فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۷ / زمستان ۷۹

# بررسی رابطه بین حجم پول، تورم‌های بالا و مالیات تورمی در اقتصاد ایران

دکتر کامبیز هژبر کیانی*
ایرج رحمانی**

## چکیده

*پس از پیروزی انقلاب اسلامی، تورم به یکی از معضلات اساسی اقتصاد ایران تبدیل شد. متوسط نرخ تورم در فاصله سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۷۶ بنا بر آمارهای رسمی بالاتر از ۲۰ درصد بوده است. این مسئله با توجه به رشد کند اقتصادی مهم‌تر و حادتر جلوه‌گر می‌شود.*

*در این مطالعه، رابطه بین مانده‌های واقعی و تورم را با استفاده از الگوی تقاضای پول کاگان و با استفاده از داده‌های ماهانه مورد بررسی قرار داده‌ایم. هم چنین، فرض کرده‌ایم که انتظارات تورمی طبق فرضیه انتظارات تطبیقی شکل می‌گیرد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که الگوی کاگان قادر است تجربیات پولی و تورمی طی دوره یاد شده را حداقل در مقاطعی، هم بر حسب تعریف محدود پول ($M_1$) و هم بر حسب تعریف وسیع پول ($M_2$) به نحو مطلوبی توضیح دهد. از سوی دیگر، نتایج بررسی حاضر، بار دیگر پولی بودن تورم‌های موجود در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند و هم چنین، نشان می‌دهد که در بیشتر دوره‌ها دولت در پی حداکثر کردن درآمد حاصل از خلق پول نبوده است.*

**واژه‌های کلیدی:** الگوی کاگان، تورم انتظاری، فرضیه انتظارات تطبیقی، مالیات تورمی، پویایی تورم، شبه کشش تقاضای پول، ضریب انتظارات.

---

* دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
** کارشناس ارشد اقتصاد

## ۱. مقدمه

تقاضای پول هم به لحاظ اهداف نظری و هم به لحاظ اهداف تجربی و سیاست‌گذاری حائز اهمیت است. در سطح تحلیلی، تابع تقاضای پول یک جزء کلیدی در فرمول‌بندی بسیاری از نظریه‌های اقتصاد کلان است. الگوهای مرسوم تقاضای پول در کشورهای در حال توسعه به نوعی شامل درآمد واقعی به عنوان متغیر مقیاس[1] و نرخ تورم به عنوان متغیر هزینه فرصت هستند.

از سوی دیگر، با تغییرات شدید در سطح قیمت‌ها، در حالی که دیگر عوامل همانند درآمد ثابت هستند و یا تغییرات ناچیزی در مقایسه با سطح قیمت‌ها از خود نشان می‌دهند، اهمیت تورم در توضیح رفتار مانده‌های واقعی بیشتر می‌شود. تحت این شرایط، همانند الگوی کاگان می‌توان تورم انتظاری را مهم‌ترین عامل در توضیح رفتار مانده‌های واقعی دانست.

به نظر می‌رسد چنین شرایطی حداقل در مقاطعی در سال‌های پس از پیروزی انقلاب اسلامی در ایران وجود داشته است. در این سال‌ها به علت شوک‌های مستمر و شدیدی که بر پیکره اقتصاد وارد شد سرمایه‌گذاری و به دنبال آن تولید به شدت آسیب دید و از سوی دیگر، به علت کاهش منابع درآمدی دولت و افزایش هزینه‌های آن شاهد استقراض وسیع دولت از شبکه بانکی کشور بودیم. بنابراین، کاهش بی‌سابقه در تولید و سرمایه‌گذاری با افزایش سریع قیمت‌ها همراه بود؛ به نحوی که در سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۶۷ شاخص بهای خرده فروشی با نرخ سالانه ۱۸/۲ درصد و عرضه پول (معیار $M_2$) با نرخ متوسط سالانه ۲۰/۳ درصد افزایش یافتند. با پایان جنگ و اجرای برنامه‌های پنج ساله این متغیرها همچنان به رشد فزاینده خود ادامه دادند؛ به طوری که در دوره ۱۳۶۸-۱۳۷۶ شاخص بهای خرده فروشی با نرخ متوسط سالانه ۲۴/۸ و عرضه پول عرضه پول ($M_2$) با نرخ متوسط سالانه ۲۷/۹ درصد رشد کردند. در دوره بیست ساله ۱۳۵۷-۱۳۷۶ نیز $M_2$ با نرخ ۲۳/۱ درصد و شاخص بهای خرده فروشی با نرخ متوسط سالانه ۲۱/۲ افزایش یافتند. این در حالی است که نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی در این دو دهه به طور متوسط تنها ۱/۸ درصد بود.[2] مجموعه این شرایط موجب شد که در این سال‌ها شاهد رکود همراه با تورم و یک وضعیت نامطلوب اقتصادی باشیم. در چنین شرایطی به نظر می‌رسد که: در دوره بعد از انقلاب شدت

---

1. Scale Variable

۲. نرخ‌های بالا با استفاده از اطلاعات موجود در نشریات متعدد بانک مرکزی محاسبه شده‌اند.

عکس‌العمل تقاضای پول به تولید کاهش بسیار یافته است.[۱] بنابراین، همان طور که گفته شد این فرضیه مطرح می‌شود که آیا در دو دهه گذشته دوره یا دوره‌هایی وجود داشته است که بتوان تورم انتظاری را مهم‌ترین عامل در توضیح رفتار مانده‌های واقعی دانست و نقش دیگر عوامل را نادیده انگاشت.

هدف اصلی این پژوهش، بررسی این فرضیه با استفاده از الگوی کاگان است. در صورت تأیید فرضیه می‌توان به دو سؤال دیگر نیز پاسخ داد که عبارتند از:

۱. آیا دینامیسم پولی در دوره یا دوره‌های مورد نظر حرکت به سوی تعادل بوده است؟

۲. اگر تعادل پایدار باشد حداکثر میزان مالیات ناشی از تورم که دولت می‌تواند جمع‌آوری کند در چه نرخ تورمی حاصل می‌شود؟ به بیان دیگر، نرخ تورمی که درآمد دولت را از طریق خلق پول بیشینه می‌کند چه نرخی است؟

## ۲. دوره‌های منتخب

در این مطالعه، بنا به هدف فرضیه، ابتدا باید دوره‌های خاصی را انتخاب کنیم. بر این اساس و با توجه به تغییرات حجم پول واقعی، چهار دوره تقریباً مجزا را می‌توان تشخیص داد. افزون بر این، کل دوره را نیز به عنوان دوره پنجم در نظر می‌گیریم. بنابراین، پنج دوره خواهیم داشت که عبارتند از:

الف) دوره اول از فروردین ماه ۱۳۵۷ تا تیرماه ۱۳۶۴ به مدت ۸۸ ماه می‌باشد. در این دوره، وقایع مهمی در حیات سیاسی، اجتماعی و اقتصادی ایران به وقوع پیوست که مهم‌ترین آنها عبارتند از: شروع اعتصاب‌ها و اعتراض‌های مردمی که موجب آغاز خروج بی‌سابقه ارز و به دنبال آن نیروی انسانی ماهر و متخصص از کشور شد، پیروزی انقلاب اسلامی، بی‌ثباتی قیمت نفت، آغاز جنگ تحمیلی (شهریور ۱۳۵۹)، تصویب و اجرای قانون بانکداری اسلامی، سهمیه‌بندی کالاهای اساسی و طرح کنترل قیمت این قبیل کالاها، ملی شدن بانک‌ها و بسیاری از صنایع. در این دوره، تراز واقعی پول تقریباً تا نیمه‌های سال ۱۳۵۸ رشد سریعی داشت و بعد از آن با نرخی بسیار کندتر تا پایان دوره به افزایش خود ادامه می‌دهد.

ب) دوره دوم از اردیبهشت ماه ۱۳۶۴ تا تیرماه ۱۳۶۸ و به مدت ۵۱ ماه می‌باشد. در این دوره، با شدت یافتن جنگ و کاهش شدید منابع درآمدی دولت به ویژه به علت کاهش شدید قیمت نفت، یکی از

---

۱. ر.ک. به مأخذ شماره ۴.

