

Saša Jakšić, dipl. oec.

**UTJECAJ MONETARNOG AGREGATA M4
I KAMATNIH STOPA NA CROBEX**

**IMPACT OF MONETARY AGGREGATE M4
AND INTEREST RATES ON CROBEX INDEX**

SAŽETAK: U ekonomskoj literaturi ne postoji jedinstveno gledište o smjeru i intenzitetu povezanosti makroekonomskih varijabli i varijabli koje reprezentiraju financijsko tržište. Empirijska istraživanja novijeg datuma pokazala su da postoji povezanost financijskog tržišta i makroekonomskih varijabli u ekonomski razvijenim zemljama kao i u zemljama u razvoju. Logično je postaviti pitanje: Postoji li povezanost navedenih varijabli i u Hrvatskoj? U tu svrhu provedena je analiza utjecaja monetarnog agregata M4 i kamatnih stopa na CROBEX. Primjenom kointegracijskog pristupa Johansena utvrđeno je da postoji povezanost varijabli u dugom roku, stoga je analiziran odnos varijabli u dugom i kratkom roku te su dobiveni rezultati uspoređeni s rezultatima drugih studija i ekonomskom teorijom.

KLJUČNE RIJEČI: CROBEX, kointegracija, Johansen.

ABSTRACT: In economic literature one can find different opinions on the direction and magnitude of relationship between macroeconomic variables and variables that proxy for financial markets. More recent research has shown statistically significant impact of macroeconomic variables and variables that proxy for financial markets in developed countries as well as in developing countries. We are interested if relationship between these variables exists in Croatian economy as well. Johansen's cointegration approach is applied to study relationship between variables of interest in the long run and in the short run. Results are compared with similar studies and economic theory.

KEY WORDS: CROBEX, cointegration, Johansen.

1. UVOD

U ekonomskoj literaturi ne postoji jedinstven stav o smjeru i intenzitetu povezanosti makroekonomskih varijabli i varijabli koje reprezentiraju financijsko tržište. Na temu uzročno-posljedičnog odnosa realnog sektora i financijskog tržišta napisani su brojni radovi. Tako Schumpeter /27/ smatra da su banke preko financijske intermedijacije ključni čimbenici u prijenosu financijskih resursa prema najproduktivnijoj upotrebi te na taj način utječu na ekonomski rast. S druge strane Robinson /24/ smatra da je razvoj financijskog tržišta posljedica ekonomskog rasta i veće potražnje za financijskim uslugama. Osim radova koji promatraju pozitivne učinke, postoje i radovi koji govore o mogućem negativnom utjecaju financijskog tržišta na ekonomski rast. Tako Van Wijnbergen /29/ i Buffie /5/ upozoravaju na štetne učinke koje bi ograničavanje sredstava za pozajmljivanje domaćim proizvođačima imalo na investicije i produktivnost. Istraživanja novijeg datuma pokazala su da postoji povezanost makroekonomskih varijabli i financijskog tržišta u ekonomski razvijenim zemljama kao i u zemljama u razvoju. Reakciju financijskog tržišta na promjene u makroekonomskim varijablama na primjeru ekonomski razvijenih zemalja su utvrdili Asprem /3/ (za europske zemlje), Wasserfallen /28/ (za UK, Njemačku i Švicarsku), Humpe i Macmillan /15/ (za SAD i Japan), Nasseh i Strauss /22/ (za Francusku, Njemačku, UK, Italiju, Nizozemsku i Švicarsku), Chen, Roll i Ross /6/ (za SAD), Cheung i Ng /7/ (za SAD, Kanadu, Njemačku Italiju i Japan). Za zemlje u razvoju postojanje utjecaja makroekonomskih varijabli na financijsko tržište utvrdili su Kyereboah-Coleman i Agyire-Tettey /18/ te Adam i Tweneboah /1/ (za Ganu), Darrat i Mukherjee /8/ te Naka, Mukherjee i Tufte /21/ (za Indiju), Al-Sharkas /2/ (za Jordan), Rousseau i Vuthipadadorn /25/ (za 10 azijskih zemalja), Nishat i Shaheen /23/ (za Pakistan).

