

چکیده*

مطالعه حاضر با هدف پیش‌بینی فصلی متغیرهای کلیدی کلان اقتصاد و متغیرهای پولی، یک الگوی کلان سنجی پویا و کوچک را با تأکید بر بخش پولی برای اقتصاد ایران طراحی می‌نماید. از این رو ابتدا یک الگوی کلان با داده‌های فصلی که نقش مرکزی را ایفا می‌نماید، برای دوره ۱۳۸۳/۴ - ۱۳۷۰/۱ مورد برآورد قرار می‌گیرد. ساختار الگوی فوق بر پایه تئوری‌های کلان اقتصادی استوار بوده و الگوسازی در برگیرنده بازارهای کالاها و خدمات، بازار ارز، بازار پول و بازار دارایی‌ها است. زیربخش پولی در این مطالعه به‌عنوان یک زیر بخش برای الگوی مرکزی گفته شده تلقی گردیده و مجزا در دوره موردنظر در چارچوب رویکرد I-O¹ مورد برآورد قرار می‌گیرد. در نهایت با برقراری ارتباط بین متغیرهای بخش مرکزی و پولی، امکان پیش‌بینی فصلی در افق زمانی میسر می‌گردد. روش برآورد برای الگوی مرکزی VECM و برای بخش پولی ARDL است. نتایج حاصله دلالت بر توضیح‌دهی مناسب معادلات از ساختار کلان و بخش پولی اقتصاد ایران دارد. در کل بر اساس نتایج حاصله، به نظر می‌رسد الگوی فصلی طراحی شده با توجه به توانایی آن در پیش‌بینی متغیرهای کلیدی کلان اقتصاد، بتواند به-عنوان ابزاری قدرتمند سیاست‌گذار را در اتخاذ تصمیمات مناسب اقتصادی یاری نماید. کلمات کلیدی: الگوی کلان سنجی پویا، الگوی قمر پولی، تقاضا برای وام، عرضه سپرده.

مؤسسه عالی بانکداری ایران
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

* این مدل توسط بانک پارسیان جهت تجزیه و تحلیل متغیرهای کلان و بخش پولی تهیه شده است.

¹ industrial organization

مقدمه

پس از ارزیابی اولین مدل کلان‌سنجی توسط تین برگن و کلاین و گسترش این نوع مدل‌ها در مطالعات اقتصادسنجی بنیاد کالز، مدل‌های کلان‌سنجی متعددی توسط دولت، بانک مرکزی و سایر ارگان‌های تصمیم‌گیری کشورها به‌منظور پیش‌بینی و ارزیابی سیاستی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. اما با انتقادهایی که از دهه‌ی ۱۹۸۰ به بعد بر پیکره‌ی این نوع مدل‌ها وارد گردید و همچنین با رشد و گسترش روش‌های نوین اقتصادسنجی، چهره‌الگوسازی در حیطه‌ی کلان اقتصادی به‌ویژه در سال‌های اخیر کاملاً دگرگون گردیده است.

اخیراً با گسترش روش‌های اقتصادسنجی سری زمانی و الگوهای مرسوم به VAR ساختاری متقابلاً همگرا و معادلات تصحیح خطا برداری که توسط یوهانس، جسیوس (۲۰۰۰ و ۱۹۹۸ و ۱۹۹۴)^۱ و اریکسون (۲۰۰۰)^۲ ارزیابی گردیده، علاوه بر توانایی در آزمون ساختار بلندمدت اقتصادی که براساس تئوری اقتصادی استوار است، توانایی پیش‌بینی این الگوها نیز نسبت به الگوهای ساختاری گذشته به‌طور قابل توجهی افزایش یافته است. مطالعه حاضر با هدف پیش‌بینی فصلی متغیرهای کلیدی کلان اقتصاد و متغیرهای پولی، یک الگوی کلان‌سنجی پولی و کوچک را با تأکید بر بخش پولی برای اقتصاد ایران طراحی می‌نماید. از این رو ابتدا یک الگوی کلان با داده‌های فصلی که نقش هسته را دارا است، برای دوره ۱۳۸۲/۴ - ۱۳۷۰/۱ مورد برآورد قرار می‌گیرد. ساختار الگوی فوق بر پایه نظریه‌های کلان اقتصادی استوار بوده و الگوسازی در برگیرنده بازارهای کالاها و خدمات، بازار ارز، بازار پول و بازار دارایی‌ها است. زیربخش پولی در این مطالعه به‌عنوان یک قمر برای هسته مرکزی فوق‌الذکر تلقی گردیده و مجزا در دوره فوق بر اساس تئوری‌های پولی مورد برآورد قرار می‌گیرد و نهایتاً برقراری ارتباط بین متغیرهای هسته و قمر امکان پیش‌بینی فصلی را در افق زمانی میسر می‌سازد. قسمت‌های بعدی این مطالعه به شرح زیر سازمان یافته است. در قسمت دوم ساختار الگوی هسته شناسایی شده و روابط بلندمدت متغیرها به‌طور نظری مورد بررسی قرار می‌گیرد. در قسمت سوم الگوی هسته برآورد و تفسیر می‌گردد. در بخش چهارم معادلات قمر

^۱ Johansen and Juselius (1994,1998,2000)

^۲ Ericsson (2000)

پولی ارایه شده و مورد برآورد قرار می‌گیرد. بخش پنجم اختصاص به شبیه‌سازی پویا و پیش‌بینی خارج نمونه متغیرهای درون‌زای هسته و قمر دارد و در پایان نتایج ارایه می‌گردد.

۱- چهارچوب الگوی هسته مرکزی

چهارچوب تئوریک هسته مرکزی براساس الگوی IS-LM-BP بنا شده است که در آن سه بازار کالا و خدمات، پول و بازار خارجی و تعادل بین متغیرهای این بازارها مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین از آنجایی که شناسایی ساختار روابط بلندمدت بین متغیرهای کلان اقتصاد و به عبارت دیگر اعمال محدودیت‌های تئوریک روی روابط بین متغیرهای اقتصادی، در فضای بلندمدت تعادلی صورت می‌پذیرد، از این رو ابتدا روابط بلندمدت متغیرها در چارچوب تئوری اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. سپس روابط متغیرهای ذکر شده در چهارچوب یک الگوی کلان سنجی مناسب (VECM) مورد برآورد و شناسایی قرار گرفته و همچنین دینامیسم کوتاه‌مدت متغیرها مشخص شده و برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۱-۱- تقاضای پول

تقاضا برای پول m^d براساس تابع زیر تصریح گردیده است:

$$m_t^d = \alpha_1 p_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t^m + u_m$$

که در آن y_t تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۷۶، p_t سطح عمومی قیمت‌ها و r_t^m نرخ بهره‌ی بازار به‌عنوان جای‌گزینی برای هزینه نگهداری پول است. مطابق انتظار در معادله‌ی فوق بایستی $\alpha_2 > 0$ ، $\alpha_3 < 0$ باشد. همچنین در صورتی که تمامی متغیرهای تابع فوق $I(1)$ باشند در آن صورت بایستی برای وجود رابطه همگرایی متقابل بین متغیرها، $u_m \sim I(0)$ باشد. در دیگر شرایط، در صورتی که $m_t \sim I(2)$ ، $p_t \sim I(2)$ باشد، در آن صورت $m_t - p_t \sim I(1)$ و $\Delta p_t \sim I(1)$ بوده و تابع می‌تواند به صورت زیر تصریح گردد:

$$m_t^d - p_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t^m + \alpha_4 \Delta p_t + u_m \quad (1)$$

که در آن بایستی $\alpha_4 < 0$ و $u_m \sim I(0)$ باشد.

۲-۱- معادله نرخ بهره

معادله برابری فیشر، پیش‌بینی می‌کند که نرخ بهره‌های کوتاه‌مدت به تورم انتظاری بستگی دارند. از سوی دیگر، براساس فرضیه‌ی انتظاری، نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ بهره بلندمدت را تعیین می‌کند:

$$\begin{cases} R_m = E_t(\Delta p_{t+1}) + U_{Rm} \\ R_{bt} = R_m + U_{Rb} \end{cases} \quad (۲)$$

که در آن $E_t(\Delta P_{t+1})$ انتظارات تورمی و R_{bt} نرخ بهره بلندمدت است. در این‌جا، اگر $R_b - R_m \sim I(0)$ باشد، دلالت بر صحت فرضیه‌ی انتظاری و در صورت $\Delta R_m - \Delta P_t \sim I(0)$ سازگاری با معادله برابری فیشر را به نمایش می‌گذارد. در ایران کنترل نرخ‌های بهره رسمی، امکان برقراری رابطه یک به یک بین نرخ بهره بانکی و بازار آزاد را منتفی می‌سازد. از این رو انتظار در برقراری برابری فیشر بیشتر محتمل به نظر می‌رسد.

۳-۱- معادله‌ی درآمد و تراز تجاری

رابطه IS دلالت بر این دارد که درآمد واقعی تعدیل شده براساس روند زمانی، تابعی از نرخ بهره r_t^m و نرخ واقعی ارز باشد:

$$y_t = \theta_0 t + \theta_1 r_t^m + \theta_2 (e_t + p_t^* - p_t) + u_y$$

که در آن نرخ e_t نرخ ارز بازار آزاد و p_t^* قیمت خارجی و همچنین مطابق انتظار $\theta_1 < 0$ و $\theta_2 > 0$ است. حال در صورتی‌که $p_t \sim I(2)$ و $p_t^* \sim I(2)$ باشد، $p_t - p_t^* \sim I(1)$ بوده و زمانی رابطه بلندمدت برقرار است که، $u_y \sim I(0)$ باشد و از سوی دیگر معادله‌ی

فوق می‌تواند در جهت تعیین نرخ واقعی ارز به صورت زیر باز نویسی شود:

$$(e_t + p_t^* - p_t) = \psi_1 t + \psi_2 y_t + \psi_3 r_t^m + u_{ppp} \quad (۳)$$

در کل تصریح دقیق معادله در عمل، بستگی به مرتبه متغیرها و آزمون بیش از حد شناسایی در رابطه با اعمال محدودیت‌های تئوری اقتصادی دارد که در قسمت‌های بعدی با جزئیات به آن پرداخته می‌شود.

