



CENTRALNA BANKA
CRNE GORE

SEKTOR ZA ISTRAŽIVANJA I STATISTIKU

Radna studija br. 9

**EMPIRIJSKO ISTRAŽIVANJE UTICAJA OBAVEZNE REZERVE
NA OSNOVNE FINANSIJSKE VARIJABLE U CRNOJ GORI**

Pripremio: Sektor za istraživanja i statistiku

Vođa projekta: Mr Zorica Kalezić

Podgorica, 2006.

SADRŽAJ

UVODNE NAPOMENE	5
1. UTICAJ NIVOVA OBAVEZNE REZERVE NA NIVO DEPOZITA I KREDITA U BANKARSKOM SISTEMU CRNE GORE.....	5
1.1. Osnovne pretpostavke i hipoteze testirane regresijama uticaja obavezne rezerve.....	5
2. KORIŠĆENI PODACI I SPECIFIKACIJA VARIJABLI KORIŠĆENIH U MODELU	6
2.1. Specifikacija modela uticaja obavezne rezerve na osnovne varijable bankarskih tokove.....	7
3. MODEL UTICAJA OBAVEZNE REZERVE	9
3.1. Model uticaja obavezne rezerve na stopu rasta kredita	9
3.2. ECM Model uticaja nivoa obavezne rezerve na nivo depozita	14
3.3. ECM uticaja obavezne rezerve na nivo pozajmica bankama iz inostranstva	15
3.4. ECM uticaja obavezne rezerve na nivo aktivne kamatne stope	17
3.5. ECM model uticaja obavezne rezerve na nivo depozita po viđenju.....	18
3.6. ECM model uticaja obavezne rezerve na ročnu strukturu depozita.....	19
4. ZALJUČAK	21

UVODNE NAPOMENE

Imajući u vidu relativno ograničen broj instrumenata monetarne politike kojima raspolaže CBCG, jedno od ključnih pitanja je kako utiče obavezna rezerva na najvažnije varijable poput depozita, kredita, pozajmica banaka iz inostranstva, aktivne kamatne stope i dr. Stoga smo sprovedi ekonometrijsko testiranje uticaja obavezne rezerve na pomenute varijable. U testiranju su primjenjena dva modela: Dinamicki Linreani Regresioni Model (DLRM), procijenjen OLS metodom, koji posmatra dugoročni uticaj i Mehanizam korekcije grešaka (ECM) koji posmatra kratkoročne efekte.

Ovaj materijal izražava stavove autora. Ovi pogledi ne moraju nužno predstavljati stavove i politiku Centralne banke Crne Gore.

1. UTICAJ NIVOA OBAVEZNE REZERVE NA NIVO DEPOZITA I KREDITA U BANKARSKOM SISTEMU CRNE GORE

Teorijski, osnovu za izradu regresija uticaja nivoa obavezne rezerve na osnovne bankarske elemente, nivo depozita i nivo kredita, baziramo na teoriji “money channela”, razvijenog od strane Bernarke i Getlera (1994), koja se odnosi na upotrebu obavezne rezerve i kamatne stope na državne HOV kao osnovnih monetarnih elemenata uticaja na bankarski i realni sektor. U ovom empirijskom istraživanju fokusiraćemo se na uticaj obavezne rezerve na osnove varijable bankarskih tokova (nivo kredita, nivo depozita, pozajmica iz inostranstva, i aktivne kamatne stope).

1.1. Osnovne pretpostavke i hipoteze testirane regresijama uticaja obavezne rezerve

U okviru regresije, bazični pristup je uticaj obavezne rezerve na bankarske elemente, tako da će se ovim modelom obuhvatiti varijable iz finansijske sfere, izostavljajući na sadašnjem nivou istraživanja realni sektor, tj. Money channel prije svega istražuje uticaj dvije egzogene varijable (instrumenta monetarne politike): 1. Nivo obavezne rezerve i 2. Uticaj kamatnih stopa na državne HOV na nivo osnovnih banakarskih elementa: nivo depozita i nivo kredita kao i na njihovu ročnu strukturu.

Pri razradi korišćenih modela date su pretpostavke kojima su modeli ograničeni:

- S obzirom da Crna Gora koristi euro kao sredstvo plaćanja u sprovođenju monetarne politike, kao najizraženiji instrument monetarne politike je nivo (stopa) obavezne rezerve.
- U cilju simplifikacije modela pretpostavka je da se nivo depozita raspoređuje na tri elementa: obaveznu rezervu (OBREZ), kredite (KREDITI) i HOV koji ne ulaze u obaveznu rezervu.

$$\text{DEPOZITI} = \text{OBREZ} + \text{KREDITI} + \text{HOV} \text{ (koje ne ulaze u obaveznu rezervu),}$$

$$\text{- gdje je } \text{OBREZ} = \alpha * \text{DEPOZITI}$$

nivo državnih zapisa je neelastičan u odnosu na kamatnu stopu na državne zapise, tj:

$$-1 < \Delta \text{DRZAPISI} / \text{KR28} \Delta < 1$$

Osnovne hipoteze koje će biti pretpostavljene modelom su:

- Sa porastom stope obavezne rezerve dolazi do smanjenja sredstava koja su raspoloživa za kredite, što uslovljava smanjenje nivoa kredita i povećanje aktivne kamatne stope:

$$\Delta \text{KREDITI} / \Delta \text{OBREZ} < 0 \text{ I } \Delta \text{AKS} / \Delta \text{OBREZ} > 0$$

- Sa porastom stope obavezne rezerve doći će do promjene ročne strukture depozita. Modelom je ročna struktura depozita (RSD) data kao rasio kratkoročnih i dugoročnih depozita (depoziti ročnosti do 1 godine / depoziti ročnosti preko 1 godine). S obzirom na to da se obavezna rezerva odnosi na kratkoročne depozite, povećanjem stope obavezne rezerve očekuje se smanjenje racia ročne strukture depozita, tj:

$$\Delta \text{RSD} / \Delta \text{OBREZ} < 0$$

- Modelom testiramo hipotezu o postojanju negativne korelacije između nivoa obavezne rezerve i pozajmica iz inostranstva, tj:

$$\Delta \text{POZBANK} / \Delta \text{OBREZ} < 0$$

2. KORIŠĆENI PODACI I SPECIFIKACIJA VARIJABLI KORIŠĆENIH U MODELU

Podaci korišćeni u empirijskom istraživanju uticaja obavezne rezerve na nivo kredita, nivo kamatne stope, ročne strukture depozita i pozajmice bankama su podaci na mjesečnom nivou, za period mart 2002. - jun 2006, tako da svaka vremenska serija ima 50 observacija. Činjenica da su bile dostupne relativno kratke vremenske serije predstavlja značajno ograničenje modela. Modelom su obuhvaćene sljedeće varijable:

