

Miroslav Szpyrc
Viera Pavličková
Daniel Novota

DETERMINANTY DOPYTU PO ÚVEROCH POSKYTNUTÝCH OBYVATEĽSTVU V SLOVENSKEJ REPUBLIKE

***Abstract:** The article deals with loans granted by other monetary financial institutions to households in the Slovak Republic. It analyses the development of inter-annual changes of loans to households over the analysed period from 1995 to 2008. Moreover, it examines the determinants of the demand for the loans to households with the use of the error correction model. The loans to households are in the long-run positively influenced by the final household consumption and negatively by the real interest rate and the unemployment rate. In the short-run, they are positively influenced by the loans to households from the previous period and the final consumption of households and negatively by the unemployment rate.*

***Keywords:** loans, households, other monetary financial institutions, error correction model*

JEL: C 22, E 51, G 21, R 20

Príspevok sa zaoberá úvermi ostatných peňažných finančných inštitúcií¹ poskytovaných obyvateľstvu za roky 1995 až 2008 v podmienkach Slovenskej republiky. Sleduje medziročné zmeny týchto úverov a analyzuje determinanty dopytu po úveroch poskytnutých obyvateľstvu, pričom sa využíva model s korekčným členom.

1 Teoretické a empirické východiská skúmanej problematiky

Finančné vzťahy ostatných peňažných finančných inštitúcií a obyvateľstva budeme sledovať prostredníctvom objemu úverov poskytnutých obyvateľstvu ostatnými peňažnými finančnými inštitúciami.

Bankový úver možno sledovať z pohľadu klienta alebo z pohľadu banky, ktorá tento úver poskytuje. Ak sa úver sleduje z pohľadu klienta banky, analyzuje sa dopytová stránka daného úveru. V tomto príspevku budeme analyzovať práve dopyt po úveroch poskytnutých obyvateľstvu.

¹ Finančné spoločnosti a kvázi spoločnosti okrem centrálnych bánk.

Existuje viacero článkov a štúdií, ktoré skúmajú úverové vzťahy v jednotlivých krajinách. Niektorí autori analyzujú iba dopytovú alebo ponukovú stranu úverov, zatiaľ čo iní skúmajú úvery z oboch strán, pričom sledujú možnú nerovnováhu na úverovom trhu prostredníctvom nerovnovážnych modelov. Tento príspevok sa sústreďuje na analýzu dopytu po úveroch poskytnutých ostatnými peňažnými finančnými inštitúciami obyvateľstvu v podmienkach Slovenskej republiky.

Nieto (2007) [14] vo svojej práci odhaduje model, v ktorom identifikuje determinanty úverov poskytnutých obyvateľstvu v Španielsku. Ukázal, že na úvery poskytované obyvateľom kladne vplyvajú v dlhodobom horizonte reálne výdavky, hrubé bohatstvo a lehota splatnosti úverov. Naopak, negatívny vplyv bol preukázaný pri *úrokovej sadzbe z úverov a miere nezamestnanosti*. Vývoj úverov v krátkodobom horizonte je ovplyvnený zmenami v dlhodobých úrokových sadzbách a zmenami v zamestnanosti.

Turkalj, Ljubaj, Martinis a Mrkalj (2007) [15] vo svojej štúdií odhadujú dopyt po úveroch v Chorvátsku pomocou lineárnej regresie. Výsledky ukázali, že správanie úverov najlepšie popisuje vývoj *reálneho HDP*, ktorý pozitívne ovplyvňuje dopyt po úveroch. *Reálne úrokové sadzby* majú na druhej strane na dopyt negatívny vplyv.

Calza, Gartner a Sousa (2001) [1], vo svojej práci skúmajú determinanty úverov poskytnutých súkromnému sektoru v eurozóne. Autori zistili, že v dlhodobom horizonte má na úvery pozitívny vplyv *reálny HDP* a záporný vplyv *krátkodobá a dlhodobá úroková sadzba*.

Cuaresma, Fidrmuc a Hake (2011) analyzujú determinanty úverov poskytnutých v cudzej mene v krajinách strednej, východnej a juhovýchodnej Európy. Ako determinanty úverov berú do úvahy *úrokovú sadzbu, výmenný kurz, infláciu* a vklady v cudzej mene. Ich zistenia naznačujú, že výsledky zaznamenané v jednotlivých štúdiách sú systematicky ovplyvnené špecifikáciou modelu, ekonometrickou metodikou a analyzovanou krajinou.

Toto sú len niektoré z prác, ktoré sa zaoberajú úverovými vzťahmi v jednotlivých krajinách. Ako vidieť, rôzni autori používajú v modeloch rôzne analyzované premenné. Dôležité bude teda vybrať do modelu jednotlivé premenné (aj pomocou týchto a iných prác) a identifikovať, ktoré z nich významne vplyvajú na dopyt po úveroch poskytnutých obyvateľstvu v Slovenskej republike.

2 Vývoj úverov poskytnutých obyvateľstvu

Európsky systém národných a regionálnych účtov ESA rozdeľuje národné hospodárstva krajín Európskej únie na jednotlivé sektory a subsektory. Bližšiu pozornosť v tomto článku budeme venovať dvom subsektorom:

- obyvateľstvu,
- ostatným peňažným finančnými inštitúciami.

Subsektor obyvateľstvo patrí do sektora domácnosti. Tvoria ho domácnosti vo funkcii finálnych spotrebiteľov (sektorový manuál NBS).

