مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۲ / بهار و تابستان ۸۲ / صفحات ۴۶-۱

انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران

دکتر کریم اسلاملوئیان*
مرتضی حیدری**

چکیده

لوکاس نشان داد هنگامی که مردم و کارگزاران براساس کلیه اطلاعات خود بهینه‌یابی می‌کنند، پارامترهای تخمین زده شده در یک الگو می‌توانند نسبت به تغییرات ناشی از سیاستگزاریها واکنش نشان داده، بی‌ثبات گردند. اثر مهم این بحث برای مدل‌سازی در اقتصاد، تأکید بر لزوم بررسی امکان عدم ثبات ضرایب براورد شده در الگوها می‌باشد. در این راستا تحقیق حاضر به بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضا برای پول در ایران در دورهٔ ۷۷-۱۳۴۰ می‌پردازد. برای این منظور از آزمونهای برونزائی و ابر برونزائی استفاده می‌گردد. روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها با استفاده از الگوی خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) براورد می‌شود. در این مطالعه از دو تعریف محدود (M_1) و گستردهٔ (M_2) برای پول استفاده می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد که در تابع تقاضای پول طبق انتظار کشش درآمدی مثبت و کشش تورمی منفی می‌باشد. رابطهٔ نرخ ارز بازار سیاه با تقاضای پول معکوس بوده که نمایانگر اثر جانشینی در ادبیات مربوط می‌باشد. به کارگیری آزمونهای برونزائی در تابع تقاضای پول در ایران حاکی از برونزائی ضعیف متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم است. همچنین ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم در تابع تقاضا برای ترازهای M_1 و M_2 تأیید می‌گردد؛ اما ابر برونزائی نرخ ارز بازار سیاه فقط در تابع تقاضا برای تراز پولی M_1 پذیرفته می‌شود؛ به عبارت دیگر، ضریب متناظر با نرخ ارز غیررسمی در تابع تقاضا برای M_2 ثابت نمی‌باشد و بنابراین نمی‌توان انتقاد لوکاس را در این خصوص رد نمود؛ بنابراین سیاستگذاران پولی باید هنگام لحاظ کردن متغیر نرخ ارز غیررسمی در تابع تقاضا به این نکته مهم توجه نمایند.

کلید واژه

لوکاس، ثبات، تقاضا برای پول، خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی، بلندمدت، کوتاه‌مدت، برونزائی

---

* - عضو هیأت علمی بخش اقتصاد دانشگاه شیراز.

** - عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور همدان.

۱ـ مقدمه

تورم و بیکاری دو چالش مهم فراروی هر نظام اقتصادی است. نحوه نگرش نظام‌های پولی به این دو پدیده و در نتیجه راهکارهای کوتاه‌مدت و بلندمدت آنها متفاوت می‌باشد. روشن است که نمی‌توان در مورد مسایل و مشکلات اقتصادی یک کشور مانند تورم و بیکاری نظر داد، اما به عملکرد و سیاست‌های اتخاذ شده توسط متولیان نظام پولی توجه نکرد. بدون شک تقاضای پول از اجزای مهم هر نظام پولی می‌باشد. تأثیر این جزء بر سایر اجزای سیستم اقتصادی، اعم از پولی و غیرپولی، انکارناپذیر می‌باشد؛ بنابراین به منظور تجزیه و تحلیل مسایل پولی و ارایه راهکارهای مناسب جهت رفع مشکلات، لازم است سیاستگذار اقتصادی شناخت درستی از ماهیت تقاضا برای پول داشته باشد. اکثر الگوسازان برای بررسی تقاضای پول از روش‌های متداول اقتصادسنجی به برآورد ضرایب متغیرهای مؤثر بر موازنه واقعی می‌پردازند. این کار امکان پیش‌بینی تقاضا برای پول و در نتیجه هدایت و کنترل متغیرهای مورد نظر سیاستگذار فراهم می‌آورد.

مشکل اینجاست که اگر پارامترهای برآورد شده در طول زمان به دلایلی تغییر نمایند، دیگر نمی‌توان از الگوی تخمین زده شده برای پیش‌بینی، کنترل و هدایت استفاده نمود. لوکاس (۱۹۷۶) از نظر تئوریک ثابت نمود که ضرائب الگوهای اقتصادی بستگی به سیاست‌های جاری در زمان برآورد داشته، در نتیجه با تغییر سیاست‌ها ثابت نخواهند ماند؛ به عبارت دیگر، پارامترهای برآورد شده که توسط مدل‌ساز ثابت فرض می‌گردد، می‌توانند در اثر تغییر در سیاستها متغیر باشند. این موضوع که اساس انتقاد لوکاس (۱۹۷۶) می‌باشد، کل فرایند مدل‌سازی در اقتصادسنجی و پیش‌بینی‌های حاصل از آن را زیر سؤال برد.

این انتقاد تأثیر مهمی بر استفاده از الگوهای اقتصادسنجی بر جای گذاشت؛ در واقع لوکاس این نکته را روشن نمود که هنگامی مردم و کارگزاران براساس اطلاعات خود بهینه‌یابی می‌کنند، پارامترهای تخمین زده شده در یک الگو می‌توانند نسبت به تغییرات ناشی از اجرای سیاستها واکنش نشان داده، بی‌ثبات گردند. این موضوع مورد مناقشه جدی قرار گرفت و اقتصادسنجها در دفاع از روش خود پاسخ‌هایی ارائه نمودند.

صرفنظر از پاسخ‌هایی که به انتقاد لوکاس داده شد، اثر مهمی که این بحث برای مدل‌سازان اقتصادی داشت این بود که آنها به اهمیت بررسی ثبات ضرایب برآورد شده بیش از پیش پی بردند.

بنابراین با توجه به انتقاد فوق، لازم است که قبل از استفاده از نتایج الگوها برای سیاستگذاری و پیش‌بینی، از ثبات پارامترها در برابر تغییرات به وجود آمده در سیاستها اطمینان حاصل گردد. در این راستا تحقیق حاضر به بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضا برای پول در ایران می‌پردازد و برای این منظور، آزمونهای برونزائی و ابر برونزائی استفاده می‌نماید.

تحقیقات مختلفی در این خصوص برای سایر کشورها انجام پذیرفته است؛ به طور مثال خان[1] (۱۹۷۴) با استفاده از آزمون "دوربین ـ براز" به بررسی ثبات تقاضای پول در آمریکا برای دوره ۱۹۶۵-۱۹۰۱ پرداخته است. وی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، هشت الگوی مختلف را برآورده کرده است و نشان داد که تابع تقاضای پول هنگامی که شامل نرخ بهره بلندمدت می‌باشد، با ثبات‌تر است.

گاندولفی[2] (۱۹۷۴) نشان داد که تقاضا برای سپرده‌ها در کشور آمریکا در سالهای بحران بزرگ با ثبات بوده است. در مدل وی، تقاضا برای سپرده‌ها تابعی از درآمد دائمی و نرخ بهره می‌باشد. همچنین بابا و استار[3] (۱۹۹۲) پس از بررسی تقاضای پول در آمریکا نشان دادند که این تابع در دوره ۱۹۸۸-۱۹۶۰ با ثبات بوده است. آنها جهت آزمون ثبات، از روش متغیرهای مجازی استفاده نموده‌اند.

هاگ و لوکاس[4] (۱۹۹۶) به بررسی ثبات تابع تقاضا برای کشور کانادا در دوره ۱۹۹۰-۱۹۵۳ پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که بین حجم پول واقعی، تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ بهره کوتاه‌مدت رابطه باثباتی وجود دارد. موسکاتلی و اسپینلی[5] (۲۰۰۰) با

---

1. Khan.

2- Gandolfi.

3- Baba and Starr.

4- Haug and Lucas.

5- Muscateli and Spinelli.

استفاده از آزمون ارایه شده توسط یوهانسن (۱۹۹۲) نشان دادند که تابع تقاضا برای پول در کشور ایتالیا با ثبات بوده است.

در خصوص کشورهای در حال توسعه نیز مطالعاتی انجام شده است؛ به طور مثال، دارات[1] (۱۹۸۵) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به برآورد تابع تقاضای پول برای کشور کنیا پرداخته، نشان داد که این تابع دارای ثبات ساختاری می‌باشد.

همچنین دارات (۱۹۸۸) سیستم بانکداری تونس را برای دوره ۱۹۸۴-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار داد. نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری نشان می‌دهند که تقاضا برای M_1 در مقایسه با M_2 با ثبات‌تر می‌باشد. وی در مطالعه خود تعریف محدود پول را به عنوان تقریبی برای بانکداری اسلامی و تعریف گسترده پول را شاخصی از بانکداری ربوی در نظر گرفته است.

گلدزبرو و زیدی[2] (۱۹۸۹) به بررسی ثبات تقاضای برای کشور فیلیپین پرداخته‌اند. در مدل اخیر با استفاده از آزمونهای "چاو" و "نسبت درستنمایی کوانت" نشان داده شد که تابع تقاضای پول برای M_2 در طول دوره مورد بررسی باثبات بوده است.

تریچل[3] (۱۹۹۷) ساختار تابع تقاضا برای پول کشور تونس را با استفاده از روش هم‌تجمعی یوهانسن و مدل تصحیح خطا برآورد نمود. نتایج این مطالعه حاکی است که M_2 و M_4 رابطه با ثباتی با تولید ناخالص داخلی تونس داشته‌اند.

ماراشده[4] (۱۹۹۷) با به کارگیری روش هم‌تجمعی حداکثر درستنمایی یوهانسن و ژوسلیوس و مدل تصحیح خطا، به برآورد تقاضا برای پول در کشور مالزی می‌پردازد. وی با استفاده از آزمون ثبات ساختاری چاو نشان داد که تابع تقاضای پول در این کشور برای دوره مورد مطالعه باثبات می‌باشد.

پرادهان و سابرامانیان[5] (۱۹۹۷) با استفاده از روش همگرایی و مدل تصحیح خطا به

1- Darrat.

2- Goldsbrough and Zaidi.

3- Treichel.

4- Marashdeh.

5- Pradhan and Subramanian.

بررسی ثبات تقاضای پول برای کشور هند پرداخته‌اند و نشان می‌دهند که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان تقاضا برای پول، درآمد واقعی و نرخ بهره در هندوستان وجود دارد.

پینون فراح [1] (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های موزامبیک و به کارگیری روش هم‌تجمعی و مدل تصحیح خطا به برآورد تقاضا برای پول پرداخته است و وجود شکست ساختاری در این تابع را رد می‌نماید. نل (۱۹۹۹) ثبات تقاضا برای پول کشور آفریقای جنوبی را مورد مطالعه قرار داده است و نشان می‌دهد از بین سه تعریف پول، تقاضای M_3 از ثبات بیشتری برخوردار می‌باشد؛ بنابراین وی توصیه می‌نماید که از این تعریف برای پول به عنوان نماینده مناسب برای اتخاذ سیاست پولی استفاده گردد.

کاناپیران [2] (۲۰۰۱) به بررسی ثبات تقاضای پول و سیاست پولی در کشور "گینه جدید" می‌پردازد. وی با استفاده از الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که تقاضا برای پول در این کشور متأثر از تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ بهره و نرخ تورم می‌باشد و طی دوره مورد بررسی ۱۹۷۹-۱۹۹۵ دارای ثبات بوده است.

در مورد ایران مقالات متعددی به برآورد تابع تقاضا برای پول اختصاص دارد؛ به طور نمونه، تابش [3] (۱۹۹۴) تابع تقاضا برای ایران را با روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۵۹ برآورد نموده و نشان داده است که تقاضا برای پول در ایران متأثر از درآمد واقعی و نرخ تورم مورد انتظار می‌باشد. طبیبیان و سوری (۱۳۷۶) با استفاده از روش خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) تقاضا برای پول در ایران را برای دوره ۷۲-۱۳۳۸ را برآورد می‌نمایند. در خصوص بررسی ثبات تقاضا، نوفرستی (۱۳۷۴) با استفاده از آزمون چاو و متغیر مجازی به بررسی تغییر ساختاری در تابع تقاضای پول در ایران می‌پردازد.

1- Pinon-Farah.

2- Kannapiran.

3- Tabesh.

یوسفی، ابیزارده و مک کورمیک[1] (۱۹۹۷) نیز به بررسی ثبات تقاضا برای پول در بانکداری غیر ربوی در کشور ایران می‌پردازند. برای این کار دورهٔ مورد مطالعه (۱۹۹۳-۱۹۶۷) را به قبل و بعد از اعمال قانون بانکداری اسلامی (۱۹۸۳) تقسیم نموده و نشان داده است که نمی‌توان به طور قطع در خصوص ثبات تقاضا برای پول در دوره مورد بررسی اظهار نظر نمود. این تحقیق با استفاده از روش متغیرهای مجازی به بررسی موضوع می‌پردازد.

هژبر کیانی (۱۳۷۸) با روش همتجمعی یوهانس و ژوسلیوس تابع تقاضا برای پول در ایران را برای سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۲ برآورد نموده است. وی در مطالعه خود، علاوه بر تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم، از نرخ ارز بازار آزاد و ضریب جینی نیز به عنوان متغیرهای تعیین‌کننده تقاضا برای پول استفاده نموده است. وی یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل به دست می‌آورد. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار تولید و نرخ ارز، و تأثیر منفی نرخ تورم بر تقاضای پول می‌باشد. پارامتر مربوط به اثر ضریب جینی در معادله M_2 بی‌معنی، اما در مطالعه M_1 معنی‌دار بوده است. این محقق دینامیزم کوتاه‌مدت را نیز از طریق توابع عکس‌العمل ضربه‌ای و تجزیه واریانس مورد بررسی قرار داده است.

پسران (۱۳۷۸) نیز در بخشی از مقاله خود تحت عنوان "روندهای اقتصادی و سیاستهای اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب" به برآورد تابع تقاضای پول در ایران در قبل و بعد از انقلاب پرداخته و نشان می‌دهد که در معادله تقاضا برای پول تغییری ساختاری به وجود آمده است؛ به طوری که مانده‌های حقیقی پول در دوران قبل از انقلاب، خود را سریع‌تر با عدم تعادلهای بازار پول انطباق داده است؛ همچنین کشش بلندمدت تقاضای پول نسبت به درآمد، پس از انقلاب کاهش یافته است. مطابق انتظار، اثر تورم بر تقاضای پول در هر دو دوره‌های مورد بررسی منفی بوده است.

بنابراین تا آنجاکه بررسی‌های ما نشان می‌دهد، با وجود انواع تحقیقات انجام شده در زمینه تقاضا برای پول در ایران، تاکنون از آزمون‌های برونزایی و ابر برونزایی همراه با

1- Yousefi et al.

روش خود برگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای بررسی صحت انتقاد لوکاس در خصوص ثبات تقاضا برای پول در کشور استفاده نگردیده است. این مقاله درصدد پرکردن این خلاء در ادبیات مربوط به این موضوع در ایران می‌باشد.

