Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال دوازدهم/ شماره ۳۶/ پاییز ۱۳۸۷/ صفحات ۱ - ۱۶

برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران

دکتر ابراهیم هادیان*
حجت پارسا**

تاریخ ارسال:۱۳۸۶/۵/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۷/۲۹

چکیده

شواهد تجربی نشان می‌دهد که گر چه ممکن است تغییر در برخی از متغیرهای اقتصادی در یک دوره معین انجام شود، اما تأثیرآن بر متغیرهای دیگر اقتصادی به صورت پایدار و برای مدت طولانی تجربه می‌شود. از جمله این موارد تأثیر تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم است. روش‌های استفاده‌شده در تبیین چگونگی و برآورد میزان تأثیر تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران در بیشتر موارد به دوره‌ای محدود می‌شود که به طور مشخص از مدل‌های اقتصاد سنجی به‌دست‌آمده‌است. در این نوع مطالعات، تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم مورد توجه قرار نگرفته‌است. این پژوهش با هدف برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران در چارچوب مدل پولیون جدید و با استفاده از تکنیک ARDL و داده‌های سالانه در دوره ۱۳۴۰تا ۱۳۸۴ انجام شده‌است. نتایج نشان‌می‌دهد که تغییر در یک دوره معین در حجم نقدینگی حداقل در سه دوره متوالی تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. یک درصد افزایش در حجم نقدینگی در دوره t ۴۲ صدم درصد در همین دوره، ۱۹ صدم درصد در دوره $t+1$ و ۲۷ صدم درصد در دوره $t+2$ تورم را افزایش می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: E31, C01.

واژگان کلیدی: تورم در ایران، تورم پولی، تأثیر با وقفه زمانی.

* استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز Email: ehadian@rose.shirazu.ac.ir
** کارشناس ارشد اقتصاد

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

به‌تازگی پژوهش‌های بسیاری برای شناسایی علل تورم در اقتصاد ایران توسط پژوهشگران داخلی و خارجی انجام شده است. اگر چه به دلیل وجود دیدگاه‌ها و نظریات مختلف اقتصادی، هر یک از پژوهشگران از زاویه‌ای خاص و با فرض‌های معینی به پژوهش در این زمینه پرداخته‌اند، اما بیشتر آنها به نتایج نسبتاً مشابهی دست یافته‌اند. وجه اشتراک این دسته از پژوهش‌ها را می‌توان در این جمله خلاصه کرد که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است. نیلی (۱۳۶۴)، طبیبیان و سوری (۱۳۷۵)، داوودی (۱۳۷۶)، جلالی نائینی (۱۳۷۶)، افشینی (۱۳۷۷)، نظیفی (۱۳۷۸) و کازرونی و اصغری (۱۳۸۱) در پژوهش‌های خود که به شناسایی عوامل ایجادکننده تورم در اقتصاد ایران پرداخته‌اند، همگی به این نتیجه مشترک رسیده‌اند که حجم نقدینگی از عوامل اصلی و مهم ایجاد تورم در ایران است. پژوهش‌های دیگری مانند بهمنی اسکویی (۱۳۷۳)، بافکر(۱۳۷۷)، توکلی و کریمی (۱۳۷۸)، نصر اصفهانی و یاوری (۱۳۸۲) اگر چه نقدینگی را به عنوان عامل اصلی تورم در ایران نمی‌دانند، ولی آن را به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر تورم مورد تأیید قرار داده‌اند.

این مطالعات تجربی تلاش کرده‌اند تا با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی رابطه بین نرخ تورم و متغیرهای دیگر تعیین‌کننده آن از جمله نقدینگی را مورد آزمون قرار دهند. اما نکته اساسی این است که توان الگوهای مورد استفاده در این پژوهش‌ها تنها در حد بیان تأثیرات متغیرهای توضیحی از جمله حجم نقدینگی بر نرخ تورم در طول زمانی است که به طور مشخص در مدل تعیین شده است. اما در واقعیت تغییر برخی از این متغیرهای توضیحی می‌تواند نرخ تورم را برای مدتی طولانی‌تر و به میزان بیشتری تحت تأثیر قرار دهد.

از این رو در این پژوهش ضمن آزمون بار دیگر فرضیه پولی بودن تورم در ایران، با استفاده از داده‌های مدل هم‌تجمعی وبه‌کارگیری روش نوین به برآورد تأثیر با وقفه زمانی تغییرات حجم نقدینگی بر نرخ تورم خواهیم پرداخت.