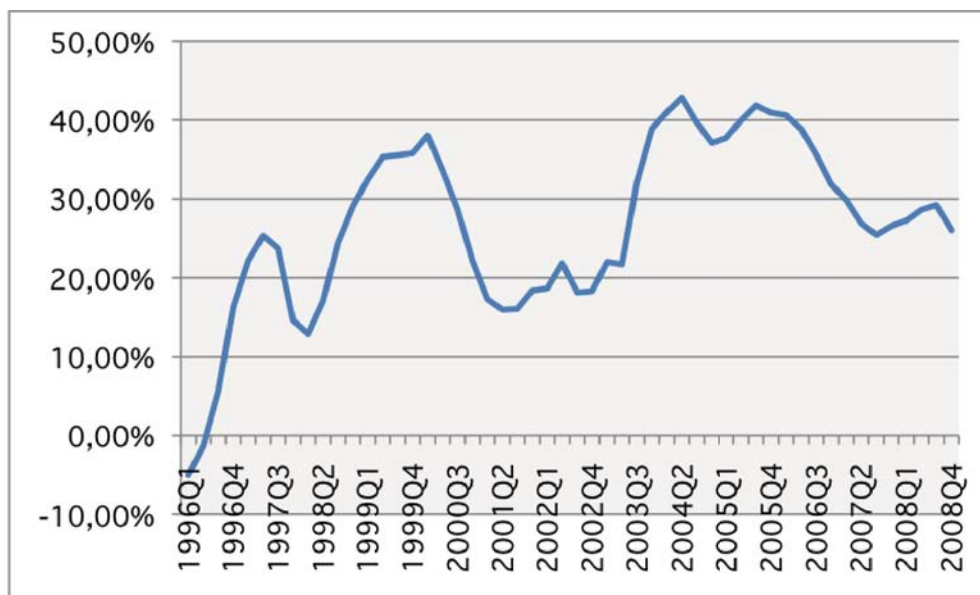
Subsektor ostatné peňažné finančné inštitúcie zahŕňa všetky finančné spoločnosti a kvázi spoločnosti, s výnimkou tých, čo sú zaradené do subsektora centrálnej banky, ktoré sa zaoberajú najmä finančným sprostredkovaním a ktorých predmetom činnosti je prijímať vklady alebo blízke substitúty vkladov od inštitucionálnych jednotiek iných ako peňažných finančných inštitúcií a poskytovať úvery alebo investovať do cenných papierov na svoj vlastný účet (ESA 1995).

Budeme teda skúmať úvery, ktoré poskytujú ostatné peňažné finančné inštitúcie obyvateľstvu za analyzované obdobie. Toto časové obdobie je od prvého štvrťroku 1995 po posledný štvrťrok 2008. Štvrťročné dáta analyzovaných úverov sme získali z webovej stránky Národnej banky Slovenska. Toto obdobie je charakteristické tým, že Slovenská republika nepatriła do eurozóny, a tak menová politika bola plne v kompetencii Národnej banky Slovenska. Obdobie po vstupe SR do eurozóny zatiaľ neposkytuje dostatok potrebných údajov na skúmanie danej problematiky.

Na obr. č. 1 sú zobrazené medziročné zmeny² úverov poskytnutých obyvateľstvu za analyzované obdobie.

Obr. č. 1

Medziročné zmeny úverov poskytnutých obyvateľstvu za obdobie
1996 – Q 1 až 2008 – Q 4



Prameň: vlastné spracovanie podľa NBS.

Ako vidieť na grafe, úvery poskytnuté obyvateľstvu medziročne rástli takmer počas celého analyzovaného obdobia. Najvyššiu hodnotu medziročného prírastku (42,87 %) je možné sledovať v druhom štvrťroku 2004. Úverové zdroje využívalo obyvateľstvo najmä na dlhodobé investície.

² Tým, že sú skúmané medziročné zmeny (štvrťročné dáta), stratili sme na grafe pozorovania v roku 1995.

3 Charakteristika premenných použitých v modeli

Pre skúmanie kauzálnej závislosti medzi úvermi poskytnutými obyvateľstvu (*uo*), reálnou úrokovou mierou z týchto úverov (*umr*), mierou nezamestnanosti (*mn*) a konečnou spotrebou domácností (*ksd*) budú využité štvrťročné údaje za analyzované časové obdobie. Štvrťročné dáta sú získané zo stránok Štatistického úradu Slovenskej republiky a Národnej banky Slovenska.

Ako závislá premenná v modeli bude vystupovať *objem úverov poskytnutých obyvateľstvu* (*uo*). Tieto štvrťročné údaje sú vyjadrené v eurách a do modelu budú vstupovať zlogaritmované a očistené o infláciu (*i* – medziročná zmena indexu spotrebiteľských cien). Logaritmovanie bolo uskutočnené, aby sa dosiahlo zmenšenie rozptylu analyzovaného časového radu. Zlogaritmovaný časový rad bude označený predponou *l* (v tomto prípade *luo*):

$$luo = \log uo - \log(i) \quad (1)$$

Ako prvá nezávislá premenná bude v modeli vystupovať *reálna úroková miera z úverov poskytnutých obyvateľstvu* (*umr*). Táto úroková miera predstavuje dohodnutú priemernú ročnú úrokovú mieru z úverov poskytnutých obyvateľstvu (*um_o*), očistenú o infláciu:

$$umr = umo - i \quad (2)$$

Úroková miera z úverov poskytnutých obyvateľstvu by mala na dopyt po úveroch poskytnutých obyvateľstvu pôsobiť negatívne, pretože so zvyšujúcou sa úrokovou sadzbou sa predpokladá menšia ochota obyvateľstva zobrať si úver. Očakáva sa teda negatívna závislosť (-), ktorú dokázal napr. Nieto (2007) [14].

