Akumulovaná reakcia výrobných a spotrebiteľských cien v Českej republike a na Slovensku na jednotkový šok vo výmennom kurze

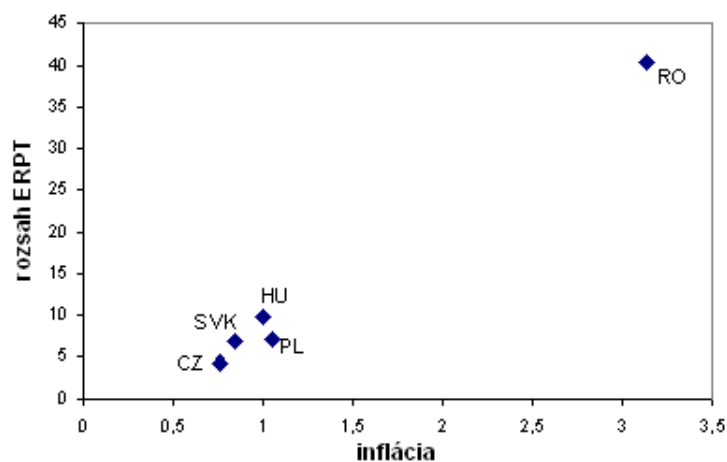
Najrýchlejšie sa vplyv zmeny výmenného kurzu na výrobné ceny prejavil po roku v Českej republike, následne však odozva PPI na šok vo výmennom kurze klesala, a preto v dvojročnom horizonte pozorujeme menšiu hodnotu rozsahu ERPT. V prípade spotrebiteľských cien bola najvyššia rýchlosť dopadu ERPT v ročnom horizonte

na Slovensku, a to až 77% z celkového dopadu ERPT na spotrebiteľské ceny. Porovnateľná rýchlosť sa prejavila aj v prípade Českej republiky. Túto veľmi rýchlu reakciu cenovej hladiny na zmenu výmenného kurzu v Českej republike a na Slovensku (Obrázok 2) by sme mohli vysvetliť vysokou mierou otvorenosti týchto dvoch spomínaných krajín. Keďže platí, že čím je krajina viac otvorená, tým rýchlejšie sa zmena vo výmennom kurze prenesie na ceny dovozu a následne na výrobné a spotrebiteľské ceny. Na druhej strane, v najmenej otvorenej ekonomike zo sledovanej skupiny krajín (v Poľsku) bol vplyv zmeny výmenného kurzu v ročnom horizonte najpomalší, a to pre výrobné ako aj pre spotrebiteľské ceny, konkrétne len 57% pre výrobné ceny a 30% pre spotrebiteľské ceny.



Obrázok 3: Akumulovaná reakcia výrobných a spotrebiteľských cien v Maďarsku a Poľsku na jednotkový šok vo výmennom kurze

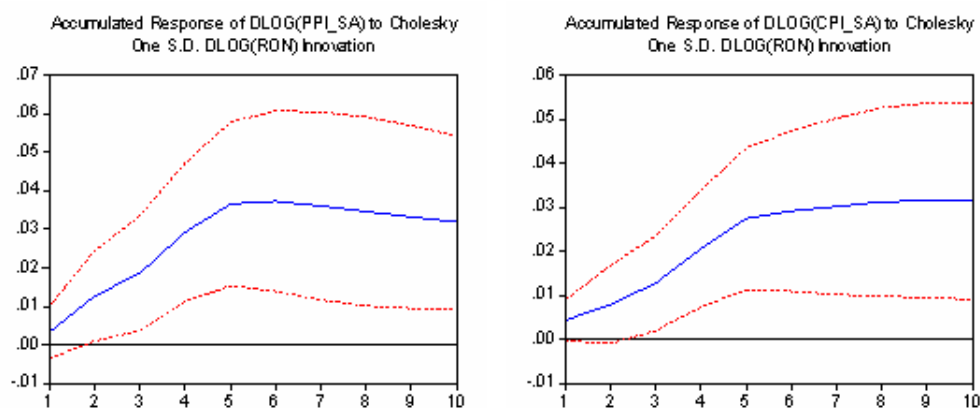
V prípade rozsahu ERPT sme zistili jeho silnú spojitosť s mierou inflácie v jednotlivých krajinách. Najmenší rozsah ERPT v dvojročnom horizonte bol v Českej republike, ktorá je aj jedinou krajinou s mierou inflácie menšou ako 10% počas celého sledovaného obdobia. V Maďarsku a Poľsku pozorujeme podobný priebeh vplyvu ERPT na spotrebiteľské ceny (Obrázok 3), čo môže byť spôsobené podobnosťou týchto dvoch krajín z hľadiska miery inflácie. Vzťah medzi stupňom ERPT po dvoch rokoch a infláciou v sledovaných krajinách je zobrazený na obrázku 4.