۱. الگوی پژوهش و نتایج برآورد آن

۱-۱. الگوی پژوهش

با توجه به هدف این پژوهش و با تبعیت از الگوی پولیون جدید به آزمون فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران می‌پردازیم. بر این اساس با به کارگیری الگوی دارات و آریز (۱۹۹۰)، دیم و فیزا (۱۹۹۵) و سیرگار و راجا گورو (۲۰۰۵) با استفاده از روش ARDL به برآورد رابطه زیر خواهیم پرداخت.

www.SID.ir

Archive of SID

$$P_t = f(y_t, r_t, rf_t, ed_t, m_t^s) \qquad (۱)$$

که در آن، P شاخص قیمت مصرف‌کننده، y تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت۱۳۷۶، r نرخ بهره داخلی (که در این پژوهش از نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی استفاده شده است)، rf نرخ بهره خارجی، ed نرخ اسمی ارز و m^s حجم نقدینگی است[۱].

هر چند نقش نرخ بهره خارجی در تغییرات قیمت داخلی هر کشور از موضوعات پذیرفته شده در متون اقتصادی است، اما تبیین این رابطه برای اقتصاد ایران با محدودیت‌هایی همراه خواهد بود. با فرض اینکه در سال‌های مورد بررسی تا حدود زیادی موانع ورود و خروج سرمایه کاهش یافته‌است و این ورود وخروج سرمایه سطح عرضه و تقاضای کل و در نتیجه، سطح عمومی قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار داده است، نرخ بهره خارجی به عنوان عاملی که می‌تواند این اثر را نمایان سازد، مورد استفاده قرار گرفته است.

۱-۲. آزمون ریشه واحد

استفاده از مدل ARDL این امکان را فراهم می‌سازد تا از متغیرهای I(1) و I(0) در یک مدل اقتصاد سنجی استفاده شود. بنابراین، آزمون ریشه واحد تحت چنین روشی از آن جهت حائز اهمیت است که متغیرهایی غیر از I(1) و I(0) شناسایی و از مدل حذف شود. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش دارای ویژگی I(1) و I(0) بوده و این بدان معنا است که بهترین روش برای تحلیل رفتار کوتاه مدت و بلند مدت متغیر مورد مطالعه روش ARDL است.

۱-۳. برآورد مدل ARDL

نتایج برآورد الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) را در جدول ۲ ارائه کرده‌ایم. اگر چه تحلیل تمامی داده‌های این جدول هدف این پژوهش نیست، اما نکات قابل توجهی در آن وجود دارد که علاوه بر تأیید وجود رابطه مثبت بین حجم نقدینگی و سطح تورم در ایران، فرضیه‌های دیگر پولیون از جمله فرضیه انتظارات تطبیقی را مورد تأیید قرار می‌دهد.

---

۱. در برآورد مدل از لگاریتم این متغیرها استفاده خواهیم کرد. در ضمن، به دلیل استاندارد بودن این مدل‌ها و رعایت اختصار، از بیان چگونگی تصریح آن خودداری کرده و علاقه مندان برای کسب اطلاعات مربوط می توانید به مقالات دارات و آریز (۱۹۹۰)، دیم و فیزا (۱۹۹۵) و سیرگارو راجاگورو (۲۰۰۵) مراجعه نمایید.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول-۱. نتایج برآورد الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی

Dependent Variable: LP			
Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio
LP(-1)	۰/۶۴	۰/۰۴۷	۱۳/۴۶
LM	۰/۴۲	۰/۱۰۷	۳/۹۶
LM(-1)	-۰/۱۲۲	۰/۱۷۷	-۰/۶۹
LM(-2)	۰/۱۵۴	۰/۱۸۳	۰/۸۴
LM(-3)	-۰/۳۴۸	۰/۱۳۱	-۲/۶۵
LGDP	-۰/۵۶۵	۰/۱۱۱	-۵/۰۷
LGDP(-1)	۰/۴۳۱	۰/۱۵۱	۲/۸۵
LED	۰/۱۱	۰/۰۵۴	۲/۱۹
LED(-1)	۰/۱۰	۰/۰۴۳	۲/۴۹
LR	۰/۱۴	۰/۰۵۸	۲/۵۲
LR(-1)	-۰/۰۱۰	۰/۰۵۹	-۰/۱۸
LR(-2)	-۰/۱۰۵	۰/۰۵۳	-۱/۹۵
LR(-3)	۰/۱۲۵	۰/۰۴۶	۲/۶۹
LRF	-۰/۱۰۴	۰/۰۲۷	-۸۵/۳
C	-۰/۲۱	۱/۱۹	-۰/۱۷
S2	۰/۱۲۹	۰/۰۳۹	۳/۲۳
R-Squared: 0.99 DW-Statistic: 1.87			

