

یک الگوی ساختاری VAR برای اقتصاد ایران

ناصر خیابانی*
جمشید پژویان**
اکبر کمیجانی***

تاریخ دریافت: ۸۶/۷/۱۶
تاریخ پذیرش: ۸۶/۷/۳۰
صفحات: ۸۷-۱۱۳

مقاله حاضر بر اساس یک الگوی VAR ساختاری، آزمون بردار هم انباشتگی در فرآیند I(2)، تبدیل سیستم I(2) به I(1) و وجود متغیرهای برونزای ضعیف در سیستم، به توضیح رفتار بازار پول، بازار ارز، تورم، نقش سرکوب مالی در بازار سرمایه و تعامل بین بازار داراییها می پردازد.

* دکتر ناصر خیابانی؛ استادیار مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی.

E. mail: n.khiabani@imps.ac.ir

** دکتر جمشید پژویان؛ استاد دانشکده اقتصاد- دانشگاه علامه طباطبائی.

E. mail: j_pajooyan@yahoo.com

*** دکتر اکبر کمیجانی؛ استاد دانشکده اقتصاد- دانشگاه تهران.

E. mail: a.komijani@cbi.ir

این نوشتار به توضیح رفتار بازار پول، بازار ارز، تورم، نقش سرکوب مالی در بازار سرمایه در رشد اقتصادی و تعامل بین داراییها می پردازد. یافته‌های تجربی دلالت بر این دارند که در دوره ۸۵-۱۳۷۱ همگنی بلندمدت بین قیمت و پول برقرار نبوده و رابطه باثبات تقاضا پول بطور تجربی تأیید نمی‌شود. رابطه همگنی بلندمدت بین دو بازار دارایی (بازار ارز و بازار کالاهای غیرقابل تجارت) برقرار بوده، اما جهت حرکتی آنها خلاف یکدیگر است. علیرغم اینکه تئوری اقتصاد بر کوتاه مدت بودن اثر شوکهای پولی روی متغیرهای واقعی تأکید دارد. یافته‌های ما نشان می‌دهد که در دوره فوق، تراز واقعی پول بخشی از رشد تولید را توضیح می‌دهد.

کلید واژه‌ها:

ایران، آزمون همجمعی، الگوی VAR، مدل آماری $I(1)$ و $I(2)$ ، تورم، بازار ارز، نقدینگی، ارزش واقعی ریال

مقدمه

شواهد تجربی در الگوسازی اقتصاد کلان نشان داده است که وجود بیش از یک ریشه واحد، بیشتر در الگوهای با متغیرهای اسمی ظاهر می‌شود. ساده ترین برخورد در الگوسازی با متغیرهای اسمی، تبدیل آن به الگوی با مقادیر واقعی^۱ است. برای مثال در مدل قرار دادن تابع تقاضا برای پول با فرض اینکه نقدینگی M_t و سطح قیمتها P_t انباشته^۲ از مرتبه دو باشند ($M_t \sim I(2)$ و $P_t \sim I(2)$). تحلیل آماری الگوی تقاضای پول با متغیرهای انباشته از مرتبه یک $I(1)$ با تبدیل $M_t/P_t = m_2 = I(1)$ و $\Delta P_t \sim I(1)$ میسر خواهد شد^۳. شایان ذکر است که تبدیل سیستم $I(1)$ به $I(2)$ بدون از دست دادن اطلاعات، مستلزم برقراری شرط همگنی بلند مدت بین متغیرها است. در مثال بالا عدم احراز شرط همگنی بلندمدت بین نقدینگی و سطح قیمتها، می‌تواند صحت نتایج الگو را بعد از پذیرش خطای تصریح ذکر شده (تبدیل $M_t/P_t = m_2 = I(1)$ در الگو) افزایش دهد. این نکته استفاده از تحلیل آماری $I(2)$ را برای الگوی با متغیرهای اسمی که از دو ریشه واحد برخوردار هستند، توجیه می‌نماید. تحلیل آماری $I(2)$ اولین بار توسط جوهانسن^۴ (۱۹۹۵) مورد بحث قرار گرفت و به دنبال آن توسط «پارولو»^۵ (۱۹۹۶ و ۱۹۹۹)، «ربک و دیگران»^۶ (۱۹۹۹)، «جوهانسن»^۷ (۱۹۹۷ و ۲۰۰۰)، «نلسن و ربک»^۸ (۲۰۰۶) و «خیابانی»^۹ (۲۰۰۷) توسعه یافته است. این نوشتار براساس یک الگوی VAR ساختاری و با استفاده از فرآیند $I(2)$ به توضیح رفتار رشد پول، تورم، تولید (در شرایط وجود سرکوب مالی در بازار سرمایه) و چگونگی تعیین نرخ هزینه فرصت پول در شرایطی که نرخ سود سپرده و تسهیلات در اقتصاد کنترل می‌شود، می‌پردازد. در این مقاله ما نشان می‌دهیم که الگوی $I(2)$ تحلیلی مناسب از بازار پول، بازار

^۱. Nominal to Real Transformation

^۲. Integrated

^۳. Δ عملگر تفاضلی است.

^۴. Johansen, (1995).

^۵. Parulolo, (1996, 1999).

^۶. Rehbek et al., (1999).

^۷. Johansen, (1997,2000).

^۸. Neilsen and Rehbek, (2006).

^۹. Khiabani, (2007).

ارز، سرکوب مالی در بازار سرمایه و تورم- جایی که سطح عمومی قیمت‌ها و حجم نقدینگی I(2) است- به نمایش می‌گذارد.

این پژوهش به شرح زیر سامان یافته است. در فصل اول ساختار تئوریک اقتصادی معادلات و مکانیزم اثرگذاری آنها تشریح می‌شود. در فصل دوم تحلیل مدل I(2) ارائه شده و فصل سوم نیز اختصاص به الگوی تجربی با داده‌های ایران دارد. فصل آخر به بیان نتایج حاصل از پژوهش می‌پردازیم.

معادلات ساختاری

- بازار پول

بطور کلی مطابق تئوری استاندارد پولی، تعادل بازار پول براساس برابری تقاضا و عرضه پول شکل می‌گیرد.

$$M_t / P_t = L(R_t, Y_t)$$

که در آن M_t تعریف گسترده پول، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، R_t نرخ بهره و Y_t تولید داخلی است. نمایش تابع تقاضا براساس تقریب خطی- لگاریتمی به صورت زیر به نمایش گذاشته می‌شود.

