

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

IS-LM MODEL V REÁLNYCH EKONOMIKÁCH

DIPLOMOVÁ PRÁCA

2017

Bc. Veronika BRUNCKOVÁ

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

IS-LM MODEL V REÁLNYCH EKONOMIKÁCH

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Študijný program: Ekonomicko-finančná matematika a modelovanie
Študijný odbor: 9.1.9 Aplikovaná matematika
Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci práce: Doc. RNDr. Ján Boďa, CSc.



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Bc. Veronika Bruncková
Študijný program: ekonomicko-finančná matematika a modelovanie
(Jednoodborové štúdium, magisterský II. st., denná forma)
Študijný odbor: 9.1.9. aplikovaná matematika
Typ záverečnej práce: diplomová
Jazyk záverečnej práce: slovenský
Sekundárny jazyk: anglický

Názov: IS-LM model v reálnych ekonomikách.
IS-LM model in the real economies.

Cieľ: Pomocou ekonometrickej analýzy reálnych dát overiť, či správanie sa ekonomík možno popísať IS_LM modelom.

Vedúci: doc. RNDr. Ján Boďa, CSc.
Katedra: FMFI.KAMŠ - Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci katedry: prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
Dátum zadania: 21.01.2016

Dátum schválenia: 25.01.2016
prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
garant študijného programu

.....
študent

.....
vedúci práce

Pod'akovanie

Touto cestou sa chcem pod'akovať svojmu vedúcemu diplomovej práce Doc. RNDr. Jánovi Boďovi, CSc. za ochotu, pomoc, podnetné pripomienky, ktoré mi pomohli pri písaní tejto práce.

Abstrakt

BRUNCKOVÁ, Veronika: *IS-LM MODEL V REÁLNYCH EKONOMIKÁCH* [Diplomová práca], Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky; školiteľ: Doc. RNDr. Ján Boďa, CSc., Bratislava, 2017, s.74

IS-LM model bol vytvorený s účelom ilustrácie makroekonomickej rovnováhy. Cieľom práce je zhodnotenie využiteľnosti modelu v prostredí aktuálnych problémov globálnej ekonomiky. V úvodnej časti zhrnieme teoretické východiská skúmanej problematiky z ekonomického a ekonometrického pohľadu. V praktickej časti aplikujeme modifikáciu modelu otvorenej ekonomiky do prostredia Slovenskej republiky. Model skonštruujeme pomocou regresnej analýzy čiastkových rovníc. Keďže vstupné dáta predstavujú časové rady agregátnych veličín, využijeme typ modelu s členom korigujúcim chybu (ECM). Modelovanie pozostáva z popisu dát, predstavenie očakávaného vplyvu exogénnych premenných na vysvetľujúcu premennú, verifikácia ekonomických a ekonometrických predpokladov pre ECM model a finálna konštrukcia modelu. V poslednej časti prostredníctvom syntézy a aplikovaním aktuálnych podmienok vyhodnotíme platnosť modelu v súčasnej ekonomike s dôrazom na efektivitu monetárnych a fiškálnych opatrení štátu.

Kľúčové slová: IS-LM model, IS-LM-BP model, Error Correction Model, Fiškálna a monetárna politika

Abstract

BRUNCKOVÁ, Veronika: *IS-LM MODEL IN THE REAL ECONOMIES* [Diploma thesis], Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics; supervisor: doc. RNDr. Ján Boďa, CSc., Bratislava, 2017, 74 p.

The IS-LM model was developed to illustrate the macroeconomic equilibrium. The aim of the master's thesis is evaluating the usability of model in environment of current economic problems. In the first part, we summarize the theoretical determination from the economic and econometric point of view. In the application section, we apply the modified model of the open economy in conditions of Slovak republic. The model is constructed by regression analysis of partial equations. Input data are provided in time series form of aggregate variables, therefore we use the Error Correction Model (ECM). Modeling consists of a description of data, presentation of the expected affects the exogeneous variable the endogenous variable, then we provide verification of economic and econometric assumptions for the ECM model and the final design of the model. In the final part, we evaluate the validity of the model in the current economy, with emphasis on the significance of shifts in of monetary or fiscal policy.

Keywords: IS-LM model, IS-LM-BP model, Error Correction Model, Fiscal and monetary policy

Obsah

| | |
|--|-----------|
| ÚVOD | 8 |
| 1 PREDPOKLADY PRE VZNIK IS-LM MODELU | 10 |
| 1.1 MAKROEKONOMICKÉ MODELY | 10 |
| 1.2 HISTÓRIA IS-LM MODELU | 11 |
| 2 IS-LM MODEL | 14 |
| 2.1 IS KRIVKA | 14 |
| 2.2 LM KRIVKA | 15 |
| 2.3 ZHRNUTIE IS-LM MODELU | 18 |
| 3 IS-LM-BP MODEL | 21 |
| 3.1 MODIFIKÁCIE BP KRIVKY | 22 |
| 3.2 ZHRNUTIE IS-LM-BP MODELU | 25 |
| 4 ROVNOVÁHA V OTVORENEJ EKONOMIKE | 27 |
| 4.1 REGULAČNÉ NÁSTROJE V OTVORENEJ EKONOMIKE | 27 |
| 4.2 STABILIZAČNÁ POLITIKA V PRÍPADE DOKONALEJ MOBILITY KAPITÁLU | 29 |
| 4.2 STABILIZAČNÁ POLITIKA V PRÍPADE DOKONALEJ IMOBILITY KAPITÁLU | 30 |
| 4.3 ZHRNUTIE ÚČINKOV FIŠKÁLNEJ A MONETÁRNEJ POLITIKY | 32 |
| 4.4 FIŠKÁLNE MULTIPLIKÁTORY | 34 |
| 5 ERROR CORRECTION MODEL | 36 |
| 5.1 PODMIENKY PRE APLIKÁCIU ECM | 37 |
| 5.2 KONŠTRUKCIA ECM MODELU | 40 |
| 6 IS-LM-BP V PODMIENKACH SLOVENSKEJ REPUBLIKY | 41 |
| 6.1 ŠPECIFIKÁCIA VSTUPNÝCH DÁT | 42 |
| 6.2 FUNKCIA SPOTREBY | 44 |
| 6.3 FUNKCIA INVESTÍCIÍ | 48 |
| 6.4 FUNKCIA IMPORTU | 52 |
| 6.5 FUNKCIA EXPORTU | 55 |
| 6.6 FUNKCIA DOPYTU PO PENIAZOCH | 57 |
| 6.7 FUNKCIA ČISTÉHO TOKU KAPITÁLU | 59 |

| | |
|--|------------------|
| <u>7 ZHRNUTIE REGRESNEJ ANALÝZY</u> | <u>63</u> |
| 7.1 ZHRNUTIE MODELU A VPLYV FIŠKÁLNEJ A MONETÁRNEJ POLITIKY | 64 |
| 7.2 NEDOSTATKY IS-LM-BP MODELOV Z EKONOMICKÉHO HĽADISKA | 67 |
| <u>ZÁVER</u> | <u>69</u> |
| <u>ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY</u> | <u>71</u> |
| <u>PRÍLOHA A: ZOBRAZENIE ČASOVÝCH RADOV PREMENNÝCH</u> | <u>75</u> |

Úvod

Aktuálna ekonomická situácia Slovenskej republiky je poznačená finančnou a hospodárskou krízou z roku 2008. Súčasnú obdobie predstavuje proces hľadania efektívnych ekonomických stimulov, ktoré by urýchlili hospodársky rast v krajine. Pri zavádzaní opatrení je potrebné poznať ich vplyv na vnútorný trh a sektory s ním súvisiace. V 20. storočí sa pre tieto účely využíval IS-LM model. Primárny účel diplomovej práce pozostáva z testovania flexibility modelu a jeho využitia v podmienkach aktuálneho diania.

Model IS-LM špecifikuje podmienky, pri ktorých nastane rovnováha simultánne na finančnom trhu a na trhu tovarov a služieb. Priamka IS predstavuje zjednodušenie rovnovážneho stavu na trhu tovarov a služieb a priamka LM definuje rovnováhu peňažného trhu. Priesečník zobrazuje stav ekvilibria, kedy je dosiahnutá taká miera produkcie a úrokovej miery, že oba trhy sú v rovnováhe. Hlavnou inováciou voči predošlým modelom je aplikovanie inštitucionálnej teórie. Predstavitelia Neokeynesovskej teórie nepovažujú ekonomiku za samoriadiaci systém, ktorý je schopný sa vyrovnáť s výkyvmi bez zásahu štátu. IS-LM model ilustruje vplyv monetárneho a fiškálneho zásahu v prípade uzavretej ekonomiky.

V druhej polovici 20. storočia nastala prudká liberalizácia trhu. Pre otvorenú ekonomiku je charakteristický oklieštený vnútorný trh a medzinárodné transakcie výrazne ovplyvňujú stav v krajine. Pokiaľ analyzujeme štáty v Európskej únii, všetky krajiny považujeme za „otvorené“ a pôvodný IS-LM model je nevyužiteľný. Preto boli nutné úpravy IS-LM modelu, ktoré vytvárali schematizáciu reality v podmienkach globalizácie. Vznikli tak rôzne modifikácie IS-LM-BP modelov, ktoré zahŕňajú krivku BP, zobrazujúcu platobnú bilanciu krajiny v medzinárodnom obchode.

Cieľom práce je aplikácia modifikovanej podoby IS-LM modelu do prostredia reálnych ekonomík v aktuálnych podmienkach rekordne nízkych úrokových mier. Z dôvodu efektívnej dostupnosti dát zvolíme prostredie Slovenskej republiky. Konštrukcia modelu pozostáva z prípravy dát, formulovania a odhadu regresných rovníc a následnej syntézy výsledkov odhadnutých parametrov. Výsledný model verifikujeme a vyhodnotíme z ekonomického, ale aj ekonometrického hľadiska. Pomocou navrhnutých rovníc

vysvetlíme reakciu ekonomiky na fiškálne a monetárne šoky v prostredí Slovenskej republiky.

Výstupom spracovania prvej časti je syntéza vývoja prvotného IS-LM modelu až do modifikácie pre prostredie otvorenej ekonomiky. Úvodné kapitoly venujeme dôkladnej analýze ekonomických atribútov IS-LM modelov. Teoretické poznatky čerpáme predovšetkým zo zdrojov [8] a [10]. V ďalšej časti transformujeme ekonomický model na ekonometrický a uvedieme základnú metodológiu k modelom s korekčným členom (ECM). Regresnú analýzu typu ECM využívame z dôvodu nestacionárnej štruktúry časových radov vstupných dát.

Po teoretickom vymedzení modelu pristúpime k deskripcii premenných a charakteristike rovníc. Pri každej zo šiestich základných rovníc determinujeme vysvetľovanú premennú a očakávaný vplyv vysvetľujúcich premenných. Jadro praktickej časti tvorí analýza dlhodobej rovnováhy šiestich čiastkových rovníc modelu, ktorými deklaruje reálne vzťahy medzi agregátnymi ekonomickými veličinami v prostredí Slovenskej republiky. Následne, pomocou doplnenia korekčných členov, odhadneme krátkodobú dynamiku jednotlivých rovníc. V záverečnej časti zhrnieme výsledky a analyzujeme vplyv monetárnej a fiškálnej politiky.

1 Predpoklady pre vznik IS-LM modelu

V tejto kapitole si predstavíme makroekonomické modely. Pod pojmom ekonomický model rozumieme isté konštatovanie, diagram alebo vzorec, ktorý nám slúži k pochopeniu alebo k predikcii ekonomických javov.

1.1 Makroekonomické modely

Makroekonomické modely sú vnímané ako formalizované zobrazenie reálne fungujúcej ekonomiky. Ich hlavným cieľom je zjednodušiť a priblížiť ekonomický systém s dôrazom na zachovanie podstatných vlastností a vzájomných vzťahov. Konštrukcia modelov je spojená s určitou schematizáciou reality. Táto skutočnosť sa odráža na existencii daného počtu obmedzujúcich predpokladov, ktoré zabezpečujú ekonometrickú funkčnosť skonštruovaných modelov. Makroekonomické modely musíme preto chápať ako určité medzičlánky medzi ekonomickou teóriou a reálne fungujúcou ekonomikou.

Počas rozvoja ekonomickej teórie bolo vyvinutých niekoľko prístupov k modelovaniu ekonomiky. K prvotným prácam, ktoré sa snažili o interpretáciu ekonomických výsledkov zaraďujeme „Politickú aritmetiku“ vydanú Williamom Pettym v 17. storočí. Ďalším významným prínosom boli v 19. storočí Engelove štúdie o výdavkoch domácností. Tento základný model hovorí o tom, že miera celkových výdavkov určených na potraviny klesá s rastúcim príjmom.

Na začiatku 20. storočia sa markantne zvýšila dostupnosť cenových indexov a iných dát nielen na vnútroštátnej, ale aj na zahraničnej báze. Záujem o cenovú fluktuáciu kapitálu domácností spôsobil rozmach v modelovaní dopytových štruktúr a prvotné predikcie. Empirické štúdie sa dotýkali predovšetkým poľnohospodárstva. Rozvoj analýzy dát vyvolal vznik Ekonomickej spoločnosti v roku 1930 a následné spustenie vydávania publikácie *Econometrica* v roku 1933.

Dvadsiate storočie sa vyznačovalo významným zdokonalením ekonomickej teórie a jej aplikácie. Najznámejšie diela ovplyvnili markantný progres ekonomickej analýzy a predikcie, ako napríklad Friedmanove dopytové štúdie a Bayesiánske ekonometrické modely. Ekonomické modely sa v súčasnosti dotýkajú rôznorodých ekonomických oblastí,

napríklad verejných financií, ekonomiky práce, medzinárodnej menovej a fiškálnej politike a mnohých ďalších.

Makroekonomické modely môžeme kategorizovať z rôznych hľadísk. Rozlišujeme verbálne, fyzikálne, geometrické a algebrické modely.

- **Verbálne** modely sú charakteristické paradigmami. Pod týmto pojmom rozumieme určite slovné analógie popisujúce ekonomický jav. Do tejto kategórie spadá paradigma Adama Smitha - „Zákon neviditeľnej ruky“. Tento zákon hovorí o vzájomnom prispôbení štruktúry výroby a dopytu, čo vyvoláva prínos spoločnosti.
- **Fyzikálne** modely premietajú reálne ekonomické situácie pomocou fyzikálnych objektov a zákonov. Jeden z príkladov je prirovnanie ekonomického systému k hydraulickému systému. V tomto pomyselnom systéme kvapalné toky predstavujú peňažné toky v reálnom svete.
- **Geometrické** modely sú založené na grafoch a diagramoch, pomocou ktorých zobrazujú vzťahy medzi premennými. Do tejto skupiny zaradujeme aj IS-LM model.
- **Algebrické** modely sú charakteristické spracovaním systémov rovníc, v ktorých vysvetľujú viacero premenných.

1.2 História IS-LM modelu

IS-LM model znázorňuje vzťahy definované medzi dôchodkom, úrokovými sadzbami a peniazmi v obehu. Vychádza z Keynesovej teórie. „Ekonomovia - keynesiánci vytvorili z pôvodnej slovnej teoretickej formulácie ucelený matematický model. Hlavnými predstaviteľmi Keynesovej teórie a jeho nasledovníci boli predovšetkým anglický ekonóm John Richard Hicks, americký ekonóm Alvin Hansen a P. A. Samuelson“ (Sekerka, 2007, s. 43). Pomocou IS-LM modelu môžeme charakterizovať politiku daného makroekonomického celku. Model IS-LM predstavuje správanie sa hlavných ekonomických zoskupení, a tým je možné nasmerovať výkon hospodárstva.

John Maynard Keynes vo svojej práci Všeobecná teória zamestnanosti, úrokov a peňazí, po prvýkrát verejne predstavil Klasickú teóriu úrokov. Úrokovú mieru tu definoval

ako cenu zdrojov dostupných na investíciu. „Cena tovarov a služieb dosiahne rovnováhu v tom bode, kde sa dopyt rovná ponuke. Pôsobením tržných síl sa úroková miera ustáli na úrovni, kedy sa čiastka investícií vyrovná našetrenej sume, pri tej istej úrokovej miere.“ (Keynes, 1963, s. 183).

Veľká hospodárska kríza v roku 1929 predstavovala dôležitý míľnik vo vývoji ekonómie. Stav ekonomiky, ktorý predošlé teoretické znalosti nedokázali predikovať, vyprovokoval ekonómov k vzniku nových ekonomických teórií. Ako jeden z popredných smerov sa profiloval neokeynesovský prístup. Môžeme ho charakterizovať ako aplikáciu Keynesovej teórie do neoklasických podmienok.

John Hicks sa snažil predstaviť základné makroekonomické požiadavky Johna Keynesa vo svojom článku *Mr Keynes and the Classics* v roku 1937. V tejto práci sa prvýkrát objavuje model IS-LL. Hicks sa pokúsil aplikovať Keynesove inovácie, ako napríklad možnosť frikčnej nezamestnanosti alebo tzv. money illusion effect na krátkodobý horizont, zatiaľ čo predošlé klasické pohľady zvažovali len dlhodobý horizont. Štúdie obsahovali množstvo obmedzujúcich predpokladov, ako je napríklad nemenná zamestnanosť, ekonomika bez zásahu štátu a podobne.

Spojením klasickej a keynesiánskej teórie Hicks vytvoril nasledujúce tri rovnice:

$M(Y,i)$ – množstvo peňazí v obehu závisí od celkových príjmov a úrovne úrokovej miery,

$I(i)$ – investície závisia od úrokovej miery,

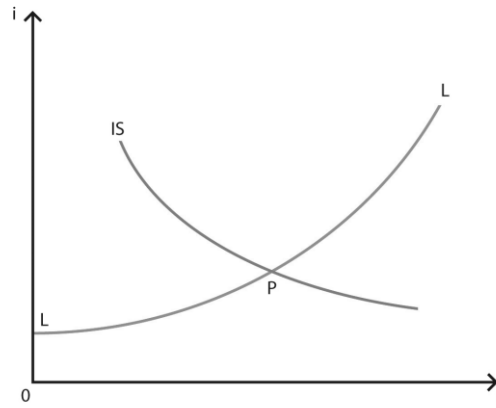
$I = S(Y)$ – investície sa musia rovnať úsporám, ktoré závisia od celkového príjmu.

Krivka LL zobrazuje trh peňazí a je rastúca, pretože nárast príjmov zvyšuje dopyt po peniazoch. Zvyšujúca sa úroková sadzba naopak vedie k zníženiu dopytu po peniazoch. Ľudia sú menej naklonení požiť si peniaze od bánk za účelom investovania z dôvodu vysokej úrokovej sadzby.

Krivka IS, zobrazujúca trh tovarov, je klesajúca a ukazuje vzťah medzi výnosmi a úrokovou mierou, ktorá je potrebná k splneniu počiatočného predpokladu, aby sa úspory

rovnali investíciám. Jej zostupnosť je spôsobená tým, že zvyšujúce sa investície implikujú aj zvyšujúci sa príjem.

Veľkosť príjmov a úrokovej miery je determinovaná na prieniku IS a LL krivky, ktorý označíme ako bod P.



*Graf 1: IS-LL model
Zdroj: Vlastné spracovanie*

IS-LL diagram sa stal predmetom viacerých pokusov o inovácie. Systematickejšiu interpretáciu ponúkol Alvin Hansen vo svojich publikáciách. Štúdia s názvom *A Guide to Keynes* bola písaná prevažne v matematických formuláciách a stala sa súhrnnou reprezentáciou Keynesovskej ekonomickej teórie. Hansen vylepšil krivku zobrazujúcu trh peňazí s využitím teórie úverového kapitálu. Pôvodnú LL krivku konkretizoval využitím ponuky peňazí a dopytovou krivkou pre rôznorodé úrovne príjmov. Takto skonštruoval rovnicu, do ktorej dopyt po peniazoch a ponuka peňazí vstupujú rovnocenne. Drobná modifikácia Alvinom Hansenom priniesla súčasnú podobu IS-LM diagramu, ktorý sa niekedy označuje aj ako Hicks-Hansenov IS-LM model.