شدیدترین کسری بودجه‌های تاریخ اقتصادی ایران رخ می‌دهد. به طوری که در سال ۱۳۶۷، در حدود نیمی از بودجه از این طریق تأمین مالی شد. در این دوره، نرخ تورم از ۱/۲۰ درصد در ماه در دوره قبل به ۱/۸۱ درصد افزایش یافت.[۱]

ج) دوره سوم که در حدود ۶۷ ماه است گستره زمانی از تیرماه ۱۳۶۸ تا دی ماه ۱۳۷۳ را در برمی‌گیرد. در این دوره نیز شاهد وقایع و اتفاق‌های مهمی در بخش‌های مختلف اقتصادی و از سطوح کلان تا خرد هستیم. با پایان یافتن جنگ تحمیلی و لزوم بازسازی ویرانی‌های حاصل از جنگ، اقتصاد ایران وارد مرحله جدیدی شد. رفع نیازهای معیشتی مردم مستلزم افزایش تولید و به تبع آن افزایش سرمایه‌گذاری و اشتغال بود که ایجاد اصلاحات ساختاری در زمینه اقتصاد را طلب می‌کرد. به همین دلیل در این دوره شاهد اجرای برنامه اول توسعه و سیاست خصوصی‌سازی و برنامه تعدیل اقتصادی و آزاد سازی قیمت‌ها به ویژه نرخ ارز هستیم که اگرچه تا حدودی منجر به افزایش تولید و از سوی دیگر، افزایش شدید واردات در این دوره شد ولی به دلیل اجرای نامناسب و نادرست آنها، هزینه‌های سنگینی از قبیل تورم نیز به اقتصاد تحمیل شد.

د) دوره چهارم که در حدود ۳۹ ماه است از دی ماه ۱۳۷۳ تا اسفند ۱۳۷۶ را در بر می‌گیرد. در این دوره، تورم به شدت افزایش می‌یابد به نحوی که به مرز ۵۰ درصد در سال ۱۳۷۴ می‌رسد[۲]. در این دوره، برنامه‌های تثبیت قیمت‌ها، به ویژه نرخ ارز، که گمان می‌شد اثرات تورمی شدیدی به دنبال دارد به مورد اجرا درآمد؛ که این در واقع، به نوعی عقب نشینی از سیاست‌های تعدیل است. در این دوره، هم چنین، شاهد کاهش رشد تولید می‌باشیم.

ه) دوره پنجم، کل این دو دهه را پوشش می‌دهد. در این دوره، متوسط نرخ تورم ماهانه بیش از ۱/۵ درصد در ماه بود؛ در حالی که پیش از انقلاب و در فاصله زمانی فروردین ۱۳۴۰ تا فروردین ۱۳۵۷ این نرخ حدود ۰/۵ درصد بوده است.[۳] این در حالی است که متوسط رشد تولید ناخالص داخلی در سال‌های پس از

---

۱. با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران بر پایه سال ۱۳۶۹ که توسط اداره تحقیقات و مطالعات آماری بانک مرکزی ارایه شده، محاسبه شده است.

۲. ر.ک. به مأخذ شماره ۶.

۳. با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران بر پایه سال ۱۳۶۹ که توسط اداره تحقیقات و مطالعات آماری بانک مرکزی ارایه شده، محاسبه شده است.

پیروزی انقلاب تا پایان سال ۱۳۷۶ حدود ۱/۸[۱] درصد در سال بوده که رشد بسیار ناچیزی است.

جدول شماره (۱)، نرخ‌های متوسط ماهانه تورم و رشد عرضه پول اسمی را در این پنج دوره نشان می‌دهد. همان طوری که ملاحظه می‌شود، ارتباط نزدیکی بین رشد نقدینگی و تغییرات سطح قیمت‌ها وجود دارد، زیرا در بیشتر اوقات نسبت تورم به نقدینگی نزدیک به یک است. بالاترین نرخ تورم در دوره چهارم یعنی در فاصله زمانی ۱۰ ـ ۱۳۷۳ تا ۱۲ ـ ۱۳۷۸ بوده است. نزدیک‌ترین رابطه بین رشد نقدینگی و تورم نیز در این دوره مشاهده می‌شود. از سوی دیگر، کمترین نرخ تورم و بیشترین فاصله بین تورم و رشد حجم پول در دوره اول ملاحظه می‌شود، که علت آن می‌تواند وقایعی باشد که در این دوره به وقوع پیوسته است. به دلیل بی‌ثباتی اقتصاد در این دوره رابطه چندان مستحکمی بین نرخ رشد پول و نرخ تورم وجود نداشته است. از سوی دیگر، فقط در دوره دوم نرخ رشد سطح قیمت‌ها از نرخ رشد حجم پول بیشتر بوده است.

**جدول ـ۱. متوسط نرخ تورم ماهانه و رشد عرضه پول اسمی در پنج دوره**

| دوره | سال | متوسط نرخ تورم ماهانه به درصد | متوسط نرخ رشد $M_1$ (درصد) | متوسط نرخ رشد $M_2$ (درصد) | $\frac{\pi}{m_1}$ | $\frac{\pi}{m_2}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| اول | ۱۳۵۷/۱-۱۳۶۴/۴ | ۱/۲۰ | ۲/۱۷ | ۱/۶۲ | ۰/۵۵ | ۰/۷۴ |
| دوم | ۱۳۶۴/۲-۱۳۶۸/۴ | ۱/۸۱ | ۱/۱۴ | ۱/۴۸ | ۱/۵۹ | ۱/۲۲ |
| سوم | ۱۳۶۸/۴-۱۳۷۳/۱۰ | ۱/۶۱ | ۱/۷۸ | ۱/۸۶ | ۰/۹۰ | ۰/۸۷ |
| چهارم | ۱۳۷۳/۱۰-۱۳۷۶/۱۲ | ۲/۰۹ | ۲/۴۲ | ۲/۳۰ | ۰/۸۶ | ۰/۹۱ |
| پنجم | ۱۳۵۷/۱-۱۳۷۶/۱۲ | ۱/۵۸ | ۱/۸۸ | ۱/۷۶ | ۰/۸۴ | ۰/۹۰ |

در جدول بالا، نرخ‌های رشد حجم پول و سطح قیمت‌ها به شکل تصاعد هندسی و از روابط $P^t = P_1(1+\frac{\pi}{100})^t$ و $M^t = M_1(1+\frac{m}{100})^t$ که در آنها $P^t$ و $M^t$ به ترتیب، سطح قیمت و حجم پول

۱. این نرخ با استفاده از سری زمانی تولید ناخالص ملی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ که از نشریات متعدد بانک مرکزی استخراج و محاسبه شده است.

اسمی در انتهای هر دوره و $P_1$ و $M_1$ در ابتدای هر دوره می‌باشند، به دست آمده‌اند. t طول دوره می‌باشد. $m_1$ و $m_2$ نیز به ترتیب، نرخ رشد $M_1$ و $M_2$ را نشان می‌دهند.

## ۳. ساختار الگو

ساختار الگو از دو معادله تشکیل شده است؛ یکی تقاضا برای پول و دیگری نحوه شکل‌گیری انتظارات را توصیف می‌کند. تابع تقاضای پول به وسیله معادله زیر که به "الگوی کاگان" معروف است، ارایه می‌گردد:[۱]

$$(\frac{M}{P})_t = ce^{-\alpha \pi_t^e} \qquad \alpha > 0$$

پس از لگاریتم می‌توان آن را به شکل زیر نوشت:

$$\ln (\frac{M}{P})_t = \text{Inc} - \alpha \pi_t^e \qquad (1)$$

معادله (۱)، تقاضا برای مانده‌های واقعی در سطوح مختلف تورم انتظاری را نشان می‌دهد که در آن، M شاخصی از حجم پول، P شاخصی از سطح قیمت و $\pi_t^e$ نرخ انتظاری تورم می‌باشد. پارامتر $\alpha$ نیز شبه کشش [۲] تقاضا برای پول نسبت به تورم انتظاری است و C جمله ثابت معادله است.

طبق این معادله، با افزایش تورم انتظاری، تقاضا برای مانده‌های واقعی کاهش خواهد یافت. در این فرمول‌بندی فرض بر این است که متغیرهای دیگر ثابت‌اند و بنابراین، می‌توان آنها را در جمله ثابت قرار داد. به بیان دیگر، فرض می‌شود که تغییرات متغیرهای حقیقی نسبت به تغییرات سطح قیمت‌ها ناچیز است، به نحوی که می‌توان آنها را ثابت در نظر گرفت. در شرایط تعادلی، موجودی مانده‌های واقعی (عرضه پول) باید با تقاضای پول برابر باشد. بدین روی، معادله (۱) را می‌توان به عنوان یک معادله تعادلی تفسیر کرد.