چنانچه تحقیقات انجام شده نشان می‌دهد، برای بررسی تغییر ساختاری در تقاضا برای پول در ایران به طور عمده از دو آزمون معروف چاو (۱۹۶۰) و متغیرهای مجازی استفاده گردیده است. با به کارگیری این دو آزمون می‌توان به طور غیرمستقیم به بررسی ثبات پارامترها نیز پرداخت؛ اما مزیت آزمونهای برونزائی که توسط مقاله حاضر استفاده می‌گردد این است که می‌توانند به طور مستقیم این هدف را مورد توجه قرار دهند؛ به عبارت دیگر، آزمونهای برونزایی دقیقاً آزمون ثبات پارامترها هستند. هدف این آزمون‌ها تحلیل و بررسی مجموعه‌ایی از متغیرها با فرض ثبات رفتار سایر متغیرها می‌باشد.[۱]

مقاله حاضر شامل هفت قسمت می‌باشد: بعد از مقدمه، در قسمت دوم، مفاهیم برونزایی معرفی می‌شود. قسمت سوم به بررسی مبانی نظری استخراج تابع تقاضا برای کشور ایران اختصاص دارد. در قسمت چهارم روش برآورد تابع فوق توضیح داده خواهد شد. در همین راستا به آزمونهای ریشهٔ واحد دیکی ـ فولر[۲] و فیلیپس ـ پرون[۳] و همچنین آزمون هم‌تجمعی الگوهای پویا پرداخته می‌شود. نتایج برآورد الگوی تقاضا برای پول در قسمت پنجم ارائه شده است. قسمت ششم به بررسی نتایج حاصل از انجام آزمونهای برونزائی می‌پردازد. نتیجه گیری و پیشنهادات در قسمت هفتم آورده شده است.

۲ـ برونزائی و ابر برونزائی در اقتصادسنجی

یکی از فروض مهم در الگوهای سنتی اقتصادسنجی، فرض ثابت بودن ضرایب برآورد شده در طول زمان است؛ اما همان طور که لوکاس نشان داد، ممکن است که این ضرائب با ثبات نباشند و در نتیجه نتوان از الگوهای سنجی برای پیش‌بینی و سیاستگذاری

1- Engle & Hendry (1993).

2- Dickey & Fuller.

3- Phillips & Perron.

استفاده نمود؛ بنابراین آزمون ثبات پارامترها در الگوهای سنجی به منظور حصول اطمینان از عدم تغییر پارامترها در طول زمان دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد.

همان‌گونه که اشاره گردید، برخلاف سایر روش‌ها، مزیت عمده آزمون‌های برونزائی این است که به طور مستقیم به بررسی ثبات پارامترها می‌پردازد. انگل، هندری و ریچارد[1] (۱۹۸۳) سه تعریف از برونزائی را به صورت زیر ارائه می‌دهند. اگر تابع زیر در نظر گرفته شود:

$$Y_t = H(\{Y_{t-j}\}_{j=1}^{k}, \{X_{t-i}\}_{i=0}^{m}, W_t, \alpha) \qquad (1)$$

W_t شامل سایر متغیرها و α بردار ضرایب می‌باشد.

توزیع مشترک Y_t و X_t به شرط F را که شامل سریهای گذشته هر دو متغیر و مقادیر حال و گذشته سایر متغیرهای شرطی باشد می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$D_y\ (Y_t, X_t \backslash F; \lambda_t) = D_z(Y_t \backslash X_t, F; \lambda_{1t}).D_u(X_t \backslash F; \lambda_{2t}) \qquad (2)$$

که در آن D_y، D_z، D_u به ترتیب توزیع مشترک، توزیع شرطی Y_t به فرض ثابت بودن X_t و توزیع حاشیه‌ای X_t می‌باشند و λ_t و λ_{1t} و λ_{2t} پارامترهای مدل هستند. این رابطه مبین این نکته است که ممکن است پارامترها در طول زمان ثابت نباشند.

یک متغیر مانند X_t برای مجموعه پارامترهای λ برونزای ضعیف نامیده می‌شود اگر:

الف) λ تنها تابعی از α باشد.

ب) λ در توزیع حاشیه‌ای X_t هیچ نقشی نداشته و آزادانه در حال تغییر باشد.

اگر علاوه بر برونزائی ضعیف برای λ، مقادیر با وقفه Y_t علت گرنجری (۱۹۶۹) متغیر X_t نباشد، در آن صورت گفته می‌شود که متغیر X_t به طور قوی برونزا[2] می‌باشد؛ پس عدم علیت گرنجری (از Y_t به X_t) به عنوان شرط لازم برونزائی قوی در نظر گرفته می‌شود.

1- Engle. Hendry and Richard (1983).

2- Strong Exogeneity.

اگر X_t به طور ضعیف برونزا باشد و علاوه بر آن λنیز نسبت به تغییرات حاشیه‌ای X_t با ثبات باقی بماند (مثلاً نسبت به سیاستهای اعمال شده از طرف دولت واکنش نشان ندهد) در این صورت گفته می‌شود که X_t ابر برون‌زا می‌باشد. مفهوم ابر برونزائی رابطهٔ نزدیکی با نظریهٔ لوکاس دارد.

اگر مجموعه‌ایی از متغیرها مانند Z_t راکه جزئی از اطلاعات ما هستند و ممکن است شامل متغیرهای مجازی نیز باشند در نظر گرفته شوند، معادله (۱) را با توجه به تعاریف بالا می‌توان بدین صورت نوشت:

$$Y_t=\beta X_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن X_t و Y_t توزیع مشترک نرمال دارند و مشروط بـه مجموعه اطلاعات ما هستند. از روابط (۱) تا (۳) می‌توان دریافت که $\lambda=\beta$ و Z_t نیز برداری سازگار با W_t و همهٔ متغیرهای با وقفهٔ X_t است؛ به طوری که میانگین متغیر X_t می‌تواند از رگرسیون حداقل مربعات $X_t=\delta Z_t+\eta_t$ به صورت $\hat{\mu}=\hat{\delta}Z_t$ محاسبه شود.

حال اگر ε_t و η_t تحت فرضیه صفر برونزائی، واریانسهای همسان[1] داشته باشند، برای آزمون برونزائی ضعیف X_t برای β، $\hat{\mu}$را و برای آزمون ابر برونزائی، یعنی ثبات βنسبت به تغییرات در مقدار اولیه X_t، هر دو $\hat{\mu}$ و $(\hat{\mu})^2$ به عنوان یک متغیر توضیحی اضافی باید به معادلهٔ (۳) اضافه و اهمیت آنها را آزمون نمود. در هر دو مورد یک آمارهٔ معنی‌دار نشان می‌دهد که فرضیه صفر رد شده است. رد فرضیه صفر در آزمون ابر برونزائی به مفهوم عدم ثبات پارامتر β می‌باشد.

۳ـ مبانی نظری الگوی تقاضا برای پول

نظریه‌های تقاضا برای پول در طول زمان دچار تحولاتی شده است که در این قسمت به صورت فشرده به آنها پرداخته می‌شود. البته هدف اصلی از ایـن بـررسی، اسـتخراج الگوی مناسب تقاضای پول متناسب با شرایط ایران برای انجام آزمون ثبات پـارامـترها

1- Homoscedastic

می‌باشد.

همواره بحث‌های فراوانی میان اقتصاددانان در خصوص تقاضا برای پول مطرح بوده است. از قدیمی‌ترین نظریات موجود در این زمینه می‌توان به نظریهٔ معروف مقداری اشاره نمود که توضیحات مهمی را در خصوص تقاضای پول ارائه داده است. پیشگامان معروف این نظریه در بین کلاسیک‌ها عبارتند از: ایروینگ فیشر، آلفرد مارشال و پیگو. در مکتب کلاسیکی، پول به عنوان یک واحد شمارش عمل می‌کند. نظریه مقداری، به خصوص پس از پیگو، سهم مهمی در گسترش مفهوم تقاضا برای پول ایفا نموده است.

روش تراز نقدی[1] اقتصاددانان دانشگاه کمبریج صراحتاً بر تقاضای پول به عنوان تقاضای عمومی برای نگهداری پول تکیه کرده و رابطهٔ میان تقاضا برای حجم واقعی پول و درآمد واقعی را استخراج می‌نماید. در ادامه کینز بر اساس روش کمبریج به توسعهٔ نظریهٔ تقاضای پول پرداخته و نرخ بهره را به عنوان یک متغیر توضیحی اضافی در تعیین تقاضا برای موجودی‌های واقعی وارد می‌نماید. در این دیدگاه، انگیزه‌های نگهداری پول عبارتند از: معاملاتی، احتیاطی و سوداگرانه[2]. دو مورد اول در راستای نقش پول به عنوان وسیلهٔ مبادله قرار گرفته است و بیشتر در رابطهٔ با حجم مبادلات انجام شده در جامعه می‌باشد و تقاضای سوداگرانه در ارتباط با هزینهٔ فرصت پول مطرح می‌گردد.

با توجه به نقش مبادله‌ای پول[3]، نظریهٔ موجودی[4] که بر نقش هزینه‌های مبادله در شرایط اطمینان تکیه می‌نماید کامل شد. تقاضای احتیاطی برای پول نیز با در نظر گرفتن حالت عدم اطمینان در مدل‌های هزینه مبادله مطرح گردید. مدل‌های پیش پرداخت نقدی[5] نیز بیشتر به توضیح نقش پول از جهت وسیلهٔ مبادله پرداخت و

1- Cash Balance Approach

۲- کینز در فصل ۱۵ کتاب "تئوری عمومی اشتغال، بهره و پول" از انگیزه‌های درآمدی (income)، کسب و کار (business)، احتیاطی (precautionary)، و سوداگرانه (speculative) نام می‌برد.

3- Medum of Exchange.

4- Inventory Theory.

5- Cash-in-Advance.

همچنین با توجه به اینکه پول به عنوان دارائی محسوب می‌گردد روش سبد دارائی[1] تکوین یافت. در این روش، تقاضا برای پول از طریق بهینه‌سازی ترکیب دارائی‌ها به دست می‌آید و پول به عنوان یک دارایی با ویژگیهای متفاوت از لحاظ میزان ریسک و بازده، در کنار انواع دیگر دارائی‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

اساس بسیاری از نظریاتی که در مورد تقاضا برای پول داده شده است مبتنی بر مقاله معروف فریدمن[2] در سال ۱۹۵۶ می‌باشد. اگر چه فریدمن نظریه خود را در چارچوب تئوری مقداری بیان می‌کند، اما از بسیاری جهات به کینز نیز نزدیک می‌شود؛ به هرحال، وی بر خلاف کینز، به جای اینکه به بررسی انگیزه‌های نگهداری پول بپردازد، از طریق مطالعه عوامل تأثیرگذار بر تقاضای سایر دارایی‌ها به تحلیل تقاضا برای پول پرداخت. بر طبق "نظریه انتخاب سبد دارایی"[3] وی، تقاضا برای پول تابعی مثبت از ثروت یا درآمد دائمی و تابعی منفی از نرخ بازده مورد انتظار سایر دارائی‌ها می‌باشد.

نظریهٔ تقاضای مصرف‌کنندگان[4] نیز خصایص روش دارائی را حفظ می‌نماید؛ اما پول را به صورت یک کالای مصرفی که یک سری خدمات را ارائه می‌دهد در نظر گرفته و تقاضا برای پول را تحت چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت مورد بررسی قرار داده است. به طور خلاصه می‌توان تمامی این الگوها را در قالب سه نظریه مجزا تحت عناوین نظریه‌های مبادله، دارائی و تقاضای مصرف‌کننده دسته‌بندی نمود.

با وجود اینکه این مدل‌ها تقاضا برای پول را از زوایای گوناگون مورد بررسی قرار می‌دهند، اما در همه موارد، حجم بهینهٔ موجودی واقعی پول با نرخ بازدهی دارائی‌ها رابطهٔ معکوس و با درآمد حقیقی رابطهٔ مستقیم دارد. البته در عمل این الگوها از حیث به کارگیری متغیر مقیاس و متغیر هزینهٔ فرصت نگهداری پول با یکدیگر تفاوت‌هایی دارند.[5]

1- Portfolio Approach.

2- Friedman (1956).

3- The theory of portfolio choice.

4- Consumers Demand Theory.

5- Sriram (1999).

تقاضا برای پول یا تقاضا برای ترازهای حقیقی یا قدرت خرید پول در ایران با توجه شرایط بازار پولی در ایران و اجرای قانون بانکداری بدون ربا نمی‌تواند از نرخ‌های بهره متأثر شود. البته در الگوهائی که برای بسیاری از کشورهای دیگر در حال توسعه طراحی شده‌اند، به علت عدم توسعه کافی بازارهای پولی و مالی، نرخ بهره به عنوان یک متغیر مهم در تابع تقاضا برای پول در نظر گرفته نشده است؛ اما همان طور که توضیح داده خواهد شد، نرخ تورم و نرخ ارز در کنار درآمد واقعی از عوامل اساسی تعیین تقاضای پول محسوب می‌گردند. ذکر این نکته لازم است که در نظریه فریدمن برای تقاضای پول نیز تأکید اصلی بر عامل درآمد واقعی به جای نرخ بهره می‌باشد.

بنابراین در این مقاله با توجه به شرایط ایران، الگوی زیر برای تقاضای پول در نظر گرفته شده است:

$$RM = f(Y, \pi, BR)$$

که در آن تراز واقعی پول (RM)، تابعی از تولید ناخالص داخلی واقعی (Y)، نرخ تورم (π) و نرخ ارز (BR) می‌باشد.

تولید ناخالص داخلی واقعی (Y) به عنوان متغیر مقیاس یا درآمدی به کار برده شده است. در این صورت انتظار این است که رابطه مثبت بین تقاضا برای پول و تولید ناخالص داخلی وجود داشته باشد. متغیر وابسته توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده واقعی شده است.

دلیل وجود نرخ تورم در مدل این است که در ادبیات موضوع در خصوص تابع تقاضای پول در کشورهای در حال توسعه به این نکته توجه شده است که بازارهای پولی و مالی کارایی لازم را نداشته و در اغلب این کشورها به جای اینکه نرخ بهره توسط نیروهای بازار و از طریق برابری عرضه و تقاضای پول تعیین شود، توسط سیاستگذاران پولی تعیین می‌گردد. از آنجا که این نرخ تثبیت شده در بیشتر مواقع از میزان نرخ بهره موجود در بازار کمتر می‌باشد، در نتیجه بازارهای غیررسمی پول در این کشورها شکل می‌گیرند. علاوه بر تشکیل بازارهای غیررسمی، به علت ثابت بودن نرخ بهره اسمی، این نرخ کارایی خود را به عنوان متغیر هزینه فرصت نگهداری پول از دست می‌دهد. در مورد ایران علاوه بر موارد

بالا، از سال ۱۳۶۲ به طور رسمی نرخ بهره از سیستم بانکی حذف گردیده؛ بنابراین با توجه به توضیحات فوق در این الگو به جای نرخ بهره، در تابع تقاضای پول از متغیر نرخ تورم (π) به عنوان شاخصی از متغیر هزینهٔ فرصت استفاده می‌گردد؛ لذا افزایش هزینهٔ فرصت نگهداری پول (نرخ تورم) بایستی تأثیر منفی بر تقاضای پول داشته باشد.