2 IS-LM model

„IS/LM model definoval transmisný mechanizmus, v ktorom monetárna nerovnováha smerovala k rovnováhe prostredníctvom zmien úrokovej miery. Poskytol pohľad na interakciu agregátneho dopytu a zamestnanosti s peňažnou zásobou, štátnym rozpočtom a trhovými očakávaniami, čo priamo umožnilo odvodiť a demonštrovať dosah fiškálnych a monetárnych opatrení.“ (Čaplánová, Šujanský, 2011)

2.1 IS krivka

Krivka IS, definujúca trh tovarov, pôvodne určovala rovnováhu investícií I a úspor S . Jej názov Investment-Savings pochádza z prvotného počtu dvoch endogénnych premenných. Pri postupnom pridávaní ďalších subjektov, ako napríklad vplyv štátu a zahraničia, pôvodná interpretácia stráca význam. V súčasnosti ju môžeme charakterizovať ako množinu všetkých kombinácií úrokovej sadzby I a úrovni príjmu Y , pri ktorých je trh tovarov a služieb v rovnováhe.

Základný tvar rovnice: $Y = C + I + G$.

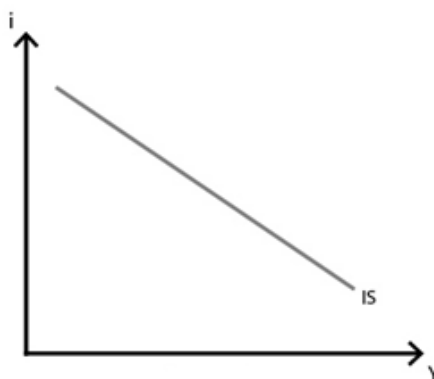
Agregátny dopyt po tovaroch a službách je rovný celkovej domácej produkcii. Domáci produkt Y je ekvivalentný súčtu konečnej spotreby domácností C , investíciám I a vládny výdavkom G .

Domácu spotrebu definujeme ako funkciu $C = C(Y - T)$. Závisí teda od disponibilného dôchodku Y a daní T . Daňové príjmy sú uvádzané ako funkcia celkového príjmu, pričom vládne výdavky sú považované za exogénne.

Investície sú nekonštantnou premennou a závisia od dvoch faktorov: kladne od úrovne predaja Y a negatívne od úrokovej miery I . V praxi to znamená, že ak vzrastie zisk firmy, je potrebné investovať do nových produkčných plánov za účelom zvýšenia celkovej výroby. Pri úrokovej miere platí, že čím je vyššia, tým sú investície drahšie, čo sa odráža na negatívnej závislosti pri investíciách a úrokovej miere. Rovnica po aplikovaní týchto relácií nadobúda tvar:

$$Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G.$$

Pri dodržaní rovnováhy medzi produkciou a dopytom determinujeme ekvilibrium na trhu tovarov a služieb. Negatívny sklon krivky spôsobuje zvyšujúca sa úroková miera a jej následná redukcia výroby kvôli spomínanému efektu na investície. Aplikovaním efektu úrokovej miery dostávame IS krivku v tvare, ktorý približuje Graf 2.



Graf 2: IS krivka
Zdroj: Vlastné spracovanie

Známou teóriou, ktorá rozvíja tento vzťah je tzv. **Keynesiánsky kríž**. Podľa tejto teórie boli problémy počas Veľkej hospodárskej krízy spôsobené neadekvátnymi výdavkami. Celkové výdavky sú tvorené súčtom výdavkov domácností, firiem a vlády, čo je ekvivalentné výške HDP. Plánované výdavky predstavujú sumu, ktorú by domácnosti, firmy a vláda chceli vydať na tovary a služby. Ak uvažujeme nulový čistý export v uzavretej ekonomike, môžeme determinovať plánované výdavky PE ako sumu spotreby domácností C, investícií I a vládnych výdavkov G. Po úprave relácii teda dostávame: „...plánované výdavky sú funkciou dôchodku Y, úrovňou plánovaných investícií \bar{I} a premenných fiškálnej politiky \bar{G} a t.“ (Mankiw, 2009, s. 289)

$$PE = C(Y - T) + \bar{I} + \bar{G}.$$

Predpoklad Keynesiánskeho kríža je, že rovnovážny stav ekonomiky dosiahneme, pokiaľ sa skutočné výdavky rovnajú plánovaným výdavkom, $Y = PE$. Touto úpravou dostávame základnú rovnicu IS-LM modelu $Y = C(Y - t) + \bar{I} + \bar{G}$.

2.2 LM krivka

LM krivka definuje peňažný trh ekonomického celku. Na peňažnom trhu predávajú a nakupujú subjekty, či už firmy alebo jednotlivci, krátkodobé finančné aktíva. Subjekty

robia operácie na peňažnom trhu prostredníctvom cash managementu, alebo riadenia hotovosti. Subjekt sa rozhoduje o optimálnej štruktúre držania peňažných zdrojov.

LM krivka zobrazuje všetky kombinácie úrokovej sadzby i a príjmov Y v prípade, kedy je trh peňazí v rovnováhe. Celková ponuka peňazí, ktorá je tvorená národnou bankou a bankovým sektorom, musí byť rovná dopytu po peniazoch, generovaných domácnosťami, všetkými podnikmi a vládou.

Ponuku peňazí definujeme ako podiel $\frac{M}{P}$. Veličina M predstavuje celkovú peňažnú zásobu generovanú bankovým sektorom. Premenná P definuje cenový index, ktorý prevádza nominálnu peňažnú zásobu do reálnych hodnôt. Cenovú hladinu považujeme za konštantnú, pretože IS-LM model uvažuje len krátke obdobie. P aj M sú exogénne premenné. Krivka reálnej ponuky peňazí je teda vertikálna a jej úroveň je ovplyvňovaná monetárnou politikou krajiny. Pri nemennom peňažnom indexe sa v prípade zvýšenia cenovej hladiny posúva doľava a naopak pri recesii cenovej hladiny sa posunie doprava.

Dopyt po peniazoch vysvetľuje Keynesova teória **preferencie likvidity**. Vychádza z analýzy motívov, pre ktoré držia subjekty peniaze v hotovosti. Preferencia likvidity súvisí s nasledovnými motívami:

- **motív obehu** - predstavuje z pohľadu domácnosti motív ovplyvnený dôchodkom. Subjekt dostane príjem v inom čase, ako ho spotrebuje,
- **motív opatrnosti** - súvisí so snahou subjektov zabezpečiť sa pred rôznymi nepredvídateľnými okolnosťami a vyhnúť sa riziku,
- **motív špekulácie** - subjekty držia peniaze v likvidnej podobe na základe špekulácie s cieľom dosiahnuť maximálny zisk.

Dopyt po peniazoch je dopytom po reálnych peňažných zostatkoch, ktorý klasifikuje funkcia $L(Y,i)$. Dopyt po peňažných zostatkoch môžeme vyjadriť ako:

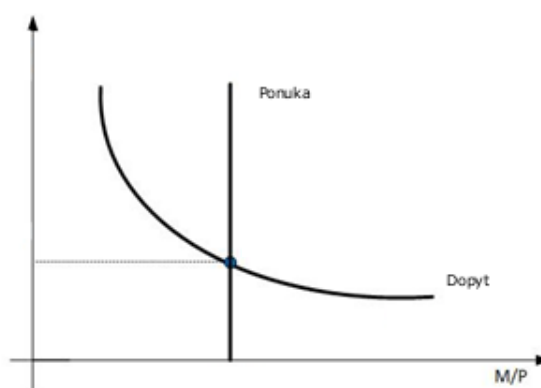
$$L(Y,i) = m_0 + m_1Y + m_2i,$$

pričom $m_0, m_1 > 0, m_2 < 0$, kde m_1 je citlivosť dopytu po peniazoch na úrovni príjmov a m_2 označuje elasticitu dopytu na úrokovú mieru. Dopyt po peniazoch závisí kladne od dôchodku Y a záporne od úrokovej sadzby i .

Priamoúmerná závislosť dôchodku je spôsobená zväčšením rozsahu transakcií pri zvýšenom príjme, ktoré v spätnej väzbe zvyšujú dopyt po peniazoch. Ďalším z dôvodov je aj zvýšené bohatstvo jednotlivcov, kedy si udržiavajú viac aktív. Nepriama úmera úrokovej miery je spôsobená tým, že vyššia úroková miera zvyšuje náklady držby peňazí, čím znižuje dopytované množstvo. „Pomocou teórie preferencie likvidity môžeme zistiť, čo sa deje s výškou rovnovážnej úrokovej sadzby pri zmene úrovne dôchodku.“ (Mankiw, 2009, s. 304).

„Ponuka a dopyt po reálnych peňažných zostatkoch determinujú úrokovú mieru. Krivka ponuky je vertikálna, keďže ponuka nie je závislá od úrokovej miery. Krivka dopytu je klesajúca, pretože vyššia úroková sadzba zvyšuje náklady držby peňazí, a tým znižuje množstvo dopytu.“ (Mankiw, 2009, s. 302).

Rovnica $L(Y, i) = \frac{M}{P}$ je ekvivalenciou pre rovnovážny stav agregátneho dopytu a zásob na trhu peňazí a je zobrazená na Grafe 3. Pre každú krivku LM, ktorá je množinou rovnovážnych bodov, považujeme ponuku peňazí M a cenovú hladinu P za konštantnú.

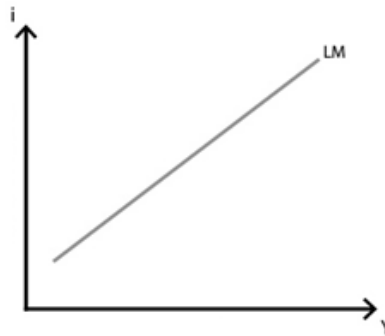


Graf 3: rovnovážna úroková miera
Zdroj: Vlastné spracovanie

Rovnica LM krivky je teda daná vzťahom:

$$\frac{M}{P} = m_0 + m_1 Y + m_2 i.$$

Čím je citlivosť dopytu po peniazoch na úrokovú mieru m_2 vyššia, tým je krivka LM strmšia. Koeficient m_1 , citlivosť dopytu po peniazoch na úrovni príjmov, determinuje sklon krivky. Poloha krivky vzhľadom na os je závislá na výške zásob reálnych peňažných zostatkov.



Graf 4: LM krivka
Zdroj: Vlastné spracovanie

„Zvyšujúca sa úroveň celkového dôchodku, navyšuje dopyt po reálnych peňažných zostatkoch, a dochádza k navýšeniu rovnovážnej úrokovej miery. Z daného dôvodu je LM krivka rastúca.“ (Mankiw, 2009, s. 305).

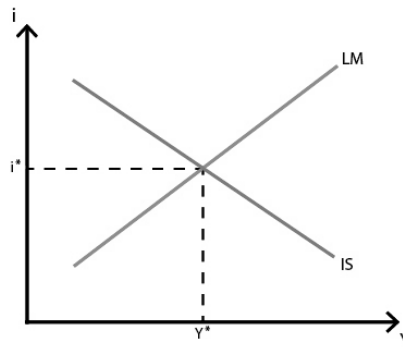
2.3 Zhrnutie IS-LM modelu

Model je ohraničený dvoma pretínajúcimi sa osami a ilustračne vymedzený v prvom kvadrante. Horizontálna os predstavuje Hrubý domáci produkt Y . Vertikálna os zobrazuje nominálnu úrokovú mieru i . Krivky IS-LM sa pretínajú v krátkodobom rovnovážnom bode na trhu statkov a v monetárnom sektore. Priesečník zobrazuje jedinečnú kombináciu reálneho HDP a nominálnej úrokovej miery pre danú ekonomiku. Model predpokladá dve endogénne premenné, celkový produkt a úrokovú mieru. Formulácia modelu:

$$(IS) \quad 0 = C(Y - T) + I(i, Y) + G - Y$$

$$(LM) \quad 0 = L(Y, i) - M/P.$$

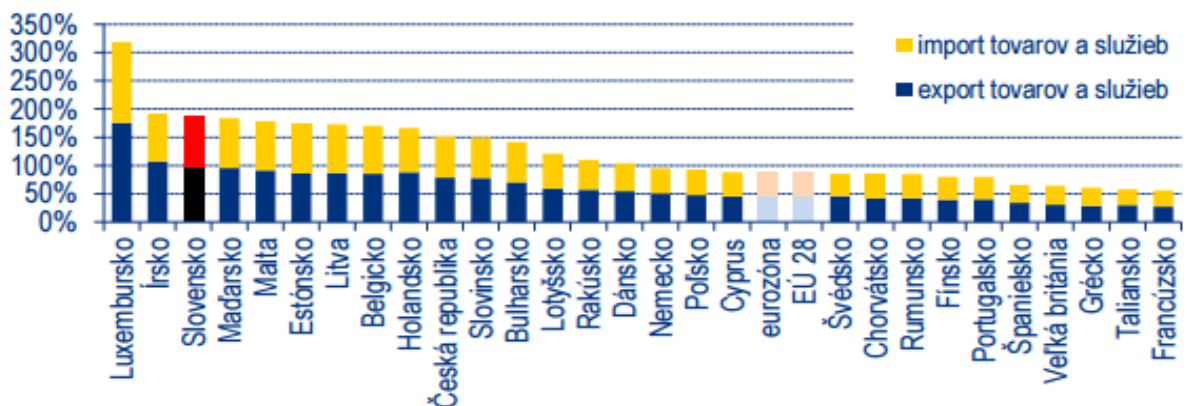
Grafické zobrazenie modelu:



Graf 5: IS-LM model
Zdroj: Vlastné spracovanie

Pôvodný IS-LM model je vhodný iba pre uzavretú ekonomiku. Model je nezávislý od transakcií so zahraničnými ekonomikami, nezahŕňa platobnú bilanciu, teda príliv a odliv kapitálu v rámci medzinárodného obchodu.

Otvorenosť a uzavretosť ekonomiky je merateľná. Ide o ukazovateľ, ktorý vyjadruje pomer medzi exportom, importom a HDP krajiny. Uzavretá ekonomika je typická pre veľké, silné ekonomiky. Pri týchto ekonomických celkoch je pomer vývozu a dovozu k HDP veľmi malý. Príkladom takejto krajiny je USA. Naopak otvorenou ekonomikou je krajina s vysokým pomerom exportu a importu k výške celkovej produkcie. Krajiny s otvorenou ekonomikou sú náchylnejšie na prijímanie kríz z iných štátov, do ktorých vyvážajú, alebo z ktorých dovážajú. Preto pôvodný IS-LM model nie je aplikovateľný, keďže nezahŕňa dôležitú oblasť transferu kapitálu, tovarov a služieb. Nasledujúci graf znázorňuje otvorenosť ekonomík za rok 2014:



Graf 6: Otvorenosť ekonomík v Európskej únii
Zdroj: Poštová banka, Ekonomický týždenník

Z Grafu 6 môžeme pozorovať, že krajina s najväčším pomerom vývozu a dovozu k HDP je Luxembursko. Tento pomer má vysoký aj Írsko, Slovensko a Maďarsko. Naopak najmenej otvorenou krajinou spomedzi krajín Európskej únie za rok 2014 je Francúzsko. Avšak index otvorenosti ekonomiky všetkých krajín Európskej únie je vysoký, a preto model IS-LM nepovažujeme za vhodný pre žiadnu z nich.

Ďalším obmedzením IS-LM modelu je nerozlišovanie reálnych ekonomických veličín od nominálnych. Pôvodný IS-LM model nedokáže postačujúco zjednodušiť dynamiku ekonomických štruktúr. Základným nedostatkom je predpoklad stabilnej cenovej hladiny a jednotnej úrokovej sadzby v ekonomike.

Monetaristi kritizovali pôvodný IS-LM model a predostreli rozdielny pohľad na elasticitu a sklony jednotlivých kriviek. Podľa ich názoru je LM krivka nepružná a naopak IS krivka elastická. Ako veľký nedostatok vnímali aj nerovnaký pomer dôsledkov pri expanzívnej fiškálnej a monetárnej politike. Podľa nich je monetárna politika efektívnejšia a fiškálna expanzia nie je pre krajiny výhodná.

3 IS-LM-BP model

Pod IS-LM-BP modelom rozumieme štandardný IS-LM model upravený pre podmienky otvorenej ekonomiky. Model bol sformulovaný v druhej polovici 20. storočia v prácach J. Fleminga a R. Mundella. „...IS-LM-BP model je modelom makroekonomickej rovnováhy, ktorá je v podmienkach otvorenej ekonomiky ovplyvňovaná vývojom na trhu tovarov (krivka IS), peňažnom trhu (krivka LM) a v rámci zahranično-platobnej bilancie (krivka BP).“ (Mirdala, 2008)

Model IS-LM-BP predstavuje modifikáciu modelu uzavretej ekonomiky IS-LM o dôsledky vyplývajúce zo súčasnej liberalizácie trhov. Do modelu sú zahrnuté medzinárodné transakcie z kapitálových tokov v rámci medzinárodnej platobnej bilancie. Základnou nevýhodou IS-LM-BP modelu ostáva nepružnosť cien tovarov a skutočnosť, že zahraničný devízový trh je neustále v rovnováhe.

Pri konštruovaní modelu je nutné modifikovať aj existujúce krivky. **IS krivka** sa rozširuje o čistý export NX, ktorý je rozdielom exportu a importu. Export predstavuje rastúcu funkciu zahraničného reálneho dôchodku a reálneho výmenného kurzu a import je rastúcou funkciou domáceho reálneho dôchodku a klesajúcou funkciou reálneho výmenného kurzu. Výsledný čistý export teda závisí od výmenného kurzu. Nárast reálneho výmenného kurzu znižuje cenu na trhu domácich tovarov relatívne k zahraničným tovarom, čo vedie k zvýšeniu výdavkov na domáce tovary. Tento jav označujeme ako efekt presunu výdavkov a vzniká v dôsledku fluktuácií vo výmennom kurze.

V niektorých ďalších modifikáciách IS-LM-BP modelu závisí výška čistého exportu nielen od domáceho, ale aj od zahraničného dopytu. Pri zvýšení tuzemského dopytu sa zvyšuje aj import. Zvýšený dopyt zahraničného ekonomického celku implikuje zvýšenie exportu do zahraničia.

IS krivka nadobúda tvar:

$$Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G + NX(\varepsilon, FD, Y),$$

kde ε predstavuje reálny výmenný kurz a FD, „Foreign demand“, označuje zahraničný dopyt. Ostatné premenné sú totožné s IS krivkou štandardného IS-LM modelu.

LM krivka predstavuje rovnako ako pri štandardnom modeli IS-LM rovnovážny stav na trhu tuzemských peňazí. Predpokladom LM krivky je rovnosť celkového ponúkaného množstva peňazí v obehu a dopytu po peniazoch na strane vlády, podnikov a domácností.

Tvar LM krivky ostáva nezmenený:

$$\frac{M}{P} = L(Y, i).$$

BP krivka, „Balance of payments“, vyjadruje rovnovážny stav na devízovom trhu. Platobná bilancia štátu vyjadruje celkový stav na bežnom, kapitálovom a finančnom účte. Krivka BP predstavuje rôzne kombinácie reálneho výstupu a úrokovej miery, pri ktorých je v rovnováhe platobná bilancia. Verzie Mundellovho–Flemingovho modelu sa líšia, poznáme napríklad: statický Mundelov–Flemingov model, dynamickú deterministickú verziu prezentovanú Dornbuschom, stochastickú modifikáciu IS-LM-BP modelu a ďalšie.

