

# ROVNOVÁHA NA TRHU PEŇAZÍ V SLOVENSKEJ REPUBLIKE<sup>1</sup>

Jana Juriová<sup>2</sup>

## Abstrakt:

Práca sa zameriava na teoretický koncept rovnováhy na trhu peňazí a empiricky ho overuje na príklade Slovenskej republiky (SR). Predmetom skúmania je vzťah definujúci rovnováhu na domácom peňažnom trhu, teda v prípade, keď dopyt po peniazoch zodpovedá ponuke peňazí v danej ekonomike. Hlavným cieľom bolo zistiť, či existuje takýto dlhodobý rovnovážny vzťah a overiť to na reálnych dátach. Pri modelovaní je aplikovaný kointegračný modelový prístup Johansena. Slovenská ekonomika je charakterizovaná štyrmi základnými makroekonomickými ukazovateľmi: menovou zásobou, infláciou, hrubým domácim produktom a úrokovou mierou. Analýza potvrdila, že v SR existuje dlhodobý rovnovážny vzťah na domácom peňažnom trhu. Avšak v ďalšom výskume bude potrebné prihliadnuť na štrukturálny zlom v roku 2008/2009.

**Kľúčové slová:** peňažný trh, kointegrácia, Johansenov prístup

## Abstract:

The work focuses on the theoretical concept of equilibrium in money market and empirically verifies it on the example of the Slovak Republic (SR). Being examined is the relationship defining equilibrium in the domestic money market, i.e. in case when money demand corresponds to the money supply in the economy. The main objective was to determine whether there exists such a long-term equilibrium relationship and verify it on real data. For this purpose the Johansen cointegration model approach is applied. The Slovak economy is characterized by four main macroeconomic indicators: money supply, inflation, gross

<sup>1</sup> Štúdia bola podporená výskumným projektom VEGA 2/0160/13. (DVP bod 8, PÚ SAV, Šancová 56, 811 05 Bratislava).

<sup>2</sup> Ing. Jana Juriová, INFOSTAT, Leškova 16, 817 95 Bratislava, tel. 02 59379 383, e-mail: [juriova@infostat.sk](mailto:juriova@infostat.sk)

domestic product, and interest rate. The analysis confirmed that in the SR a long-term equilibrium relationship in the domestic money market exists. However, in future research it will be necessary to consider also the structural break in 2008/2009.

**Keywords:** money market, cointegration, Johansen approach

## Úvod

Primárnym cieľom monetárnych autorít je predvídať dopyt po peniazoch a poskytnúť potrebnú úroveň peňažnej zásoby, ktorá udrží požadovanú úroveň produktu, zamestnanosti a cenovú stabilitu. Aspekty stabilnej funkcie dopytu po peniazoch sú známe už od čias Friedmana (1959), ktorý navrhol pravidlo fixného rastu peňazí za účelom dosiahnutia cenovej stability. Dopyt po peniazoch je teda jednou z dôležitých tém monetárnej politiky kvôli jeho priamej súvislosti s ponukou peňazí, úrokovými mierami a ekonomickým rastom. Preto hrá dopyt po peniazoch dôležitú úlohu, či už priamo alebo nepriamo pri vykonávaní monetárnej politiky. V súčasnej literatúre sa veľa pozornosti venuje skúmaniu agregátneho dopytu po peniazoch, jeho stabilite a determinantom - obzvlášť dôchodku a úrokovým mieram. Uvedenou problematikou sa zaoberali napríklad Rao a Kumar (2007), Choi a Jung (2009), Hsing a Jamal (2011), Hossain (2013), Sarwar et al. (2013). Rôzne štúdie však poskytujú rôzne výsledky a závery, ktoré neumožňujú sformulovať jednoznačný konsenzus názorov. Väčšinou sa však prikláňajú k tomu, že v súčasnej globálnej ekonomickej situácii je nevyhnutné znova sa zaoberať stabilitou funkcie dopytu po peniazoch, pričom ako najvhodnejšia peňažná zásoba, ktorá poskytuje stabilný odhad funkcie dopytu po peniazoch, je peňažná zásoba širšie definovaná M2.

Cieľom predloženej práce je modelovanie rovnováhy na domácom peňažnom trhu, ktorá je určená na jednej strane ponukou peňazí a na druhej strane dopytom po peniazoch. Z hľadiska ďalšieho rozvoja Slovenskej republiky (SR) a jej udržateľného hospodárskeho rastu je skúmanie rovnováhy na domácom peňažnom trhu v súčasnosti obzvlášť dôležité. A to najmä kvôli obmedzeným kompetenciám centrálnej banky SR (Národnej banky Slovenska - NBS) v menovej politike, ktorá je od roku 2009 daná členstvom SR v európskej menovej únii. Samostatná menová politika NBS od 1. januára 2009 totiž zanikla a odvtedy sa NBS podieľa na tvorbe menovej politiky Európskej centrálnej banky (ECB), ktorá je už spoločná pre celú eurozónu. To znamená, že v oblasti realizácie jednotnej menovej politiky eurozóny musí NBS

používať vopred schválené nástroje menovej regulácie na základe presných inštrukcií ECB. Úlohu samostatnej menovej politiky po zavedení eura na Slovensku prebrala fiškálna politika, mzdová politika a politika trhu práce a práve ich nástroje môžu byť využité aj pri ovplyvňovaní nerovnováhy na domácom peňažnom trhu.

Dopyt po peniazoch je jeden z najpopulárnejších konceptov v teoretickej a empirickej ekonómii. Tradičná funkcia dopytu zahŕňa len domáce premenné a teda skúmanie dopytu po peniazoch sa zameriava najmä na koncept uzavretej ekonomiky, pretože mnohí autori dokazujú, že domáce determinanty dopytu po peniazoch sú v presile oproti zahraničným faktorom, t.j. po zahrnutí domácich premenných už málokedy zostane priestor pre zlepšenie výrokovej schopnosti modelov tradičnej funkcie dopytu. Mnohé štúdie z vyspelých krajín využívajú pre skúmanie dopytu po peniazoch kointegračné techniky, napríklad Kolluri et al. (2012), Coenen a Vega (1999), Havo (1999). Avšak existuje málo literatúry zameranej na analýzu dopytu po peniazoch v krajinách strednej Európy, napríklad Komárek a Melecký (2004) analyzovali funkciu dopytu po peniazoch v Českej republike za obdobie rokov 1993-2001. Jedným z ich záverov bolo, že všetky uvažované domáce vysvetľujúce premenné okrem inflácie sú dôležitými determinantami peňažnej zásoby  $M2$ .