Ďalšou analyzovanou nezávislou premennou je *konečná spotreba domácností* (*ksd*). Konečná spotreba je vyjadrená v eurách a do modelu bude vstupovať zlogaritmovaná a očistená o infláciu:

$$lksd = \log(ks) - \log(i) \quad (3)$$

Pri konečnej spotrebe domácností sa očakáva pozitívna závislosť (+) s poskytnutými úvermi obyvateľstvu, keďže konečná spotreba je veľmi významnou zložkou hrubého domáceho produktu³ z pohľadu obyvateľstva (takúto závislosť predpokladá napr. aj Georgiou (2012) [7]. Očakáva sa teda situácia, že čím bude spotreba domácností vyššia, tým viac úverov si obyvatelia budú brať.

Poslednou analyzovanou nezávislou premennou je *miera nezamestnanosti* (*mn*), ktorá je vyjadrená v %. Pri miere nezamestnanosti sa očakáva negatívna závislosť

³ Pri *výdavkovej metóde merania HDP* sa hrubý domáci produkt tvorí konečnou spotrebou, tvorbou hrubého kapitálu a saldóm zahraničného obchodu. Väčšina autorov dokázala pozitívnu závislosť medzi úvermi a HDP.

(-) voči úverom poskytnutým obyvateľstvu. Takúto negatívnu závislosť predpokladal a dokázal napr. Nieto (2007) [14]. Malo by teda platiť, že čím je v ekonomike vyššia miera nezamestnanosti, tým menej úverov si obyvatelia budú môcť dovoliť.

Kauzálny vzťah medzi uvedenými veličinami má teda tvar:

$$luo = f(lksd, umr, mn) \quad (4)$$

V ďalšej časti overíme stacionaritu analyzovaných časových radov.

4 Test jednotkového koreňa

Kľúčovým bodom analýzy je rozhodnutie o existencii jednotkového koreňa prostredníctvom Augmented Dickey – Fuller testu (ADF) alebo Phillips Perron testu (PP). Granger, Engle (1987) [8] vo svojej práci tvrdia, že ak sú premenné integrované rôznych rádov, dá sa tvrdiť, že nie sú kointegrované. Grangerov prístup vyžaduje, aby všetky premenné boli integrované rádu 1.[1]

ADF test sa využíva so zámerom preukázať, že jednotlivé premenné sú integrované rádu 1 – I(1) – teda stacionárne na prvých diferenciách. Pre tento dôkaz je sformulovaná nasledujúca rovnica:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (5)$$

ADF test slúži na určenie jednotkového koreňa X_t , a to na úrovni všetkých analyzovaných veličín v čase t . Premenná ΔX_{t-i} vyjadruje prvú diferenciáciu s oneskorením a u_t odhaduje chybu autokorelácie. Koefficienty δ_0 , δ_1 , δ_2 a α_i sú odhadované. Nulová hypotéza pre existenciu jednotkového koreňa v analyzovanej premennej X_t je nasledujúca (Dickey, Fuller 1979)) [4]:

- H_0 : analyzovaná premenná X_t má jednotkový koreň,
- H_1 : analyzovaná premenná X_t nemá jednotkový koreň.

Na testovanie stacionarity je okrem ADF testu použitý aj Phillips-Perron test (PP test). Tabuľka č. 1 prezentuje výsledky týchto dvoch testov pre nediferencované premenné.

Tab. č. 1

UR Test nediferencovaných premenných

Premenné	ADF		PP	
	t – štatistika	p – hodnota	t – štatistika	p – hodnota
luo	2,619871	1,0000	2,338394	1,0000
umr	-2,450737	0,1331	-2,556351	0,1082
lksd	-1,392064	0,5797	-1,392064	0,5797
mn	-2,225010	0,2002	-0,236848	0,9269

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

P – hodnota jednotlivých premenných je vo všetkých prípadoch vyššia ako stanovená hladina významnosti (0,05), nie je teda možné zamietnuť nulovú hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa. Ani jeden časový rad nediferencovaných premenných teda nevykazuje stacionaritu.

V tabuľke č. 2 sú uvedené výsledky oboch testov pre diferencované hodnoty jednotlivých premenných.

Tab. č. 2

UR Test diferencovaných premenných

Premenné	ADF		PP	
	t – štatistika	p – hodnota	t – štatistika	p – hodnota
Δluo	-6,125553	0,0000 **	-6,112928	0,0000 **
Δumr	-5,768744	0,0000 **	-6,319742	0,0000 **
$\Delta lksd$	-6,591174	0,0000 **	-6,591174	0,0000 **
Δmn	-6,826913	0,0000 **	-6,821046	0,0000 **

Poznámka: ** značí významnosť na 1 % a 5 % v tomto poradí.

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

P – hodnota diferencovaných premenných je vo všetkých prípadoch nižšia ako stanovená hladina významnosti (0,05), môžeme teda zamietnuť nulovú hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa. Časové rady diferencovaných premenných sa dajú považovať za stacionárne.

Analyzované premenné nie sú stacionárne, zatiaľ čo sú stacionárne v ich prvých diferenciách, sú teda integrované rádu jeden – I(1), čo je dôležité zistenie pre ďalšiu časť výskumu.