علاوه بر این، برخی از مطالعات انجام شده، تابع تقاضا برای پول را تابعی از نرخ ارز نیز دانسته‌اند؛ در حالی که چگونگی اثربخشی نرخ ارز بر تقاضای پول مورد اختلاف بوده و بحث زیادی را در میان اقتصاددانان برانگیخته است.[۱] از یک طرف بحث می‌شود که صاحبان ثروت، سبد دارائی خود را براساس پول داخلی ارزیابی می‌کنند؛ در نتیجه کاهش ارزش پول می‌تواند باعث افزایش ارزش دارائی‌های خارجی افراد در داخل و نهایتاً از طریق کاهش نرخ بهره امکان دارد موجب افزایش تقاضا برای پول گردد؛ و همچنین عنوان می‌شود کشورهایی که بشدت به واردات متکی می‌باشند، در صورت کاهش ارزش پول ملی، بخش‌های دولتی و خصوصی احتیاج بیشتری به پول جهت واردات کالاهای اساسی، واسطه‌ایی و سرمایه‌ایی خود دارند؛ بنابراین رابطهٔ مستقیمی بین تقاضای پول و تنزل ارزش پول داخلی وجود دارد که به "اثر ثروت"[۲] معروف است. از طرف دیگر، وقتی ارزش پول داخلی کم شود، اگر مردم انتظار کاهش بیشتر آن را داشته باشند ممکن است که به منظور جلوگیری از کاهش بیشتر قدرت خرید خود، تقاضا برای پول خارجی را افزایش و تقاضای پول داخلی را کاهش دهند. این رابطهٔ معکوس میان نرخ ارز و تقاضا برای پول را "اثر جانشینی"[۳] می‌نامند.[۴] با توجه به دو اثر متفاوت کاهش ارزش پول ملی بر تقاضا برای پول داخلی، لازم است که تأثیر نهائی این تغییرات از طریق مطالعات تجربی معین گردد.

در همین راستا، بهمنی اسکوئی و ملکسی (۱۹۹۱) نشان داده‌اند که در کشورهای در

۱- برای مروری بر بحث‌های انجام شده ن.ک:

Sriram,Subramanin(1999);"Survey of Literatur...", **Working Paper**; IMF.

2- Wealth Effect.

3- Substitution Effect.

4- Arango & Nadiri (1981).

حال توسعه، اثر افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت نامشخص؛ اما در بلندمدت منفی است؛ بنابراین در بلندمدت تنزل ارزش پول ملی باعث کاهش تقاضا برای پول در این کشورها شده است.

بنابراین برای تعیین این اثر، به دلیل اهمیت بازار موازی ارز خارجی در اقتصاد ایران، نرخ ارز این بازار (BR) در تابع تقاضا برای پول وارد می‌گردد. با توجه به مباحث فوق، در نهایت الگوی اقتصاد سنجی زیر برای بررسی ثبات پارامترهای تابع تقاضا برای پول در ایران انتخاب گردیده است:

$$\ln RM=\alpha+\alpha_1 \ln Y+\alpha_2 \pi+\alpha_3 \ln BR+U_1 \qquad (۴)$$

که در این مطالعه α_iها ضرایب و U_1 جملهٔ پسماند می‌باشند.

با توجه به اینکه تعاریف مختلفی از پول ارائه گردیده است، در این مطالعه، از دو تعریف معروف که در کشور ما بیشتر استفاده می‌شود (یعنی تعاریف "محدود" و "گسترده" پول یا M_1 و M_2) استفاده می‌گردد.[۱] قبل از انجام این کار، در قسمت بعد، روش به کار رفته جهت برآورد الگوها توضیح داده خوهد شد.

۴- روش برآورد الگو

گرنجر و نیوبالد[۲] (۱۹۷۴) نشان دادند که به کارگیری روش حداقل مربعات بین متغیرهای غیر ایستا[۳] نتایج گمراه کننده‌ای به همراه خواهد داشت؛ زیرا در این صورت آزمونهای t و F معمول از اعتبار لازم برخوردار نمی‌باشند. گرنجر و نیوبالد با الهام از الگوهای ARIMA، توصیه نمودند که از روش حداقل مربعات بین تفاضل (مرتبه اول یا بیشتر) متغیرهای غیرایستا استفاده گردد. نقطه ضعف عمده این روش این است که تفاضل گرفتن باعث از بین رفتن اطلاعات بلندمدت موجود در متغیرها و در نتیجه روابط

۱- تعریف محدود پول، M_1، شامل سکه و اسکناس در دست مردم به علاوه سپرده‌های دیداری (بجز سپرده‌های دولتی) و تعریف گستردهٔ پول، M_2، شامل M_1 و شبه پول می‌باشد.

2- Granger & Newbold.

3- Non-Stationary.

مورد نظر می‌شود.

تاکنون در رابطه با تشخیص و تحلیل الگوهای چند متغیره با وجود سری‌های زمانی غیرایستا پیشرفتهای مهمی صورت گرفته است. دیکی و فولر (۱۹۷۹) نخستین آزمون را برای بررسی ایستایی (عدم وجود ریشه واحد یک متغیر) ارائه کردند. گرنجر در سال (۱۹۸۱) ابتدا مفهوم هم‌تجمعی را به عنوان ترکیب خطی از متغیرهای جمعی که از درجه جمعی کمتری نسبت به سریهای اولیه برخوردار است، تعریف نمود. این بردار خطی را بردار هم‌تجمعی و متغیرهایی که چنین برداری را می‌توان بین آنها یافت، هم‌تجمع می‌نامند.

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) برای بررسی هم تجمعی دو متغیر y و x در رگرسیون $y=\beta x+u$ برآورد رابطه را در دو مرحله پیشنهاد می‌کنند. براساس این روش، در مرحلهٔ اول پسماندهای حاصل از رگرسیون y بر x محاسبه می‌گردد و با انجام آزمون "دیکی ـ فولر"، وجود ریشه واحد در آن مورد بررسی قرار می‌گیرد. رد وجود ریشه واحد در پسماندهای حاصل از این رگرسیون، دال بر هم‌تجمعی متغیرهای مورد نظر است و ضرایب برآورد شدهٔ رگرسیون نشان‌دهنده بردار هم‌تجمعی و به تعبیری پارامترهای بلندمدت الگو می‌باشند.

پس از برآورد پارامترهای بلندمدت، در مرحله دوم با رگرس کردن Δy بر Δx و عبارت ECM_{-1} که پسماندهای حاصل از رگرسیون مرحله اول با یک وقفه زمانی است، پارامترهای کوتاه‌مدت نیز برآورد می‌گردد. روش انگل و گرنجر برای برآورد پارامترهای بلندمدت در نمونه‌های کوچک برآوردکننده‌ای اریب ارائه می‌کند که می‌تواند موجب خطا در استنباط از پارامترهای برآورد شده گردد.

پسران و شین[1] (۱۹۹۷) ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌تجمعی از به کارگیری روش حداقل مربعات بر یک رابطه خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشند به دست آید، علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود؛

1- Pesaran & Shin.

به علاوه آنها نشان می‌دهند که یکی از مزایای استفاده از روش خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی این است که می‌توان بدون توجه به I(0) یا I(1) بودن متغیرها، برآوردهای سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست آورد.

در این مقاله معادلات با استفاده از روش "خودبرگشت" با وقفه‌های توزیعی " یا (ARDL) برآورد گردیده‌اند که جزئیات آن در ذیل بررسی می‌گردد. اگر یک الگوی خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی ARDL$(p,q_1,q_2,...q_k)$ به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$\varphi(L,p)y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t; \qquad i=1,2,...,k \qquad (۵)$$

به طوری که در معادله بالا

$$\varphi(L,p)=1-\varphi_1 L-\varphi_2 L^2-...-\varphi_p L^p,$$

$$\beta_i(L,q_i)=1-\beta_{i1}L-\beta_{i2}L^2-.... - \beta_{iqi}L^{qi},$$

L عملگر وقفه می‌باشد؛ به گونه‌ای که $Ly_t=y_{t-1}$، W_t نیز یک بردار $(s\times 1)$ از متغیرهای معین[1] غیرتصادفی مانند جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی، متغیر روند و متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت می‌باشند. در این مقاله با استفاده از نرم‌افزار میکروفیت[2] الگوهای ARDL ساخته شده برآورد می‌گردند. در مرحله اول رابطه (۵) با استفاده از روش OLS برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر $i=1,2,...,k \quad q_i=0,1,2,...,m \quad p=0,1,2,...m$ برآورد می‌گردند؛ بنابراین $(m+1)^{k+1}$ الگوی مختلف ARDL برای دوره زمانی یکسان مثلاً $t=m+1,m+2,...,n$ تخمین زده می‌شوند.[3]

در مرحله دوم، با استفاده از یکی از چهار معیار R^2، آکائیک[4] (AIC) شوارتز ـ بیزین[5]

1- Deterministic variables.

2- Microfit.

۳- در این بسته نرم‌افزاری حداکثر وقفه‌های m توسط پژوهشگر مشخص می‌گردد.

4- Akaike Information Criterion.

5- Schwarz Bayesian Criterion.

(SBC) و یا حنان ـ کوئین [1] (HQC) یکی از $(m+1)^{k+1}$ الگوی تخمین زده شده انتخاب می‌گردد. با توجه به اینکه معیار شوارتز ـ بیزین (SBC) از وقفه‌ها کمتری استفاده می‌کند، "پسران و شین" برای تصریح وقفه‌های الگو، به کارگیری آن را پیشنهاد می‌نمایند.

پس از انتخاب الگوی مناسب ARDL ضرائب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی آنها محاسبه می‌گردد؛ همچنین در این مقاله مدل تصحیح خطاء مربوط به الگوی انتخاب شده برآورد خواهد شد؛ بدین ترتیب که پس از آزمون هم تجمعی بین متغیرها جمله خطای مربوط به رگرسیون هم تجمعی با یک وقفه زمانی را به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبهٔ اول سایر متغیرها قرار داده، سپس به کمک روش OLS ضرائب الگو برآورد می‌گردند. ضریب جملهٔ تصحیح خطا سرعت تعدیل به سمت تعدیل بلندمدت را نشان می‌دهد.

۱ـ۴ـ بررسی آزمونهای ریشه واحد

برای جلوگیری از مسئله رگرسیون کاذب و سایر مشکلات مرتبط، لازم است که ماهیت متغیرهای مورد استفاده در الگوها از جهت ایستایی بررسی گردد. برای این منظور از آزمونهای ریشه واحد "دیکی ـ فولر" و "فیلیپس ـ پرون" استفاده شده است.

یکی از روش‌های متداول برای آزمون ایستایی یک متغیر سری زمانی استفاده از آزمون دیکی ـ فولر می‌باشد. در این آزمون معادله $y_t=\rho y_{t-1}+u_t$ برآورد شده، سپس فرضیه $H_0:\rho=1$ در مقابل فرضیه جایگزین $H_1:\rho<1$ آزمون می‌گردد. در صورت وجود خود همبستگی بین جملات اختلال از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته [2] استفاده می‌شود. در حالت عمومی، این آزمون براساس برآورد معادله رگرسیونی زیر انجام می‌گیرد.

$$\Delta y_t=\alpha+\beta t+(\rho-1)y_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\gamma_i\Delta y_{t-i}+u_t \qquad ,u_t\sim N(0,\sigma^2) \qquad (۶)$$

1- Hannan - Quinn Criterion.

2- Augmented Dickey Fuller Test.

که در آن Δy_t تفاضل مرتبهٔ اول y_t بوده و برای آزمون ریشه واحد فرضیهٔ صفر وجود ریشهٔ واحد در مقابل فرضیهٔ مخالف آن مورد استفاده قرار می‌گیرد.[۱]

گاه در اقتصاد مسایلی مانند جنگ، انقلاب و برخی سیاستگذاریها باعث ایجاد شکستگی در سری‌های زمانی می‌گردند؛ اما آزمون دیکی ـ فولر به این شکستهای ساختاری توجه ننموده است. برای رفع این نقص می‌توان از روش فیلیپس و پرون (۱۹۸۸) برای آزمون ایستایی متغیرها استفاده نمود. در این روش، آزمون ریشهٔ واحد با کمک متغیر مجازی صورت می‌پذیرد. الگوی مورد استفاده در این آزمون به صورت زیر است:

$$y_t=\alpha+\beta t+\rho y_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\gamma_i\Delta y_{t-i}+\theta DUM_1+\eta DUM_2+u_t \qquad (۷)$$

DUM_1 و DUM_2 متغیرهای مجازی هستند که برای شکستگی سری در زمان t_h به صورت زیر تعریف می‌شوند:

اگر $t<t_h$ آنگاه $DUM_1=1$، در غیر این صورت مقدار آن برابر صفر است.

اگر $t=t_h+1$ آنگاه $DUM_2=1$، در غیر این صورت مقدار آن برابر صفر است.

در این آزمون فرضیهٔ صفر وجود ریشهٔ واحد با شکستگی در یک زمان در مقابل فرضیهٔ ایستایی قرار دارد.

نتایج این آزمونها حاکی از آن است که لگاریتم تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مقاله در سطح غیر ایستا می‌باشند؛ همچنین این آزمون در مورد تفاضل مرتبهٔ اول تمام متغیرهای سریها در سطح اطمینان ۵٪ نیز به کار گرفته شده است که نتایج بیانگر ایستا بودن همهٔ آنها می‌باشد؛ به عبارت دیگر، سریهای مذکور با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. تنها ll متغیر نرخ تورم در سطح ایستا می‌باشد. این نتایج در جدول شماره (۱) ارائه شده‌اند.

۱- در این صورت، برای انجام آزمونها از آمارهٔ τ بجای آماره t استفاده می‌گردد. مقادیر بحرانی این آمار توسط مک کینون محاسبه گردیده است.

۲ـ۴ـ آزمون هم‌تجمعی الگوهای پویا

هنگامی که دو یا چند متغیر سری زمانی غیرایستا در ارتباط با یکدیگر قرار می‌گیرند، ممکن است ترکیب خطی آنها ایستا باشد. در این صورت آنها بر روی یک طول موج یکسان[1] قرار داشته و روندهای موجود همدیگر را خنثی می‌سازند؛ به عبارت دیگر این متغیرها دارای رابطه تعادلی بلندمدت بوده و هم‌تجمع نامیده می‌شوند. در این صورت می‌توان بدون نگرانی از مشکل رگرسیون کاذب از روش‌های سنتی اقتصادسنجی استفاده نمود؛ بنابراین در مقاله حاضر پس از برآورد رابطهٔ (۵) آزمون لازم برای بررسی هم تجمعی صورت می‌پذیرد. الگوی دینامیکی (۵) در صورتی به سوی تعادل بلندمدت حرکت می‌نماید که مجموع φها ($i=1,2,...,p$) از یک کوچک‌تر باشد. در نتیجه در مقاله حاضر برای آزمون هم تجمعی فرضیه زیر مورد بررسی قرار خواهد گرفت:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 < 0$$

در صورت رد فرضیه H_0، یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود خواهد داشت. برای انجام این کار با تقسیم $(\sum_{i=1}^{p} \hat{\varphi} - 1)$ بر مجموع انحراف معیارهای این ضرائب، آماره‌ای به دست می‌آید که پس از مقایسه مقدار محاسباتی آن با کمیت‌های بحرانی ارائه شده به وسیله بنرجی، دولادو و مستر[2] (۱۹۹۲) می‌توان در خصوص رد فرضیه H_0 و هم‌تجمع بودن الگو اظهار نظر نمود.[3] بنابراین در این مطالعه قبل از نمایش

1- Wavelength.

2- Banerjee. Dalado & Mestre.

۳- برای اطلاعات بیشتر به نوفرستی (۱۳۷۸) مراجعه شود. ذکر این نکته نیز لازم است که به جای آزمون فوق می‌توان از روشی که به وسیله پسران و دیگران (۱۹۹۶) ارائه شده است به عنوان راه جایگزینی استفاده نمود. آنها پیشنهاد می‌نمایند که در رابطه با برآورد الگوهای (ARDL) دو مرحله زیر انجام گردد: در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها با استفاده از آماره F برای اهمیت آماری متغیرهای تأخیری در حالت

نتایج ناشی از برآورد الگوهای بلندمدت و کوتاه مدت در بخش (۵)، آزمون فوق برای بررسی هم‌تجمعی بین متغیرها انجام خواهد شد.