Tabela br. 1 - Pregled varijabli korišćenih u ECM I OLS regresijama

Naziv varijable	Opis varijable	Tip varijable
Krediti	Nivo kredita	Endogena
Depoziti	Nivo depozita	Endogena
DPV	Nivo depozita po viđenju	Endogena
DPV3MJ	Nivo depozita ročnosti do 3 mjeseca	Endogena
DPV31	Nivo depozita ročnosti do 1 godine	Endogena
DPV13	Nivo depozita preko 1 godine	Endogena
RSD	Racio ročne strukture depozita $= (dpv + dp3mjeseca + dp3mjeseca\ do\ 1\ god) / (dp1-3god + dp3+god) * 100$	Endogena
Pozbank	Nivo pozajmica bankama iz inostranstva	Endogena
Obrez	Nivo obavezne rezerve	Egzogena
Dummyob1, Dummyob2, Dummyob3, Dummyob4, Dummyob5	Dummy varijable za dinamiku promjene stope obavezne rezerve	Dummy predeterminisane varijable
Aks	Ponderisani nivo aktivne kamatne stope	Endogena
Dummyks1, Dummyks2, Dummyks3	Dummy varijable za dinamiku promjene kreditnog rizika zemlje ¹	Dummy predeterminisane varijable
Prnberzi	Nivo ostvarenog prometa na berzi	Endogena
Nexpif	Lančani indexi na Nex Montengro berzi	Endogena
Moste	Lančani indexi na Montengro berzi	Endogena
Nex20	Lančani indexi na Nex Montengro berzi	Endogena
Sdi	Nivo stranih direktnih investicija	Endogena
Ks28	Ponderisana kamatna stopa na krtakoročne državne HOV ročnosti 28 dana	Egzogena
Ks56	Ponderisana kamatna stopa na krtakoročne državne HOV ročnosti 56 dana	Egzogena
Ks92	Ponderisana kamatna stopa na krtakoročne državne HOV ročnosti 92 dana	Egzogena
Ks182	Ponderisana kamatna stopa na kratkoročne državne HOV ročnosti 182 dana	Egzogena

2.1. Specifikacija modela uticaja obavezne rezerve na osnovne varijable bankarskih tokove

Na osnovu karakteristika osnovnih vremenskih serija (nivo kredita, nivo depozita, nivoa obavezne rezerve, kretanja pozajmica banaka iz inostranstva) korišćenih u modelu upotrijebljen je VAR model² čiji rezultati su upoređivani sa DRLM (Dynamic Linear Regression Model) procijenjen OLS metodom kao i ECM model.

¹ Za proxy je uzeta promjena ocjene S&P logterm risk za Crnu Goru.

² VAR model predstavlja standardni model koji se upotrebljava kod vremenskih serija kod kojih je određena varijabla linearna funkcija sopstvenih lag-ova, lagovima ostalih endogenih kao i potencijalno ostalih drugih egzogenih varijabli.

Tako je osnovna jednačina uticaja obavezne rezerve i ostalih egzogenih varijabli u **generalizovanom obliku data sledećom jednačinom** (konačan oblik jednačine dat je u dijelu 3. koji se odnosi na specifikaciju jednačina u odnosu na nivo signifikantnih lagova koji su uzeti u obzir na osnovu kriterijuma signifikantnosti pri $\alpha=1\%$, 5% i 10% nivoima povjerenja).³

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + u_t \quad (1)$$

gdje je $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ $K \times 1$ proizvoljno određen vektor,

x_t je $M \times 1$ vektor egzogenih varijabli

B je $K \times M$ matrica koeficijenata,

v je $K \times 1$ vektor parametara

u_t predstavlja nivo standatrdne greške

$E(u_t) = 0$,

$E(u_t u_s) = \Sigma, i$

$E(u_t u_s) = 0$ za $t \neq s$

ECM Model- Stacionarnost serija

U cilju sagledavanja potencijalne nestacionarnosti serija kamatnih stopa, depozita, obavezne rezerve i ostalih varijabli odeređenih modelom korišćen je Augmented Dickey Fuller (Unit Root test za stacionarnost serija) test, koji predstavlja standardni instrument za otkrivanje potencijalne nestacionarnosti serija, koje je neophodno "otkloniti" kroz diferencijaciju u cilju ostvarenja realnih odnosa u jednačinama. Na svim serijama je sproveden Augmented Dickey Fuller test za postojanje Unit Root-a", odnosno određivanja nivoa stacioniranosti serija.⁴

U sljedećoj tabeli dat je prikaz serija prema nivou njihove stacionarnosti i nivoa integracije, nivo $I(0)$, stopa rasta $I(1)$ i promjena stope rasta $I(2)$.

Tabela br. 2 - Pregled stacionarnosti vremenskih serija

Varijabla	Nivo na kojem se ostvaruje stacionarnost serije (Unit Root) koristeći ADF test	Nivo povjerenja
Krediti	I(1)	1% 5% 10%
Depoziti	I(1)	1% 5% 10%
DPV	I(1)	1% 5% 10%
DPV3MJ	I(2)	1% 5% 10%

Nastavak tabele na sljedećoj strani

³ Za svaku jednačinu je urađen i "Granger causality test" koji predstavlja koristan instrument u otkrivanju vremenske kauzalnosti varijabli, tj. u kom pravcu započinje zavisnost između dvije varijable sa stanovišta vremena.

⁴ Stacionarni procesi se karakterišu srednjom vrijednošću i varijansom koje ne variraju u vremenu. U modelima stacionarnost mora biti ostvarena da se ne bi desila tzv. Spurious odnosno regresija bez smisla, koja proističe iz sličnog kretanja vremenskih serija koje u realnoj stvarnosti nemaju nikakav međusoban uticaj.