۱-۴. آزمون تشخیصی

آزمون‌های مربوط به فروض استاندارد کلاسیک را نیز برای اطمینان از کارایی برآورد معادلات در جدول ۲، ارائه کرده‌ایم.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که مدل هیچ‌گونه مشکلی از لحاظ فروض کلاسیک ندارد. یعنی خودهمبستگی بین اجزای اخلال وجودنداشته، فرم تابعی مدل به خوبی تصریح‌شده، توزیع اجزای اخلال نرمال‌بوده و مشکل واریانس نا همسانی وجود ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول -۲. نتایج آزمون تشخیصی مدل

آزمون	آماره	
	LM	F
Sc	۰/۶۴۴	۰/۷۲۶
FF	۰/۵۷۷	۰/۶۷۲
N	۰/۳۱۵	Not applicable
H	۰/۶۷۹	۰/۶۸۸

۱-۵. آزمون وجود رابطه بلندمدت

اگر مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد($\sum_{i=1}^{p} \psi < 1$)، الگوی پویا به‌سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش پیدا کرده و از آنجا که در این پژوهش تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته را یک در نظر گرفته‌ایم، آزمون فرضیه زیر به این منظور انجام می‌شود:

$$H_0 : \psi_1 - 1 \geq 0$$
$$H_1 : \psi_1 - 1 < 0$$

آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون بالابه صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\hat{\psi}_1 - 1}{S_{\hat{\psi}1}} = \frac{.64 - 1}{.047} = -7.65$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو ومستر(۱۹۹۲)در سطح اطمینان ۹۵درصد برابر۳/۸۲- است، فرضیهH_0 رد شده، بنابراین، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود داشته و نتایج برآورد بلندمدت الگو به صورت جدول ۳ قابل ارائه خواهد بود:

نتایج برآورد بلندمدت نشان می‌دهد که افزایش در حجم پول به میزان ده درصد، باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان حدود ۳ درصد خواهدشد. یعنی کشش سطح عمومی قیمت‌ها نسبت به حجم پول برابر ۰/۳ است. این رابطه مثبت و معنادار به لحاظ جهت تأثیر، با یافته‌های دیگر پژوهش‌های انجام شده، همخوانی دارد.

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، تولید ناخالص داخلی اثر معناداری بر سطح قیمت‌ها در بلندمدت نداشته و تفسیر احتمالی آن می‌تواند عمودی بودن منحنی فیلیپس در بلندمدت باشد. با پذیرش این نتیجه می‌توان آن را شاهدی بر تطابق الگوی پولیون با روند سطح قیمت‌ها در ایران به حساب آورد.

www.SID.ir

Archive of SID

ضریب کشش نرخ اسمی ارز در بلندمدت برابر ۶۳ درصد، مثبت و معنادار بوده و این به معنی آن است که افزایش ده درصدی در نرخ اسمی ارز باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۶/۳ درصد می‌شود که در بلندمدت بسیار بیشتر از تأثیر حجم پول خواهد بود.

جدول-۳. نتایج برآورد بلند مدت مدل

Dependent variable:LP			
Regressor	**Coefficient**	**Standard Error**	**T-Ratio**
LM	۰/۳۰۶۲	۰/۱۱	۲/۶
LGDP	-۰/۳۷۳۲	۰/۳	-۱/۲
LED	۰/۶۳۶۴	۰/۱۴	۴/۴۸
LR	۰/۴۳۷۲	۰/۲۰	۲/۱۲
LRF	۰/۲۹۰۲	۰/۰۵۵	-۵/۱۸
C	-۰/۵۸۷۳	۳/۳۳	-۰/۱۷
S2	۰/۳۵۷۶	۰/۱۲	۲/۸۴

ضریب نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی برابر با ۴۳ درصد و معنادار بوده، یعنی افزایش ده درصدی در نرخ سود سپرده‌های بانکی باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۴/۳ درصد شده، بنابراین، تلاش سیاستگذاران در کاهش نرخ سود سپرده‌های بانکی در کاهش سطح عمومی قیمت‌ها سیاستی مفید ارزیابی می‌شود. علامت ضریب متغیر نرخ بهره خارجی منفی به دست آمده، که در صورت وجود تحرک سرمایه به دلیل تغییرات نرخ بهره میان ایران و کشورهای دیگر می‌توان این مسأله را این گونه تفسیر کرد که با کاهش نرخ بهره داخلی تقاضای سپرده‌های ارزی خارجی افزایش می‌یابد و این مسأله یعنی کاهش تقاضای داخلی که در نتیجه، کاهش سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت. ضریب متغیر مجازی برای آغاز اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی دولت، مثبت و معنادار است.