Obrázok 4: Vzťah medzi ERPT na spotrebiteľské ceny a priemernou ročnou infláciou

V prípade Rumunska pozorujeme vysoký dopad ERPT na výrobné ako aj na spotrebiteľské ceny (Obrázok 5), čo mohlo byť spôsobené viacerými faktormi. Prvým dôvodom môže byť vysoká miera inflácie a značné fluktuácie a nestabilita domácej meny, ktoré sa vyskytovali v Rumunsku hlavne na začiatku sledovaného obdobia. Nezvyčajne vysoký ERPT mohol vyvolať aj štrukturálny zlom v priemyselnej produkcii počas rokov 1998 a 1999. Keďže sa zdá, že roky 1995-2000 sú v prípade Rumunska problémovým obdobím, zopakovali sme preto odhady VAR modelu a jeho reakčné funkcie na skrátenom období, a to od roku 2000 do roku 2007. Rok po jednotkovom šoku vo výmennom kurze bol jeho dopad na výrobné a spotrebiteľské ceny nižší ako v predchádzajúcich pozorovaniach, konkrétne 60% pre výrobné ceny.





Obrázok 5: Akumulovaná reakcia výrobných a spotrebiteľských cien v Rumunsku na jednotkový šok vo výmennom kurze

Prekvapujúcim výsledkom bol slabý negatívny vplyv zmeny výmenného kurzu na výrobné ceny na Slovensku. Tento vplyv bol však nesignifikantný, a preto sme ho ďalej neuvažovali. Priebeh odozvy výrobných a spotrebiteľských cien na jednotkový šok vo výmennom kurze je zobrazený v prílohe B.

## 5.7 Vplyv výmenného kurzu na ceny tovarov a služieb na Slovensku

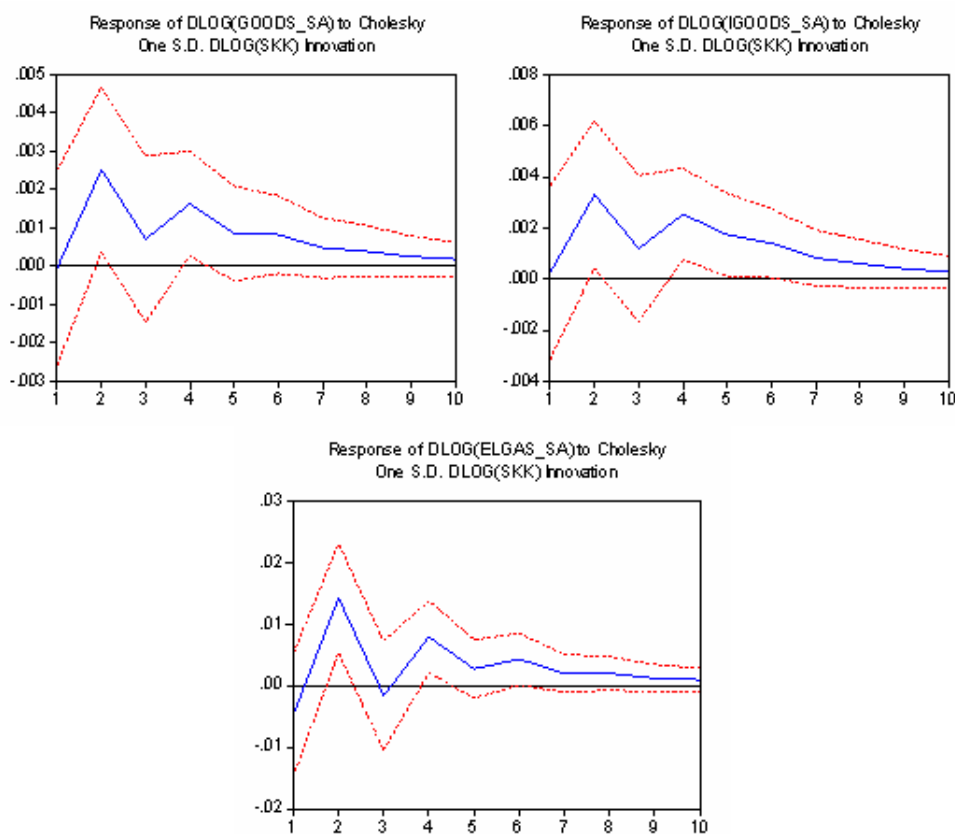
V prípade Slovenska sme sa zamerali aj na niektoré obchodovateľné a neobchodovateľné tovary, ktoré sú zložkami sledovaného CPI v predchádzajúcom modeli. Pri odhadovaní vplyvu výmenného kurzu na jednotlivé tovary sme použili VAR model s tromi endogénnymi premennými, a to nominálny výmenný kurz slovenskej koruny voči euru, HDP v stálych cenách a cenový index jednotlivých sledovaných tovarov. Všetky premenné sú v prvých diferenciách v tvare logaritmov. Pri odhadovaní ERPT sme postupovali rovnako ako v predchádzajúcich modeloch, stanovili sme rovnaké začiatočné podmienky pre všetky tovary a následne sme pomocou dummy premenných eliminovali odchýlky v časových radoch. Vhodný počet legov sme pre jednotlivé tovary určili pomocou Schwarzovho informačného kritéria a Hannan-