۲- مدل تجربی

به منظور الگوسازی روابط بلندمدت ذکر شده در قسمت قبل، ما از یک الگوی تصحیح خطای برداری به شکل زیر استفاده می‌کنیم:

$$\Delta y_t = \mu + \sum \Pi_i \Delta y_{t-i} + \pi y_{t-1} + \phi D_t + \Psi \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma), t = 1, \dots, T$$

جایی که y_t یک بردار $(P \times 1)$ ، D_t مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی، X_t متغیرهای برون‌زای ضعیف و پارامترهای $\{\sum \pi_i, \pi, \phi, \mu, \psi, \Sigma\}$ غیر مقید هستند. در صورتی- که $y_t \sim I(1)$ باشد، در آن صورت بردار π دارای رتبه کاهش: $\pi = \alpha \beta'$ و $\alpha' \Gamma \beta_{\perp}$ دارای رتبه کامل خواهد بود. جای که α ، β ماتریس با رتبه $p \times r$ و α_{\perp} و β_{\perp} به ترتیب ماتریس‌های عمود بر α و β با رتبه‌ی $p \times (p-r)$ بوده و $\Gamma = I - \sum \pi_i$ است. برای احراز فرضیه $y_t \sim I(1)$ ابتدا بایستی آزمون ریشه واحدی روی متغیرهای این بردار انجام پذیرد.

جدول (۱) آزمون ریشه واحد را روی متغیرهای نقدینگی؛ m_t شاخص قیمت خرده-فروشی؛ p_t شاخص قیمت خرده‌فروشی OECD؛ p_t^* تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۷۶؛ y_t نرخ ارز بازار آزاد؛ e_t نرخ بهره بازار آزاد (محاسبه شده براساس نرخ بهره در بازار مسکن)؛ r_t^m و قیمت جهانی نفت؛ po_t به نمایش می‌گذارد. براساس نتایج حاصله، y_t, e_t, r_t^m, po_t دارای مرتبه $I(1)$ و m_t, p_t, p_t^* دارای مرتبه $I(2)$ هستند. همچنین براساس جدول فوق مشخص است که $m_t - p_t \sim I(1)$ ، $e_t - p_t^* - p_t \sim I(1)$ و $\Delta p_t \sim I(1)$ هستند. از این رو بردار y_t شامل متغیرهای $\{m_t - p_t, e_t - p_t - p_t^*, y_t, r_t^m, \Delta p_t\}$ بردار D_t شامل متغیرهای مجازی فصلی و دو متغیر مجازی برای در نظر گرفتن متغیرهای کیفی و تغییر در ساختار اقتصادی و X_t شامل متغیر قیمت واقعی نفت؛ $po_t - p_t^*$ (به‌عنوان یک متغیر برون‌زای ضعیف $I(1)$ برای سیستم) می‌گردد.

جدول ۱: آزمون ریشه‌ی واحد برای متغیرهای الگوی هسته

متغیر	ADF(μ)	ADF(τ)	SBC
m_t	۰,۶	-۲,۲	۴
p_t	-۱,۹	-۱,۲	۵
p_t^*	۱	-۱,۷	۴
e_t	-۲,۱	۰,۹	۰
y_t	-۰,۴	-۳,۴	۲
r_t^m	-۱,۸	-۳,۱	۰
Δm_t	-۲,۱	-۲,۲	۳
Δp_t	-۲,۳	-۳	۵
Δp_t^*	-۰,۹	-۱,۸	۳
Δy_t	-۸	-۸,۱	۱
Δr_t^m	-۶	-۶,۵	۰
Δe_t	-۷	-۷,۶	۰
$m_t - p_t$	۱,۶	۰,۰۶	۶
$e_t + p_t^* - p_t$	-۲,۵	-۰,۲۳	۰
$p_{0t} - p_t^*$	-۱,۴	-۲,۳	۰

توجه: سطح بحرانی برای آماره دیکی فولر با عرض از مبدا ADF(μ) و با روند ADF(τ) در سطح ۵٪ به ترتیب برابر ۲/۹- و ۲/۴- است.

۲-۱- نتایج برآورد الگوی هسته مرکزی

الگوی (۴) با دو وقفه که بر اساس معیار شوارتز تعیین گردیده، مورد برآورد و آزمون‌های صحت الگو در ذیل ارائه گردیده‌است. با توجه به نتایج آرایه شده در جدول (۲) آزمون‌های خودهمبستگی AR، نرمال بودن، آزمون واریانس ناهمسانی Arch چه برای تک تک معادلات و چه برای کل سیستم دلالت بر نیکویی برازش الگو دارد. گام بعدی در فراگرد الگوسازی انجام آزمون همگرایی بلندمدت متقابل برای تعیین تعداد بردارهای همگرا در الگوی هسته مرکزی است. جدول (۳) این آزمون را مورد نمایش قرار می‌دهد. نتایج حاصله دلالت بر وجود سه رابطه بلندمدت دارد.

جدول ۲: آزمون نیکویی برازش برای الگوی هسته مرکزی

m_t-p_t	:AR 1- 4 F(4, 24) = 0.54792 [0.7023]
$e_t-p_t^*$:AR 1- 4 F(4, 24) = 1.1452 [0.3594]
ΔP_t	:AR 1- 4 F(4, 24) = 0.59929 [0.6667]
y_t	:AR 1- 4 F(4, 24) = 2.9583 [0.0404]
r_t^m	:AR 1- 4 F(4, 24) = 3.3181 [0.0268]

m_t-p_t	:Normality Chi^2(2) = 1.3208 [0.5166]
$e_t-p_t^*$:Normality Chi^2(2) = 6.7828 [0.0337]
ΔP_t	:Normality Chi^2(2)= 2.7014 [0.2591]
y_t	:Normality Chi^2(2)= 0.46984 [0.7906]
r_t^m	:Normality Chi^2(2)= 0.02851 [0.9858]

m_t-p_t	:ARCH 4 F(4, 20) = 0.23617 [0.9146]
$e_t-p_t^*$:ARCH 4 F(4, 20) = 0.61671 [0.6557]
ΔP_t	:ARCH 4 F(4, 20) = 0.12425 [0.9720]
y_t	:ARCH 4 F(4, 20) = 0.31089 [0.8673]
r_t^m	:ARCH 4 F(4, 20) = 1.7178 [0.1856]

m_t-p_t	:Xi^2 F(20, 7) = 0.3933 [0.9520]
$e_t-p_t^*$:Xi^2 F(20, 7) = 0.32392 [0.9776]
ΔP_t	:Xi^2 F(20, 7) = 0.33135 [0.9754]
y_t	:Xi^2 F(20, 7) = 0.31645 [0.9797]
r_t^m	:Xi^2 F(20, 7) = 0.28468 [0.9873]

Vector AR 1-4	F(100, 24) = 1.7832 [0.0528]
Vector normality	Chi^2(10)= 18.281 [0.0504]
Vector Xi^2	Chi^2(300) = 294.64 [0.5765]

جدول ۳: آزمون همگرایی متقابل بلندمدت

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.849928	142.2791	59.46	66.52
At most 1 **	0.523812	60.72358	39.89	45.58
At most 2 *	0.337457	28.82003	24.31	29.75
At most 3	0.200648	11.11823	12.53	16.31
At most 4	0.034018	1.488238	3.84	6.51

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 5% level
Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.849928	81.55553	30.04	35.17
At most 1 **	0.523812	31.90355	23.80	28.82
At most 2	0.337457	17.70180	17.89	22.99
At most 3	0.200648	9.629994	11.44	15.69
At most 4	0.034018	1.488238	3.84	6.51

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

۲-۲- شناسایی روابط بلندمدت متغیرها

برای شناسایی ساختار اقتصادی سه بردار همگرا استخراج شده، بایستی حداقل سه محدودیت تئوریک روی هر یک از سه بردار فوق اعمال گردد تا سیستم به صورت بیش از حد مشخص شناسایی گردد. در این رابطه با توجه به معادلات (۱)، (۲) و (۳)، ما ۱۱ محدودیت شناسایی سازگار با تئوری اقتصادی را تحمیل سیستم معادلات کردیم. برای آزمون فرضیه H_0 دال بر برقراری محدودیت‌های تحمیل شده از آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی استفاده گردید. توزیع این آماره $\chi^2(\cdot)$ بوده و مقدار آن با دو درجه آزادی برابر: $LR=1/0.2$ به دست آمد که با توجه به مقدار ارزش احتمالی؛

محدودیت‌های تحمیل شده بر معادلات هسته مرکزی، مورد پذیرش قرار گرفت: $p\text{-value}=0/6$

ساختار بلندمدت شناسایی شده برای دوره ۱۳۸۲/۴-۱۳۷۰/۱

$$e_m = m_t - P_t - 0.9y_t + 0.43r_t^m \quad (0.03) \quad (0.05)$$

$$e_{ppp} = e_t + p_t^* - p_t + 0.77y_t \quad (0.007)$$

$$e_{mt} = r_t^m - 0.75\Delta p_t \quad (0.1)$$

LR=1.02 , p-Value=0.6

توجه: مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب است.

در معادله تقاضای پول، کشش درآمدی برابر با ۰/۹ برآورد گردیده و در سطح یک درصد معنی‌دار است. همچنین کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره بازار دارای علامت مورد انتظار و در سطح یک درصد معنی‌دار است. این برآورد دلالت بر این دارد که افزایش یک درصدی نرخ بهره در بازار مسکن، تقاضای واقعی پول را به اندازه ۰/۴۳ درصد کاهش می‌دهد.

در معادله نرخ ارز واقعی، نرخ ارز تابعی از درآمد، گردیده است. ضریب آن معادل ۰/۷۷ و در سطح یک درصد معنی‌دار است. برآورد ضریب، دلالت بر این دارد که افزایش یک درصدی درآمد، نرخ ارز واقعی را به اندازه ۰/۷۷ درصد کاهش می‌دهد که کاهش نرخ ارز واقعی معادل افزایش ارزش پول داخلی (ریال) و یا معادل افزایش کسری تراز تجاری است. در معادله نرخ بهره بازار، نرخ بهره در بازار مسکن با ضریب مثبت و مورد انتظار به نرخ تورم مرتبط گردیده است. افزایش یک درصدی تورم، باعث افزایش ۰/۷۵ درصدی در نرخ بازار مسکن می‌گردد.