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 r_t^m + \alpha_3 r_t^b + \alpha_4 p_t + u_{mt} \quad (1)$$

در معادله بالا m_t لگاریتم اسمی نقدینگی، p_t لگاریتم سطح عمومی قیمت‌ها، y_t لگاریتم تولید واقعی، r_t^b نرخ موزون سود سپرده و r_t^m نرخ بازده در بخش مسکن بوده که به عنوان جانشینی برای هزینه فرصت پول در نظر گرفته شده است. در ایران به دلیل کنترل سود بانکی و همچنین نبودن بازارهای متشکل مالی و سرمایه‌ای، تغییر در نرخ بازدهی اجاره در بخش مسکن بطور مناسب هزینه نگهداری پول را در اقتصاد به نمایش می‌گذارد. در

معادله (۱) انتظار بر آن است که $\alpha_2 \langle 0, \alpha_1 \rangle 0, \alpha_4 \rangle 0$ و $\alpha_3 \rangle 0$ باشد. همچنین با فرض $m_t \sim I(2)$ ، $p_t \sim I(2)$ ، $y_t \sim I(1)$ ، $r_t^b \sim I(1)$ و $r_t^m \sim I(1)$ در آن صورت $\Delta p_t \sim I(1)$ و $\Delta m_t \sim I(1)$ بوده و ترتیبی از متغیرهای سطح و تفاضل با عنوان بردار هم انباشته^۱ چند جمله‌ای باعث $u_{mt} \sim I(0)$ می‌شود.

- بازار کالا و خدمات

مطابق «مکینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳)»^۲ کنترل نرخهای بهره سیستم بانکی، با شرایط تورمی و منفی شدن نرخ سود واقعی از کانال سرکوب مالی باعث کاهش در پس انداز، سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تولید می‌شود. سرکوب مالی، انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بازارهای غیرمتشکل زود بازده و غیرمولد را تشویق می‌کند و باعث فرار سرمایه از بخشهای مولد و کاهش قابل ملاحظه رشد اقتصادی می‌شود. در ایران با کنترل نرخهای وام و سود بانکی، منفی بودن نرخهای سود واقعی بانکی و بالا بودن تورم آثار منفی سرکوب مالی در بازارهای مالی و سرمایه‌ای در طول دهه‌های گذشته ظاهر شده است. این امر می‌تواند بر عدم وجود رابطه هم انباشتگی بین نرخ سود بانکی r_t^b و همچنین نرخ هزینه فرصت پول در بازار r_t^m دلالت داشته باشد. به دیگر سخن مادامی که نرخ سود بانکی نسبت به تغییرات تورم و سایر متغیرهای کلان اقتصادی توسط مقامات پولی ثابت نگه داشته شده، نرخ هزینه فرصت پول در بازار به صورت درونزا بر اساس تورم و سایر متغیرها کلان تغییر یافته است. ثابت نگه داشتن نرخهای وام و افزایش نرخ هزینه فرصت پول در بازار سبب شده که از سویی تقاضای وام در اقتصاد افزایش یابد (که باعث طولانی شدن صف برای دریافت وام از سیستم بانکی شده است) و از سوی دیگر جذابیت نرخهای بازدهی در سایر بازارهای دارایی، منابع را از سیستم بانکی به جای سرمایه‌گذاری مولد به بخشهای غیرمولد با هدف بورس بازی هدایت کرده و در کل سبب کاهش تولید شده است. تصریح تابعی روابط ذکر شده بالا می‌تواند در چارچوب معادله IS به صورت زیر به نمایش گذاشته شود.

^۱. Polynomial Cointegrated Vector

^۲. Mackinon, (1973) and Shaw, (1973).

$$y_t = \beta_1 t + \beta_2 r_t^m + \beta_3 r_t^b + \beta_4 \Delta p_t + u_{yt} \quad (۲)$$

که در آن $\beta_1 \geq 0$ ، $\beta_2 < 0$ و β_3 و $\beta_2 + \beta_3 = -\beta_4$ و در نهایت $u_{yt} \sim I(0)$. از سوی دیگر به منظور در نظر گرفتن اثر تکانه های خارجی بر روی تولید و به عبارات دیگر به منظور تعمیم معادله IS به یک اقتصاد باز، نرخ واقعی ارز مؤثر چندگانه ppp_t به عنوان نشان دهنده توان رقابتی اقتصاد، به معادله (۲) اضافه می شود.

$$y_t = \beta_1 t + \beta_2 r_t^m + \beta_3 r_t^b + \beta_4 \Delta p_t + \beta_5 ppp_t + u_{yt} \quad (۳)$$

- تعیین نرخ بهره

محدودیت و عدم گسترش بازارهای مالی و سرمایه ای، کنترل بازار سرمایه و غیرقانونی بودن بهره در نظام بانکداری بدون ربا، امکان برقراری رابطه پوشش بهره ای را در ایران منتفی می سازد. از این رو نرخ بهره داخلی براساس نرخ بهره خارجی تعیین نمی شود. از سوی دیگر با کنترل شدید نرخهای سود و وام بانکی، امکان برقراری تئوری برابری فیشر که در آن نرخ سودهای کوتاه مدت به انتظارات تورمی در اقتصاد متصل می شود، غیر ممکن به نظر می رسد.

$$r_t^b = E(\Delta p_{t+1}) + u_t^b \quad (۴)$$

همچنین به نظر می رسد که در بازار پول ایران بنا به دلایل ذکر شده، فرضیه انتظاری که در آن نرخ سود بانکی کوتاه مدت رابطه یک به یک با نرخ بهره بلند مدت بازار (بازار اوراق قرضه) پیدا می کند، مورد تأیید قرار نگیرد:

$$r_t^b - r_t^m \sim I(0) \quad (5)$$

کنترل نرخهای سود بانکی و سرکوب مالی، امکان استفاده از ابزارهای پولی و کارآمد را به مقامات پولی نداده، و از این رو با افزایش تورم، انحراف نرخ سودهای رسمی بانکی از قیمت داراییهای جایگزین (از جمله بازار مسکن) افزایش یافته و نرخهای تعادلی بهره در اقتصاد اغلب به نرخهای بازدهی در بازار مسکن سوق می‌یابد. این واقعیت دلالت بر این دارد که افزایش تورم (که اغلب با گسترش خلق دستوری پول توسط دولت صورت می‌گیرد) و عدم تعدیل نرخهای سود و تسهیلات در سیستم بانکی نسبت به تورم، انحراف بزرگی را بین بازارهای پول و بازارهای مالی ایجاد کرده است. بنابراین با توجه به اینکه اثربخشی غیرمستقیم هدف‌گذاری پولی به عملکرد ساختار نرخهای بهره و برابری فیشر بستگی دارد، بنظر می‌رسد موضوعیت قاعده پولی در ایران فاقد اعتبار بوده و از این رو انتشار پول (به دلیل تأمین کسری بودجه دولتی و یا برداشت از صندوق ذخیره ارزی) و تبعات تورمی آن توسط نرخ بهره بازار تعدیل شده است:

$$r_t^m = E(\Delta p_{t+1}) + u_t^m \quad (6)$$

مدل آماری I(2)

یک الگوی VAR, P, بعدی با k وقفه و فرض وجود متغیرهای I(2) را به صورت زیر به نمایش می‌گذاریم:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad ; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

برای تحلیل مناسب الگوی I(2)، الگوی (7) را در چارچوب یک الگوی تصحیح خطا که در شکل فرم خلاصه شده است، به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\Delta^2 X_t = \Gamma \Delta X_t + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \Gamma_i \Delta^2_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

جایی که در آن Γ, Π ، Γ_i ; $i=1, \dots, k-2$ ، ماتریس‌های $P \times P$ بوده که به ترتیب به صورت زیر شناسایی می‌شوند.

$$\begin{aligned} \Pi &= \sum_{i=1}^k \Pi_i - I \\ \Gamma &= I + \sum (i-1)\Pi_i \\ \Gamma_i &= \sum (i-j-1)\Pi_i \end{aligned}$$

همچنین ε_t یک بردار $P \times 1$ و iid بوده که با توزیع گوسی $N(0, \Omega)$ مشخص شده است. برای داشتن فرآیند مرتبه انباشتگی بالا^۱، لازم است که رتبه ماتریس‌های $\Pi = \alpha\beta'$ و $\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp = \xi \eta'$ کاهش یافته باشد. که در آن α, β ماتریس‌های با رتبه $p \times r$ و α_\perp و β_\perp که به ترتیب بر ماتریس‌های α و β با رتبه $p \times (p-r)$ عمود بوده و شرط $r < p$ را احراز می‌نمایند. ξ و η ماتریس‌های $s \times (p-r)$ با شرط $s < (p-r)$ و ماتریس‌های ξ_\perp و η_\perp عمود بر ξ و η با ابعاد $(p-r) \times (p-r-s)$ هستند.