Quinnovho informačného kritéria. Odozvu ceny tovarov na zmenu vo výmennom kurze sme vypočítali z reakčnej funkcie odhadovaného VAR modelu. V tabuľke 5 sú zobrazené výstupy našich odhadov, ako aj špecifikácia každého VAR modelu.

Tabuľka 5: Rozsah a rýchlosť ERPT pre rôzne druhy tovarov a služieb

	rozsah ERPT		rýchlosť ERPT		počet legov	počet dummy premenných
	1 rok	2 roky	1/2 roka	1 rok		
<b>Tovary</b>	0,48	0,74	0,34	0,65	2	4
<b>Priemyselné tovary</b>	0,73	1,19	0,30	0,62	2	4
<b>Služby</b>	0,50	0,95	0,34	0,52	2	5
<b>Automobily</b>	0,92	1,29	0,40	0,72	2	4
<b>Elektrina, plyn, pevné palivá</b>	1,59	2,70	0,35	0,59	2	4
<b>Sociálne služby</b>	0,39	0,31	0,05	1,25	2	4
<b>Rekreácia a športové služby</b>	0,71	1,21	0,31	0,59	3	5
<b>Víno</b>	0,51	0,83	0,39	0,62	2	5
<b>CPI</b>	<b>0,65</b>	<b>0,85</b>	<b>0,43</b>	<b>0,77</b>	<b>2</b>	<b>5</b>

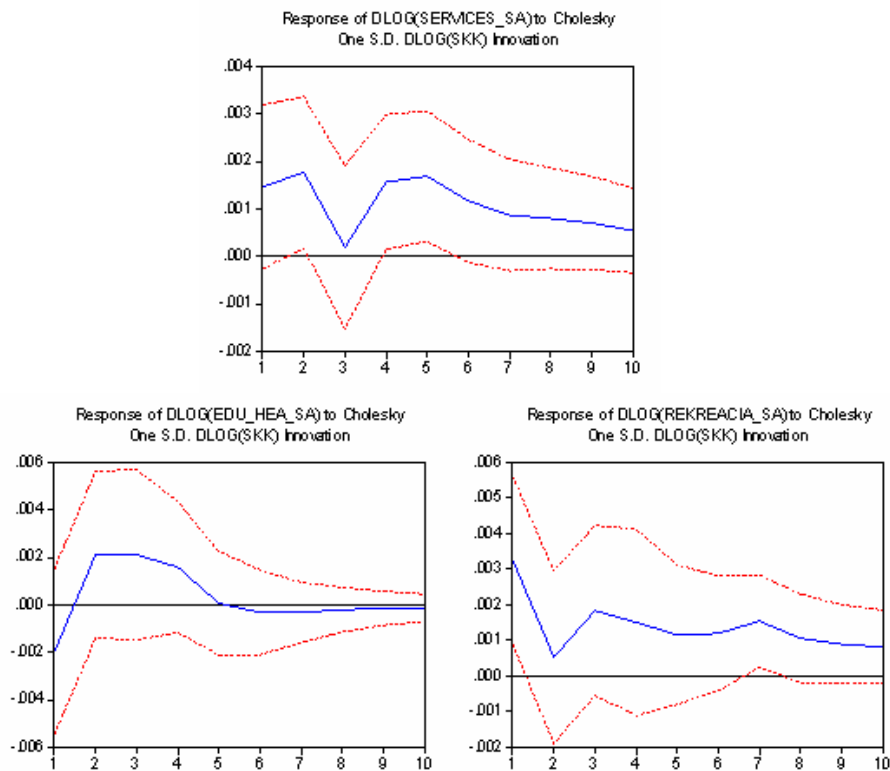
Na začiatku nášho modelovania sme sa venovali niektorým základným skupinám tovarov: tovary, priemyselné tovary, služby a elektrina, plyn, pevné palivá. V týchto prvotných odhadoch sa potvrdili naše predpoklady, že dopad zmeny výmenného kurzu je vyšší v prípade priemyselných tovarov ako v celkovej skupine tovarov. Tento výsledok možno vysvetliť väčším podielom priemyselných tovarov na zahraničnom obchode, a taktiež väčším počtom neobchodovateľných tovarov v prípade skupiny všetkých tovarov. Tieto dôvody mohli spôsobiť, že sa zmena vo výmennom kurze nepreniesla úplne na ceny tovarov. Podobné dôvody ako v prípade priemyselných tovarov môžu objasniť aj vysoký ERPT na ceny elektriny, plynu a pevných palív. V prípade týchto troch komodít ostávajú ich ceny v prvom štvrtroku po šoku vo výmennom kurze nezmenené, a následne v priebehu druhého štvrtroku dochádza k najvyššiemu dopadu ERPT na tieto ceny (Obrázok 6). Túto oneskorenú reakciu firiem by sme mohli zdôvodniť Krugmanovou teóriou cenovej stratégie firiem, kedy firmy preferujú vyššie budúce výnosy pred súčasnými dočasnými stratami na ziskoch. Zahraničné firmy podľa Krugmana zahŕňajú do svojich cenových stratégií aj očakávania o stálosti resp. dočasnosti zmeny výmenného kurzu, čo môže v prípade stálosti spôsobiť oneskorenie resp. zníženie ich prvotnej reakcie na túto zmenu.