3.1 Modifikácie BP krivky

Štandardný statický Mundel-Flemingov model vychádza zo základných predpokladov:

- konštantná cenová hladina,
- domáca krajina je malou otvorenou ekonomikou, premenné týkajúce sa zahraničia sú fixné.

Model zo zahraničných ekonomických vzťahov zohľadňuje len medzinárodný obchod s tovarmi. Keďže ide o malú otvorenú ekonomiku, domáca ekonomika nie je schopná ovplyvniť zahraničné ani domáce úrokové miery. Domáca krajina tak preberie výšku úrokovej miery od zahraničia alebo najväčšieho exportného partnera. Rovnica BP má tvar:

$$i = i_f,$$

kde if označuje zahraničnú úrokovú mieru. Podľa tejto teórie je rovnováha na kapitálovom trhu daná nepokrytou paritou úrokovej miery s tzv. statickými očakávaniami, preto je veľkosť úrokovej miery konštantná pri zmene HDP.

Dornbush v roku 1976 sformuloval modifikáciu pôvodného modelu, kedy do rovnice vstupuje nová premenná RP , ktorá označuje rizikovú prirážku. Vyjadruje prirážku, o koľko musí byť domáca úroková miera vyššia ako zahraničná. Prirážku, o ktorú sa upravuje úrokový diferenciál, vypočítame napríklad ako rozdiel výnosov štátnych bezkupónových dlhopisov najväčšieho exportného obchodného partnera oproti výnosu obdobných cenných papierov v domácej krajine. Rovnica BP, v súlade s Dornbrusovou publikáciou [3] z roku 1976, nadobúda tvar:

$$BP: i = if + RP.$$

Odchýlka úrokových mier môže byť spôsobená zmenami vo výmennom kurze. Preto je potrebné zahrnúť do Rovnice BP aj očakávané zmeny kurzu, ako uviedol **Blanchard** v roku 2004 [1]. Takto modifikovaná krivka BP definuje domácu úrokovú mieru ako súčet zahraničnej úrokovej miery, rizikovej prirážky a očakávanej zmeny kurzu:

$$BP: i = if + RP - E(de).$$

IS-LM-BP s implicitným vyjadrením úrokovej miery

Druhý prístup k formulácii IS-LM-BP modelu zohľadňuje finančný účet platobnej bilancie, a to v podobe prítoku čistého kapitálu. Platobnú bilanciu determinuje stav bežného a finančného účtu krajiny. V tejto modifikácii je úroková miera určovaná implicitne pomocou vzťahov. Princíp vyrovnanosti platobnej bilancie je určený nulovým saldom bežného účtu v podobe čistého exportu a finančného účtu, čiže čistého prílevu kapitálu:

$$BP: 0 = NX + NK$$

Čistý export je definovaný rovnako ako v IS krivke.

$$NX(\varepsilon, FD, Y) = EX(\varepsilon, FD) - IM(\varepsilon, Y).$$

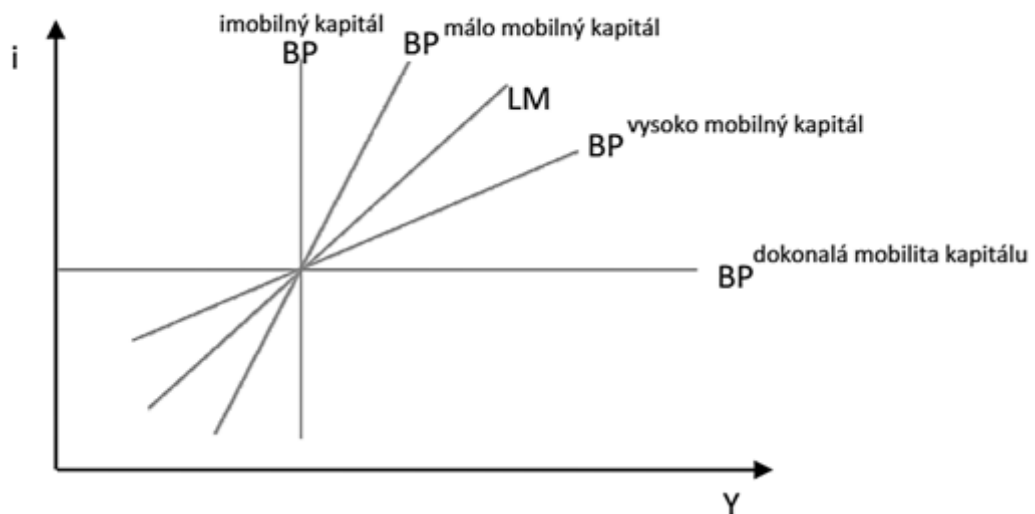
Čistý export kladne závisí od zahraničného dopytu, záporne od celkového príjmu Y a od výmenného kurzu ε . Prítok čistého kapitálu je rastúcou funkciou úrokového diferenciálu. Úrokový diferenciál je rozdiel domácej a zahraničnej úrokovej miery korigovaný očakávanou zmenou výmenného kurzu a rizikovou prémieu.

$$NK(ud) = NK_0 + NK_1ud,$$

$$ud = i - if - RP + E(de).$$

Formuláciu modifikovaného modelu ako prví predostreli McKenn a Rees v roku 1992 [13].

Sklon BP krivky je pozitívny. Je determinovaný stupňom kapitálovej mobility. Čím je miera mobility menšia, tým je BP krivka „strmšia“. Stupne Kapitálovej mobility zobrazuje Graf 7.



Graf 7: Sklon BP krivky

Zdroj: *Monetárna makroanalýza, Rajmund Mirdala, 2011, s. 264*

Pri dokonalej kapitálovej mobilite je BP krivka horizontálna a určená veľkosťou svetovej úrokovej sadzby. Udalosť nastáva pri splnení nasledujúcich podmienok:

- unitárna daňová sadzba pre všetky štáty,
- menový kurz je stabilný a nemenný,
- neexistujú prekážky pre odliv kapitálu.

3.2 Zhrnutie IS-LM-BP modelu

Model je rovnako ako štandardný IS-LM vymedzený v prvom kvadrante. Zobrazuje úrokovú mieru i na vertikálnej osi a agregovaný reálny dôchodok Y na horizontálnej osi. Formulácia modelu:

$$(IS) : 0 = C(Y - T) + I(r, Y) + G + NX(\varepsilon, FD, Y) - Y$$

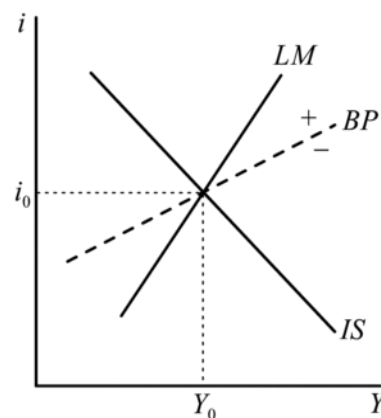
$$(LM) : 0 = L(Y, i) - \frac{M}{P}$$

$$(BP) : 0 = NX(\varepsilon, FD, Y) + NK(ud)$$

$$r = i - \pi$$

$$ud = i + E(de) - if - RP$$

Grafické zobrazenie modelu:



Graf 8: IS-LM-BP model
Zdroj: Vlastné spracovanie

IS-LM-BP model je schematický ekonomický model, čo indikuje existenciu značných obmedzení. Model využíva reálny výmenný kurz, čo podmieňuje náročný výber štatistického indikátora v prípade komparácie viacerých štátov. Dôležitým obmedzením je aj doba výpovednej hodnoty, pretože model sa zameriava len na krátke obdobie. Ďalšie obmedzenia vychádzajú z keynesovských predpokladov, ktorými sú:

- ignorovanie problému kompozície platobnej bilancie,

- splnenie Marshal-Lernerovej podmienky, podľa ktorej depreciačia meny implikuje zvýšenie čistého vývozu,
- model predpokladá, že permanentný prílev zahraničného kapitálu dosiahne štát pri nezmenenej zahraničnej úrokovej miere zvýšením domácej úrokovej miery,
- predpoklad úplnej flexibility nástrojov hospodárskej politiky,
- model nezahŕňa limity Európskej únie alebo iných hospodárskych celkov v sfére rozpočtových obmedzení.

4 Rovnováha v otvorenej ekonomike

Hlavným cieľom IS-LM-BP modelu je determinácia ekvilibria Y_0 , v ktorom je v rovnováhe trh tovarov a služieb a trh peňazí v otvorenej ekonomike.

Vnútoraná rovnováha predstavuje takú úroveň reálneho národného dôchodku, ktorá zodpovedá prirodzenej miere nezamestnanosti a cenovej stabilite. Otvplyvňujú ju tieto faktory: inflácia, nezamestnanosť, priemerná mzda a ďalšie.

Vonkajšia rovnováha označuje nulové saldo platobnej bilancie. Vonkajšiu ekonomickú rovnováhu ovplyvňuje viacero faktorov. Závisí nielen od medzinárodného pohybu tovarov a služieb, ale aj od narastajúcej liberalizácie kapitálových pohybov. Ďalším dôležitým faktorom pre vonkajšiu rovnováhu je výmenný kurz. Vonkajšiu rovnováhu posudzujeme podľa nulového salda bilancie celkového bežného účtu. Alternatívny spôsob porovnania vonkajšej rovnováhy je „devízová bilancia“, kde sa pri výpočte salda vyhodnocujú zmeny menových rezerv centrálnej banky.

4.1 Regulačné nástroje v otvorenej ekonomike

Hospodárske centrum reguluje objem peňažných agregátov na trhu prostredníctvom monetárnej a fiškálnej politiky s cieľom dosiahnuť cenovú stabilitu a dostatočnú zamestnanosť.

Monetárne a menové rozhodnutia sú aplikované pomocou súboru nástrojov, ktorými centrálna banka ovplyvňuje silu a stabilitu meny a množstvo peňazí v obehu. Pri nepriamom pôsobení na ekonomiku dochádza k ovplyvňovaniu rozhodnutí obchodných bánk, čoho výsledkom je interferencia agregátneho dopytu a produkčného potenciálu ekonomiky.

Z pohľadu **fiškálnej politiky** je predpokladom ekonomickej rovnováhy vyrovnanosť štátneho rozpočtu. Fiškálna politika implementuje názory, ktoré označujeme ako **keynesiánske**, kedy štát využíva nástroje makroekonomickej politiky na udržanie stability hospodárstva. Prikladajú veľkú váhu fiškálnym a monetárnym stimulom za účelom riadenej zmeny agregovaných veličín. „Fiškálna a monetárna politika vlády môže ovplyvniť output

a tým znížiť nezamestnanosť a zmierniť ekonomický pokles.“ (Iša, 2008, s. 2.). Štátna moc využíva fiškálnu politiku na usmerňovanie toku verejných financií prostredníctvom determinácie miery zdaňovania a štátnych výdavkov.

Nástroje ovplyvňujúce chod ekonomicky rozlišujeme na **expanzívne** a **reštriktívne**. Pri fiškálnej reštrikcii dochádza k prebytku štátneho rozpočtu, čím si štát zabezpečí finančnú rezervu na akútne hospodárske opatrenia. Pri expanzívnom prístupe, kedy dochádza k stimulu ekonomického rastu, môže nastať rozpočtový deficit. Pri opakovanom deficite dochádza k štátnemu dlhu.

Proces, ktorým ekonomický celok pristupuje k vyrovnaníu platobnej bilancie s cieľom dosiahnutia vonkajšej rovnováhy, závisí od systému **výmenného kurzu**, ktorý uplatňuje centrálna banka. Pôvodná Mundellova teória predpokladá existenciu dvoch typov výmenného kurzu:

- pevný výmenný kurz,
- pohyblivý výmenný kurz.

Pevný výmenný kurz

Fixný kurz označuje pevne stanovený nominálny kurz voči inej mene alebo košu svetových mien. Úroveň výmenného kurzu je stanovená centrálnou bankou a udržiavaná pomocou devízových intervencií. Príkladom bol **Brettonwoodský menový systém** z povojnového obdobia.

Kľúčovým východiskom pre krajiny s fixnými kurzami a vysokou mobilitou kapitálu je kongruencia úrokových mier. Pri rovnakých úrokových mierach môžu investori ľahko uskutočňovať presuny kapitálu medzi krajinami bez vzniku špekulácii.

Pohyblivý výmenný kurz

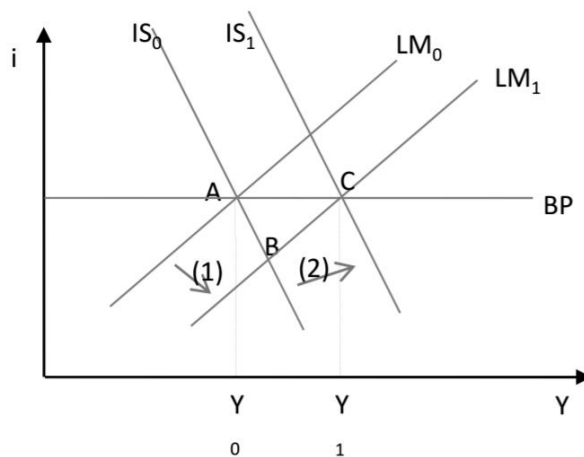
Plávajúci menový kurz nazývaný aj floating je formou kurzu, ktorý sa primárne mení podľa dopytu a ponuky na devízovom trhu. Riadiace orgány nepodnikajú kroky na jeho posilnenie, ale reagujú na zmeny faktorov, ktoré ho ovplyvňujú. Regulujú mieru inflácie, úrokovej miery a podobne. Preto pri cenovej nestabilite dochádza k veľkým fluktuáciám vo

výške kurzu. Neriadený floating vytvára väčší priestor pre monetárnu politiku a poskytuje tak väčšiu ochranu pred vonkajšími šokmi.

V súčasnosti sú oba extrémne typy výmenných kurzov menej využívané, krajiny v súčasnosti pristupujú k riadenému floatingu. Kurzy sú tak regulované prostredníctvom trhových síl a centrálna banka môže v prípade nepriaznivého vývoja meniť kurz tržnými intervenciami.

4.2 Stabilizačná politika v prípade dokonalej mobility kapitálu

Stabilizačná politika v otvorenej ekonomike pri statickom Mundelovom-Flemingovom modeli zmiernuje cyklické výkyvy. Nenulové saldo najčastejšie odráža deficit platobnej bilancie spôsobený expanziou. V tomto prípade nastáva nový rovnovážny bod, kedy sa BP krivka dostáva do deficitného pásma platobnej bilancie. Nastáva tlak na devalváciu domácej meny. Účinky fiškálnej a monetárnej politiky sa líšia v závislosti od systému výmenného kurzu.



Graf 9: Stabilizačná fiškálna politika v otvorenej ekonomike (dokonalá mobilita kapitálu)
Zdroj: Vlastné spracovanie podľa Revenda, Peňažná ekonómia a bankovníctvo, s. 578

Systém s pevným výmenným kurzom:

Snaha o zvýšenie ponuky peňazí **monetárnou expanziou** je kompenzovaná poklesom devízových rezerv. Ponuka peňazí sa síce zvýši, ale hladina výmenného kurzu musí byť fixovaná na dohodnutej úrovni. Hospodárske centrum zabráni znehodnoteniu meny

devízovou intervenciou. Predajom devízových rezerv implikuje posun krivky LM do pôvodného stavu. Menová politika je neúčinná, pretože nedochádza k zvýšeniu HDP.

Znehodnotenie meny zvyšuje objem vládnych nákupov, čím vzniká expanzívny efekt vo **fiškálnej politike**. IS krivka sa posúva doprava. Centrálna banka udržiava výmenný kurz akumuláciou rezerv zahraničnej meny a nastáva posun LM krivky doprava. Nastáva nový rovnovážny stav ekonomiky. Fiškálna politika je v prípade vysokej až dokonalej mobility kapitálu vhodný stabilizačný nástroj. Reakciu fiškálnej a monetárnej expanzie zobrazuje Graf 9.

System s pohyblivým výmenným kurzom:

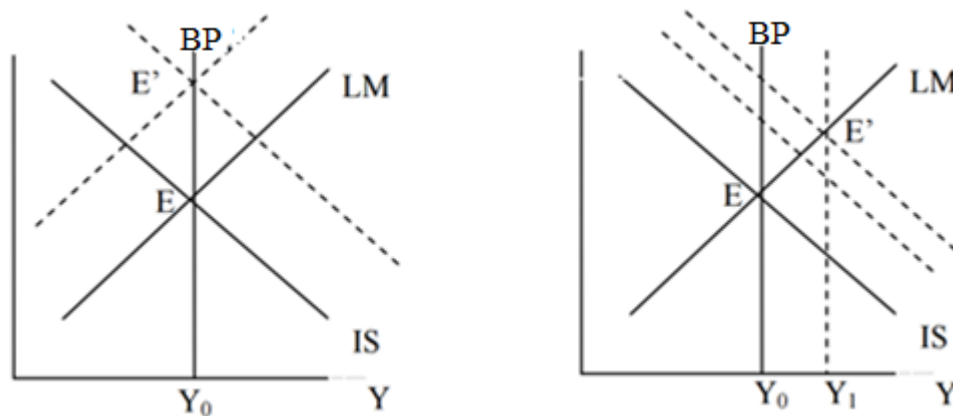
Monetárna expanzia vyvolá depreciačiu meny, čo v prípade neriadeného floatingu nie je nepriaznivá situácia, pretože stimuluje zvýšenie čistého exportu. Zvyšujúci sa zahraničný dopyt a zvýšenie čistého exportu implikuje posun IS krivky doprava. Nárast domácich úverov vyvoláva posun LM krivky doprava, pretože vzniká počiatočný odtok kapitálu znehodnotením meny. Monetárna politika je efektívna v prípade systému s plávajúcim výmenným kurzom. Monetárna expanzia floatingu sa tá taktiež zobrazíť Grafom 9.

Fiškálna politika nie je vhodný stabilizátor pri pohyblivom výmennom kurze. Pri zvýšení výdavkov štátu, kedy sa posúva IS krivka doprava, dosiahne ekonomika krajiny prítok kapitálu a vzniká apreciácia meny. Presun kapitálu spôsobí navrátenie krivky IS do pôvodnej polohy, pretože pri zvýšení hodnoty výmenného kurzu sa výsledný output nezmení.

4.2 Stabilizačná politika v prípade dokonalej imobility kapitálu

Dokonalá imobilita kapitálu je zriedkavým javom, kedy sú na medzinárodnej báze aktívne len toky tovarov a služieb. Vertikálny sklon BP krivky deklaruje skutočnosť, že akákoľvek zmena úrokovej miery neovplyvní stav kapitálového účtu. Nevyvolá posun výmenného kurzu, čistého exportu a v konečnom dôsledku ani celkového dôchodku.

Fiškálna expanzia spôsobí posun IS krivky doprava. Nový priesečník sa nachádza v deficitnom pásme platobnej bilancie, čo rovnako ako v predošlom prípade implikuje devalváciu meny. Pri pevnom kurze sa aktivujú stabilizačné opatrenia, kedy hospodárske centrum usmerní tok finančných prostriedkov na devízovom trhu kúpou domácej a predajom zahraničnej meny za účelom zabránenia znehodnoteniu meny. Zásah spôsobí posun LM krivky doľava. Nový rovnovážny je zobrazený na Grafe 10 sa nachádza na rovnakej úrovni Y , čo v konečnom dôsledku neprináša stimul HDP, preto považujeme finančnú politiku za neúčinnú.