به منظور ارائه شرطی که فقط $I(2)$ بودن متغیرها را بیمه نماید. جوهانسن (۱۹۹۵)^۲ توابع پارامتری زیر را تعریف می‌کند.

$$\beta_1 = \bar{\beta}_\perp \eta \quad \alpha_1 = \bar{\alpha}_\perp \xi \quad \beta_2 = \beta_\perp \eta_\perp \quad \alpha_2 = \alpha_\perp \xi_\perp$$

^۱. High Order Integration

^۲. یعنی مرتبه X_t در (۸) بیش از $I(1)$ است.

^۳. Johansen, (1995).

شایان ذکر است که $(\beta, \beta_1, \beta_2)$ متقابلاً عمود بر هم (متعامد) می‌باشند و این مطلب برای $(\alpha, \alpha_1, \alpha_2)$ نیز صادق است. همچنین پارامتر η وابسته به انتخاب β_{\perp} است؛ در صورتی که β_2, β_1 مستقل از این انتخاب هستند. حال اگر ریشه‌های چند جمله‌ای $A(z) = I_p - \Pi_1 z - \dots - \Pi_k z^k$ خارج از دایره واحد و یا در روی دایره واحد (نقطه $z=1$) باشند و علاوه بر آن اگر:

$$\alpha'_2 \theta \beta_2 = \alpha'_2 (\Gamma \bar{\alpha}' \Gamma + I_p - \sum_{i=1}^{k-2} \Gamma_i) \beta_2$$

دارای رتبه کامل p-r-s باشد. در آن صورت بر اساس تئوری نمایش جوهانسنی^۱، فرآیند X_t یک فرآیند $I(2)$ بوده و دارای فرآیند MA زیر است.

$$X_t = C_2 \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^s \varepsilon_i + C_1 \sum \varepsilon_i + \gamma_1 + \gamma_2 t + y_t \quad (9)$$

جایی که در آن:

$$\begin{aligned} C_2 &= \beta_2 (\alpha'_2 \theta \beta_2)^{-1} \alpha'_2 \\ \beta' C_1 &= \bar{\alpha}' \Gamma C_2 \\ \beta' C &= \bar{\alpha}' (\theta C_2 - I_p) \end{aligned} \quad (10)$$

y_t یک فرآیند مانای $I(0)$ و γ_1 و γ_2 بر اساس مقادیر اولیه فرآیند تعیین شده و شرط $(\beta, \beta_1)' \gamma_2 = 0$, $\beta' \gamma_1 + \Gamma_{\alpha\beta_2} \beta_2' \gamma_2 = 0$ را تأمین می‌کند. از معادله (۹) مشاهده می‌شود که $I(2), \beta_2' X_t$ بوده و هیچ ترکیب خطی از این فرآیند کاهش مرتبه پیدا نمی‌کند. همچنین تا زمانی که $(\beta, \beta_1)' \beta_2 = 0$ است ما داریم $(\beta, \beta_1) C_2 = 0$

^۱. Johansen Representation Theorem.

بنابراین $(\beta, \beta_1)'X_t \sim I(1)$ و در نهایت $(\beta, \beta_1)'\Delta X_t$ مانا هستند. علاوه بر آن Γ ترکیب خطی:

$$\begin{aligned} C_2 &= \beta_2(\alpha_2'\theta\beta_2)^{-1}\alpha_2' \\ \beta'C_1 &= \bar{\alpha}'\Gamma C_2 \\ \beta'C &= \bar{\alpha}'(\theta C_2 - I_p) \end{aligned} \quad (11)$$

و بنابراین:

$$\beta'X_t - \bar{\alpha}'\Gamma \Delta X_t = \beta'X_t - \bar{\alpha}'\Gamma(P_{\beta, \beta_1} + P_{\beta_2})\Delta X_t$$

مانا است.

مدل تجربی

به عنوان یک نمایش از چگونگی الگوسازی معادلات تئوریک ارائه شده در بخش دوم، بردار x_t در معادله (۷) بخش سوم به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$x_t = [m_t, p_t, y_t, PPP_t, r_t^m, r_t^b]$$

که در آن داده‌ها فصلی بوده و دوره مطالعه از فصل اول ۱۳۷۰ تا فصل آخر ۱۳۸۵ است. در بردار بالا m_t لگاریتم تعریف گسترده پول (M_2)، p_t لگاریتم سطح عمومی قیمت‌ها (CPI)، y_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی به ثابت ۱۳۷۶، PPP_t نرخ مؤثر واقعی چند گانه ارز که بر اساس شرکای تجاری ایران محاسبه شده و r_t^m نرخ بازدهی در بخش مسکن و r_t^b نرخ موزون سود سپرده سیستم بانکی کشور است. الگو شامل دو متغیر مجازی، $D74Q2=1$ و برای سایر فصلها صفر، که اثر افزایش شدید تورم و بحران در حساب تراز

خارجی را در فصل دوم سال ۱۳۷۴، و $D801=1$ و برای سایر فصلها صفر، که اثر یکسان سازی ارزش را در فصل اول سال ۸۱ نشان می‌دهد. الگو همچنین شامل متغیرهای مجازی فصلی تمرکز یافته بوده که اثر رفتارهای فصلی در متغیرها را توضیح می‌دهد. الگوی (۸) در بخش سوم با دو وقفه برآورد می‌شود. آزمونهای صحت الگو و هم انباشتگی در قسمت بعدی آورده شده است.

آزمونهای صحت الگو

به منظور احراز کفایت آماری الگو، آزمونهای خطای تصریح برای کل سیستم و تک تک معادلات در جدول (۱) ارائه شده است. آزمون خود همبستگی و واریانس ناهمسانی برای کل سیستم و تک تک معادلات عدم وجود همبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی را مورد پذیرش قرار می‌دهند. آزمون نرمالیتی برای کل سیستم مورد پذیرش، ولی برای معادله پول و نرخ موزون سود بانکی رد می‌شود. اما تا زمانی که نتایج آزمون هم انباشتگی نسبت به افزایش آماره کورتوز^۱ $kurtosis$ حساس نیست ما نتیجه می‌گیریم که الگوی تجربی توصیف قابل قبولی را از داده‌ها به نمایش می‌گذارد.^۲ آماره \bar{R}^2 در کل برای شش معادله بالا بوده و نشان می‌دهد که الگو می‌تواند بخش اعظمی از تغییرات داده‌ها را توضیح دهد.