۱-۶. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا

وجود روابط هم‌تجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد، اصلی‌ترین شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون هم‌تجمعی برآورد ضرایب بلندمدت الگو را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر

www.SID.ir

Archive of SID

توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول متغیرهای دیگر الگو قرار دهیم. سپس، با کمک روش برآورد حداقل مربعات، ضرایب الگو را برآورد کنیم. در نرم‌افزار مایکروفیت این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی خودهمبسته با وقفه توزیعی استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز ارائه کند. نتایج را در جدول ۴، ارائه کرده‌ایم.

جدول-۴. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

Dependent Variable: dLP			
Regressor	**Coefficient**	**Standard error**	**T-Ratio**
dLM	۰/۴۲	۰/۱۰	۳/۹۶
dLM1	۰/۱۹	۰/۱۱	۱/۷۳
dLM2	۰/۳۴	۰/۱۳	۲/۶۵
dLGDP	-۰/۵۶	۰/۱۱	-۵/۰۷
dLED	۰/۱۱	۰/۰۵	۲/۱۹
dLR	۰/۱۴	۰/۰۵	۲/۵۲
dLR1	-۰/۰۲	۰/۰۴	-۰/۴۲
dLR2	-۰/۱۲	۰/۰۴	-۲/۶۹
dLRF	-/۱۰	۰/۰۲	-۳/۸۵
dC	-۰/۲۱	۱/۱	-۰/۱۷
dS2	۰/۱۲	۰/۰۳	۳/۲۳
Ecm(-1)	-۰/۳۵۹	۰/۰۴	-۷/۵۴
ecm=LP-.3062*LM+.3732*LGDP-.6364*LED-.4372*LR+.2902*LRF+.5873*C-.3578*S2			

همان‌طور که از برآورد مدل تصحیح خطا مشاهده می‌شود، ضریب جزء تصحیح خطا منفی و برابر با ۰/۳۵۹- به‌دست آمده که به این معناست که تعدیل نوسانات کوتاه‌مدت توسط خود سیستم به سمت تعادل بلندمدت چندان مناسب صورت نمی‌گیرد و در هر دوره در حدود ۳۶ درصد از عدم تعادل‌های به‌وجود آمده، تعدیل می‌شود. همان‌طور که نتایج برآورد مدل تصحیح خطا نشان‌می‌دهد، رشد حجم پول به میزان ده درصد باعث رشد سطح عمومی قیمت‌ها (نرخ تورم) به میزان ۴/۲درصد می‌شود. رشد حجم پول پس از دو دوره باعث رشد سطح عمومی قیمت‌ها به اندازه ۳/۴درصد می‌شود، که می‌توان در تفسیر این موضوع این‌گونه عنوان کرد که رشد حجم پول پس از دو دوره زمان رشد تقاضا و رشد سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال خواهد

www.SID.ir

Archive of SID

داشت. این نکته تا حدودی می‌تواند بی‌اهمیت‌بودن ضریب حجم پول با یک وقفه در کوتاه‌مدت را توجیه نماید. رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی در کوتاه‌مدت به میزان ده درصد باعث کاهش رشد سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۵/۶ درصد می‌شود. همچنین، افزایش نرخ ارز اسمی به میزان ده درصد باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۱/۱درصد شده، که این یافته نقش تورم وارداتی برای اقتصاد ایران را اندک ترسیم می‌نماید. رشد نرخ سود سپرده‌های بلندمدت به میزان ده درصد باعث رشد سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۱/۴درصد شده که می‌توان اثر دو متغیر اخیر بر رشد سطح عمومی قیمت‌ها را بسیار کم اهمیت‌تر از اثر رشد حجم پول و تولید ناخالص داخلی حقیقی دانست. جهت تأثیر نرخ بهره خارجی و متغیر دامی همانند رابطه بلندمدت و قابل انتظار است.