## 1. Teoretický koncept

Teoretický koncept rovnováhy na trhu peňazí sme definovali na základe aktuálne spracovanej ekonomickej teórie v súčasnej literatúre. Podľa ekonomickej teórie (napr. v Krugman, 2012) je peňažný trh v rovnováhe, keď sa ponuka peňazí v ekonomike rovná agregátnemu dopytu po peniazoch. Ponuka peňazí v ekonomike je kontrolovaná centrálnou bankou. Centrálna banka priamo reguluje množstvo peňazí v obehu a má aj nepriamu kontrolu nad množstvom šekových vkladov vydávaných súkromnými bankami. Ponuka nominálnych peňazí je tak daná rozhodnutím centrálnej banky a komerčných bánk. Pre jednoduchosť predpokladáme, že centrálna banka určí veľkosť ponuky peňazí  $M^s$  na takej úrovni, ktorú si želá a ponuka peňazí je tak exogénnou premennou. Na druhej strane, agregátny dopyt po peniazoch je celkový dopyt všetkých domácností a firiem v danej ekonomike. To znamená, že agregátny dopyt je sumou jednotlivých dopytov subjektov po peniazoch. Na základe tejto úvahy vieme odvodiť determinanty agregátneho dopytu po peniazoch. Prvým faktorom dopytu na trhu peňazí je úroková miera. Zvýšenie úrokovej miery spôsobuje u každého ekonomického subjektu pokles jeho dopytu po peniazoch. Agregátny dopyt po peniazoch preto klesá, ak úroková miera

rastie, pričom ostatné podmienky sú nezmenené (*Ceteris paribus*). Ďalším faktorom dopytu na peňažnom trhu je cenová úroveň. Cenová úroveň v ekonomike je charakterizovaná ako cena referenčného koša tovarov a služieb v domácej mene. Vo všeobecnosti zahŕňa referenčný kôš štandardné zložky každodennej spotreby ako sú jedlo, oblečenie, bývanie, alebo aj menej časté výdavky napríklad na zdravotnú starostlivosť a právne poplatky. Ak cenová úroveň stúpa, individuálne domácnosti a firmy musia míňať viac peňazí na nákup zvyčajného koša tovarov a služieb. Na udržanie rovnakej úrovne likvidity ako bola pred zvýšením cien si teda budú musieť ponechať viac peňazí. Tretím faktorom, ktorý determinuje agregátny dopyt po peniazoch, je reálny národný dôchodok. Ak reálny hrubý domáci produkt (HDP) rastie, znamená to, že sa v ekonomike predalo viac tovarov a služieb. Tento nárast reálnej hodnoty transakcií zvyšuje dopyt po peniazoch pri danej cenovej hladine. Ak  $P$  označíme úroveň cien,  $R$  je úroková miera a  $Y$  je reálny HDP, potom agregátny dopyt po peniazoch  $M^d$  môžeme vyjadriť nasledovne:

$$M^d = PxL(R, Y), \quad (1)$$

kde hodnota funkcie  $L(R, Y)$  stúpa, ak  $R$  klesá a stúpa, ak  $Y$  klesá a naopak. Pri vyjadrení funkcie  $L(R, Y)$  je zrejmé, že je to agregátny reálny dopyt po likvidite vyjadrený ako dopyt po držaní určitého množstva reálnej kúpnej sily v likvidnej forme.

Vnútoraná **rovnováha na trhu peňazí (money market equilibrium - MME)** (2), keď sa ponuka peňazí určená centrálnou bankou rovná agregátnemu dopytu po peniazoch, t.j. podmienka rovnováhy na peňažnom trhu, je potom nasledovná:

$$M^s = M^d. \quad (2)$$

Po podelení oboch strán rovnice (2) cenovou hladinou  $P$  môžeme vyjadriť vzťah MME v podmienkach reálnej ponuky peňazí a reálneho agregátneho reálneho dopytu po peniazoch nasledovne:

$$\frac{M^s}{P} = L(R, Y). \quad (3)$$

Na základe vzťahu (3) je potom možné stanoviť rovnovážnu úrokovú mieru v ekonomike. Pri danej cenovej hladine  $P$  a úrovni produktu  $Y$  je rovnovážna úroková miera taká, pri ktorej sa agregátny reálny dopyt po peniazoch rovná ponuke peňazí.

Takto definovaný teoretický koncept rovnováhy na trhu peňazí môže slúžiť ako východisko pri odhade dlhodobého rovnovážneho vzťahu na peňažnom trhu.

## 2. Ekonometrická metodológia

Cieľom analýzy je skúmanie dlhodobej rovnováhy na trhu peňazí. Na analýzu sme preto použili kointegračný model s viacerými premennými, ktorý umožňuje skúmať súčasne dlhodobé aj krátkodobé vzťahy medzi premennými. Použitie tohto typu modelu kladie požiadavky na špecifické vlastnosti dát. Základnou vlastnosťou, ktorú je potrebné overiť v dátach, je stacionarita. Časový rad sa zjednodušene nazýva stacionárny, ak má konštantnú strednú hodnotu a rozptyl a pozorovania časového radu sú v čase nezávislé. Väčšina ekonomických časových radov je však nestacionárnych. Pri aplikácii kointegračného modelu nás zo súboru nestacionárnych dát najviac zaujímajú integrované časové rady resp. procesy jednotkového koreňa. V nich je nestacionarita spôsobená neustálym kumulovaním sa predchádzajúcich šokov a zmien, ktoré majú vplyv na súčasné hodnoty a tiež stochastickým trendom, ktorý obsahujú. Časový rad definujeme ako integrovaný rádu  $d - I(d)$ , ak pre jeho  $d$ -tú diferenciu platí, že je stacionárna. Pre všetky diferencie nižšieho rádu ako  $d$  platí, že sú nestacionárne. V našom konkrétnom prípade, ak postačujú na stacionarizáciu časového radu 1. diferencie, časový rad je integrovaný rádu jedna  $- I(1)$ . Preto je v 1. kroku analýzy potrebné overiť, či sú modelované časové rady typu  $I(1)$ .