۵ـ برآورد الگوی ARDL تقاضا برای پول

با توجه به مبانی تئوریک قسمت (۳) الگوی خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی زیر به منظور تفسیر رفتار تقاضا برای پول در نظر گرفته شده است.

$$\ln RM_t = C + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \ln RM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} \ln Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \beta_{2j} \ln BR_{t-j} \qquad (۸)$$

$$+ \sum_{j=0}^{q3} \beta_{3j} \pi_{t-j} + \theta DUM_{53} + \eta DUM_{57} + \varepsilon_t$$

که در آن lnRM لگاریتم تراز واقعی پول، lnY لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی lnBR لگاریتم نرخ ارز بازار سیاه، π نرخ تورم، DUM_{53} متغیر مجازی مربوط به شوک نفتی سال ۱۳۵۳، DUM_{57} متغیر مجازی مربوط به انقلاب اسلامی سال ۱۳۵۷ (برای سال ۱۳۵۷ و بعد از آن ارزش یک و برای سایر سالها صفر) و ε_t جملهٔ پسماند معادله می‌باشند.[۱]

در جهت تعیین وقفهٔ مناسب الگوی بالا، با توجه به حجم نمونه، از معیار شوارتز ـ

تصحیح خطای منتج از مدل (ARDL) آزمون می‌گردد. توزیع مجانبی (حدی) این آماره صرفنظر از I(0) یا I(1) بودن متغیرها غیر استاندارد می‌باشد. آنها مقادیر بحرانی مناسب برای تعداد متفاوت متغیرها (k) را با وجود و عدم وجود روند محاسبه نموده و در یک جدول آورده‌اند. آنها دو مجموعه مقادیر بحرانی یکی با فرض I(1) بودن و دیگری با فرض I(0) بودن همه متغیرها ارائه نموده‌اند. برای هر مورد یک مرز در برگیرنده همه حالات ممکن I(1) و I(0) برای کلیه متغیرها را ارائه می‌دهد. اگر آماره F محاسباتی خارج از این مرز قرار گیرد می‌توان بدون نگرانی از I(1) یا I(0) و یا حتی ترکیبی بودن در مورد روابط استنتاج نمود. اما در صورتی که آماره مذکور در داخل مرز مقدار بحرانی قرار گیرد، نمی‌توان به نتایج آماری اطمینان نمود و نتایج بستگی به I(1) و I(0) بودن متغیرها دارد. در این صورت لازم است که آزمونهای ریشه واحد برای متغیرها انجام پذیرد. در مرحله دوم لازم است که ضرائب روابط بلندمدت برآورد و در مورد استنباطات آماری بحث نمود. توجه به این نکته ضروری است که تنها در صورتی می‌توان این مرحله را انجام داد که از کاذب نبودن روابط بلندمدت میان متغیرها اطمینان حاصل شود.

۱- متغیرهای مجازی دیگری نیز به الگو اضافه شده که به دلیل بی‌معنا بودن از مدل حذف گردیده‌اند.

بیزن استفاده می‌نماییم؛ بر این اساس، بهترین الگوی انتخاب شدهٔ تقاضا برای M_1 به گونه‌ای است که به آن متغیرهای لگاریتم M_1 و لگاریتم نرخ ارز بازار سیاه یک وقفه، و به متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی و لگاریتم نرخ تورم وقفه‌ایی نسبت داده نشده است. همچنین این ضابطه در تابع تقاضا برای M_2 به متغیر لگاریتم M_2 یک وقفه و به سایر متغیرها هیچ وقفه‌ایی نسبت نداده است.

همان طور که در قسمت قبل اشاره گردید، قبل از نمایش نتایج بلندمدت و کوتاه‌مدت، لازم است که در الگوهای مورد نظر آزمون هم‌تجمعی بین متغیرها انجام شود. جدول شماره (۲) نتایج این آزمون را پس از انجام محاسبات براساس کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنزجی، دولادو و مستر نشان می‌دهد. نتایج حکایت از آن دارد که در سطح اطمینان ۵٪ و ۱٪ هم‌تجمعی بین متغیرها در هر دو الگو رد نمی‌گردد.

پس از تعیین وقفه بهینه می‌توان رابطهٔ بلندمدت و کوتاه‌مدت الگو را به دست آورد. ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت تقاضا برای M_1 و M_2 در جدول شمارهٔ (۳) آورده شده است. براساس روابط برآورد شده، کشش تقاضا برای M_1 نسبت به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت ۱/۰۹ می‌باشد که این مقدار در تابع تقاضا برای M_2 بزرگتر و برابر ۱/۵۶ است؛ به عبارت دیگر، یک درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای M_1 و M_2 را به ترتیب ۱/۰۹ و ۱/۵۶ افزایش (کاهش) می‌دهد. مثبت بودن کشش درآمدی تقاضا برای پول مطابق نظریات اقتصادی در این زمینه می‌باشد.

در ردیف پنجم جدول شمارهٔ (۳) ضریب برآورد شدهٔ نرخ ارز بازار سیاه با علامت منفی مشاهده می‌شود. ضریب معنی‌دار منفی نرخ برابری ارز، این مسئله را به اثبات می‌رساند که در اقتصاد ایران رابطهٔ بین اثر متغیر و تقاضا برای پول براساس هر دو تعریف آن یک رابطهٔ معکوس است؛ در واقع "اثر جانشینی" در ادبیات اقتصادی نرخ ارز تأیید می‌شوند؛ بدین مفهوم که اگر تضعیف بیشتر پول داخلی مورد انتظار باشد (نرخ ارز بیشتر افزایش یابد) عامهٔ مردم به منظور جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود تقاضا برای پول خارجی را افزایش می‌دهند؛ لذا تقاضا برای پول داخلی کمتر خواهد شد.

کشش بلندمدت تورمی تقاضا برای M_1 و M_2 به ترتیب ۰/۰۱۲ و ۰/۰۱۷ بوده و هر دو

معنی‌دار می‌باشند؛ بنابراین در کشور ایران به دلیل فقدان بازارهای مالی توسعه‌یافته و ثابت بودن نرخ بهره (و پس از اعمال قانون بانکداری بدون ربا نرخ سود) رسمی برای مدت‌های طولانی و نیز عدم تغییر همزمان آن با افزایش سطح عمومی قیمتها می‌توان نرخ تورم را به عنوان هزینهٔ فرصت نگهداری پول تعبیر کرد؛ بنابراین در شرایط تورمی انتظار می‌رود که افراد تقاضای خود را برای پول کاهش داده و ثروت خود را به صورت سایر اشکال دارائی‌ها که می‌توانند ارزش خود را در مقابل تورم حفظ کنند، نگهداری نمایند. با افزایش درآمدهای نفتی در سال ۱۳۵۳ به دلیل رابطه مستقیمی که بین سطح درآمد و تقاضا برای پول در اقتصاد وجود دارد، تقاضا برای ترازهای حقیقی پول براساس هر دو تعریف آن افزایش یافته است. ضریب مثبت متغیر مجازی مربوط به این سال در جدول شماره (۳) بیانگر این نکته می‌باشد. در این جدول، ضریب متغیر مجازی انقلاب نیز حاکی از آن است که پس از انقلاب اسلامی تقاضا برای پول افزایش یافته است.

پس از الگوی بلندمدت، به برآورد الگوی کوتاه‌مدت پرداخته شده است. ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطای که بیانگر ارتباط M_1 و M_2 با متغیرهای مستقل در کوتاه‌مدت است در جدول شماره (۴) نشان داده شده است؛ همانگونه که این جدول نشان می‌دهد، کشش درآمدی کوتاه‌مدت تقاضا برای M_1 و M_2 به ترتیب ۰/۴۱ و ۰/۳۸ می‌باشد؛ بنابراین افزایش (کاهش) یک درصدی در تولید ناخالص داخلی باعث افزایش (کاهش) تقاضا برای M_1 و M_2 به ترتیب به میزان ۰/۴۱ و ۰/۳۸ درصد در کوتاه‌مدت می‌گردد. علامت این کششها مطابق نظریات اقتصادی مورد انتظار می‌باشند. متغیر بعدی به اثر نرخ ارز بازار سیاه در تقاضا برای پول اشاره دارد که علامت متغیر نرخ برابری ارز در تابع تقاضا برای M_2 در کوتاه‌مدت هم مانند ضریب این متغیر در بلندمدت منفی است؛ در مقابل، این متغیر در تابع تقاضا برای M_1 مثبت، اما بی‌معنی شده است.

کشش‌های تورمی کوتاه‌مدت تقاضا برای M_1 و M_2 بسیار کوچک بوده و به ترتیب برابر ۰/۰۰۴۵- و ۰/۰۰۴۲ می‌باشند. ضرایب متغیرهای مجازی شوک نفتی و انقلاب اسلامی در کوتاه‌مدت مشابه همین ضرایب در بلندمدت می‌باشند. ضریب تصحیح خطا ECM_{-1} در جدول (۴) در الگوی تقاضا برای M_1 برابر با ۰۳۷- و در الگوی تقاضا برای M_2 برابر

۰/۲۴- می‌باشد. در هر دو مورد، آمارهٔ t مربوط به ضرایب معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهنده ساز و کارهای تعدیل در حرکت تقاضا برای ترازهای حقیقی پول به سمت تعادل بلندمدت خود می‌باشد.

با مقایسه الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضا برای M_1 و M_2 می‌توان عنوان کرد که اولاً، کشش‌های بلندمدت تقاضا برای پول از کشش‌های کوتاه‌مدت بزرگتر می‌باشند که علت این امر را در دستیابی به زمان بیشتری جهت تعدیل به سوی تعادل در بلندمدت می‌توان دانست. ثانیاً در الگوهای بلندمدت تقاضای پول، کشش درآمدی تقاضا بزرگتر از واحد می‌باشد. ثالثاً، ضریب متغیر نرخ برابری ارز در تابع تقاضا برای M_2 در بلندمدت و کوتاه‌مدت منفی و معنی‌دار است؛ در حالی که چنین وضعیتی در تابع تقاضا برای M_1 فقط در بلندمدت صادق می‌باشد. رابعاً، ضریب عبارت تصحیح خطا در تابع تقاضا برای M_1 بزرگتر از مقدار این ضریب در تابع تقاضا برای M_2 می‌باشد. این تفاوت بیانگر بیشتر بودن نسبی سرعت ساز و کارهای تعدیل در تابع تقاضا برای M_1 می‌باشد.

۶ـ آزمونهای برون‌زائی جهت بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول

براساس مبانی نظری آزمونهای برون‌زائی که در قسمت (۲) ارائه شد، به منظور انجام آزمون ثبات ضرایب از روش "انگل و هندری" برای آزمون فرضیهٔ برونزائی ضعیف و ابر برونزائی استفاده شده است؛ بدین منظور پس از برآورد معادلات مربوط به متغیرهای مستقل در تابع تقاضای پول، برای بررسی برونزائی ضعیف، پسماند معادلات برآورد شده در حالت ابر برونزائی همانند پسماند به همراه مربع آن را به تابع تقاضا برای پول اضافه کرده، اهمیت آنها را مورد ارزیابی قرار می‌دهیم.

۱ـ۶ـ برآورد معادلات مورد نیاز جهت استفاده از آزمون‌های برونزائی

همان طور که در قسمت (۵) نشان داده شد، متغیرهای عمده تعیین‌کننده تقاضا برای تراز واقعی پول در ایران عبارتند از: تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم. در این قسمت به بررسی ثبات پارامترهای متناظر با هر کدام از متغیرهای

مذکور در تابع تقاضای پول با استفاده از آزمون‌های برونزائی و ابر برونزائی پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه اولین متغیر تعیین‌کننده در تابع تقاضا برای پول در ایران، تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد، در قسمت بعد ابتدا مدل تولید ناخالص واقعی برآورد شده، سپس با استفاده از پسماندهای به دست آمده به آزمون ثبات پارامتر متناظر با آن در تابع تقاضای پول پرداخته می‌شود.

۱ـ۱ـ۶ـ برآورد معادلهٔ تولید ناخالص داخلی

تولید تابعی است از نهاده‌های مختلف در اقتصاد، مانند نیروی کار، سرمایه و زمین. با توجه به بحث‌های جدید در خصوص تأثیر بخش خارجی بر تولید ناخالص داخلی و یا به عبارت دیگر همبستگی میان رشد صادرات و رشد تولیدات از یک طرف و تأثیر مخارج دولت بر درآمد ملی از طرف دیگر، دو متغیر فوق به الگوی تولید ناخالص داخلی افزوده و مدل زیر برآورد گردیده است.

$$InY_t = \eta_0+\eta_1 InK_t+\eta_2 InL_t+\eta_3 InX_t+\eta_4 InGE_t+U_t$$

که در آن InY_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، InK_t لگاریتم موجودی سرمایه[۱] InL_t لگاریتم نیروی کار، InX_t لگاریتم صادرات و $InGE_t$ لگاریتم مخارج دولت می‌باشد. صادرات به این دلیل در تابع تولید آمده است تا نشان‌دهنده عوامل خارجی که بر بهره‌وری تأثیرگذارند اما در مدل ملاحظه نشده است، باشد. این کار می‌تواند از طریق ادغام بازارها و ایجاد صرفه‌جویی نسبت به مقیاس و ایجاد رقابت و افزایش کاری صورت پذیرد.[۲] پس از وارد نمودن متغیر مجازی تکانه نفتی سال ۵۳، DUM_{53}، و متغیر مجازی

۱- گاه با توجه به محدودیت موجود در خصوص داده‌های مربوط به موجودی سرمایه و یا عدم اطمینان در محاسبه این متغیر، از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص به جای متغیر سرمایه K_t برای تخمین تولید ناخالص استفاده شده است؛ بنابراین با توجه به نکته فوق، با جایگزینی نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی به جای سرمایه، الگوی (۶۰) برآورد نموده، سپس با استفاده از تخمین جمله خطا به آزمون‌های برونزائی ضعیف و ابر برونزائی [illegible] نتایج کلیه داده‌گاه در این حالت نیز متغیر تولید ناخالص ملی واقعی در تابع تقاضا برای پول برونزا [illegible] برای خلاصه نویسی از آوردن جزئیات نتایج در این مقاله خودداری می‌گردد.

2. Kwast Post, Agustin (1996), "Export-led Growth [illegible]", [illegible] Development, pp.831-835.

انقلاب اسلامی، DUM_{57}، معادله فوق با روش دو مرحله‌ای کوکران ـ اورکات AR(1) برآورد و نتایج زیر به دست آمد:

$$InY=۵/۹۵+۰/۱۳InK_t-۰/۰۱۱InL+۰/۱۷InX+۰/۲۲InGE-۰/۰۱DUM_{53}-۰/۱۱DUM_{57} \quad (۹)$$

(۲/۳) (۱/۸) (-۰/۰۶) (۶/۳) (۳/۵) (-۰/۶۸) (-۳/۲)

$R^2 = ۰/۹۹$,F-Stat. = ۱۲۵۶ Pr(F-Stat.)=[0.00], DW = ۲/۰۲

نتایج بیان می‌دارد که تمام ضرایب رگرسیون، به غیر از متغیرهای اشتغال و تکانه نفتی سال ۵۳، معنی‌دار می‌باشند. ضریب متغیرهای سرمایه، صادرات کالا و خدمات و مخارج مصرفی دولت مثبت و مورد انتظار می‌باشند. با توجه به وضعیت کشور بعد از انقلاب، مانند شروع جنگ تحمیلی و تحریم‌های اقتصادی، متغیر DUM_{57} اثر منفی بر تولید کشور داشته است. تغییرات متغیرهای مستقل در این رگرسیون ۰/۹۹ از تغییرات تولید ناخالص داخلی راتوضیح می‌دهند و آمارهٔ "دوربین ـ واتسن" بیانگر عدم خودهمبستگی جملات پسماند این رگرسیون می‌باشد.

