فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال هفدهم، شماره 49، بهار 1388، صفحات 17- 5

بررسی حباب‌های تورمی عقلایی
(مطالعه موردی اقتصاد ایران طی دوره 1386-1363)

ابوالقاسم اثنی‌عشری*، وحید تقی‌نژادعمران**
و محمد رضا بابایی‌سمیرمی***

تثبیت اقتصادی از وظایف مهم اقتصادی دولت است. تورم یکی از عوامل کلیدی در نوسان متغیرهای اقتصادی است که تشکیل حباب بر روی قیمت، یکی از دلایل اصلی ایجاد آن و به ویژه ابرتورم‌ها[1] می‌باشد. حباب قیمتی همان تفاوت بین قیمت ساختاری و قیمت بازاری کالاها و خدمات است. حباب‌های تورمی عقلایی در شرایط انتظارات عقلایی شکل می‌گیرد.

در این تحقیق، برون‌زا نبودن حجم پول نسبت به تورم توسط روش آزمون علیت انگل-گرنجر[2] آزمون شده است. در ادامه جهت بررسی وجود حباب‌های تورمی عقلایی به‌وسیله آزمون تشخیص وست[3] (1987)، تابع تقاضای پول کیگان[4] (1956) در دو حالت اطلاعات کامل و اطلاعات محدود به کمک آماره والد[5] مقایسه شده است. نتیجه این بررسی نشان‌دهنده آن است که در بازه زمانی مورد مطالعه (1386-1363) در اقتصاد ایران، عرضه پول نسبت به تورم برون‌زا می‌باشد و طبق تابع تقاضای پول کیگان و روش تشخیص وست (1987) اثر معنی‌داری از حباب‌های تورمی عقلایی در اقتصاد ایران مشاهده نشده است.

واژه‌های کلیدی: حباب‌های تورمی، انتظارات عقلایی، آزمون وست.

---

* دکتری اقتصاد- عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور استان مازندران
** دکتری اقتصاد- عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران
*** کارشناس ارشد اقتصاد- عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور استان مازندران

1. Hyperinflation
2. Engle-Granger Causality Test
3. K. West
4. P. Cagan
5. Wald Statistic

1. مقدمه

امروزه تورم یکی از بنیادی‌ترین مشکلات اقتصادی پیش روی سیاستگذاران است، از این‌رو مطالعات فراوانی به منظور شناسایی ریشه‌های این پدیده و یافتن راهکارهای مناسب برای مهار آن در مراکز علمی اقتصادی کشور انجام گرفته است. یکی از جنبه‌هایی که در این مطالعات مورد غفلت قرار گرفته، بررسی حباب‌های تورمی عقلایی و امکان وجود آن در سطح قیمتها می‌باشد، یعنی پی بردن به این مسئله که آیا وجود حباب‌های سفته‌بازی و اختلال در فرآیند انتقال اطلاعات صحیح در بازار می‌تواند علت تورم سطح قیمتها باشد؟

در مطالعات اقتصادی به انحراف قیمت کالا از قیمت تعادلی بلندمدت حباب گفته می‌شود. برای فهم دقیق پدیده حباب، نخست قیمت ساختاری به صورت ارزش حال منافع انتظاری ناشی از نگهداری یک کالا یا استفاده یک خدمت تعریف می‌شود:

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} a^i . E_t d_{t+i} \quad , a = \frac{1}{1+r} \tag{1}$$

$$\overline{p}_t = p_t + b_t \tag{2}$$

در معادله (1) $E_t d_{t+i}$ منافع انتظاری دوره $t+i$ در دوره t، p_t قیمت ساختاری و r نرخ بهره است. با توجه به تعریف قیمت ساختاری، معادله (2) قیمت بازاری یا $\overline{p}_t$ را نشان می‌دهد. اگر در زمان t قیمت بازاری کالا از قیمت ساختاری آن بیشتر باشد اختلاف این دو مقدار در اثر حباب b_t به‌وجود آمده است.