### 2.1 Testovanie prítomnosti jednotkového koreňa

Rozšírený Dickey-Fullerov test (ADF) jednotkového koreňa sa používa na zisťovanie stacionarity časových radov. Ak má časový rad jednotkový koreň, považujeme ho za nestacionárny. ADF test je založený na princípe testovania prítomnosti jednotkového koreňa v autoregresnom modeli. Existujú tri verzie testovanej rovnice, ktoré sa použijú v závislosti od charakteru testovaného časového radu ( $a_t$  v rovnici je nezávislý biely šum):

- ak časový rad neobsahuje trend a kolíše okolo 0, používa sa test bez trendu a konštanty: 
$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + a_t \quad (4)$$
- ak časový rad neobsahuje trend a kolíše okolo nenulovej hodnoty, používa sa test s konštantou ( $\alpha_0$ ):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \theta y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + a_t \quad (5)$$

- ak má časový rad trend, používa sa test s trendom ( $t$ ) a konštantou ( $\alpha_0$ ):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \theta y_{t-1} + \gamma t + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + a_t \quad (6)$$

Nulová hypotéza testu je nasledovná:  $H_0: \theta = 0$  (časový rad má jednotkový koreň a je potrebné ho diferencovať) verzus alternatívna hypotéza:  $H_1: \theta < 0$  (časový rad je stacionárny, v prípade použitia testu s trendom trendovo stacionárny). Odhadnutý parameter  $\theta$  je

hodnotený pomocou testovacej štatistiky  $t = \frac{\theta}{SE(\theta)}$ , kde  $SE(\theta)$  je štandardná chyba odhadu parametra  $\theta$ . Dickey a Fuller (1979) ukázali, že pri nulovej hypotéze jednotkového koreňa nemá táto štatistika tradičné Studentovo t-rozdelenie. Z toho dôvodu nasimulovali kritické hodnoty pre rôzne typy testov, neskôr MacKinnon a ost. (1999). Ak je vypočítaná štatistika menšia ako kritická hodnota, nulová hypotéza testu sa zamietá a v časovom rade nie je prítomný jednotkový koreň a môžeme ho považovať za stacionárny.

## 2.2 Kointegračná analýza

Predstavme si, že máme nestacionárne časové rady, ktoré sú integrované rádu jedna. Ak chceme pomocou nich vytvoriť štatistický model, je potrebné zbaviť dáta nestacionarity, t.j. dosadiť do modelu len ich prvé diferencie. Tým však stratíme informáciu o dlhodobých vzťahoch medzi premennými. Tomu sa môžeme vyhnúť, ak použijeme kointegračnú analýzu (Hendry, Juselius, 2000, 2001), ktorá nám umožní skúmať krátkodobé vzťahy, ale pomôže nám aj nájsť dlhodobý, rovnovážny kointegračný vzťah medzi premennými, ktorý môžeme označiť ako ekvilibrium. Z matematického hľadiska ide o takú lineárnu kombináciu premenných, ktorá je stacionárna. Z hľadiska reálnej ekonomiky to znamená, že medzi premennými popisujúcimi stav ekonomiky existuje stav rovnováhy, do ktorého sa v dlhodobom horizonte vždy vracajú. Účinok šoku v ekonomike spôsobí krátkodobú nerovnováhu, ale časom začne ekonomika opäť konvergovať k svojmu ekvilibriu. Pri odhade kointegračného modelu predstavuje východisko model vektorovej autoregresie (VAR).

### 2.2.1 VAR model a Error Correction Model (ECM)

Máme autoregresný model rádu  $p$  – VAR( $p$ ):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

kde  $y_t$  je vektor  $k \times 1$  nestacionárnych  $I(1)$  premenných,  $x_t$  je vektor  $d \times 1$  deterministických premenných a  $\varepsilon_t$  je reziduálna premenná. Daný vzťah môžeme prepísať do tvaru ECM:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + B x_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

kde  $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ,  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$  . (9)

Grangerova teória (Engle a Granger, 1987) reprezentácie hovorí, že ak matica koeficientov  $\Pi$  má redukovanú hodnotu  $r < k$ , potom existujú dve  $k \times r$  matice  $\alpha$  a  $\beta$ , pričom obe majú hodnotu  $r$  a platí  $\Pi = \alpha \beta'$  a  $\beta'y$  je  $I(0)$ . Potom počet kointegračných rovníc je rovný  $r$  a každý stĺpec matice  $\beta$  tvorí jednu kointegračnú rovnicu. Koeficienty  $\alpha$  sú korekčné parametre EC modelu. Na odhadnutie matice  $\Pi$  z VAR modelu sa používa Johansenova metóda. Pri odhade VAR

modelu je najskôr ale potrebné určiť vhodný stupeň oneskorenia modelu a otestovať správanie rezíduí modelu.

### **Test výberu vhodného stupňa oneskorenia modelu**

Výber vhodného oneskorenia modelu je možné založiť na rôznych testovacích kritériách. Pri konštrukcii modelu bolo v tejto práci využité napr. Akaikeovo kritérium (AIC), ktoré je definované nasledovne:

$$AIC = \ln|\hat{\Omega}| + (p^2k) \frac{2}{T} \quad (10)$$

kde  $T$  je dĺžka časového radu,  $\Omega$  je reziduálna kovariančná matica,  $p$  je počet premenných,  $k$  je stupeň oneskorenia modelu.

Základom testu je výpočet kritéria AIC pre každý stupeň oneskorenia a ako vhodné oneskorenie sa vyberá oneskorenie s minimálnou hodnotou vypočítaného kritéria.