^۱. Kurtosis

^۲. Gonzalo, (1994).

جدول ۱. آزمونهای صحت الگو

آزمون چند متغیره برای کل سیستم:						
LM(1)	$\chi^2(36) =$	43.9	p-value	=		.17
LM(4)	$\chi^2(36) =$	45.4	p-value	=		.13
Normality	$\chi^2(12) =$	29	p-value	=		.02
آزمونهای تک	m_t	p_t	r_t^m	ppp_t	y_t	r_t^b
متغیره:						
ARCH(2)	1.1	.00	1.4	.38	1.1	1.7
Normality(2)	1.3	.05	1.9	2.5	6.2	7.3
\bar{R}^2	.86	.78	.89	.86	.97	.89

آزمون هم انباشتگی

با استناد به چارچوب تئوری ارائه شده در بخش (۲) فرضیه احتمالی ما بدست آوردن سه بردار هم انباشتگی $I=3$ و بنابر این داشتن $p-I=3$ روند عمومی^۱ است. بررسی ریشه‌های چند جمله‌ای مشخصه الگوی VAR(2) زمانی که مؤلفه‌های I(2) و یا نزدیک I(2) در داده‌ها وجود دارد، اطلاعات با ارزشی را در رابطه با شناسایی رتبه هم‌انباشتگی در اختیار می‌گذارد. به یقین زمانی که در داده‌ها، مؤلفه I(2) و یا نزدیک به I(2) وجود ندارد، تعداد ریشه‌های واحد برابر $p-I$ و در زمان وجود مؤلفه‌های I(2) و یا نزدیک به I(2) ریشه‌های واحد برابر $s+2(p-I-s)$ خواهد بود که در آن S تعداد ریشه‌های I(1) و $(p-I-s)$ تعداد ریشه‌های I(2) است. جدول (۲) ریشه‌های مشخصه را برای الگوی VAR(2) غیر مقید و VAR(2) مقید شده با $I=2$ و $I=3$ به نمایش گذاشته است.

^۱. Common Trend

جدول ۲. ریشه‌های مشخصه فرآیند VAR

مقادیر ویژه ماتریس Π	.69	.44	.39	.19	.11	.015
شش ریشه بزرگ مشخصه الگوی غیر مقید	.94	.91	.91	.7	.62	.62
r=3	1.00	1.00	1.00	.91	.61	.61
r=2	1.00	1.00	1.00	1.00	.87	.67

در الگوی غیر مقید VAR، سه ریشه مشخصه بزرگ و نزدیک به یک وجود دارد. زمانی که محدودیت $I=2$ و بویژه $I=3$ تحمیل می‌شود همچنان یک ریشه بزرگ و نزدیک به یک باقی می‌ماند. این نشان می‌دهد که مقید کردن رتبه Π نمی‌تواند ریشه را از Γ در معادله (۸) خارج نماید که این امر بشدت وجود یک فرایند $I(2)$ را در الگو تأیید می‌کند. ما همچنین می‌توانیم بر اساس آزمون نسبت حداکثر راستنمایی، تعداد بردارهای هم انباشتگی را برای الگوی $VAR(2)$ با فرض وجود متغیرهای $I(2)$ شناسایی نماییم. «ریک و همکاران» (۱۹۹۹) توزیع مجانبی آماره نسبت حداکثر راستنمایی را برای تعیین مرتبه هم انباشتگی، تحت شرایط مقید کردن روند در رابطه هم انباشتگی و صفر بودن ضریب روند غیرخطی (روند با درجه دوم)، بدست آورده و جدول دامنه بحرانی آن را ارائه می‌دهند. در جدول (۳) آزمون تعداد بردارهای هم انباشتگی، برای شش متغیر یاد شده و با فرض وجود روند خطی در رابطه هم انباشتگی ارائه شده است. دامنه بحرانی بر اساس جدول ریک و همکاران (۱۹۹۹) در زیر هر آماره آورده شده است.

جدول ۳. آزمون تریس برای تعیین رتبه هم انباشتگی

r	p-r	S(r,s)						Q(r)
0	6	520 (269)	413 (233)	336 (202)	276 (174)	234 (151)	201 (130)	178 (115)
1	5		384 (198)	278 (167)	204 (142)	159 (119)	124 (101)	110 (87)
2	4			271 (137)	170 (113)	113 (92)	71 (75)	56 (62)
3	3				192 (86)	94 (68)	37 (53)	27 (42)
4	2					148 (47)	52 (34)	10 (25)
5	1					53 (19)	53 (19)	107 (12)
p-r-s		6	5	4	3	2	1	0

بررسی ریشه‌های مشخصه در جدول (۲) و آزمون حداکثر راستنمایی در جدول (۳)، سه بردار هم انباشتگی را با یک روند عمومی $I(2)$ و دو روند عمومی $I(1)$ پیشنهاد می‌کنند^۱.

همانطور که در قسمتهای قبل اشاره شد، تبدیل یک سیستم $I(2)$ به $I(1)$ مستلزم برقراری شرط همگنی بلندمدت در بین متغیرها است. در این بخش نشان داده شد که در سیستم $VAR(2)$ ، وجود سه بردار همجمعی، $r=3$ ، دو فرآیند $I(1)$ و یک فرآیند $I(2)$ محتمل به نظر می‌رسد. وجود یک فرآیند $I(2)$ دلالت بر $m_t \sim I(2)$ و $p_t \sim I(2)$ دارد. در صورتی که رابطه همگنی بلندمدت بین m_t و p_t برقرار باشد: $m_t - p_t \sim I(1)$ در آن صورت سیستم $I(2)$ زیر:

$$\{ppp_t, r_t^m, r_t^b, m_t, p_t, y_t\} \quad (۱۲)$$

^۱ اگرچه با توجه به جدول (۲)، حالت $r=2$ و $s=3$ و $p-r-s=1$ می‌تواند بطور مرزی مورد پذیرش قرار گیرد. اما حالت $r=3$ ، $s=2$ و $p-r-s=1$ در سطح اطمینان بالاتری مورد پذیرش قرار می‌گیرد که مبنای کار ما در ادامه بر اساس آن خواهد بود.