۱-۷. آزمون ثبات پارامترها

برای اینکه از ثبات روابط به‌دست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد پژوهش، مطلع شویم ویا اینکه آیا پارامترهای ما از ثبات برخوردارند، از روشی که توسط براون[1] و دیگران (۱۹۷۵)ارائه شده، استفاده می کنیم: اگر رگرسیون زیر را در نظر بگیریم:

$$y_t = x_t \beta + u_t$$

به طوری‌که:

$$u_t \approx N(0, \sigma^2) \qquad t=1,2 \ldots$$

که $\beta(k \times 1)$ بردار پارامترها، y_t متغیر وابسته و $\left(x_t^{1\times k}\right)$ بردار متغیرهای مستقل است. حال، اگر x^t و y_t را به‌صورت زیر تعریف نماییم:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_t \end{bmatrix} \qquad x_t = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ x_t \end{bmatrix}$$

فرضیه صفر عدم تغییرات ساختاری مدل را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \ldots\ldots = \beta_T = \beta \,, \qquad \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots\ldots = \sigma_T^2 = \sigma^2$$

1. Brown

www.SID.ir

Archive of SID

که اگر فرضیه صفر رد نشود، دارای ثبات پارامترها خواهیم بود. آماره‌هایی که در این آزمون به‌کار خواهیم برد، عبارتند از آماره جمع انباشته (CUSUM)[1] و آماره مربع جمع انباشته (CUSUMSQ)[2].

آماره جمع‌انباشته به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$W_t = \frac{\sum_{t=k+1}^{T} \omega_t}{\hat{\sigma}_t} \quad \text{و} \quad T=k+1,\ldots,T$$

$$\omega_t = \frac{y_t - x_t b_{t-1}}{\sqrt{1 + x_t (X'_{t-1} X_{t-1}) x'_t}}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-K} \sum_{t=k+1}^{T} \omega_t^2$$

ω_t پسماند های تکراری است.

اگر آماره W_t (t=k+1,….,T) بین خطوط مرزی (به خطوط مرزی نمودارهای زیر توجه کنید) $\left(k \pm c_w \sqrt{T-K}, (T \pm 3c_w \sqrt{T-K})\right)$ که به‌صورت خط راست هستند، قرار گیرد .H رد نخواهد شد.

آماره دومی که معمولاً به‌عنوان یک آزمون مکمل جمع‌انباشته مورد آزمون قرار می‌گیرد، عبارت است از آماره CUSUMSQ. این آزمون هرچند قوی‌تر از آزمون CUSUM است، اما به‌دلیل اینکه برخلاف CUSUMSQ در آزمون CUSUM قادر خواهیم بود زمانی را که تغییر ساختاری رخ داده است، مشاهده نماییم، لذا به‌طور معمول این دو آزمون را با یکدیگر انجام می‌دهند.

آماره CUSUMSQ را به‌صورت زیر نشان می‌دهند:

$$S_t = \frac{\sum_{t=k+1}^{t} \omega_t^2}{\sum_{t=k+1}^{T} \omega_t^2}$$

که خطوط مرزی آن نیز به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$C_\omega \pm \frac{t-k}{T-k}$$

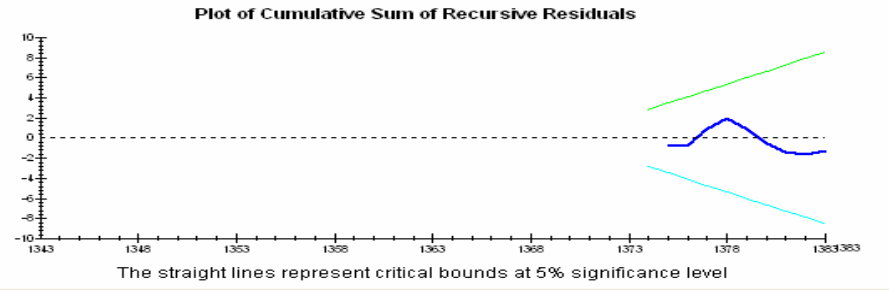
1. Cumulative Sum
2. Cumulative Sum of Squares

www.SID.ir

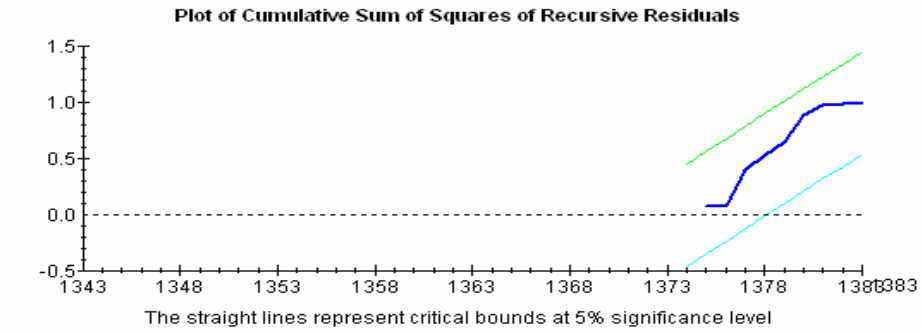
Archive of SID

همان‌طور که مشخص است، C_w به‌اندازه نمونه و سطح معناداری بستگی دارد. با توجه به مباحث بالا و انجام آزمون ثبات بر روی مدل همان‌طور که از نمودارهای زیر پیدا است، پارامترهای مدل از ثبات لازم برای تحلیل الگو در بلندمدت برخوردارند.