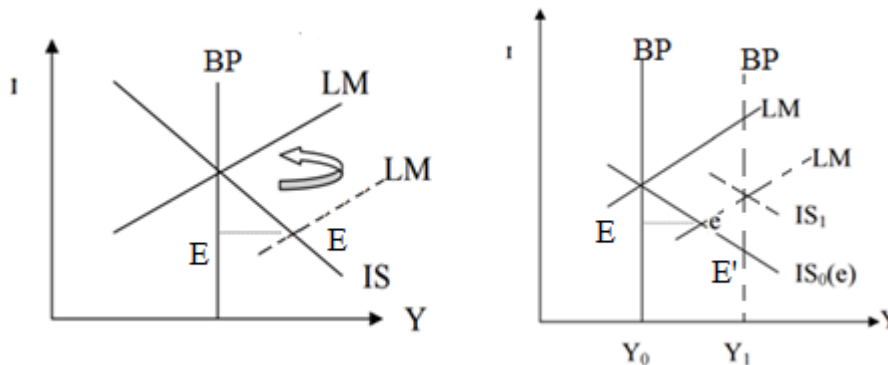
Graf 10: Stabilizačná fiškálna politika (dokonalá imobilita kapitálu pri fixnom a plavajúcom kurze)
Zdroj: vlastné spracovanie

Monetárna expanzia, napríklad prostredníctvom nákupu štátnych dlhopisov, zvýši rezervy bánk, čo implikuje zvýšenie ponuky peňazí. Zásah centrálnej banky spôsobí posun LM krivky doprava, čo vyústi do deficitu bežného účtu platobnej bilancie a devalváciu meny. Kvôli udržaniu fixného výmenného kurzu musí centrálna banka znížiť rezervy a LM krivka sa posunie doľava do pôvodnej polohy. V súlade s Grafom 11 môžeme potvrdiť, že monetárna politika nie je účinná.

System s pohyblivým výmenným kurzom:

V prípade **fiškálnej expanzie** pri plávajúcom kurze nie sú potrebné stabilizačné intervencie na devízovom trhu, pretože floating dovoľuje fluktuáciu meny. Depreciácia meny spôsobuje nárast outputu a zníženie importu, čo spôsobuje posun IS krivky doprava. Nový rovnovážny bod zobrazený na Grafe 10 predstavuje vyššiu úroveň produkcie

v porovnaní s počiatočným, a preto považujeme finančnú politiku za extrémne účinnú v prípade imobility kapitálu.



Graf 11: Stabilizačná monetárna politika (dokonalá imobilita kapitálu pri fixnom a plavajúcom kurze)

Zdroj: Vlastné spracovanie

Monetárna expanzia aj v prípade floatingu spôsobí deficit bežného účtu a depreciaáciu meny. Vzhľadom na to, že výkyvy meny nie sú neželané, znehodnotenie meny vyvolá väčší export. Nastáva surplus bežného účtu platobnej bilancie, čo spôsobí nárast Y . Výsledkom peňažnej expanzie je posunutie kriviek IS a LM doprava. Nový bod rovnováhy vzniká pri väčšej úrovni produkcie, čo deklaruje efektivitu monetárnej expanzie. Jav zobrazuje Graf 11.

4.3 Zhrnutie účinkov fiškálnej a monetárnej politiky

Pri predošlých situáciách sme vychádzali z extrémnych prípadov, kedy počítame s nulovou alebo dokonalou mobilitou kapitálu. Pre ilustráciu účinkov regulačnej politiky predpokladajme štyri stupne kapitálovej mobility. Nedokonalú mobilitu kapitálu predstavuje druhý a tretí stupeň. Stupňom 2 označíme „málo mobilný kapitál“ v situácii, kedy je BP krivka strmšia ako LM. Stupeň 3 predstavuje „vysoko mobilný kapitál“, kedy je LM krivka strmšia ako BP. Grafické spracovanie typov BP kriviek je zobrazené na Grafe 7.

Sumarizáciu účinkov fiškálnej a monetárnej politiky pri otvorenej ekonomike zobrazuje Tabuľka 1.

| | Fiškálna politika | | | | Monetárna politika | | | |
|-------------------------------|-----------------------------|-------------|----------------------------|----------|-----------------------------|----------|----------------------------|----------|
| | Dokonalá imobilita kapitálu | | Dokonalá mobilita kapitálu | | Dokonalá imobilita kapitálu | | Dokonalá mobilita kapitálu | |
| Stupeň mobility kapitálu | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Pevný výmenný kurz | neúčinná | málo účinná | účinná | účinná | neúčinná | neúčinná | neúčinná | neúčinná |
| Pohyblivý výmenný kurz | účinná | účinná | málo účinná | neúčinná | účinná | účinná | účinná | účinná |

Tabuľka 1: Účinky fiškálnej a monetárnej politiky
Zdroj: Vlastné spracovanie

Saldo platobnej bilancie sa odlišuje od systému menových kurzov v danej ekonomike. Pre fixné výmenné kurzy saldo odráža čisté obchodovanie medzi štátom a zahraničím. Pri pohyblivých výmenných kurzoch saldo platobnej bilancie znamená rovnováhu na devízovom trhu. Deficit alebo surplus platobnej bilancie nie je podstatný, ale ovplyvňuje tlak na apreciaciu alebo depreciáciu meny. V tomto prípade uvažujeme o ex-ante prebytku alebo ex-ante schodku platobnej bilancie.

Účinnosť monetárnej politiky je výrazne ovplyvnená výberom systému výmenného kurzu bez ohľadu na stupeň mobility kapitálu. Úroveň flexibility výmenného kurzu výrazne koreluje s regulačným vplyvom centrálnej banky. Pri fixných výmenných kurzoch monetárne authority nemajú kontrolu nad ponukou peňazí z dlhodobého hľadiska a slúži len ako neefektívny stabilizačný nástroj. V podmienkach pružných menových kurzov centrálna banka neintervenuje. Menový kurz nepodlieha priamemu riadeniu, ale sa prispôsobuje zmenám peňažnej zásoby a výsledná platobná bilancia je vyrovnaná.

Účinnosť fiškálnej politiky je podmienená systémom výmenného kurzu aj stupňom mobility kapitálu. Pri zvyšujúcej sa mobilite kapitálu a flexibilitate výmenného kurzu klesá efektívnosť fiškálnej politiky. Deficit aj surplus platobnej bilancie je odstraňovaný zmenami menového kurzu. Hospodárska politika sa tak musí sústrediť na vnútornú stabilitu. Rovnaký sklon LM a BP krivky predstavuje medzník, pri ktorom sa fiškálna politika stáva účinnou.

Všeobecne platí, že pri náraste mobility kapitálu stráca fiškálna expanzia účinnosť v zmysle rastu produktu a zamestnanosti. Vládne výdavky, ktoré pokrývali financovanie expanzie, vytlačujú tzv. čisté exporty, čím vzniká medzinárodný vytesňovací efekt.

Integrácia medzinárodných trhov vyvolala vysoký stupeň kapitálovej mobility na globálnej úrovni. Rozdiely v úrokových sadzbách spôsobujú kapitálové pohyby, ktoré zabezpečujú prirodzené vyrovnávanie úrokových sadzieb. Tento fakt je deklarovaný všeobecne nízkymi úrokovými sadzbami na medzinárodnej báze. Napriek tomu je predpoklad dokonalej mobility príliš tvrdý, pretože medzinárodné finančné aktíva nemožno pokladať za dokonalé substitúty z dôvodu odlišnej úrovne rizika.

4.4 Fiškálne multiplikátory

Účinnosť fiškálnej politiky je možné sledovať podľa úrovne fiškálnych multiplikátorov. V dôsledku multiplikačného efektu agregátny produkt rastie vo väčšom alebo menšom rozsahu. Stimuly fiškálnej politiky je možné skúmať z hľadiska zmeny daňových príjmov a vládnych výdavkov. Fiškálne multiplikátory sú teda definované ako pomer zmeny produkcie (ΔY) voči zmene vládnych výdavkov (ΔG) a príjmov (ΔT) [17].

Efektívnosť fiškálnych šokov je úzko spojená s otvorenosťou ekonomiky. Čím je ekonomika uzavretejšia, tým dosahuje vyššiu úroveň multiplikátora. Úroveň vládnych výdavkov v prípade uzavretej ekonomiky nie je možné kompenzovať zmenou importu. Tým pádom úroveň multiplikátorov súvisí so sklonom k dovozu. Ďalším vplyvom pre efektívne fiškálne opatrenia je stupeň monetárnej akomodácie v krajine. Monetárna politika cez zmenu úrokových sadzieb dokáže tlmiť efekty fiškálnych šokov. Multiplikátor pri vysoko účinnej monetárnej politike nedosahuje vysokú úroveň.

Fiškálny multiplikátor považujeme pri úrovni vyššej ako 1 za želaný efekt. To znamená, že pri zvýšení výdavkov o jednotku sa zvýši celková produkcia o viac ako 1 jednotku, avšak tento prípad je len v teoretickej hladine. Nízka hladina fiškálneho multiplikátora je daná vo veľkosti 0.1-0.3, stredná úroveň dosahuje rozsah 0.4-0.6. Vysoká účinnosť fiškálnych šokov sa prejavuje multiplikátorom na úrovni vyššej ako 0.7.

Vplyv zvyšovania vládnych výdavkov je určený hraničným sklonom k spotrebe a importu. Vzorec vyzerá nasledovne [4]:

$$\Delta Y = \Delta G \frac{1}{1-c_1(1-t)+im_1},$$

Pričom: t - výška daňového zaťaženia, c_1 - hraničný sklon k spotrebe, im_1 - hraničný sklon k importu, ΔT - zmena daňového zaťaženia, ΔY - zmena celkového produktu, ΔG - zmena vládnych výdavkov.

Daňový multiplikátor zobrazuje, ako vplývajú zmeny daní na úroveň outputu. Matematické vyjadrenie multiplikátora nadobúda tvar:

$$\Delta Y = \Delta T \frac{-c_1}{1-c_1(1-t)+im_1},$$

Pokiaľ sa zvýšia dane, narastá aj hraničný sklon k spotrebe, čo spôsobí zmenu sklonu spotrebnej funkcie. Tým sa zvyšuje rovnovážna úroveň agregátneho produktu. Preto je úroveň daňového multiplikátora nižšia ako pri výdavkovej forme.

5 Error correction model

Pri analýze makroekonomických vzťahov je nevyhnutné vychádzať z údajov v podobe časových radov. Podľa mnohých empirických štúdií správania sa časových radov, väčšina ekonomických ukazovateľov má charakter nestacionárnych časových radov ovplyvnených deterministickým a stochastickým trendom. Statické ekonometrické modely vedú v tomto prípade k skresleniu údajov.

Problém falošnej regresie je dôsledkom nestacionárnych časových radov. Výsledky statického modelu sa prejavujú extrémne vysokým koeficientom determinácie a štatistickou významnosťou parametrov aj napriek tomu, že medzi premennými neexistuje žiadny vzťah. Časové rady totiž podliehajú rovnakému deterministickému trendu a dochádza k analogickému priebehu dvoch vzájomne nezávislých premenných. Zdanlivé závislosti tak boli mylne interpretovateľné, predovšetkým z ekonomického hľadiska.

Modifikácia regresných modelov spočíva na báze interpretácie dynamických ekonometrických modelov, ktoré obsahujú korekčný člen. Pokiaľ sú vysvetľujúce premenné X_t a vysvetľovaná premenná Y_t **kointegrované**, existuje medzi nimi vzťah dlhodobej rovnováhy aj napriek tomu, že z krátkodobého hľadiska rovnovážny vzťah neprejavujú [5]. Premennou u_t označujeme chybu tejto nerovnováhy, ktorá vyjadruje odklon kointegrovaných premenných od dlhodobej rovnováhy. Kointegrované premenné môžeme z dlhodobého hľadiska skúmať statickým lineárnym regresným modelom. Krátkodobú dynamiku vývoja premennej môžeme analyzovať pomocou ECM. Model s korekčným členom ako prvý predstavil Engle a Granger v roku 1987 a ilustrujeme krátky náčrt jeho odvodenia.

Dlhodobý rovnovážny vzťah je determinovaný ako lineárny regresný model:

$$y_t = a_0 + a_1 X_t + u_t, \text{ kde}$$

X_t je vysvetľujúca premenná, Y_t označuje vysvetľovanú premennú a u_t označuje reziduá s nulovou strednou hodnotou a konštantným rozptylom. Modifikovaná rovnica vysvetľujúcej premennej pre čas $t-1$ nadobúda podobný tvar:

$$y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1} = u_{t-1}.$$

Spojením a následnou modifikáciou rovníc dostávame tvar modelu s korigujúcim členom:

$$\Delta y_{t-1} = \beta_0 + \beta X_t + \lambda(Y_t - a_0 - a_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t .$$

V zjednodušenom tvare:

$$\Delta y = \beta_0 + \beta X_t + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t$$

Parameter pri korekčnom člene je označený ako λ . Nazýva sa koeficientom krátkodobého prispôsobenia. Hodnota parametra vyjadruje, aká časť odchýlky od rovnovážneho stavu je korigovaná za jednu časovú jednotku. Funkčnosť modelového mechanizmu na korekciu chyby deklaruje záporné znamienko koeficientu krátkodobého prispôsobenia. Absolútna hodnota koeficientu blízka 1 predstavuje okamžitú korekciu, kedy je odchýlka od rovnováhy upravená okamžite. Naopak, absolútna hodnota blízka 0 deklaruje žiadnu korekciu, čo znamená, že dané premenné nie sú kointegrované.

Pri analýze časových radov sa stretávame s existenciou sezónnych vplyvov. Do ECM modelu je možné zaradiť aj oneskorené premenné ΔX_{t-j} a ΔY_{t-j} , ktoré očisťujú časový rad od sezónnosti. O počte oneskorených diferencií zahrnutých do modelu sa rozhodujeme na základe informačného kritéria (AIC,SBC). Pri hľadaní správneho modelu sa opierame o hodnotu koeficientu determinácie. Koeficient vyjadruje, aká časť variability vysvetľovanej premennej bola modelom obsiahnutá. Správnosť modelu overíme aj pomocou RESET testu. Regression Specification Error Test je všeobecným testom chybnéj špecifikácie modelu, kde nulová hypotéza je formulovaná: H_0 : *model je špecifikovaný správne*.

5.1 Podmienky pre aplikáciu ECM

Pri odhade modelu s korekčným členom je nutné preskúmanie určitých podmienok. Model musí byť ekonomicky interpretovateľný a musí spĺňať štatistické parametre.

Normalita rezíduí

Normalita rezíduí je dôležitým predpokladom pre interpretáciu odhadu parametrov modelu. Vzorka pozorovaní nie je dostatočne rozsiahla (20 rokov), aby sme skonštatovali, že podľa centrálnej limitnej vety sa jedná o najlepší nevychýlený odhad (BLUE). Pokiaľ sú rezíduá normálne rozdelené, výsledky regresie metódou najmenších štvorcov (OLS) sú

identické s výsledkami metódy maximálnej vierohodnosti (MLE). Normalitu rezíduí sme testovali pomocou Shapiro-Wilk testu.

H_0 : u je z normálneho rozdelenia H_1 : u nie je z normálneho rozdelenia

Heteroskedasticita

Pri regresii metódou najmenších štvorcov je nutnou podmienkou konštantný rozptyl náhodnej zložky. V prípade heteroskedasticity rezíduí dochádza k skresleniu testovacích štatistík. Nekonštantnosť rozptylu náhodných porúch sa vyskytuje v prípade enormných výkyvov v hodnotách premennej. Ďalším dôvodom je vynechaná podstatná zložka pre opísanie variability premennej. Na detekciu heteroskedasticity použijeme Breusch-Paganov test. Testujeme nasledovnú hypotézu:

H_0 : $\mu = 0$ (heteroskedasticita nie je významná)

H_1 : $\mu \neq 0$ (heteroskedasticita je významná)

Pre potvrdenie homoskedasticity rezíduí požadujeme p- hodnotu vyššiu ako 0.05.

Autokorelácia

Ďalšou z podmienok regresných odhadov je vylúčenie autokorelácie rezíduí. Hodnoty náhodnej zložky môžu byť rôznym spôsobom závislé na omeškaných hodnotách. Hlavnou príčinou je nesprávna transformácia výberových dát: nie sú sezónne očistené, detrendované a podobne. Autokorelácia môže poukazovať aj na chybnú špecifikáciu modelu a nezriedkavý prípad falošnej regresie. Testovaním falošnej regresie sa zaoberal Granger a podľa jeho pravidla sa jedná o falošnú regresiu v prípade, ak hodnota DW štatistiky je nižšia ako koeficient determinácie. Durbin-Watsonova štatistika je rozšíreným testom autokorelácie v zmysle autoregresnej schémy 1. rádu. Formulácia hypotézy:

H_0 : $\rho = 0$ (autokorelácia nie je významná)

H_1 : $\rho \neq 0$ (autokorelácia je významná)

Pokiaľ hodnota DW testu spadá do intervalu kritických hodnôt, autokorelácia nebola preukázaná. Rovnakú hypotézu sme testovali aj Breusch-Godfrey testom, ktorý dokáže detegovať autokoreláciu vyššieho rádu.

Stacionarita a kointegrácia časových radov

Časové rady vybratých premenných boli podrobené kointegračnej analýze. Stacionárny časový rad je determinovaný nemennosťou svojich vlastností v závislosti od časového posunu. Po odhalení stupňa nestacionarity sa v modeloch využívajú diferencované rady. Tie však skúmajú vzťah medzi rastom alebo tempom rastu daných premenných a nedajú sa použiť na interpretáciu dlhodobých vzťahov. Prepojením krátkodobých a dlhodobých informácií sa zaoberá koncepcia **kointegrácie**.

Ak časový rad preukazuje rôzny rozptyl hodnôt pri nižších a vyšších úrovniach, jedná sa o nestacionaritu procesu vzhľadom na rozptyl. Vhodnou transformáciou je v mnohých štúdiách uvádzané logaritmovanie. Ak ekonomický časový rad obsahuje trend a odstránením deterministickej časti modelu sa stáva stacionárnym, hovoríme o nestacionarite procesu vzhľadom na priemer.

Stacionaritu časových radov testujeme prostredníctvom testu jednotkového koreňa. Vychádza z jednoduchého autoregresného modelu: $Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$. Rozptyl radu sa dá vyjadriť ako: $\text{var}(Z_t) = t \sigma^2$. Pri uvažovaní $t \rightarrow \infty$ nastáva neželaný jav nestacionarity časového javu: $\text{var}(Z_t) \rightarrow \infty$. Podobnou metódou je možné odvodiť nestacionaritu časového radu vzhľadom na priemer alebo kovarianciu. Preto je pre invariantnosť časového radu od času nutné, aby sa koreň polynómu autoregresnej rovnice ρ nachádzal vnútri jednotkového kruhu. Na detekciu nestacionarity sme využili Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) test. Stacionaritu testujeme hypotézou:

$$H_0: |\rho| < 1 \quad H_1: \rho = 1$$

Časový rad označujeme ako **integrovaný rádu k**, pokiaľ sa k-násobným diferencovaním transformuje na stacionárny rad. Ekonomická interpretácia je možná maximálne pre rad integrácie I(2), kedy sa jedná o časové rady s trendom v tempe rastu.

Pokiaľ sú časové rady integrované rovnakým rádom k, môže byť ich lineárna kombinácia stacionárnym procesom. Takéto časové rady označujeme ako **kointegrované**. Časový rad rezíduí predstavuje rozdiel časového radu endogénnej premennej a časových radov lineárnej kombinácie exogénnych premenných:

$$u_{t-1} = y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1}.$$

Kointegračný vzťah je preto potvrdený stacionaritou rezíduí. Po potvrdení významnej kointegrácie medzi vysvetľujúcou premennou a vysvetľovanými premennými sa použijú časovo posunuté rezíduá z kointegračnej regresie ako korekčný člen do ECM.

5.2 Konštrukcia ECM modelu

Postup skúmania ekonomických vzťahov v programe RStudio možno sumarizovať do nasledujúcich krokov:

- formulácia lineárneho jednorovnicového modelu ako matematicky formalizované vyjadrenie ekonomickej hypotézy,
- výpočet vektora odhadov regresnej funkcie metódou najmenších štvorcov,
- verifikácia dlhodobého vzťahu makroekonomických veličín s dôrazom na štatistickú významnosť a ekonomickú interpretovateľnosť,
- analýza stacionarity a určenie rádu integrácie a kointegrácie časových radov endogénnej a exogénnej premennej,
- vytvorenie ECM modelu krátkodobého vzťahu a analýza finálnych atribútov modelu.