اقتصاددانان پولی حباب‌های تورمی را بسته به وجود یا نبود شرایط انتظارات عقلایی به دو گروه حباب‌های تورمی عقلایی و غیر عقلایی یا ترجیحات شدید[1] دسته‌بندی می‌کنند. مطالعات تجربی اولیه در زمینه حباب، بیشتر در خصوص بازارهای سهام، ارز و طلا و دیگر داراییها انجام گرفته اما برآیند این حباب‌ها و آثار آنها روی قیمت کالاها و خدمات، اقتصاددانان را به فکر مطالعه امکان وجود حباب در سطح قیمتها واداشت.[2]

1. Fads
2. E. N. White (2004), p. 17.

2. پیشینه تحقیق

پژوهشی در داخل کشور درباره امکان وجود حباب تورمی عقلایی انجام نگرفته اما در مقابل، تحقیقاتی در خارج از کشور در این زمینه صورت گرفته است. در این رابطه اقتصاددانان روشهایی جهت تشخیص حباب‌ها ارائه نموده‌اند که در این میان آزمون واریانس شیلر[1] (1981) و آزمون تشخیص وست[2] (1987) از معتبرترین آن می‌باشد. فلود و گاربر[3] (1980) وجود حباب‌های تورمی عقلایی را در جریان ابر تورم آلمان به کمک تابع تبدیل‌یافته کیگان برای دوره زمانی دسامبر 1918 تا دسامبر1920 بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که دلیل بروز ابر تورم، حباب‌های تورمی عقلایی نبوده، بلکه تغییرات ساختاری و تکنولوژیکی بوده است. فلود، گاربر و اسکات[4] (1984) نیز با به‌کارگیری مدل کیگان، حباب‌های تورمی عقلایی را برای سه کشور آلمان (از جولای 1920 تا ژوئن 1923)، لهستان (از جولای 1921 تا نوامبر 1923) و مجارستان (از جولای 1921 تا فوریه 1924) بررسی نمودند که در مورد لهستان و مجارستان فرض نبود حباب‌های تورمی عقلایی رد شد اما برای آلمان این فرضیه رد نشد.

کسلا[5] (1989) حباب‌های تورمی عقلایی در خلال تورم دهه 1920 آلمان را با در نظر گرفتن درون‌زایی و برون‌زایی عرضه پول نسبت به سطح عمومی قیمتها بررسی کرد و دریافت اگر عرضه پول نسبت به نرخ تورم برون‌زا باشد، فرضیه نبود حباب‌های تورمی عقلایی رد می‌شود اما در حالت عرضه پول درون‌زا نتیجه معکوس است. روش کسلا نیز استفاده از تابع تبدیل‌یافته کیگان بوده است. تام انگستد[6] (1993) به روش وست (1987) با در نظر گرفتن برون‌زایی و درون‌زایی عرضه پول به بررسی حباب‌های تورمی عقلایی در سه کشور برزیل، آرژانتین و رژیم صیهونیستی (اسرائیل) پرداخت. نتایج برای آرژانتین و رژیم صیهونیستی (اسرائیل) عرضه پول درون‌زا و برای برزیل عرضه پول برون‌زا را نشان داد. فرضیه نبود حباب تورمی برای آرژانتین و رژیم صیهونیستی رد نشد اما برای برزیل رد شد.

وست (1994) ابرتورم پس از جنگ جهانی اول در لهستان را به‌وسیله روش خود بررسی کرد و به این نتیجه رسید که این تورم به دلیل حباب‌های تورمی عقلایی بوده است. شیراتسوکا[7] (2003) با تحلیل سیاستهای پولی بانک مرکزی ژاپن و بررسی سطح قیمتها در اواخر دهه 1980،

1. R. Shiller
2. K. D. West
3. R. Flood and P. Garber
4. R. Flood, P. Garber and L. O. Scott
5. A. Casella
6. T. Engasted
7. S. Shiratsuka

وجود حباب‌های قیمتی در سطح عمومی قیمتها را عامل نوسانات شدید قیمتها در دوره مورد مطالعه دانست.

هدف پژوهش حاضر بررسی امکان وجود حباب در سطح قیمتها در ایران به کمک داده‌های ماهانه متغیرهای پولی و شاخص قیمت در دوره زمانی 1386-1363 است. برای این منظور از روش تشخیص وست (1987) استفاده شده است.