Obrázok 6: Reakcia cien tovarov, priemyselných tovarov a elektriny, plynu, pevných palív na jednotkový šok vo výmennom kurze

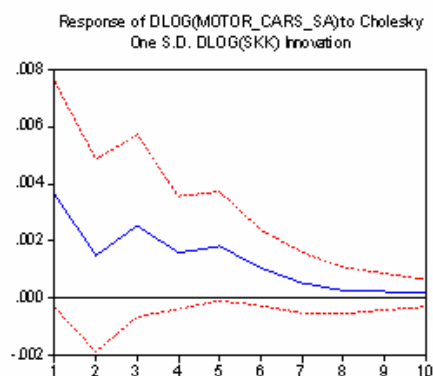
Ďalej sme sledovali dopad zmeny vo výmennom kurze na cenu neobchodovateľnej komodity, teda na cenu služieb. Očakávali sme veľmi slabý vplyv ERPT na cenu služieb. Naše očakávania sa však nepotvrdili a hodnota tohto vplyvu dosahovala po roku až 50%. Keď sa viac zameriame na jednotlivé zložky, ktoré sú v tejto komodite zahrnuté (napr. cestovný ruch), môžeme nájsť vysvetlenie tohto veľkého vplyvu. Pre bližšie objasnenie vyššieho vplyvu výmenného kurzu na ceny služieb sme sa preto zaoberali dvoma špecifickými službami: rekreačnými a športovými službami a sociálnymi službami, ktoré zahŕňajú vzdelanie, zdravotnú a sociálnu starostlivosť. Výsledky tohto modelu objasnili zvýšený vplyv ERPT na služby, kedy v prípade cien rekreačných a športových služieb dosahoval tento vplyv v ročnom horizonte

hodnotu 71%. V prípade sociálnych služieb sa potvrdili naše očakávania nižšieho dopadu zmeny výmenného kurzu na ich ceny.



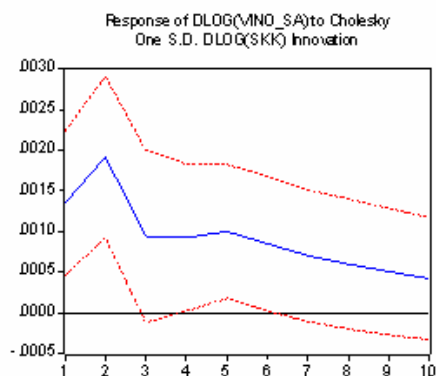
Obrázok 7: Reakcia cien služieb na jednotkový šok vo výmennom kurze

Inšpirovaný prácou Krugmana [23] sme do našej štúdie zahrnuli aj odozvu ceny automobilov na zmenu vo výmennom kurze. Krugman vo svojej práci poukazuje na najzreteľnejší príklad neúplnosti ERPT v 80-tych rokoch, a to na európske luxusné automobily, ktorých cena v USA v mnohých prípadoch rástla napriek poklesu európskych mien voči americkému doláru. Aj v našich odhadoch sa v prípade automobilov vyskytol neúplný ERPT v ročnom horizonte. Avšak na rozdiel od predchádzajúcej skupiny tovarov, cena automobilov reagovala na zmenu vo výmennom kurze hneď v prvom štvrtroku, a to najvyšším pozorovaným nárastom. Túto neúplnosť ERPT môžeme pripísať neochote predajcov pristupovať k častej zmene cien svojich tovarov, a to z dôvodu straty svojej reputácie.