۲-۳- معادلات تصحیح خطا در الگوی هسته مرکزی

جدول (۴) برآورد معادلات تصحیح خطای مرتبط با متغیرهای درون‌زای الگوی هسته مرکزی را به نمایش می‌گذارد. مطابق نتایج برآوردی، در تمامی معادلات به غیر

از معادله درآمد (Y_t) حداقل یکی از ضرایب جمله تصحیح خطا از نظر آماری معنی‌دار است که دلالت بر تصحیح عدم تعادل ایجاد شده مربوط به خود آن بازار یا سایر بازارها دارد. به‌عنوان مثال در معادله نرخ تورم، معادل ۰/۱۲ درصد از تغییرات آن توسط عدم تعادل در بازار پول، ۰/۱۰ درصد توسط عدم تعادل در بازار خارجی و حدود ۰/۰۱ درصد توسط انحراف نرخ بهره بازار مسکن از تورم توضیح داده می‌شود. همچنین معنی‌دار نبودن ضرایب جملات خطا در معادله‌ی درآمد دلالت بر برون‌زایی ضعیف این متغیر نسبت به الگوی هسته مرکزی دارد.



مؤسسه عالی بانکداری ایران
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

جدول ۴: برآورد الگوی VECM (2) براساس سه بردار بلندمدت شناسایی شده

	$\Delta(m-p)$	$\Delta(y)$	$\Delta(e+p^*-p)$	$\Delta(r^m)$	$\Delta(p,2)$
e_m	(0.06022)	-0.028038 (0.07375)	-0.244375 (0.16964)	-1.313473 (0.27896)	0.118028 (0.04206)
e_{ppp}	-0.097948 (0.05929)	-0.003506 (0.07263)	-0.220973 (0.16704)	0.424440 (0.27470)	0.112766 (0.04142)
e_r	0.006161 (0.00506)	0.000240 (0.00619)	-0.003889 (0.01425)	0.014131 (0.02343)	0.008009 (0.00353)
$\Delta(m(-1)-p(-1))$	-0.085693 (0.19242)	-0.092504 (0.23568)	0.875822 (0.54208)	0.490771 (0.89143)	-0.091326 (0.13440)
$\Delta(m(-2)-p(-2))$	-0.238005 (0.18986)	-0.318417 (0.23255)	-0.059913 (0.53487)	0.254264 (0.87958)	0.153756 (0.13261)
$\Delta(y(-1))$	0.119174 (0.19275)	-0.592650 (0.23608)	0.042163 (0.54300)	-0.502893 (0.89295)	-0.002179 (0.13463)
$\Delta(y(-2))$	0.135353 (0.17994)	-0.391866 (0.22040)	-1.459387 (0.50693)	-2.126992 (0.83362)	0.046352 (0.12568)
$\Delta(e(-1)+p^*(-1)-p(-1))$	-0.045574 (0.07282)	0.112223 (0.08919)	-0.160941 (0.20515)	0.233234 (0.33735)	0.106660 (0.05086)
$\Delta(e(-2)+p^*(-2)-p(-2))$	-0.076169 (0.07676)	0.134700 (0.09403)	-0.091567 (0.21626)	0.021230 (0.35563)	0.003930 (0.05362)
$\Delta(r^m(-1))$	0.071113 (0.03733)	-0.044220 (0.04572)	0.078537 (0.10517)	0.061306 (0.17294)	-0.071292 (0.02607)
$\Delta D(r^m(-2))$	0.072114 (0.04001)	0.013902 (0.04901)	-0.022478 (0.11272)	-0.087197 (0.18536)	-0.041152 (0.02795)
$\Delta(p(-1),2)$	0.332720 (0.35317)	-0.231005 (0.43258)	-0.011409 (0.99495)	1.596970 (1.63615)	-0.206079 (0.24668)
$\Delta(p(-2),2)$	0.165223 (0.20916)	-0.100232 (0.25619)	-0.097127 (0.58924)	1.381801 (0.96898)	-0.003498 (0.14609)
@SEAS(1)	-0.079508 (0.01515)	0.020461 (0.01856)	-0.026892 (0.04268)	0.011257 (0.07019)	0.023464 (0.01058)
@SEAS(2)	-0.050280 (0.01860)	0.029066 (0.02278)	-0.029652 (0.05240)	-0.096280 (0.08617)	0.008110 (0.01299)
@SEAS(3)	-0.048529 (0.01811)	-0.003022 (0.02219)	-0.000641 (0.05103)	-0.073539 (0.08392)	-0.004076 (0.01265)
D80	0.052983 (0.02965)	0.020897 (0.03631)	0.022507 (0.08352)	0.614964 (0.13734)	0.005538 (0.02071)
D78	0.016554 (0.02141)	0.015306 (0.02622)	0.011132 (0.06030)	-0.019956 (0.09917)	-0.038936 (0.01495)
$po(-1)-p^*(-1)$	0.035140 (0.03957)	-0.002663 (0.04846)	-0.126749 (0.11147)	-0.121571 (0.18331)	0.020077 (0.02764)
$po(-2)-p^*(-2)$	-0.056458 (0.03974)	0.036298 (0.04868)	-0.118727 (0.11196)	0.218015 (0.18412)	0.036950 (0.02776)
D821	0.035099 (0.02008)	0.028519 (0.02460)	0.054526 (0.05658)	-0.045664 (0.09304)	-0.031962 (0.01403)
R-squared	0.856423	0.354723	0.664108	0.690598	0.884695
Adj. R-squared	0.736775	-0.183009	0.384199	0.432763	0.788607
Sum sq. residues	0.015704	0.023560	0.124634	0.337040	0.007661
S.E. equation	0.025580	0.031331	0.072063	0.118505	0.017867
F-statistic	7.157871	0.659665	2.372580	2.678453	9.207155

۳- الگوی قمر پولی کشور

برای الگوسازی بخش پولی، ما از رویکرد I.O استفاده می‌نماییم. در این رویکرد مطابق تئوری بانکداری، بانک‌ها واسطه‌گرهای مالی هستند که سپرده‌ها را از مردم دریافت و در عوض به مردم خدمات در شکل وام ارایه می‌نمایند. در این چارچوب، مطابق مطالعه مونتلی (۱۹۷۲)^۱ و کلین (۱۹۷۱)^۲ سه بازار وام، سپرده و اوراق قرضه و سه نوع کارگزار، یعنی بانک مرکزی، بانک‌های خصوصی و خانوارها/ بنگاه‌های تولیدی وجود دارند. بازار اوراق رقابتی فرض گردیده در حالی بازار سپرده و وام غیررقابتی فرض می‌شوند. رفتار بانک مرکزی برون‌زا فرض گردیده، به طوری که آن نرخ بهره i را در بازار پول تثبیت می‌نماید. تراز نامه بانک مرکزی در طرف دارایی‌ها شامل اعتبارات بانک مرکزی (CBC) و در طرف بدهی‌ها شامل پول در گردش (CU) و ذخایر R می‌گردد:

$$CBC = CU + R$$

بانک‌های تجاری، بنگاه‌های حداکثرکننده سود در یک بازار انحصاری چند جانبه هستند. بانک‌ها خریدار وام (L) و فروشنده سپرده (D) هستند. بنابراین تابع سود بانک π_n می‌تواند به صورت تابع زیر نشان داده شود:

$$\pi_n = i_n^l l_n - i_n^D D_n - i CBC_n + i IBP_n$$

جایی که i_n^l نرخ بهره بانک π_n روی وام (l_n) ، i_n^D نرخ بهره بانک π_n روی سپرده و IBP_n خالص دارایی‌ها بانک π_n از طریق مشارکت با سایر بانک‌ها است. بنابراین ترازنامه بانک تجاری π_n می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$R_n + L_n + IBP_n = D_n + CBC_n$$

به طوری که IBP_n می‌تواند به صورت زیر حاصل گردد:

$$IBP_n = D_n(1-r) + CBC_n - l_n$$

که در رابطه‌ی فوق، فرض گردیده که بانک‌ها فقط ذخایر اضافی نگهداری می‌نمایند ($R_n = rD_n$). حال با توجه به روابط فوق، تابع سود بانک π_n می‌تواند به صورت زیر بازنویسی گردد:

¹ Monti (1972)

² Klein (1971)

$$\pi_n = i_n^l l_n + i(1-r)D_n - il_n - i_n^D D_n$$

گروه سوم از کارگزاران، خانوارها و بنگاه‌ها هستند. در این رویکرد فرض می‌شود که آنها دارای تابع تقاضای خطی برای وام از هر بانک تجاری هستند.

$$l_n = \alpha_0 + \alpha_1 i_n^l + \alpha_2 (i_{-n}^l - i_n^l) + \alpha_3 y$$

$$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_3 > 0, \alpha_2 < 0$$

و برای سپرده عرضه شده به هر بانک تجاری:

$$d_n = \beta_0 + \beta_1 i_n^D + \beta_2 (i_{-n}^D - i_n^D) + \beta_3 y$$

$$\beta_0, \beta_1, \beta_3 > 0, \beta_2 < 0$$

که در آن i_n^D و i_n^l به ترتیب نرخ‌های بهره روی بازار اعتبارات و بازار سپرده ارایه شده توسط بانک n هست. y درآمد و i_{-n}^D و i_{-n}^l متوسط نرخ‌های بهره‌ی سایر بانک‌ها است:

$$i_{-n}^l = \frac{1}{N-1} \sum_{\substack{m=1 \\ (m \neq n)}}^N i_m^l, i_{-n}^D = \frac{1}{N-1} \sum_{\substack{m=1 \\ (m \neq n)}}^N i_m^D$$

حال با حل سیستم در تعادل، تابع تقاضا وام و عرضه سپرده به صورت زیر قابل ارایه خواهند بود.^۱

$$l = c_0 + c_1 i^l + c_2 i + c_3 y$$

$$D = d_0 + d_1 i^D + d_2 i + d_3 y$$

۳-۱- الگوی اقتصادسنجی برای قمر پولی

ما ابتدا دو معادله نهایی ارایه شده در قسمت قبل را مجدداً در شکل خطی- لگاریتمی به صورت زیر ارایه می‌نماییم.

$$l_t = a_0 + a_1 i_t^l + a_2 r_t^m + a_3 y_t + \varepsilon_{lt}$$

$$d_t = \beta_0 + \beta_1 i_t^D + \beta_2 r_t^m + \beta_3 y_t + \varepsilon_{dt}$$

که در آن I_t لگاریتم مقدار وام واقعی پرداخت شده توسط بانک‌ها، I_t^l متوسط نرخ بهره روی وام، r_t^m نرخ بهره بازار (نرخ بهره در بازار مسکن)، y_t لگاریتم درآمد واقعی، D_t لگاریتم مقدار واقعی سپرده و i_t^D متوسط نرخ بهره روی سپرده‌ها هستند.