3. مدل تحقیق

بر اساس نظریه کیگان (1956) در شرایط تورمی میزان تقاضا برای پول به انتظارات تورمی کارگزاران اقتصادی بستگی دارد:

$$m_t - p_t = \alpha - \beta(E_t p_{t+1} - p_t) + u_t \qquad (3)$$

در این معادله m_t لگاریتم تقاضای اسمی پول ، p_t لگاریتم سطح عمومی قیمتها، $E_t p_{t+1}$ سطح قیمت انتظاری آینده می‌باشد. در معادله (3) هر دو پارامتر α و β قابل برآورد است، α اثر دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای واقعی پول همچون درآمد واقعی را در خود دارد و β نشان‌دهنده کشش تقاضای واقعی پول نسبت به تورم انتظاری می‌باشد. همچنین u_t متغیر تصادفی است که شوکهای وارده به تقاضای پول و یا گردش پول را نشان می‌دهد. در مطالعات اقتصادی در این زمینه فرض می‌شود که u_t از فرآیند گام تصادفی برخوردار است:

$$u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (4)$$

به منظور تبدیل تابع تقاضای پول کیگان به یک رابطه پویا فرض تکنیکی تسویه آنی بازار پول یا برابری عرضه و تقاضای پول در نظر گرفته می‌شود. با انجام چنین فرضی معادله (3) سطح قیمت را به صورت تابعی از عرضه پول و قیمتهای انتظاری آتی نشان می‌دهد:

$$p_t = (1-b)(m_t - \alpha) + bE_t p_{t+1} - (1-b)u_t, \qquad b = \frac{\beta}{1+\beta} \qquad (5)$$

در اینجا آنچه برای تشکیل مدل اهمیت دارد چگونگی شکل‌گیری انتظارات از سطح قیمت آتی است. اگر انتظارات به صورت عقلایی باشد، از حل معادله(5) برای p_t ، معادله (5) به شکل معادله (6) تبدیل می شود:

$$p_t = (1-b)\sum_{i=0}^{n-1} b^i E_t(m_{t+i} - u_{t+i} - \alpha) + b^n E_t p_{t+n} \qquad (6)$$

نکته مهم درباره معادله (6) این است که این معادله چند جواب دارد. جواب اساسی[1] یا سطح قیمت ساختاری F_t با فرض معادله (7) به دست می‌آید:

$$\lim_{n \to \infty} b^n E_t p_{t+n} = 0 \qquad (7)$$

در این هنگام معادله (6) به صورت معادله (8) خواهد شد.

$$p_t = (1-b)\sum_{i=0}^{n-1} b^i E_t(m_{t+i} - u_{t+i} - \alpha) \equiv F_t \qquad (8)$$

در این جواب سطح قیمت تنها به‌وسیله ارزش تنزیلی عرضه پول انتظاری آتی و شوکهای وارده به گردش پول تعیین می‌شود. اگر سطح قیمت انتظاری در نرخی فراتر از عامل تنزیل b رشد کند شرط انتقالی[2] (معادله (7)) نقض گشته و جواب به گونه زیر خواهد شد:

$$p_t = F_t + B_t \qquad (9)$$

$$E_t B_{t+1} = b^{-1} B_t \qquad (10)$$

در اینجا B_t جزء حباب عقلایی قیمت بازاری بوده و شرایطی را انعکاس می‌دهد که سطح قیمت، مستقل از مؤلفه‌های بازار و تنها به دلیل انتظارات خود انجام[3] پدید می‌آید.

در این مطالعه تلاش می‌شود به این سؤال پاسخ داده شود که آیا چنین حباب‌هایی می‌توانسته دلیل وجود تورم در ایران طی دوره مورد مطالعه باشد؟ یافتن پاسخ این مسئله اهمیت فراوانی دارد چرا که اگر حباب وجود نداشته باشد و تنها مؤلفه‌های اساسی همچون تأمین پولی کسری بودجه دولت علت تورم باشد، راهکار برخورد با آن توقف سیاست پولی (که جهت رفع کسری بودجه اعمال می گردد) است، اما اگر در سطح قیمتها حباب وجود داشته باشد، توقف این سیاست پولی به ثبات قیمتها نمی‌انجامد و برنامه تورم‌زدایی متفاوتی می‌طلبد.

1. Fundamentals' Solution
2. Transversality Condition
3. Self-fulfilling Expectations در فرهنگ فارسی، این کلمه به « انتظارات کام‌بخش» نیز ترجمه شده است.