Obrázok 8: cien automobilov na jednotkový šok vo výmennom kurze

Nakoniec sme pre zaujímavosť odhadovali vplyv výmenného kurzu na ceny vína. Keďže víno je obchodovateľný tovar, ktorý sa vyrába na Slovensku, ale zároveň sa aj vo veľkom objeme dováža zo zahraničia, nevedeli sme dopredu predpovedať, ako bude reagovať jeho cena na zmeny vo výmennom kurze. Z výsledkov vidíme,



Obrázok 9: Reakcia cien vína na jednotkový šok vo výmennom kurze

že dopad ERPT na ceny je neúplný. Keďže do domácej výroby vína vstupujú zväčša neobchodovateľné alebo domáce tovary, jeho cena by sa preto pri zmenách výmenného kurzu nemala výrazne meniť. A preto zahraniční dovozcovia prejavia neochotu upravovať svoje ceny, aby si udržali svoj podiel na trhu.

## 6 Záver

V našej práci sme odhadovali vplyv výmenného kurzu na výrobné a spotrebiteľské ceny v piatich nových členských krajinách Európskej únie. Naše modelovanie bolo založené na vektorovom autoregresnom procese a jeho reakčnej funkcii s aplikáciou Choleskiho dekompozície. Vo väčšine krajín výsledky potvrdili klesajúcu tendenciu vplyvu výmenného kurzu v rámci cenového reťazca. Úplný vplyv výmenného kurzu sme zaznamenali len v prípade Maďarska a Poľska, a to až v dvojročnom horizonte. V Českej republike a na Slovensku sme pozorovali veľmi rýchly, avšak neúplný ERPT. Následne sme potvrdili Taylorovu hypotézu [27] o pozitívnom vzťahu medzi rozsahom ERPT a infláciou. Tento vzťah mohol spôsobiť aj rozdiely medzi sledovanými krajinami. V prípade Rumunska bol ERPT nezvyčajne vysoký, čo mohlo byť spôsobené vysokou mierou inflácie a veľkými fluktuáciami výmenného kurzu na začiatku sledovaného obdobia.

Pri sledovaní vplyvu výmenného kurzu na konkrétne tovary na Slovensku sa potvrdil vplyv neobchodovateľnosti tovarov a ich výrobných vstupov na rozsah ERPT. Neúplnosť ERPT v prípade niektorých tovarov môžeme vysvetliť aj vplyvom cenových stratégií firiem, ktoré sú neochotné upravovať svoje ceny na základe pohybov výmenného kurzu, a to z dôvodu straty reputácie a podielu na trhu.

Uvádzané zistenia zasahujú taktiež do politickej oblasti. Keďže pohyby výmenného kurzu danej krajiny majú vplyv na mieru inflácie, tvorcovia monetárnej politiky by im preto mali venovať pozornosť. Tento vzťah medzi zmenami výmenného kurzu a infláciou môže byť dôležitý hlavne v krajinách, ktoré chcú vstúpiť do Európskej menovej únie, a teda potrebujú splniť Maastrichtské inflačné kritérium.

## 7 Literatúra

### Referencie

- [1] Alessandria, G., Kaboski, J. (2007) *Pricing-to-Market and the Failure of Absolute PPP*; Research Department; Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper No. 07-29
- [2] Atkeson, A., Burstein, A. (2007) *Pricing-to-Market, Trade Costs and International Relative Prices*; Federal Reserve Bank of San Francisco; Working Paper Series; No. 2007-26
- [3] Bergin, P. R., Feenstra, R. C. (1999) *Pricing to Market, Staggered Contracts and Real Exchange Rate Persistence*; Federal Reserve Bank of San Francisco; NBER Working Paper Series; No. 7026
- [4] Campa, J. M., Goldberg, L. S. (2002) *Exchange Rate Pass-Through Into Import Prices: Macro or Micro Phenomenon?*; CIIF Research Paper; No. 475
- [5] Campa, J. M., Goldberg, L. S. (2006) *Pass-Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why*; Federal Reserve Bank of New York Staff Reports; No. 261
- [6] Campa, J. M., Goldberg, L. S., González-Mínguez, J. M. (2005) *Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area*; Federal Reserve Bank of New York Staff Reports; No. 219
- [7] Cipra, T. (1986) *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*; SNTL - Nakladatelství technické literatury
- [8] Coricelli, F., Jazbec, B., Masten, I. (2005) *Exchange rate pass-through in EMU acceding countries: Empirical analysis and policy implications*; Journal of Banking & Finance 30