5 Vzťah dlhodobej rovnováhy

Dlhodobý rovnovážny vzťah skúmame prostredníctvom jednoduchého modelu lineárnej regresie. Všeobecný zápis lineárneho modelu je takýto (Lejnarová a kol. 2009) [10]:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t \quad (6)$$

kde: y_t – vysvetľovaná premenná,
 β_0 – absolútny člen regresie,
 β_1, \dots, β_k – parametre modelu,
 x_{t1}, \dots, x_{tk} – vysvetľujúce premenné,
 u_t – náhodná zložka,
 n – počet pozorovaní.

V rámci skúmaného modelu bude mať rovnica dlhodobej rovnováhy tvar:

$$luo = \beta_0 + \beta_1 * lksd + \beta_2 * umr + \beta_3 * mn + u \quad (7)$$

Výsledky modelu možno vidieť v tabuľke č. 3.

Tab. č. 3

Výsledky modelu dlhodobej rovnováhy

Závislá premenná: LUO

Metóda najmenších štvorcov

Obdobie: 1995 Q 1 – 2008 Q 4

Počet pozorovaní: 56

Nezávislé premenné	Koeficient	Sm. odchýlka	t – štatistika	p – hodnota
C	-27,61084	0,825225	-33,45856	0,0000
LKSD	2,537339	0,047558	53,35226	0,0000
UMR	-0,030726	0,005816	-5,282940	0,0000
MN	-0,028588	0,004857	-5,886157	0,0000
R-squared	0,988562	F – štatistika		1498,055
Adjusted R-squared	0,987902	p – hodnota (F – štatistiky)		0,000000

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

Ako teda vidieť v tabuľke, všetky tri nezávislé premenné významne ovplyvňujú úvery poskytnuté obyvateľstvu v dlhodobom horizonte.

Logaritmovaná konečná spotreba domácností v dlhodobom horizonte pozitívne ovplyvňuje logaritmované úvery poskytnuté obyvateľstvu – regresný koeficient má hodnotu +2,54. Potvrdila sa teda pozitívna závislosť.

Očakávaná negatívna závislosť bola preukázaná medzi logaritmovanými bankovými úvermi poskytnutými obyvateľstvu a reálnou úrokovou mierou z týchto úverov. V dlhodobom horizonte dosiahol regresný koeficient hodnotu -0,03.

Miera nezamestnanosti vykázala z dlhodobého hľadiska negatívnu závislosť s logaritmovanými úvermi poskytnutými obyvateľstvu. Potvrdila sa teda predpokladaná negatívna závislosť, pričom regresný koeficient dosiahol približne hodnotu -0,03.

6 Člen korekcie chyby a kointegračný vzťah

Po konštrukcii modelu dlhodobej rovnováhy je teraz dôležité vyjadriť rezíduá tohto modelu, tzv. korekčný člen – anglicky „error correction term“ (ECT). Tento člen má vo všeobecnosti tvar (Hatrák 2007) [9]:

$$ect = u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 * X_t \quad (8)$$

Korekčný člen je z rovnice (7) vyjadrený nasledujúcim spôsobom:

$$ect = u = lu_0 - \beta_0 - \beta_1 * lksd - \beta_2 * umr - \beta_3 * mn \quad (9)$$

Granger a Engle predpokladajú, že ak je tento ECT člen stacionárny ($ut \sim I(0)$), rady X_t a y_t sú kointegrované (ak sú obe $I(1)$, čo je v článku splnené). Je teda potrebné otestovať stacionaritu tohto ECT člena.

Na otestovanie prítomnosti jednotkového koreňa ECT člena sme použili opäť ADF test. Výsledky testu sú zobrazené v tabuľke č. 4.

Tab. č. 4

ADF test člena ECT

Augmented Dickey-Fuller test		
Počet oneskorení: 0 (Automaticky podľa SIC ² , max. počet oneskorení = 10)		
	t – štatistika	p – hodnota
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4,244593	0,0013

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

Pri Grangerovej metóde sa hodnota tejto t – štatistiky (-4,244593) porovnáva s kritickou hodnotou kointegrácie, ktorá má podľa MacKinnona (2010) [11] v tomto prípade hodnotu:

Tab. č. 5

Kritická hodnota kointegrácie

Počet premenných	Variant	Hladina významnosti	Kritická hodnota
4	konštanta, bez trendu	1%	-4,6493
		5%	-4,1000
		10%	-3,8110

Prameň: vlastné spracovanie podľa MacKinnon (2010) [11].

Ako teda vidieť, hodnota t – štatistiky je v tomto prípade menšia ako kritická hodnota kointegrácie na 5 % hladine významnosti (-4,24 < -4,1). Môže sa teda zamietnuť nulová hypotéza o existencii jednotkového koreňa pre člen ECT.

Člen ECT sa dá považovať za stacionárny, čo podľa Grangera a Engela znamená, že medzi závislou premennou a nezávislými premennými existuje kointegračný vzťah.

7 Model s korekčným členom

V rámci kointegrácie bolo zistené, že medzi závislou premennou a nezávislými premennými existuje vzťah dlhodobej rovnováhy. Kointegrácia však odhliada od možnosti vzniku krátkodobých výkyvov medzi skúmanými veličinami. Na odhalenie týchto výkyvov slúži v rámci kointegrácie model s korekčným členom (anglicky „Error corection model“ – ECM), ktorý je adekvátnym nástrojom na skúmanie krátkodobých odchýlok nutných na dosiahnutie dlhodobej rovnováhy medzi skúmanými premennými. Veličina *ut* (error correction term – ECT) je označovaná ako chyba tejto rovnováhy. Táto chyba sa môže využiť na spojenie krátkodobého správania premennej y_t s jej dlhodobou hodnotou. (Cipra 2008, Hatrák 2007) [9].