4. آزمون وجود حباب عقلایی

آزمون وست (1987) برای حباب می‌تواند با برآورد سه معادله زیر انجام گیرد:

$$p_t - m_t = -\alpha(1-b) + b(p_{t+1} - m_t) - (1-b)u_t + e_{t+1} \qquad (11)$$

$$m_t = \phi_0 + \phi_t t + \cdots + \phi_n t^n + \Theta_1 m_{t-1} + \cdots + \Theta_q m_{t-q} + \nu_{1t} \qquad (11\text{ب})$$

$$p_t = \mu_0 + \mu_{11} t + \cdots + \mu_{1n} t^n + \mu_{21} m_t + \cdots + \mu_{2q} m_{t-q+1} + \nu_{2t} \qquad (11\text{ج})$$

معادله (11الف) از معادله اساسی کیگان یا معادله (1) با داشتن b برابر با $\beta / (1+\beta)$ و جایگذاری p_{t+1} همراه با خطای تصادفی e_{t+1}، با میانگین صفر و نبود همبستگی سریالی تحت فرض انتظارات عقلایی، به‌جای $E_t p_{t+1}$ به‌دست می‌آید. برای منفی شدن کشش تقاضای پول نسبت به تورم باید تخمین b بین صفر و یک باشد. معادله (11ب) در حقیقت، یک فرآیند تصادفی برای متغیر اساسی m_t است که می‌تواند به عنوان قاعده‌ای برای عرضه پول و یا معادله‌ای برای پیش‌بینی آن تلقی گردد. با برقراری شرط انتقالی (معادله (7)) از مدل کیگان، معادله (8) استخراج شده که در آن سطح قیمت را تابعی از مؤلفه‌های بازار نشان می‌دهد، با جایگذاری معادله پیش‌بینی (11ب) در سری نامحدود معادله (8)، معادله (11ج) به‌دست می‌آید. در اینجا پارامترهای ($\mu_0, \cdots, \mu_{2q}$) تابعی پیچیده از α، β و پارامترهای معادله (11ب) هستند.

معادله (11ب) را می‌توان با OLS برآورد کرد اما از آنجایی که p_{t+1} با عبارت خطا همبستگی دارد، در برآورد معادله (11الف) باید روش متغیر ابزاری به‌کار گرفته شود. با انتخاب متغیرهای سمت راست معادله (11ب) به عنوان متغیر ابزاری، حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS پارامترهای بدون تورشی از معادله (11ب) را به‌دست می‌دهد. در برآورد معادله (11ج) برون‌زایی و درون‌زایی m_t نسبت به سطح قیمتها اهمیت دارد (کسلا، 1989). اگر (11ب) معادله ساختاری مناسبی برای تشریح عرضه پول m_t باشد که در حقیقت برون‌زایی نسبت به پارامترهای معادله (11ج) را نشان می‌دهد، با روش OLS می‌توان این پارامترها را برآورد کرد اما اگر یک بازخورد از سمت قیمتها به پول وجود داشته باشد، مثلاً حالتی که مقامات پولی کسری بودجه را با انتشار پول تأمین مالی می‌کنند، معادله (11ب) باید به عنوان تقریبی از فرآیند عرضه پول صحیح تلقی شود زیرا اطلاعات از قیمتهای آینده و حال می‌تواند پیش‌بینی از عرضه پول آینده را بهبود بخشد. در این حالت ν_{1t} با u_t و وقفه‌های آن مرتبط می‌شود. در حقیقت این مسئله در ν_{2t} همبستگی

سریالی ایجاد کرده و آن را با m_t در معادله (11ج) همبسته می‌سازد، پس در برآورد معادله (11ج) روش متغیر ابزاری باید به‌کار گرفته شود.