می‌تواند به یک سیستم I(1) با بردار زیر تبدیل شود:

$$\{m_t - p_t, y_t, \Delta p_t, ppp_t, r_t^m, r_t^b\} \quad (13)$$

همگنی بلندمدت بین m_t و p_t در سطح یک درصد توسط آماره $\chi^2(4) = 15$ بشدت رد می‌شود. توجه به نمودار (۱) می‌تواند در رابطه با نتیجه حاصله توضیحات بیشتری را ارائه دهد. علیرغم حرکت همسو و نزدیک بین m_t و p_t در دوره ۷۸-۱۳۷۱، این همسویی نزدیک در دوره ۸۵-۱۳۷۹ قابل مشاهده نبوده و میزان افزایش m_t بیش از افزایش p_t است. همچنین با مشاهده رفتار نرخ رشد پول و تورم در دوره ۸۵-۱۳۷۹ همواره نرخ رشد پول نسبت به تورم بیشتر بوده که رابطه همگنی بلندمدت بین پول و قیمت را مغشوش ساخته است. این مطلب مؤید این نکته است که اعمال محدودیت قید همگنی بین m_t و p_t باعث از دست رفتن اطلاعات در سیستم خواهد شد. در این مورد تحلیل الگوی (۱۲) با متغیرهای اسمی و فرآیند I(2) به تحلیل الگوی (۱۲) با متغیرهای واقعی و فرآیند I(1) ارجحیت دارد. آزمون رابطه همگنی بین عرضه واقعی پول $m_t - p_t$ و تولید واقعی y_t (نسبت نقدینگی) - بعد از تعدیل رابطه نسبت روند زمانی - دلالت بر پذیرش بطور ضعیف رابطه دارد ($\chi^2(3) = 7.4(0.06)$).

در این مطالعه، علیرغم از دست دادن اطلاعات در رابطه عدم برقراری همگنی بلندمدت بین m_t و p_t به دلیل وجود رابطه همگنی بلندمدت ضعیف بین $m_t - p_t$ و y_t که می‌تواند دلالت بر I(1) بودن $m_t - p_t - y_t$ داشته باشد. از این رو الگوی (۱۲) بدون اعمال محدودیت در رابطه با همگنی بین $m_t - p_t$ و y_t برای ادامه تحلیل انتخاب می‌شود. شایان ذکر است که الگو بالا دارای تصریح مناسب از لحاظ رفتار جملات پسماند (عدم همبستگی سریالی، نرمال بودن بیشتر جملات و عدم واریانس ناهمسانی) می‌باشد. در زیر نگاهی موشکافانه در رابطه با برونزایی ضعیف برخی از متغیرهای سیستم خواهیم داشت.

برونزایی ضعیف و سیستم جزئی

آزمون برونزایی ضعیف برای سیستم I(2) توسط ربک و دیگران (۱۹۹۹) و آزمون نسبت راستنمایی جزئی برای سیستم I(2) که در آن برخی از متغیرها نسبت به پارامترهای بلندمدت مورد علاقه برونزایی ضعیف هستند، توسط خیابانی (۲۰۰۷) توسعه یافته است. در این قسمت با توجه به پذیرش تحلیل I(1) الگوی واقعی (۱۲)، آزمون برونزایی ضعیف برای سیستم (۱۳) می‌تواند بر اساس آزمون برونزایی ضعیف سیستم I(1) صورت پذیرد. آزمون به شکل $H_0: \alpha_{ij} = 0, j = 1, \dots, J$ فرموله می‌شود که توزیع مجانبی آن $\chi^2(r)$ است. در جدول (۴) نتیجه آزمون برونزای ضعیف برای رتبه‌های $r=2,3$ به نمایش گذاشته شده است. در رتبه $r=3$ ، آزمون متغیر r_t^b به عنوان برونزای ضعیف برای β تشخیص داده می‌شود. این نتیجه با واقعیت‌های اقتصاد ایران در رابطه با کنترل نرخ سود بانکی توسط مقامات پولی و عدم تعدیل آن نسبت به سطح تورم و نرخ هزینه فرصت پول در بازار تطابق دارد. بنابراین x_t در (۱۳) می‌تواند به دو بردار $\{m_t - p_t, y_t, \Delta p_t, r_t^m\}$ و $\{r_t^b\}$ افزایش گردد. از سوی دیگر، سیستم می‌تواند بر اساس الگوی شرطی \mathcal{Y}_t با فرض برونزایی ضعیف Z_t نسبت به پارامتر β تحلیل شود.

جدول ۴. آزمون برونزایی ضعیف

r	$m_t - p_t$	y_t	ppp_t	r_t^m	Δp_t	r_t^b	$\chi^2(5)$
2	6.9	12.7	12.8	22.7	32.8	1.07	6.0
3	8.6	19.92.7	21.8	21.7	43.6	1.9	7.8

آزمون هم انباشتگی

به منظور ارزیابی تجربی فرضیه‌های اقتصادی که در قسمت (۲) ارائه شده بود، در این قسمت ابتدا آزمون هم انباشتگی برای تک تک روابط تعادلی انجام می‌شود. آزمون

فرضیه‌ها بر اساس $\beta = \{H, \phi_1, \phi_2\}$ بنا شده است که در آن یک رابطه مقید در فضای هم‌انباشتگی در کنار دو رابطه غیرمقید دیگر مورد آزمون قرار می‌گیرد.^۱ آزمون فرضیه‌های $H_1 - H_{11}$ در جدول (۵) به نمایش گذاشته شده است.

فرضیه‌های $H_1 - H_4$ آزمون فرضیه‌های متعدد روابط پولی را به نمایش می‌گذارد. فرضیه H_2 آزمون تابع تقاضای استاندارد پول را مورد آزمون قرار می‌دهد. رابطه بالا برای دوره ۸۵-۱۳۷۱ رد می‌شود.

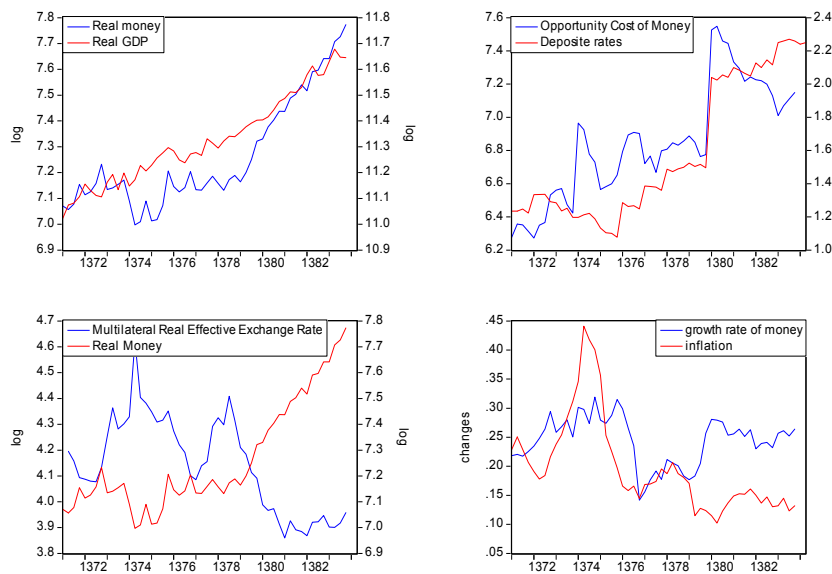
فرضیه H_4 ، مشابه توابع استاندارد تقاضای پول نقش تفاوت نرخ هزینه فرصت پول و نرخ سود بانکی را بر روی تقاضای پول می‌سنجد. اگرچه رابطه از لحاظ آماری با ارزش بحرانی (۰/۱۷) مورد پذیرش قرار می‌گیرد، ولی علامت ضریب هزینه فرصت پول $r_t^m - r_t^b$ مثبت است که در چارچوب تئوری اقتصادی و تجربی غیرمنطقی به نظر می‌رسد. فرضیه H_3 در تابع تقاضای پول، تورم را به عنوان هزینه فرصت پول وارد معادله می‌کند. فرضیه بطور ضعیف مورد پذیرش قرار می‌گیرد. اما علامت تورم مثبت است. این امر می‌تواند دلالت بر این داشته باشد که در دوره ۸۵-۱۳۷۱ رابطه بلند مدت بین تورم و تراز واقعی پول وجود دارد، اما رابطه علی بیشتر از طرف تراز داخلی پول به تورم می‌باشد تا از تورم به تراز واقعی پول. این مطلب می‌تواند بدین صورت تفسیر شود که کنترل نسبت نقدینگی $m_t - p_t - y_t$ (عکس سرعت گردش پول) در دوره مذکور، بویژه در دوره ۷۸-۱۳۷۱ در دستور کار مقامات پولی به عنوان ابزاری برای کنترل تورم قرار گرفته است. اما همانطور که اشاره شد این فرضیه به صورت ضعیف مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