### **Testy rezíduí**

Ak sa pri odhade modelu použije metóda najmenších štvorcov, je potrebné otestovať predpoklady pre reziduá modelu: autokoreláciu, heteroskedasticitu a normalitu rezíduí.

#### ***a) Test autokorelácie***

Autokorelácia je vzájomná závislosť premenných, v našom prípade náhodných porúch (rezíduí) časového radu. Pre testovanie existencie autokorelácie rezíduí bol využitý LM test, ktorý patrí do triedy asymptotických testov známych ako Lagrangeove multiplikátori (LM). Nulová hypotéza testu hovorí, že v reziduách nie je autokorelácia až do posunu  $h$ . Testovacia LM štatistika sa vypočíta ako počet pozorovaní násobený koeficientom determinácie  $R^2$  z nasledujúcej regresie pre reziduá ( $e_t$ ) modelu:

$$e_t = \gamma_t + \left(\sum_{s=1}^h \alpha_s e_{t-s}\right) + v_t \quad (11)$$

kde  $\gamma$  a  $\alpha_s$  sú odhadované parametre modelu.

Testovacia štatistika má asymptotické rozdelenie  $\chi^2(h)$  s  $k^2$  stupňami voľnosti. Ak je vypočítaná hladina významnosti vyššia ako 5%, prijímame nulovú hypotézu testu o neexistencii autokorelácie.

#### ***b) Test heteroskedasticity***

Heteroskedasticita je nekonštantnosť rezíduí časového radu. V prípade heteroskedastických rezíduí sú odhady získané metódou najmenších štvorcov skreslené. Whiteov test heteroskedasticity je založený na nulovej hypotéze o homoskedasticite rezíduí. Testovacia štatistika vychádza z pomocnej regresie, ktorá odhaduje štvorce rezíduí v závislosti od všetkých možných vzájomných regresorov. Whiteova testovacia štatistika je vypočítaná ako

počet pozorovaní násobený koeficientom determinácie z testovanej regresie. Testovaná štatistika má asymptotické rozdelenie  $\chi^2$  so stupňami voľnosti rovnými počtu koeficientov v testovanej regresii (s výnimkou konštanty). Ak je vypočítaná hladina významnosti väčšia ako 5%, môžeme prijať nulovú hypotézu o homoskedasticite rezíduí.

### c) *Test normality*

Rozdelenie reziduálnej zložky modelu by malo mať charakter normálneho rozdelenia pravdepodobnosti. Jarque-Bera test normality rezíduí porovnáva tretí a štvrtý moment rozdelenia rezíduí s normálnym rozdelením. Nulová hypotéza testu hovorí, že reziduá majú normálne rozdelenie. Testovacia štatistika je vypočítaná ako suma štvorcov týchto momentov a riadi sa rozdelením  $\chi^2$ . Ak je vypočítaná hladina významnosti vyššia ako 5%, môžeme s 95%-nou pravdepodobnosťou prijať nulovú hypotézu o normalite rezíduí.

### 2.2.2 Johansenov kointegračný test

Johansenov test kointegrácie slúži na zistenie maximálneho počtu kointegračných vzťahov, ktoré môžu existovať medzi viacerými premennými. Johansenova metodológia využíva 5 rôznych kombinácií testu, ktoré zvažujú aj prítomnosť konštanty a deterministického trendu v kointegračnej rovnici. Počet kointegračných vzťahov, t.j. stupeň kointegrácie  $r$  uplatníme ako reštrikciu na maticu  $\Pi$  pri odhade modelu. Pre testovanie stupňa kointegrácie používame likelihood-ratio test medzi nasledujúcimi hypotézami:

$H_k$ : hodnosť= $k$ ,  $y_t$  je stacionárny,

$H_r$ : hodnosť= $r < k$ , teda  $r$  značí počet kointegračných vzťahov.

Testovacia štatistika (trace statistics) je nasledovná:

$$LR = -T \ln[(1 - \lambda_{r+1}) \dots (1 - \lambda_p)] = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (12)$$

kde  $\lambda_i$  je  $i$ -tá najväčšia vlastná hodnota matice  $\Pi$ . Výpočet sa realizuje postupne pre  $r=0,1,\dots,k-1$  a testujeme nulovú hypotézu o  $r$  kointegračných vzťahoch oproti alternatívnej hypotéze o  $k$  kointegračných vzťahoch. Na základe výsledkov testu môžeme potvrdiť resp. vyvrátiť existenciu kointegračného vzťahu prípadne viacerých vzťahov medzi premennými.

## 3. Empirická analýza

Teoretický koncept popísaný v časti 1 bol transformovaný do podoby ekonometrického modelu za účelom empirického skúmania rovnováhy na trhu peňazí v Slovenskej republike. Vzhľadom na teoretické určenie determinantov ponuky a dopytu na peňažnom trhu uvažujeme v modeli časové rady nasledujúcich premenných, ktoré sú k dispozícii v kvartálnej podobe za obdobie 1996Q1-2014Q2 (spolu 74 pozorovaní):