- [9] Coricelli, F., Jazbec, B., Masten, I. (2005) *Exchange rate pass-through in acceding countries: The role of exchange rate regimes*; EUI Working Paper; 2004/16
- [10] Devereux, M., Engel, C. (2001) *Endogenous currency of price setting in a dynamic open economy model*; NBER Working Paper; No. W8559
- [11] Devereux, M. B., Yetman, J. (2002) *Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence*; HKIMR Working Paper No. 22/2002
- [12] Dibooglu, S., Kutan, A. M. (2001) *Sources of real exchange rate fluctuations in transition economies: the case of Poland and Hungary*; Journal of Comparative Economics, 29, 2001
- [13] Engel, C. (1993) *Real Exchange Rates and Relative Prices, An Empirical Investigation*; Journal of Monetary Economics; 32
- [14] Engel, C., Rogers, J. H. (1996), *How Wide is the Border*; The American Economic Review; Vol. 86 No.5
- [15] Frankel, J., Presley, D., Wei, S. (2005), *Slow Pass-Through Around the World: A New Import for Developing Countries*; NBER Working Paper; No. 11199
- [16] Gaulier, G., Lahreche-Revil, A., Mejean, I. (2006), *Structural Determinants of the Exchange Rate Pass-Through*; CEPII, Working Paper; No. 2006-03
- [17] Goldberg, P. K., Knetter, M. M. (1996), *Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?*; NBER, Working Paper; No. 5862
- [18] Hübner, F. P., Schröder, M. (2002), *Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: A European Perspective*; Centre for European Economic Research (ZEW)
- [19] Johnston, J., DiNardo, J. (1997), *Economic Methods*; The McGraw - Hill Companies, Inc., fourth edition



- [20] Ito, T., Sasaki, Y. N., Sato, K. (2005), *Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries*; RIETI Discussion Paper Series; 05-E-020
- [21] Korhonen, I., Wachtel, P. (2005), *A note on exchange rate pass-through in CIS countries*; Bank of Finland, BOFIT Discussion Papers 2/2005
- [22] Kunst, R. M., *Econometrics II - A lecture course for the Institute for Advanced Studies*; Institute for Advanced Studies
- [23] Krugman, P. (1986), *Pricing to Market When Exchange Rate Changes*; NBER Working Paper No. 1926
- [24] Obstfeld, M. (2004), *Pricing-to-Market, the Interest-Rate Rule, and the Exchange Rate*; University of California; Berkeley
- [25] Obstfeld, M., Rogoff, K. (1996), *Foundations of International Macroeconomics*; Massachusetts Institute of Technology, The MIT Press
- [26] Romer, D. (1993), *Openness and Inflation: Theory and Evidence*; Quarterly Journal of Economics CVIII, 869-903
- [27] Taylor, J. B. (2000), *Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms*; European Economic Review
- [28] Warmedinger, T. (2004), *Import Prices and Pricing-to-Market Effects In the Euro Area*; European Central Bank Working Paper Series No. 299
- [29] Ca Zorzi, M., Hahn, E., Sánchez, M. (2007), *Exchange Rate Pass-Through In Emerging Markets*; ECB Working Paper Series No. 739

## 8 Príloha

### 8.1 Príloha A: Test jednotkového koreňa

Tabuľka 6: Rozšírený DF test pre Českú republiku

	ADF - $\mu$ ADF - $\tau$		prvá diferenciacia		stupeň integrácie
	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	
<b>CPI</b>	-3,04**	-2,49	-2,88*	-3,59**	<b>I(0)?</b>
<b>PPI</b>	-0,82	-2,84	-3,18**	-3,03	<b>I(1)</b>
<b>HDP</b>	2,70	0,57	-5,28***	-6,22***	<b>I(1)</b>
<b>ER</b>	-0,64	-2,45	-5,18***	-5,22***	<b>I(1)</b>

Tabuľka 7: Rozšírený DF test pre Poľsko

	ADF - $\mu$ ADF - $\tau$		prvá diferenciacia		stupeň integrácie
	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	
<b>CPI</b>	-3,79***	-2,97	-2,50	-3,15	<b>I(0)?</b>
<b>PPI</b>	-2,92*	-2,69	-3,16**	-3,69**	<b>I(1)</b>
<b>HDP</b>	-0,87	-2,46	-8,21***	-8,15***	<b>I(1)</b>
<b>ER</b>	-2,41	-1,62	-6,56***	-6,87***	<b>I(1)</b>