نکته بسیار جالب، وارد کردن نرخ واقعی ارز چندگانه (شاخص توان رقابتی اقتصاد) در رابطه تحت فرضیه H_1 می‌باشد که بشدت با ارزش بحرانی (۰/۶۱) مورد پذیرش قرار می‌گیرد. رابطه بالا نشان می‌دهد که رفتار تورم در دوره فوق توسط نسبت نقدینگی $m_t - p_t - y_t$ و شاخص توان رقابتی اقتصاد PPP_t توضیح داده می‌شود. وجود PPP_t در معادله بالا می‌تواند چنین توجیه شود که با افزایش قیمت نفت از سال ۱۳۷۹ به بعد و به تبع آن با افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی، رشد نقدینگی در اقتصاد شدت یافته و سبب افزایش

^۱. Johansen and Juselius, (1992).

تقاضای داخلی شده است. اگر چه فشار افزایش تقاضای می‌توانسته تورم را در اقتصاد افزایش دهد، اما در این فرآیند با کاهش قیمت کالاهای غیرقابل مبادله نسبت به قیمت کالاهای مبادله (کاهش ارزش واقعی پولهای خارجی در مقابل ریال) بخش قابل توجهی از فشار افزایش تقاضای داخلی توسط واردات کالاهای پوشش داده شده است. این امر بطور محسوسی از افزایش تورم در اقتصاد کاسته است؛ برای مثال روند $m_t - p_t - y_t$ و $m_t - p_t$ را در نمودار (۱) مشاهده کنید.

بنابراین به نظر می‌رسد در دوره ۸۵-۱۳۷۱، کنترل نسبت نقدینگی (بویژه در دوره قبلی از افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۷۹) و کاهش نرخ مؤثر واقعی ارز (افزایش ارزش واقعی ریال) و از دست دادن توان رقابتی اقتصاد در بعد از سال ۱۳۷۹ از عوامل اصلی در توضیح رفتار تورم است.



نمودار (۱)

فرضیه $H_5 - H_7$ روابط تعیین رفتار تولید را در چارچوب IS بر اساس معادلات (۲) و (۳) در بخش (۲) به آزمون می‌گذارد. فرضیه H_5 که در آن رابطه، بر اساس تولید، نرخ واقعی سود بانکی، هزینه فرصت واقعی پول در بازار و روند زمانی (به عنوان تقریبی از ظرفیت تولیدی در اقتصاد) تعریف شده است، در سطح ۱۰ درصد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. اما علامت ضریب هزینه فرصت واقعی پول در بازار $r_t^m - \Delta p_t$ غلط برآورد شده است. در فرضیه H_6 نرخ واقعی ارز به همراه هزینه فرصت واقعی پول و روند زمانی، رفتار تولید را توضیح می‌دهند، فرضیه مذکور در سطح ۱۸ درصد مورد پذیرش می‌باشد؛ ولی همچنان علامت ضریب $r_t^m - \Delta p_t$ غلط برآورد شده است. در فرضیه H_7 تولید براساس تراز واقعی پول، هزینه فرصت پول و روند زمانی تصریح شده است. فرضیه بشدت مورد پذیرش (با ارزش بحرانی ۰.۹۶) قرار می‌گیرد. ضرایب تراز واقعی پول و هزینه فرصت آن، مطابق انتظار به ترتیب مثبت و منفی برآورد شده‌اند. لازم به توضیح است که در تئوری اقتصادی افزایش حجم پول دارای اثرات واقعی به جز در کوتاه مدت نیست. در حالیکه فرضیه H_7 نشان می‌دهد که در دوره ۸۴-۱۳۷۱ گسترش پول توانسته رفتار بخشی از افزایش تولید را در اقتصاد توضیح دهد (نمودار ۱). توجیه رابطه مذکور بویژه در بعد از افزایش نفت از سال ۱۳۷۹ به بعد روشن به نظر می‌رسد. افزایش درآمدهای ارزی حاصل از افزایش قیمت نفت، فعالیتهای تولیدی را گسترش داده است. این در حالی است که گسترش شدید واردات در این دوره، اضافه تقاضای ناشی از پول را جبران ساخته و از افزایش همسوی قیمتها با حجم پول جلوگیری نموده است. از این رو روند افزایشی $m_t - p_t$ اثر خود را در افزایش تولید؛ بویژه در دوره ۸۴-۱۳۷۹ به نمایش گذاشته است. از سوی دیگر ضریب منفی هزینه فرصت پول در رابطه تولید، دلالت بر این دارد که با افزایش هزینه فرصت پول و ثابت ماندن نرخهای سود و اعتبارات حاشیه سود (گسترش تفاوت نرخ هزینه فرصت پول با نرخهای رسمی بانکی) با کاهش سپرده‌گذاری و پس‌انداز در بانک‌ها و از طرف دیگر با افزایش تقاضا برای تسهیلات از بانک‌ها همراه بوده که از یک جهت سبب کاهش در پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد (سرکوب مالی) و از جهت دیگر باعث حرکت منابع بانکی به بخشهای غیرمولد و بورس‌بازی می‌شود، که برآیند آن باعث کاهش تولید نیز خواهد شد.

فرضیه‌های $H_8 - H_{11}$ روابط نرخ هزینه فرصت پول را در چارچوب فرضیه برابری نرخ بهره‌ها و رابطه برابری فیشر (معادلات (۴) و (۵) در بخش (۲)) مد نظر قرار می‌دهد. شایان ذکر است که با توجه به محدودیت بازارهای مالی و سرمایه و کنترل شدید نرخهای سود و تسهیلات توسط مقامات پولی در ایران، اعتبار معادله قاعده پولی که در آن نرخ سود بانکی در بلندمدت بر اساس نرخ بهره اوراق قرضه در بازار و یا تورم، توسط مقامات بانکی تعدیل می‌شوند، زیر سؤال می‌رود. در الگوی ما نرخ سود بانکی یک متغیر برونزای ضعیف برای الگو می‌باشد، از این‌رو هدف در اینجا تصریح معادله هزینه فرصت پول در بازار بوده و متغیرهای تعیین کننده این نرخ در سیستم، در چارچوب سه فرضیه $H_8 - H_{11}$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. فرضیه H_{10} و H_9 و H_8 برابری بلندمدت نرخهای سود بانکی و هزینه فرصت پول و برابری فیشر را رد می‌نماید.