Svim studijama koje promatraju ovu problematiku zajedničko je da polaze od pretpostavke efikasnog tržišta i jednog od modela vrjednovanja imovine. Teorijski modeli vrednovanja dionica pokazali su da na cijene dionica utječe diskontirana vrijednost budućih novčanih tokova /15/. Prema tome, mehanizam kojim makroekonomske varijable utječu na dioničko tržište, temelji se na utjecaju makroekonomskih varijabli na novčane tokove poduzeća što se u konačnici odražava na cijene dionica poduzeća, a preko cijena dionica na dioničko tržište.

U ovom je radu istraženo postoji li povezanost odabranih makroekonomskih varijabli (kamatnih stopa i monetarnog agregata M4) i dioničkog tržišta u Hrvatskoj i, ukoliko postoji, kakva je ta povezanost po smjeru i intenzitetu.

Rad je strukturiran na sljedeći način: u drugom poglavlju prikazane su varijable koje će biti korištene u analizi, kao i podatci koji će reprezentirati te varijable. U trećem poglavlju dan je pregled primijenjenih metoda i testova, nakon čega su u narednom poglavlju prikazani rezultati analize. Posljednje poglavlje daje završni osvrt na istraživanje.

2. IZBOR VARIJABLI

Varijable koje reprezentiraju dioničko tržište i makroekonomske varijable (novčanu masu i kamatnu stopu) su CROBEX, monetarni agregat M4 i kamatne stope na dugoročne kredite u kunama s valutnom klauzulom trgovačkim društvima.

Kao reprezentant dioničkog tržišta, pojedine se zemlje uobičajeno u istraživanjima /2, 15/ uzima kompozitni dionički indeks te zemlje. CROBEX je službeni dionički indeks Zagrebačke burze /30/. Na Zagrebačkoj burzi zaključno s datumom 11.9.2008. kotiraju 372 dionice. Od tog broja u CROBEX je na temelju utvrđenih kriterija odabrano njih 30 koje se smatraju najlikvidnijima. Podatci o vrijednostima vremenskog niza CROBEX indeksa prikupljeni su s internetskih stranica Zagrebačke burze /30/.

U teoriji postoje različiti stavovi o utjecaju povećanja novčane mase na cijene dionica. Promjene u novčanoj masi utječu na dioničko tržište na više načina. Fama /12/ smatra da rast novčane mase zbog povećane inflacije utječe na pad cijena dionica, a time i na pad dioničkih indeksa. Isto tako postoje mišljenja /23/ da povećanje novčane mase dovodi do porasta cijena dionica uslijed povećane likvidnosti. Cheung i Ng /7/ smatraju da su razlike u predznacima dobivenima u sličnim studijama u različitim zemljama posljedica razlika u percepcijama investitora o monetarnoj politici pojedine zemlje.

Uobičajeno se u modelima, kao reprezentant kamatne stope, uzima kamatna stopa na dužničke vrijednosne papire koji su alternativan oblik ulaganja u dionice kao vlasničke vrijednosne papire. Tada se uzima da porast kamatnih stopa dovodi do preusmjeravanja dijela sredstava investitora u obveznice i smanjenja cijena dionica. U ovom su radu uzete kamatne stope na kredite poduzećima čije bi smanjenje, uz ostale nepromijenjene uvjete, zapravo omogućilo poduzećima lakši ulazak u nove projekte i povećanje cijena dionica. Drugim riječima, smanjenje kamatnih stopa smanjuje trošak zaduživanja i, pozitivnim učincima na buduće novčane tokove, pozitivno djeluje na cijene dionica /20, str. 54/.

Izvor podataka za odabrane makroekonomske varijable su internetske stranice Hrvatske narodne banke /14/. Analizirani podatci su mjesečni i odnose se na razdoblje od 31.1.2000. godine do 31.5.2007. godine. CROBEX indeks i makroekonomske varijable (osim kamatnih stopa) su, kao što je to uobičajeno u literaturi /7/, dane u prirodnim logaritima. Dodatno, makroekonomske varijable su desezonirane primjenom metode TRAMO/SEATS, dok je za varijablu CROBEX utvrđeno da nisu prisutni sezonski utjecaji.

Budući da dosada još nije provedeno istraživanje koje je dovelo iste ove varijable u vezu za Hrvatsku, ne može se sa sigurnošću tvrditi kakva će biti povezanost varijabli u pogledu smjera i intenziteta i hoće li biti u skladu s ekonomskom teorijom.