Tabuľka 8: Rozšírený DF test pre Maďarsko

	ADF - $\mu$ ADF - $\tau$		prvá diferenciacia		stupeň integrácie
	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	
<b>CPI</b>	-3,12**	-3,19*	-3,54**	-3,71**	<b>I(0)?</b>
<b>PPI</b>	-3,25**	-2,86	-3,78***	-4,24***	<b>I(1)</b>
<b>HDP</b>	1,03	-4,66***	-3,93***	-3,65**	<b>I(1)</b>
<b>ER</b>	-3,08**	-2,03	-5,67***	-6,23***	<b>I(1)</b>

Tabuľka 9: Rozšírený DF test pre Rumunsko

	ADF - $\mu$ ADF - $\tau$		prvá diferenciacia		stupeň integrácie
	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	
<b>CPI</b>	-1,27	-2,19	-5,78***	-3,84**	<b>I(1)</b>
<b>PPI</b>	-4,53***	-1,80	-3,34**	-5,14***	<b>I(1)</b>
<b>HDP</b>	-1,66	-2,27	-2,13	-2,38	<b>I(0)?</b>
<b>ER</b>	-3,38**	-0,48	-2,52	-6,17***	<b>I(1)</b>

Tabuľka 10: Rozšírený DF test pre Slovensko

	ADF - $\mu$ ADF - $\tau$		prvá diferenciacia		stupeň integrácie
	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	ADF - $\mu$	ADF - $\tau$	
<b>CPI</b>	-1,65	-0,14	-2,97***	-5,93***	<b>I(1)</b>
<b>PPI</b>	0,10	-2,27	-5,79***	-5,75***	<b>I(1)</b>
<b>HDP</b>	1,84	0,17	-2,99***	-11,37***	<b>I(1)</b>
<b>ER</b>	-0,10	-0,11	-5,09***	-5,51***	<b>I(1)</b>

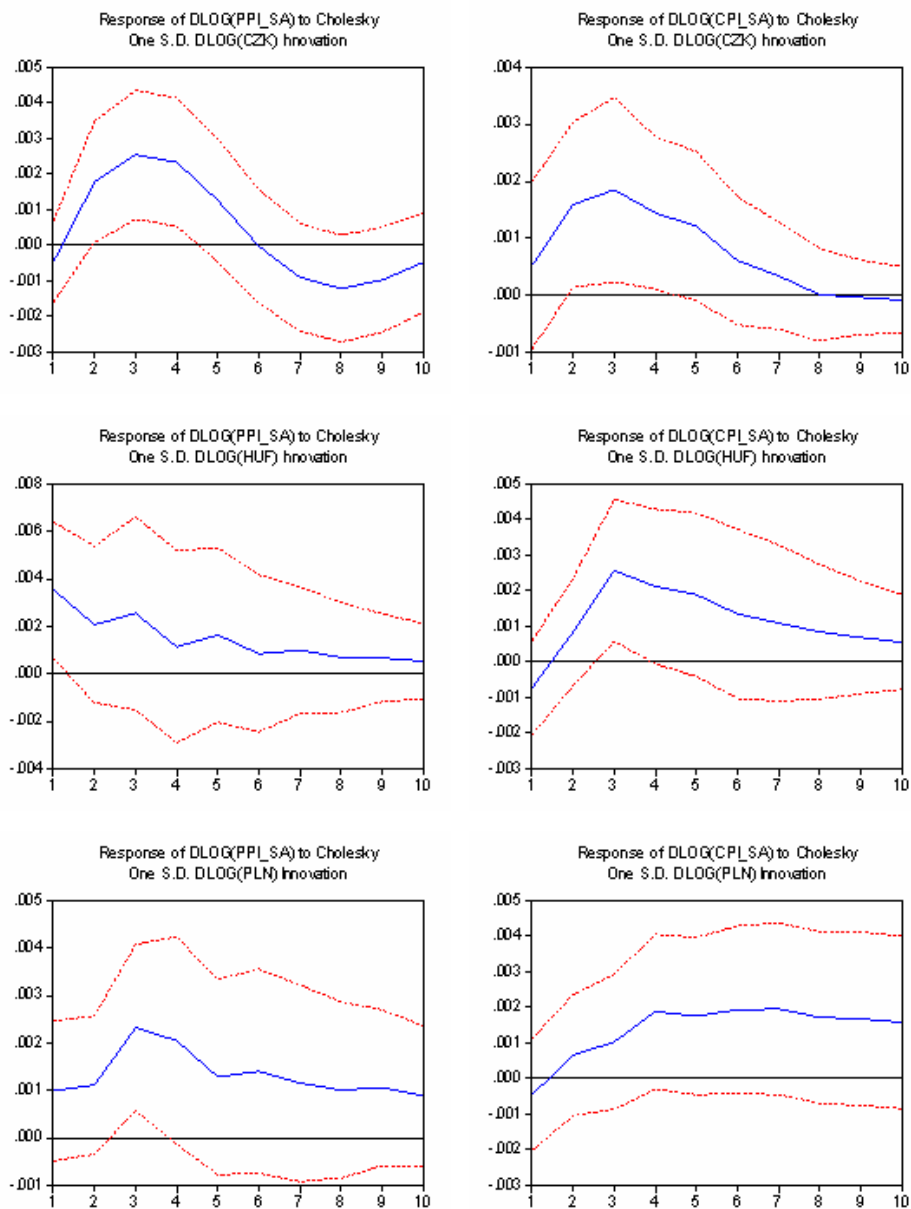
Poznámky: všetky premenné sú v tvare logaritmov  
 \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% - kritické hodnoty, pri ktorých zamietame nulovú hypotézu