برای فرموله کردن انتظارات فرض می‌شود که انتظارات تورمی تحت فرضیه انتظارات تطبیقی شکل می‌گیرد. بنابراین، معادله دوم عبارت است از:

$$\pi^e_t - \pi^e_{t-1} = \beta (\pi_t - \pi^e_{t-1}) \qquad 0 < \beta < 1 \qquad (2)$$

براساس معادله (۲)، اگر میزان واقعی تورم از میزان انتظاری آن بیشتر باشد تورم انتظاری افزایش می‌یابد. $\beta$ منعکس کننده سرعتی است که بر مبنای آن افراد انتظارات خود را تعدیل می‌کنند. همان طور که مشخص

---

۱. ر.ک. به مأخذ شماره ۲۵.

2. Semi - Elasticity

است تورم انتظاری تنها به تورم گذشته بستگی دارد.

با مرتب کردن معادله بر حسب $\pi^e_t$ و با جایگزینی‌های متوالی برای متغیر انتظاری $\pi^e_{t-1}$ در سمت راست، مقدار انتظاری عبارت خواهد بود از:

$$\pi^e_t = \beta\ \pi_t + \beta(1-\beta)\ \pi_{t-1} + \beta\ (1-\beta)^2\pi_{t-2} + \ldots \qquad (۳)$$

اگر با جایگزین کردن $\pi^e_t$ و اضافه کردن جمله اختلال رابطه (۳) را به صورت تصادفی بنویسیم، خواهیم داشت:

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = Inc - \alpha(\beta\ \pi_t + \beta\ (1-\beta)\ \pi_{t-1} + \beta\ (1-\beta)^2\pi_{t-2} + \ldots) + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

با استفاده از تبدیل کویک[1] رابطه زیر حاصل می‌شود[2]:

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t - (1-\beta)\ \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} = \beta\ Inc - \alpha\beta\pi_t + (\varepsilon_t - (1-\beta)\ \varepsilon_{t-1}) \qquad (۵)$$

حال، اگر جمله ثابت $\beta\ Inc$ را با $b_0$، ضریب تورم را با $b_1$، ضریب متغیر وابسته با وقفه را با $b_2$ و جمله اختلال $(\varepsilon_t - (1-\beta)\ \varepsilon_{t-1})$ را با $V_t$ نمایش دهیم، رابطه بالا به صورت قابل برآورد زیر درمی‌آید:

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = b_0 - b_1\pi_t + b_2\ \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} + V_t \qquad (۶)$$

## ۴. داده‌های آماری

در این پژوهش، داده‌های ماهانه مربوط به دوره فروردین ۱۳۵۷ تا اسفند ۱۳۷۶ مورد استفاده قرار گرفته است. این داده‌ها عبارتند از: عرضه پول (M) و سطح قیمت‌ها (P). حجم پول اسمی را می‌توان با توجه به تعریف محدود پول ($M_1$) و یا تعریف وسیع پول ($M_2$) اندازه‌گیری کرد. در این مطالعه، گرچه از هر دو متغیر استفاده شده است ولی به دلیل جامعیت $M_2$ در اندازه‌گیری عرضه پول و استفاده از آن در بسیاری از مطالعات قبلی و هم چنین، بررسی‌های اولیه در این پژوهش تأکید بیشتر بر روی آن است. برای اندازه‌گیری سطح قیمت‌ها، از شاخص خرده فروشی کالاها (CPI) به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ استفاده شده است. برای

---

1. Koyk Transformation

۲. در تبدیل کویک برای به دست آوردن رابطه (۵) ابتدا رابطه (۴) را یک زمان به عقب برده و در عبارت $(1-\beta)$ ضرب می‌کنیم تا به رابطه زیر برسیم:

$$(1-\beta)\ \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} = (1-\beta)\ Inc - \alpha\beta\ (1-\beta)\ \pi_{t-1} - \alpha\beta\ (1-\beta)^2\pi_{t-2} \ldots + (1-\beta)\varepsilon_{t-1}$$

با کم کردن رابطه اخیر (۴) به رابطه (۵) می‌رسیم.

محاسبه تورم با استفاده از (CPI) رابطه $\frac{CPI_t-CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$ را به کار برده‌ایم. هم چنین، دو متغیر مجازی $S_1$ و $S_{12}$ که به ترتیب در فروردین و اسفند هر سال مقدار ۱ و در دیگر ماه‌ها مقدار صفر را می‌پذیرند در الگو گنجانده شدند[۱].

متغیر وابسته الگو طبق معادله شماره (۶) لگاریتم تقاضای (برابر عرضه) پول واقعی است که از تقسیم حجم پول یا نقدینگی به شاخص قیمت‌ها (CPI) و سپس، لگاریتم‌گیری از این نسبت به دست آمده است.

## ۵. روش برآورد

همان گونه که در معادل (۶) دیده می‌شود، متغیر وابسته با وقفه حجم پول واقعی (یا حجم نقدینگی واقعی) در بین متغیرهای مستقل مدل رگرسیون ظاهر شده است.[۲] در این مدل‌ها که مدل‌های اتورگرسیو در متغیرها[۳] نامیده می‌شوند به علت تصادفی بودن ماتریس متغیرهای مستقل، استخراج توزیع‌های نمونه‌گیری دقیق امکان‌پذیر نیست. بنابراین، باید به وجود خواص مجانبی[۴] برآورد کننده‌ها بسنده شود. در مدل‌های اتورگرسیو، حتی انتشار خواص مجانی، به ماهیت جمله اختلال و روش تخمین انتخابی متناسب با آن بستگی دارد. جمله اختلال در چنین مدل‌هایی بسته به ماهیت جمله اختلال در مدل‌های اولیه (به عنوان مثال، در این حالت، معادله ۵) می‌تواند هر یک از صورت‌های به کُنش[۵] اتورگرسیو مرتبه اول یا (۱) AR و یا میانگین متحرک (۱) MA باشد. روش برآورد در هر یک از این موارد متفاوت خواهد بود.

بنابراین، ابتدا باید وجود یا عدم وجود خود همبستگی در مورد $V_t$ در معادله شماره (۶) آزمون شود. پس از آن که وجود یا عدم وجود خود همبستگی و در صورت وجود خود همبستگی، ماهیت آن مشخص شد، می‌توان الگو را با استفاده از روشی متناسب با ماهیت جمله اختلال برآورد کرد.

اگر جمله اختلال در الگوی بالا به کنش باشد، مشکلی در رابطه با فروض اساسی در مورد جمله اختلال وجود ندارد. تنها مسئله‌ای که در این مورد پیش می‌آید، وجود متغیر وابسته با وقفه در میان

---

۱. متغیرهای بالا به منظور در نظر گرفتن نوسانات ناشی از تغییر سال وارد الگو می‌شوند.

۲. قبل از برآورد الگو باید از پایایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. در پیوست ۱ پس از بحث و بررسی این نکته، موجه بودن روش‌های معمول برآورد تأیید می‌شود.

3. Autoregressive in Variables

4. Asymptotic Properties

۵. جمله اختلال $V_t$ در صورتی به کنش (Well- behaved) است که فرض‌های اساسی رگرسیون را برآورد کند.

متغیرهای توضیحی است که باعث نقض فرض غیر تصادفی بودن متغیرهای توصیفی می‌شود. می‌توان نشان داد که در الگوهای وقفه هندسی که متغیر وابسته با وقفه در میان متغیرهای توصیفی ظاهر می‌شود، در صورتی که جمله اختلال به کنش باشد، برآورد کننده‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) اریب[1] بوده ولی در عین حال دارای خاصیت سازگاری[2] هستند. به طور کلی، در این حالت استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به دلیل ایجاد برآورد کننده‌های سازگار قابل توجیه است.

اما اگر جمله اختلال $V_t$ از فرایند اتورگرسیو مرتبه اول (۱) AR و یا فرایند میانگین متحرک پیروی کند، برآورد کننده‌های حداقل مربعات معمولی نه تنها اریب بلکه ناسازگار نیز خواهند بود. در این حالت، یکی از روش‌های ساده‌ای که برآورد کننده‌های سازگار ضرایب را ارایه می‌دهد روش متغیرهای ابزاری[3] یا به اختصار IV است.[4]

## ۶. برآورد الگو

برآورد ضرایب تابع تقاضای پول کاگان (معادل ۶) با استفاده از تعریف وسیع پول (حجم نقدینگی) $M_2$، از طریق روش حداقل مربعات معمولی انجام گرفت. اثر متغیرهای مجازی بر روی عرض از مبدأ و ضریب زاویه مدل رگرسیون بررسی شد و در بیشتر دوره‌ها اثر متغیرهای مجازی بر روی عرض از مبدأ معنادار بود. نتایج برآورد در جدول شماره (۵) خلاصه شده است.