نمودار-۱.



نمودار-۲.



۱-۸. نتایج برآورد تأثیر با وقفه زمانی تغییرات حجم نقدینگی بر تورم

با استفاده از رابطه هم‌تجمعی (بلندمدت) می‌توان چنین نوشت:

$$P_t = \sigma m_t + Z_t + u_t \qquad (۲)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن، Z سایر متغیرهای توضیحی موجود در مدل هم‌تجمعی است. با در نظرگرفتن مدل تصحیح خطا نیز می‌توان رابطه زیر را در نظر گرفت:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta m_t + \alpha_2 \Delta m_{t-1} + \alpha_3 \Delta m_{t-2} + \alpha_{11} u_{t-1} + K_t + v_t \quad (۳)$$

که در آن، K سایر متغیرهای توضیحی موجود در مدل تصحیح خطا است. از رابطه ۲، می‌توان نوشت:

$$u_{t-1} = (P - \sigma m - Z)_{t-1} \quad (۴)$$

با جایگزینی رابطه ۴ در رابطه ۳، خواهیم داشت:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta m_t + \alpha_2 \Delta m_{t-1} + \alpha_3 \Delta m_{t-2} + \alpha_{11} (P - \sigma m - Z)_{t-1} + K_t + v_t \quad (۵)$$

بادرنظرگرفتن‌تساوی $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$، $\Delta m_t = m_t - m_{t-1}$، $\Delta m_{t-1} = m_{t-1} - m_{t-2}$، $\Delta m_{t-2} = m_{t-2} - m_{t-3}$ و قرار دادن آنها در رابطه ۵، می‌توان شکل نهایی رابطه را بدین صورت به دست آورد:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 m_t + (\alpha_2 - \alpha_1 - \alpha_{11}\sigma) m_{t-1} + (\alpha_3 - \alpha_2) m_{t-2} - \alpha_3 m_{t-3} + (1 + \alpha_{11}) P_{t-1} - \alpha_{11} Z_{t-1} + K_t + v_t \quad (۶)$$

با استفاده از رابطه ۶ ، می‌توان تأثیر با وقفه زمانی تغییرات مستمر و یک بار برای همیشه حجم نقدینگی را بر تورم در اقتصاد ایران محاسبه کرد. البته، در این پژوهش تنها به تأثیر تغییرات یک بار برای همیشه (Once-and-for-all) را مورد بررسی قرار می‌دهیم. فرض کنیم یک درصد افزایش در حجم نقدینگی تنها در زمان t ایجاد شود. با در نظر گرفتن رابطه ۶ ، تأثیر این تغییر در جدول ۵، ارائه می‌شود.

جدول-۵. چگونگی تأثیر تغییر یکبار و برای همیشه(Once-and-for-all) حجم نقدینگی بر تورم

زمان	درصد افزایش در حجم پول	درصد افزایش در سطح عمومی قیمت ها	مقدار عددی به‌دست آمده
t	۱	α_1	۰/۴۲
t+1	۰	$(\alpha_2 - \alpha_1 - \alpha_{11}\sigma) + (1 + \alpha_{11})\Delta P_t$	۰/۱۸۹
t+2	۰	$(\alpha_3 - \alpha_2) + (1 + \alpha_{11})\Delta P_{t+1}$	۰/۲۷۱

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که اطلاعات این جدول نشان می‌دهد، یک درصد افزایش در حجم نقدینگی در زمان t تا زمان t+2 تورم را تحت تأثیر مثبت قرار می‌دهد که جمع این اثرات به میزان ۰/۸۸ درصد است. بنابراین، باید توجه داشت که سیاست‌های انبساطی پولی در یک مقطع از زمان می‌تواند آثار مستمری بر سطح تورم داشته باشد. به‌بیان دیگر، تغییر حجم نقدینگی در دوره جاری نه تنها در این دوره بلکه در دوره‌های آتی نیز نرخ تورم را تحت تأثیر مثبت قرار می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