با برآورد سه معادله بالا، دو برآورد متفاوت از پارامترهای α و β به‌دست می‌آید: در روش اطلاعات محدود در برآورد معادله (11الف) بدون توجه به قیدهای وضع شده بر دیگر معادلات، پارامترها برآورد می‌شود. در اینجا تخمین به برقراری شرط انتقالی وابسته نبوده و پارامترها حتی با حضور حباب برآورد می‌گردد. در مقابل، در روش اطلاعات کامل، تابع تبدیل‌یافته کیگان در غیاب حباب و با برقراری شرط انتقالی (معادله (7)) با توجه به قیدهای وضع شده بر تمامی معادلات، به کمک (11ب) و (11ج) تخمین زده می‌شود. فرضیه صفر مبنی بر نبود حباب به معنی برقراری شرط انتقالی و سازگار بودن برآورد پارامترها به دو روش است. در مقابل، فرضیه جایگزین به وجود حباب و نقض شدن معادله (7) و ناسازگاری برآورد (11ج) اشاره دارد. همچنین چون معادله (11الف) به هیچ شرط انتقالی بستگی ندارد، برآورد این رابطه به کمک متغیر ابزاری با وجود حباب، پارامترهای سازگاری به‌دست می‌دهد. بنابراین فرضیه نبود حباب با مقایسه دو مجموعه از برآوردها انجام می‌گیرد.

در این پژوهش از تعریف گسترده پول، M_2 برای متغیر پول m_t و از شاخص خرده‌فروشی CPI برای متغیر سطح قیمت p_t استفاده شده که دادها به طور ماهانه و برای دوره زمانی 1385-1363 می‌باشد. میانگین رشد و حداقل و حداکثر رشد ماهانه شاخص قیمت خرده‌فروشی و حجم پول در جدول (1) نشان داده شده است. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1]، نشان‌دهنده ناپایایی لگاریتم شاخص قیمت خرده‌فروشی و حجم پول می‌باشد در حالی که تفاضل مرتبه اول، آن دو را پایا می‌سازد. نتایج آزمون در جدول (2) آمده است.

جدول 1. مشخصات آماری شاخصهای قیمت و پول طی دوره 1386-1363

شاخص	میانگین رشد ماهانه (درصد)	حداکثر رشد ماهانه		حداقل رشد ماهانه	
		مقدار (درصد)	زمان	مقدار (درصد)	زمان
عرضه گسترده پول	0/037	0/102	شهریور 1382	-0/05	خرداد 1365
شاخص قیمت خرده‌فروشی	0/021	0/069	بهمن 1373	-0/058	مرداد 1376

مأخذ آمار: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌های اقتصادی.

1. Augmented Dickey-Fuller

جدول 2. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته جهت آزمون پایایی شاخص قیمت خرده‌فروشی و عرضه گسترده پول

متغیر	تعداد وقفه بهینه	نقطه بحرانی مک کینون در سطح معنی داری 1 درصد	آماره دیکی-فولر	نتیجه
LOG*CPI*	2	-4	-1/6	ناپایا
D(LOG*CPI*)	1	-4	-8/77	پایا
LOG *M*2	3	-4/01	-2/08	ناپایا
D(LOG*M*2)	2	-4/01	-9/5	پایا

- تعداد وقفه بهینه توسط معیار آکائیک تعیین شده است.
- LOG : لگاریتم
- D(LOG) : تفاضل مرتبه اول
- مأخذ آمار: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌های اقتصادی.

بر اساس مطالعه انگستد (1993) در تخمین تابع تبدیل‌یافته کیگان برای یافتن پارامترهای مدل، تعیین برون‌زایی و درون‌زایی عرضه پول نسبت به تغییرات سطح عمومی قیمتها اهمیت دارد به این دلیل که در صورت برون‌زا بودن عرضه پول برای برآورد می‌توان روش OLS را به‌کار گرفت اما با درون‌زا بودن عرضه پول باید به کمک متغیرهای ابزاری تخمین مورد نیاز را انجام داد. بنابراین به‌عنوان گام نخست برای آزمون حباب در داده‌های مربوط به سطح قیمت ایران، عرضه پول برآورد شده است. همان‌گونه که در تحلیل سری زمانی در بالا نشان داده شد، رشد عرضه Δm_t پایا بوده، پس در اینجا یک فرآیند AR از مرتبه اول m_t با عرض از مبدأ و روند برآورد شده است:

$$\Delta m_t = \phi_0 + \phi_1 t + \Theta \Delta m_{t-1} + \nu_{1t} \qquad 12)$$

نتیجه برآورد در جدول (3) نشان می‌دهد که تصریح AR(1) از Δm_t برای در نظر گرفتن پویایی عرضه پول کافی است.