همان گونه که ملاحظه می‌شود، در تمامی دوره‌ها همه ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. آماره h نیز عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول را در سطح معنادار ۵ درصد برای تمامی دوره‌ها تأیید می‌کند.[5]

آماره F نیز معنادار بودن ضریب زاویه‌های برآورد شده به صورت توأم را در تمامی دوره‌ها در سطح معناداری ۵درصد تأیید می‌کند. در نهایت، ضریب تعیین ($R_2$) که در تمامی موارد بالای ۹۰ درصد است، قدرت تشریح بالای الگو در توضیح تغییرات متغیر وابسته را آشکار می‌سازد؛ به ویژه در دوره دوم که این ضریب به بیش از ۹۹ درصد می‌رسد.

---

1. Biased
2. Consistent
3. Instrumental Variables

۴. ر.ک. به مأخذ شماره ۱۰.

۵. در دوره اول عدم وجود خود همبستگی در سطح ۲/۵ درصد پذیرفته می‌شود.

ضریب نرخ تورم در تمامی دوره‌ها منفی و مطابق پیش‌بینی نظریه است و بیانگر این واقعیت است که در شرایط تورمی، مردم سعی خواهند کرد تقاضا برای پول را کاهش داده و احتمالاً ثروت خود را به صورت دارایی‌های دیگر نگهداری کنند.

ضریب متغیر وابسته با وقفه طبق معادل (۵) برابر است با $(\beta - ۱)$، که از آن به راحتی می‌توان $\beta$ یا ضریب انتظارات را به دست آورد. همان طور که مشاهده می‌شود، این ضریب در تمامی دوره‌ها مثبت و بین صفر و یک قرار دارد که مطابق فرضی است که در خصوص ضریب انتظارات صورت گرفت.

متغیرهای مجازی $S_{۱}$ و $S_{۱۲}$ نیز انتقال تابع تقاضای پول در ابتدا و انتهای هر سال را نشان می‌دهد که می‌تواند به علت فرا رسیدن سال جدید و تعطیلات این دوره و هزینه‌های مرتبط با آن باشد. براساس نتایج به دست آمده در اسفند هر سال تقاضا برای پول در هر سطح تورمی افزایش و برعکس در فروردین هر سال تقاضا برای پول در هر سطح تورمی کاهش می‌یابد.

کشش بلند مدت تقاضای پول نسبت به نرخ تورم با $|-\alpha\pi^{e}|$ برابر است که در آن $\alpha$ شبه کشش تقاضای پول نسبت به تورم در معادله شماره (۱) است. $\alpha$ با توجه به معادله‌های (۵) و (۶) با $\frac{b_{۱}}{۱-b_{2}}$ برابر است که در جدول شماره (۵) محاسبه شده است. در این حالت، اگر مقدار $\alpha$ برابر ۱۰ به دست آید، در نرخ تورم انتظاری ۱۰ درصد، کشش تقاضای پول نسبت به تورم ۱ خواهد بود. یعنی، یک افزایش ۱۰ درصدی در تورم انتظاری منجر به یک کاهش ۱۰ درصدی در تقاضا برای تراز واقعی پول خواهد شد.[۱]

با توجه به نتایج به دست آمده در دوره‌های اول تا چهارم، اگر فرض کنیم تورم انتظاری برابر بوده، بیشترین حساسیت نسبت به تورم در دوره دوم یعنی در دوره زمانی اردیبهشت ۱۳۶۴ تا تیر ۱۳۶۸ بوده است که اقتصاد به شدت تحت فشار قرار داشته است. البته، کشش تقاضای پول نسبت به تورم در کل دوره نیز مقدار قابل توجهی به‌دست‌آمده است؛ به طوری که با در نظر گرفتن تورم ماهانه در حدود ۱/۶ درصد (که برابر با متوسط تورم در این دوره است) حساسیت تقاضای پول نسبت به تورم در حدود ۰/۴۴ (=۱/۶×۲۷/۶۶٪) به دست می‌آید. یعنی، با یک افزایش ۱۰ درصدی در تورم ماهانه (از ۱/۶ درصد به ۱/۷۶ درصد) تقاضای پول ۴/۴ درصد کاهش می‌یابد که مقدار قابل توجهی است.

---

۱. منبع شماره ۲۵ را ملاحظه نمایید.

جدول ـ۲. نتایج حاصل از تخمین مدل:

$$LRM2= b_{\circ} + b_1\ INFLA + b_2\ LRM2(-1) + b_3\ S_1 + b_4\ S_{12} + b_5\ t + \varepsilon_t$$

| دوره | $b_0$ | $b_1$ | $b_2$ | $b_3$ | $b_4$ | $b_5$ | $\alpha=\frac{b_1}{1-b_2}$ | $\frac{-100}{\alpha}$ | D.W<br>h | F | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| اول | ۰/۴۹۵<br>(۲/۸۴) | -۰/۵۹۵<br>(-۳/۷۸) | ۰/۹۰۹<br>(۲۷/۵۴) | -۰/۰۲۵<br>(-۲/۴۴) | - | - | ۶/۵۴ | ۱۵/۲۹ | ۲/۴۳<br>-۱/۹۴ | ۲۵۳/۶۰ | ۹۱/۵ |
| دوم | ۰/۲۲۲<br>(۴/۷۴) | -۱/۰۰۵<br>(-۲۷/۲۴) | ۰/۹۶۱<br>(۱۰۸/۳۶) | -۰/۰۱۹<br>(-۶/۱۸) | ۰/۰۲۱<br>(۷/۰۰) | - | ۲۵/۷۷ | ۳/۸۸ | ۱/۶۱<br>۱/۴۱ | ۳۲۵۲/۳۷ | ۹۹/۶۵ |
| سوم | ۰/۴۴۶<br>(۲/۵۸) | -۱/۰۵۳<br>(-۱۳/۰۵) | ۰/۹۰۸<br>(۲۶/۵۰) | -۰/۰۳۶<br>(-۹/۰۸) | ۰/۰۴۵<br>(۱۰/۳۷) | ۰/۰۰۰۴<br>(۴/۴۴) | ۱۱/۴۵ | ۸/۷۴ | ۲/۰۰۱<br>-۰/۰۰۴ | ۴۳۲/۰۶ | ۹۷/۲۵ |
| چهارم | ۰/۴۱۰<br>(۲/۷۲) | -۰/۹۹۰<br>(-۸/۴۶) | ۰/۹۲۷<br>(۳۲/۷۸) | -۰/۰۵۶<br>(-۶/۰۷) | ۰/۰۵۷<br>(۷/۷۴) | - | ۱۳/۵۶ | ۷/۳۷ | ۲/۱۱<br>۰/۳۴۵ | ۳۲۲/۶۳ | ۹۷/۴۳ |
| پنجم | ۰/۲۱۵<br>(۲/۹۵) | -۱/۰۵۱<br>(-۱۷/۶۹) | ۰/۹۶۲<br>(۷۰/۰۸) | - | ۰/۰۵۲<br>(۱۲/۸۷) | - | ۲۷/۶۶ | ۳/۶۲ | ۲/۲۰<br>-۱/۵۲ | ۱۶۵۷/۸۹ | ۹۵/۷۱ |

۰ ارقام داخل پرانتز آماره‌های t می‌باشند.

جدول ـ۳. نتایج حاصل از تخمین مدل:

$$LRM1 = b_0 + b_1\ INFLA + b_2\ LRM1(-1) + b_3\ S_1 + b_4\ S_{12} + b_5\ t + \varepsilon_t$$

| دوره | $b_0$ | $b_1$ | $b_2$ | $b_3$ | $b_4$ | $b_5$ | $\alpha=\frac{b_1}{1-b_2}$ | $\frac{-100}{\alpha}$ | D.W<br>h | F | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوم | ۰/۰۶۹<br>(۱/۲۳) | -۰/۸۷۳<br>(-۱۲/۵۹) | ۰/۹۸۷<br>(۸۱/۷۱) | -۰/۰۳۵<br>(-۶/۱۸) | ۰/۰۴۲<br>(۷/۴۵) | - | ۶۷/۱۵ | ۱/۴۹ | ۱/۸۹<br>۰/۳۹۴ | ۱۷۸۶/۷۳ | ۹۹/۳۶ |
| سوم | ۰/۴۹۳<br>(۱/۹۷) | -۰/۹۵۰<br>(-۵/۹۳) | ۰/۸۸۴<br>(۱۵/۸۷) | -۰/۰۷۷<br>(-۹/۱۵) | ۰/۰۸۹<br>(۱۰/۰۳) | ۰/۰۰۰۳<br>(۲/۴۴) | ۸/۱۹ | ۱۲/۲۱ | ۲/۱۳<br>-۰/۵۹۹ | ۷۳/۰۴ | ۸۵/۶۹ |
| چهارم | ۰/۵۴۶<br>(۱/۸۷) | -۰/۶۰۵<br>(-۲/۶۳) | ۰/۸۸۳<br>(۱۳/۷۰) | -۰/۱۲۸<br>(-۶/۶۱) | ۰/۰۹۴<br>(۶/۴۶) | - | ۵/۱۷ | ۱۹/۳۴ | ۲/۴۸<br>-۱/۶۴ | ۶۸/۴۵ | ۸۸/۹۵ |

۰ ارقام داخل پرانتز آماره‌های t می‌باشند.