^۱ برای مطالعه بیشتر در این رابطه به Guth (۱۹۹۸) و Moller (۲۰۰۳) مراجعه کنید.

دو الگوی فوق به روش ARDL، ارزیابی شده توسط پسران و شین در سال‌های ۱۹۹۸ و ۱۹۹۵ برای دوره ۱۳۸۲/۴-۱۳۷۰/۱ مورد برآورد قرار می‌گیرد.

۳-۱-۱- معادله‌ی تقاضای وام

الگوی ARDL برای به‌دست آوردن روابط کوتاه و بلندمدت متغیرهای معادله تقاضای وام با ماکزیمم چهار وقفه و استفاده از معیار شوارتز برای تعیین وقفه‌ی هر متغیر مورد برآورد قرار گرفت. معیار اطلاع شوارتز برای ℓ_t یک وقفه، برای i_t^l یک وقفه، r_t^m صفر وقفه و برای y_t یک وقفه در نظر می‌گیرد. همچنین در معادله، متغیرهای مجازی فصلی، عرض از مبدأ و دو متغیر مجازی برای در نظر گرفتن اثر بی‌ثباتی و ناامنی در بازار سرمایه در فصل اول سال ۷۵ و افزایش تورم در فصل اول سال ۱۳۷۴ در نظر گرفته شده‌است.^۱

$ARDL(1,1,0,1)$:

$$\ell_t = 0.7\ell_{t-1} - 0.03i_t^l - 0.097i_{t-1}^l + 0.033r_t^m + 0.1y_t + 0.2y_{t-1} \quad (1)$$

$$\quad (0.03) \quad (0.04) \quad (0.04) \quad (0.02) \quad (0.1) \quad (0.1)$$

$$- 2 - 0.04D75 + 0.05D74 \quad (5) \quad (0.01) \quad (0.01)$$

$R^2 = 0.99$, $x_{sc}^2(6) = 5.5[.23]$, $x_F^2(1) = 7[.057]$, $x_N^2(2) = 0.04[.9]$, $x_H^2(1) = 0.12[.7]$
 آزمون تشخیص صحت الگو در زیر معادله فوق داده شده‌است که در آن x_H^2 , x_N^2 , x_F^2 , x_{sc}^2 آماره‌های ضریب لاگرانژ بوده که به ترتیب همبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمالیتی و واریانس ناهمسانی را مورد آزمون قرار می‌دهند. تمامی آماره‌ها صحت الگو را در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد مورد تایید قرار می‌دهند. از این رو با تایید صحت الگو، امکان تفسیر ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در الگوی (۱) و (۱) و (۱)

^۱ اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب و اعداد داخل کروشه ارزش احتمالی است. متغیرهای مجازی فصلی در رگرسیون گزارش نشده‌است.

ARDL میسر می‌گردد. در ذیل به ترتیب معادله‌ی تعادلی بلندمدت و معادله‌ی تصحیح خطای وام ارایه شده‌است.

$ARDL(1,1,0,1)$:

$$ecm_t = \ell_t - 1.5y_t + .59i_t^l - .17i_t^m - .21D74 + .25D75 + 9.5$$

(.08) (.06) (.08) (.05) (.08) (2.3)

$$\Delta \ell_t = -.21ecm_{t-1} + .1\Delta y + .03\Delta i_t^l + .037\Delta i_t^m - 2 + .04D74 - .05D75$$

(.03) (.09) (.04) (.02) (.5) (.01) (.01)

براساس معادله‌ی بلندمدت تعیین تقاضا برای وام، تمامی ضرایب دارای علامت موردانتظار بوده و در سطح ۵ و ۱ درصد معنی‌دار هستند. در حالی که در معادله‌ی کوتاه‌مدت، تنها ضریب جمله تصحیح خطا، تغییر در نرخ بهره بازار آزاد (بازار مسکن) و ضرایب متغیرهای مجازی از نظر آماری معنی‌دار هستند. در معادله‌ی بلندمدت، کشش تقاضا وام نسبت به نرخ بهره وام منفی و حدود ۰/۶- در حالی که ضریب نرخ بهره بازار مسکن مثبت و حدود ۰/۲+ مورد برآورد گردیده‌است. نتایج حاصله دلالت بر این دارد که در بلندمدت حساسیت تقاضای وام نسبت به نرخ بهره وام بیشتر از حساسیت آن نسبت به نرخ بهره بازار مسکن است. همچنین کشش درآمدی در معادله‌ی فوق برابر با ۱/۵ برآورد گردیده و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است.

در معادله کوتاه‌مدت ضریب تصحیح خطا برابر با ۰/۲۱- برآورد گردیده و در سطح یک درصد معنی‌دار است. این برآورد دلالت بر آن دارد که هر عدم تعادل ایجاد شده در رابطه‌ی بلندمدت، تقاضای وام با سرعت ۰/۲۱ در هر فصل توسط تغییر در تقاضای وام تعدیل می‌گردد. در این معادله همچنین، حساسیت کوتاه مدت تقاضای وام به نرخ بهره بازار مسکن معادل ۰/۰۴ برآورد گردیده و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. در حالی که ضریب نرخ بهره وام از نظر آماری معنی‌دار نیست. این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت به دلیل چسبندگی نرخ بهره وام، تغییر در تقاضای وام به تغییر در نرخ بهره

بازار مسکن و به عدم تعادل ایجاد شده در رابطه بلندمدت تقاضای وام واکنش نشان می‌دهد.

۳-۲-۱- معادله‌ی عرضه سپرده

مشابه الگوی تقاضا برای وام، الگوی عرضه سپرده براساس چهار متغیر d_t, y_t, i_t^m, i_t^d ، عرض از مبدأ و متغیرهای مجازی فصلی براساس رویکرد ARDL مورد برآورد قرار گرفت. معیار اطلاع شوارتز وقفه متغیرهای d_t, y_t, i_t^m, i_t^d را به ترتیب یک، یک، صفر و صفر تعیین نمود. نتایج برآوردهای انجام شده در زیر آورده شده است:

ARDL (1,1,0,0) :

$$d_t = .66 d_{t-1} - .04 y_t + .3 y_{t-1} + .06 r_t^m + .2 r_t^d$$

$$R^2 = .98, x_{sc}^2(4) = 5.5[.2], x_F^2(1) = .6[.4], x_N^2(2) = 3.8[.14], x_H^2(1) = .4[.5]$$

آزمون تشخیص صحت الگو، در زیر ساخت معادلات دلالت بر صحت الگو و نیکویی برازش دارند. معادلات بلندمدت تعادلی و تصحیح خطای عرضه‌ی سپرده به ترتیب به صورت ذیل مورد برآورد قرار گرفته‌اند:

$$ecm_t = d_t + .2r_t^m - .61r_t^d - .75y_t + 1.2$$

(0.07) (0.09) (2) (2.4)

$$\Delta d_t = -.06\Delta r_t^m + .02\Delta r_t^d - .04\Delta y_t - .4 - .33ecm_{t-1}$$

(02) (06) (15) (.76) (09)

در معادله بلندمدت تعیین عرضه‌ی سپرده، تمامی ضرایب دارای علامت مورد انتظار و در سطح یک درصد معنی‌دارند. براساس نتایج حاصله، افزایش یک درصدی در نرخ سود مسکن r_t^m باعث کاهش عرضه سپرده به اندازه ۰/۲ درصد شده، در حالی که افزایش نرخ سپرده بانکی به اندازه یک درصد باعث افزایش عرضه سپرده به اندازه ۰/۶ درصد می‌گردد. در معادله‌ی کوتاه مدت تصحیح خطا، هر دو ضرائب نرخ

سود مسکن و نرخ سپرده بانکی در سطح یک درصد معنی‌دار و دارای علامت‌های مورد انتظار هستند. در این معادله همچنین ضریب جمله تصحیح خطا برابر با $0/۳۳-$ برآورد گردیده که دلالت بر این دارد که هر عدم تعادل ایجاد شده در رابطه‌ی تعادلی با نرخ $0/۳۳-$ توسط تغییر در عرضه‌ی سپرده تصحیح می‌گردد. زمان تعدیل به تعادل مطابق ضریب برآورد شده، حدود ۳ فصل به طول می‌انجامد.

۴- شبیه‌سازی پویای کل سیستم

اینک که مجموعه معادلات سیستم (شامل هسته مرکزی و قمر پولی) مورد برآورد و خواص آماری هر یک معادلات مورد بررسی قرار گرفته است، می‌توان با حل پویای سیستم، توانایی الگو را در شبیه‌سازی رفتار متغیرها، مورد آزمایش قرار داد. از این رو در این قسمت ابتدا با حل کل سیستم در دوره $۱۳۸۳/۴ - ۱۳۷۶/۱$ توان‌مندی کل الگو را در پیش‌بینی مورد آزمایش قرار داده و سپس با استفاده از رویکرد شبیه‌سازی تصادفی، متغیرهای درون‌زای سیستم را برای دوره $۱۳۸۵/۴ - ۱۳۸۴/۱$ مورد پیش‌بینی قرار می‌دهیم.