جدول 3. تابع سری زمانی عرضه گسترده پول، روش تخمین OLS

متغیر وابسته: عرضه پول در زمان t

شاخص پولی	تعداد مشاهدات	عرض از مبدأ	آماره t عرض از مبدأ	ضریب T	آماره t ضریب T	ضریب Δm_t	آماره t ضریب Δm_t	$\overline{R}^2$	DW	F

M2	294	0/002	2/1	0/0000399	4/05	-0/1	-5	0/4	2/9	66/1

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از ایجاد رابطه سری زمانی عرضه پول، فرضیه برون‌زا نبودن عرضه پول با آزمون علیت گرنجر[1] بررسی شده است. نتیجه این آزمون که در جدول (4) آمده نشان‌دهنده برون‌زا بودن عرضه پول نسبت به تورم است.

جدول 4. آزمون علیت گرنجر جهت بررسی فرضیه برون‌زا نبودن پول نسبت به تورم

تعداد وقفه بهینه*	رابطه علیت (فرضیه صفر)	آماره فیشر	احتمال تأیید فرضیه صفر	وضعیت پول نسبت به تورم
2	$\Delta m_t \xrightarrow{NO} \Delta p_t$	4/7	0/05	برون‌زا
	$\Delta p_t \xrightarrow{NO} \Delta m_t$	3	0/1	

مأخذ: نتایج تحقیق

*جهت تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار «شوارتز-بیزین» استفاده شده است.

در مرحله بعد، تابع تقاضای پول کیگان در شرایط اطلاعات محدود تخمین زده شده که نتیجه برآورد در جدول (5) ارائه شده است. به دلیل اینکه p_t و m_t هر دو ناپایا هستند و با توجه به این فرض مبنی بر اینکه u_t از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کند، معادله (11الف) به شکل تفاضل مرتبه اول برآورد شده است:

$$\Delta(p_t - m_t) = b\Delta(p_{t+1} - m_t) + \delta_t \qquad (13$$

در اینجا $\delta_t = -(1-b)\varepsilon_t + \Delta e_{t+1}$ یک عبارت خطای ترکیبی است. به دلیل برون‌زایی عرضه پول، معادله (13) به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده است.

جدول 5. تخمین تابع کیگان در حالت اطلاعات محدود، روش تخمین OLS

متغیر وابسته: تفاضل مرتبه اول اختلاف لگاریتم شاخص قیمت از لگاریتم عرضه پول

متغیر مستقل: تفاضل مرتبه اول اختلاف لگاریتم شاخص قیمت دوره بعد از لگاریتم عرضه پول

شاخص قیمت	شاخص پول	تعداد مشاهدات	روش تخمین	ضریب متغیر مستقل	آماره t ضریب مستقل	$\overline{R}^2$	*DW*
CPI	M2	294	OLS	0/57	8/2	0/5	3/1

1. Granger Causality Test

مأخذ: نتایج تحقیق

برای برآورد تابع تبدیل‌یافته کیگان در شرایط اطلاعات کامل تحت فرض انتظارات عقلایی باید محدویتهای پارامتری که تشریح‌کننده معادله (11ج) است استخراج شود. با به‌کارگیری فرمول هنسن و سارجنت[1] (1980) برای پارامترهای خودرگرسیونی و وست (1987) برای عبارتهای تعیینی، می‌توان سطح قیمت را به کمک مدل کیگان در شرایطی که معادله (12) نشان‌دهنده فرآیند عرضه پول است و شرط انتقالی (معادله (7)) برقرار می‌باشد به شکل زیر نشان داد:

(14)

$$p_t = \frac{b\{\phi_0 + [\phi_1/(1-b)]\}}{(1-b)(1-\Theta b)} - \alpha + \frac{b\phi_1}{(1-b)(1-\Theta b)}t + m_t + \frac{\Theta b}{1-\Theta b}\Delta m_t + v_{2t}$$