Všeobecný tvar modelu ECM má tvar (Hatrák 2007) [9]:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \lambda * ECT_{t-1} + \gamma_1 * \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p * \Delta y_{t-p} + \delta_1 * \Delta X_t + \delta_2 * \Delta X_{t-1} + \dots + \delta_q * \Delta X_{t-q} + \varepsilon_t \quad (10)$$

kde: Δy_t – diferencovaná vysvetľovaná premenná,
 ΔX_t – diferencované vysvetľujúce premenné,
 λ, γ, δ – odhadované regresné koeficienty,
 α_0 – absolútny člen regresie,
 ECT_{t-1} – korekčný člen posunutý o jedno obdobie,
 p, q – optimálny počet oneskorení,
 ε_t – náhodná zložka.

Optimálny počet oneskorení bol odhadnutý na základe Schwarzovho informačného kritéria, ktoré ukázalo na jedno oneskorenie.

Model s korekčným členom bude mať teda tvar:

$$\Delta luo = \alpha_0 + \lambda * ECT_{t-1} + \gamma_1 * \Delta luo(-1) + \delta_1 * \Delta lksd + \delta_2 * \Delta lksd(-1) + \delta_3 * \Delta umr + \delta_4 * \Delta lumr(-1) + \delta_5 * \Delta mn + \delta_6 * \Delta mn(-1) + \varepsilon_t \quad (11)$$

Po odstránení všetkých nevýznamných premenných z modelu sme dostali model zobrazený v tabuľke č. 6.

Tab. č. 6

Výsledky modelu s korekčným členom

Závislá premenná: D(LUO)

Metóda najmenších štvorcov

Pozorované obdobie: 1995 Q 3 – 2008 Q 4

Počet pozorovaní: 54 (po úprave)

Nezávislé premenné	Koeficienty	Sm. odchýlka	t – štatistika	p – hodnota
C	0,014263	0,009385	1,519808	0,1350
ECT(-1)	-0,175223	0,041567	-4,215396	0,0001
D(LUO(-1))	0,437342	0,108564	4,028434	0,0002
D(LKSD)	0,618251	0,174245	3,548177	0,0009
D(MN)	-0,021124	0,004767	-4,431822	0,0001
R-squared	0,447694	F-štatistika		9,929745
Adjusted R-squared	0,402608	p-hodnota (F-štatistiky)		0,000006

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

Regresný koeficient korekčného člena z predchádzajúceho obdobia ECT(-1) dosahuje hodnotu -0,175. Úvery poskytnuté obyvateľstvu sa teda pri krátkodobom vychýlení len pomaly vracajú späť do stavu dlhodobej rovnováhy.

Z pohľadu krátkodobých vzťahov medzi analyzovanými veličinami sú úvery poskytnuté obyvateľstvu pozitívne ovplyvnené úvermi z predchádzajúceho obdobia a konečnou spotrebou domácností. Naopak, negatívna závislosť bola preukázaná medzi úvermi poskytnutými obyvateľstvu a mierou nezamestnanosti.

Diferencované logaritmované úvery poskytnuté obyvateľstvu z predchádzajúceho obdobia ($\Delta LUO(-1)$) vplývajú pozitívne na rovnaké diferencované logaritmované úvery z aktuálneho obdobia (ΔLUO). Regresný koeficient pritom dosiahol hodnotu 0,44.

Takisto pozitívna závislosť bola preukázaná medzi diferencovanými logaritmovanými úvermi poskytnutými obyvateľstvu (ΔLUO) a diferencovanou logaritmovanou konečnou spotrebou domácností ($\Delta LKSD$). Je teda vidieť, že konečná spotreba domácností pozitívne vplýva na analyzované úvery z dlhodobého i krátkodobého hľadiska.

Diferencovaná miera nezamestnanosti (ΔMN) negatívne vplýva na diferencované logaritmované úvery poskytnuté obyvateľstvu (ΔLUO). Bolo teda preukázaná rovnako negatívna závislosť ako pri vzťahu dlhobovej rovnováhy.

Štatistické vyhodnotenia a závery je možné z lineárneho modelu interpretovať len v prípade, ak sú splnené Gauss-Markovove predpoklady premenných v modeli. Medzi tieto predpoklady patria:

- stredná hodnota náhodnej premennej musí byť pri každom z n pozorovaní rovná nule,
- rozptyl náhodnej zložky je konštantný pre všetky pozorovania – predpoklad homoskedasticity,
- náhodné premenné sú nekorelované, majú nulovú kovarianciu,
- vysvetľujúce premenné X_i nie sú náhodnými premennými, nie sú stochastické, sú nezávislé od náhodných premenných,
- náhodné premenné sú z normálneho rozdelenia. (Lejnarová a kol. 2009) [10].

V prípade platnosti Gauss-Markovových predpokladov je možné zistiť pomocou metódy najmenších štvorcov optimálne vlastnosti odhadu. Ak platí aj posledná podmienka (náhodné premenné sú z normálneho rozdelenia), tak odhad $\hat{\beta}$ je najlepší možný nevychýlený odhad.

Základným predpokladom lineárneho regresného modelu sú navzájom nekorelované náhodné zložky. Náhodné zložky z dvoch ľubovoľných pozorovaní musia byť teda nezávislé. Nespĺnenie tejto podmienky sa nazýva autokorelácia. Na otestovanie autokorelácie je využitý Breusch-Godfrey test⁴ v programe Eviews. Hypotézy sú stanovené takto:

- H_0 : v modeli nie je prítomná autokorelácia náhodných zložiek,
- H_1 : v modeli je prítomná autokorelácia náhodných zložiek. (Hatrák 2007) [9]

Výsledky testu sú zachytené v tabuľke č. 7.