6 IS-LM-BP v podmienkach Slovenskej republiky

V tejto kapitole sme skonštruovali ekonometrické modely rovníc IS-LM-BP modelu, ktorý bol predstavený v tretej kapitole. Skúmali sme ich z hľadiska dvoch metód, a to v krátkodobom a dlhodobom vzťahu.

IS-LM-BP model pre malú otvorenú ekonomiku, ktorou je aj Slovenská republika, nadobúda tvar:

$$(IS) : 0 = C(Y_d) + I(r, Y) + G + NX(\varepsilon, FD, Y) - Y$$

$$(LM) : 0 = L(Y, i) - \frac{M}{P}$$

$$(BP) : 0 = NX(\varepsilon, FD, Y) + NK(ud)$$

$$r = i - \pi$$

$$ud = i + E(de) - if - RP$$

$$NX(\varepsilon, FD, Y) = EX(\varepsilon, FD) - IM(\varepsilon, Y)$$

Ako môžeme pozorovať, IS-LM-BP model žiadnu z endogénnych premenných (Y, i) nedefinuje priamo, ale ako implicitnú funkciu exogénnych premenných. Model teda môžeme rozložiť na 6 čiastkových lineárnych rovníc. Tieto lineárne vzťahy sme podrobili regresnej analýze z krátkodobého aj dlhodobého hľadiska. Následne sme pomocou odhadnutých regresných koeficientov demonštrovali ekonomickú interpretáciu.

Jednotlivé rovnice analyzujeme v tvaroch:

$$C = c_0 + c_1(Y - T)$$

$$I = i_0 + i_1 r + i_2 Y$$

$$IM = im_0 + im_1 \varepsilon + im_2 Y$$

$$EX = ex_0 + ex_1 \varepsilon + ex_2 FD$$

$$L = m_0 + m_1 Y + m_2 i$$

$$NK = NK_0 + NK_1 ud.$$

Očakávané makroekonomické vplyvy zmien jednotlivých premenných sú bližšie špecifikované v nasledujúcej kapitole. Sumarizáciu lineárnych vzťahov zobrazuje Tabuľka 2.

| Vysvetľovaná premenná | Vysvetľujúca premenná |
|------------------------------|--|
| C (spotreba domácností) ↑ | Y-T (Disponibilný dôchodok) ↑ |
| I (investície) ↑ | r (Reálna domáca úroková miera) ↓, Y (Celková produkcia) ↑ |
| EX (export) ↑ | ε (Reálny výmenný kurz) ↓, FD (Zahraničný dopyt) ↑ |
| IM (import) ↑ | ε (Reálny výmenný kurz) ↑, (Celková produkcia) ↑ |
| L (dopyt po peniazoch) ↑ | Y (Celková produkcia) ↑, i (Domáca úroková miera) ↓ |
| NK (čistý prítok kapitálu) ↑ | ud (Úrokový diferenciál) ↑ |

Tabuľka 2: Vzťah medzi premennými

Zdroj: vlastné spracovanie

6.1 Špecifikácia vstupných dát

Slovenská republika je malou otvorenou ekonomikou, čo spĺňa základnú požiadavku aplikácie IS-LM-BP modelu. V období rokov 1989-1993 sa začalo formovať jej smerovanie, predovšetkým prechodom z centrálne plánovaného hospodárstva na systém trhového hospodárstva. S prihliadnutím na transformačný charakter je vhodné IS-LM-BP model skúmať až od prvého kvartálu roku 1995, kedy sa naplno prejavila trhovo orientovaná ekonomika. V makroekonomických databázach boli posledné dostupné údaje zo 4. kvartálu roku 2016.

Časové rady vstupných sme čerpali z dostupných makroekonomických databáz ako Eurostat, Európska centrálna banka, Národná banka Slovenskej republiky a Finančný úrad. Hodnoty časových radov premenných boli získané priamo, alebo aproximované pomocou výpočtov v súlade s ekonomickou teóriou. Podľa dostupnosti sme použili dáta v kvartálnych alebo ročných rozostupoch.

Bližšiu špecifikáciu premenných zobrazuje Tabuľka 3.

| Skratka | Premenná | Výpočet alebo aproximácia | Zdroj |
|------------|---|--|---------------|
| C | Konečná spotreba domácností | - | Eurostat |
| EX | Export | - | Eurostat |
| FD | Zahraničný dopyt | Vážený priemer exportu najväčších exportných partnerov Slovenska | výpočet |
| G | Konečná spotreba vlády, vládne výdavky | - | Eurostat |
| I | Objem investícií na kapitálových trhoch | Tvorba hrubého fixného kapitálu | Eurostat |
| i | Nominálna krátkodobá úroková miera | Trojmesačná nominálna úroková miera | ECB |
| if | Zahraničná úroková miera | Vážený priemer úrokových mier najväčších exportných partnerov | výpočet |
| IM | Import | - | Eurostat |
| M | Nominálna ponuka peňazí | Finančný agregát M2 | NBS |
| NK | Čistý prítok kapitálu | - | NBS |
| P | Domáca cenová hladina | Index spotrebiteľských cien (HICP) | NBS |
| r | Reálna úroková miera | $r = i - \pi$ | výpočet |
| RP | Riziková prémie | Rozdiel výnosnosti krátkodobých dlhopisov Slovenska a výnosnosti krátkodobých cenných papierov krajiny s ratingom AAA (Nemecko), dvojročný | výpočet |
| T | Celkové príjmy z daní | - | Finančný úrad |
| ud | Úrokový diferenciál | $ud = i + E(de) - if - RP$ | výpočet |
| Y | Reálny dôchodok | $Y_r = HDP_r$ | Eurostat |
| ϵ | reálny výmenný kurz | Parita kúpnej sily | Eurostat |
| π | Inflácia | Index spotrebiteľských cien (HICP) | NBS |

Tabuľka 3: Výpočet premenných

Zdroj: Vlastné spracovanie

Časové rady exogénnych a endogénnych premenných zobrazuje Prílohu A. Svetové ekonomiky vrátane Slovenska pod vplyvom globálnej finančnej krízy v roku 2008-2009 upadli do recesie. K výraznej úrovni prepadu došlo vo vývoji celkovej produkcie HDP, exportu, importu, celkovej spotreby domácností a iných makroekonomických veličín. V nadväznosti na markantný prepád sa dynamika ekonomického rastu Slovenskej republiky značne spomalila, čo deklaruje aj Príloha A. Možné narušenie finančnej stability a teoretických vzťahov naznačujú rekordne nízke krátkodobé aj dlhodobé úrokové sadzby.

Vládne výdavky uvažujeme ako exogénny parameter IS-LM-BP modelu, kvôli ich invariácií od dostupných kvantitatívnych makroekonomických faktorov. Pri pozorovaní grafov vývinu úrokových mier, môžeme pozorovať ich markantný prepád. Úrokové sadzby

v posledných rokoch dosiahli rekordne nízke hodnoty. Nízke úrokové miery a prepád ekonomiky hospodárskou krízou v roku 2009 poukazujú na možnú „pascu likvidity“. Pokiaľ sa ekonomika nachádza v „pasci likvidity“, aj napriek nízkym úrokovým mieram domácnosti držia akékoľvek množstvo peňazí a investície nerastú v očakávanom pomere. Ekonomickú situáciu sa sme odhadli čiastkovými rovnicami IS-LM-BP modelu a výsledné regresné koeficienty sme spojili do možného tvaru súčasného IS-LM-BP modelu.

6.2 Funkcia spotreby

Prvou zložkou IS krivky je funkcia spotreby alebo výdavkov domácností na nákup spotrebných statkov. „...J. M. Keynes na rozdiel od neoklasikov tvrdil, že spotrebné výdavky závisia od dôchodku, nie od individuálnej ochoty pracovať.“ (Rozborilová, 2002, s.27). John Keynes spotrebu determinoval ako lineárnu priamku s rastúcim trendom, kladne závislú od disponibilného príjmu Y_d . Disponibilný (použiteľný) dôchodok dostaneme zo vzťahu:

$$Y_d = Y - T.$$

Disponibilný dôchodok predstavuje súčet zložiek hrubého osobného príjmu domácností znížený o pravidelné dane z majetku, dane z príjmu a príspevky na sociálne poistenie. Keynesova modifikácia funkcie spotreby vyzerá nasledovne:

$$C = c_0 + c_1(Y - T),$$

kde c_0 označuje hodnotu autonómnej spotreby a 1 predstavuje hraničný sklon k spotrebe. **Autonómna spotreba** predstavuje hladinu spotrebných výdavkov domácností pri nulovom príjme. **Hraničný sklon k spotrebe** vyjadruje úroveň dodatočnej spotreby vytvorenej dodatočným disponibilným dôchodkom.

Regresná analýza

Pre ilustráciu vzťahu sme si na úvod zvolili jednoduchý lineárny regresný model, ktorý imituje keynesovu funkciu spotreby. Vysvetľovanou premennou je celková úroveň spotreby C a vysvetľujúcou premennou je hodnota disponibilného príjmu Y_d .

Po dosadení vstupných údajov dostávame výsledky regresnej analýzy:

| Coefficients: | | | | |
|---------------|----------|------------|---------|-------------|
| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
| (Intercept) | 414.01 | 3.571 | 159.457 | 0.00191 ** |
| YdR | 0.6545 | 2.498e-03 | 262.035 | < 2e-16 *** |

Residual standard error: 206.2 on 20 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9997, Adjusted R-squared: 0.9997
F-statistic: 6.866e+04 on 1 and 20 DF, p-value: < 2.2e-16

Model vykazuje extrémne vysoký koeficient determinácie 0.997. Hodnota môže byť umelo navyšovaná z dôvodu falošnej regresie alebo porušením základných predpokladov. Vhodnosť modelu sme posúdili RESET testom. Nízka P-value rovná 0.04134 potvrdzuje predpoklad, že model je nutné modifikovať.

Homoskedasticita

V hľadaní vhodného modelu sme otestovali konečný a konštantný rozptyl náhodných porúch a rezíduí. Pri časových radoch, ktorými sú aj naše vstupné údaje, problém heteroskedasticity nie je frekventovaný. Vyznačuje sa pre dáta s markantnými rozdielmi v nameraných hodnotách. Testy potvrdili predpoklad a uvádzame výsledok Breusch-Paganovho testu:

$$BP = 0.30702, df = 1, p\text{-value} = 0.5795.$$

P-hodnota vyššia ako 0.05 definuje dáta ako homoskedastické a nie sú potrebné ďalšie modifikácie.

Stacionarita časových radov

Stacionárne dáta predstavujú taký stochastický proces, ktorý charakterizujeme ako ustálený. Pri časových radoch je problém nestacionárnych dát pomerne častý. Z tohto dôvodu sa nestacionárne časové rady modifikujú na stacionárne pomocou prvých alebo vyšších diferencií. Stacionaritu sme otestovali pomocou KPSS testu, ktorý potvrdil nestacionaritu časových radov.

Výstup KPSS testu s nízkou p-hodnotou demonštruje spomínaný jav:

Časový rad celkovej spotreby domácností:

KPSS Level = 1.1674, Truncation lag parameter = 1, p-value = 0.01

Časový rad disponibilných príjmov domácností:

KPSS Level = 1.1693, Truncation lag parameter = 1, p-value = 0.01

Potvrdený trend v časových radoch sme odstránili diferencovaním a následným testovaním integrácie procesu. Po teste jednotkového koreňa prvých diferencií dostávame výstup s vyššou p-hodnotou, ktorý potvrdzuje hypotézu o stacionarite dát.

Časový rad celkovej spotreby domácností:

KPSS Level = 0.28006, Truncation lag parameter = 1, p-value = 0.1

Časový rad disponibilných príjmov domácností:

KPSS Level = 0.25366, Truncation lag parameter = 1, p-value = 0.1

Výsledok bol overený ADF testom, ktorý taktiež potvrdzuje stacionaritu prvých diferencií. Časové rady spotreby aj disponibilných príjmov považujeme za **integrované rádom I(1)**.

Kointegrácia časových radov

V prípade, že sú vysvetľované a vysvetľujúce premenné kointegrované, existuje medzi nimi vzťah dlhodobej rovnováhy. Stacionaritu náhodných chýb otestujeme pomocou rezíduí získaných pri odhade parametrov lineárnou regresiou MNŠ. Pokiaľ rezíduá majú jednotkový koreň, časové rady nemôžeme pokladať za kointegrované. Prítomnosť jednotkového koreňa sme otestovali viacerými spôsobmi a negatívny výsledok demonštrujeme výstupom KPSS testu:

KPSS Level = 0.18499, Truncation lag parameter = 1, p-value = 0.1

P- hodnota vyššia ako 0.05 potvrdzuje nulovú hypotézu o stacionarite rezíduí a dáta považujeme za kointegrované.

Autokorelácia

Autokoreláciu, alebo sériovú závislosť náhodných porúch, sme otestovali pomocou Durbin-Watsonovho testu. Test odhaľuje autoregresnú schému prvého rádu.

$$DW = 1.3664, \text{ p-value} = 0.03546$$

Extrémne nízka hodnota DW štatistiky deteguje autokoreláciu prvého rádu. Otestovali sme prítomnosť sériovej závislosti vyššieho rádu pomocou Breusch-Godfreyovho testu. Už pri druhom ráde vykazuje p-hodnota úroveň 0.2782, čím je potvrdená H_0 o neprítomnosti autokorelácie druhého rádu.

Error correction model (ECM)

Výsledky testov štatistickej verifikácie deklarujú splnenie podmienok Grangerovej reprezentačnej teóremy. Vzájomný vzťah spotreby a disponibilného príjmu domácností možno vyjadriť pomocou modelu s korekčným členom v tvare:

$$\Delta C_t = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 \Delta Yd_t + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

kde λ je oneskorená chyba z kointegračnej regresie.

Variantu modelu s korekčným členom používame v prípade detekcie kointegrácie a autokorelácie prvého stupňa. Uplatnenie regresie ECM modifikuje odhad parametrov.

| Parameter | Odhad | Smer. odchýlka | P-hodnota | Signifikantnosť |
|---------------|----------|----------------|-----------|-----------------|
| Intercept | 69451.9 | 87.15863 | 0.93737 | |
| ΔYd_t | 0.65416 | 0.03045 | 2.79e-14 | *** |
| u_{t-1} | -0.71787 | 0.22962 | 0.00583 | ** |

| | |
|---------------------------|-----------|
| Multiple R-squared | 0.9625 |
| Adjusted R-squared | 0.9583 |
| F-statistic | 231.1 |
| p-value | 1.462e-13 |

Prítomnosť falošnej regresie sa nepotvrdila a koeficient determinácie aj v modifikovanom modeli dosahuje vysokú úroveň. Naš model vysvetľuje až 95% variability premennej. Nízka p-hodnota 1.462e-13 potvrdzuje štatistickú významnosť modelu.

Verifikovali sme ostatné ekonometrické predpoklady pre ECM model.

| | | |
|------------------------------------|-------------------------------|-------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 1.9195, p-value = 0.383 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 2.7404, p-value = 0.933 | Ostránená autokorelácia |
| Breusch-Godfrey test | LM = 1.0805, p-value = 0.2986 | Ostránená autokorelácia |
| Shapiro-Wilk normality test | W = 0.93542, p-value = 0.1767 | Normalita reziduí |

Výsledky testov deklarovali ekonometrickú správnosť modelu. Vysoká p-hodnota pri Breusch-Paganovom teste poukazuje na homoskedasticitu. Chybový člen pochádza z rozdelenia s konštantným rozptylom. Sériová závislosť prvého alebo vyššieho rádu bola vyvrátená vysokými úrovňami p-hodnoty pri DW a BP testoch. Presnosť výsledkov sa markantne znižuje s nesplnením predpokladu o normalite reziduí. Test normality nepreukázal spomínaný jav a p-hodnota 0.18 potvrdila hypotézu o normálnom rozdelení.

Štatisticky signifikantným sa neprejavuje absolútny člen \hat{c}_0 . Z krátkodobého hľadiska diferencie konečnej spotreby domácností determinuje najmä výška zmeny disponibilného príjmu domácností ΔYd_t . Model potvrdzuje predpoklad o kladnom znamienku krátkodobého multiplikátora hraničnej spotreby. Nárast disponibilného príjmu o 10% implikuje približne 6,5% nárast spotreby domácností. Multiplikátor oneskorenej chyby z predchádzajúceho obdobia dosahuje úroveň -0.717. Záporné znamienko pred korekčným členom implikuje správne fungovanie korekčného mechanizmu. Koeficient rýchlosti prispôsobenia signalizuje pomerne rýchlu konvergenciu k dlhodobej rovnováhe.

Výsledný model vysvetľujúci spotrebu z krátkodobého hľadiska nadobúda tvar:

$$\Delta C_t = 0.65 \Delta Yd_t - 0.72 \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

6.3 Funkcia investícií

Investície sú v ekonomických prameňoch definované ako premena peňažného kapitálu na rôzne typy aktív s rozdielnym výnosom a rizikom. Keynes v zjednodušenom modeli ekonomickej skutočnosti predpokladal závislosť investícií od celkového príjmu

a úrokovej miery. Závislosť od reálnej úrokovej miery má zväčša nekladný charakter. V prípade nedostatku voľných zdrojov vzniká invariancia voči úrokovej miere. Zabezpečenie určitého množstva kapitálu potrebného na vytváranie investícií spôsobuje, že medzi celkovými príjmami a investíciami je kladná závislosť. Rovnica pre investícií pre IS-LM-BP model vyzerá nasledovne.

$$I = i_0 + i_1 r + i_2 Y, \quad r = i - \pi.$$

Reálnu úrokovú mieru r dostaneme ako rozdiel nominálnej úrokovej miery a inflácie. Premenná i_0 predstavuje autonómne investície, ktoré vyjadrujú koeficient absolútneho člena investičnej funkcie. Premenná i_1 demonštruje úrokovú elasticitu investícií. Premenná i_2 znázorňuje hraničný sklon k investíciám, ktorý vyjadruje dôchodkovú elasticitu investícií.

Na úvod sme zostavili jednoduchý lineárny regresný model, ktorý metódou najmenších štvorcov vysvetľuje závislosť investícií od zmeny úrokovej miery a celkového príjmu z dlhodobého hľadiska. Keďže pod pojmom investície rozumieme zmenu fyzického stavu kapitálu, v modeli sme využívali údaje o tvorbe hrubého fixného kapitálu. Pre počiatočný model $I = i_0 + i_1 r + i_2 Y$ dostávame nasledovný výstup:

| Coefficients: | | | | | |
|---------------|-----------|------------|---------|----------|-----|
| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) | |
| (Intercept) | 901.99392 | 200.51376 | 4.498 | 2.39e-05 | *** |
| r | 16.33165 | 8.94154 | 1.826 | 0.0717 | . |
| Y | 0.17494 | 0.01186 | 14.749 | < 2e-16 | *** |

Residual standard error: 296 on 77 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8682, Adjusted R-squared: 0.8648
F-statistic: 253.6 on 2 and 77 DF, p-value: < 2.2e-16

Model opäť vytvára dojem falošnej regresie výrazne vysokým koeficientom determinácie 0.87. RESET test s extrémne nízkou p-hodnotou 5.249e-07 deklaruje nutnosť modifikácie modelu.