اگر عرضه پول برون‌زا باشد، v_{2t} برابر با u_t است اما در صورت درون‌زا بودن عرضه پول v_{2t} برابر با مجموع u_t و اختلال ناشی از خود همبستگی آن و همچنین همبستگی u_t با m_t است. در اینجا نیز به دلیل ناپایایی p_t و m_t معادله (14) به فرم تفاضل مرتبه اول برآورد شده است:

$$\Delta(p_t - m_t) = \mu_{11} + \mu_{12}\Delta\Delta m_t + v_{3t} \qquad (15)$$

در اینجا اگر عرضه پول برون‌زا باشد، v_{3t} برابر با ε_t است، و همچنین درصورتی که عرضه پول درون‌زا باشد، v_{3t}برابر با مجموع ε_t و اختلال همبستگی با $\Delta\Delta m_t$ در معادله(15) می باشد. نتیجه تخمین معادله (15) به روش حداقل مربعات معمولی در جدول (6) آمده است. μ_{11} و μ_{21} از محدودیت زیر تبعیت می‌کند:

$$\mu_{11} = \frac{b\phi_1}{(1-b)(1-\Theta b)} \quad ، \quad \mu_{21} = \frac{\Theta b}{1-\Theta b} \qquad (16)$$

اکنون آزمون وست برای بررسی وجود حباب می‌تواند با گرفتن برآوردهای ϕ_1، Θ و b از معادلات (12) و (13) و برآوردهای غیر مقید μ_{11} و μ_{21} از معادله (15) و آزمون محدودیتهای داده شده به‌وسیله معادله (16) انجام گیرد. طبق لارسن[2] (1997)

1. L. P. Hansen and T. J. Sargent
2. E. S. Larsen

$\Phi = (b, \phi_0, \phi_1, \Theta, \mu_{11}, \mu_{21})$ بردار پارامتر و $R(\Phi)$ محدودیتهای داده شده به‌وسیله معادله (16) است آزمون والد برای این محدودیتها به‌وسیله معادله (17) محاسبه می‌شود.

$$W = R(\Phi)\left[\left(\frac{\delta R}{\delta \Phi}\right) V \left(\frac{\delta R}{\delta \Phi}\right)'\right]^{-1} R(\Phi)' \qquad (17)$$

V ماتریس واریانس-کواریانس پارامترهای برآوردی بوده و $\delta R / \delta \Phi$ نیز از طریق تجزیه به‌دست می‌آید. این آماره دارای توزیع کای- اسکور با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیتها می‌باشد، در اینجا دو محدودیت وجود دارد. معنی‌دار بودن W نشان‌دهنده نقض شرط انتقالی (معادله(7)) و بنابراین مشاهده حباب در سطح قیمتهاست.

جدول 6. تخمین تابع کیگان در حالت اطلاعات کامل، روش تخمین OLS

متغیر وابسته: تفاضل مرتبه اول اختلاف لگاریتم شاخص قیمت از لگاریتم عرضه پول

متغیر مستقل: تفاضل مرتبه دوم عرضه پول

شاخص قیمت	شاخص پول	تعداد مشاهدات	روش تخمین	عرض از مبدأ	آماره t عرض از مبدأ	ضریب متغیر مستقل	آماره t ضریب متغیر مستقل
CPI	*M2*	294	OLS	-0/07	-2/2	-0/4	-8

مأخذ: نتایج تحقیق

در مرحله پایانی آزمون وجود حباب، در یک معادله همزمان بین سه رابطه سری زمانی عرضه پول و تابع کیگان در حالت اطلاعات محدود و کامل، با استفاده از آماره والد صحت محدودیت در مدل را بررسی نموده‌ایم که با توجه به معنی‌دار بودن این آماره که دارای توزیع کای-اسکور با درجه آزادی به اندازه تعداد محدودیتها می‌باشد، فرضیه صفر مبنی بر برابری ضرایب دو نوع تخمین رد نشده است. به عبارت دیگر بر پایه اطلاعات جدول (7)، برابر بودن دو ضریب تابع کیگان بیان‌کننده نبود حباب در سطح قیمتهای اقتصاد طی دوره مورد مطالعه است.

جدول 7. آزمون والد جهت بررسی صحت محدودیت، روش تخمین 3SLS

فرضیه صفر: ضرایب دو تخمین تابع کیگان برابر هستند.