در فرضیه H_{11} نرخ هزینه فرصت پول در بازار، رابطه منفی با نرخ واقعی ارز، رابطه مثبت با تورم و نرخ سود بانکی دارد. این فرضیه بشدت با سطح ۰/۴۴ درصد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. این رابطه نشان می‌دهد که تغییرات قیمت در بازار ارز بطور معکوس روی نرخ بهره در بازار آزاد اثر می‌گذارد بدین مفهوم که افزایش در ارزش واقعی ریال، نرخ هزینه فرصت پول را در بازار افزایش می‌دهد. افزایش تورم و نرخ سود بانکی، این نرخ را در بازار افزایش می‌دهد با این توضیح که ایجاد تغییر در نرخ سود بانکی بطور کامل در نرخ بهره بازار منعکس نمی‌شود.

جدول ۵. آزمون روی بردارهای همجمعی

	$m2_t - p_t$	PPP_t	r_t^m	Δp_t	y_t	r_t^b	t	$\chi^2(v)$	p -value
H_1	-3	-16	0	1	-3	0	0	1(2)	.61
H_2	1	0	0	0	-1.02	-0.07	0	7.3(2)	.03
H_3	-3	0	0	1	0.3	0	0	8(3)	.05
H_4	1	0	-63	0	-1.5	.63	0	3.5(2)	.17
H_5	0	0	-2	.07	1	.13	-11	2.6(1)	.10
H_6	0	-49	-33	.33	1	0	-0.009	1.79(1)	.18
H_7	-6	0	.17	0	1	0	-0.006	0.0(1)	.96
H_8	0	0	1	0	0	-0.72	0	7.15(3)	.07
H_9	0	0	1	0	0	-1	0	14(4)	.01
H_{10}	0	0	1	0	0	0	0	7.15(3)	.06
H_{11}	0	1	1	-3.5	0	-5	0	.61(1)	.44

حال بر اساس فرضیه‌های H_1, H_7, H_{11} آزمون شده در جدول (۵)، آزمون بیش از حد شناسایی را به منظور شناسایی کل سیستم با سه بردار هم انباشتگی آغاز می‌نمایم. فرضیه برای شناسایی کل سیستم بر اساس سه رابطه بلندمدت به صورت $H_\beta : \beta = \{H_1\phi_1, H_2\phi_2, H_3\phi_3\}$ مشخص می‌شود. توزیع مجانبی برای محدودیت‌های اعمال شده، بر روی β ، $\chi^2(0)$ است.

جدول (۶) محدودیت‌های ساختار تحمیل شده بر روی هر یک از سه بردار هم انباشتگی را بر اساس سه فرضیه: H_1, H_7, H_{11} به نمایش می‌گذارد. توزیع مجانبی $\chi^2(5) = 2.4$ با ارزش بحرانی ۰/۷۸ محدودیت‌های تحمیل شده، بطور همزمان، روی سه بردار را مورد پذیرش قرار می‌دهد.

همچنین انحراف معیار مجانبی برآوردها در پرانتزهای زیر ضرایب مشخص شده است که همگی بر معنی‌داری و قدرت توضیح دهنده متغیرها در معادلات صحه می‌گذارد.

جدول ۶. آزمون محدودیتهای بیش از حد شناسایی بر روی بردارهای هم انباشتگی

$$H_1 = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad H_2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad H_3 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$x^2(5) = 2.4, p - Value = .78$$

$m2_t - p_t$	ppp_t	r_t^m	Δp_t	y_t	r_t^b	t
-27	-13	0	1	0.27	0	0
(.026)	(.01)			(0.026)		
-55	0	0.17	0	1	0	-0.007
(.04)		(.011)				(.001)
0	1	1	-1.9	0	-.045	0
			(.65)		(.06)	

توجه: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار مجانبی ضرایب است.

در معادله تورم، نسبت نقدینگی و نرخ واقعی ارز به ترتیب با ضرایب ۰/۲۷ و ۰/۱۳ رفتار تورم را توضیح می‌دهند. کوچک بودن ضریب ppp_t در مقابل $m_t - p_t - y_t$ نشان می‌دهد که تنها بخشی از تورم ناشی از افزایش نقدینگی توسط افزایش ارزش واقعی ریال (کاهش توان رقابتی) و در نتیجه افزایش واردات خنثی می‌شود. بنابراین بر اساس ضرایب برآوردی می‌توان استنباط نمود که هر تکانه منفی ایجاد شده در بازار ارز (کاهش ارزش اسمی

پول) که می‌توان از کانال‌هایی مختلف مانند کاهش در قیمت نفت و تغییر در انتظارات صورت گیرد، می‌تواند تورم را حدود دوبرابر تورم فعلی افزایش دهد.

در رابطه IS ، اضافه تقاضا (شکاف تولید) با ضریب مثبت ۰.۵۵. به تراز واقعی پول و با ضریب منفی ۰.۱۷ - به نرخ هزینه فرصت پول در بازار مرتبط می‌شود. گسترش عرضه پول از کانال وارد کردن دلارهای نفتی در اقتصاد و خنثی کردن اثر تورمی آن از کانال کاهش ارزش واقعی پول، رفتار شکاف تولید را بشدت متأثر ساخته است. همچنین منفی بودن ضریب نرخ هزینه فرصت پول و کنترل نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات بانکی حاشیه نرخ بهره را در اقتصاد گسترش داده و از دو کانل کاهش پس‌انداز و ایجاد اضافه تقاضا برای دریافت تسهیلات و استفاده آن در فعالیتهای غیر مولد اقتصادی سرمایه‌گذاری و تولید را کاهش می‌دهد.

نرخ هزینه فرصت پول رابطه یک به یک و منفی با نرخ واقعی ارز چندگانه و رابطه مثبت با نرخ تورم و سودبانکی دارد. رابطه یک به یک و منفی نرخ هزینه فرصت پول در بازار و نرخ مؤثر واقعی ارز چندگانه، مبین این نکته است که در بلند مدت یک رابطه ضد-ادواری^۱ بین آنها برقرار است. رکود در بازار کالاهای قابل مبادله که در سایه افزایش ارزش واقعی ریال (کاهش نرخ ارز واقعی چندگانه) اتفاق می‌افتد با رونق در بازارهای غیرقابل مبادله متقارن می‌شود. همچنین در تعیین رفتار نرخ هزینه فرصت پول در بازار، علاوه بر نرخ واقعی ارز چندگانه، تورم و نرخ سود بانکی نیز ایفای نقش می‌نمایند.