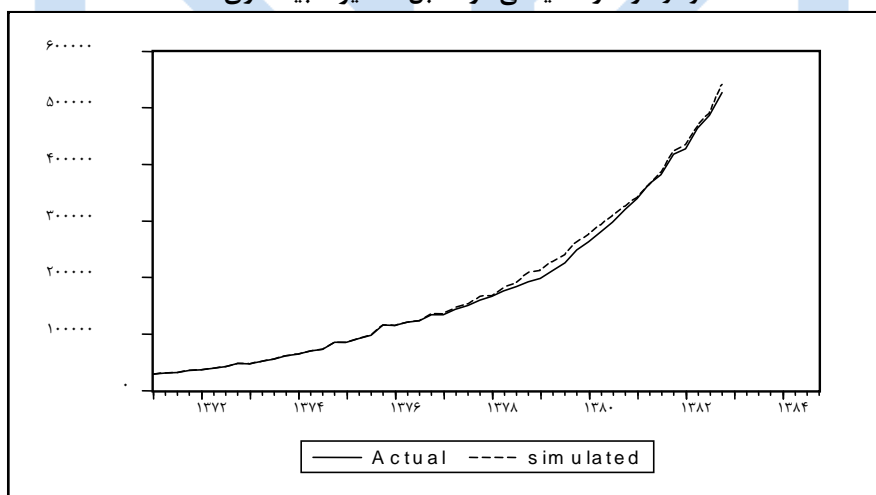
شایان ذکر است که، شبیه‌سازی تصادفی، امکان به تصویر کشیدن درجه نااطمینانی موجود در رابطه با پیش‌بینی نقطه‌ای را میسر می‌سازد. به دیگر سخن در رویکرد شبیه‌سازی تصادفی، امکان به دست آوردن دو دامنه احتمالی برای پیش‌بینی نقطه‌ای در طول زمان میسر می‌گردد که به‌طور معمول فاصله اطمینان براساس کرانه‌های بالا و پایین در سطح ۹۵٪ تعیین می‌گردد.

پس از حل کل سیستم، مقادیر شبیه‌سازی شده برای دوره $۱۳۸۲/۴ - ۱۳۷۶/۱$ در کنار مقادیر واقعی متغیرهای درون‌زا در نمودارهای (۱) تا (۸) به نمایش گذاشته شده است. مقایسه مقادیر واقعی متغیرها و مقادیر شبیه‌سازی شده، توان‌مندی الگو را در ترسیم رفتار متغیرهای کلان اقتصادی و پولی، مورد تأیید قرار می‌دهد.

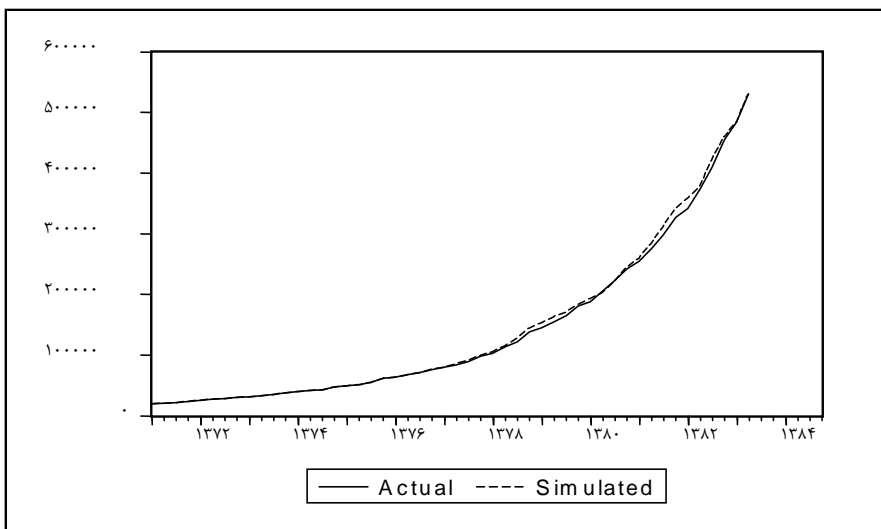
نمودارهای (۹) تا (۱۶) پیش‌بینی الگو از متغیرهای درون‌زای سیستم از جمله، تولید واقعی، نرخ ارز، قیمت، نرخ بهره بازار آزاد (نرخ سود مسکن)، حجم نقدینگی، میزان وام بانکی، کل سپرده‌ها و سپرده‌های دیداری را برای چهار فصل سال‌های

۱۳۸۵-۱۳۸۴ به نمایش می‌گذارد. همچنین در نمودارهای فوق دو خط اطراف مقادیر پیش‌بینی شده، فاصله اطمینان مقدار پیش‌بینی در سطح احتمال ۹۵٪ را به نمایش می‌گذارد. مطابق آنچه که در بالا رفت هر چه فاصله‌های خطوط اشاره شده از خط پیش‌بینی بیشتر باشد نا اطمینانی از پیش‌بینی انجام گرفته افزایش می‌یابد. مثال عینی مورد اشاره را می‌توان در دو نمودار (۱۵) و (۱۳) که به ترتیب مربوط به نرخ ارز و نرخ بهره بازار است، مشاهده نمود. پیش‌بینی نرخ ارز در سال ۸۴ به‌طور متوسط ۹۴۰۰ ریال بوده، در حالی که حد پایین و حد بالای آن در سال فوق به ترتیب معادل ۷۵۰۰ و ۱۲۰۰۰ ریال بوده است. همچنین در رابطه با پیش‌بینی متغیرهای حجم پول، تولید واقعی، وام بانکی و سپرده‌ی عرضه شده، نااطمینانی در پیش‌بینی (واریانس خطای پیش‌بینی) کمتر از نااطمینانی ناشی از پیش‌بینی سایر متغیرها است. جدول (۵) پیش‌بینی فصلی از متغیرهای، نرخ رشد تولید، تورم، رشد تغییرات نرخ ارز، نرخ رشد اعتبارات، نرخ رشد سپرده‌ها، نرخ رشد حجم پول و رشد تغییرات نرخ سود مسکن را در دوره‌ی فوق به نمایش می‌گذارد. همچنین جدول (۶) پیش‌بینی مقادیر متغیرهای نرخ سود مسکن، نرخ ارز، حجم پول، حجم سپرده‌ها و حجم اعتبارات را ارایه می‌نماید.

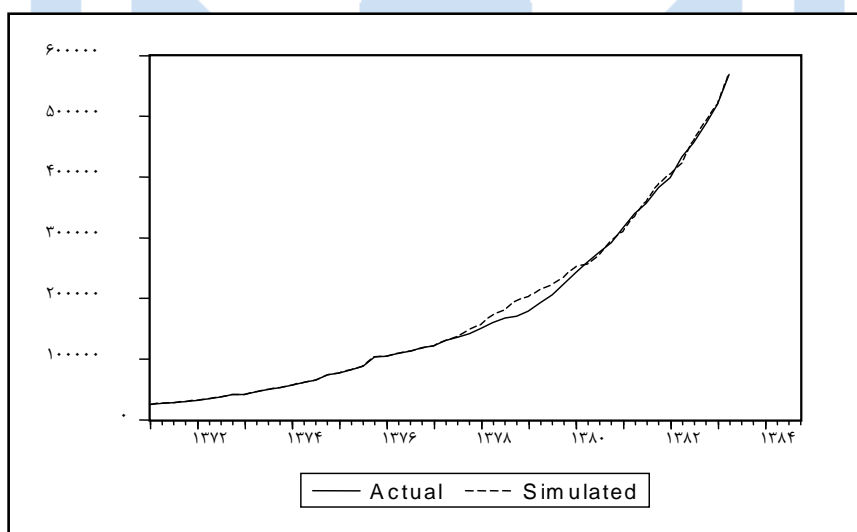
نمودار ۱: رفتار نقدینگی در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



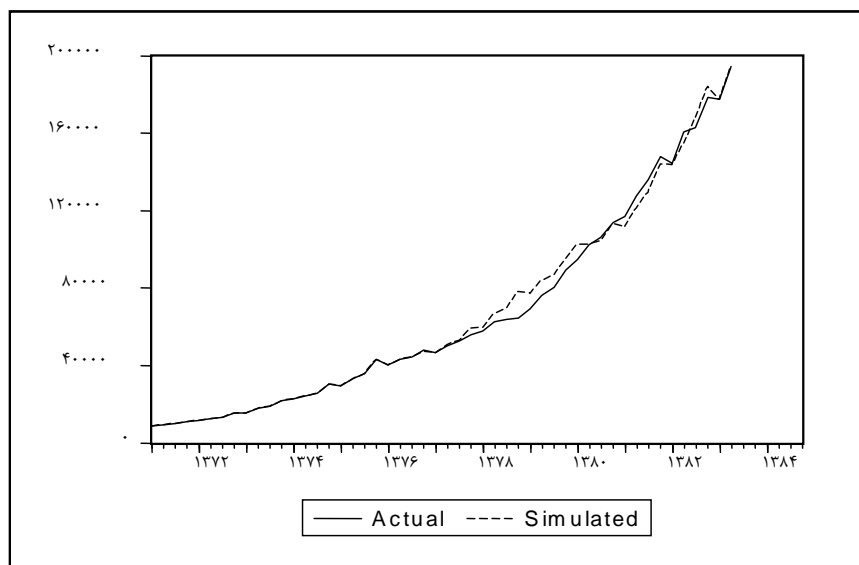
نمودار ۲: رفتار وام در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