شاخص قیمت	شاخص پول	تعداد مشاهدات	مقدار آماره والد	احتمال صحت فرضیه صفر	وضعیت وجود حباب‌های تورمی عقلایی (با اطمینان 95٪)
CPI	M2	294	17/9	0/21	وجود ندارد

مأخذ: نتایج تحقیق

5. نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر در پی پاسخ به این سؤال بوده‌ایم که آیا در تورم ایران طی دوره زمانی 1363-1386 عوامل غیر پولی همچون حباب‌های سفته‌بازی یا انتظارات عقلایی، نقش داشته است؟ مدل تقاضای پول کیگان (1956) همراه با برقراری شرط انتظارات عقلایی برای آزمون وجود تورم از نوع خود ایجاد شونده یا حباب عقلایی در این پژوهش به‌کار گرفته شد. در دوره زمانی مورد مطالعه از تعریف گسترده پول، M_2 برای متغیر پول و از شاخص خرده‌فروشی CPI برای متغیر سطح قیمت به طور ماهانه استفاده شده است. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، نشان‌دهنده ناپایایی لگاریتم شاخص قیمت خرده‌فروشی و حجم پول می‌باشد در حالی که تفاضل مرتبه اول آن دو را پایا می‌سازد، به همین دلیل معادلات مدل به فرم تفاضل مرتبه اول برآورد شده است. در تخمین تابع تبدیل‌یافته کیگان در صورت برون‌زا بودن عرضه پول برای برآورد می‌توان روش OLS را به‌کار گرفت، اما با درون‌زا بودن عرضه پول، باید به کمک متغیرهای ابزاری تخمین مورد نیاز را انجام داد. در این زمینه آزمون علیت گرنجر نشان داد که در دوره مورد مطالعه عرضه پول نسبت به تورم برون‌زا بوده است. آماره والد نشان‌دهنده آن است که تورم کشور طی این دوره صرفاً به دلیل مؤلفه‌های پولی بوده و حباب تورمی خود ایجاد شونده تأثیر معنی‌داری بر آن نداشته است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف) فارسی

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *مجموعه گزارشهای دایره پولی و اداره شاخص قیمتها*، طی سالهای 1386-1387.

بلانچارد، اولیور جین و استنلی فیشر (1376)، *درسهایی در اقتصاد کلان*، مترجم: دکتر محمود ختایی و تیمور محمدی، جلد اول، چاپ اول، تهران، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

بیدرام، رسول (1381)، *Eviews همگام با اقتصادسنجی*، تهران، انتشارات منشور بهره‌وری.

نوفرستی، محمد (1378)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران، انتشارات رسا.

ب) انگلیسی

Blanchard, O. and M. Watson (1982), "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets", NBER Working Paper, No. 945.

Cagan, P. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation" in *Studies in the Quantity Theory of Money*, M. Friedman (ed), University of Chicago Press, Chicago.

Casella, A. (1989), "Testing for Rational Inflationary Bubbles with Exogenous or Endogenous Fundamentals, the German Hyperinflation Once More", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, pp. 109-122.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, No. 84, pp. 427-431.

Engsted, T. (1993), "Testing for Rational Inflationary Bubbles: The Case of Argentina, Brazil and Israel, *Applied Economic*, No. 25, pp. 667-674.

Flood, R. and P. Garber (1980), "Market Fundamentals Versus Price Level Bubbles: The First Tests", *Journal of Political Economy*, Vol. 88, pp. 745-770.

Flood, R., P. Garber and L. O. Scott (1984), "Multi-country Tests for Price Level Bubbles", *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 8, pp. 329-340.

Hansen, L. P. and T. J. Sargent (1980), "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models", *Journal of Economic Dynamic and Control*, No. 2, pp. 7-46.

Larsen, E. S. (1997), "Theories and Tests for Bubbles", University of Tromso, Working Paper of Norges Fisker Economic Department, pp. 17-19.

Shiller, R. (1981), "Do Stock Price Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", *American Economic Review* ،June, No. 71, pp. 421-436.

Shiratsuka, S. (2003), "Asset Price Bubble in Japan in the 1980s: Lessons for Financial and Macroeconomic Stability", IMES Discussion Paper Series, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.

West, K. D. (1987), "Specification Test for Speculative Bubbles", *Quarterly Journal of Economics*, No. 102, pp. 553-579.

West, K. D. (1994), "Rational Bubbles during Poland's Hyper Inflation: Implications and Empirical Evidence" by M. Funke, S. Hall and M. Sola, *European Economic Review*, No. 38, pp. 1282-1285.

White, E. N. (2004), "Bubbles and Busts: The 1990s in the Mirror of the 1920s", Finance Research Unit, Institute of Economics, University of Copenhagen.