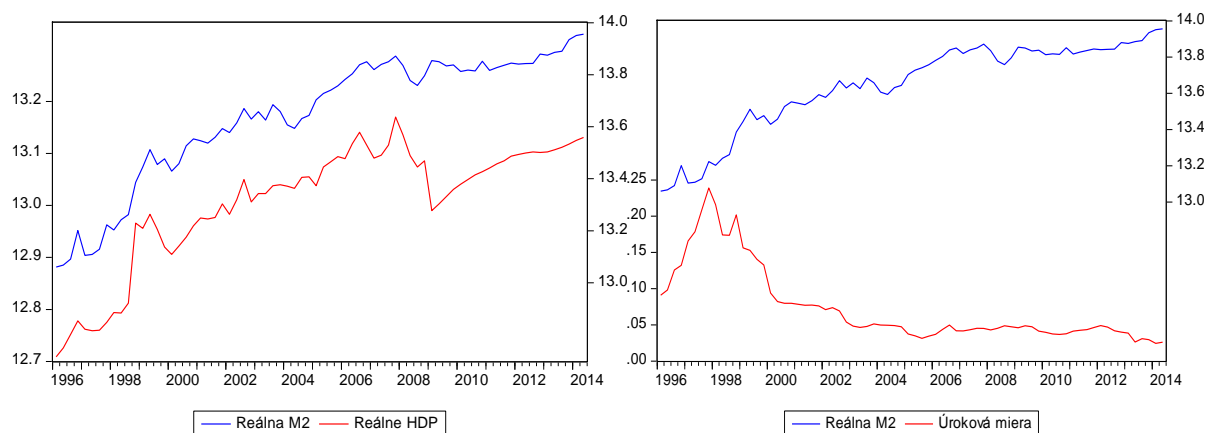
- $M_t$  – peňažná zásoba M2, v mil. Eur, sezónne neočistené, zdroj: NBS;
- $P_t$  – harmonizovaný index spotrebiteľských cien, v stálych cenách roku 2005 (2005=100), zdroj: Eurostat;
- $Y_t$  – hrubý domáci produkt v trhových cenách, v mil. národnej meny, v stálych cenách získaných reťazením objemov k referenčnému roku 2005, sezónne očistené, zdroj: Eurostat;
- $R_t$  – od 1996Q1 3-mesačná krátkodobá úroková miera, výnosy z dlhopisov konvergenčných k EMÚ od 2000Q3, %, zdroj: Eurostat.

Uvedené časové rady sú použité pri odhade nasledujúceho rovnovážneho vzťahu:

$$\frac{M_t}{P_t} = f(R_t, Y_t). \quad (13)$$

Reálna domáca ponuka peňazí je teda určená podielom nominálnej peňažnej zásoby  $M_t$  a cenovej hladiny  $P_t$  ( $P_t$  zastupuje domáci cenový index). Reálny dopyt po peniazoch je funkciou domáceho reálneho produktu  $Y_t$  a domácej nominálnej úrokovej sadzby  $R_t$ . Podľa kvantitatívnej teórie peňazí základné makroekonomické pravidlo pre monetárnu politiku hovorí, že ak ponuka peňazí rastie rýchlejšie ako reálny produkt, dochádza k inflačným tlakom. Vo vyspelých ekonomikách centrálna banka vykonáva dohľad nad rastom peňažnej zásoby najmä prostredníctvom stanovenia úrokovej sadzby. S rastom úrokovej sadzby rastú náklady na držbu peňazí, čo má za následok pokles množstva peňazí v obehu. Na základe toho teda očakávame kladnú závislosť rastu peňažnej zásoby od rastu HDP (graf 1) a zápornú závislosť od rastu úrokovej miery (graf 2). Na grafe 1 môžeme vidieť, že trend rastu peňažnej bázy a reálneho HDP je veľmi podobný. Ale z grafu je zrejmé aj to, že vo vývoji oboch veličín došlo od roku 1996 minimálne k dvom významným zlomom, tzv. štrukturálnym zmenám. Vo vývoji peňažnej zásoby po roku 1998 to bol (bezprostredne) dôsledok uvoľnenia kurzu a jeho posunu k rovnováhe a tiež dôsledok opatrení na ozdravenie bankového sektora (napr. privatizácie bánk). Vo vývoji HDP (bezprostredne) po roku 1998 je to dôsledok menovej a finančnej krízy na Slovensku a stabilizačnej politiky, vyčistenia podnikového sektora vo väzbe na ozdravenie bánk. V období po roku 2000, najmä v súvislosti s prijatím stratégie prijatia eura bol neštandardný vývoj peňažnej zásoby spôsobený tzv. konvergenčnou hrou. Prílev zdrojov z vysoko produktívnych zahraničných investícií a úrokový diferenciál voči eurozóne vyvolali posilňovanie kurzu, čo sa prejavilo nárastom (špekulatívnych) korunových vkladov v našich bankách, v dôsledku čoho by rýchlo rastúca peňažná zásoba

mohla ohroziť rovnováhu na peňažnom trhu. Túto časť peňažnej zásoby musela centrálna banka sterilizovať. Objem týchto sterilizovaných intervencií dosahoval stovky miliárd korún (v júli 2007 NBS sterilizovala 400 mld. Sk). Centrálna banka teda „skúpila“ značnú časť peňažnej zásoby (znížila ponuku peňazi), lebo ju nepovažovala za primeranú („rovnovážnu“). Motiváciu pre takúto špekuláciu ukončil náš vstup do eurozóny, kedy sa úroková sadzba NBS priblížila sadzbe ECB a zaniklo očakávané posilňovanie kurzu. To sa prejavilo postupným „odchodom“ časti peňažnej zásoby z našich bánk v priebehu rokov 2008 a 2009. Vstup do eurozóny sa však prekrýva s nástupom globálnej krízy, takže je ťažké identifikovať jej čistý vplyv. Druhá výrazná štrukturálna zmena teda nastala v súvislosti s našim vstupom do eurozóny (s prijatím meny euro) a nástupom globálnej krízy. Od roku 2009 teda neurčuje peňažnú zásobu naša centrálna banka, ale ECB, pričom menová politika sa nerealizuje s ohľadom na rovnováhu na našom (slovenskom) peňažnom trhu. Z grafu 2 je zrejmé, že vzťah medzi úrokovou mierou a peňažnou zásobou vykazuje zápornú závislosť až od obdobia 1998Q1, pričom stabilnejší vývoj sa prejavuje približne až od roku 2000. Takže za prejav štrukturálnej zmeny v tomto prípade je možné považovať prudký pokles úrokových sadzieb po roku 1998, ktorý bol spôsobený najmä opustením obrany fixného kurzu a ozdravením bankového sektora. Vzhľadom na existenciu štrukturálneho zlomu na začiatku časových radov sme pri ďalšej analýze uvažovali skrátené obdobie a to až od roku 2000.