DPV31	I(1)	1% 5% 10%
DPV13	I(1)	1% 5% 10%
RSD	I(1)	1% 5% 10%
Pozbank	I(1)	1% 5% 10%
Obrez	I(1)	1% 5% 10%
Aks	I(0)	1% 5% 10%
Prnberzi	I(0)	1% 5% 10%
Nexpif	I(1)	1% 5% 10%
Nexmoste	I(1)	1% 5% 10%
Nex20	I(1)	1% 5% 10%
sdi	I(0)	1% 5% 10%
Ks28	I(2)	1% 5% 10%
Ks56	I(1)	1% 5% 10%
Ks92	I(1)	1% 5% 10%
Ks182	I(1)	1% 5% 10%

3. MODEL UTICAJA OBAVEZNE REZERVE

3.1. Model uticaja obavezne rezerve na stopu rasta kredita

Iz tabele br. 3. se primjećuje da varijabla logkrediti predstavlja stacionarnu vremensku seriju, isto kao i varijable logdepoziti, što podrazumijeva i njihovu međusobnu kointegtrisanost, tako da će biti primjenjen ECM model⁵. Simplifikovani ECM model sadrži dugoročnu ravnotežu i kratkoročnu dinamiku u okviru samo jedne jednačine, a s obzirom na nivo stacionarnosti većine varijabli i njihovu kointegrisanost je iskorišćen u određivanju uticaja obavezne rezerve na osnovne bankarske varijable.

Prije prije osnovnog modela provjerena je "Granger causality" zavisnost između nivoa kredita i novoa depozita, obzirom da su obje serije stacionirane na I(1) nivou.

Tabela br. 3 - Granger causality test na vremenskim serijama kredita i depozita

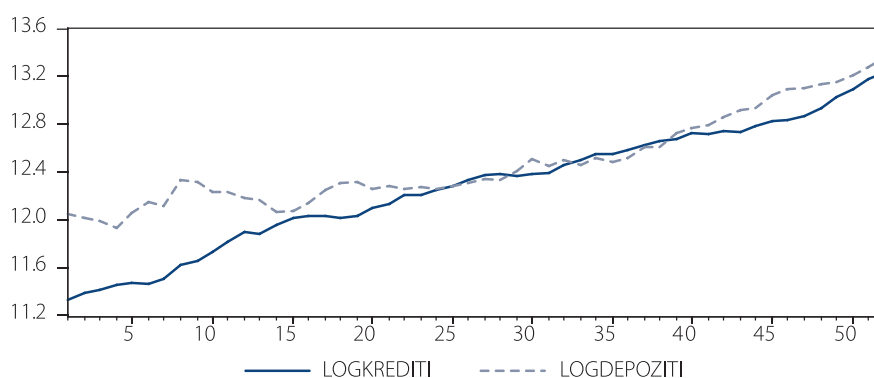
Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOGDEPOZITI does not Granger Cause LOGKREDITI	44	3.73722	0.00462
LOGKREDITI does not Granger Cause LOGDEPOZITI		0.75018	0.64783
Null Hypothesis rejection range		Fcritical 5% 3.23	

⁵ Iako ECM model nije čest model kod stacionarnih serija iako su integrisane, ovaj model je odličan u prikazivanju kratkoročnih i dugoročnih efekata uticaja depozita na kredite u dugom roku, i u tom pravcu ECM model je jedini model koji u jednoj jednačini obuhvata kratkoročne i dugoročne efekte.

Rezultati F satistike pokazuju se da sa preciznošću $\alpha=95\%$, vremenska kauzalnost ide u pravcu: depoziti kauzalno utiču (iniciraju) kredite, dok obrnuta kauzalnost nije evidentna na nivou od 8 vremenskih lagova (osam mjeseci unazad).

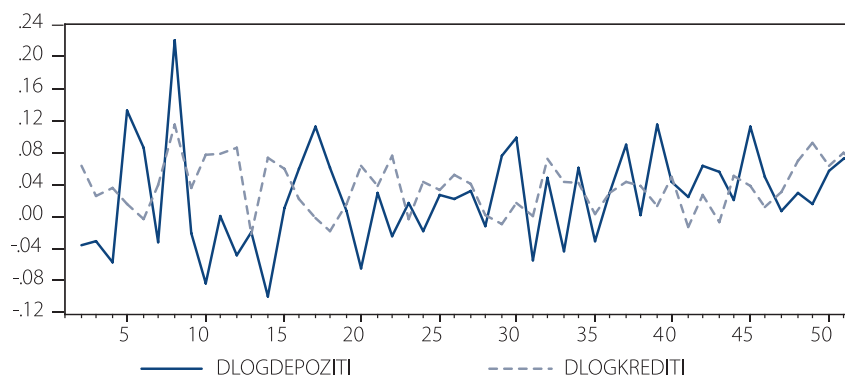
Pri procjeni uticaja stope rasta depozita na stopu rasta kredita, pri plotiranju kao i iz ADF testa utvrđeno je da obje serije imaju sličan trend na nivoima (logdepoziti, logkrediti) koji onemogućava da se utvrdi realni uticaj nivoa depozita na kredite, posto bi regresija u tom slučaju samo “pokupila” zajednički trend, ne odražavajući pravu zavisnost ove dvije vremeneske serije.

Grafik br. 1 - Kretanje nivoa kredita i depozita za period mart 2002-jun 2006



Diferencijacijom nivoa kredita i depozita došlo je do dekomponovanja trendova ovih vremenskih serija, pri čemu su se stvorili uslovi za primjenu Error Correction Mechanism modela, obzirom da je kointegriranost serija postignuta na I(1) nivou stacionarnosti.

Grafik br. 2 - Kretanje stopa rasta kredita i depozita za period mart 2002-jun 2006



U cilju utvrđivanja kratkoročnog uticaja depozita na kredite dat je pojednostavljeni ECM model, kojim je utvrđeno da se na mjesečnom nivou na dugi rok disekvilibriraju između ovih kointegriranih serija koriguje svakog mjeseca za 3,48% .