3. METODOLOGIJA

Kao što je to uobičajeno u studijama u kojima se analizira povezanost varijabli, primijenjen je Johansenov kointegracijski pristup /4, 10, 16 i 17/. Johansenov pristup ima prednost pred Engle-Grangerovim pristupom prije svega zbog veće snage testova /22, str. 230/, zbog toga što dopušta postojanje više od jedne kointegracijske relacije i ne mora u svom algoritmu slijediti strogu podjelu varijabli na endogene i egzogene. Još jedna prednost

Johansenove kointegracijske analize jest što se na temelju modela korekcije pogrješke (ECM – *error correction model*) može promatrati zajedničko kretanje varijabli kao i proces prilagodbe prema dugoročnoj ravnoteži.

Koncept kointegracije predstavili su u svom radu Engle i Granger /11/. Nestacionarni vremenski nizovi su kointegrirani ukoliko su istog reda integracije i njihova je linearna kombinacija nižeg reda integracije. U ekonomiji takva linearna kombinacija upućuje na postojanje dugoročne ravnoteže među pojavama /13/. Za n nestacionarnih varijabli i duljinu pomaka k možemo zapisati vektorski autoregresijski model (VAR – *vector autoregression*) bez restrikcija.

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

U analizi će biti primijenjen Johansenov kointegracijski pristup. Tada možemo u jednadžbi (2) zapisati vektorski model ispravljanja pogrješke (VECM – *vector error correction model*). VECM je vektorski autoregresijski model koji uključuje kointegraciju preko ECT člana (*error correction term*).

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi_{t-k} Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Z_t je vektor reda $p \times 1$ koji uključuje analizirane varijable. ε_t je vektor inovacija. Γ_i je matrica parametara reda $p \times p$. Matrica Π se može rastaviti kao $\Pi = \alpha\beta'$, gdje je α matrica čiji se koeficijenti interpretiraju kao brzina povratka u ravnotežno stanje, a β je matrica koeficijenata jednadžbi dugog roka koja uključuje najviše $n-1$ kointegracijskih relacija i osigurava konvergenciju u dugoročno ravnotežno stanje. Točan broj kointegracijskih relacija utvrđuje se na bazi analize ranga matrice Π . Pritom je rang matrice jednak broju svojstvenih vrijednosti matrice koje su različite od nula. U tu svrhu provode se Johansenovi testovi kointegracije: test traga matrice (λ_{trace}) i test maksimalne svojstvene vrijednosti (λ_{max}). Test traga matrice testira nultu hipotezu da je broj kointegracijskih relacija (vektora) manji ili jednak r . Test maksimalne svojstvene vrijednosti u nultoj hipotezi sadrži tvrdnju da je broj kointegracijskih vektora jednak r , a alternativna sadrži tvrdnju da je broj kointegracijskih vektora jednak $r+1$. Pritom postoji mogućnost da testovi daju različite zaključke. Nakon određivanja reda kointegracije, bit će provedena analiza odgovarajućeg kointegracijskog vektora i koeficijenata brzine prilagodbe.

4. REZULTATI

Za postojanje kointegracije je uvjet da su varijable nestacionarne, a njihova linearna kombinacija stacionarna, stoga je prvi korak u analizi ispitivanje stacionarnosti varijabli. U tu su svrhu provedeni testovi jediničnog korijena (*unit root testovi*). Stacionarnost varijabli ispitana je pomoću proširenog testa Dickey-Fullera (Augmented Dickey-Fuller) /26/ koji u nultoj hipotezi pretpostavlja da varijabla ima jedinični korijen, tj. da nije stacionarna. Odabrane varijable nad kojima će biti provedena analiza su logaritamske vrijednosti CROBEX

indeksa (LCROBEX), realne kamatne stope (RK) i logaritamske vrijednosti realnog monetarnog agregata M4 (LM4)¹. Optimalna duljina pomaka za testiranje pojedinog vremenskog niza odabrana je na temelju Schwarzovog informacijskog kriterija (SIC).

Tabela 1. Izračunate test veličine i odabrana duljina pomaka ADF testa

Varijabla	Test veličina	Duljina pomaka
LCROBEX	2.08	0
Δ LCROBEX	-8.74*	0
RK	-3.1	1
Δ RK	-15.3*	0
LM4	-2.24	1
Δ LM4	-6.02*	0

* - označuje stacionarnost vremenskog niza uz signifikantnost 1%

Izvor: Izračun autora.