Tab. č. 7

Autokorelácia náhodných zložiek

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-štatistika	0,571753	P-hodnota	0,5684

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

P-hodnota je vyššia ako hladina významnosti ($\alpha = 0,05$), nulová hypotéza teda nebola zamietnutá. Dá sa teda predpokladať, že v modeli nie je prítomná autokorelácia náhodných zložiek.

⁴ Môže byť taktiež aplikovaný aj Durbin Watson test. P-hodnota tohto testu v programe R dosiahla hodnotu 0,2757, a teda sa nepodarilo zamietnuť nulovú hypotézu.

K ďalším predpokladom lineárneho modelu patrí homoskedasticita. Rovnaké hodnoty rozptylov náhodnej zložky pre rôzne hodnoty vysvetľujúcej premennej sa označujú ako homoskedasticita. V prípade, ak hodnoty rozptylov nie sú rovnaké, dochádza k nesplneniu predpokladu homoskedasticity a nastáva jav označovaný ako heteroskedasticita. Na odhalenie heteroskedasticity je v článku použitý Breusch-Pagan-Godfrey test s takto formulovanými hypotézami:

- H_0 : v modeli nie je prítomná heteroskedasticita,
- H_1 : v modeli je prítomná heteroskedasticita. (Hatrák 2007) [9]

Výsledky tohto testu sú zobrazené v tabuľke č. 8.

Tab. č. 8

Heteroskedasticita

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-štatistika	0,151363	P-hodnota	0,9615

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

P-hodnota testu je vyššia ako hladina významnosti (0,05), nezamieta sa teda nulová hypotéza. Dá sa teda predpokladať homoskedasticita v údajoch.

Multikolinearita je jav, ktorý vzniká, keď je medzi vysvetľujúcimi premennými vzájomná lineárna závislosť. Prítomnosť multikolinearity v modeli spôsobuje zníženie presnosti odhadu regresných koeficientov. Multikolinearita sa zisťuje pomocou tzv. „variačno-inflačného faktora“ – vif. V prípade, ak je hodnota vif väčšia ako 5, v modeli je prítomná multikolinearita. Výsledky vif testu sú zobrazené v tabuľke č. 9.

Tab. č. 9

Multikolinearita

Variačno-inflačný faktor			
ECT(-1)	D(LUO(-1))	D(LKSD)	D(MN)
1,226716	1,165288	1,113510	1,274918

Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

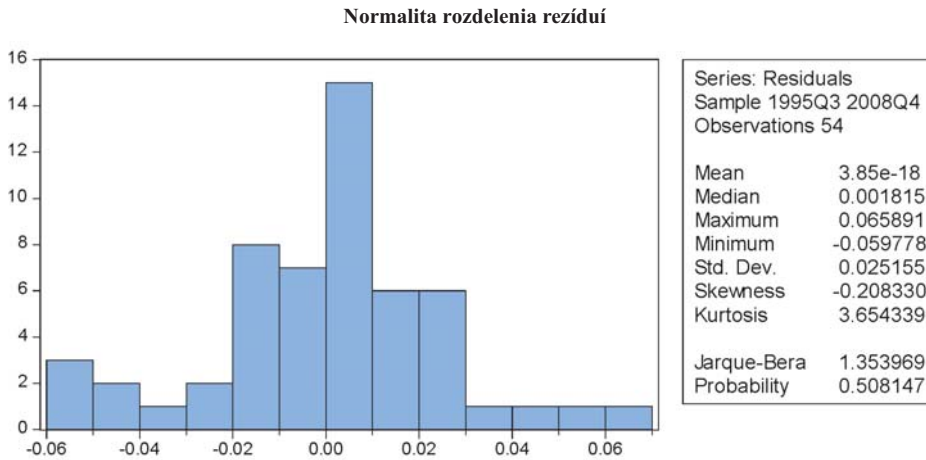
Ako teda vidieť v tabuľke, hodnoty sú výrazne nižšie ako 5. Dá sa teda predpokladať, že multikolinearita v modeli je únosná.

Požiadavka normality rozdelenia rezíduí nepatrí priamo ku Gauss-Markovovým predpokladom. Táto požiadavka je však potrebná pre štatistické testovanie hypotéz. Normalita rozdelenia rezíduí predpokladá, že rezíduá v lineárnom modeli pochádzajú z normálneho rozdelenia. Na overovanie predpokladu normality rezíduí bude použitý Jarque-Bera test (JB test). V rámci JB testu sú hypotézy formulované takto:

- H_0 : rezíduá sú z normálneho rozdelenia,
- H_1 : rezíduá nie sú z normálneho rozdelenia. (Hatrák 2007) [9].

Výsledky JB testu sú zobrazené v tabuľke č. 10.

Tab. č. 10



Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

P-hodnota (0,51) JB testu je väčšia ako zvolená hladina významnosti (0,05), nulová hypotéza nie je zamietnutá. Dá sa predpokladať normalita rozdelenia rezíduí.

Na testovanie chyby špecifikácie modelu, ktorým sa zisťuje, či bol zvolený model špecifikovaný správne, je použitý Ramsey–Reset test chyby špecifikácie. Hypotézy tohto testu sú formulované takto:

- H_0 : model je správne špecifikovaný,
- H_1 : model nie je správne špecifikovaný

P-hodnota Reset testu (0,8323) je vyššia ako stanovená hladina významnosti (0,05), nulová hypotéza teda nie je zamietnutá a model sa dá považovať za správne špecifikovaný.