اما، اگر در برآورد تابع تقاضای پول کاگان از تعریف محدود پول ($M_1$) استفاده کنیم، نتایجی به شرح جدول (۶) به دست می‌آید. گفتنی است که براساس نتایج آزمون ریشه واحد، برای دوره اول به علت این که دو متغیر لگاریتم حجم پول واقعی و تورم جمع بسته از یک درجه نیستند، برای برآورد مدل از روش اتورگرسیو توزیعی با وقفه (ARDL)[1] پسران ـ شین[2] (۱۹۹۶) استفاده شده که نتایج قابل قبولی به دست نیامد.

نتایج برآورد برای کل دوره نیز نشان داد که الگو دچار مشکل خود همبستگی است و به رغم تمهیدات مختلف این مشکل مرتفع نگردید.[3]

برآورد الگو در سه دوره دوم، سوم و چهارم مطابق جدول شماره (۶) نتایج مطلوبی به بار آورده است. به غیر از ضرایب ثابت، ضرایب دیگر در سطح ۵ درصد معنی‌داری قرار دارند و آماره F غیر صفر بودن توأم ضرایب را تأیید می‌کند. آماره h ، عدم وجود خودهمبستگی در سطح ۵ درصد را در این دوره‌ها تأیید می‌کند. ضریب تعیین ($R_2$) نیز قدرت تشریح بالای الگو به ویژه در دوره دوم را نشان می‌دهد. نکته جالب در نتایج به دست آمده حساسیت بسیار بالای تقاضای پول به معنای محدود نسبت به تورم در دوره دوم است؛ به طوری که حتی با متوسط تورم تجربه شده در این دوره که بیش از ۱/۸۰ درصد بوده است، کشش تقاضای پول نسبت به نرخ تورم در حدود ۱/۲۰ به دست می‌آید. به بیان دیگر، به ازای هر ۱۰ درصد افزایش در تورم ماهانه (از ۱/۸۰ به ۱/۹۸) تقاضای پول ۱۲ درصد کاهش می‌یابد؛ که نشان دهنده حساسیت بیشتر $M_1$ به تورم در این دوره نسبت به حساسیت $M_2$ به تورم در همین دوره است. البته، در دوره‌های بعد، این حساسیت به مقدار قابل توجهی کاهش پیدا می‌کند.

با توجه به نتایج به دست آمده هم بر حسب $M_1$ و هم بر حسب $M_2$ می‌توان فرضیه ارایه شده در این پژوهش را پذیرفت. یعنی می‌توان گفت که در فاصله زمانی فروردین ۱۳۵۷ تا اسفند ۱۳۷۶ دوره یا دوره‌هایی وجود داشته است که تورم انتظاری مهم‌ترین عامل در توضیح رفتار تقاضای پول بوده و عوامل دیگر از قبیل درآمد، تأثیر نظام یافته و منظمی بر روی تقاضای پول نداشته است. این نتیجه‌گیری به ویژه در دوره دوم یعنی در فاصله زمانی اردیبهشت ۱۳۶۴ تا تیر ۱۳۶۸ صادق است. در این دوره همان طور که گفته

---

1. Auto Regressive Distributed Lag
2. Pesaran - Shin
۳. استفاده از متغیر ابزاری نیز نتایج مطلوبی ارایه نداد.

شد شاهد رکود عمیق در بخش‌های مختلف اقتصادی به ویژه فعالیت‌های تولیدی و استفاده وسیع دولت از خلق پول و استقراض از بانک مرکزی به منظور تأمین مالی مخارج خود هستیم. افزون بر این، اگر $M_2$ را معیار مناسب‌تری برای اندازه‌گیری حجم پول بدانیم، تورم در کل دوره را نیز می‌توانیم به عنوان عامل مسلط در تعیین تقاضای پول بدانیم؛ که این امر با توجه به نرخ نازل رشد متوسط اقتصادی که در حدود ۱/۸ درصد در سال بوده است قابل توجیه است.

اما، در مقدمه دو سؤال دیگر نیز مطرح شد. سؤال اول این بود که اگر رشد پول در نرخ $\sigma$ ثابت بماند آیا سطح تورم در نهایت به سمت این نرخ میل خواهد کرد و یا اینکه راه خود را به سمت تورم‌های بالاتر و یا پایین‌تر ادامه خواهد داد.

برای پاسخ دادن به این سؤال از معادله شماره (۱) نسبت به زمان مشتق می‌گیریم؛ در این صورت خواهیم داشت:

$$\frac{dM}{dt} - \frac{dP}{dt} = -\alpha \frac{d\pi^e}{dt}$$

در این معادله، اگر $\frac{dM}{dt}$ که تغییرات و یا رشد حجم پول را طی زمان نشان می‌دهد با $\sigma$ و $\frac{dP}{dt}$ را که نشان دهنده تغییرات سطح قیمت‌ها است با $\pi$ نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$\sigma - \pi = -\alpha \frac{(d\pi^e)}{dt} \qquad (۷)$$

از سوی دیگر، بنا به فرض انتظارات تطبیقی خواهیم داشت:

$$\frac{d\pi^e}{dt} = \beta(\pi - \pi^e) \qquad (۸)$$

با جایگزینی رابطه (۸) در معادله (۷) خواهیم داشت:

$$\sigma - \pi = -\alpha\beta\ (\pi - \pi^e) \qquad (۹)$$

در اینجا باید توجه داشت که رابطه (۹) دیگر نشان دهنده تابع تقاضای پول نیست، بلکه رابطه‌ای بین رشد حجم پول و تورم می‌باشد که می‌توان با مرتب‌سازی و فاکتورگیری آن را به شکل زیر نوشت:

$$(\alpha\beta - 1)\ \pi = \alpha\beta\pi^e - \sigma \qquad (۱۰)$$

بدین روی، خواهیم داشت:

$$\pi^e = \frac{(\alpha\beta - 1)\ \pi + \sigma}{\alpha\beta} \qquad (۱۱)$$

شیب از رابطه شماره (۱۱) برابر است با:

$$\frac{d\pi^e}{d\pi} = \frac{\alpha\beta - 1}{\alpha\beta} \qquad (۱۲)$$

بدین روی، بسته به اینکه $\alpha\beta$ بزرگتر یا کوچک‌تر از یک باشد، $\frac{d\pi^e}{d\pi}$ یا شیب معادله شماره (۱۰) مثبت یا منفی خواهد بود.[۱]

معادله (۱۰) را در شکل (۱) همراه با مکان هندسی نقاط معادله $\frac{d\pi^e}{dt} = ۰$ (که نشان دهنده برابری $\pi$ و $\pi^e$ است) در فضای $(\pi, \pi^e)$ ترسیم کرده‌ایم. همان طور که گفته شد دو حالت در خور توجه وجود دارد.

در شکل (۱ـ الف)، $\alpha\beta < 1$ است به طوری که در طول معادله (۱۰) $\frac{d\pi^e}{d\pi} < ۰$ و تعادل پایدار است.

در شکل (۱ـ ب)، $\alpha\beta > 1$ است به طوری که در طول معادله یاد شده $\frac{d\pi^e}{d\pi} > ۰$ بوده و تعادل ناپایدار است. این به آن علت است که اگر $\pi < \pi^e$ باشد از $\frac{d\pi^e}{dt} = \beta(\pi - \pi^e)$ نتیجه می‌شود: $\frac{d\pi^e}{dt} < ۰$. یعنی تورم انتظاری در حال کاهش است. در این حالت، اگر $\alpha\beta < 1$ باشد پس $\frac{d\pi^e}{d\pi} < ۰$ است، لذا تورم واقعی در حال افزایش خواهد بود. نتیجه آن است اگر تا $\frac{d\pi^e}{dt} = ۰$ حرکت نماییم تعادل پایدار خواهد بود.