Tabela br. 4 - ECM kratkoročni uticaj stope rasta depozita na stopu rasta kredita

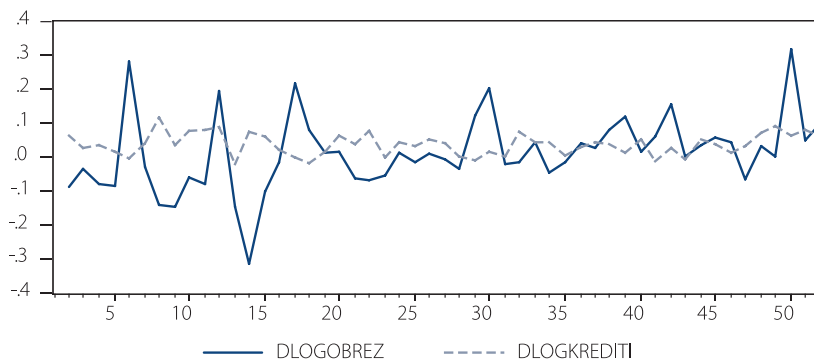
Dependent Variable: DLOGKREDITI				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 3 52				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.039493	0.007693	5.133983	0.0000
DLOGDEPOZITI	-0.062158	0.074156	-0.838214	0.4063
DDDEPOZITI	-0.162223	0.074566	-2.175571***	0.0349
DDLOGKREDITI	0.097092	0.140600	0.690557	0.4934
RESID03	-0.034879	0.022813	-1.528904	0.1333
R-squared	0.141044	Mean dependent var		0.036898
Adjusted R-squared	0.064692	S.D. dependent var		0.031894
S.E. of regression	0.030845	Akaike info criterion		-4.025036
Sum squared resid	0.042814	Schwarz criterion		-3.833833
Log likelihood	105.6259	F-statistic		1.847293
Durbin-Watson stat	2.035405	Prob(F-statistic)		0.136410

Prije primjene ECM modela na analizu uticaja nivoa kredita na obaveznu rezervu primjenili smo Granger causality test, koji otkriva potencijalnu kauzalnost uticaja rasta stope obavezne rezerve i stope rasta kredita. Na osnovu nivoa F statistike poslije 4 laga je otkrivena limitirana vremenska kauzalnost uticaja stope rasta obavezne rezerve na stopu rasta kredita sa nivoom provjerenja $\alpha=0.25\%$ $F(1,47)=1.36$. Prethodno je stacionarnost serija obezbijeđena njihovim diferenciranjem. (Grafik br. 3).

Tabela br. 5 – “Granger causality” stope rasta obavezne rezerve i kredita

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1 52			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGOBREZ does not Granger Cause DLOGKREDITI	47	1.74160*	0.16103
DLOGKREDITI does not Granger Cause DLOGOBREZ		0.26457	0.89887
F CRITICAL $\alpha=0,25\%$ $F(1,47)=1.36$			

Grafik br. 3 - Kretanje stope rasta obavezne rezerve i nivoa kredita mart 2002-jun 2006



Na osnovu ECM modela uticaja rasta stope obavezne rezerve na stopu rasta kredita, dobijeni rezultat je u skladu sa ekonomskom teorijom da porast nivoa obavezne rezerve dovodi do smanjenja nivoa kredita. Na osnovu modela, ove dvije kointegrirane serije, može se primijetiti da sa nivoom povjerenja od $\alpha=95\%$, na kratak rok rast nivoa obavezne rezerve od 1% dovešće u kratkom roku do pada stope rasta kredita od 0,11%.

Tabela br. 6 - ECM kratakoročni uticaj stope rasta obavezne rezerve na stopu rasta kredita

Dependent Variable: DLOGKREDITI				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 3 52				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.034093	0.007070	4.821842	0.0000
DDLOGKREDITI	0.103728	0.144581	0.717444	0.4768
DLOGOBREZ	-0.108716	0.054943	-1.978687	0.0540
DDLOGOBREZ	0.062096	0.042815	1.450342	0.1539
RESID01	0.005875	0.010887	0.539649	0.5921
R-squared	0.104677	Mean dependent var		0.036898
Adjusted R-squared	0.025092	S.D. dependent var		0.031894
S.E. of regression	0.031491	Akaike info criterion		-3.983568
Sum squared resid	0.044627	Schwarz criterion		-3.792366
Log likelihood	104.5892	F-statistic		1.315292
Durbin-Watson stat	1.864020	Prob(F-statistic)		0.278786

Generalni model kojim se obuhvata dugoročni uticaj između stope rasta kredita i signifikantnih varijabli koje na nju utiču dat je u tabeli br. 7.

Tabela 7 - DLRM Stope rasta kredita i obavezne rezerve

Dependent Variable: DLOGKREDITI				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 24 39				
Included observations: 16 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGDEPOZITI	0.251656	0.313575	0.802538	0.5065
DDDEPOZITI	0.822547	0.322607	2.549690***	0.1255
DLOGAKS	0.887242	0.222681	3.984362***	0.0576
DLOGOBREZ	-0.311950	0.280729	-1.111211	0.3822
DLOGPRNBERZI	0.027642	0.009058	3.051553***	0.0927
DLOGSDI	0.030937	0.009658	3.203112***	0.0852
DDLOGAKS	-0.403910	0.115751	-3.489461***	0.0732
DDLOGPOZBANK	-0.178563	0.100177	-1.782469	0.2166
DLOGRSD	0.067221	0.024965	2.692609***	0.1147
DDLOGRSD	0.030405	0.013569	2.240790***	0.1543
DDLOGOBREZ	0.155680	0.105046	1.482025	0.2765
DLOGKS28	-0.009642	0.037697	-0.255783	0.8220
DDLOGKS28	-0.170760	0.116878	-1.461009	0.2815
C	0.005375	0.008286	0.648630	0.5831
R-squared	0.956757	Mean dependent var		0.029338
Adjusted R-squared	0.675679	S.D. dependent var		0.022636
S.E. of regression	0.012891	Akaike info criterion		-6.193987
Sum squared resid	0.000332	Schwarz criterion		-5.517972
Log likelihood	63.55189	F-statistic		3.403885
Durbin-Watson stat	2.577616	Prob(F-statistic)		0.249741

Primjenom OLS modela zaključak je da sa porastom stope rasta depozita za 1% u sledećem mesecu dolazi do porasta stope kredita za 0,82%. Takođe, porast stope aktivne kamatne stope od 1% u istom mesecu uslovljava porast stope kredita od 0,89%, a već u sledećem mesecu dovodi do pada stope rasta kredita za 0,40%.