Výstup testov základných ekonometrických predpokladov pre analýzu dlhodobých vzťahov:

| | | |
|-----------------------------|-------------------------------------|-----------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 16.032, p-value = 0.0003302 | Heteroskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 0.37667, p-value < 2.2e-16 | Autokorelácia 1. stupňa |
| Stacionarita I | KPSS = 2.2526, p-value = 0.01 | I nie sú stacionárne |
| Stacionarita r | KPSS Level = 1.895, p-value = 0.01 | r nie sú stacionárne |
| Stacionarita Y | KPSS Level = 2.7237, p-value = 0.01 | Y nie je stacionárne |
| Stacionarita rezíduí | KPSS Level = 0.3007, p-value = 0.1 | Kointegrácia časových radov |

Po odhade dlhohodobej rovnováhy, ktorá nespĺňa základné podmienky lineárnej regresie, verifikujeme predpoklady pre aplikovateľnosť regresie typu ECM. Časové rady nepreukázali stacionárnosť, čo demonštruje nesignifikantná p-hodnota pre každý časový rad. Ďalšie testy jednotkového koreňa s negatívnym výsledkom na báze prvých diferencií potvrdili integrovanosť časových radov rádu I(1). Test stacionarity rezíduí prostredníctvom ADF a KPSS s p-value vyššou ako 0.05 potvrdil neprítomnosť jednotkového koreňa. Výsledky deklarujú kointegráciu časových radov a ECM považujeme za adekvátny pre odhad parametrov regresie.

ECM povoľuje zaradenie oneskorených sezónnych premenných ΔX_{t-j} a Δy_{t-j} , ktoré boli nevyhnutné v prípade analýzy investícií. Funkcia celkového príjmu signalizuje potrebu kvázisezónneho filtra pre štvrtý kvartál, teda ročný posun. Táto skutočnosť je spôsobená každoročným prírastkom miest v štvrtom kvartáli. Príjmy domácnosti v štvrtom štvrtroku a celkový HDP sú navýšené o koncoročné odmeny a trináste platy pre viaceré odvetvia hospodárstva. Pri testovaní vhodného modelu sme narazili na signifikantnosť príjmov z predchádzajúceho kvartálu. Teda domácnosti začnú markantne navyšovať investície s časovým odstupom t-1.

Testovali sme signifikantnosť vplyvu úrokových mier na investície. Modely oneskorenia filtra pre prvý až štvrtý kanál nepotvrdili závislosť zmeny investícií od zmeny úrokovej miery. Invariantnosť investícií k zmenám úrokovej miery súvisí s nízkym regulačným vplyvom centrálnej banky na úroveň HDP. Menová politika bola podriadená kurzovému režimu riadeného floatingu v rokoch 1998-2008. Časový rad investícií domácností sa vyznačoval vysokými hodnotami v rokoch 1993-1998 aj napriek

tomu, že Slovenská republika vykazovala vysokú reálnu úrokovú mieru. Naopak markantný prepád v úrovni úrokových mier, typický pre ekonomiku posledných rokov, nespôsobil predpokladaný nárast objemu investícií.

Štatistickú významnosť regresných koeficientov overuje T-test. Regresné koeficienty považujeme za štatisticky významné pri p-hodnote nižšej ako 0.05. Pre ECM bez sezónnych premenných, dosiahla p-hodnota pre diferencie úrokovej miery 0.10926. Zahrnutie oneskoreného filtra pre prvý až štvrtý kanál dosiahlo obdobnú úroveň p-hodnoty. Úrokovú mieru a jej diferencie preto nezahŕňame do modifikovaného modelu. Signifikantnosť absolútneho člena nebola potvrdená.

Aplikovaním ekonometrickej teórie má výsledný model tvar:

$$\Delta I_t = \hat{\iota}_1 \Delta Y_{t-1} + \hat{\iota}_4 \Delta Y_{t-4} + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

| <i>Parameter</i> | <i>Odhad</i> | <i>Smer. odchýlka</i> | <i>P-hodnota</i> | <i>Signifikantnosť</i> |
|------------------|--------------|-----------------------|------------------|------------------------|
| ΔY_{t-1} | 0.45174 | 0.07225 | 2.56e-08 | *** |
| ΔY_{t-4} | 0.27040 | 0.07834 | 0.000936 | *** |
| u_{t-1} | -0.14051 | 0.07149 | 0.053214 | . |

Rovnako, ako pri predošlých funkciách, sme overili model krátkodobého vzťahu z rôznych hľadísk.

| | | |
|------------------------------------|-------------------------------|--------------------------|
| Multiple R-squared | 0.601 | |
| Adjusted R-squared | 0.476 | |
| F-statistic | 15.74 | |
| p-value | 4.293e-08 | |
| Breusch-Pagan test | BP = 0.59117, p-value = 0.744 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 2.0652, p-value = 0.5797 | Odstránená autokorelácia |
| Shapiro-Wilk normality test | W = 0.9421, p-value = 0.0519 | Normalita rezíduí |

Z výsledkov testov usudzujeme, že model je štatisticky významný. P-value pre F-test je menšia ako tabelovaná úroveň 0.05 a tým nezamietame hypotézu o významnosti celého modelu. Predikčná schopnosť modelu je charakterizovaná koeficientom determinácie 0.6. Vysoký koeficient determinácie pôvodného lineárneho regresného modelu nastal v dôsledku

kladnej priestorovej autokorelácie. Aj keď je jeho hodnota nižšia vo výslednom modeli, stále model klasifikujeme ako štatisticky signifikantný, pretože popisuje 60% variability investícií.

Súhrn ekonometrických verifikácií deklaruje fakt, že všetky klasické predpoklady lineárneho regresného modelu boli splnené. Problém heteroskedasticity aj autokorelácie bol odstránený a rezíduá pochádzajú z normálneho rozdelenia.

Medzikvartálne diferencie objemu hrubého fixného kapitálu sú determinované výškou celkových príjmov v domácnostiach s oneskorením jedného kvartálu. Krátkodobá dôchodková elasticita investícií tak dosahuje úroveň 0.45. Hraničný sklon k investíciám s oneskorením jedného roka dosiahol obdobne vysokú úroveň štatistickej významnosti. Zvýšenie príjmu o 1% spôsobí nárast hrubého fixného kapitálu o 0.27% v ročnom odstupe. Parameter pred multiplikátorom korigujúcim chybu je záporný, čo demonštruje funkčnosť modelu. Každý štvrtý rok sa odklon od dlhodobej rovnováhy upraví o 14%.

Výsledná rovnica investícií nadobúda tvar:

$$\Delta I_t = 0.45 \Delta Y_{t-1} + 0.27 \Delta Y_{t-4} - 0.14 u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

6.4 Funkcia importu

V malej otvorenej ekonomike, akou je Slovenská republika, dovoz predstavuje relevantný makroekonomický ukazovateľ. Import tovarov a služieb odzrkadľuje úroveň dopytu kúpyschopného obyvateľstva. Importná funkcia podľa Keynesa závisí od úrovne reálneho produktu a reálneho výmenného kurzu. Lineárne zjednodušenie pre Mundell-Flemingov model nadobúda tvar:

$$IM = im_0 + im_1 \varepsilon + im_2 Y,$$

kde im_0 predstavuje autonómny dovoz, premenná im_1 zobrazuje kurzovú elasticitu dovozu a premenná im_2 je definovaná ako dopytová elasticita importu, alebo aj hraničný sklon k dovozu. So zvyšovaním úrovne výmenného kurzu sa predpokladá aj nárast dovozu. Predpokladaná závislosť celkového produktu od importu je priama. Pokles reálneho dôchodku podľa teórie IS-LM-BP modelu vyvolá pokles importu. Pre účely modelu sme definovali reálny výmenný kurz ako paritu kúpnej sily *PPP*, čo predstavuje pomer cenovej hladiny Slovenskej republiky a krajín EÚ.

Zovšeobecniť funkciu importu pre Slovenskú republiku pre roky 1995-2016 bolo náročné. Obdobie rokov 1996-1998 bolo podriadené dodržiavaniu fixného výmenného kurzu. Nastala snaha o reguláciu importu prostredníctvom tarifných a netarifných opatrení. Antiimportné opatrenia nastali ako reakcia na zhoršenie obchodnej bilancie v roku 1996. Dovožná náročnosť znižuje účinok expanzívnej politiky. Keďže menová politika stratila z efektivity v roku 1998 zavedením riadeného floatingu, závislosť výmenného kurzu od úrovne produkcie sa značne znížila. V roku 2010 nastal markantný obrat v rastúcom trende dovozu kvôli vyrovnávaniu dôsledkov hospodárskej krízy, nezávisle od úrovne produkcie a výmenného kurzu.

Model dlhodobej rovnováhy pre import Slovenskej republiky:

$$Im = im_0 + im_1\varepsilon + im_2Y.$$

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-------------|------------|------------|---------|--------------|
| (Intercept) | 1.758e+04 | 9.644e+03 | 1.823 | 0.08494 . |
| Y | 1.163e+00 | 4.897e-02 | 23.752 | 4.86e-15 *** |
| PPP | -5.871e+04 | 1.820e+04 | -3.226 | 0.00468 ** |

Residual standard error: 2503 on 18 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9873, Adjusted R-squared: 0.9859
 F-statistic: 698.7 on 2 and 18 DF, p-value: < 2.2e-16

| | | |
|-----------------------------|--------------------------------------|-----------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 2.0092, p-value = 0.3662 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 1.0104, p-value = 0.001181 | Autokorelácia 1. stupňa |
| Stacionarita Im | KPSS = 1.1023, p-value = 0.01 | I nie sú stacionárne |
| Stacionarita PPP | KPSS Level = 1.895, p-value = 0.01 | r nie sú stacionárne |
| Stacionarita Y | KPSS Level = 1.1192, p-value = 0.01 | Y nie je stacionárne |
| Stacionarita rezíduí | KPSS Level = 0.059823, p-value = 0.1 | Kointegrácia časových radov |

Z výsledkov jednoduchého lineárneho modelu vyplýva dlhodobá závislosť. Koeficient determinácie dosahuje vysokú úroveň, a to 0.987. Otestovali sme stacionaritu a integráciu časových radov a opäť sme dospeli k záveru, že časové rady sú I(1) integrované. Potvrdená stacionarita rezíduí dokazuje kointegráciu časových radov a môžeme pristúpiť k vytvoreniu modelu s korekčným členom v tvare:

$$\Delta IM_t = \widehat{im}_0 + \widehat{im}_1 \Delta Y_t + \widehat{im}_2 \Delta PPP_t + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Výsledky regresnej analýzy deklaruujeme výstupom špecifikovaných testov.

| <i>Parameter</i> | <i>Odhad</i> | <i>Smer. odchýlka</i> | <i>P-hodnota</i> | <i>Signifikantnosť</i> |
|--------------------|--------------|-----------------------|------------------|------------------------|
| <i>(Intercept)</i> | -2029 | 8.327e+02 | 0.01365 | * |
| ΔY_t | 1.815 | 2.209e-01 | 6.51e-07 | *** |
| ΔPPP_t | -55730 | 2.649e+04 | 0.02925 | * |
| u_{t-1} | -50.971 | 2.078e-01 | 0.00249 | ** |

| | |
|---------------------------|-----------|
| Multiple R-squared | 0.8563 |
| Adjusted R-squared | 0.8294 |
| F-statistic | 31,79 |
| p-value | 5.658e-07 |

Model korigujúci chybu opisuje až 86% premennej, preto nebolo potrebné zahrnúť kvázi sezónne filtre, ktoré štatistickú významnosť modelu znižovali.

Na rozdiel od predošlých modelov sa ako významný javí aj autonómny koeficient. Pozitívna lineárna závislosť bola potvrdená medzi zmenou celkového produktu Y a zmenou importu s elasticitou na úrovni 1.815. Elasticita dovozu na báze kurzu vyvracia teoretické predpoklady a javí sa ako negatívna o veľkosti -55734. Model teda nepotvrdil priamu závislosť výšky kurzu a objemu importu. Jav je spôsobený osciláciou parity kúpnej sily od roku 2006. Pred vstupom do Eurozóny bol kurz umelo upravovaný a po prijatí eura bola hodnota kurzu závislá od riadeného floatingu Európskej centrálnej banky. Reálny kurz sa preto prejavuje striedavou depreciáciou a apreciaciou. Hodnota λ o úrovni -0.5971 potvrdzuje strednodobú konvergenciu k dlhodobej rovnováhe.

Verifikácia ekonometrických predpokladov pre lineárnu regresiu potvrdila správnosť zvoleného modelu.

| | | |
|------------------------------------|-------------------------------|--------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 1.0999, p-value = 0.7771 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 2.2981, p-value = 0.5467 | Odstránená autokorelácia |
| Shapiro-Wilk normality test | W = 0.95595, p-value = 0.4664 | Normalita rezíduí |

Výsledná rovnica pre krátkodobý vývoj importu:

$$\Delta Im_t = -2029 + 1,815 \Delta Y_t - 55730 \Delta PPP_t - 0.5971 u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

6.5 Funkcia exportu

Vývoz je dôležitou obchodnou operáciou, kedy štát za splnenia podmienok získava devízové prostriedky výmenou za suroviny, materiál a iné komodity. Vplyv autonómneho exportu nie je jednoznačný. Teória IS-LM-BP modelu predpokladá, že zvýšenie zahraničného dopytu implikuje vyšší export spôsobený lepšou konkurencieschopnosťou slovenskej ekonomiky. Podobné tempo rastu dovozu a vývozu v Prílohe A je zreteľné. Vývoj exportu vykazuje lineárny trend s výnimkou roku 2009, kedy v dôsledku hospodárskej krízy nastal markantný prepad. Vývoj časového radu zahraničného dopytu je obdobný. Z toho vyplýva, že predpokladaná závislosť zahraničného dopytu od výšky exportu je priama.

Závislosť exportu a výšky kurzu je považovaná za nepriamu. Depreciácia domáceho kurzu spôsobuje nárast zahraničného dopytu po tuzemských tovaroch a službách a výsledný export sa zvyšuje. Pre časový rad výmenného kurzu je charakteristický klesajúci trend. Z tohto dôvodu predpokladáme potvrdenie negatívnej závislosti medzi úrovňou reálneho kurzu zobrazeného pomocou parity kúpnej sily a objemom exportu. Jednoduchou lineárnou regresiou sa pokúsime odhadnúť nasledovnú rovnicu:

$$EX = ex_0 + ex_1\varepsilon + ex_2FD.$$

Premenná ex_0 vyjadruje autonómny export, ex_1 kurzovú elasticitu dopytu a ex_2 predstavuje multiplikátor exportu voči zahraničnému dopytu. Koeficienty dlhodobej rovnováhy, spolu s ekonometrickou verifikáciou modelu demonštrujeme výsledkami testov:

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-------------|------------|------------|---------|--------------|
| (Intercept) | -2.557e+04 | 9.937e+03 | -2.732 | 0.0137 * |
| PPP | 1.332e+04 | 1.834e+04 | 0.836 | 0.4142 |
| FD | 5.756e-00 | 2.638e-04 | 21.861 | 2.06e-14 *** |

Residual standard error: 2503 on 18 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9873, Adjusted R-squared: 0.9859
F-statistic: 698.7 on 2 and 18 DF, p-value: < 2.2e-16

| | | |
|-----------------------------|--------------------------------------|-----------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 1.2978, p-value = 0.5226 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 0.67101, p-value = 1.01e-05 | Autokorelácia 1. stupňa |
| Stacionarita Ex | KPSS = 1.106, p-value = 0.01 | Ex nie sú stacionárne |
| Stacionarita PPP | KPSS Level = 1.895, p-value = 0.01 | r nie sú stacionárne |
| Stacionarita FD | KPSS Level = 1.1191, p-value = 0.01 | FD nie je stacionárne |
| Stacionarita rezíduí | KPSS Level = 0.091201, p-value = 0.1 | Kointegrácia časových radov |

Autokorelácia rezíduí detegovaná D-W testom implikuje problémy regresného modelu vyplývajúce zo vstupných hodnôt v podobe časových radov. Nestacionarita časových radov vyžaduje ďalšie modifikácie modelu. Časové rady splnili test I(1) integrácie a následnej kointegrácie, čo potvrdilo výber konečného modelu typu ECM.

Do rovnice krátkodobých vzťahov bolo nutné zaradiť aj sezónnu zložku, pretože variabilita premennej vývozu nebola dostatočne obsiahnutá. Nízky koeficient determinácie pri ECM modeli bez sezónnej zložky sme navýšili pridaním premennej, zobrazujúcej úroveň zmeny exportu z t-1. Kolísajúca depreciácia a apreciacia reálneho kurzu po vstupe do eurozóny spôsobila, že reálny kurz nie je významným parametrom pre regresiu exportu. P-hodnota v žiadnej modifikácii modelu nedosiahla úroveň nižšiu ako 0.2, preto sme nevyužívali výmenný kurz v modelovaní krátkodobého vzťahu.

Výsledná rovnica pre regresnú analýzu exportu typu ECM nadobúda tvar:

$$\Delta EX_t = \widehat{e}x_1 \Delta FD_t + \widehat{e}x_2 \Delta Ex_{t-1} + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

| <i>Parameter</i> | <i>Odhad</i> | <i>Smer. odchýlka</i> | <i>P-hodnota</i> | <i>Signifikantnosť</i> |
|-------------------|---------------------------|-----------------------|------------------|------------------------|
| ΔFD_t | 0.005353 | 0.0005302 | 2.4e-08 | *** |
| ΔEx_{t-1} | 0.176584 | 0.0827666 | 0.0487 | * |
| u_{t-1} | -0.466431 | 0.1703108 | 0.0146 | * |
| | Multiple R-squared | | 0.9036 | |
| | Adjusted R-squared | | 0.8855 | |
| | F-statistic | | 50 | |
| | p-value | | 2.377e-08 | |

Vysoký podiel odhadnutej variability premennej o úrovni 90% dokazuje funkčnosť výsledného modelu. P-hodnota testu významnosti modelu blízka nule dané tvrdenie deklaruje. Následne sme vykonali kontrolu predpokladov, ktoré vyvracajú prípad falošnej regresie. Testy dokázali, že rezíduá nie sú autokorelované, sú normálne rozdelené a model nepodlieha heteroskedsticite.

| | | |
|------------------------------------|-------------------------------|--------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 2.3181, p-value = 0.3138 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW= 2.1488, p-value = 0.3138 | Odstránená autokorelácia |
| Shapiro-Wilk normality test | W = 0.97428, p-value = 0.8576 | Normalita rezíduí |

Zmena zahraničného dopytu na relatívne nízkej úrovni 0.005 v najväčšej miere ovplyvňuje zmenu exportu. Multiplikátor sezónnej zložky s oneskorením jedného roku dosahuje veľkosť 0.18. Záporné znamienko pri korekčnom člene dokazuje správnosť modelu a každým rokom sa export priblíži k dlhodobej rovnováhe o 47%. Zhrnutie koeficientov vo výslednom modeli krátkodobého vývoja vyzerá nasledovne:

$$\Delta EX_t = 0.005 \Delta FD_t + 0.18 \Delta Ex_{t-1} - 0.47 u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

6.6 Funkcia dopytu po peniazoch

LM krivka v IS-LM-BP modeli definuje rovnováhu na trhu peňazí. Vnútorň rovnovážny stav na finančnom trhu nastáva v prípade, ak sa ponuka peňazí, určená centrálnou bankou, rovná agregátnemu dopytu po peniazoch. Rovnice dopytu a ponuky na finančnom trhu sú bližšie špecifikované v druhej kapitole.

Vzťah rovnováhy na trhu peňazí je determinovaný nasledujúcimi vzťahmi:

$$\frac{M^s}{P} = L(Y, i),$$

$$L = m_0 + m_1 Y + m_2 i.$$

Objem peňažných agregátov M^s je regulovaný centrálnou bankou Slovenskej republiky a monetárnym cíelením Európskej centrálnej banky. Reštrikcia alebo expanzia peňažnej zásoby okrem trhových síl súvisí s monetárnymi rozhodnutiami riadiacich celkov.

Stabilita cenovej hladiny P je dôležitý monetárny cieľ, preto vývoj cenovej hladiny zodpovedá z veľkej časti monetárnym rozhodnutiam a následnej reakcie ekonomiky na dané stimuly.