در سمت راست خط $\frac{d\pi^e}{dt} = ۰$ در شکل (۱ـ الف)، داریم: $\pi > \pi^e$، بدین روی، $\frac{d\pi^e}{dt} > ۰$ بوده و چون $\frac{d\pi^e}{d\pi} < ۰$ است پس، تورم واقعی در حال کاهش است در حالی که تورم انتظاری در حال افزایش است که باعث می‌شود اگر تا $\frac{d\pi^e}{d\pi} = ۰$ حرکت نماییم تعادل پایدار خواهد بود.

در شکل (۱ـ ب)، $\alpha\beta > 1$ است. در سمت راست خط $\frac{d\pi^e}{dt} = ۰$، $\pi > \pi^e$ است، لذا تورم واقعی بازهم فراتر می‌رود، پس، تعادل ناپایدار خواهد بود.

در سمت چپ خط $\frac{d\pi^e}{dt} = ۰$، $\pi < \pi^e$ است، لذا $\frac{d\pi^e}{dt} > ۰$ است ولی چون $\frac{d\pi^e}{d\pi} < ۰$ است، بنابراین، تورم واقعی باز هم کمتر خواهد شد.[۲]

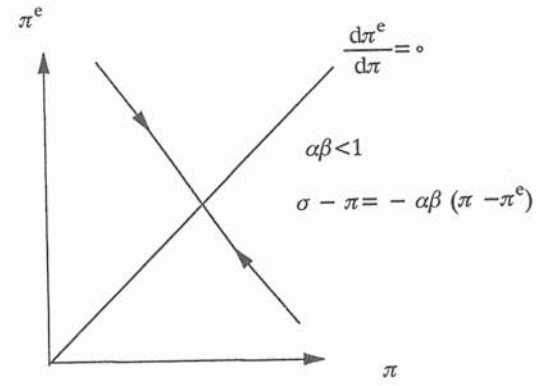
در شکل (۱ـ ج)، هنگامی که $\alpha\beta = 1$ است، طبق رابطه (۱۱)، $\pi^e = \sigma$ می‌باشد و بر اساس فرضیه انتظارات تطبیقی $\pi = \pi^e = \sigma$ خواهد شد. بنابراین، در این حالت هم تعادل پایدار خواهد بود.

با توجه به معادله شماره (۵)، ضریب تورم در معاملات تخمین زده شده در واقع، همان حاصل ضریب $\alpha\beta$ است.

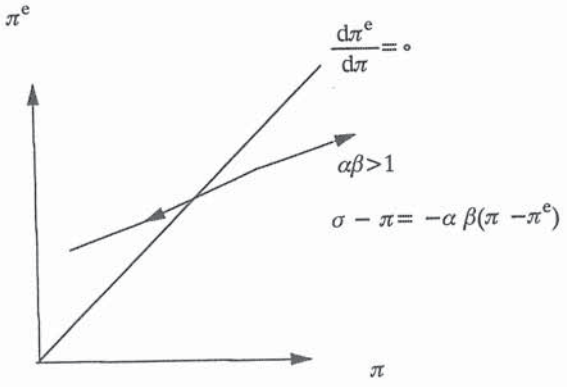
---

۱. باید توجه داشت که $\alpha$ و $\beta$ بنا به تعریف هر دو اعدادی مثبت هستند و $۰ \leq \beta \leq ۱$ می‌باشد.

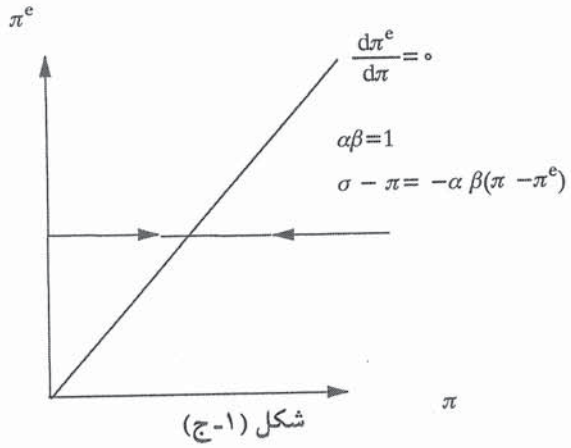
۲. ر.ک. به مأخذ شماره ۳.




شکل(۱ ـ الف)




شکل (۱ـ ب)




شکل (۱ـ ج)

آزمون فرضیه $\alpha\beta<1$ در هیچ کدام از دوره‌های در نظر گرفته شده در سطح ۵ درصد معنی داری رد نمی‌شود. بدین روی، می‌توان نتیجه گرفت که اگر رشد پول در نرخ $\sigma$ ثابت باقی می‌ماند، در نهایت، تورم به همان نرخ می‌رسید. به بیان دیگر، منشأ بی‌ثباتی در سطح قیمت‌ها، رشد بی‌ثبات پول بوده است.

سؤال دوم این بود که: اگر تعادل پایدار باشد، در چه نرخ تورمی دولت بیشترین میزان مالیات تورمی را به دست خواهد آورد؟

اگر حجم پول با نرخی ثابتی افزایش یابد تحت شرایط تعادلی نرخ واقعی و انتظاری، افزایش قیمت‌ها در عمل و در نهایت با این نرخ ثابت برابر خواهد شد و می‌توانیم $\pi$ را جانشین $\pi^e$ کنیم. با این جانشینی، معادله تقاضا برای مانده‌های واقعی به شکل زیر تبدیل می‌شود:

$$\frac{M}{P}= ce^{-\alpha\pi} \qquad (۱۲)$$

از آنجا که کل درآمد (R) برابر است با نرخ افزایش در قیمت‌ها ضرب در مانده‌های واقعی، می‌توانیم بنویسیم:

$$R= \pi.ce^{-\alpha\pi} \qquad (۱۳)$$

کل درآمد زمانی حداکثر است که مشتق این معادله نسبت به $\pi$، صفر و مشتق دوم منفی باشد، یعنی:

$$\frac{dR}{d\pi}= (1-\alpha\pi)\, ce^{-\alpha\pi} = 0 \qquad (۱۴)$$

$$\frac{d^2R}{d\pi^2}= (\alpha^2\pi - 2\alpha)\, ce^{-\alpha\pi} < 0 \qquad (۱۵)$$

این شرایط هنگامی برآورده خواهد شد که $(1-\alpha\pi)$ برابر صفر باشد. بنابراین، نرخ مالیات بر مانده واقعی یعنی، نرخ تورمی که بیشترین درآمد را به بار می‌آورد $\frac{1}{\alpha}$ است. در این نرخ مالیاتی، تقاضا برای مانده‌های واقعی دارای کشش (۱-) است.[۱]

این میزان تورم نیز در جدول‌های مربوطه به درصد گزارش شده‌اند. همان طور که مشاهده می‌شود در بیشتر دوره‌ها این میزان مالیات محاسبه شده از متوسط تورم تجربه شده که در جدول شماره (۱) ارایه شده است به مراتب بزرگتر است و می‌تواند به این معنی باشد که دولت در این دوره‌ها در پی حداکثر کردن درآمد

---

۱. ر.ک. به مأخذ شماره ۱۳.

خود از طریق خلق پول نبوده است.

## ۷. نتیجه‌گیری

تقاضای پول هم به لحاظ اهداف نظری و هم به لحاظ اهداف عملی و سیاست‌گذاری حایز اهمیت است. در غیاب جانشین‌های مالی و بازارهای سرمایه منسجم، فراگیر و کارآمد و هم‌چنین، بی ثباتی سیاست‌های اقتصادی، دارایی‌های واقعی به جانشین‌های مناسبی برای پول تبدیل می‌شوند. در چنین شرایطی، تورم به هزینه فرصت نگهداری پول تبدیل شده و بنابراین، جهت حرکت آن را تعیین خواهد کرد. این امر منجر به جلوگیری از تجهیز پس‌انداز داخلی، توسعه بازار غیررسمی پول که خارج از کنترل مقام‌های پولی قرار دارد، افزایش فرار سرمایه، ترویج سفته‌بازی در زمینه خرید و فروش زمین، اموال غیرمنقول و ارز و به طور کلی، تعویق توسعه مالی با عواقب نامطلوب احتمالی برای رشد بالقوه اقتصاد کشور شود. مطالعات به دست آمده در خصوص تابع تقاضای پول نیز که عموماً نمونه آماری ۱۳۳۸ تا سال‌های اخیر را در قالب الگوهای مرسوم مورد بررسی قرار داده‌اند، تورم را همواره به عنوان یکی از عوامل مهم در توضیح تغییرات مانده‌های واقعی معرفی کرده‌اند.