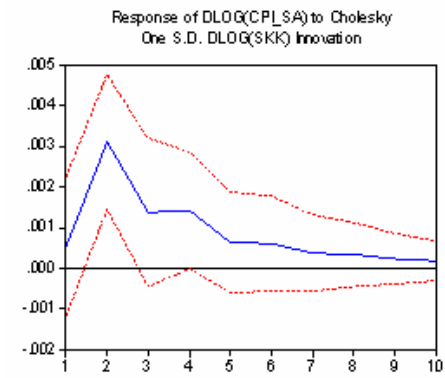
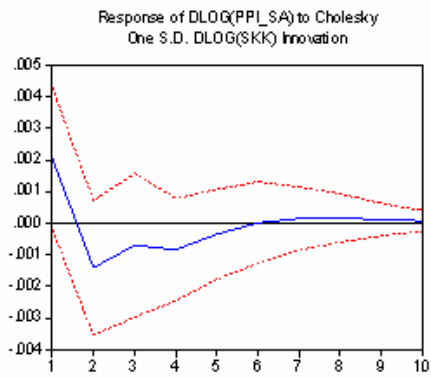
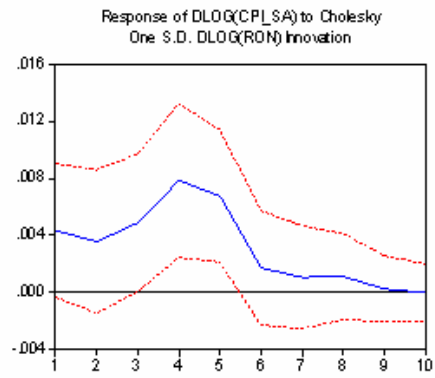
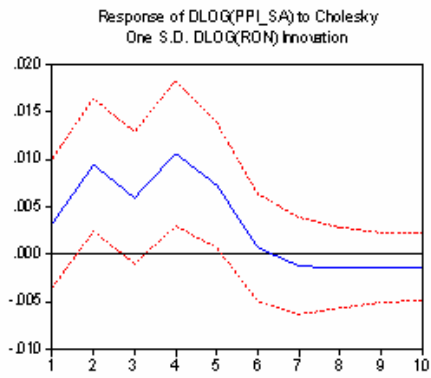
Tabuľka 11: KPSS test pre I(0)? premenné v tabuľkách 6-10

		KPSS - $\mu$	KPSS - $\tau$	stupeň integrácie
<b>Česká republika</b>	<b>CPI</b>	0,89***	0,23***	<b>I(1)</b>
<b>Poľsko</b>	<b>CPI</b>	0,85***	0,24***	<b>I(1)</b>
<b>Maďarsko</b>	<b>CPI</b>	0,91***	0,23***	<b>I(1)</b>
<b>Rumunsko</b>	<b>HDP</b>	0,35*	0,18**	<b>I(1)</b>

Poznámky: všetky premenné sú v tvare logaritmov  
 \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% - kritické hodnoty, pri ktorých zamietame nulovú hypotézu

## 8.2 Príloha B: Reakcia výrobných a spotrebiteľských cien na zmenu vo výmennom kurze





### 8.3 Príloha C: Akumulovaná reakcia cien jednotlivých tovarov na zmenu vo výmennom kurze