۲ـ۱ـ۶ـ برآورد معادلهٔ نرخ ارز بازار سیاه

با توجه به بحث‌های انجام شده در کشورهایی که دارای بازار ارز غیررسمی می‌باشند، این نرخ ارز بازار سیاه است که تأثیر اساسی بر تقاضا برای پول دارد.[۱] با توجه به ادبیات موضوع[۲] و براساس مدل تقوی (۱۳۷۶) الگوی زیر برای نرخ ارز بازار سیاه در ایران انتخاب گردیده است:

$$InBR_t=\varphi_0+\varphi_1InCPI_t+\varphi_2InYB_t+\varphi_3InOX_t+\varphi_4InNOX_t+\varphi_5InOR_t+\varphi_6InMB_t+\upsilon_t$$

که در این معادله InBR لگاریتم متغیر نرخ ارز بازار سیاه، InCPI لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده، InYB لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، InOX لگاریتم درآمد حاصل از صادرات نفت، InNOX لگاریتم درآمد حاصل از صادرات غیرنفتی، InOR لگاریتم نرخ ارز رسمی و InMB لگاریتم متغیر پایهٔ پولی می‌باشند. برآورد الگوی فوق به

۱- برای مثال به بهمنی اسکویی (۱۹۹۶) مراجعه شود.

۲- به طور مثال مراجعه شود به بلجر (۱۹۷۸)، اولگان (۱۹۸۴) و اوددکان (۱۹۹۶).

صورت زیر است.

$$\ln BR = ۸/۷۰ + ۰/۸\ln CPI - ۰/۸\ln YB - ۰/۱۶\ln OX - ۰/۱۵\ln NOX + ۰/۱۷\ln OR + ۰/۲\ln MB$$

(۳/۵۳) (۲/۷) (-۲/۰۳) (-۱/۱۸) (-۲/۳۰) (۱/۱۵) (۰/۹۵)

$$+[AR(1) = ۰/۴۶] \quad (۱۰)$$

(۲/۶)

$R^2 = ۰/۹۹$,F-Stat. =۶۱۵ DW = ۲/۰۸ Prob(F-Stat.)=[.0000]

که در این معادله InBR لگاریتم متغیر نرخ ارز بازار سیاه، InCPI لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده، InYB لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، InOX لگاریتم درآمد حاصل از صادرات نفت، InNOX لگاریتم درآمد حاصل از صادرات غیر نفتی، InOR لگاریتم نرخ ارز رسمی و InMB لگاریتم متغیر پایهٔ پولی می‌باشند.

همانگونه که مشاهده می‌شود، رابطهٔ نرخ ارز بازار سیاه با شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت شده است. این نرخ همچنین به دنبال افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی بدون نفت، ۰/۸ درصد کاهش می‌یابد. ضرایب متغیرهای درآمد حاصل از صادرات نفتی و غیرنفتی بیانگر آن است که افزایش یک درصدی هر یک از آنها، نرخ ارز بازار سیاه را به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۱۵ درصد کاهش می‌دهد. آمارهٔ t محاسبه شده برای ضرایب متغیرهای نرخ ارز رسمی و پایهٔ پولی نشان از بی‌معنایی آنها در معادلهٔ نرخ ارز بازار سیاه دارد. تغییرات متغیرهای مستقل ۹۹ درصد تغییرات نرخ ارز بازار سیاه را توضیح می‌دهند. مقدار ۲/۰۸ برای آمارهٔ دوربین ـ واتسن عدم وجود خودهمبستگی را مورد تأیید قرار می‌دهد.

۳ـ۱ـ۶ـ برآورد معادلهٔ نرخ تورم

براساس کارهای انجام شده در ایران [۱] الگوی زیر برای تخمین نرخ تورم استفاده شده است. $\pi_t = \zeta_0 + \zeta_1 GMB_t + \zeta_2 GBR_t + \zeta_3 GYB_t + \zeta_4 \pi_{t-1} + \zeta_5 DUM_{53} + \zeta_6 DUM_{72} + \omega_t$

در این معادله π نرخ تورم، GMB نرخ رشد نرخ ارز بازار سیاه، GYB نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت، DUM_{53} متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۳ و DUM_{72}

۱- نیلی، ۱۳۷۶.

متغیر مجازی یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ (برای سالهای ۷۴-۱۳۷۱ ارزش یک و برای سایر سالها صفر) می‌باشند. برآورد الگوی فوق در زیر آمده است.

$$\pi = ۰/۰۸ + ۰/۱(GMB) + ۰/۰۷(GBR) - ۰/۴۷(GYB) + ۰/۲۵(\pi_{t-1}) + ۰/۰۷DUM_{53} +$$

(۳/۵) (۲/۹) (۲/۱۸) (-۴/۳) (۱/۹) (۲/۰۳)

$$۰/۸DUM_{72} + [MA(1) = ۰/۹۶] \qquad (۱۱)$$

(۲/۰۴) (۳۹/۵)

$$R^2 = ۰/۸۱ \text{ ,F-Stat. } = ۱۷/۷۲ \text{ DW } = -۱/۱۶۵ \text{ Pr(F-Stat.)} = [.0000]$$

نتایج نشان‌دهنده معنی‌داری کلیه ضرایب برآورد شده می‌باشد. ضریب متغیر پایهٔ پولی ۰/۱ می‌باشد. این بدان معناست که افزایش یک درصدی در پایهٔ پولی، باعث رشد ۰/۱ درصدی در سطح عمومی قیمتها می‌گردد. همچنین ملاحظه می‌گردد که نرخ تورم همسو با تغییرات نرخ ارز بازار سیاه تغییر کرده است. این امر می‌تواند به علت اثر تورمی رشد نرخ ارز بازار سیاه بر روی قیمت داخلی کالاهای واسطه‌ایی و سرمایه‌ایی وارداتی صورت پذیرد. برآورد انجام شده نمایانگر رابطه منفی بین رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت و نرخ تورم می‌باشد. ضریب متغیر مجازی تکانه نفتی سال ۱۳۵۳ نشان می‌دهد که افزایش ناگهانی قیمت نفت در سال ۱۳۵۳ ممکن است از طریق افزایش نقدینگی، در نهایت باعث رشد سطح عمومی قیمتها شده باشد؛ همچنین یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ باعث افزایش نرخ تورم شده است. با توجه به وجود متغیر وابسته با وقفه در سمت راست الگو از آمارهٔ دوربین-h به جای آماره دوربین-واستن استفاده شده است که حاکی از عدم وجود خودهمبستگی جملات پسماند رگرسیون می‌باشد.

آزمونهای ریشهٔ واحد بر روی پسماند معادلات متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم نیز انجام گرفته است که نتایج این امر براساس آزمونهای "دیکی-فولر" و "فیلیپس-پرون" در جدول شماره (۵) گزارش شده است. در این جدول

مشاهده می‌شود که $\hat{U}_1$ پسماند معادلهٔ تولیدناخالص داخلی، $\hat{U}_2$ پسماند معادلهٔ نرخ ارز بازار سیاه و $\hat{U}_3$ پسماند معادلهٔ نرخ تورم بر اساس هر دو آزمون در سطح اطمینان ۵٪ ایستا می‌باشند.

۲ـ۶ـ برونزائی متغیرهای مستقل در تابع تقاضا برای پول

همان طور که اشاره گردید، جهت آزمون برونزائی ضعیف، با اضافه کردن پسماندهای الگوهای برآورد شده از مدلهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم به تابع تقاضا برای پول و همچنین جهت آزمون ابر برونزائی با اضافه کردن این پسماندها و مربع آنها در تابع مذکور الگوهای به دست آمده تخمین زده شده و سپس مورد آزمون هم‌تجمعی قرار گرفته است. نتایج این آزمون پس از انجام محاسبات لازم در جدول شمارهٔ (۶) ارائه شده است.

مطابق این آزمون در سطح اطمینان ۵٪ هم‌تجمعی بین متغیرها در الگوهای برونزائی ضعیف تولید ناخالص داخلی، برونزائی ضعیف و ابر برونزائی نرخ ارز بازار سیاه، برونزائی ضعیف و ابر برونزائی نرخ تورم در توابع تقاضا برای M_1 و M_2 و ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضا برای M_1 پذیرفته می‌شود. همچنین در سطح اطمینان مذکور هم‌تجمعی بین متغیرها در الگوی ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضا برای M_2 رد، اما در حدود سطح ۱۰ درصد پذیرفته می‌گردد.

۱ـ۲ـ۶ـ برونزائی ضعیف متغیرهای مستقل در تابع تقاضا برای پول

الگوی خود برگشت با وقفه‌های توزیعی زیر به منظور تعیین برونزائی ضعیف متغیرهای مستقل در تابع تقاضا برای پول در نظر گرفته شده است:

$$\ln RM_t = C + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \ln RM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} \ln Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \beta_{2j} \ln BR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q3} \beta_{3j} \pi_{t-j} + \theta DUM_{53} + \eta DUM_{57} + \lambda \hat{U}_i + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

که در آن $\hat{U}_i$ جمله پسماند معادلات متغیرهای مستقل در تابع تقاضا برای پول می‌باشد. آزمون برونزائی ضعیف این متغیرها در الگوی تقاضا برای ترازهای پولی M_1 و M_2 به صورت بررسی اهمیت ضریب $\hat{U}_i$ در الگوی فوق انجام گرفته است. نتایج این آزمون برای متغیر تولید ناخالص داخلی در جداول شماره (۷) و (۸)، در مورد متغیر نرخ ارز بازار سیاه در جداول شمارهٔ (۹) و (۱۰) و برای متغیر نرخ تورم در جداول شمارهٔ (۱۱) و (۱۲) گزارش شده است.

همان طور که این جداول نشان می‌دهند، زمانی که پسماندهای معادلات تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم (به طور جداگانه) به الگوی شمارهٔ (۸) اضافه می‌گردند، ضریب این پسماندها از نظر آماری در بلندمدت و کوتاه‌مدت بی‌معنی می‌باشد. این امر به مفهوم قبول برونزائی ضعیف هر یک از متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم در الگوی تقاضا برای ترازهای M_1 و M_2 می‌باشد؛ بدین معنی که ارزش این متغیرها در تابع تقاضا برای ترازهای M_1 و M_2 در بیرون از سیستم تعیین می‌شود و از این رو از جملهٔ خطا مستقل می‌باشند. جهت بررسی ثبات یا عدم ثبات پارامتر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم در تابع تقاضا برای ترازهای پولی، علاوه بر برونزائی ضعیف هر یک از این متغیرها، تعیین ابر برونزائی آنها نیز لازم می‌باشد که در قسمت بعدی به آن پرداخته می‌شود.

۲ـ۲ـ۶ـ ابر برونزائی متغیرهای مستقل در تابع تقاضا برای پول

الگوی خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی زیر به منظور تعیین ابر برونزائی متغیرهای مستقل در تابع تقاضا برای پول در نظر گرفته شده است:

$$\ln RM_t = C + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \ln RM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} \ln Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \beta_{2j} \ln BR_{t-j} +$$

$$\sum_{j=0}^{q3} \beta_{3j} \pi_{t-j} + \theta DUM_{53} + \eta DUM_{57} + \lambda \hat{U}_i + \omega (\hat{U}_i)^2 + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

که در آن $\hat{U}_i$ جمله پسماند معادلات متغیرهای مستقل در تابع تقاضا برای پول می‌باشد.

برای آزمون ابر برونزائی متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم می‌بایست معنی‌داری عبارت مربع جملهٔ پسماند معادلات هر کدام از این متغیرها در الگوی شمارهٔ (۸) مورد بررسی قرار گیرد. ضرایب مربوط به برآورد الگوی بلندمدت و تصحیح خطای ابر برونزائی متغیرهای تولید ناخالص داخلی در جداول شماره (۱۳) و (۱۴) نشان داده شده است. نتایج این آزمون برای متغیر نرخ ارز بازار سیاه در جداول شمارهٔ (۱۵) و (۱۶) و در رابطه با متغیر نرخ تورم در جداول شمارهٔ (۱۷) و (۱۸) گزارش شده است.

نتایج این بررسی در جداول شماره (۱۳) و (۱۴) حاکی از بی‌اهمیت بودن مربع جملهٔ پسماند معادلهٔ تولید ناخالص داخلی در بلندمدت و کوتاه‌مدت برای هر دو تراز پولی M_1 و M_2 می‌باشد. از این رو فرضیهٔ صفر ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی مورد پذیرش قرار می‌گیرد؛ به عبارت دیگر، ضریب متغیر تولید ناخالص دخالی در الگوی تقاضا برای پول ایران در طول زمان بدون تغییر باقی مانده است و بنابراین انتقاد لوکاس در این مورد جایگاهی ندارد.

نتایج حاصل از بررسی ابر برونزائی نرخ ارز بازار سیاه در رابطه با ترازهای پولی M_1 و M_2 در جداول شمارهٔ (۱۵) و (۱۶) حکایت از عدم رد فرضیهٔ صفر ابر برونزائی نرخ ارز بازار سیاه و تابع تقاضا برای M_1 و رد این فرضیه در تابع تقاضا برای M_2 دارد؛ به عبارت دیگر، در اقتصاد ایران پارامتر متغیر نرخ ارز بازار سیاه در تابع تقاضا برای M_2 دارای ثبات نمی‌باشد و در نتیجه نمی‌توان انتقاد لوکاس را در این خصوص رد نمود. قابل ذکر است که نتایج فوق در هر دو الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت صادق می‌باشند.

ضرایب مربوط به برآورد الگوی بلندمدت و تصحیح خطای ابر برونزائی نرخ تورم در جداول شمارهٔ (۱۷) و (۱۸) نشان داده شده است؛ همانگونه که از این جداول مشاهده می‌شود، معنی‌داری ضریب مربع پسماند معادلهٔ نرخ تورم در هر دو الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت رد می‌شود؛ از این رو ابر برونزائی متغیر نرخ تورم در تابع تقاضا برای تزارهای پولی M_1 و M_2 مورد پذیرش قرار می‌گیرد؛ یعنی در تابع تقضا برای پول، براساس هر دو تعریف آن، انتقاد لوکاس در مورد عدم ثبات پارامتر متغیر نرخ تورم موردی ندارد؛ به

عبارت دیگر این پارامتر در طول زمان بدون تغییر باقی می‌ماند و بنابراین سیاستگذاران پولی می‌توانند با اتخاذ سیاستهای مناسب تقاضا برای پول را تحت تأثیر قرار دهند.

۷ـ نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مقاله، جهت بررسی انتقاد لوکاس در خصوص عدم ثبات پارامترها در الگوهای اقتصادی، با استفاده از آزمونهای برونزائی به مطالعه ثبات تقاضا برای پول در ایران در دورهٔ ۱۳۷۷-۱۳۴۰ پرداخت و بدین منظور از الگوهای خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده گردید. الگوهای ARDL امکان بررسی چگونگی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را در تابع تقاضا برای پول فراهم می‌آورند.