U tabeli 1. prikazani su rezultati testova jediničnog korijena za odabrane varijable. Za sve vremenske nizove testovi uključuju konstantu u jednadžbu. Test se provodi kao jednosmjerni test na donju granicu, a kritična vrijednost Dickey-Fullerove distribucije (signifikantnost 1%) je -3.5 /9/. Rezultati testova pokazuju da su sve varijable u razinama nestacionarne jer uz bilo koju uobičajenu razinu signifikantnosti ne možemo odbaciti hipotezu o postojanju jediničnog korijena. S druge strane, za prve diferencije varijabli (Δ označuje prve diferencije) uz signifikantnost 1% odbacujemo pretpostavku o postojanju jediničnog korijena. Za takve varijable kažemo da su integrirane reda jedan (oznaka $I(1)$).

Nestacionarnost varijabli uključenih u analizu ukazuje na mogućnost postojanja dugoročne povezanosti između varijabli. Pošto je ispitana stacionarnost varijabli i utvrđeno da su sve varijable integrirane reda jedan, primijenjen je Johansenov test kointegracije radi utvrđivanja jesu li analizirane varijable kointegrirane. Ukoliko jesu, ispituje se koliko postoji kointegracijskih vektora.

Odabir odgovarajuće duljine pomaka u VAR modelu je jako važan jer preveliki broj pomaka smanjuje snagu testa zbog procjene dodatnih parametara i gubitka stupnjeva slobode. S druge strane, nedovoljan broj pomaka ne reprezentira na adekvatan način dinamiku procesa ispravljanja pogriješke što se odražava na manje efikasne procjene standardnih pogriješaka /20, str. 59/. Duljina pomaka je, kao i za ADF testove (tabela 1), odabrana na temelju Schwarzova informacijskog kriterija.

Tabela 2. Odabrane duljine pomaka primjenom različitih informacijskih kriterija

Lag	LogL	FPE	AIC	SC	HQ
0	314.8	6.09e-08	-8.0	-8.0	-8.0
1	665.9	8.44e-12	-16.9	-16.6*	-16.8
2	680.5	7.30e-12*	-17.1*	-16.4	-16.8*
3	685.1	8.21e-12	-17.0	-16.1	-16.6

* - odabrana duljina pomaka za pojedini informacijski kriterij

Izvor: Izračun autora.

¹ Realne vrijednosti varijabli dobivene su pomoću indeksa potrošačkih cijena (CPI).

Testovi kointegracije ispituju postojanje i broj stacionarnih linearnih kombinacija nestacionarnih vremenskih nizova. Takva stacionarna linearna kombinacija naziva se kointegracijska relacija i može se interpretirati kao dugoročna ravnoteža između varijabli.

Tabela 3. Određivanje broja kointegracijskih vektora (test traga matrice)

Broj kointegracijskih vektora	Eigenvalue	Test veličina	Kritične vrijednosti (5%)
0	0.2026	30.6*	29.7
1	0.0914	10.9	15.4
2	0.0293	2.5	3.8

* odbacivanje nulte hipoteze uz signifikantnost 5%

Izvor: Izračun autora.

Tabela 4. Određivanje broja kointegracijskih vektora (test maksimalne svojstvene vrijednosti)

Broj kointegracijskih vektora	Eigenvalue	Test veličina	Kritične vrijednosti (10%)
0	0.2026	19.6*	18.8
1	0.0914	8.3	12.2
2	0.0293	2.5	2.7

* odbacivanje nulte hipoteze uz signifikantnost 10%

Izvor: Izračun autora.

U tabelama broj 3 i 4 prikazani su rezultati testova kointegracije (kritične vrijednosti su dane u MacKinnon, Haug, Michelis /19/). Oba primijenjena testa pokazala su postojanje jednog kointegracijskog vektora, odnosno da postoji jedna jednadžba dugoročne ravnoteže. Dugoročna ravnoteža između varijabli temelji se na procijenjenom kointegracijskom vektoru. Kod procjenjivanja kointegracijskog vektora uvedena je restrikcija da novčana masa M4 u dugom roku ne utječe na novčano tržište (u početnom modelu dugog roka bez uvedene restrikcije varijabla M4 nije bila statistički signifikantna). Na taj je način dobivena sljedeća jednadžba dugoročne ravnoteže.

$$LCROBEX = 3.73 + 52.35RK \quad (3)$$

Predznak u kointegracijskom vektoru ukazuje da povećanje kamatnih stopa na kredite trgovačkim društvima povećava cijene dionica u dugom roku. Proveden je LR test na postavljenu restrikciju. Uz uobičajenu razinu signifikantnosti (test veličina $\chi^2(1) = 0.108$, pripadna p -vrijednost je 0.74) prihvaća se nulta hipoteza da novčana masa M4 u dugom roku ne utječe na dioničko tržište.