### Grafy 1-2 Premenné na peňažnom trhu v SR v logaritmoch

Pre určenie dlhodobej rovnováhy medzi premennými na peňažnom trhu sme využili kointegračnú analýzu. Informácia daná nestacionárnosťou dát, ktorú pomocou kointegračnej analýzy zachováme, nám definuje odchýlku od tejto dlhodobej rovnováhy. Model založený na nerovnováhe v dlhodobých vzťahoch je relevantný aj pre prognózovanie v strednodobom horizonte.

Pre empirické účely sme použili log-lineárnu aproximáciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu (13). Dlhodobý vzťah má potom nasledujúcu formu:

$$m_t = b_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 y_t + \varepsilon_{t+1} \quad (14)$$

kde  $m_t = \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right)$ ,  $y_t = \ln(Y_t)$ ,  $r_t = \ln(1 + R_t)$  a  $\varepsilon_{t+1}$  je náhodná zložka s normálnym rozdelením.

V prvom kroku si musíme overiť, či sú dáta integrované rádu jedna – I(1). Pre tento účel bol použitý test jednotkového koreňa (Tab. 1). Dáta v empirickej analýze boli na základe grafickej analýzy uvedenej vyššie a na základe identifikácie štrukturálneho zlomu vo vývoji úrokovej miery skrátené na obdobie od roku 2000. Nasledujúce výsledky testov a odhady sú teda získané na údajoch za obdobie 2000Q1-2014Q2, t.j. spolu za 58 pozorovaní.

premenná	Úroveň trend+konštanta t-štatistika/význ.	1. diferencie konštanta t-štatistika/význ.
<i>m</i>	-2.38(0.39)	-7.52(0.00)
<i>r</i>	-5.13(0.00)	-3.83(0.00)
<i>y</i>	-2.38(0.38)	-8.06(0.00)

**Tabuľka 1** Výsledky ADF testu jednotkového koreňa

Pri väčšine uvažovaných premenných sa potvrdila hypotéza jednotkového koreňa, časové rady pôvodných premenných nie sú stacionárne, pričom ich prvé diferencie sú stacionárne na hladine významnosti 1%. Môžeme teda povedať, že väčšina premenných je integrovaná 1. rádu – I(1).

V ďalšom kroku sme metódou najmenších štvorcov overili, či dáta skutočne vykazujú očakávanú kladnú závislosť reálnej peňažnej zásoby od reálneho HDP a zápornú závislosť od úrokovej miery. Výsledky OLS (Tab. 2) potvrdili, že medzi premennými je v analyzovanom období štatisticky významná závislosť a smery závislostí zodpovedajú vyššie uvedeným predpokladom.

**Endogénna premenná: *m***

Exogénna premenná	Odhad parametra	Štand. odchýlka	R-squared
<i>r</i>	-4.0909	0.8562	0.7795
<i>y</i>	0.9884	0.2352	
<i>c</i>	1.0438	3.1045	

**Tabuľka 2** OLS odhad reálnej peňažnej zásoby

V nasledujúcom kroku sme pre 3 uvažované premenné navrhli VAR model s 2 oneskoreniami (lagmi). Výber stupňa oneskorenia bol overený pomocou testov modelu, ktoré sú uvedené

v Prílohe. Vhodnosť zvoleného stupňa oneskorenia sme testovali informačnými kritériami – napr. Akaikeovým a Schwarzovým, aj testom založeným na princípe maximálnej vierohodnosti (LR test). Napriek tomu, že výsledky testov indikujú oneskorenie o 1 obdobie, odhadli sme model s oneskorením o 2 obdobia, keďže našim cieľom je otestovanie kointegračného vzťahu. Výsledky testov kvality odhadnutého VAR(2) modelu sú uvedené v Prílohe. Odhadnutý VAR(2) model je stabilný a jeho rezíduá boli otestované LM testom na autokoreláciu rezíduí, Jarque-Berra testom na normalitu rezíduí a Whiteovým testom na prítomnosť heteroskedasticity. Prítomnosť autokorelácie a heteroskedasticity testy vylúčili, avšak normalita rezíduí jednoznačne vylúčená nebola.

Ďalej bola realizovaná kointegračná analýza pomocou Johansenovho testu. Tabuľka 3 zhrňuje všetkých 5 možností testu, ktoré prichádzajú do úvahy pri odhade kointegračnej rovnice. Existencia kointegračného vzťahu je overená na základe kritických hodnôt MacKinnon-Haug-Michelis (1999) na 5%-nej hladine významnosti. Johansenov test indikuje pre väčšinu možností jeden kointegračný vektor.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	3
Max-Eig	1	1	1	1	1

**Tabuľka 3 Johansenov kointegračný test**

Na základe výsledkov Johansenovho kointegračného testu sme pri odhade kointegračnej rovnice overili všetkých 5 možností odhadu. Výsledné odhady parametrov, ktoré sú v súlade s ekonomickou teóriou, sme získali pri aplikovaní možnosti 1, teda do dlhodobej kointegračnej rovnice sme nezahrnuli konštantu ani trend. Výsledky odhadu sú uvedené v tabuľke 4. Odhad kointegračných parametrov je zahrnutý v matici  $\beta$  a korekčné koeficienty spolu so štandardnými odchýlkami v zátvorkách sú uvedené v matici  $\alpha$ .