در این تحقیق ترازهای پولی واقعی M_1 و M_2 به عنوان متغیرهای وابسته در الگوی تقاضا برای پول در نظر گرفته شدند. تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم نیز به عنوان متغیرهای مستقل این تابع به کار رفته‌اند. نتایج برآورد این الگوها برای ترازهای پولی M_1 و M_2 حاکی از آن است که کشش درآمدی تقاضا برای پول، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، مثبت و مطابق نظریات اقتصادی می‌باشد. کششهای بلندمدت و کوتاه‌مدت تورمی تقاضا برای M_1 و M_2 دارای علامتی منفی و از سطح معنی‌داری بالایی نیز برخوردار بوده‌اند. این امر بیانگر آن است که در کشور ایران به دلیل فقدان بازارهای مالی توسعه‌یافته، ثبات نرخ بهرهٔ (و نرخ سود علی‌الحساب) رسمی برای مدت‌های طولانی و نیز عدم تغییر همزمان آن با افزایش سطح عمومی قیمتها می‌توان نرخ تورم را به عنوان هزینهٔ فرصت نگهداری پول تعبیر کرد. این نتایج با دیگر یافته‌های تجربی در کشورهای در حال توسعه مطابقت دارد. ضریب متغیر نرخ ارز بازار سیاه در تابع تقاضا برای پول منفی و معنی‌دار است که دلالت بر "اثر جانشینی" در ادبیات اقتصادی نرخ ارز دارد؛ بدین مفهوم که اگر انتظار تضعیف پول داخلی وجود داشته باشد، عامهٔ مردم به منظور جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود، تقاضا برای پول خارجی را افزایش می‌دهند؛ لذا تقاضا برای پول داخلی کمتر خواهد شد. یکی از پیامدهای مهم وابستگی تقاضا برای پول به نرخ برابری ارز آن است که میزان اثربخشی سیاستهای پولی دولت را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین، سیاستگذاران باید به هنگام اعمال سیاستهای خود،

عکس‌العمل تقاضا برای پول داخلی را نسبت به تغییرات نرخ ارز مدنظر قرار دهند.

نتایج حاصل از آزمون برونزائی ضعیف سه متغیر تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم در تابع تقاضا برای ترازهای پولی M_1 و M_2 نشان می‌دهد هنگامی که پسماند هر یک از این متغیرها به تابع تقاضا برای پول اضافه می‌گردد، ضرایب آنها در بلندمدت و کوتاه‌مدت از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشند. عدم معنی‌داری جملات پسماند بیانگر این است که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم در تابع تقاضا برای پول براساس هر دو تعریف آن به طور ضعیف برونزا می‌باشند.

با توجه به هدف این مقاله، یعنی بررسی ثبات پارامترها در تابع تقاضای پول، پس از مشخص شدن برونزائی ضعیف متغیرهای وابسته، آزمون ابر برونزائی در مورد آنها انجام گردید. نتایج این آزمونها حاکی از بی‌اهمیت بودن ضریب مربع جملات پسماند معادلات تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم در بلندمدت و کوتاه‌مدت برای هر دو تراز پولی M_1 و M_2 می‌باشد؛ در واقع برای دو متغیر تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم، فرضیه صفر ابر برونزائی رد نمی‌گردد؛ به عبارت دیگر، انتقاد لوکاس در مورد عدم ثبات پارامتر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم اثبات نمی‌شود؛ اما نتیجه آزمون ابر برون‌زائی نرخ ارز بازار سیاه حکایت از پذیرش فرضیهٔ صفر ابر برونزائی این متغیر در تابع تقاضا برای M_1 و رد آن در تابع تقاضای M_2 دارد.

بنابراین، انتقاد لوکاس در خصوص عدم ثبات پارامتر متغیر نرخ ارز بازار سیاه در تابع تقاضا برای M_2، در مورد ایران رد نمی‌گردد. با توجه به باثبات‌تر بودن تقاضای تعریف محدود پول نسبت به تعریف گستردهٔ آن، توصیه می‌شود که بانک مرکزی از M_1 به جای M_2 برای پیش‌بینی تأثیر سیاست پولی استفاده نماید؛ در غیر این صورت پیش‌بینی تقاضا بر اساس تعریف گسترده پول و در نتیجه سیاستگذاری برای کنترل عرضه پول توسط مسئولین پولی کشور می‌تواند به خاطر بی‌ثباتی پارامتر مربوط به نرخ ارز بازار در تابع تقاضای پول دچار اختلال گردد. به خصوص باید واقف بود که ثبات تقاضای پول از جهت اعمال سیاست ضد تورمی از اهمیّت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد؛ بنابراین مسئولین پولی و ارزی بایستی هنگام اتخاذ سیاست‌های پولی به این موضوع توجه نمایند.

جدول (۱)ـ آزمونهای ریشه واحد دیکی ـ فولر و فیلیپس ـ پرون برای متغیرها

نام آزمون	آمارهٔ آزمون دیکی ـ فولر				آمارهٔ آزمون فیلیپس ـ پرون			
	سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول متغیر		سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول متغیر	
نام متغیر	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
LnY	-۱/۹۰	-۱/۸۷	-۳/۲۴	-۳/۴۴	-۲/۱۴	-۱/۵۸	-۳/۳۱	-۳/۵۱
LnBR	-۱/۴۸	-۱/۵۳	-۲/۸۴	-۳/۶۲	۱/۴۴	-۱/۲۳	-۴/۷۹	-۵/۵۲
π	-۲/۴۵	-۵/۰۰	-۶/۵۳	-۶/۴۲	-۲/۲۱	-۳/۸۹	-۶/۶۹	-۶/۵۹
LnCPI	-۱/۸۸	-۱/۹	-۲/۶۹	-۵/۶۸	۴/۲۶	-۱/۳۱	-۲/۳۲	-۳/۸۳
InOR	۰/۷۳	-۱/۱۷	-۳/۱۵	-۳/۷۶	۱/۲۵	-۰/۹۵	-۴/۱۲	-۴/۶۳
LnYB	-۱/۳۷	-۰۱/۵۱	-۳/۱۵	-۳/۲۸	-۱/۵۳	-۱/۱۵	-۳/۱۹	-۳/۳۰
LnOX	-۲/۱۸	-۲/۰۹	-۳/۹۸	-۴/۳۲	-۲/۰۶	-۱/۸۰	-۳/۸۸	-۴/۱۲
InK_t	-۲/۱۶	-۰/۶۴	-۳/۵۴	-۳/۹۴	-۱/۶۷	-۰/۹۸	-۳/۶۲	-۳/۸۵
LnNOX	-۰/۴۵	-۰/۴۲	-۳/۶۱	-۳/۹	-۰/۲۱	-۰/۶۴	-۵/۸۹	-۶/۱۱
LnX	-۲/۵۳	-۲/۴	-۴/۴۴	-۴/۵۴	-۲/۲۰	-۲/۰۲	-۴/۱۷	-۴/۲۲
$ln(K_t/Y_t)$	-۲/۳۲	-۲/۲	-۳/۹۶	-۴/۰۰	-۲/۰۹	-۱/۹۲	-۵/۰۱	-۵/۰۲
LnL	-۰/۵۱	-۲/۱	-۲/۹۶	-۲/۷۵	-۰/۰۴	-۲/۶۱	-۵/۸۱	-۵/۷۴
LnGL	-۲/۰۵	-۱/۳۴	-۳/۴۰	-۳/۷۷	-۱/۹۶	-۱/۰۹	-۳/۴۷	-۳/۸۲

مقادیر بحرانی آزمونها (در سطح ۵٪): الف ـ بدون روند ۲/۹۴- ب ـ با روند ۳/۵۳-

جدول (۲)ـ آزمون ریشهٔ واحد جهت بررسی هم‌تجمعی بین متغیرها در الگوهای اصلی

نام الگو	آمارهٔ t محاسباتی	کمیت بحرانی دولادو ومستر در سطح ۵٪	کمیت بحرانی دولادو ومستر در سطح ۱۰٪
تقاضا برای M_1	-۷/۲۶	-۳/۸۲	-۳/۴۵
تقاضا برای M_2	-۷/۲۶	-۳/۸۲	-۳/۴۵

جدول (۳)ـ ضرایب الگوی بلندمدت تقاضا برای ترازهای پولی

تابع	تقاضا برای تراز پولی M_1		تقاضا برای تراز پولی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۷/۲۰	-۹/۱۵(۰۰۰)	-۱۰/۰۸	-۸/۵۸(۰۰۰)*
lnY	۱/۰۹	۱۰/۸۴(۰۰۰)	۱/۵۶	۱۰/۱۲(۰۰۰)
lnBR	-۰/۱۰	-۳/۴۵(۰۰۲)	-۰/۱۲	-۲/۷۲(۰۰۰)
π	-۰/۰۱۲	-۳/۰۱(۰۰۵)	-۰/۰۱۷	-۲/۳۹(۰۲۳)
DUM53	۰/۵۸	۵/۲۱(۰۰۰)	۰/۵۰	۳/۰۲(۰۰۵)
DUM57	۱/۳۶	۱۳/۱۸(۰۰۰)	۰/۸۵	۵/۰۲(۰۰۰)
آزمونهای	$\chi^2_{ser}[1]$=۰/۶۷۸۷۸**	$\chi^2_{fun}[1]$=۰/۰۱۹۰۰۳	$\chi^2_{ser}[1]$=۰/۹۳۳۳۷	$\chi^2_{fun}[1]$=۳/۰۰۹۶
تشخیص	$\chi^2_{nor}[1]$=۰/۸۹۲۲۷	$\chi^2_{het}[1]$=۱/۰۰۳۶	$\chi^2_{nor}[1]$=۰/۵۲۴۱۶	$\chi^2_{het}[1]$=۰/۰۰۳۳۰۵۶

* مقادیر داخل پرانتزها سطح معنی‌داری را نشان می‌دهند.

** χ^2_{ser} χ^2_{fun} χ^2_{nor} χ^2_{het} به ترتیب آمارهٔ ضریب لاگرانژ برای آزمون همبستگی پیاپی پسماندها، خطا در تصریح شکل تابعی مدل، نرمال بودن پسماندها و واریانس ناهمسانی می‌باشند. این آماره‌ها دارای توزیع کای ـ دو با درجات آزادی قید شده در داخل کروشه‌ها می‌باشند. لازم به ذکر است که تمامی نتایج حاصل از برآورد الگوهای مختلف این مقاله توسط این آزمونها تأیید می‌گردند.

جدول (۴)ـ ضرایب الگوی تصحیح خطای تقاضا برای ترازهای پولی

تابع	تقاضا برای M_1		تقاضا برای M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۲/۷۰	-۸/۱۱(۰۰۰)	-۲/۴۶	-۵/۱۹(۰۰۰)
ΔlnY	۰/۴۱	۸/۹۱(۰۰۰)	۰/۳۸	۵/۳۸(۰۰۰)
ΔlnBR	۰/۰۶	۱/۰۵(۳۰۳)	-۰/۰۲۸	-۲/۳۶(۰۰۰)
$\Delta\pi$	-۰/۰۰۴۵	-۳/۷۱(۰۰۱)*	-۰/۰۰۴۲	-۳/۵۹(۰۲۳)
ΔDUM53	۰/۲۲	۴/۴۶(۰۰۰)	۰/۱۲	۲/۷۹(۰۰۹)
ΔDUM57	۰/۵۱	۶/۰۷(۰۰۰)	۰/۲۱	۲/۶۲(۰۱۳)
ECM-1	-۰/۳۷	-۷/۲۶(۰۰۰)	۰/۲۴	-۴/۳۲(۰۰۰)
آزمونهای آماری	R^2=۰/۸۴ DW*=۱/۶۳ F=۲۵/۵۳۹۹ (۰/۰۰۰)		$4R^2$=۰/۸۱ DW=۱/۵۸ F=۲۲/۰۳۴۷ (۰/۰۰۰)	

* تمامی آماره‌های دوربین ـ واتسن محاسبه شده در مورد الگوهای مختلف این مقاله، حاکی از عدم هر نوع خودهمبستگی در جملات پسماند الگوها می‌باشند.

جدول (۵)ـ نتایج آزمونهای ریشهٔ واحد برای پسماندها

نام متغیر	آمارهٔ آزمون دیکی - فولر		آمارهٔ آزمون فیلیپس ـ پرون	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
$\widehat{U}_1$	-۶/۰۱	-۶/۰۰	-۵/۹۲	-۶/۰۳
$\widehat{U}_2$	-۴/۰۱	-۳/۹۵	-۶/۱۷	-۶/۰۹
$\widehat{U}_3$	-۵/۸۵	-۷/۹۲	-۶/۷۴	-۹/۳۵

مقادیر بحرانی آزمونها (در سطح ۵٪): الف ـ بدون روند ۲/۹۴- ب ـ با روند ۳/۵۳-

جدول (۶)ـ آزمون ریشه واحد جهت بررسی هم تجمعی بین متغیرها در الگوی برونزائی

نام الگو	آمارهٔ t محاسباتی	کمیت بحرانی دولادو ومستر در سطح ۵٪	کمیت بحرانی دولادو ومستر در سطح ۱۰٪
برونزائی ضعیف تولید ناخالص داخلی در تقاضا برای M_1	-۶/۷۵	-۴/۰۵	-۳/۶۴
ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی در تقاضا برای M_1	-۴/۹۰	-۴/۴۳	-۳/۸۲
برونزائی ضعیف تولید ناخالص داخلی در تقاضا برای M_2	-۴/۲۹	-۴/۰۵	-۳/۶۴
ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی در تقاضا برای M_2	-۳/۵۰	-۴/۴۳	-۳/۸۲
برونزائی ضعیف نرخ ارز در تقاضا برای M_1	-۷/۰۰	-۴/۰۵	-۳/۶۴
ابر برونزائی نرخ ارز در تقاضا برای M_1	-۷/۱۰	-۴/۴۳	-۳/۸۲
برونزائی ضعیف نرخ ارز در تقاضا برای M_2	-۴/۴۸	-۴/۰۵	-۳/۶۲
ابر برونزائی نرخ ارز در تقاضا برای M_2	-۴/۷۱	-۴/۴۳	-۳/۸۲
برونزائی ضعیف نرخ تورم در تقاضا برای M_1	-۷/۲۳	-۴/۰۵	-۳/۶۴
ابر برونزائی نرخ تورم در تقاضا برای M_1	-۶/۲۳	-۴/۴۳	-۳/۸۲
برونزائی ضعیف نرخ تورم در تقاضا برای M_2	-۴/۵۷	-۴/۰۵	-۳/۶۴
ابر برونزائی نرخ تورم در تقاضا برای M_2	-۴/۴۹	-۴/۴۳	-۳/۸۲