این پژوهش نیز که با استفاده از داده‌های ماهانه، دوره زمانی فروردین ۱۳۵۷ تا اسفند ۱۳۷۶، یعنی سال‌های پس از پیروزی انقلاب اسلامی را مورد بررسی قرار داده به نتایج زیر دست یافته است:

۱. تقاضا برای پول در ایران در چهارچوب الگوی کاگان و فرض انتظارات تطبیقی در دوره‌های در نظر گرفته شده و هم چنین، کل دوره یاد شده به شدت تحت تأثیر تغییرات سطح قیمت‌ها بوده است؛ به طوری که می‌توان تأثیر عوامل دیگر در توضیح رفتار مانده‌های واقعی را نادیده گرفت و تورم را به عنوان مهم‌ترین عامل شناسایی کرد. نتایج به دست آمده هم برحسب $M_1$ و هم بر حسب $M_2$ نشان می‌دهد: در دوره‌هایی که شرایط اقتصادی به لحاظ رشد درآمد واقعی و میزان تورم وخیم‌تر بوده (به ویژه در دوره دوم یعنی در فاصله زمانی اردیبهشت ماه ۱۳۶۴ تا تیرماه ۱۳۶۸) قابلیت الگو در توضیح تقاضای پول بیشتر شده است. با توجه به نازل بودن متوسط رشد اقتصادی در کل دوره یاد شده (حدود ۱/۸ درصد در سال) و هم چنین، تورم‌های نسبتاً بالای تجربه شده (به طور متوسط بیش از ۲۰ درصد در سال) شناخته شدن تورم به عنوان مهم‌ترین عامل در توضیح تغییرات مانده‌های واقعی منطقی به نظر می‌رسد.

نکته جالب توجه دیگر آن است که نتایج الگو نشان می‌دهد که تأثیر تغییر سال بر تقاضای پول در طی زمان محسوس بوده است، که می‌توان علت آن را افزایش انتظارات تورمی در ماه پایانی هر سال و اولین ماه سال جدید در سال‌های اخیر دانست.

۲. با استفاده از تابع تقاضای پول کاگان به همراه فرض انتظارات تطبیقی به رابطه جدیدی بین تغییرات در عرضه پول و تغییرات در سطح قیمت‌ها رسیدیم که به وسیله آن شرط تعادل در دوره‌های مورد نظر را مورد بررسی قرار دادیم. براساس نتایج به دست آمده، در صورت وجود یک نرخ با ثبات در رشد عرضه پول در دوره‌های در نظر گرفته شده، در نهایت، اقتصاد به تعادل می‌رسید؛ به این معنی که رشد سطح قیمت‌ها به سمت رشد عرضه پول متمایل می‌شود. در نتیجه می‌توان بی‌ثباتی در سطح قیمت‌ها در دوره‌های یاد شده را ناشی از بی‌ثباتی در رشد عرضه پول دانست. بنابراین، در چارچوب الگوی کاگان و فرض انتظارات تطبیقی، منشأ بی‌ثباتی در سطح قیمت‌ها در سال‌های پس از انقلاب به رغم شوک‌های فراوانی که در این دوره بر اقتصاد ایران تحمیل شد، پولی بوده است. در این صورت با کنترل حجم پول می‌توان تورم را نیز کنترل کرد، که این در واقع، تأیید نظر پول گرایان در خصوص رابطه بین عرضه پول و تورم است.

۳. نتایج به دست آمده نشان داد که در صورت حصول شرایط تعادلی، نرخ تورمی که درآمد حاصل از تورم (مالیات تورم) را حداکثر می‌کند، در بیشتر دوره‌ها هم برحسب $M_1$ و هم برحسب $M_2$ در سطحی به مراتب بالاتر از متوسط تورم تجربه شده در این دوره‌ها است، که می‌تواند به این معنا باشد که هدف دولت از خلق پول و استقراض از بانک مرکزی به منظور حداکثرکردن درآمد خود از طریق مالیات تورم نبوده است. هم چنین، در دوره‌هایی که استقراض دولت از بانک مرکزی افزایش یافته، نرخ تورمی که میزان مالیات تورم را بیشینه می‌کرده است کاهش یافته است. به هر حال، به علت ناکارآمدی نظام مالیاتی و هم چنین، بی‌انضباطی مالی، دولت مجبور به استفاده از این منبع (خلق پول) به منظور پوشش بخشی از مخارج خود می‌شود.

در پایان، تذکر این نکته را بسیار ضروری می‌دانیم که این پژوهش، درصدد رد و یا انکار نتایج حاصل از دیگر پژوهش‌های به عمل آمده در خصوص تقاضای پول نیست. زیرا، به رغم محدویت در دسترسی به آمارهای ماهانه متغیرهای مؤثر، نقش این عوامل به ویژه درآمد در توضیح تقاضای پول در بلند مدت غیر

قابل انکار است. به همین دلیل، هدف فرضیه مطرح شده در این پژوهش، بررسی و تأکید بر نقش و اهمیت تورم در توضیح رفتار مانده‌های واقعی به عنوان مهم‌ترین عامل و نه به عنوان تنها عامل در دوره‌هایی نسبتاً کوتاه مدت پس از انقلاب است.

## پیوست شماره ۱: آزمون ریشه واحد

در روش‌های معمول اقتصاد سنجی، هنگام برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی فرض بر این است که متغیرهای الگو پایا[1] هستند. بنا به تعریف، یک سری زمانی هنگامی پایا تلقی می‌شود که دارای میانگین، واریانس و کوواریانس‌های معین باشد و تمام این شاخص‌ها مستقل از زمان باشند. در حالی که در عمل، بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی دارای این ویژگی‌ها نیستند. در چنین شرایطی برآورد یک مدل رگرسیون خطی با متغیرهایی که توسط یک فرایند ناپایا[2] تولید شده‌اند منجر به رگرسیون جعلی[3] خواهد شد. به این معنی که می‌توانیم رابطه معناداری بین دو متغیر کاملاً نامرتبط به دست آوریم. در چنین شرایطی آماره‌های t و F معمول و در نتیجه ساختن فاصله اطمینان و آزمون فرضیه از درجه اعتبار ساقط است. بدین‌روی، به منظور اجتناب از چنین مسأله‌ای و پیامدهای آن، آزمون پایایی هر کدام از سری‌های زمانی مدل مطرح می‌شود. آزمون ریشه واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص پایایی یک سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آزمون ریشه واحدی که بیشترین کاربرد را دارد، آزمون دیکی ـ فولر فزوده یا تعمیم یافته[4] (ADF) است. آزمون ADF در واقع، صورت کامل‌تر آزمون دیکی ـ فولر است که در آن وجود همبستگی پیاپی در جملات خطا در نظر گرفته شده است.

بنابراین، قبل از برآورد مدل، ابتدا لازم است آزمون پایایی بر روی متغیرهای مورد استفاده صورت گیرد و درجه جمع بستگی[5] آنها مشخص شود. به همین منظور، متغیرهای لگاریتم حجم پول واقعی و تورم تحت آزمون ADF قرار گرفته‌اند که نتایج آن در جدول‌های (۴)، (۵) و (۶) گزارش شده است. در این جدول‌ها آماره $\tau$ فرضیه صفر وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی یاد شده را آزمون می‌کند. آماره $\phi_3$ نیز

---

1. Stationary
2. Non - Stationary
3. Spurious
4. Augmented Dickey - Fuller
5. Degree of integration

جدول -۴. آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر برای متغیر لگاریتم حجم واقعی پول LRM1

| دوره | مقدار آماره آزمون $\tau$ | مقدار آماره آزمون $\phi_3$ | آماره D.W | نوع آزمون | نتیجه * |
|---|---|---|---|---|---|
| اول | -۲/۸۱ | ۴/۳۱ | ۲/۰۶ | ADF(T,1) | $H_0$ پذیرفته می‌شود |
| دوم | -۴/۶۵ | ۱۱/۲۷ | ۲/۱۷ | ADF(T,0) | $H_0$ در سطح ۱ درصدرد می‌شود |
| سوم | -۳/۵۹ | ۷/۱۰ | ۲/۰۹ | ADF(T,1) | $H_0$ در سطح ۵ درصد رد می‌شود |
| چهارم | -۳/۸۸ | ۷/۹۹ | ۲/۰۶ | ADF(T,0) | $H_0$در سطح ۵ درصد رد می‌شود |
| پنجم | -۳/۲۱ | ۵/۴۱ | ۲/۰۸ | ADF(T,1) | $H_0$در سطح ۱۰ درصد رد می‌شود |

* در دوره‌های چهارم و پنجم با حذف t (با توجه به بی‌معنا بودن آن در معادله رگرسیون) $H_0$ به ترتیب در سطح ۱ و ۵ درصد رد می‌شود.