8 Overenie stability parametrov modelu

Na overenie stability parametrov je použitá metóda rekurzívnych rezíduí a rekurzívnych koeficientov.

Rekurzívne rezíduum e_t predstavuje predikčnú chybu pre y_t z modelu odhadnutého na prvých $t - 1$ dátach:

$$e_t = y_t - x_t' \hat{\beta}_{t-1} \quad (12)$$

kde: x_t' – riadok t v matici X ,
 $\hat{\beta}_{t-1}$ – odhadnuté parametre z modelu s $t-1$ pozorovaniami.

Škálované rekurzívne rezíduum w_t má tvar:

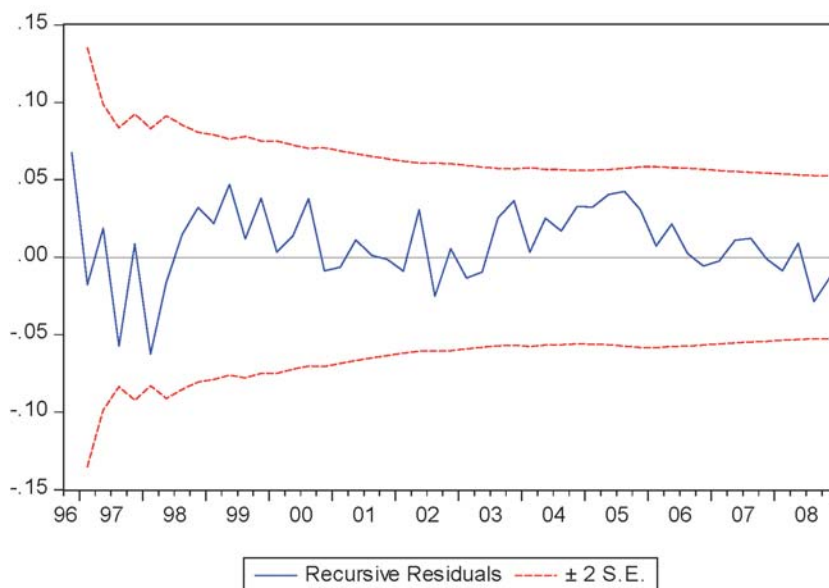
$$w_t = \frac{e_t}{\sqrt{1 + x_t'(x_{t-1}'x_{t-1})^{-1}x_t}} \sim N(0, \sigma^2) \quad (13)$$

Škálované rekurzívne rezíduá musia byť nezávislé, normálne rozdelené s nulovou strednou hodnotou a konštantným rozptylom.

Ak sa škálované rekurzívne rezíduá vyskytujú mimo stanoveného intervalu spoľahlivosti, môže to implikovať nestabilitu parametrov modelu. Výsledky testu rekurzívnych rezíduí v programe Eviews môžeme sledovať na obr. č. 2.

Graf škálovaných rekurzívnych rezíduí

Obr. č. 2

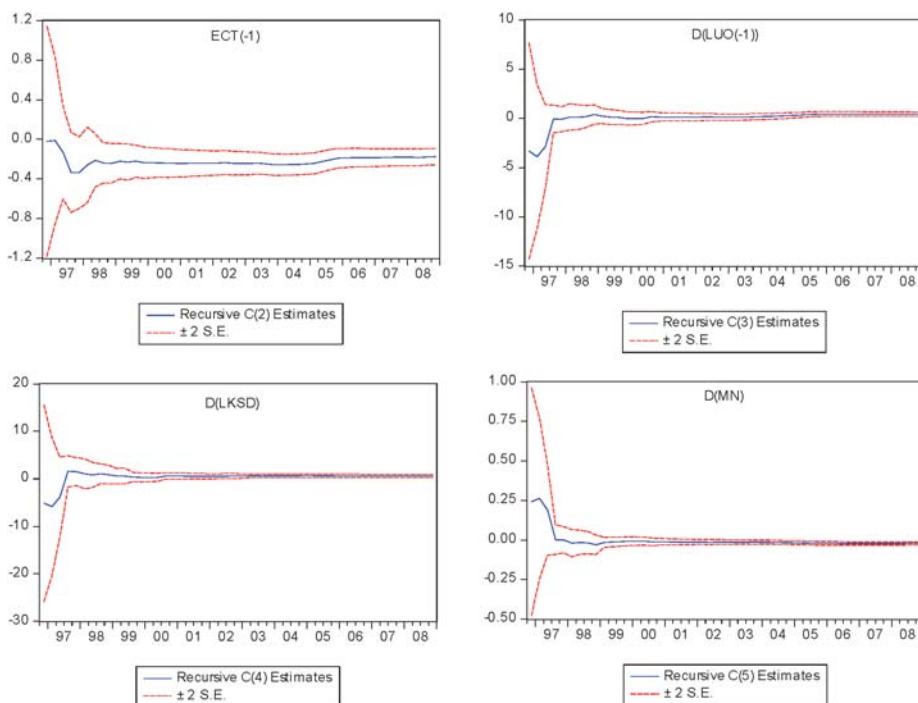


Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

V grafe možno vidieť, že všetky škálované rekurzívne rezíduá sa nachádzajú v rámci stanoveného intervalu spoľahlivosti. Na základe tohto testu sa dá tvrdiť, že parametre modelu vykazujú stabilitu.