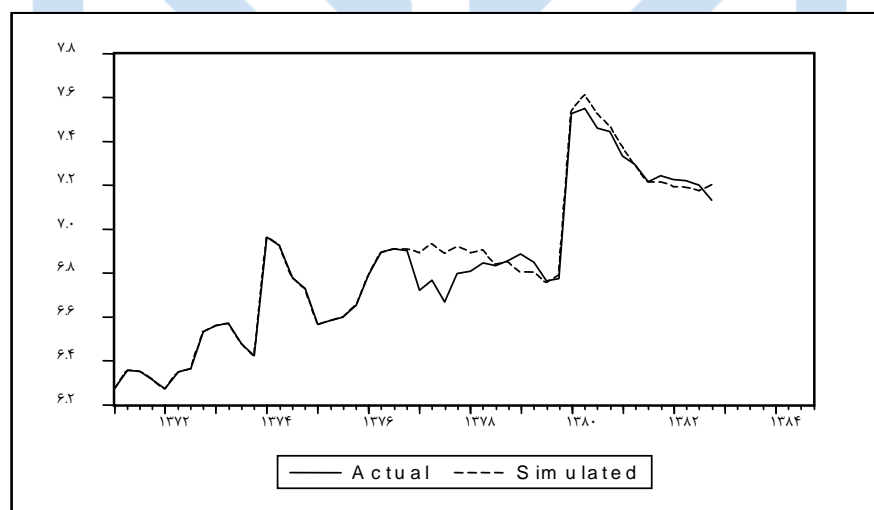
نمودار ۳: رفتار کل سپرده در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



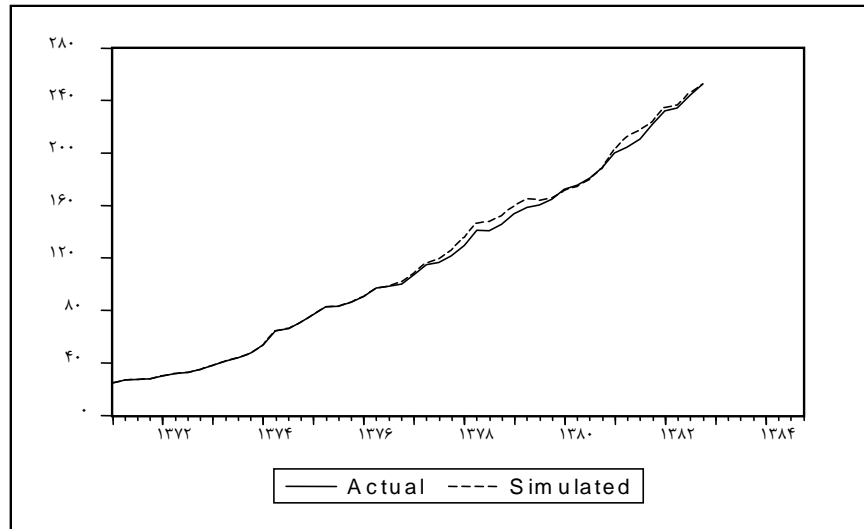
نمودار ۴: رفتار سپرده‌های دیداری در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



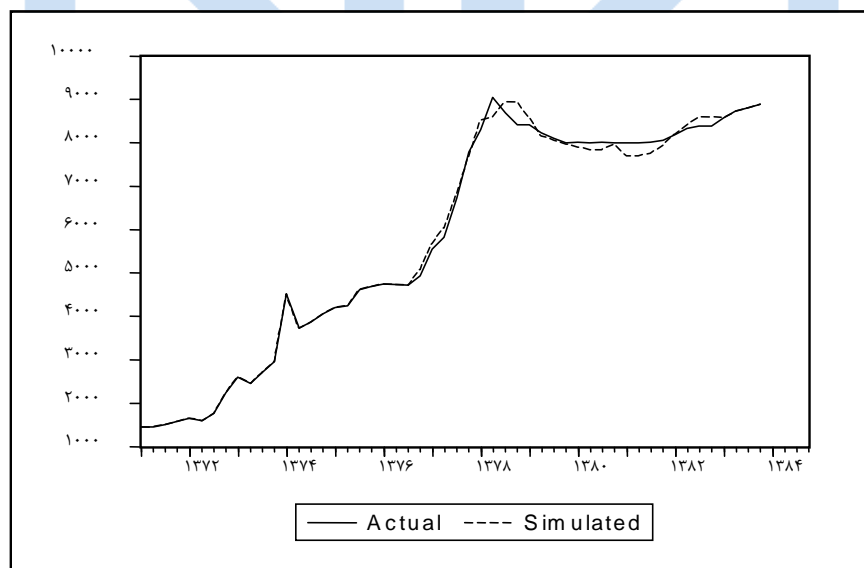
نمودار ۵: رفتار نرخ سود مسکن در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



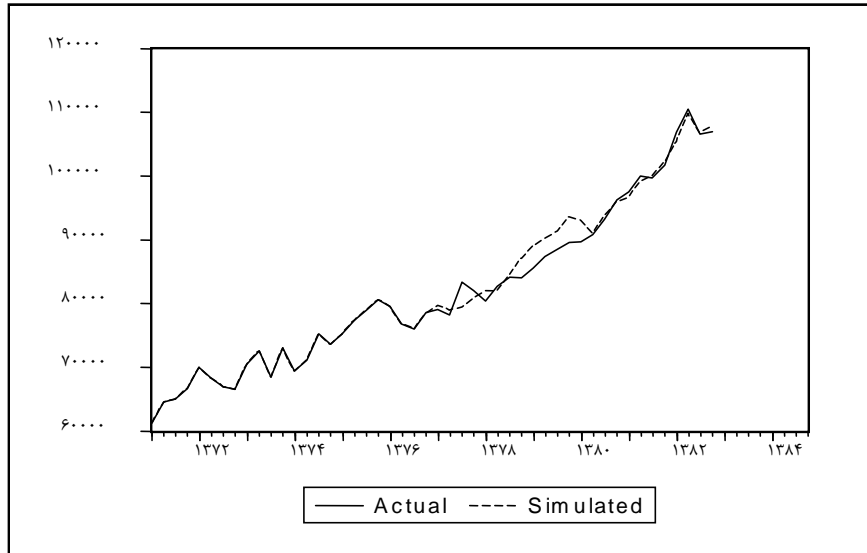
نمودار ۶: رفتار قیمت در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



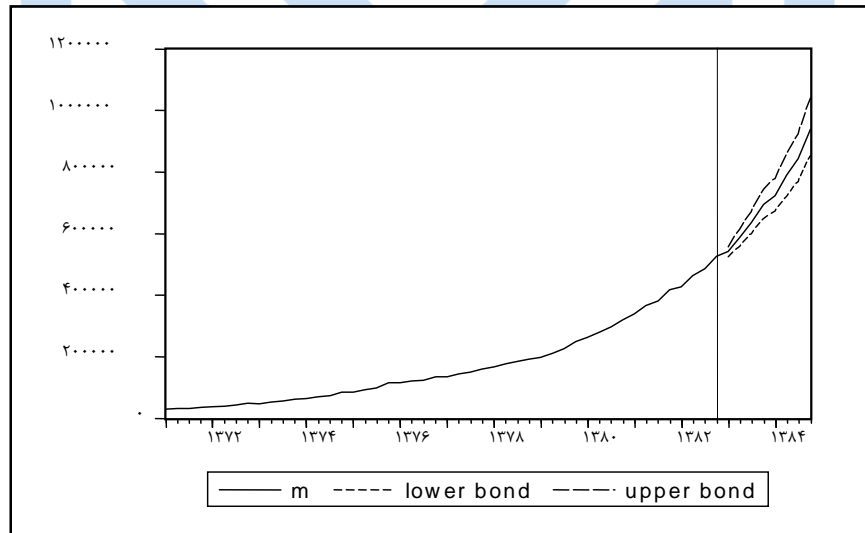
نمودار ۷: رفتار نرخ ارز در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



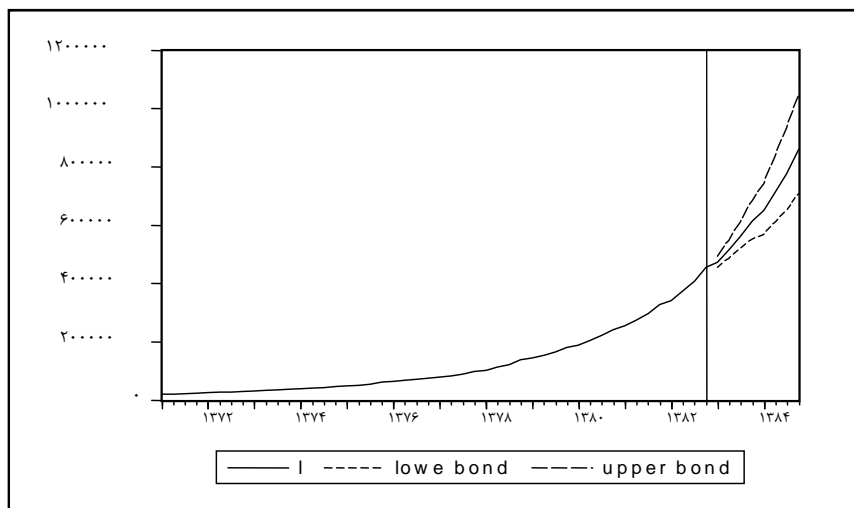
نمودار ۸: رفتار تولید ناخالص داخلی در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



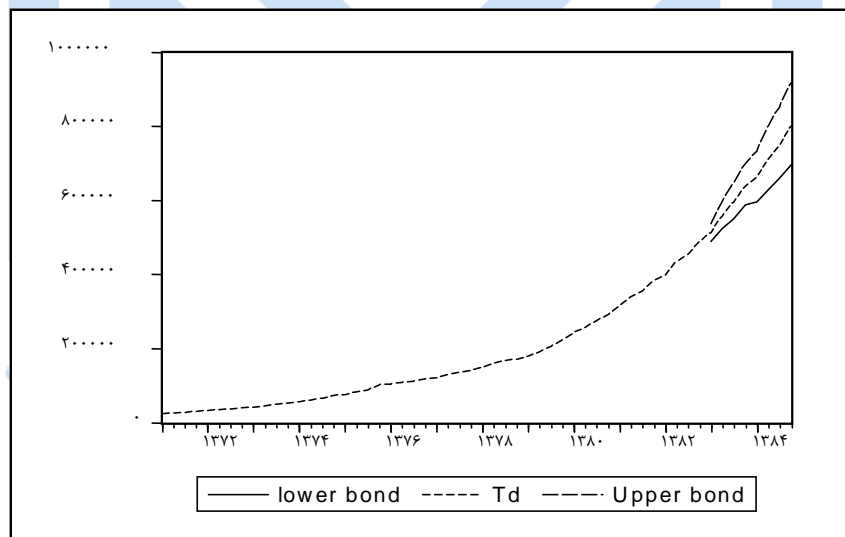
نمودار ۹: پیش‌بینی روند فصلی نقدینگی در دوره ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴



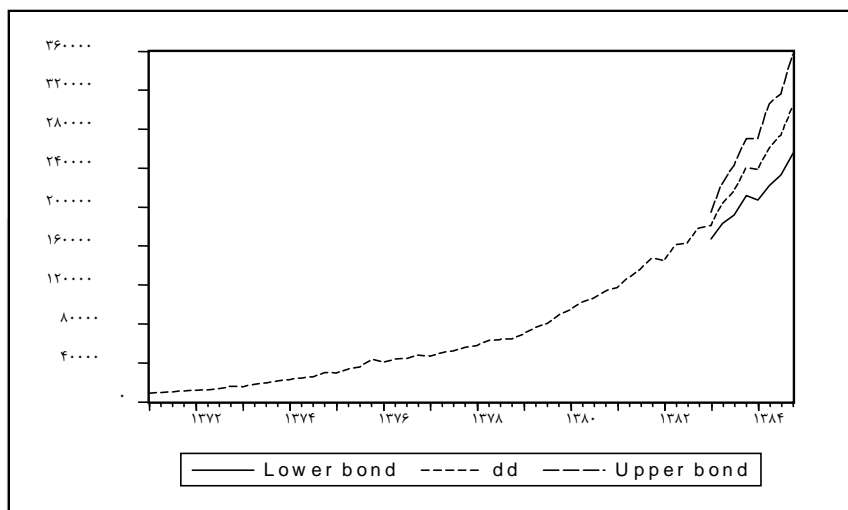
نمودار ۱۰: رفتار تولید ناخالص داخلی در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده



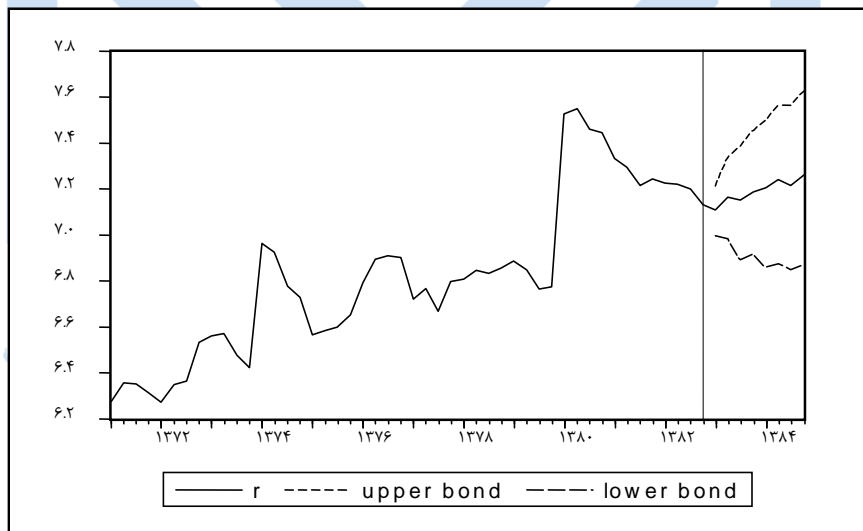
نمودار ۱۱: پیش‌بینی روند فصلی کل سپرده‌ها در دوره ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴



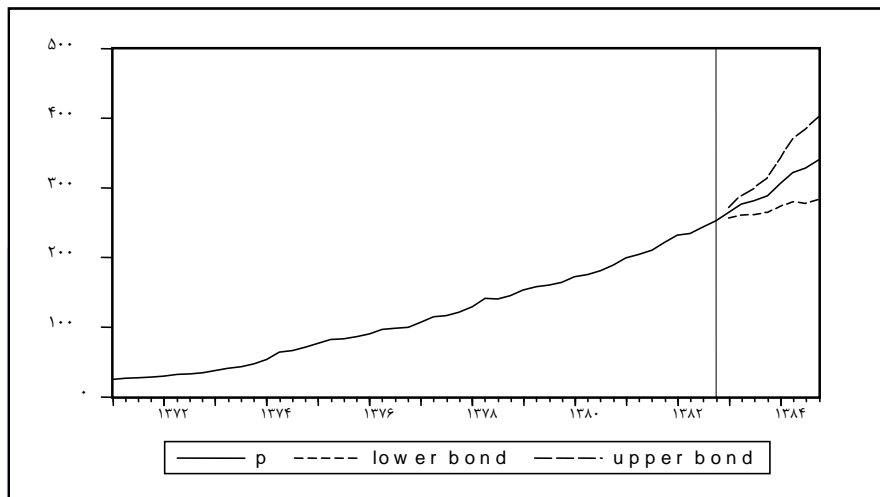
نمودار ۱۲: پیش‌بینی روند فصلی سپرده‌های دیداری در دوره ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴



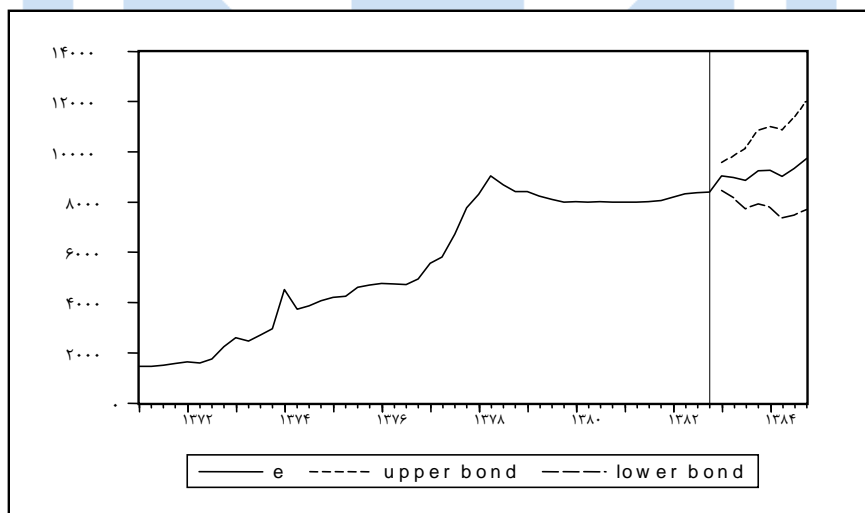
نمودار ۱۳: پیش‌بینی روند فصلی نرخ سود در بازار مسکن در دوره ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴



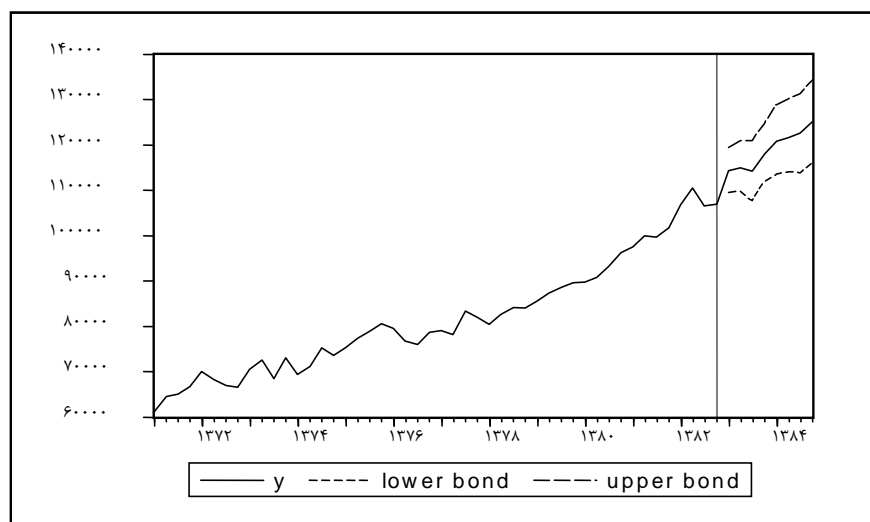
نمودار ۱۴: پیش‌بینی روند فصلی سطح قیمت در دوره ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴



نمودار ۱۵: پیش‌بینی روند فصلی نرخ ارز در دوره ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴



نمودار ۱۶: پیش‌بینی فصلی روند تولید ناخالص داخلی در دوره ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴



مؤسسه عالی بانکداری ایران
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

کرانه‌ی بالا	۳۲.۷۰	۲۹.۲۴	۲۷.۱۸	۲۷.۷۵	۲۵.۸۵	۲۳.۹۴	۲۴.۳۴	۲۴.۰۰
کرانه‌ی پایین	۲۰.۵۷	۲۱.۰۱	۲۰.۲۳	۱۹.۷۰	۱۷.۳۷	۱۷.۷۲	۱۵.۱۱	۱۵.۲۱
کل سپرده	۲۵.۳۹	۲۳.۸۲	۲۲.۹۵	۲۲.۶۶	۲۰.۹۳	۲۰.۱۴	۱۹.۳۴	۱۹.۵۳
کرانه‌ی بالا	۳۱.۰۱	۲۷.۸۰	۲۵.۴۴	۲۷.۳۴	۲۴.۷۹	۲۵.۱۱	۲۳.۴۹	۲۲.۴۵
کرانه‌ی پایین	۱۹.۸۳	۲۰.۰۵	۱۸.۲۴	۱۹.۰۱	۱۶.۲۱	۱۴.۷۱	۱۳.۸۱	۱۲.۷۷
سپرده	۲۴.۳۳	۲۳.۲۳	۲۲.۴۶	۲۲.۱۴	۲۰.۳۳	۱۹.۲۴	۱۸.۲۲	۱۸.۲۲
مدت‌دار								
کرانه‌ی بالا	۳۰.۴۳	۲۷.۶۷	۲۶.۲۸	۲۷.۲۹	۲۴.۰۰	۲۳.۴۲	۲۱.۶۰	۱۹.۹۶

توجه: نرخ رشد سالانه براساس درصد تغییرات هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل حاصل گردیده است.