Vysvetľovanou premennou je transakčný dopyt po peniazoch $L(Y, i)$. Vysvetľujúcou premennou, ktorá popisuje transakčný motív držby peňazí, je hrubý domáci produkt Y . Predpokladáme kladnú elasticitu peňažnej zásoby na HDP m_1 . Reakciu dopytu na úrokové sadzby určujeme premennou m_2 s očakávanou zápornou hodnotou. Predpokladáme teda špekulatívny motív dopytu po peniazoch, kedy sa pri zvyšujúcej úrokovej miere znižuje celkový dopyt po peniazoch. Regresná analýza dlhodobého vzťahu vyzerá nasledovne:

| Coefficients: | | | | |
|---------------|------------|------------|---------|--------------|
| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
| (Intercept) | 7.485e+01 | 6.822e+00 | 10.971 | 2.11e-09 *** |
| i | -5.448e-02 | 3.717e-01 | 0.147 | 0.885 |
| HDP | 4.636e-03 | 1.606e-04 | 28.875 | < 2e-16 *** |

Residual standard error: 6.022 on 18 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9938, Adjusted R-squared: 0.9932
 F-statistic: 1451 on 2 and 18 DF, p-value: < 2.2e-16

| | | |
|-----------------------------|--------------------------------------|-----------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 4.3724, p-value = 0.1123 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 0.79407, p-value = 0.00011 | Autokorelácia 1. stupňa |
| Stacionarita L | KPSS Level = 1.1146, p-value = 0.01 | L nie sú stacionárne |
| Stacionarita Y | KPSS Level = 1.1244, p-value = 0.01 | Y nie sú stacionárne |
| Stacionarita i | KPSS Level = 0.89281, p-value = 0.01 | i nie je stacionárne |
| Stacionarita rezíduí | KPSS Level = 0.089359, p-value = 0.1 | Kointegrácia časových radov |

Výsledky počiatkovej regresnej analýzy sú obdobné s predchádzajúcimi modelmi. Vysoký koeficient determinácie popisuje takmer celú variabilitu premennej L . Časové rady jednotlivých premenných sú nestacionárne, avšak po diferencovaní nie je potvrdená hypotéza o jednotkovom koreni. Časové rady sú teda integrované rádom 1. Následne sme pristúpili k tvorbe lineárneho modelu s členmi korigujúcimi chybu.

Po zahrnutí korekčného členu do modelu diferencií došlo k markantnému poklesu koeficientu determinácie. Nevyhnutným krokom pre lepšie zobrazenie variability premennej bolo pridanie sezónneho prvku. Ďalším členom sa tak stala úroveň absolútneho prírastku dopytu na finančnom trhu z predchádzajúceho roku. Úroková miera opäť nebola dostatočne

vhodnou vysvetľujúcou premennou, pretože v žiadnej modifikácii modelu sa jej štatistická signifikantnosť nedostala pod tabelovaných 5%. Výsledná rovnica krátkodobého vzťahu nadobúda tvar:

$$\Delta L_t = \hat{l}_1 \Delta Y_t + \hat{l}_2 \Delta L_{t-1} + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Modifikovanú rovnicu sme podrobili testu pre splnenie štatistických predpokladov.

| <i>Parameter</i> | <i>Odhad</i> | <i>Smer. odchýlka</i> | <i>P-hodnota</i> | <i>Signifikantnosť</i> |
|---------------------------|--------------|-----------------------|------------------|------------------------|
| ΔY_t | 0.0035829 | 0.0005799 | 1.32e-05 | *** |
| ΔL_{t-1} | 0.3191324 | 0.1112040 | 0.01112 | * |
| u_{t-1} | -0.590195 | 0.2013721 | 0.00979 | ** |
| Multiple R-squared | | | 0.9368 | |
| Adjusted R-squared | | | 0.925 | |
| F-statistic | | | 79.09 | |
| p-value | | | 8.227e-10 | |

Výsledky regresie poukázali na kladnú elasticitu finančného dopytu vo vzťahu k celkovej produkcii. Umelá premenná, vyjadrujúca sezónnosť, taktiež preukázala signifikantný vplyv na vývoj dopytu po peniazoch. Koeficient prispôsobenia je rovný -0.59, čo znamená pomerne rýchlu konvergenciu k dlhodobej rovnováhe. Overili sme podmienky ECM modelu.

| | | |
|------------------------------------|-------------------------------|--------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 1.3918, p-value = 0.4986 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW= 0.0472, p-value = 0.826 | Odstránená autokorelácia |
| Shapiro-Wilk normality test | W = 0.92891, p-value = 0.1654 | Normalita rezíduí |

Funkcia dopytu po peňažných zostatkoch z krátkodobého hľadiska:

$$\Delta L_t = 0.004 \Delta Y_t + 0.32 \Delta L_{t-1} - 0.59 u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

6.7 Funkcia čistého toku kapitálu

Kapitálový účet platobnej bilancie zobrazuje jednosmerné transfery, ale aj príjmy z eurofondov. **Finančný účet** zachytáva krátkodobé a dlhodobé kapitálové toky medzi domácou ekonomikou a zahraničím. Tok kapitálu predstavujú priame a portfóliové

medzinárodné investície vrátane finančných derivátov a úverov poskytovaných a prijímaných zahraničím. **Čistý prílev kapitálu** vzniká v situácii, kedy domáce príjmy z predaja akcií, obligácií, bankových depozitov a iných aktív presahujú domáce platby za nákup zahraničných aktív. Preferenciu cenných papierov ovplyvňuje výška úrokového diferenciálu.

Funkciu čistého prílevu kapitálu môžeme definovať ako:

$$NK = NK_0 + NK_1 ud,$$

Kde NK_0 je autonómny tok kapitálu, ktorý je nezávislý od úrokového diferenciálu a NK_1 označuje koeficient citlivosti kapitálového toku na úrokový diferenciál. Úrokový diferenciál odráža atraktivnosť domácej meny na medzinárodných trhoch. Kladný úrokový diferenciál podnecuje príliv kapitálu.

Fundamentálnymi determinantmi úrokového diferenciálu je rozdiel domácej a zahraničnej úrokovej miery, znížený o rizikovú prémie a očakávanú zmenu výmenného kurzu.

$$ud = i - if - RP + E(de)$$

Preferencia cenných papierov jednotlivých štátov je vyjadrená rozdielnym stupňom rizika spojeného s investovaním v danej krajine. Riziková prirážka RP predstavuje odmenu za prijaté riziko investície v danej krajine. Závislosť rizikovej prémie od úrokového diferenciálu je záporná, jej pokles zvyšuje atraktivitu domácich aktív. Očakávaná depreciačia alebo apreciačia domácej meny sa odráža na úrovni úrokového diferenciálu. Pri mene s nižšou úrokovou mierou očakávame apreciaciu kvôli vyrovnávaniu s menami s vyššou úrokovou mierou. Tak vzniká tendencia k dosiahnutiu rovnováhy na kapitálovom trhu.

Jednoduchým lineárnym modelom overíme závislosť čistého kapitálového toku od zmeny úrokového diferenciálu z dlhodobého hľadiska.

Odhad koeficientov a výstupy ekonometrických testov sú v nasledovnej podobe:

| Coefficients: | | | | |
|---------------|----------|------------|---------|--------------|
| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
| (Intercept) | 115.0 | 322.1 | 0.357 | 0.725 |
| ud | 771.1 | 142.3 | 5.420 | 3.78e-05 *** |

Residual standard error: 1356 on 18 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6201, Adjusted R-squared: 0.5989
F-statistic: 29.38, p-value: 3.776e-05

| | | |
|-----------------------------|--------------------------------------|-----------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 9.4556, p-value = 0.002105 | Heteroskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 0.6605, p-value = 0.00006 | Autokorelácia 1. stupňa |
| Stacionarita ud | KPSS Level = 0.94065, p-value = 0.01 | L nie sú stacionárne |
| Stacionarita NK | KPSS Level = 0.85547, p-value = 0.01 | i nie je stacionárne |
| Stacionarita rezíduí | KPSS Level = 0.23174, p-value = 0.1 | Kointegrácia časových radov |

Po analyzovaní stacionarity a určení rádu integrácie premenných môžeme opäť konštatovať, že ECM je vhodný. Oba časové rady vykazujú integráciu prvého rádu a stacionarita rezíduí deklaruje ich kointegráciu. Model dlhodobej rovnováhy potvrdzuje predpoklad o priamej závislosti úrokovej elasticity a čistého toku kapitálu. Koeficient determinácie jednoduchého regresného modelu je mierne nižší ako v prípade predošlých rovníc. Variabilitu čistého toku kapitálu sme z dlhodobého hľadiska odhadli na 62%, čo je stále dostatočné číslo.

Zvoliť model so správnymi korigujúcimi zložkami bolo náročné. Modely, aj so zahrnutím sezónnych zložiek, preukazovali extrémne nízky koeficient determinácie. Podľa Akaikeho kritéria sme zvolili optimálny model krátkodobých vzťahov aproximujúci nasledovnú rovnicu:

$$\Delta NK_t = \widehat{nk}_1 \Delta ud_t + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Multiplikátory krátkodobého vzťahu spolu s výstupmi regresnej analýzy v RStudio deklarujú dlhodobú rovnováhu:

| <i>Parameter</i> | <i>Odhad</i> | <i>Smer. odchýlka</i> | <i>P-hodnota</i> | <i>Signifikantnosť</i> |
|------------------|--------------|-----------------------|------------------|------------------------|
| Δud_t | 498.5313 | 204.7084 | 0.0262 | * |
| u_{t-1} | -0.3135 | 0.1846 | 0.1077 | |

| | |
|---------------------------|---------|
| Multiple R-squared | 0.3196 |
| Adjusted R-squared | 0.2396 |
| F-statistic | 3.994 |
| p-value | 0.03786 |

| | | |
|------------------------------------|--------------------------------|--------------------------|
| Breusch-Pagan test | BP = 2.8774, p-value = 0.08983 | Homoskedasticita |
| Durbin-Watson test | DW = 2.1507, p-value = 0.6443 | Odstránená autokorelácia |
| Shapiro-Wilk normality test | W = 0.94699, p-value = 0.3508 | Normalita rezíduí |

Model potvrdzuje predpokladanú priamu závislosť úrokového diferenciálu a čistého toku kapitálu. Pokiaľ úrokový diferenciál narastie o 1%, absolútny prírastok toku kapitálu sa zvýši 498 –násobne. Koeficient prispôsobenia, ktorý modifikuje veľkosť korekčného člena je pomerne nízky, iba 31%. Predpoklady lineárneho regresného modelu boli splnené a model považujeme za vhodný. Nedostatkom modelu je fakt, že variabilita premennej nie je dostatočne obsiahnutá. Koeficient determinácie dosahuje 32%.

Nestabilný vývin čistého toku kapitálu súvisí s opatreniami, ktoré nezávisia od úrovne úrokového diferenciálu. Napríklad v roku 2003 došlo na finančnom a kapitálovom účte k nárastu prebytku, navrhneného o granty z rozpočtu EÚ. Naopak, v roku 2010 čistý tok kapitálu predstavoval iba 0.5 mil EUR. Ako uvádza vedecké periodikum Finančné trhy: „Medziročne nižší prílev zdrojov na kapitálovom a finančnom účte súvisel najmä s poklesom prijatých vkladov v rámci bilancie ostatných investícií, spôsobeným výrazným nárastom v sektore vlády a NBS v roku 2009, keď si NBS požičala zdroje prostredníctvom TARGET2.“ (Michalíková, Paluš, 2014). Širšie pásmo fluktuácie toku kapitálu za posledných 20 rokov ovplyvňujú exogénne faktory, ako vstup do EÚ, hospodárska kríza, alebo vstup do Eurozóny. Funkcia čistého toku kapitálu upravená o korekčný člen nadobúda tvar:

$$\Delta NK_t = 498.5 \Delta ud_t - 0.31 u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

7 Zhrnutie regresnej analýzy

V predchádzajúcej kapitole sme odhadli 6 lineárnych rovníc v podmienkach Slovenskej republiky. Zhrnuli sme významný vplyv exogénnych premenných na úroveň spotreby, investícií, exportu, importu, dopytu po peniazoch a čistého toku kapitálu. Syntézu vzťahov na území Slovenskej republiky z krátkodobého hľadiska deklaruje Tabuľka 4.

| Vysvetľovaná premenná | Teoretický predpoklad: Vysvetľujúca premenná | Reálny vzťah: Vysvetľujúca premenná |
|------------------------------|--|--|
| C (spotreba domácností) ↑ | Y-T (Disponibilný dôchodok) ↑ | Y-T (Disponibilný dôchodok) ↑ |
| I (investície) ↑ | r (Reálna domáca úroková miera) ↓, Y (Celková produkcia) ↑ | Y (Celková produkcia) ↑ |
| EX (export) ↑ | ε (Reálny výmenný kurz) ↓, FD (Zahraničný dopyt) ↑ | FD (Zahraničný dopyt) ↑ |
| IM (import) ↑ | ε (Reálny výmenný kurz) ↑, Y (Celková produkcia) ↑ | ε (Reálny výmenný kurz) ↓, Y (Celková produkcia) ↑ |
| L (dopyt po peniazoch) ↑ | Y (Celková produkcia) ↑, i (Domáca úroková miera) ↓ | Y (Celková produkcia) ↑, |
| NK (čistý prítok kapitálu) ↑ | ud (Úrokový diferenciál) ↑ | ud (Úrokový diferenciál) ↑ |

Tabuľka 4 Zhrnutie lineárnych vzťahov z krátkodobého hľadiska

Zdroj: Vlastné spracovanie

Zmeny v domácej úrokovej miere sa neprejavili ako významné pre vývoj niektorých makroekonomických ukazovateľov. To znamená, že vývoj investícií závisí primárne od výšky reálneho príjmu. Odklon od ekonomickej teórie nastal aj v prípade modelovania funkcie dopytu po peňažných zostatkoch, kedy zmeny v úrokovej miere nevytvárajú významný vplyv na objem investícií. Objem investícií taktiež primárne ovplyvňuje úroveň reálneho dôchodku.

Ekonomická teória sa odlišuje aj od reálneho výsledku lineárnej regresie exportu, kde je preukázaná invariancia exportu voči zmenám reálneho výmenného kurzu. Ako už bolo vysvetlené, jav nastáva z dôvodu viacerých zmien v systéme. Prechod fixného výmenného kurzu na riadený floating v roku 1998 spôsobil nerovnomerný vývoj úrovne výmenného kurzu. Ďalšia zmena nastala v roku 2005, kedy Slovensko vstúpilo do Európskeho mechanizmu výmenných kurzov. Minimálne dvojročné zotrvanie v ERM II je

jedným z konvergenčných kritérií a nutnou podmienkou na prijatie krajiny do eurozóny. Meny v ERM II majú povolenú osciláciu v rozmedzí $\pm 15\%$ okolo centrálnej parity k euru. Po prijatí eura v roku 2009 Slovensko libertizovalo svoje kapitálové obchody s krajinami Eurozóny a aj napriek menovej autonómii ECB pretrváva flexibilný plávajúci kurz.

Podobný problém sa vyskytuje aj pri analyzovaní objemu importu. Predpokladaná priama závislosť importu a výšky kurzu sa preukázala ako nepriama. Jav je spôsobený mnohými exogénnymi vplyvmi, ako napríklad antiimportné opatrenia z prvých rokov Slovenskej republiky, vstupom do Európskej únie a Eurozóny, kde sa podmienky zahraničného obchodu museli prispôbiť centrálnym pravidlám.

7.1 Zhrnutie modelu a vplyv fiškálnej a monetárnej politiky

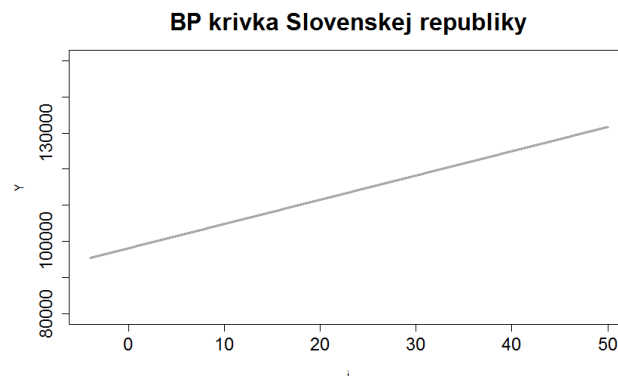
Načrtli sme IS-LM-BP model pre súčasný stav ekonomiky dosadením posledných dostupných údajov za 4. kvartál Slovenskej republiky a využitím multiplikátorov z odhadnutých rovníc dlhodobej rovnováhy.

$$(IS) 0 = -550.26 + 3.139 i + 0.007 Y$$

$$(LM) : 0 = -339.45 - 0.05 i + 0.005 Y$$

$$(BP) : 0 = 112.852 + 0.771 i - 0.00115 Y$$

Model nie je dostatočne reálnym zobrazením rovnovážneho stavu, predovšetkým pre nízku signifikantnosť vplyvu úrokovej miery v jednotlivých čiastkových rovniciach IS-LM modelu. Prostredníctvom výsledkov sme vykreslili tvar BP krivky v podmienkach Slovenskej republiky.



Graf 12: BP Krivka

Zdroj: Vlastné spracovanie

Úroveň kapitálovej mobility predstavuje dôležitý rozkol v prípade účinnosti fiškálnej a monetárnej politiky. Ako môžeme pozorovať z grafu, Slovenská republika sa zaraďuje medzi krajiny s vysokou mierou mobility kapitálu. V praxi to znamená, že medzinárodný pohyb finančných aktív je realizovaný bez značných obmedzení.

Kľúčovým prvkom krajiny s vysokou mobilitou kapitálu je zosúladenie úrokovej miery so zahraničnou s cieľom zabezpečiť efektívny transfer kapitálu medzi krajinami. Vonkajšia rovnováha je preto regulovaná výškou kurzu. Opatrenia fiškálnej politiky majú za cieľ dosiahnutie vnútornej rovnováhy a účinnosť fiškálnej expanzie sa neprejavuje v dostatočnej miere na zvýšení zamestnanosti. Menová politika malej otvorenej krajiny sa musí orientovať na zabezpečenie súladu domácich úrokových mier s úrokovými mierami ostatných krajín.

Účinnosť fiškálnej politiky Slovenskej republiky

Výsledky teoretických predpokladov o efektivite fiškálnej politiky sme deklarovali pomocou daňového a výdavkového multiplikátora. Hodnotu sme vypočítali podľa vzťahov, ktoré boli vyvetlené v 4. kapitole.

Výsledný výdavkový multiplikátor dosahuje úroveň 0.61:

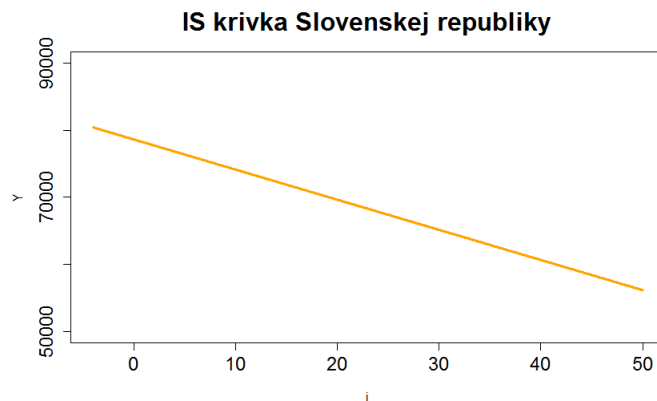
$$\Delta Y = \Delta G 0.61.$$

Daňový multiplikátor nadobúda hodnotu 0.40:

$$\Delta Y = -\Delta T 0.40.$$

Oba vyčíslené multiplikátory spadajú do strednej úrovne účinnosti fiškálnych stimulov. Pri zvýšení vládnych výdavkov o 1 EUR je predpokladaný nárast celkovej úrovne outputu o 0.6 EUR. Zníženie daňového zaťaženia domácností o 1 € vyvolá zvýšenie agregátnej úrovne produktu o 0.4€. Bol potvrdený predpoklad o nižšej účinnosti fiškálnych opatrení v podobe zmeny daňového zaťaženia. Výsledky deklarujú efektivitu fiškálnej politiky na úrovni udržania vnútornej stability. Vysoká miera otvorenosti ekonomiky, nízka úroveň verejného dlhu a výdavkov poukazovala na nízku úroveň multiplikátorov. Naopak spoločná mena, absencia vlastnej menovej politiky naznačovala vysokú mieru účinnosti fiškálnej politiky. Syntéza týchto predpokladov sa prejavila na strednej úrovni

multiplikátorov. Fiškálna politika preto zohráva dôležitú úlohu pri zachovaní vnútornej rovnováhy trhu. Sklon IS krivky pre Slovenskú republiku zobrazuje Graf 13.