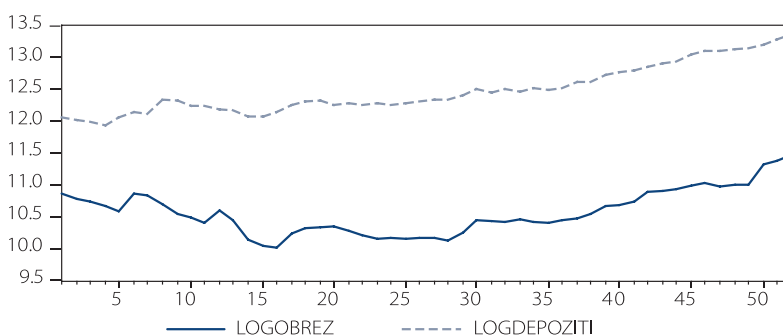
Na porast stope rasta kredita utiče stopa rasta prometa na berzi, tako da porast stope rasta prometa na berzi od 1% u prosjeku na mesečnom nivou dovodi do porasta kredita za 0,03%. Ovakvo kretanje nas upućuje na zaključak da je deo trgovine na berzi finansiran iz bankarskih kredita.

Porast stope rasta stranih direktnih investicija od 1% dovodi do rasta stope rasta kredita od 0,03%. Zaključak je sasvim logičan i očekivan, jer do sada najveći dio stranih investicija je došao kroz proces privatizacije, tako da novi vlasnici najčešće ulažu značajna sredstva u osavremenjavanje preduzeća, a finansiranje jednog dijela tih sredstava obezbeđuju kroz bankarske kredite.

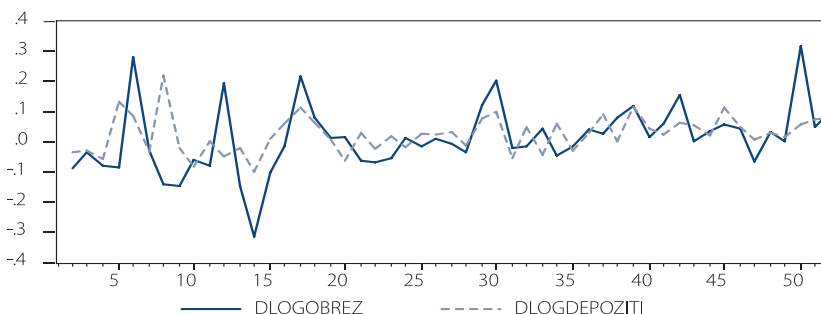
3.2. ECM Model uticaja nivoa obavezne rezerve na nivo depozita

S obzirom da nivo obavezne rezerve i nivo depozita imaju sličan trend kretanja (sto je za očekivati imajući u vidu da je $OBREZ = \alpha * DEPOZITI$) neophodno je izvršiti diferencijaciju nivoa kojom se otklanja uticaj zajedničkog trenda (Grafik br. 5).

Grafik br. 4 - Kretanje nivoa obavezne rezerve i nivoa depozita mart 2002-jun 2006



Grafik br. 5 - Kretanje stope rasta obavezne rezerve i stope rasta depozita mart 2002-jun 2006



Na osnovu "Granger causality" testa pretpostavka da nivo depozita utiče na nivo obavezne rezerve je potvrđena tj. sa preciznošću od $\alpha=95\%$, Granger causalitjem na nivou 4 laga utvrđeno je da nivo depozita utiče na nivo obavezne rezerve dok recipročna kauzalnost nije utvrđena.

Tabela br. 8 - Test Granger vremeneske kauzalnosti nivoa depozita i nivoa obavezne rezerve

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1 52			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOGDEPOZITI does not Granger Cause LOGOBREZ	48	3.24369	0.02169
LOGOBREZ does not Granger Cause LOGDEPOZITI		1.05954	0.38944

Primenom ECM modela urvrđeno je da rast stope obavezne rezerve od 1% dovodi do porasta ukupnih depozita za 0,28% u kratkom roku. Takođe, dugoročni disekvilibrjum je svakog meseca, "ispravljen" za 3,8%. Objašnjenje ovog trenda se može naći u činjenici da porast stope obavezne rezerve smanjuje raspoloživi kreditni potencijal banaka, tako da one vode politike koje stimulišu privlačenje novih deponenata ili povećanje uloga od postojećih deponenata.

Tabela br. 9 - ECM stope rasta nivoa depozita i nivoa obavezne rezerve

Dependent Variable: DLOGDEPOZITI				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 3 52				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026879	0.008785	3.059630	0.0037
DLOGOBREZ	0.279081	0.107123	2.605251	0.0124
DDLOGOBREZ	-0.074331	0.080150	-0.927397	0.3587
DDDEPOZITI	-0.184450	0.149499	-1.233792	0.2237
RESID02	0.038118	0.034608	1.101413	0.2766
R-squared	0.192110	Mean dependent var		0.026921
Adjusted R-squared	0.120297	S.D. dependent var		0.061188
S.E. of regression	0.057390	Akaike info criterion		-2.783255
Sum squared resid	0.148212	Schwarz criterion		-2.592053
Log likelihood	74.58138	F-statistic		2.675155
Durbin-Watson stat	1.968227	Prob(F-statistic)		0.043807

3.3. ECM uticaja obavezne rezerve na nivo pozajmica bankama iz inostranstva

Na osnovu ECM modela izvučen je zaključak da stopa rasta nivoa pozajmica iz inostranstva je direktno uslovljen nivoom pozajmica u prethodnom periodu. Tako da u kratkom roku stopa rasta pozajmica iz inostranstva od 1% indukuje njegov rast u narednom periodu (mjesecu) od 0,5%. Objašnjenje ovog trenda se nalazi u činjenici da banke faktički refinansiraju pozajmice iz inostranstva.

Sa druge strane, stopa rasta obavezne rezerve nema značajan uticaj na kretanje stope rasta nivoa pozajmica iz inostranstva.