جدول -۵. آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر برای متغیر لگاریتم حجم واقعی نقدینگی LRM2

| دوره | مقدار آماره آزمون $\tau$ | مقدار آماره آزمون $\phi_3$ | آماره D.W | نوع آزمون | نتیجه * |
|---|---|---|---|---|---|
| اول | -۳/۵۹ | ۶/۸۰ | ۲/۱۷ | ADF(T,0) | $H_0$ در سطح ۵ درصد ردمی‌شود |
| دوم | -۴/۲۱ | ۸/۹۶ | ۲/۰۱ | ADF(T,1) | $H_0$ در سطح ۱ درصد رد می‌شود |
| سوم | -۴/۶۲ | ۱۲/۳۳ | ۲/۱۵ | ADF(T,0) | $H_0$ در سطح ۱ درصدرد می‌شود. |
| چهارم | -۳/۷۰ | ۷/۸۴ | ۲/۱۵ | ADF(T,0) | $H_0$در سطح ۵ درصد رد می‌شود |
| پنجم | -۳/۶۰ | ۶/۵۸ | ۲/۱۳ | ADF(T,0) | $H_0$در سطح ۵درصد رد می‌شود |

* در دوره پنجم با حذف t (با توجه‌یه بی‌معنا بودن آن در معادله رگرسیون) $H_0$ در سطح ۱ درصد رد می‌شود.

جدول -۶. آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر برای متغیر تورم INFLA

| دوره | مقدار آماره آزمون $\tau$ | مقدار آماره آزمون $\phi_3$ | آماره D.W | نوع آزمون | نتیجه * |
|---|---|---|---|---|---|
| اول | -۴/۷۷ | ۱۱/۶۸ | ۱/۹۶ | ADF(T,0) | $H_0$ در سطح ۱ درصدرد می‌شود |
| دوم | -۴/۹۰ | ۱۲/۱۱ | ۱/۸۰ | ADF(T,0) | $H_0$ در سطح ۱ درصد رد می‌شود |
| سوم | -۶/۳۲ | ۲۰/۰۵ | ۱/۸۹ | ADF(T,0) | $H_0$ در سطح ۱ درصد رد می‌شود. |
| چهارم | -۳/۹۲ | ۷/۸۰ | ۲/۰۹ | ADF(T,1) | $H_0$در سطح ۵ درصد رد می‌شود |
| پنجم | -۹/۳۶ | ۴۳/۸۴ | ۱/۹۸ | ADF(T,0) | $H_0$در سطح ۱درصد رد می‌شود |

* نتایج ستون آخر در جدول‌های بالا براساس آماره $\tau$ و با توجه به آماره $\phi_3$ ارایه شده است.

فرضیه صفر $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha,0,1)$ در معادله رگرسیون $Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \rho_t$ بررسی می‌کند که در صورت وجود خود همبستگی پیاپی در جملات اختلال $\varepsilon_t$، آن قدر وقفه‌های $Z_t$ را به معادله یاد شده اضافه می‌کنیم تا این مشکل از بین برود[1].

مقایسه مقادیر به دست آمده با مقادیر بحرانی آماره $\tau$ دیکی ـ فولر در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد (ارایه شده توسط مک کینون[2]) و آماره $\phi_3$ دلالت بر عدم وجود ریشه واحد در متغیرهای تحت بررسی دارد. به بیان دیگر، می‌توان پایایی آنها را پذیرفت[3]. تنها در دوره اول برای متغیر لگاریتم حجم پول واقعی برحسب تعریف محدود پول (LRM1) وجود ریشه واحد پذیرفته می‌شود.

در حالتی که وجود ریشه واحد به تأیید برسد، شوک یا اختلال دارای اثری دائمی است، حال آنکه در صورت پایا بودن $(|\rho| < 1)$، این اثر با گذشت زمان به تدریج از بین می‌رود. در نتیجه، با پایا بودن متغیرهای مورد نظر، در برآورد ضرایب می‌توان از روش‌های معمول در اقتصاد سنجی استفاده کرد.

---

۱. مأخذ شماره ۱۴ را ملاحظه کنید.

2. Mackinnon

۳. در مطالعاتی که توسط دیگر پژوهشگران به عمل آمده این متغیرها عموماً (۱) شناسایی شده‌اند. در اینجا باید توجه داشت که در این پژوهش اولاً، طول دوره مورد بررسی متفاوت است و ثانیاً، از داده‌های ماهانه استفاده شده است.

## منابع

اتفیلد، کلیفورد؛ دمری، دیوید و داک، نایجل. (۱۳۷۶). *انتظارات عقلایی در اقتصاد کلان*. ترجمه بهزاد هنری. سازمان برنامه و بودجه.

اداره بررسی‌های اقتصادی. *مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*. شماره‌های مختلف از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۷۶. انتشارات بانک مرکزی.

بلانچارد، اولیورجین و استانلی فیشر (۱۳۷۶). درس‌هایی در اقتصاد کلان. ترجمه دکتر محمود ختائی و تیمور محمدی. انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

پسران، هاشم (زمستان ۱۳۷۸). روندهای اقتصادی و سیاست‌های اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب، *مجله اقتصاد و پول*. سال اول شماره ۲.

جعفری صمیمی، احمد؛ شمخال، رشید (بهار و تابستان ۱۳۷۶). بررسی اهمیت و عوامل مؤثر بر مالیات تورمی در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دانشگاه تهران. شماره ۵۰.

دفتر اقتصاد کلان، (تیر ۱۳۷۶). *سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵*. معاونت امور اقتصادی و هماهنگی سازمان برنامه و بودجه.

فریدمن، میلتون (۱۳۷۵). *اقتصاد مکتب پولی*. ترجمه مهدی تقوی و حسن ملاکیان. مرکز آموزش مدیریت دولتی. تهران.

کمیجانی، اکبر؛ اسماعیل‌نیا، علی اصغر (بهار و تابستان ۱۳۷۶). سنجش حق‌الضرب پول با استفاده از تخمین تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*. دانشگاه تهران. شماره ۵۰.

نیلی، مسعود (۱۳۷۶). *اقتصاد ایران*. مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه. تهران.

هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۷۷). *اقتصاد سنجی و کاربرد آن*. انتشارات ققنوس. چاپ دوم. تهران.

هژبر کیانی، کامبیز (مهر ۱۳۷۶). بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، *بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*. سال اول، شماره ۱.

Agenor, P.R and P.I Montiel. (1996). *Development Macroeconomics*. Princeton University Press.

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

Dickey, D.A & Fuller, W.F. (1981). The Likelihood Ratio Statistics for Autoregresive Time Series With a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, PP. 1057-72.

Dornbusch, R & S. Fischer. (1990). *Macroeconomics*. 5th Edition. MacGrow - Hill.

Engsted,T. (1994). *The Classic European Hyperinflations Revisited; Testing the Cagan Model Using a Cointegrated VAR* Approach. Economica, Vol 61, pp 331-43.

Engsted, T. (1993). Cointegration and Cagan's Model of Hyperinflation under Rational Expectations, *journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, NO. 3 (August); 330-60.

Fair, Ray C. (1987). International Evidence on the Demand for Money. *Review of Economics and Statistics 69* (August); 437-80.

Fischer, S. & R. Dornbusch & R. Schmalensee. (1988). *Economics*. 2nd Edition, MacGrow - Hill.

Gujarati, D.N. (1995). *Basic Econometrics*. MacGrow - Hill.

Khan, M.S. (1980). Dynamic Stability in the Cagan Model of Hyperinflation. *International Economic Review*. Vol. 21, No.3.

Laidler, D.E.W. (1975). *The Demand for Money*. International text book

company.

Perman, R.I. (1991). Cointegration An Introduction to the Literature, *Journal of Economic Studies*, Vol 18, PP 3-30.

Phillips, P.C.B and P. Perron. (1988). Testing for a Unit in Times Series Regression, *Biometrica*, Vol 75, PP 335-46.

Phylaktis, K. & M.P. Taylor. (1993). Money Demand, the Cagan Model and the Inflation Tax: Some Latin American Evidence, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXV, No.1.

Sargent, T.J. (1977). The Demand For Money During Hyper Inflation under Rational Expectations, *International Economics Review,* Vol. 18, No.1.