Graf 13: IS krivka

Zdroj: Vlastné spracovanie

Účinnosť monetárnej politiky Slovenskej republiky

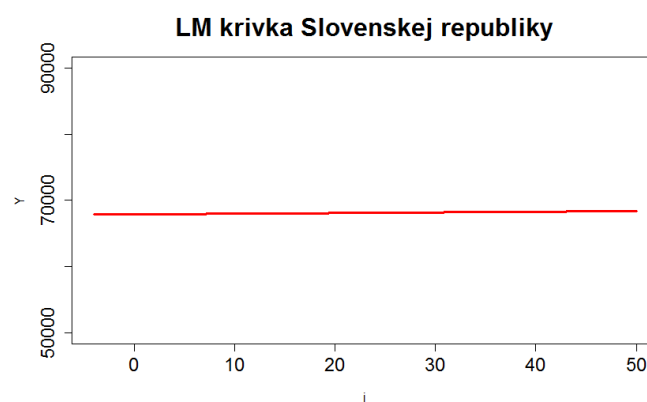
Od roku 2005 sa režim monetárnej politiky Slovenskej republiky zmenil na inflačné cieľovanie, kvôli dodržaniu fluktuálneho pásma ERM II. Vstup Slovenskej republiky do Eurozóny v roku 2009 priniesol so sebou mnoho výhod aj nevýhod. Hlavnou nevýhodou je strata vplyvu monetárnej politiky ako nástroja na stabilizáciu. Medzi hlavné výhody patrí odstránenie niektorých transakčných nákladov, dlhodobý rast medzinárodného obchodu a nárast medzinárodných investícií. Kvôli naplneniu týchto cieľov sa museli monetárne a menové opatrenia podriaďovať rozhodnutiam Európskej centrálnej banky. Oficiálna stránka NBS uvádza nasledovné obmedzenia [22]:

„Eurosystém využíva tieto nástroje menovej politiky:

- a) operácie na voľnom trhu,
- b) automatické operácie,
- c) povinné minimálne rezervy.“

„Zmena v množstve peňazí v ekonomike sa odrazí na zmene všeobecnej cenovej hladiny. Nespôsobí však permanentnú zmenu reálnych premenných, akými sú reálny produkt alebo nezamestnanosť.“

Situáciu v ekonomike posledných rokov popisujeme ako „pascu likvidity“. V tom prípade centrálna banka znižujú nominálnu úrokovú sadzbu k nulovej hranici. Ani záporné úrokové miery však nedokázali zlepšiť situáciu po ekonomickej kríze v roku 2009 v dostatočnej miere. Nastala situácia, kedy banky nepožičiavajú želané množstvo peňazí, ktoré by malo odpovedať extrémne nízkej úrovni úrokovej miere. Špekulatívny efekt ponuky peňazí sa prejavuje naplno a subjekty držia aktíva v likviditnej forme pri akejkoľvek úrokovej miere. Tvar LM krivky je preto s extrémne nízkym sklonom, čo dokazuje Graf 14. V praxi to znamená, že pokiaľ monetárna politika učiní opatrenia s cieľom zvýšenia ponuky peňazí, nedosiahne zvýšenie celkového produktu.



Graf 14: LM krivka

Zdroj: Vlastné spracovanie

7.2 Nedostatky IS-LM-BP modelov z ekonomického hľadiska

Nedostatky IS-LM-BP modelov z ekonomického hľadiska vychádzajú z obmedzení plynúcich z tradičných keynesovských predpokladov. Hlavnou slabinou tohto prístupu je fakt, že sa nezaobera kompozíciou platobnej bilancie a interpretuje krátke obdobie [12].

Tvrdenie, že môže byť deficit na bežnom účte financovaný prílevom kapitálu, nie je dostatočne exaktné. Z dlhodobého hľadiska prílev zahraničného kapitálu spôsobuje zvýšenie zadĺženia voči zahraničiu, čo spôsobí nedostatočný vývoj na bežnom účte kvôli nutnosti splácania úrokov plynúcich z tohto dlhu. Okrem toho prílev kapitálu nie je trvalý, nakoľko dochádza k vzájomnému prispôbovaniu úrokových mier na medzinárodnej úrovni. Takto by sa proces zmeny domácej úrokovej miery musel znova opakovať, aby krajina prilákala ďalší kapitál. Spôsob vytvárania rovnováhy len pomocou zahraničných tokov kapitálu nie je možné dlhodobo udržiavať. Štát by mal namiesto toho vytvoriť určitý mechanizmus, ktorý

by zabezpečoval vyrovnanie nerovnováhy v strednodobom časovom horizonte namiesto financovania deficitu alebo prebytku.

Model nie je interpretovateľný z dlhodobého hľadiska, pretože neberie do úvahy rozpočtové obmedzenia. V dlhom časovom horizonte sa výdavky súkromného sektora a vládnych sektorov musia rovnať rozpočtovým príjmom. Tento predpoklad fungovania rozpočtovej politiky model úplne abstrahuje.

IS-LM-BP modely nie sú flexibilné vo vzťahu k novovznikajúcim ekonomickým javom. Model nie je v súlade so súčasnou vysokou mierou otvorenosti ekonomík. Nezahŕňa vzájomné interferovanie úrokových mier, harmonizáciu daní a podobné opatrenia spojené s globalizáciou. Súčasná vysoká flexibilita kurzu znižuje makroekonomickú a finančnú volatilitu. Menový kurz ovplyvňuje aj liberalizácia medzinárodného obchodu, ktorá vytvára výkyvy v exporte a importe, čo spomaľuje vytváranie aktív.

Model zanedbáva niektoré alternatívne trhové mechanizmy, ktoré sa vymykajú predstavenej teórii. Podľa ekonómov z University of Warwick depreciačia meny nemusí spôsobiť zásadné zvýšenie exportu. Devalvácia domácej meny sa môže prejavovať revalváciou zahraničnej meny pri niektorých typoch ekonomík.

Ďalším nedostatkom je obmedzujúce chápanie celosvetového dopytu. Pokiaľ je hladina celkového dopytu nedostatočná, znehodnotenie kurzu rôznych krajín bude mať vplyv iba na presun dopytu medzi týmito krajinami. Celková úroveň dopytu sa nezmení. Inými slovami, úpravy výmenných kurzov ovplyvňujú politiku susednej krajiny, alebo najväčšieho obchodného partnera.

Záver

Cieľom diplomovej práce bolo overenie správania sa súčasných ekonomík pomocou modelu IS-LM. Predstavili sme vývoj modelu a pre aplikáciu sme zvolili verziu IS-LM-BP modelu v prostredí Slovenskej republiky. Prostredie Slovenskej ekonomiky spĺňa hlavné predpoklady modelu, keďže predstavuje malú otvorenú ekonomiku, ktorej medzinárodný obchod výrazne ovplyvňuje výsledky celkovej produkcie štátu.

Model sme rozdelili na šesť čiastkových rovníc, ktoré lineárnym vzťahom definujú komplexné makroekonomické veličiny v súlade s teóriou. Každú z lineárnych rovníc sme analyzovali prostredníctvom modelu s členom korigujúcim chybu. Regresiu typu ECM sme využili kvôli rovnakému rádu integrácie $I(1)$ časových radov a následne sme potvrdili ich vzájomnú kointegráciu. Modelovanie pozostávalo z dvoch krokov, kde sme najskôr odhadli koeficienty dlhodobej rovnováhy. Po deklarácii splnených podmienok ECM modelu, sme pridali členy korigujúce chybu sezónnosti a autokorelácie, poprípade sme odstránili nesignifikantné exogénne premenné a zobrazili sme model krátkodobej dynamiky.

Interpretovanie výsledkov ekonometrického modelovania makroekonomických ukazovateľov je variabilné. Časové rady údajov, o ktoré sa v diplomovej práci opierame, prešli nestabilným vývojom. Teoretický predpoklad vzťahu potvrdili výsledky regresnej analýzy pre funkciu spotreby a čistého toku kapitálu. Odchýlenie od teórie preukázali premenné závislé od výšky úrokovej miery. Invariantnosť, alebo len malá závislosť úrokovej sadzby, bola preukázaná vo výsledkoch vplyvu na výšku investícií a dopytu po peniazoch. Jav je spôsobený markantným prepadom výšky úrokovej miery, ktorá nedokáže vhodne špecifikovať veľkosť investícií, ani lineárne nezvyšuje dopyt po peniazoch. Nízkou signifikantnosťou sa preukázal vplyv výmenného kurzu vo funkciách importu a exportu. Jav je spôsobený nestabilným vývojom výmenného kurzu. Ten bol ovplyvňovaný mnohými faktormi, ako zmena fixného systému výmenného kurzu na riadený floating, prevzatie eura a podobne.

Syntézou odhadnutých koeficientov sme determinovali lineárne tvary rovníc IS, LM a BP. Konštrukciou BP priamky sme potvrdili predpokladanú vysokú kapitálovú mobilitu na území Slovenskej republiky. Sklon priamky je nízky a medzinárodný transfer kapitálu prebieha výrazných obmedzení.

V poslednej časti sme skúmali efektivitu fiškálnych a monetárnych šokov na vyprovokovanie ekonomického rastu. Účinnosť fiškálnej politiky sa preukázala dostatočná v miere udržania vnútornej rovnováhy. Vyššia hodnota multiplikátora vládnych výdavkov od daňového multiplikátora je v súlade s ekonomickou teóriou. Z dosiahnutých výsledkov môžeme konštatovať, že súčasné zmierovanie situácie v Eurozóne je účinné po splnení podmienok, ktoré sú vytvorené na konsolidáciu a dlhodobú udržateľnosť verejných financií.

Efektivita monetárnej politiky sa nepreukázala ako signifikantná. Monetárne rozhodnutia nie sú postačujúce pre zmenu agregátnych veličín ako je nezamestnanosť alebo celková produkcia. Podľa našich výsledkov sa bankový sektor nepovažuje za riadiaci prvok ekonomiky, ale za doplňujúci mechanizmus. Pre ekonomiku posledných rokov je charakteristický stav „pasce likvidity“. V tomto prípade menová politika centrálnej banky stratila efektivitu a zníženie úrokových mier do záporných hodnôt, alebo navýšenie ponuky peňazí, vytvára prebytky ekonomiky a neovplyvňuje veľkosť agregátnych ekonomických veličín. Jav deklaruje aj plochý tvar LM krivky.

Na záver možno skonštatovať, že cieľ diplomovej práce bol splnený a model sme aplikovali do podmienok Slovenskej republiky. Potvrdili sme pôvodné teoretické predpoklady pri čiastkových rovniciach spotreby a čistého toku kapitálu aj v súčasných podmienkach. IS-LM-BP model v súčasnosti nie je možné využiť k vyčísleniu optimálnej úrokovej miery a úrovne hrubého domáceho produktu. Hodnoty sú ovplyvnené špecifikami vyplývajúcimi zo súčasnej situácie záporných úrokových mier a vysokej mobility kapitálu. Nesplnenie niektorých ekonomických predpokladov má však reálne vysvetlenie. Model je možné interpretovať ilustračne, pretože zobrazuje skutočnú mieru efektivity hospodárskej politiky. Výsledky reálne odrážajú aktuálne podmienky a preukazujú dôraz na vyššiu účinnosť fiškálnej politiky.

Zoznam použitej literatúry

- [1] Blankchard, I.: *Lectures on Macroeconomic*, MA MIT Press, Cambridge, 1989, 156 s.
- [2] Čaplánová, A., Šujanský, B.: *Teoretické prístupy k ekonomickému cyklu – východisko pre pochopenie súčasných krízových procesov*, Ekonomické rozhľady, Bratislava, 1/2011
- [3] Dornbusch, R.: *Exchange Rate Expectations and Monetary Policy*, Journal of International Economics, New York, 1976, 485 s.
- [4] Eckstein, O.: *The DRI Model of the US Economy*, McGraw-Hill, New York, 1983, 345 s.
- [5] Hatrák, M.: *Error Correction Models and Cointegration Analysis in Applied Econometrics*, CEJORE, Wien, 1998
- [6] Iša, J.: *Keynes a Keynesovstvo: spory o hospodársku politiku*, Ekonomický ústav SAV, Bratislava, 2008, dostupné na internete (01.05.2017): <http://www.ekonom.sav.sk/uploads/projects/Isa10.pdf>
- [7] Keynes, J.: *Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz*, preložil Miloš Stádník, Česká akademie věd, Praha, 1963, 388 s.
- [8] Mankiw, G.: *Macroeconomics 7th edition*, Worth Publishers, New York, 2009, 602 s.
- [9] Michalíková D., Paluš P.: *Platobná bilancia Slovenskej republiky za posledných 10 rokov*, Finančné trhy – vedecký časopis, Derivat, s.r.o., Bratislava, 2014, dostupné na internete (01.05.2017): http://www.derivat.sk/files/2014%20financne%20trhy/2014_Jan_DenMich_PatPlus_PB_10_R.pdf
- [10] Mirdala, R.: *Monetárna makroanalýza*, Elfa, Košice, 2011, 364 s.

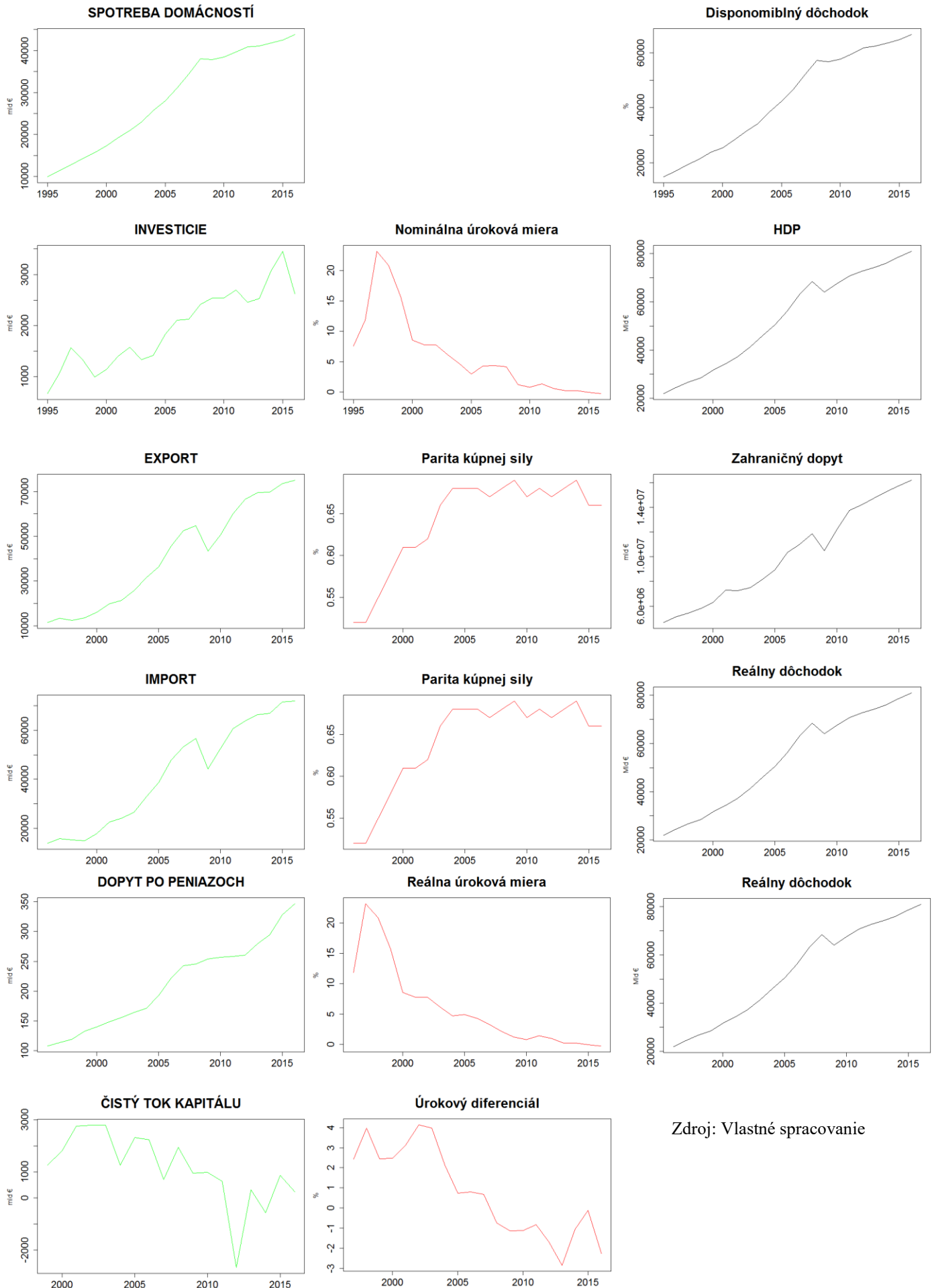
- [11] Mirdala, R.: *Mundellov-Flemingov model otvorenej ekonomiky v podmienkach SR*, Biatec – Odborný bankový časopis, Národná Banka Slovenska, VERSUS, Bratislava, roč.16, 2/2008
- [12] Páleník, V.: *Možnosti modelovania zmien ekonomiky Slovenskej republiky so zreteľom na fungovanie v Európskej menovej únii*, Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, Bratislava, 2011, 284 s.
- [13] Rees, R.: *Mathematics for Economist*, The MIT Press, London, 2011, 959 s.
- [14] Revenda, Z.: *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, Management Press, Praha, 2008, 627 s.
- [15] Rozborilová, D.: *Makroekonómia: Teórie spotreby a úspor, investícií a vládnych výdavkov*, IURA EDITION, Bratislava, 2002, 238 s.
- [16] Sekerka, B.: *Makroekonomie*. Profess Consulting. Praha, 2007, 488 s.
- [17] Vaňko, M.: *Fiškálne multiplikátory: prehľad literatúry, ich odhad pre SR*, Analytický komentár – NBS, Bratislava, 2017, dostupné na internete (01.05.2017): http://www.nbs.sk/_img/Documents/_komentare/AnalytickeKomentare/2017/AK42_Fiskalne_multiplikatory.pdf

Internetové zdroje:

- [18] Databáza Európskej centrálnej banky, Statistical Data Warehouse: <http://sdw.ecb.europa.eu/>
- [19] Ekonomický týždenník, Poštová banka: <https://www.postovabanka.sk/>
- [20] EUROSTAT, Government finance statistic: <http://ec.europa.eu/eurostat/database>
- [21] Finančná správa Slovenskej republiky: <http://www.finance.gov.sk/novinky/analyza-trhu/ekonomicky-tyzdenik>

- [22] Menová politika ECB od roku 2009: <http://www.nbs.sk/menova-politika/>
- [23] Štatistika Národnej banky Slovenska, Makroekonomické ukazovatele od roku 1993:
<http://www.nbs.sk/sk/statisticke-udaje/vybrane-makroekonomicke-ukazovatele>

Príloha A: Zobrazenie časových radov premenných



Zdroj: Vlastné spracovanie