Dependent Variable: DLOGPOZBANK				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 3 52				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDLOGPOZBANK	0.499919	0.074601	6.701250	0.0000
DDLOGOBREZ	-0.012301	0.122614	-0.100323	0.9205
DLOGOBREZ	-0.127269	0.156882	-0.811243	0.4215
RESID03	0.012196	0.018192	0.670411	0.5060
C	0.046165	0.012964	3.560963	0.0009
R-squared	0.513083	Mean dependent var		0.045649
Adjusted R-squared	0.469801	S.D. dependent var		0.124533
S.E. of regression	0.090678	Akaike info criterion		-1.868359
Sum squared resid	0.370014	Schwarz criterion		-1.677157
Log likelihood	51.70899	F-statistic		11.85455
Durbin-Watson stat	0.939916	Prob(F-statistic)		0.000001

DLR modelom uticaj stope rasta obavezne rezerve na nivo pozajmica bankama iz inostranstva je pokazao da je stopa rasta pozajmica bankama iz inostranstva uslovljena istom iz prethodnog perioda, to jest sa rastom stope rasta pozajmica bankama od 1% dolazi do njegovog daljeg rast u narednom periodu (mjesecu) od 0,53%. Takođe, ukoliko se stopa rasta kredita poveća za 1% može se očekivati porast pozajmica banaka iz inostranstva od 1,22%.

Tabela br. 10 - DLRM uticaja rasta pozajmice bankama i nivoa obavezne rezerve

Dependent Variable: DLOGPOZBANK				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 3 37				
Included observations: 35 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDLOGPOZBANK	0.530065	0.101261	5.234653***	0.0000
DLOGOBREZ	0.383077	0.257769	1.486126	0.1497
DDLOGOBREZ	-0.293212	0.183220	-1.600323	0.1221
C	0.020874	0.036546	0.571162	0.5730
DLOGDEPOZITI	-0.136608	0.297494	-0.459194	0.6501
DDDEPOZITI	-0.314603	0.298986	-1.052231	0.3028
DLOGKREDITI	1.225976	0.649327	1.888071*	0.0707
DDLOGKREDITI	-0.044793	0.588863	-0.076067	0.9400
DLOGKS28	0.373285	0.729877	0.511436	0.6135
DLOGKS56	0.224856	0.600410	0.374504	0.7112
R-squared	0.648791	Mean dependent var		0.055755
Adjusted R-squared	0.522356	S.D. dependent var		0.144053
S.E. of regression	0.099558	Akaike info criterion		-1.541202
Sum squared resid	0.247793	Schwarz criterion		-1.096817
Log likelihood	36.97104	F-statistic		5.131416
Durbin-Watson stat	0.775533	Prob(F-statistic)		0.000557

3.4. ECM uticaja obavezne rezerve na nivo aktivne kamatne stope

Granger causality test primijenjen na aktivne kamatne stope i obaveznu rezervu pokazuje da sa nivoom preciznosti $\alpha=75\%$ vremenska kauzalnost ide od obavezne rezerve ka aktivnoj kamatnoj stopi, odnosno da promjene u nivou obavezne rezerve indukuju promjene nivoa aktivne kamatne stope, dok inverzna uzročnost nije evidentna.

Tabela br. 11 - Granger causality test nivoa obavezne rezerve i nivoa aktivne kamatne stope

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 08/10/06 Time: 19:12			
Sample: 1 52			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOGOBREZ does not Granger Cause LOGAKS	27	2.26329*	0.10252
LOGAKS does not Granger Cause LOGOBREZ		0.33904	0.84805

S obzirom da su obje vremenske serije kointegrirane na I(1) nivou stacionarnosti ECM model ukazuje da kretanje stopa rasta aktivne kamatne stope sa nivoom preciznosti od $\alpha=1\%$, 5% i 10% zavisi od kretanja iste u prethodnom periodu, tako da na kratak rok, pad stope rasta aktivne kamatne stope od 1% dovodi do pada iste u narednom periodu, u prosjeku, za $0,27\%$. Isto, porast stope rasta obavezne rezerve od 1% u kratkom roku dovodi do pada stope rasta aktivne kamatne stope u narednom mjesecu za $0,13\%$ dok već u narednom mjesecu dovodi do porasta stope rasta od 0.07% , što je predviđeno hipotezom H1.

Tabela br. 12 - ECM model uticaja nivoa obavezne rezerve i nivoa aktivne kamatne stope

Dependent Variable: DLOGAKS				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 24 52				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDLOGAKS	0.278682	0.036687	7.596151	0.0000
DLOGOBREZ	-0.128195	0.056547	-2.267046	0.0327
DDLOGOBREZ	0.070624	0.040704	1.735065	0.0956
C	0.002426	0.004073	0.595484	0.5571
RESID04	0.290396	0.138131	2.102329	0.0462
R-squared	0.753541	Mean dependent var		-0.000599
Adjusted R-squared	0.712465	S.D. dependent var		0.031765
S.E. of regression	0.017033	Akaike info criterion		-5.151717
Sum squared resid	0.006963	Schwarz criterion		-4.915976
Log likelihood	79.69990	F-statistic		18.34487
Durbin-Watson stat	1.456704	Prob(F-statistic)		0.000001

Na osnovu Error Correction Modela uticaja stope rasta nivoa obavezne rezerve na stopu rasta aktivne kamatne stope uočava se da na kratak rok stopa pada aktivne stope je direktno povezana sa padom aktivne kamatne stope u prethodnom periodu. Takođe, disekvilibrijum koji postoji, na dugi rok, između ove dvije vremenske serije se u svakom mjesecu ispravlja za 29,03%.

Na osnovu DLR modela procijenjenog OLS metodom možemo zaključiti da nivo aktivne kamatne stope signifikantno zavisi od njene stope rasta u proteklom periodu, tako da rast/pad stope rasta aktivne kamatne stope od 1% u narednom periodu, u prosjeku, dovodi do rasta/pad aktivne kamatne stope od 0,3%. Model je pokazao izrazitu neelastičnost stope rasta (pada) aktivne kamatne stope u crnogorskoj ekonomiji u odnosu na testirane varijable (pozajmice iz inostranstva, nivo depozita, nivo kredita, kreditni rizik, itd.)