**Model bez reštrikcií**

Cointegration Equation:	$\beta_i$		
$m(-1)$	1		
$r(-1)$	10.7025		
$y(-1)$	-1.0896		
Error Correction:	$D(m)$	$D(r)$	$D(y)$
$\alpha_i$	-0.0211 (0.0260)	-0.0245 (0.0043)	0.0039 (0.0196)

**Tabuľka 4 Kointegračné a korekčné koeficienty modelu**

Výsledná kointegračná rovnica modelujúca dlhodobú rovnováhu na peňažnom trhu je potom daná odhadnutou rovnicou:

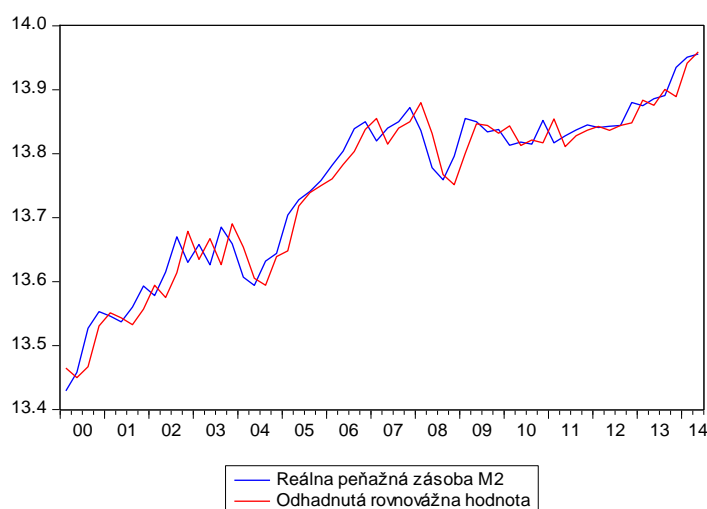
$$m^* = -10.7025r_t + 1.0896y_t$$

Odhadujeme teda, že dlhodobá elasticita vplyvu domáceho produktu na reálnu ponuku peňazí je cca 1.1, v súlade s kvantitatívnou teóriou peňazí, t.j. ak rastie reálny domáci produkt, zvyšuje sa aj reálna peňažná zásoba. Dlhodobá elasticita vplyvu úrokovej miery na reálnu ponuku peňazí je v súlade s našimi očakávaniami záporná, t.j. platí, že dopyt po reálnych peniazoch je klesajúcou funkciou úrokovej miery. Z rovnice ďalej vyplýva, že úroková miera má výrazný podiel na raste peňažnej bázy v dlhodobom horizonte.

Spätnou transformáciou (odlogaritmovaním) premenných dostaneme nasledujúci vzťah:

$$\frac{M_t}{P_t} = \exp(-10.7025R_t) * \exp(1.0896Y_t).$$

Nasledujúci graf 3 porovnáva empiricky zistenú reálnu peňažnú zásobu s jej odhadnutou dlhodobou rovnovážnou hodnotou.

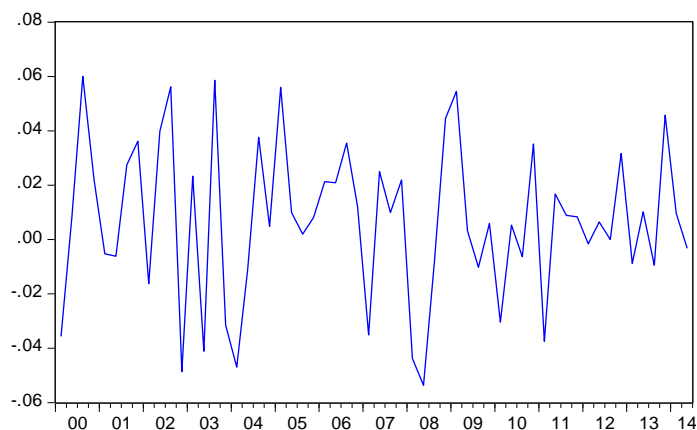


**Graf 3 Dlhodobá rovnováha na peňažnom trhu v SR**

Z grafického porovnania je zrejmé, že počas sledovaného obdobia oscilovala reálna peňažná zásoba približne okolo svojej dlhodobej rovnovážnej hodnoty, pričom sa od nej výraznejšie neodchýlila. Avšak tiež je evidentné, že krátkodobé pohyby peňažnej zásoby sa nepodarilo dobre identifikovať a že korekčný parameter  $\alpha$  nie je štatisticky významný. Znamená to, že získané výsledky je potrebné považovať za predbežné a bude potrebné ich ešte neskôr korigovať.

Ak sa pozrieme len na vývoj samotnej odchýlky reálneho objemu peňazí od svojej dlhodobej rovnovážnej hodnoty (graf 4), môžeme detailnejšie popísať jej vývoj. V roku 1998 nastúpila v

SR nová vláda, ktorá spustila daňové reformy, z ktorých pramenil prílev zahraničných investícií v ďalších rokoch. Zároveň prišlo k poklesu úrokových mier, takže rast objemu peňazí z predchádzajúcich rokov sa postupne stabilizoval. Pred vstupom do eurozóny (v roku 2009) sme sa zaviazali plniť konvergenčné kritériá pre prijatie eura. Jedným z troch hlavných kritérií bola aj stabilita rastu inflácie. Tá mohla byť zabezpečená len za podmienky neustálej kontroly rastu peňažnej bázy. Veľký výkyv vo vývoji peňažnej bázy sa prejavil v období globálnej finančnej krízy v roku 2008 a 2009. V tomto období sa reálna peňažná zásoba dostala vyššie nad svoju rovnovážnu úroveň, ale nasledoval náhly pokles, lebo dopyt po peniazoch poklesol. V pokrízovom období už môžeme sledovať menšie výkyvy peňažnej bázy ako pred krízou, pričom sa objem reálnej peňažnej bázy pohybuje väčšinou nad svojou dlhodobou rovnovážnou hodnotou.



$$ECM(m)=m-m^*$$

**Graf 4** Odchýlka reálneho objemu peňazí od svojej dlhodobej rovnováhy v SR

## Záver

Empirická analýza vzťahov medzi makroekonomickými premennými v Slovenskej republike potvrdila existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu na domácom peňažnom trhu. Výsledky získané na kvartálnych údajoch za obdobie rokov 2000Q1-2014Q2 svedčia o prítomnosti dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi reálnou peňažnou zásobou M2, reálnym produktom a nominálnou úrokovou mierou. Výsledky teda potvrdili významný vplyv domáceho produktu a úrokovej miery na peňažnú zásobu a odhadnuté parametre majú očakávané znamienka v súlade s ekonomickou teóriou. To znamená, že reálny HDP je v pozitívnom vzťahu s reálnou peňažnou zásobou, zatiaľ čo úroková miera je s ňou v negatívnom vzťahu.