مؤسسه عالی بانکداری ایران
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

جدول ۶: پیش‌بینی سطح متغیرها در دوره ۱۳۸۴/۱-۱۳۸۵/۴

	۱۳۸۴س۱	۱۳۸۴س۲	۱۳۸۴س۳	۱۳۸۴س۴	۱۳۸۵س۱	۱۳۸۵س۲	۱۳۸۵س۳	۱۳۸۵س۴
کرانه‌ی پایین	۶.۸۹۱۳۸	۶.۹۰۶۶۰۴	۶.۸۳۷۳۶۲	۶.۸۵۶۲۸۵	۶.۸۱۸۳۱۹	۶.۸۵۷۸۸۷	۶.۸۴۶۵۴	۶.۸۵۹۷۰۷
نرخ بهره	۷.۲۰۳۶۹۲	۷.۲۳۷۶۲۶	۷.۲۱۲۴۸۸	۷.۲۵۷۱۱۸	۷.۲۶۱۴۹۷	۷.۳۰۴۷۴	۷.۲۷۸۱۰۴	۷.۳۲۲۱۳۹
کرانه‌ی بالا	۷.۵۱۰۶۱۵	۷.۵۹۲۳۳	۷.۵۸۸۲۶۶	۷.۶۳۶۰۱۶	۷.۶۵۱۲۳	۷.۷۱۶۷	۷.۷۲۳۱۳۶	۷.۷۶۵۶۲۳
کرانه‌ی پایین	۷.۸۴۲.۵۶۷	۷.۶۱۳.۱۹۹	۷.۷۳۱.۳۱	۷.۹۵۶.۵۸۸	۸.۱۹۵.۲۶۶	۸.۰۵۹.۳۵۸	۸.۱۹۸.۱۹۷	۸.۶۴۱.۵۴۷
نرخ ارز	۹۳۳۱.۶۱۶	۹۰۹۲.۵۳۳	۹۳۷۱.۴۵۶	۹۷۷۴.۰۸۸	۱۰۰۸۴.۵۱	۹۹۷۵.۴۶۳	۱۰۳۳۳.۴۷	۱۰۸۷۳.۱۴
کرانه‌ی بالا	۱۱۰۴۷.۴۲	۱۰۹۲۶.۸۵	۱۱۴۳۷.۳۹	۱۱۸۵۷.۹۴	۱۲۲۷۰.۸۳	۱۲۳۱۹.۲۲	۱۲۸۱۴.۲۹	۱۳۵۱۵.۱۷
کرانه‌ی پایین	۵۶۱۳۳۱.۷	۶۱۲۴۲۳.۱	۶۴۸۲۴۲.۳	۷۱۹۰۸۱.۲	۷۴۴۲۰۶.۵	۸۴۸۰۱۹.۴	۹۳۶۹۸۷	۱۰۵۳۴۵۶
وام	۶۵۱۰۵۶.۹	۷۱۲۴۰۳.۵	۷۷۷۱۶۳.۹	۸۶۰۵۰۴.۲	۹۲۴۴۰۲.۸	۱۰۵۷۹۷۳	۱۱۹۴۶۷۰	۱۳۶۳۳۹۰
کرانه‌ی بالا	۷۳۷۶۶۳.۶	۸۲۳۷۵۵.۱	۹۲۰۰۹۴.۹	۱۰۴۱۶۹.۵	۱۱۴۱۱۶.۴	۱۳۳۷۶۸.۴	۱۵۱۸۲۶.۹	۱۷۴۸۹۷۱
کرانه‌ی پایین	۵۹۷۱۹۲.۷	۶۲۸۵۶۹.۶	۶۶۵۵۶۳.۹	۷۰۷۲۳۴.۹	۷۱۰۴۵۳.۵	۷۵۰۴۲۰.۵	۷۷۴۱۶۲	۸۲۳۳۹۳.۲
کل سپرده	۶۶۲۱۹۹.۷	۷۰۸۳۵۳.۵	۷۴۸۱۳۸.۷	۸۰۲۰۹۷.۴	۸۱۶۳۹۰.۳	۸۶۶۳۸۲.۷	۹۰۷۷۸۳	۹۷۵۱۳۶.۴
کرانه‌ی بالا	۷۳۲۶۵۷.۷	۷۸۵۳۴۹.۸	۸۳۹۹۷۶.۶	۹۱۶۵۶۶.۵	۹۳۸۷۹۵.۵	۱۰۰۹۴۷۱	۱۰۶۲۳۶.۸	۱۱۴۷۲۱۶
کرانه‌ی پایین	۲۰۵۸۱۲.۳	۲۲۶۰۴۴.۶	۲۳۵۸۸۰	۲۵۹۵۱۸.۳	۲۵۲۵۷۵.۱	۲۷۲۷۴۵.۷	۲۸۴۰۲۶.۴	۳۱۴۸۴۷.۷
سپرده دیداری	۲۳۷۷۹۰.۸	۲۶۰۶۹۶.۹	۲۷۳۶۱۵.۸	۳۰۳۲۰۱.۴	۲۹۶۳۰۶.۴	۳۲۳۷۴۹.۴	۳۳۸۳۹۸.۹	۳۷۶۵۳۱
کرانه‌ی بالا	۲۶۹۲۵۸.۵	۲۹۸۹۵۵.۵	۳۱۴۴۴۵.۱	۳۵۱۸۸۹	۳۴۸۶۷۱.۷	۳۷۹۸۱۴.۲	۴۰۱۰۹۳.۴	۴۴۷۳۱۸.۲
کرانه‌ی پایین	۳۸۲۶۱۴.۱	۳۹۸۸۳۹.۱	۴۱۸۹۳۰.۶	۴۴۱۹۸۷.۲	۴۵۱۱۱۳.۳	۴۶۲۰۳۸.۱	۴۸۰۹۹۴.۲	۵۰۲۱۸۹.۹
سپرده مدت-دار	۴۲۴۴۰۸.۹	۴۴۷۶۵۶.۶	۴۷۴۵۲۲.۸	۴۹۸۸۹۶	۵۲۰۰۸۳.۸	۵۴۲۶۳۳.۲	۵۶۹۳۸۴.۱	۵۹۸۶۰۵.۵
کرانه‌ی بالا	۴۷۲۰۴۷.۱	۴۹۹۱۵۰.۷	۵۳۷۴۴۱.۵	۵۷۳۸۷۱.۷	۶۰۰۱۱۳.۱	۶۳۰۸۹۲.۷	۶۶۶۹۹۸.۲	۷۰۰۶۸۲.۴

توجه: نرخ بهره به درصد، نرخ ارز به ریال و بقیه متغیرها به میلیارد ریال است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه ما با هدف پیش‌بینی فصلی متغیرهای کلیدی کلان اقتصاد و متغیرهای پولی، به طراحی یک الگوی هسته مرکزی و قمر پولی پرداختیم. در طراحی الگوی هسته مرکزی، از رویکرد IS-LM-BP و برای طراحی قمر پولی از رویکرد I-O استفاده گردید. الگوی هسته به روش VECM و قمر پولی به روش ARDL مورد برآورد و نتایج حاصله دلالت بر توضیح‌دهی مناسب معادلات از ساختار کلان و بخش پولی اقتصاد ایران دارد. پیش‌بینی فصلی متغیرهای درون‌زای سیستم بر اساس حل آن صورت پذیرفت. به طوری که ابتدا توانایی الگو با استفاده از شبیه‌سازی قطعی و تصادفی مورد آزمایش و بعد از احراز توانمندی آن، متغیرهای درون‌زای سیستم در دوره‌ی ۱۳۸۳/۱-۱۳۸۴/۴ مورد پیش‌بینی قرار گرفت.

در کل بر اساس نتایج حاصله، به نظر می‌رسد، الگوی فصلی طراحی شده با توجه به توانایی آن در پیش بینی متغیرهای کلیدی کلان اقتصاد، بتواند به‌عنوان ابزاری قدرتمند، بانک را در اتخاذ تصمیمات مناسب اقتصادی یاری نماید.



مؤسسه عالی بانکداری ایران
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

منابع و مآخذ

Baltensperger, E. ,1980, "Alternative approaches to theory of the banking firm", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, pp. 1-37.

Bhattacharya, S. , A. V. Thakor, 1993, "Contemporary banking theory", *Jornal of Financial Intermediation*, Vol. 3, pp. 2-50.

Dermine, J. , 1986, "Deposit rates, credit rates and bank capital. The Monti-Klein model revisited", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 10, pp. 99-114.

Ericsson, N.R. , D. F. Hendry, G. E. Mizon, 1998, "Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis", *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 16, pp.370-387.

Guth, W. 1994, "*Market-und Preistheorie, berlin: Springer*" .

Johansen, S. , 1995, "*Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*", New York: Oxford University press.

Johansen, S. , K. Juselius ,1994, "Identification of the long-run and the short-run structure.an applacation to the islm model", *Journal of econometrics*, vol. 63,pp. 7-36.

Klien, M. A. 1971, "A theory of the banking firm". *Journal of money, Credit, Banking*, Vol.3, pp. 205-218.

Lutkepohl. H. , 2001, "*Vector autoregressions, in: Baltagi,B'*", Companion to theoretical econometrics, chap. 32, Oxford: Blackwell, pp. 687-699.

Meltzer, A. H. , 1995, "Monetary, credit (other) transmission processes: a monetarist perspective", *Journal of Econimic perspectives*, Vol. 9(4), pp. 49-72.

Monti, M. 1972, "Deposit, Credit and interest rate determination under alternative bank objective function, in: shell, K., G. P. Szego(eds.)", *mathematical methods in investment and finance*, Amsterdam: North Holland, pp. 430-454.

Muller, M. , 1993, "Endogenous money and interest rates in Germany", in: *Gebauer(1993)*, pp. 35-48.

Pesaran, H. H. , Y. Shin , 1998, "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics Letters*, Vol. 58, pp. 17-29.

Walsh, C. E. , 1998, "*Monetary theory and policy*" Cambridge: MIT press.