Tabela br. 13 - DLR model uticaja stope rasta obavezne rezerve na aktivnu kamatnu stopu

Dependent Variable: DLOGAKS				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 24 52				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDLOGAKS	0.304857	0.059312	5.139842***	0.0000
DLOGDEPOZITI	-0.026074	0.104739	-0.248940	0.8058
DDDEPOZITI	-0.141435	0.105818	-1.336580	0.1957
C	0.005169	0.007120	0.725983	0.4759
DLOGPOZBANK	0.046130	0.093511	0.493305	0.6269
DDLOGPOZBANK	0.056944	0.069384	0.820717	0.4210
DLOGOBREZ	-0.095640	0.084151	-1.136527	0.2685
DDLOGOBREZ	0.047957	0.054390	0.881738	0.3879
R-squared	0.748323	Mean dependent var		-0.000599
Adjusted R-squared	0.664431	S.D. dependent var		0.031765
S.E. of regression	0.018401	Akaike info criterion		-4.923869
Sum squared resid	0.007111	Schwarz criterion		-4.546684
Log likelihood	79.39610	F-statistic		8.920058
Durbin-Watson stat	2.026550	Prob(F-statistic)		0.000042

3.5. ECM model uticaja obavezne rezerve na nivo depozita po viđenju

S Obzirom da se stopa obavezne rezerve obračunava na bazi koja obuhvata depozite po viđenju urađen je Granger causality test koji je doveo do rezultata da postoji uzajamna kauzalnost u kojem nivo depozita po viđenju kauzalno (u vremenu) utiče na nivo obavezne rezerve (pri nivou pouzdanosti od $\alpha=10\%$).

Tabela br. 14 - Granger causality test nivoa depozita po viđenju i nivoa obavezne rezerve

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1 52			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOGDPV does not Granger Cause LOGOBREZ	27	3.27629	0.03487
LOGOBREZ does not Granger Cause LOGDPV		2.10009	0.12302

ECM model uticaja stope rasta nivoa obavezne rezerve na nivo depozita po viđenju potvrđuje da je nivo depozita po viđenju generisan rastom depozita po viđenju u proteklom periodu (mjesecu), tako da rast stope depozita po viđenju od 1% u narednom mjesecu indukuje rast depozita po viđenju od 0,44%, u kratkom roku. Takođe, stopa rasta obavezne rezerve od 1% indukuje prvo smanjenje stope rasta depozita po viđenju za 0,27%, a već u sledećem mjesecu povećanje stope depozita od 0,53%. Deskvilibrijum između stope rasta depozita po viđenju i stope rasta obavezne rezerve se na mjesečnom nivou "ispravlja" sa 30,12%.

Tabela br. 15 - ECM model nivoa depozita po viđenju i nivoa obavezne rezerve

Dependent Variable: DLOGDPV				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 24 52				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDLOGOBREZ	-0.275959	0.063359	-4.355508	0.0002
DLOGOBREZ	0.537904	0.090710	5.929910	0.0000
DDLOGDPV	0.440805	0.050644	8.703941	0.0000
C	-0.000299	0.008028	-0.037258	0.9706
RESID05	0.301277	0.082054	3.671706	0.0012
R-squared	0.865060	Mean dependent var		0.039849
Adjusted R-squared	0.842571	S.D. dependent var		0.068058
S.E. of regression	0.027004	Akaike info criterion		-4.230100
Sum squared resid	0.017501	Schwarz criterion		-3.994360
Log likelihood	66.33646	F-statistic		38.46435
Durbin-Watson stat	1.609513	Prob(F-statistic)		0.000000

3.6. ECM model uticaja obavezne rezerve na ročnu strukturu depozita

"Granger causality" test ukazuje da vremenska kauzalnost sa stepenom povjerenja $\alpha=0,25\%$ ukazuje da kauzanost ide od ročne strukture depozita ka nivou obavezne rezerve.

Tabela br. 16 - Granger causality test nivoa obavezne rezerve i ročne strukture depozita

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1 52			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOGOBREZ does not Granger Cause LOGRSD	27	0.38723	0.81495
LOGRSD does not Granger Cause LOGOBREZ		2.04806	0.13043

ECM model ukazuje da na kratak rok stopa rasta obavezne rezerve nema signifikantan uticaj na stopu rasta ročne strukture depozita, već da je ročna struktura depozita signifikantno zavisi od stope rasta ročne strukture depozita iste u prošlom periodu (prošlom mjesecu). Tako da porast ročne strukture depozita (u korist kratkoročnih depozita) od 1% u narednom mjesecu indukuje porast iste od 0,5%. Model nije potvrdio naša očekivanja, ali ovakav zaključak je u velikoj mjeri rezultat polazne pretpostavke kojom se kao kratkoročni depoziti definišu depoziti oročeni do godinu dana. Naime, do aprila ove godine obavezna rezerva se nije obračunavala na depozite oročene preko 30 dana, tako da je modelski posmatrano rast stope obavezne rezerve stimulisao oročavanje samo preko mjesec dana, što je uglavnom ulazilo u kategoriju kratkoročnih depozita. Nova politika obavezne rezerve prema kojoj se obavezna rezerva ne primjenjuje na depozite oročene preko godinu dana je isuviše kratak vremenski period u primjeni da bi se utvrdila statistička signifikantnost (ona obuhvata samo tri od pedeset operacija). Vrlo je vjerovatno da ukoliko se ovo istraživanje ponovi kroz godinu dana da bismo dobili drugačiji zaključak, to jest mnogo veći uticaj obavezne rezerve na ročnu strukturu depozita.

Tabela br. 17 - ECM model uticaja stope rasta obavezne rezerve na stopu rasta ročne strukture depozita

Dependent Variable: DLOGRSD				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 24 52				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDLOGRSD	0.492374	0.084551	5.823414	0.0000
DLOGOBREZ	-0.459718	0.798825	-0.575492	0.5703
DDLOGOBREZ	0.067855	0.572728	0.118478	0.9067
C	0.047879	0.058950	0.812184	0.4247
RESID06	0.196032	0.076926	2.548328	0.0176
R-squared	0.635849	Mean dependent var		-0.009903
Adjusted R-squared	0.575157	S.D. dependent var		0.376087
S.E. of regression	0.245134	Akaike info criterion		0.181560
Sum squared resid	1.442173	Schwarz criterion		0.417300
Log likelihood	2.367385	F-statistic		10.47668
Durbin-Watson stat	1.037363	Prob(F-statistic)		0.000047