Na obrázku č. 3 je zobrazený graf *rekurzívnych koeficientov*. Ak sa rekurzívne koeficienty jednotlivých nezávislých premenných v modeli nachádzajú v stanovenom intervale spoľahlivosti (± 2 smerodajné odchýlky), môže sa predpokladať stabilita jednotlivých parametrov modelu. Na obrázku č. 3 možno vidieť grafy jednotlivých rekurzívnych koeficientov.

Grafy rekurzívnych koeficientov



Prameň: vlastné spracovanie v programe Eviews.

Ako vidieť na jednotlivých grafoch na obrázku č. 3, rekurzívne koeficienty sa nevychýľujú zo stanoveného intervalu spoľahlivosti. Aj tento výsledok teda potvrdzuje, že parametre modelu sa môžu považovať za stabilné.

Záver

Článok sa zaoberá úvermi ostatných peňažných finančných inštitúcií poskytnutých obyvateľstvu. Medziročné zmeny týchto úverov za analyzované obdobie rokov 1995 až 2008 ukazujú, že tieto úvery mali počas tohto obdobia výrazne rastúcu tendenciu, pričom najviac obyvateľstvo využívalo úverové zdroje na dlhodobé investície. Na dopyt po úveroch poskytnutých obyvateľstvu z dlhodobého hľadiska pozitívne vplýva konečná spotreba domácností a negatívne reálna úroková miera a miera nezamestnanosti. Z pohľadu krátkodobých výkyvov majú na dopyt po týchto úveroch pozitívny vplyv úvery z predchádzajúceho obdobia a konečná spotreba domácností. Naopak, negatívny vplyv bol zistený pre mieru nezamestnanosti. Výskum otvára možnosť nadviazať na spomínané závery. Existuje priestor pre rozšírenie zostavených modelov pridaním nových, nezahrnutých premenných. Taktiež je možné výskum roz-

šířit o analýzu ponukovej stránky týchto úverov, prípadne skúmať možnú nerovnováhu na úverovom trhu v rámci Slovenskej republiky prostredníctvom nerovnovážnych modelov.

Literatúra

- [1] CALZA, A. – GARTNER, C. – SOUSA, J.: Modeling the demand for loans to the private sector in the euro area. European central bank working paper series. Working paper, No. 55. April, 2001. ISSN 1561-0810. [online]. Dostupné na internete: <<http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp055.pdf>>.
- [2] CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. Ekopress: 2008. ISBN: 9788086929439.
- [3] CUARESMA, J. C. – FIDRMUC, J. – HAKE, M.: *Determinants of foreign currency loans in CESEE countries: A meta-analysis. Focus on European Economic Integration*. Vienna: ÖNB, 2011. s. 69 – 87. Dostupné na internete: <http://econpapers.repec.org/article/aiofpvfcf/v_3a1_3ay_3a2010_3ai_3a11_3ap_3a184-190.htm>
- [4] DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. (1979). Distributions of the estimators for Autoregressive time series with a unit root. In: *Journal of the American Statistical Association* 74, s. 427 – 431.
- [5] ESA 1995: Other monetary financial institutions (S.122). [online]. Dostupné na internete: <<http://circa.europa.eu/irc/dsis/nfaccount/info/data/esa95/en/een00076.htm>>.
- [6] EVIEWS: Eviews 7 User Guide II. Recursive Least Squares, Recursive Residuals, s. 177 – 180.
- [7] GEORGIU, M.: Loans to Households and Unemployment Reduction: A Worldwide Panel Data Analysis (2001–2011). December 23, 2012. [online]. Dostupné na: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2193278>.
- [8] GRANGER, W. J. – ENGLE, F.: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. In: *Econometrica*, Vol. 55, No. 2. (Mar. 1987), pp. 251 – 276.
- [9] HATRÁK, M. 2007. *Ekonometria*. Bratislava: IURA EDITION, 2007. 502 s. ISBN 978-80-8078-150-7.
- [10] LEJNAROVÁ, Š. – RÁČKOVÁ, A. – ZOUHAR, J. *Základy ekonometrie v príkladech*. 1. vyd. Praha : Oeconomica, 2009. 276 s. ISBN 978-80-245-1564-9.
- [11] MACKINNON, J.: Critical Values for Cointegration Tests. Department of Economics, Queen's University. In: *Working Paper*, No. 1227. 2010. [online]. Dostupné na: <http://qed.econ.queensu.ca/working_papers/papers/qed_wp_1227.pdf>.
- [12] NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA: Údaje o úveroch. [online]. Dostupné na: <<http://www.nbs.sk/sk/statisticke-udaje/menova-a-bankova-statistika/zdrojove-statisticke-udaje-penaznych-financnych-institucii/uvery>>.
- [13] NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA: Sektorový manuál: Metodická príručka pre zatriedovanie položiek aktív a pasív podľa sektora zmluvnej protistrany. [online]. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk/_img/Documents/STATIST/MET/sekt_man.pdf>.
- [14] NIETO, F.: The determinants of household credit in Spain. Banco de España. In: *Documentos de Trabajo*, No. 0716, 2007. [online]. ISSN: 1579-8666. Dostupné na: <<http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadaP/DocumentosTrabajo/07/Fic/dt0716e.pdf>>.
- [15] TURKALJ, K. – LJUBAJ, I. – MARTINIS, A. – MRKALJ, M.: Estimating Credit Demand in Croatia. Croatian National Bank. April, 2007. [online]. Dostupné na: <<http://www.hnb.hr/dub-konf/13-konferencija/gattin-ljubaj-martinis-mrkalj.pdf>>.