جدول (۷)ـ ضرایب الگوی بلندمدت برونزائی ضعیف تولید ناخالص داخلی

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرها	ضرایب	مقدار آمارهٔ t	ضرایب	مقدار آمارهٔ t
C	-۸/۱۹۴۴	-۶/۹۰۶۷[۰۰۰]	-۱۱/۲۲۸۱	-۶/۷۷۶۱[۰۰۰]
InY	۱/۲۴۲۷	۸/۲۳۲۵[۰۰۰]	۱/۷۳۳۰	۷/۹۵۹۹[۰۰۰]
InBR	-۰/۱۲۵۷۳	-۲/۴۸۹۳[۰۰۰]	-۰/۱۴۰۷۴	-۲/۱۸۹۶[۰۰۰]
π	-۰/۱۶۲۵۰	-۲/۴۸۰۶[۰۱۹]	-۰/۰۱۹۵۵۲	-۱/۹۲۷۶[۰۶۴]
DUM53	۰/۴۷۲۰۲	۲/۷۱۳۰[۰۰۰]	۰/۱۹۷۱۰	-۹۴۲۰۱[۳۵۴]
DUM57	۱/۱۸۷۵	۸/۸۰۷۳[۰۰۰]	۰/۵۷۲۷۳	۲/۵۹۴۰[۰۱۵]
$\widehat{U_1}$	-۱/۱۱۸۲	-۰/۸۵۳۵۷[۰/۴۰۱]	-۱/۲۷۲۳	۰/۷۳۳۸۲۰[/۴۶۹]
آزمونهای تشخیص	$\chi^2_{ser}[1]$= ۱/۴۷۹۱[۰/۲۲۴]	$\chi^2_{fun}[1]$= ۰/۱۹۹۷۰[۰/۶۵۵]	$\chi^2_{ser}[1]$ ۰/۶۶۱۷۵[۰/۴۱۶]	$\chi^2_{fun}[1]$= ۰/۰۵۴۶۶۴[۰/۸۱۵]
	$\chi^2_{nor}[2]$= ۰/۰۱۴۹۲۰[۹۹۳]	$\chi^2_{het}[1]$= ۰/۶۶۸۱۴[۴۱۴]	$\chi^2_{nor}[2]$ ۲۱۲۹۹[۸۹۹]	$\chi^2_{het}[1]$= ۰/۴۸۱۶۸[۴۸۸]

جدول (۸)ـ ضرایب الگوی تصحیح خطای برونزائی ضعیف تولید ناخالص داخلی

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t
ΔC	-۲/۲۰۹۲	-۴/۹۷۸۲[۰/۰۰۰]	-۲/۲۱۶۰	-۳/۷۳۹۲[۰/۰۰۰]
ΔInY	-۰/۳۳۵۰۳	۵/۵۱۷۶[۰/۰۰۰]	۰/۳۴۲۰۳	۳/۹۶۹۲[۰/۰۰۰]
$\Delta InBR$	۰/۰۶۳۵۹۵	-۱/۰۳۳۶[۰/۳۱۰]	-۰/۰۲۷۷۷۷	-۳/۷۳۹۲[۰/۰۰۰]
$\Delta\pi$	-۰/۰۰۴۳۸۱۰	-۳/۱۴۲۰[۰/۰۰۴]	-۰/۰۰۳۸۵۸۸	-۲/۸۶۸۴[۰/۰۰۸]
$\Delta DUM53$	۰/۱۲۷۲۹	۳/۱۵۴۳[۰/۰۰۴]	۰/۰۳۸۹۰۰	۰/۹۹۶۰۹[۰/۳۲۷]
$\Delta DUM57$	۰/۳۲۰۱۶	۴/۶۳۱۶[۰/۰۰۰]	۰/۱۱۳۰۴	۱/۶۱۴۰[۰/۱۱۷]
$\Delta\widehat{U_1}$	-۰/۳۰۱۴۸	-۰/۸۳۵۰۳[۰/۴۱۱]	-۰/۲۵۱۱۰	-۰/۷۰۸۸۳[۰/۴۸۴]
ECM-1	-۰/۲۶۹۶۰	-۵/۵۴۶۷[۰/۰۰۰]	-۰/۱۹۷۳۶	-۳/۴۵۰۹[۰/۰۰۲]
R^2	۰/۸۲		۰/۷۹	
DW	۱/۶۲		۱/۷۲	
F	۱۸/۰۰۸۷[۰/۰۰۰]		۱۵/۸۵۰۳[۰/۰۰۰]	

جدول (۹)ـ ضرایب الگوی بلندمدت برونزائی ضعیف نرخ ارز بازار سیاه

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرها	ضرایب	مقدار آمارهٔ t	ضرایب	مقدار آمارهٔ t
C	-۶/۷۳	-۸/۵۱[۰/۰۰۰]	-۹/۶۲	-۸/۷۵[۰/۰۰۰]
InY	۱/۰۴	۱۰/۲۶[۰/۰۰۰]	۱/۴۹	۱۰/۴۹[۰/۰۰۰]
InBR	-۰/۱۱	-۳/۷۳[۰/۰۰۱]	-۰/۱۲	-۳/۰۶[۰/۰۰۵]
π	-۰/۰۰۹	-۲/۳۴[۰/۰۲۶]	-۰/۰۱۴	-۲/۱۴[۰/۰۴۰]
DUM53	۰/۶۱	۵/۳۵[۰/۰۰۰]	۰/۵۳	۳/۳۹[۰/۰۰۲]
DUM57	۱/۴۵	۱۵/۲۲[۰/۰۰۰]	۰/۹۰	۵/۷۷[۰/۰۰۰]
$\widehat{U_2}$	۰/۱۹	۱/۰۷[۰/۲۹۰]	۰/۲۹	۱/۱۷(۰/۲۴۸)
آزمـــــونهای تشخیص	χ^2ser[1]=۱/۲۸۳۹	χ^2fun[1]=۰/۰۴۵۷۱۸	χ^2ser[1]=۰/۶۶۱۱۸	χ^2fun[1]=۲/۱۹۰۵
	χ^2nor[1]=۱/۱۸۱۹	χ^2het[1]=۰/۰۶۱۱۲۱	χ^2nor[2]=۲/۰۸۹۰	χ^2het[1]=۰/۰۰۰۷۶۸۱

جدول (۱۰)ـ ضرایب الگوی تصحیح خطای برونزائی ضعیف نرخ ارز بازار سیاه

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۲/۶۱	-۷/۶۵[۰/۰۰۰]	-۲/۵۳	-۵/۳۲[۰/۰۰۰]
ΔInY	۰/۴۱	۸/۵۰[۰/۰۰۰]	۰/۳۹	۵/۵۱[۰/۰۰۰]
ΔInBR	-۰/۰۴۵	-۳/۹۵[۰/۰۰۰]	-۰/۰۳۲	-۲/۵۷[۰/۰۱۵]
ΔII	-۰/۰۰۳	-۲/۷۸[۰/۰۰۹]	-۰/۰۰۴	-۳/۰۳[۰/۰۰۵]
ΔDUM53	۰/۲۳	۴/۴۳[۰/۰۰۰]	۰/۱۴	۳/۰۲[۰/۰۰۵]
ΔDUM57	۰/۵۶	۶/۲۶[۰/۰۰۰]	۰/۲۴	۲/۸۶[۰/۰۰۸]
$\Delta\widehat{U_2}$	۰/۰۸	۱/۰۴[۰/۳۰۴]	۰/۰۸	۱/۱۳[۰/۲۶۸]
ECM_1	-۰/۳۹	-۷/۰۰[۰/۰۰۰]	-۰/۲۶	-۴/۴۸[۰/۰۰۰]
R^2	۰/۸۲		۰/۸۲	
DW	۱/۵۴		۱/۶۱	
F	۲۰/۰۵۱۹[۰/۰۰۰]		۱۹/۲۳۶۴[۰/۰۰۰]	

جدول (۱۱)ـ ضرایب الگوی بلندمدت برونزائی ضعیف نرخ تورم

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرها	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۶/۹۹	-۹/۱۸[۰/۰۰۰]	-۹/۷۱	-۹/۱۰[۰/۰۰۰]
InY	۱/۰۷	۱۰/۹۵[۰/۰۰۰]	۱/۵۱	۱۰/۸۷[۰/۰۰۰]
InBR	-۰/۱۰	-۳/۴۹[۰/۰۰۲]	-۰/۱۲	-۲/۹۸[۰/۰۰۶]
π	-۰/۰۱۲	-۳/۲۲[۰/۰۰۳]	-۰/۰۱۷	-۲/۶۳[۰/۰۱۳]
DUM53	۰/۵۹	۵/۵۴[۰/۰۰۰]	۰/۵۳	۳/۴۲[۰/۰۰۲]
DUM57	۱/۳۷	۱۳/۸۶[۰/۰۰۰]	۰/۹۱	۵/۸۹[۰/۰۰۰]
$\widehat{U}_3$	۰/۵۹	۱/۰۷[۲۹۰]	۱/۰۴	۱/۳۷[۰/۱۷۹]
آزمونهای تشخیص	χ^2ser[1]=۰/۵۶۰۴۹	χ^2fun[1]=۰/۰۰۹۶۹۹۶	χ^2ser[1]=۰/۸۶۰۰۲	χ^2fun[1]=۳/۲۴۰۴
	χ^2nor[2]=۱/۱۷۷۶	χ^2het[1]=۱/۶۸۳۵	χ^2nor[1]=۰/۳۱۸۶۰	χ^2het[1]=۰/۳۴۴۵۸

جدول (۱۲)ـ ضرایب الگوی تصحیح خطای برونزائی ضعیف نرخ تورم

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۲/۷۴	-۸/۱۹[۰/۰۰۰]	-۲/۵۶	-۵/۴۰[۰/۰۰۰]
ΔInY	۰/۴۲	۸/۹۶[۰/۰۰۰]	۰/۳۹	۵/۵۹[۰/۰۰۰]
ΔInBR	۰/۰۶۶	۱/۱۷[۰/۲۵۰]	-۰/۰۳	-۲/۵۶[۰/۰۱۶]
$\Delta\pi$	-۰/۰۰۵	-۳/۸۶[۰/۰۰۱]	-۰/۰۰۵	-۳/۸۵[۰/۰۰۱]
ΔDUM53	۰/۲۳	۴/۵۶[۰/۰۰۰]	۰/۱۴	۳/۰۸[۰/۰۰۴]
ΔDUM57	۰/۵۴	۶/۰۹[۰/۰۰۰]	۰/۲۴	۲/۹۳[۰/۰۰۶]
$\Delta\widehat{U}_3$	۰/۲۳	۱/۰۴[۰/۳۰۶]	۰/۲۷	۱/۳۳[۰/۱۹۲]
ECM-1	-۰/۳۹	-۷/۲۳[۰/۰۰۰]	-۰/۲۶	-۴/۵۷[۰/۰۰۰]
R^2	۰/۸۴		۰/۸۲	
DW	۱/۶۵		۱/۵۶	
F	۲۲/۱۰۷۵[۰/۰۰۰]		۱۹/۶۱۸۹[۰/۰۰۰]	

جدول (۱۳)ـ ضرایب الگوی بلندمدت ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۸/۲۲۶۶	-۶/۲۴۷۶[۰/۰۰۰]	-۱۱/۱۵۱۱	-۶/۶۳۷۲[۰/۰۰۰]
lnY	۱/۲۶۱۱	۷/۳۸۷۲[۰/۰۰۰]	۱/۷۲۰۶	۷/۷۳۳۴[۰/۰۰۰]
lnBR	-۰/۱۴۷۰۸	-۲/۶۴۵۳[۰/۰۱۳]	-۱/۳۹۸۹	-۲/۱۷۶۹[۰/۰۳۸]
π	-۰/۱۵۶۹۷	-۲/۱۵۳۳[۰/۰۴۰]	-۰/۰۱۸۹۰۸	-۱/۸۲۱۲[۰/۰۷۹]
DUM53	۰/۴۶۸۹۷	۲/۴۵۶۸[۰/۰۲۰]	۰/۱۹۴۴۸	۰/۹۳۰۸۷[۰/۳۶۰]
DUM57	۱/۲۷۹۸	۹/۵۱۶۸[۰/۰۰۰]	۰/۵۸۴۶۶	۲/۶۰۵۸[۰/۰۱۵]
$\widehat{U}_1$	-۱/۳۱۸۴	-۰/۹۱۲۳۳[۰/۳۶۹]	-۱/۲۱۲۴	-۰/۶۹۲۰۰[۰/۴۹۵]
$(\widehat{U}_1)^2$	-۲۱/۵۳۶۶	-۰/۵۶۸۱۶[۰/۵۷۴]	۹/۶۱۳۶	۰/۲۲۵۳۵[۰/۸۲۳]
آزمونهای تشخیص	χ^2ser[1]= ۱/۶۴۳۹[۰/۲۰۰]	χ^2fun[1]= ۰/۰۵۹۳۹۳[۸۰۷]	χ^2ser[1]= ۰/۷۵۶۹۶[۳۸۴]	χ^2fun[1]= ۰/۵۴۸۵۴[۰/۸۱۵]
	χ^2nor[2]= ۰/۳۷۰۱۸[۰/۸۳۱]	χ^2het[1]= ۰/۴۶۸۷۴[۰/۴۹۴]	χ^2nor[1]= ۰/۳۲۶۱۳[۰/۸۵۰]	χ^2het[1]= ۰/۵۶۱۱۹[۰/۴۵۴]

جدول (۱۴)ـ ضرایب الگوی تصحیح خطای ابر برونزائی تولید ناخالص داخلی

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۲/۱۴۱۵	-۴/۵۲۷۱[۰/۰۰۰]	-۲/۲۴۱۹	-۳/۶۵۲۲[۰/۰۰۱]
ΔlnY	۰/۳۲۵۲۲	۵/۰۶۰۹[۰/۰۰۰]	۰/۳۴۵۹۲	۳/۸۷۱۱[۰/۰۰۱]
ΔlnBR	-۰/۳۷۹۳۰	-۲/۶۸۸۷[۰/۰۱۲]	-۰/۲۸۱۲۵	-۱/۸۵۴۱[۰/۰۷۵]
$\Delta\pi$	-۰/۰۰۴۰۴۷۹	-۲/۷۹۴۹[۰/۰۰۹]	-۰/۰۰۳۸۰۱۴	-۲/۷۳۰۳[۰/۰۱۱]
ΔDUM53	۰/۱۲۰۹۴	۲/۸۸۰۵[۰/۰۰۸]	۰/۰۳۹۱۰۰	۰/۹۸۴۴۱[۰/۳۳۳]
ΔDUM57	۰/۳۳۰۰۵	۴/۴۴۲۳[۰/۰۰۰]	۰/۱۱۷۵۵	۱/۵۸۷۱[۰/۱۲۴]
$\Delta\widehat{U}_1$	۰/۳۴۰۰۰	-۰/۸۹۸۲۹[۰/۳۷۷]	-۰/۲۴۳۷۵	-۰/۶۷۳۸۵[۰/۵۰۶]
$\Delta(\widehat{U}_1)^2$	-۵/۵۵۴۰	-۰/۵۹۳۹۸[۰/۵۵۷]	۱/۹۳۲۸	۰/۲۲۱۶۸[۰/۸۲۶]
ECM-1	-۰/۲۵۷۸۸	-۴/۸۲۴۷[۰/۰۰۰]	-۰/۲۰۱۰۲۵	-۳/۳۲۳۹[۰/۰۰۲]
R^2	۰/۸۰		۰/۷۹	
DW	۱/۶۱		۱/۷۱	
F	۱۴/۱۸۴۰[۰/۰۰۰]		۱۳/۴۲۰۴[۰/۰۰۰]	