Analýza ukázala, že v sledovanom období úroveň reálnej peňažnej zásoby kolísala okolo svojej dlhobohovej rovnovážnej hodnoty. V rámci menších odchýlok sa však pohybovala prevažne nad odhadnutou dlhodobou rovnovážnou hodnotou. Počas globálnej finančnej krízy sa situácia na peňažnom trhu zhoršila, t.j. dopyt po peniazoch poklesol a peňažná zásoba sa dostala nad svoju dlhodobú rovnovážnu úroveň. Na pokles dopytu po peniazoch reagovali centrálné banky uvoľnením svojej menovej politiky, ktorej cieľom bolo zlacnenie ponúkaných peňazí a teda aj snaha zvýšiť dopyt po peniazoch. Avšak nástroje ECB neboli zatiaľ veľmi efektívne a dopyt po peniazoch sa v pokrízovom období zvyšuje len opatrne. V súčasnosti môžeme teda pozorovať skôr opatrnejšie kolísanie vo vývoji peňažnej zásoby SR a aj v budúcnosti očakávame skôr stabilnejší vývoj peňažnej zásoby.

Vzhľadom na to, že identifikácia dlhodobého vzťahu pre peňažnú zásobu bola urobená štandardnými ekonometrickými metódami pre ekonomiku, ktorá má vlastnú menu, v ďalšom pokračovaní bude potrebné prihliadnuť aj na štrukturálnu zmenu, ktorá v slovenskej ekonomike pravdepodobne nastala s prijatím eura v roku 2009. Štrukturálna zmena môže mať totiž vplyv na adekvátnu identifikáciu kointegračného vzťahu. V ďalšom pokračovaní bude preto potrebné overiť existenciu štrukturálneho zlomu v roku 2008/2009 a adekvátne tomu upraviť všetky testy. Tiež je možné zvážiť, či v období rokov 2000-2008 explicitne nevyjadriť vplyv arbitráže (úrokového diferenciálu a (očakávaného) posilňovania kurzu voči euru) na peňažnú zásobu. Rast peňažnej zásoby v jej dôsledku totiž mohol spôsobiť skreslenie odhadu elasticity (smerom nahor).

## Literatúra

- Choi, K., Jung, C., 2009. Structural Changes and the US Money Demand Function. *Applied Economics* 41, str. 1251-1257.
- Coenen, G., Vega, J.-L., 1999. The Demand for M3 in Euro Area. *European Central Bank Working Paper* no. 6.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, str. 427-431.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, 251-76.
- Friedman, M., 1956. *The Quantity Theory of Money: A Restatement*. The University of Chicago Press, Chicago.
- Hayo, B., 1999. The Demand for Money in Austria Economic. *Working Paper*, Archive at Washington University at St. Louis, Macroeconomics.
- Hendry, D.F., Juselius, K., 2000. Explaining Cointegration Analysis: Part 1. *Energy Journal* 21, str. 1-42.
- Hendry, D.F., Juselius, K., 2001. Explaining Cointegration Analysis: Part 2. *Energy Journal* 22, str. 75-120.
- Hossain, A.A., 2013. How Stable Is the Broad Money Demand Function in Australia – An Empirical Study. *Journal of Applied Economics* 12(1), str. 7-25.
- Hsing, Y., Jamal A.M.M., 2011. The Demand for Money in a Simultaneous-Equation Framework. *Economics Bulletin* 31, str. 1-5.
- Kolluri, B.R., Singamsetti, R., Wahab, M., 2012. Short-Run and Long-Run Money Demand: Recent Evidence. *Journal of Accounting and Finance* 12(3), str. 91-103 .
- Komárek, L., Melecký, M., 2004. Money Demand in an Open Transition Economy. *Eastern European Economics* 42, str. 73-94.
- Krugman, P., Obstfeld, M., Melitz, M., 2012. *International Economics: Theory and Policy*. Addison-Wesley.
- MacKinnon, J.G., Haug, A.A., Michelis, L., 1999. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics* 14, str. 563-577.
- Rao, B.B., Kumar, S., 2007. Structural Breaks, Demand for Money and Monetary Policy in Fiji. *Pacific Economic Bulletin* 22, str. 53-62.
- Sarwar, H., Sarwar, M., Waqas, M., 2013. Stability of Money Demand Function in Pakistan. *Economic and Business Review* 15(3), str. 197-212.



## Príloha Testovanie VAR(2) modelu

### Test výberu vhodného stupňa oneskorenia modelu

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: M\_SK R\_SK Y\_SK

Exogenous variables: C

Sample: 2000Q1 2014Q2

Included observations: 58

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	351.1400	NA	1.23e-09	-12.00483	-11.89825	-11.96332
1	502.8055	282.4115*	8.97e-12*	-16.92433*	-16.49803*	-16.75827*
2	505.9338	5.501501	1.10e-11	-16.72185	-15.97583	-16.43126
3	507.6178	2.787402	1.43e-11	-16.46958	-15.40383	-16.05445
4	516.6608	14.03220	1.44e-11	-16.47106	-15.08559	-15.93139
5	521.5994	7.152433	1.70e-11	-16.33101	-14.62582	-15.66681

\* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Test autokorelácie rezíduí

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag

order h

Sample: 2000Q1 2014Q2

Included observations: 58

Lags	LM-Stat	Prob
2	6.248759	0.7148

Probs from chi-square with 9 df.

**Test heteroskedasticity reziduí**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 2000Q1 2014Q2

Included observations: 58

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
90.28898	72	0.0713

**Test normality reziduí**

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 09/04/14 Time: 14:44

Sample: 2000Q1 2014Q2

Included observations: 58

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.348437	1.173612	1	0.2787
2	-0.973345	9.158203	1	0.0025
3	-2.328579	52.41538	1	0.0000
Joint		62.74719	3	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.793010	0.103542	1	0.7476
2	4.009480	2.462704	1	0.1166
3	17.51849	509.4010	1	0.0000
Joint		511.9672	3	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.277154	2	0.5280
2	11.62091	2	0.0030
3	561.8164	2	0.0000
Joint	574.7144	6	0.0000