۲. نتیجه‌گیری

در این پژوهش دو موضوع را مورد بررسی قرار داده‌ایم. یکی آزمون فرضیه پولی‌بودن تورم و دیگری چگونگی تأثیر با وقفه زمانی تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم که تفاوت اصلی این پژوهش با پژوهش‌های دیگر انجام‌شده در زمینه شناسایی علل تورم در ایران است. برای بررسی موضوع نخست، با استفاده از الگوی پولیون جدید و یا به‌کارگیری یک الگوی اقتصادسنجی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده به شناسایی علل تورم در ایران در دوره ۱۳۴۰-۱۳۸۴پرداختیم. نتایج نشان‌می‌دهد که متغیرهای پولی نقش تعیین‌کننده‌ای در روند افزایشی تورم در ایران داشته‌اند. اگرچه تمامی متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل (بجز نرخ بهره خارجی درکوتاه مدت وتولید ناخالص داخلی به ارزش حقیقی در بلند مدت) رابطه معناداری با نرخ تورم داشته‌اند، اما در بین این متغیرها، نرخ اسمی ارز، حجم پول وتولید ناخالص داخلی (در کوتاه مدت) نقش مهم‌تری دارند. ضریب تعیین نیز نشان‌می‌دهد که بیش از ۹۹ درصد از تغییرات نرخ تورم در ایران توسط متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل تبیین می‌شود. دستیابی به چنین نتایجی نشان‌می‌دهد که نظریه پولیون جدید با توان چشمگیری قادر به توضیح علل ایجاد تورم در ایران است.

افزون بر این، نبود رابطه معنادار بین نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی به ارزش حقیقی در بلندمدت به‌گونه‌ای نظریه پولیون در مورد وضعیت بلندمدت منحنی فلیپس را تأیید کرده و این خود می‌تواند دلیل دیگری بر ادعای یادشده باشد. بنابراین، می‌توان این پیشنهاد کلی را ارائه کرد که یکی از راه‌های اساسی برای تعدیل تورم در ایران مهار حجم نقدینگی و مدیریت صحیح متغیرهای پولی است.

برای بررسی موضوع دوم با استفاده از داده‌های مدل هم‌تجمعی و مدل تصحیح خطای مربوط به آن به بررسی تأثیر تغییرات موقت حجم نقدینگی بر تورم پرداخته‌ایم. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که چنانچه حجم نقدینگی در دوره جاری افزایش یابد، نرخ تورم را تنها در دوره جاری تحت تأثیر قرار نخواهد داد، بلکه حداقل در سه دوره این اثر خود را بر جای خواهد گذاشت. پایداری تأثیر تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم نکته بسیار مهم و اساسی است که باید توسط دولت و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور مد نظر قرار گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

افشین نیا، منوچهر. (۱۳۷۷) . برآورد تأثیر تغییرات حجم پول و نقدینگی بر سطح عمومی قیمتها در ایران . پژوهشنامه بازرگانی. فصلنامه شماره ۸.

بافکر، آزیتا. (۱۳۷۷) . بررسی علل تورم در ایران به روش همجمعی ۱۳۷۴-۱۳۳۸. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

تقوی، مهدی و نخجوانی، سید احمد. (۱۳۸۲). تورم رکودی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۹، صص۷۰-۱۳.

توکلی، اکبر و کریمی، فرزاد.(۱۳۷۸) . بررسی و تعیین عوامل تأثیرگذار بر تورم کشور (با استفاده از روش خودرگرسیون برداری) مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاستهای پولی وارزی، مؤسسه مطالعات پولی و بانکی.

پارسا، حجت. (۱۳۸۵). شناسایی منابع تورم در ایران۱۳۸۴- ۱۳۴۰. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز.

جلالی نائینی، سید احمد رضا. (۱۳۷۶).لنگرهای پولی وترکیبی موضوع مبارزه با تورم در اقتصاد ایران. مجموعه سخنرانی های ماهانه. مؤسسه پژوهش های پولی وبانکی. بانک مرکزی ایران.

حسینی یزدی، صفیه؛ عمادزاده، مصطفی و سامتی، مرتضی. (۱۳۸۴). تعیین عوامل مؤثردر ایجاد تورم پولی و چگونگی مهار آن در ایران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۳۸. فصلنامه بررسی های اقتصادی، دوره ۲، شماره۲، صص۷۹-۶۳ .

داوودی، پرویز. (۱۳۷۶) . سیاستهای تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران. پژوهش ها و سیاستهای اقتصادی، سال پنجم، شماره یک (پیاپی ۷).

دامودار،گجراتی. (۱۳۸۳). مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه حمید ابریشمی، موُسسه چاپ وانتشارات دانشگاه تهران.

طبیبیان،محمد و سوری، داوود. (۱۳۷۵). ریشه های تورم در اقتصاد ایران. پژوهشنامه بازرگانی.فصلنامه شماره یک.

طیب نیا، علی. (۱۳۷۴). تئوریهای تورم با نگاهی به فرایند تورم در ایران. جهاددانشگاهی دانشگاه تهران.