Prema DLR modelu, procijenjenog OLS metodom, stopa rasta ročne strukture depozita direktno zavisi od strukture u prethodnom periodu, Tako da rast stope rasta strukture depozita (u korist kratkoročnih depozita) dovodi do porasta stope rasta ročne strukture depozita (u korsiit krawtkoročnih depozita) za 0,55%. Sa druge strane, rastom stope rasta depozita ročnosti od 1-3 godine za 1% dolazi do smanjenja stope rasta ročne strukture depozita za 0,93%, a već u narednom mjesecu indukuje se povećanje stope rasta ročne strukture depozita za 0,5%

Tabela br. 18 - DLR model uticaja rasta rocne structure depozita i nivoa obavezne rezerve

Dependent Variable: DLOGRSD				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 24 52				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012607	0.010647	-1.184092	0.2518
DDLOGRSD	0.553084	0.115447	4.790806	0.0001
DLOGOBREZ	-0.031836	0.182084	-0.174844	0.8632
DDLOGOBREZ	0.046348	0.126872	0.365309	0.7191
DLOGPOZBANK	0.231453	0.155599	1.487493	0.1542
DLOGDPV	0.874261	0.244342	3.578022	0.0021
DDLOGDPV	-0.499681	0.154232	-3.239802	0.0045
DLOGDPV3MJ	0.072789	0.075278	0.966939	0.3464
DDLOGDPV3MJ	0.090732	0.079376	1.143068	0.2680
DLOGDP13	-0.931441	0.027271	-34.15555	0.0000
DDLOGDP13	0.519397	0.108383	4.792226	0.0001
R-squared	0.993809	Mean dependent var		-0.009903
Adjusted R-squared	0.990370	S.D. dependent var		0.376087
S.E. of regression	0.036906	Akaike info criterion		-3.479186
Sum squared resid	0.024517	Schwarz criterion		-2.960556
Log likelihood	61.44819	F-statistic		288.9639
Durbin-Watson stat	1.105859	Prob(F-statistic)		0.000000

4. ZALJUČAK

Model je došao do zaključka da promjena politike obavezne rezerve ima kratkoročan uticaj na posmatrane varijable. U dugom roku kretanje kredita i depozita više zavisi od kretanja u realnom sektoru ekonomije, nego od kretanja obavezne rezerve. Sa druge strane kretanje aktivne kamatne stope se pokazalo da je u velikoj mjeri nezavisno od varijabli koje je model testirao: nivo rizika zemlje, nivo depozita, nivo kredita i pozajmice iz inostranstva. Razlozi za to su po svemu sudeći da na nivo aktivne kamatne stope utiču određene varijable koje nije bilo moguće ekonometrijski testirati poput: visoke

i neelastične tražnje za kreditima, efekat ugledanja banaka, sporost u rešavanju privrednih sporova, kredibilitet zajmoprimaca i dr.

Model je utvrdio da porast stope rasta obavezne rezerve od 1% dovodi do kratkoročnog pada stope rasta kredita od 0,11%. Takođe, je utvrđeno da promjena stope obavezne rezerve nema statistički signifikantan uticaj na kretanje pozajmica iz inostranstva. Uticaj na kretanje pozajmica iz inostranstva ima kretanje odobrenih kredita, tako da je model utvrdio da porast stope rasta kredita od 1% utiče na dugoročan rast pozajmica iz inostranstva za 1,22%. Takođe je utvrđeno da na kretanje nivoa pozajmica iz inostranstva u tekućem periodu utiče kretanje pozajmica iz prethodnog perioda, odnosno da porast stope rasta pozajmica iz inostranstva od 1% indukuje porast stope rasta pozajmica od 0,5% u narednom mjesecu. Razlog za ovakvo kretanje se nalazi u činjenici da banke faktički refinansiraju pozajmice iz inostranstva.

Model nije potvrdio hipotezu da rast stope obavezne rezerve utiče na poboljšanje ročne strukture depozita, to jest rast dugoročnih depozita. Ovakav zaključak je u velikoj meri rezultat polazne pretpostavke kojom se kao kratkoročni depoziti definišu depoziti oročeni do godinu dana. Naime, do aprila ove godine obavezna rezerva se nije obračunavala na depozite oročene preko 30 dana, tako da je modelski posmatrano rast stope obavezne rezerve stimulisao oročavanje samo preko mjesec dana, što je uglavnom ulazilo u kategoriju kratkoročnih depozita. Nova politika obavezne rezerve prema kojoj se obavezna rezerva ne primjenjuje na depozite oročene preko godinu dana je isuviše kratak vremenski period u primjeni da bi se utvrdila statistička signifikantnost (ona obuhvata samo tri od pedeset opservacija). Vrlo je vjerovatno da ukoliko se ovo istraživanje ponovi kroz godinu dana da bismo dobili drugačiji zaključak, to jest mnogo veći uticaj obavezne rezerve na ročnu strukturu depozita.

U skladu sa očekivanjima model je i potvrdio da porast depozita utiče na rast kredita, odnosno porast stope rasta depozita od 1% dovodi do porasta stope rasta kredita od 0,82% u narednom mjesecu.

Model je pokazao da u dugom roku stopa obavezne rezerve ne utiče na kretanje aktivnih kamatnih stopa. U dugom roku aktivna kamatna stopa najviše zavisi od nivoa u prethodnom periodu, to jest pad stope rasta aktivne kamatne stope od 1% utiče na dugoročni pad stope rasta aktivne kamatne stope od 0,3% na mjesečnom nivou.

Modelom je utvrđeno da postoji uticaj rasta prometa na berzi na nivo odobrenih kredita. Uticaj nije veliki, ali je statistički signifikantan i pokazuje da porast stope rasta prometa na berzi od 1% utiče na porast stope rasta kredita od 0,03%. Ovakvo kretanje nas upućuje na zaključak da je deo trgovine na berzi finansiran iz bankarskih kredita.

Identična korelacija je utvrđena i kada su u pitanju strane direktne investicije, to jest porast stope rasta stranih direktnih investicija od 1% utiče na rast bankarskih kredita od 0,03%. Zaključak je sasvim logičan i očekivan, jer do sada najveći dio stranih investicija je došao kroz proces privatizacije, tako da novi vlasnici najčešće ulažu značajna sredstva u osavremenjavanje preduzeća, a finansiranje jednog dijela tih sredstava objezbeđuju kroz bankarske kredite.