Uz pretpostavljenu restrikciju procijenjen je VECM. Ocijenjeni VECM model za varijablu CROBEX dan je u jednadžbi (4). Odabrani model zadovoljava sve dijagnostičke provjere: testovi na rezidualima ne ukazuju na problem autokorelacije ni heteroskedastičnosti. U zagradama su ispod procijenjenih koeficijenata pripadne t -vrijednosti za pojedinačni test značajnosti varijable u modelu.

4. Bahovec, V. i Erjavec, N. (2008) *Uvod u ekonometrijsku analizu*. Element, Zagreb (u tisku).
5. Buffie, E. F. (1984) Financial repression, the new structuralists, and stabilization policy in semi-industrialized economies. *Journal of Development Economics*, vol. 14, str. 305-322.
6. Chen, N., Roll, R. i Ross S. A. (1986) Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, vol. 59, no. 3. str. 383-403.
7. Cheung, Y. W. i Ng, L. K. (1998) International evidence on the stock market and aggregate economic activity. *Journal of Empirical Finance*, vol. 5, str. 281-296.
8. Darrat, A. F. i Mukherjee, T. K. (1987) The Behaviour of the Stock Market in a developing Economy. *Economics Letters*, vol. 22, str. 273-78.
9. Davidson, R. D. i MacKinnon, J. G. (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.
10. Enders, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*. 2nd ed., Wiley.
11. Engle, R. F. i Granger, C. W. J. (1987) Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, vol. 55, str. 251-267.
12. Fama, E. F. (1981) Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *American Economic Review*, vol. 71, str. 545-565.
13. Granger, C. W. J. (1986) Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, str. 13-27.
14. Hrvatska narodna banka: www.hnb.hr (12/9/2008.)
15. Humpe, A. i Macmillan, P. (2007) Can macroeconomic variables explain long term stock movements? A comparison of the US and Japan. *Centre for Macroeconomic Analysis Working Paper Series*.
16. Johansen, S. (1988) Statistical applications of cointegrated vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*. vol. 12, str. 231-254.
17. Johansen, S. (1991) Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, vol. 59, str. 1551-1580.
18. Kyereboah-Coleman, A. i Agyire-Tettey, K. F. (2008) Impact of macroeconomic indicators on stock market performance (The case of the Ghana Stock Exchange). *The Journal of Risk Finance*, Vol. 9, No. 4, str. 365-678.
19. MacKinnon, J. G., Haug, A. A. i Michelis, L. (1999) Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, no. 5, str. 563-577.
20. Maysami, R. C., Howe, L. C. i Hamzah, M. A. (2004) Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices. *Jurnal Pengurusan*, vol. 24, str. 47-77.
21. Naka, A., Mukherjee, T. i Tufte, D. (1998) Macroeconomic variables and the performance on the Indian Stock Market. *Working Papers 1998-06*, University of New Orleans, Department of Economics and Finance.
22. Nasseh, A. i Strauss, J. (2000) Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 40, str. 229-245.

23. Nishat, M. i Shaheen, R. (2004) Macroeconomic Factors and Pakistani Equity Market. *The Pakistan Development Review*, vol. 43, str. 619-637.
24. Robinson, J. (1952) *The Rate of Interest and Other Essays*. Macmillan, London.
25. Rousseau, P. L. i Vuthipadadorn, D. (2005) Finance, investment and growth: Time series evidence from 10 Asian economies. *Journal of Macroeconomics*, vol. 27, str. 87-106.
26. Said, S. E. i Dickey, D. A. (1984) Testing for unit roots in autoregressive-Moving average models of unknown order. *Biometrika*, vol. 71, str. 599-607.
27. Schumpeter, J. A. (1911) *The Theory of Economic Development*. Oxford University Press, Oxford.
28. Wasserfallen, W. (1989) Macroeconomic news and the stock market. *Journal of Banking and Finance*, vol. 13, (4/5), str. 613-626.
29. Wijnbergen, V. S. (1983) Interest rate management in LDCs. *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, str. 433-452.
30. Zagrebačka burza: www.zse.hr (12/9/2008.)