در رابطه با پویایی الگو، جدول (۷) ضرایب مربوط به برآورد بردار α را که نشان‌دهنده ضرایب جمله تصحیح خطای سه بردار هم‌انباشتگی است، به نمایش گذاشته است. در این جدول e_{y} ، $e_{\Delta p}$ و $e_{r,m}$ به ترتیب نشان‌دهنده جمله تصحیح خطای مربوط به معادله تورم، معادله تولید و معادله نرخ هزینه فرصت پول در بازار است. مطابق نتایج برآوردی، در تمامی شش معادله VECM^۲ حداقل یکی از ضرایب جمله خطا از لحاظ آماری معنی دار است که دلالت بر تصحیح عدم تعادل ایجاد شده مربوط به خود آن بازار یا سایر بازارها دارد. برای مثال در معادله تورم، حدود ۷۰ درصد تغییرات توسط عدم تعادل در بازار

۱. Counter Cyclical

۲. Vector Error Correction Model

پول و بازار ارز، ۵۰ درصد آن توسط عدم تعادل در بازار کالاها و خدمات و حدود ۹ درصد توسط انحراف نرخ هزینه فرصت پول از سایر متغیرها توضیح داده می‌شود. در معادله ppp_t انحرافات نرخ هزینه فرصت پول از نرخ مؤثر واقعی ارز و تورم، تغییرات در نرخ مؤثر واقعی ارز را توضیح می‌دهد. نرخ هزینه فرصت پول و تولید به هر سه عدم تعادل در بازارهای اشاره شده واکنش معنی‌دار نشان می‌دهند.

جدول ۷. برآورد معادلات تصحیح خطا

معادله	$e_{\Delta\rho}$	e_y	$e_{r_t^m}$
$\Delta(m2_t - p_t)$.88 (2.57)	.18 (.86)	-0.043 (-1.1)
Δppp_t	0.04 (.07)	0.003 (.007)	-.2 (-2.8)
Δr_t^m	-.43 (-3.7)	.16 (2.0)	-.44 (-3.2)
$\Delta^2 p_t$	-.7 (-8.6)	.56 (4.)	-.09 (-4.0)
Δy_t	1.9 (6.19)	-1.17 (-5.4)	.19 (5.3)

توجه: اعداد داخل پرانتز آماره t است.

نتیجه‌گیری

مقاله حاضر بر اسای یک الگوی VAR، آزمون بردار هم انباشتگی در فرآیند $I(2)$ ، تبدیل سیستم $I(2)$ به $I(1)$ و وجود متغیرهای برونزای ضعیف در سیستم، به توضیح رفتار بازار پول، بازار ارز، تورم، نقش سرکوب مالی در بازار سرمایه و تعامل بین بازار داراییها می‌پردازد. تحلیل $I(2)$ سیستم وجود سه بردار هم انباشتگی را مورد شناسایی قرار می‌دهد.

آزمون همگنی بلندمدت بین قیمت و حجم پول که هر دو از فرآیند $I(2)$ تبعیت می‌نمایند، تأیید نمی‌شود. برای توضیح این واقعیت در تحلیل $I(1)$ نشان داده شد که در دوره ۸۵-۱۳۷۱ رابطه باثبات تقاضا پول بطور تجربی تأیید نمی‌شود. در حالیکه یک رابطه قوی و معنی دار از لحاظ آماری بین تورم و نسبت نقدینگی (عکس سرعت گردش پول) و نرخ واقعی ارزش چندگانه وجود دارد. شکست رابطه همگنی p_t و m_t بویژه در بعد از سال ۱۳۷۹ اغلب توسط کاهش توان رقابتی اقتصاد (افزایش ارزش واقعی ریال در مقابل اسعار خارجی) توضیح داده می‌شود.

افزایش تراز واقعی پول بر اساس توضیح بالا، برخلاف اثر کوتاه مدت شوک‌های پولی بر متغیرهای حقیقی، رفتار بخشی از تغییرات (افزایش) تولید را در دوره مذکور توضیح داده است. کنترل نرخهای سود بانکی و تسهیلات و گسترش حاشیه نرخ بهره در بازار با کاهش پس‌انداز در اقتصاد (سرکوب مالی) و ایجاد افزایش در مازاد تقاضا برای وام و استفاده از منابع فوق در فعالیتهای غیرمولد، سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید را کاهش داده است. نرخ هزینه فرصت پول رابطه یک به یک اما معکوس با نرخ مؤثر واقعی ارزش چندگانه دارد. این امر نشان می‌دهد که رکود در بازار ارز به عنوان یک بازار دارایی و نماد بازار کالاهای قابل مبادله با رونق در بازار کالاهای غیرقابل مبادله همراه می‌شود. همچنین تغییرات در تورم و ایجاد تغییر بر روی نرخهای بانکی بخش دیگری از رفتار نرخ هزینه فرصت پول را در ایران توضیح می‌دهد.

پی‌نوشتها:

۱. خیابانی، ناصر. *یک الگوی کلان پویا برای اقتصاد ایران (رویکرد نوین اقتصادسنجی)*. تهران: پژوهشکده تحقیقات پولی و بانکی، ۱۳۸۲.
۲. خیابانی، ناصر. «یک الگوی کلان پویا به منظور پیش‌بینی فصلی متغیرهای کلیدی کلان و پولی اقتصاد ایران». مؤسسه عالی علوم بانکی، *مجموعه مقالات هفدهمین همایش بانکداری اسلامی*، (۱۳۸۵): ۶۹-۹۵.
3. Gonzalo, J. "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships"., *Journal of Econometrics*, No. 60, (1994), 203-233.
4. Johansen, S. and Juselius, K. "Structural Test in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK"., *Journal of Econometrics*, No. 53, (1992): 211- 244.
5. Johansen, S. "A Representation of Vector Autoregressive Processes Integrated of Order 2"., *Econometric Theory*, No. 8, (1992).
6. Johansen. S. "A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables"., *Econometric Theory*, No. 11, (1995).
7. Johansen. S. "Likelihood Analysis of the I(2) Model"., *Scandinavian Journal of Statistics*, No. 24, (1997): 433 462.
8. Johansen. S. "Asymptotic Efficiency of the Two Stage Estimator in I(2) Systems"., *Econometric Theory*, No. 16, (2000): 524-550.
9. Juselius, K. "A Structured VAR for Denmark under Changing Monetary Regimes"., *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, No.4, (1998): 400-412.
10. Juselius, K. *The Cointegration VAR Model*. Oxford University Press., 2006.
11. Khiabani, N. "The Likelihood Ratio Test for Cointegration Ranks in the I(2) Partial VAR System"., *Unpublished Paper*, (2007).
12. McKinnon, R. *Money and Capital in Economic Development*. Brookings Institution Washington, DC., 1973.
13. Neilsen, B. and Rahbek, A. "Likelihood Ratio Testing for Cointegration Ranks in I(2) Models". *Forthcoming in Econometric Theory*, (2006).
14. Paruolo, P., and Rahbek, A. "Weak Exogeneity in I(2) VAR Systems"., *Journal of Econometrics*, No. 93, (1999): 281-308.

15. Paruolo, P. "On the Determination of Integration Indices in I(2) Systems", *Journal of Econometrics*, No. 72, (1996): 313-356.
16. Rahbek, A., Kongsted, H.C. and Jorgensen, C. "Trend Stationarity in the I(2) Cointegration Model", *Journal of Econometrics*, No. 90, (1999): 265- 289.
17. Shaw, E. *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press., 1973.