فتحی پور ، غلامرضا. (۱۳۷۶). بررسی تجربی تورم با نگاهی به ساختاری بودن آن. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه صنعتی اصفهان.

شهاب، محمد رضا. (۱۳۷۶). نرخهای ارز وتورم: یک تحلیل تجربی در مورد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تربیت مدرس.

کرمی قهی، ولی الله. (۱۳۷۶). تأثیر عوامل پولی وروانی بر تورم در ایران طی سالهای ۱۳۷۴-۱۳۵۳. مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۲، صص ۳۸-۱۳.

نصراصفهانی، رضا و یاوری، کاظم. (۱۳۸۲). عوامل اسمی وواقعی موُثربر تورم در ایران-رهیافت خود رگرسیون برداریVAR. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۶، صص۹۹-۶۹ .

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد وهمجمعی دراقتصاد سنجی. چاپ اول. تهران: انتشارات رسا.

www.SID.ir

Archive of SID

نیلی، مسعود. (۱۳۶۴). بررسی آثار افزایش حجم پول بر نظام اقتصادی‌کشور در دو دهه اخیر. مجله برنامه وتوسعه، شماره سوم، دوره اول.

هادیان، ابراهیم. (۱۳۷۹). روش برآورد تأثیر با وقفه زمانی بر اساس داده های مدل هم تجمعی. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، شماره چهارم و پنجم.

Bahmani-Oskooee, Mohsen. (1995). Sources of Inflation in Post Revolutionary Iran. International Economic Journal, Vol. 9, No. 2.

Banerjee, A., Dolado, J.J. and & R. Mester. (1992). On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity. Bank of Spain Working Paper, No. 9302.

Darrat, A. F. &Arize, A. C.(1990). Domestic and International Sources of Inflation in Developing Countries: Some Evidences from the Monetary Approach. International Economic Journal., Vol. 4, No. 4, pp. 55-69

Deme, M. & Fayissa, B.(1995). Inflation, Money, Interest Rate, Exchange Rate and Causality: The Case of Egypt, Morocco, and Tunisia. Applied Economics., Vol. 27, pp. 1219 -1224

Enders, Walter. (2003). Applied Econometric Time Series. 2nd. United State Of America: WILLY Publishing.

Granger, C. W. J., & Newbold, P.(1974). Spurious Regression in Econometrics. Journal of Econometrics., Vol. 2, pp. 111-120.

Khalid, A.(1999). Modelling Money Demand in Open Economies: The Case of Selected Asian Countries. Applied economics., Vol. 31, pp. 1129-1135

Kibritcioglu, A. (2002).Causes of Inflation in Turkey:A Literature Survey with Special Reference to Theories of Inflation. Forthcoming in: Inflation and Disinflation in Turkey,ed. By Kibritcioglu, A., L.Rittenberg, and F.Selcuk, Aldershot:Ashgate, pp. 43-76

Kim, Ki-Ho (1998). US Inflation and The Dollar Exchange Rate: A Vector Error Correction Model. Applied economics.,Vol. 30, pp.613-619.

Lio, Olin. and Olumuyiwa S. Adedeji. (2000). Determination of Inflation in the Islamic Republic of Iran – A Macroeconomic Analysis. IMF Working Paper., No. 00/127.

Looney, R . G. (1985).The Inflationary Process in Prerevolutionary Iran. Journal of Developing Areas.,Vol.19, pp.329-350

Loungani, Prakash. and Phillip Swagel. (2001). Sources of Inflation in Developing Countrries. IMF Working Paper., No 01/198.

Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin. (1999). An Autoregressive istributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strom, A. Holly and P. Diamond (Eds), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ranger Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press. Available at WWW.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ARDL.pdf

Phillips, P.C.B. and P. Perron. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrica., Vol. 75, pp. 335-346.

Sel, Dibouglu. and Ali M. Kutan. (2003). Sources of Inflation and Output Movements in Poland and Hungery. Journal of Macroecomomics., Vol. 27, pp. 107-131.

www.SID.ir

Archive of SID

Siegler,V. Mark and Kristian A. Van Gaasbeck. (2005). From the Great Depression to the Great Inflation: Path Dependence and Monetary Policy. Journal of Economics and Business, Vol. 57, pp 375-387.

Siregar, Reza and Gulasekaran Rajaguru. (2005). Sources of Variations between the Inflation Rates of Korea, Thailand and Indonesia During the Post-1997 Crisis. Journal of Policy Modeling, Vol. 27, pp. 867-884.

Sriram, S.S. (2001). A survey of Recent Empirical money demand studies. IMF Staffpapers., Vol. 47, pp. 334-365.

www.SID.ir