جدول (۱۵)ـ ضرایب الگوی بلندمدت ابر برونزائی نرخ ارز بازار سیاه

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرها	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۶/۷۳	-۸/۷۰[۰/۰۰۰]	-۹/۷۳	-۹/۱۶[۰/۰۰۰]
InY	۱/۰۵	۱۰/۴۸[۰/۰۰۰]	۱/۵۳	۱۰/۸۵[۰/۰۰۰]
InBR	-۰/۱۳	-۳/۸۹[۰/۰۰۱]	-۰/۱۵	-۳/۶۳[۰/۰۰۱]
$\Delta\pi$	-۰/۰۰۹	-۲/۳۳[۰/۰۲۷]	-۰/۰۱۴	-۲/۲۴[۰/۰۳۳]
DUM53	۰/۶۰	۵/۴۱[۰/۰۰۰]	۰/۵۲	۳/۴۸[۰/۰۰۲]
DUM57	۱/۴۸	۱۵/۲[۰/۰۰۰]	۰/۹۷	۶/۶۹[۰/۰۰۰]
$\widehat{U}_2$	۰/۱۶	۰/۸۶[۰/۳۹۸]	۰/۱۹	۰/۷۹[۰/۴۳۲]
$(\widehat{U}_2)^2$	-۱/۱۰	-۱/۰۸[۰/۲۸۹]	-۲/۵۵	۱/۷۶[۰/۰۸۹]
آزمـــــونهای تشخیص	χ^2ser[1]=۰/۳۰۸۵۲	χ^2fun[1]=۰/۰۰۰۰۱۸	χ^2ser[1]=۰/۳۸۴۵	χ^2fun[1]=۲/۸۱۹
	χ^2nor[2]=۱/۳۷۱۳	χ^2het[1]=۰/۳۲۳۲۱	χ^2nor[1]=۰/۲۵۵۸	χ^2het[1]=۰/۲۸۷

جدول (۱۶)ـ ضرایب الگوی تصحیح خطای ابر برونزائی نرخ ارز بازار سیاه

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۲/۶۷	-۷/۷۵[۰/۰۰۰]	-۲/۵۹	-۵/۶۵[۰/۰۰۰]
ΔInY	۰/۴۲	۸/۵۶[۰/۰۰۰]	۰/۴۱	۵/۸۸[۰/۰۰۰]
ΔInBR	-۰/۰۵	-۴/۰۷[۰/۰۰۰]	-۰/۰۴	-۳/۱۶[۰/۰۰۴]
$\Delta\pi$	-۰/۰۰۳	-۲/۷۶[۰/۰۱۰]	-۰/۰۰۴	-۳/۱۶[۰/۰۰۴]
ΔDUM53	۰/۲۴	۴/۴۷[۰/۰۰۰]	۰/۱۴	۳/۰۸[۰/۰۰۴]
ΔDUM57	۰/۵۸	۶/۳۵[۰/۰۰۰]	۰/۲۶	۳/۲۱[۰/۰۰۳]
$\Delta\widehat{U}_2$	۰/۰۶	۰/۸۴[۰/۴۰۸]	۰/۰۵	۰/۷۷[۰/۴۴۷]
$\Delta(\widehat{U}_2)^2$	-۰/۴۴	-۱/۰۷[۰/۲۹۳]	-۰/۶۸	-۱/۸۸[۰/۰۷۰]
ECM-1	-۰/۳۹	-۷/۰۹[۰/۰۰۰]	-۰/۲۶	-۴/۷۱[۰/۰۰۰]
R^2	۰/۸۳		۰/۸۴	
DW	۱/۷۰		۱/۶۴	
F	۱۷/۷۷۵۹[۰/ j		۱۸/۶۹۹۸[۰/ ۰]	

جدول (۱۷)ـ ضرایب الگوی بلندمدت ابر برونزائی نرخ تورم

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرها توضیحی	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۷/۰۰	-۸/۶۹[۰/۰۰۰]	-۹/۵۲	-۹/۶۹[۰/۰۰۰]
InY	۱/۰۷	۱۰/۳۲[۰/۰۰۰]	۱/۴۸	۱۱/۶۱[۰/۰۰۰]
InBR	-۰/۱۰	-۳/۳۷[۰/۰۰۲]	-۰/۱۱	-۳/۲۳[۰/۰۰۳]
π	۰/۰۱۳	-۲/۸۲[۰/۰۰۹]	-۰/۰۱۵	-۲/۲۷[۰/۰۳۱]
DUM53	۰/۵۹	۵/۳۱[۰/۰۰۰]	۰/۴۹	۳/۴۱[۰/۰۰۲]
DUM57	۱/۳۷	۱۳/۴۵[۰/۰۰۰]	۰/۹۴	۶/۶۱[۰/۰۰۰]
$\widehat{U}_3$	۰/۶۰	۱/۰۴[۰/۳۰۳]	۰/۸۴	۱/۱۵[۰/۲۵۷]
$(\widehat{U}_3)^2$	۱/۲۴	۰/۰۸[۰/۹۳۳]	-۱۵/۸۴	-۰/۹۴[۰/۳۵۲]
آزمـــــونهای تشخیص	$\chi^2_{ser}[1]$=۰/۶۲۶۵۶	$\chi^2_{fun}[1]$=۰/۰۰۹۰۲	$\chi^2_{ser}[1]$=۰/۶۴۷۱۵	$\chi^2_{fun}[1]$=۲/۸۹۱۰
	$\chi^2_{nor}[2]$=۱/۱۸۳۶	$\chi^2_{het}[1]$=۱/۷۱۵۱	$\chi^2_{nor}[1]$=۰/۵۰۵۷۱	$\chi^2_{het}[1]$=۰/۹۹۴۶۱

جدول (۱۸)ـ ضرایب الگوی تصحیح خطای ابر برونزائی نرخ تورم

تعریف پول	تراز پولی M_1		تراز پولی M_2	
متغیرها توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t	ضرایب برآورده شده	مقدار آمارهٔ t
C	-۲/۷۳	-۷/۵۱[۰/۰۰۰]	-۲/۷۳	-۵/۳۰[۰/۰۰۰]
ΔInY	۰/۴۲	۸/۰۴[۰/۰۰۰]	۰/۴۳	۵/۴۵[۰/۰۰۰]
ΔInBR	-۰/۰۰۶	۱/۱۵[۰/۲۵۹]	-۰/۰۳	-۲/۶۸[۰/۰۱۲]
$\Delta\pi$	-۰/۰۰۵	-۳/۶۲[۰/۰۰۱]	-۰/۰۰۴	-۳/۲۶[۰/۰۰۳]
ΔDUM53	۰/۲۳	۴/۴۱[۰/۰۰۰]	۰/۱۴	۳/۱۳[۰/۰۰۴]
ΔDUM57	۰/۵۴	۵/۳۳[۰/۰۰۰]	۰/۲۷	۳/۰۲[۰/۰۰۵]
$\Delta\widehat{U}_3$	۰/۲۳	۱/۰۳[۰/۳۱۳]	۰/۲۴	۱/۱۵[۰/۲۵۹]
$\Delta(\widehat{U}_3)^2$	-۰/۴۸	-۰/۰۸[۰/۹۳۲]	-۴/۵۵	-۰/۸۸[۰/۳۸۵]
ECM-1	-۰/۳۹	-۶/۲۳[۰/۰۰۰]	-۰/۲۹	-۴/۴۹[۰/۰۰۰]
R^2	۰/۸۴		۰/۸۳	
DW	۱/۶۴		۱/۵۷	
F	۱۸/۶۸۲۹[۰/۰۰۰]		۱۷/۱۳۷۷[۰/۰۰۰]	

فهرست منابع

۱ـ پسران، محمدهاشم؛ "روندهای اقتصادی و سیاستهای اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب"، **مجله اقتصاد و پول**؛ سال اول، شماره ۲، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۸.

۲ـ تقوی، مهدی؛ "عوامل مؤثر بر نرخ ارز در بازارهای موازی در اقتصاد ایران (۷۴-۱۳۴۵)"، **مجله اطلاعات سیاسی ـ اقتصادی**؛ سال دوازدهم، شماره ۱۲۶-۱۲۵، صص ۵۱-۱۴۴، (بهمن و اسفند ۱۳۷۶).

۳ـ کمیجانی، اکبر و ابوالفضل شاه‌آبادی، "بررسی اثر فعالیتهای R&D داخلی و خارجی (از طریق تجارت خارجی) بر بهره‌وری کل عوامل تولید"، **پژوهشنامه بازرگانی**؛ فصلنامه شماره ۱۸، (بهار ۱۳۸۰).

۴ـ مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، سیستم بانک اطلاعات برنامه‌ریزی ـ PDS نرم‌افزار بانک اطلاعاتی سری زمانی آمارهای اقتصادی کشور، نسخهٔ ۴، اردیبهشت ۱۳۷۸.

۵ـ نوفرستی، محمد؛ "رابطه تقاضای پول با نرخ برابری ارز و تورم"، **فصلنامه برنامه و توسعه**؛ دورهٔ دوم، شمارهٔ ۱۰، صص ۱۵-۱، (پاییز ۱۳۷۴).

۶ـ .....؛ **ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی**؛ تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

۷ـ نیلی، مسعود؛ **اقتصاد ایران**؛ سازمان برنامه و بودجه، مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، ۱۳۷۶.

۸ـ وزارت امور اقتصادی و دارائی، معاونت امور اقتصادی، آمارهای اقتصادی ۷۴-۱۳۳۸، چاپ اول، ۱۳۷۶.

۹ـ هژبر کیانی، کامبیز؛ "بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران"، **مجله اقتصاد و پول**؛ سال اول، شماره ۱، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (بهار ۱۳۷۸).

10- Arango, Sebastian and M. Ishaq Nadiri, (1981); "Demand for Money in Open Economy", **Journal of Monetary Economics**; Vol.7, No. 1, pp.69-83.

11- Baba, Yoshihisa, and Ross M., Starr (1992); "The Demand for M1 in the U.S.A. 1960-1988", **Review of Economic Studies**, Vol.59, pp. 25-61.

12- Bahmani-Oskooee, M. (1996); "The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Iran", **Journal of Macroeconomics**, Vol.18, No.1, pp.171-176.

13- Blejer, Mario I., (1978); "Black Market Exchange Rate Expectations and The Domestic Demand for Money", **Journal of Monetary Economics**; Vol.4, pp. 767-773.

14- Blejer, Mario I., (1979); "The Demand for Money and the Variability of the Rate of Inflation: Some Empirical Results", **International Economic Review**; Vol.20, No.2, pp.545-549.

15- Burney, Nadeem. A.,(1996); "Exports and Economic Growth: Evidence from Cross-Country Analysis", **Applied Economics Letter**; Vol.3, pp.369-373.

16- Caporale, G.M., (1996); "Testing for Superexogeneity of Wage Equations", **Applied Economics**; Vol.28, pp.663-672.

17- Darrat, Ali F., (1985); "The Demand for Money in a Developing Economy: The Case of Kenya", **World Development**, Vol.13, No.10/11, pp.1163-1170.

18- ....., (1988), "The Islamic Interest-Free Banking System: Some Empirical Evidence", **Applied Economics**; Vol. 20, pp.417-425.

19- Engle, R.F. and Hendry, D.F., (1993), "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models", **Journal of Economics**; Vol.56, pp.119-39.

20- Engle, R.F., Hendry, D.F. and Richard, J.F., (1983), "Exogeneity", **Econometrica**; Vol.51, No.2, p.277.

21- Feder, Gershon, (1982), "On Exports and Economic Growth", **Journal of Development Economics**; Vol.12, pp.59-73.

22- Friedman, Milton, (1956), "The Quantity Theory of Money: A Restantement", in Studies in the Quantity Theory of Money; ed. Milton Friedman; Chicago: University of Chicago Press, pp.3-21.

23- Goldsbrough, David and Iqbal Zaidi (1989), "Monetary Policy in the Philippines During Periods of Financial Crisis and Changes in Exchage Rate Regime: Targets, Instruments and the Stability of Money Demand", **International Monetray Fund**, WP/89/98.

24- Haug, Alfred A. and Robert F. Lucas (1996), "Long-Run Money Demand in Canada: In Search of Stability", **The Review of Economics and Statistics**; Vol.78, No.2, pp.345-348.

25- Intriligator, M.D., R.G. Bodkin, and C. Hsiao., (1996); **Economic Models, Techniques and Application**; Prentice - Hall, Inc.

26- Johnston, Jack and John DiNardo, (1997); **Econometric Methods**; The McGraw-Hill Companies, Inc.

27- Kannapiran, Chinna A., (2001); "Stability of Money Demand and Monetary Policy in Papua New Guinea (PNG): An Error Correction Model Analysis", **International Economic Juornal**; Vol.15, No.3, pp.73-84.

28- Keynes, John Maynard, (1936); **The General Theory of Employment, Interest, and Money;** London: MacMillan, reprinted 1961.

29- Kwan, A.C.C., Costomitis, J.A. and Kwok, B., (1996), "Exports Economic Growth and Exogeneity: Taiwan 1953-88", **Applied Economics**; Vol.28, pp.467-471.

30- Kwasi Fosu, Agustin, (1990); "Exports and Economics Growth: The African Case", **World Development**; Vol. 18, No.6. pp.831-835.

31- Kwan, A.C.C. and B. Kwok, (1995); "Exogeneity and the Export-Led Growth Hypothesis: The Case of China", **Southern Economic Journal**; Vol.61, pp.1158-66.

32- Lucase, Robert E., (1976); "Econometric Policy Evaluation: A Critiaue in the Philips Curve and Labor Markets, Vol.1. of Carnegie Rochester Chester Conference Series on Public Policy, North - Holland, Amsterdam, pp. 19-46.

33- Mankiw, N. Gregory, David Romer, and David Weil, (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", **Quraterly Journal of Economics**; Vol.107, pp.407-438.

34- Marashdeh, Omar, (1997); **The Demand for Money in an Open Economy: The Case of Malaysia**; Southern Finance Association Annual Meeting, 19-22, November, Baltimor, Maryland, U.S.A.

35- Mishkin, Frederic S., (1998); **The Economics of Money, Banking, and Financial Markets**, Amsterdam: Addison-Wesley,

36- Mundell, Robert, A., (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates", **Canadian Journal of Economics and Political Science**; Vol.29. No.4, pp.475-85.

37- Muscatelli, V. Anton and Franco Spinelli, (2000); The Long-Run Stability of the Demand for Money: Italy 1861-1996", **Journal of Monetary Economics**; Vol.45, pp.717-739.

38- Nell, Kevin S., (1999); "The Stability of Money Demand in South Africa (1965-1997)", **Working Papers, Department of Economics**; University of Kent, February.

39- Odedokum, M.O., (1996); "Monetary Model of Black Market Exchange Rate Determination: Evidence from African Countries", **Jouranl of Economic Studies**; Vol.23, No.4, pp.30-47.

40- Olgun, Hasan, (1984); "An Analysis of the Black Market Exchange Rate in a Developing Economy-The Case of Turkey", **Welwirtchaftlich Archiv**, Jonc, Vol.120, pp.329-346.

41- Pradhan, B.K. and Subramanian, A. (1997); On the Stability of the Demand for Money in India", **The Indian Economic Journal**; Vol.45, No.1, pp.106-118.

42- Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol, (1996); "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", **Department of Applied Economics**; England: University of Cambridge.

43- Pinon-Farah, Marco, (1998), "Demand for Money in Mozambique: Was There a Structural Break?" International Monetary Fund, WP/98/157.

44- Sriram, Subramanian, (1999), "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work With Special Reference to Error-Correction Models", IMF Working Paper, No.64, pp.1-77.

45- Tabesh, Hamid, (1994), "The Demand for Money in Iran", **The Jouranl of Economic**, XX, No.2. pp.11-16.

46- Treichel, Volker, (1997), "Broad Money Demand and Monetary Policy in Tunisia", Internatioinal Monetary Fund, WP/97/22.

47- Weliwita, A. and E.M. Ekanayake, (1998), "Demand for Money in Sri Lanka During the Post 1997 Period: A Cointegration and Error Correction Analysis", **Applied Economics**, Vol.30, No.9. pp.1219-1229.

48- Yousefi, M., S. Abizadeh, and K. McCormick, (1997), "Monetary Stability and Interest - Free Banking: The Case of Iran", **Applied Economics**; Vol.29, pp.869-876.