Archive of SID

مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / دوره‌ی ۴۷، شماره‌ی ۴ ، سال ۹۱ / صفحات ۲۴۲ - ۲۲۱

بررسی عوامل تأثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی سری زمانی غیرخطی نوع STR

محسن مهرآرا

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران mmehrara@ut.ac.ir

علی طیب‌نیا

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران taiebnia@ut.ac.ir

جلال دهنوی*

دانشجوی دوره‌ی دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد و کارشناس‌ارشد اقتصاد انرژی، مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی

jalaldehnavi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۲۵

چکیده

در این مقاله عوامل تأثیرگذار بر تورم با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی خطی و غیرخطی (STR) در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۸۷-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در تصریح مدل تورم، علاوه بر در نظر گرفتن متغیرهای مرسوم (نقدینگی، تولید و نرخ ارز) تکانه‌های مثبت و منفی درآمد نفت، عدم تعادل پولی، عدم تعادل بخش خارجی و شکاف تقاضا نیز مورد توجه قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل شده، فرضیه‌ی اصلی تحقیق مبنی بر توانایی بیش‌تر مدل رگرسیونی سری زمانی غیرخطی نسبت به مدل خطی برای تبیین رفتار تورم در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند. ضرایب الگو تابعی از تغییرات قیمت نفت هستند. در رژیم درآمدهای نفتی پایین، تکانه‌های مثبت نفتی، تأثیر بازدارنده‌ای بر تورم دارد، در حالی که اثر تکانه‌های مذکور در رژیم درآمدهای نفتی بالا معنی‌دار نیست. شکاف یا مازاد تقاضا نیز اثر معنی‌داری بر تورم در دوره‌های رکود درآمدهای نفتی ندارد؛ اما در دوره‌های رونق نفتی، تأثیر متغیر مذکور بر تورم (احتمالاً از کانال مخارج دولت) بسیار با اهمیت است.

طبقه‌بندی JEL: C52، E31 و Q43

کلید واژه: تورم، تعدیل غیرخطی، الگوی سری زمانی غیرخطی، متغیرگذار

---

*- نویسنده مسئول.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

تورم از معضلات اقتصادی ایران در سه دهه‌ی گذشته بوده است. متوسط نرخ تورم در دهه‌ی ۱۳۵۰ برابر ۱۳درصد، در دهه‌ی ۱۳۶۰، ۱۷درصد، در دهه‌ی ۱۳۷۰، ۲۳ درصد و در نیمه‌ی اول دهه‌ی ۱۳۸۰، ۱۶/۵ اعلام شده است.[۱] ارقام اعلام شده حاکی از وجود تورم بالا در حیات اقتصادی ایران در سه دهه‌ی گذشته است. صرف نظر از آثار و پیامدهای تورم، محققان اقتصادی گزارشات و تحقیقات زیادی را در رابطه با علل وجود و راهکارهای مقابله با تورم در اقتصاد ایران به رشته‌ی تحریر در آورده‌اند. بیش‌تر تحقیقات موجود در ایران از روش‌های تک‌معادله‌ای و الگوهای خطی برای تبیین عوامل مؤثر بر تورم استفاده کرده‌اند. به علاوه در تحقیقات گذشته بر جنبه‌ی پولی بودن تورم در ایران تأکید فراوان شده است (به طور مثال لیو و آددجی[۲]، ۲۰۰۰ را نگاه کنید) هر چند که برخی مطالعات (مانند شاکری، ۱۳۸۰ و طیب‌نیا، ۱۳۷۴) نیز بر جنبه‌های ساختاری بودن و یا اهمیت نقش انتظارات در شکل‌گیری تورم تأکید کرده‌اند.

در این مطالعه تأثیر طیف گسترده‌تری از متغیرها شامل شکاف تقاضا، عدم تعادل پولی، عدم تعادل بخش خارجی یا انحراف از برابری قدرت خرید (PPP)[۳] و قیمت نفت علاوه بر متغیرهای مرسوم (حجم نقدینگی، نرخ ارز بازار آزاد و تولید) در نوسانات قیمت‌ها در اقتصاد ایران مورد توجه قرار گرفته است. هم‌چنین در این تحقیق از یک رویکرد سری زمانی غیرخطی که به مدل‌های انتقال هموار (STR)[۴] شهرت دارند استفاده می‌شود. در این رویکرد جدید پارامترهای الگوی تورم ثابت نبوده و تابع یکی از متغیرهای الگو (که متغیرگذار نامیده می‌شود) هستند، در این مطالعه نرخ رشد قیمت نفت به عنوان متغیرگذار انتخاب شده است به این معنا که در رژیم‌های مختلف درآمد نفتی (به طور مثال در رژیم‌های حدی درآمدهای نفتی بالا و پایین) مقدار ضرایب و در نتیجه اهمیت متغیرهای تعیین‌کننده‌ی تورم تغییر می‌کند. به بیان دیگر با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به نفت انتظار می‌رود عوامل تأثیرگذار بر تورم و هم‌چنین میزان تأثیرگذاری هر یک از متغیرها بر تورم در اقتصاد ملی به نوسانات درآمدهای نفتی بستگی داشته باشد، که دلالت بر وجود یک ارتباط غیر خطی میان تورم و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن دارد.

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی دوره‌های مختلف.

2- Liu, O. and O.S. Adedeji.

3- Purchasing Power Parity.

4- Smooth Transition Regression.

www.SID.ir

Archive of SID

ساختار مقاله شامل شش بخش است. در بخش دوم، مبانی نظری تورم مورد بررسی قرار گرفته است. بخش سوم، به مرور مطالعات انجام شده و ادبیات تجربی اختصاص دارد. در بخش چهارم، به بررسی روند تورم در ایران پرداخته شده است. ارایه‌ی الگو و نتایج تخمین آن با استفاده از دو مدل خطی و غیرخطی موضوع بخش پنجم مقاله است. در نهایت در بخش ششم، از مباحث مطرح شده نتیجه‌گیری می‌شود.

۲- تورم در مکاتب اقتصادی[۱]

مطابق با نگرش کلاسیک، یک سیاست پولی انبساطی سبب انتقال تابع تقاضای کل در اقتصاد خواهد شد و لذا سیاست پولی در اقتصاد تورم‌زا است. سیاست مالی نیز فقط به شکل اثرات باز توزیع ثروت و درآمد در بلندمدت جلوه‌گر می‌شود.

از سوی دیگر براساس دیدگاه مکتب کینزی، بسیاری از تکانه‌های حقیقی مانند تغییر در مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و تکنولوژی، تقاضای کل را در سطح قیمت مشخصی تغییر می‌دهد و علت اساسی ایجاد تورم فزونی مخارج کل بر درآمد واقعی است. به طور کلی در این نظریه‌ی که به نظریه شکاف تورمی مشهور است، تورم نتیجه‌ی فاصله‌ی بین تقاضای کل و عرضه‌ی کل است.[۲]

اقتصاددانان مکتب پولی معتقدند تأثیر تغییرات حجم پول بر متغیرهای حقیقی در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است. هر چند در کوتاه‌مدت ممکن است تکانه‌های اسمی به دلیل چسبندگی انتظارت، متغیرهای حقیقی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند اما پول‌گرایان معتقدند که تورم در بلندمدت یک پدیده پولی است. بدین معنا که تورم ناشی از رشد عرضه‌ی پول است.[۳]

در حالی که براساس نظریات مکتب کلاسیک‌های جدید اثر کوتاه‌مدت سیاست‌ها به قابل پیش‌بینی بودن آن‌ها بستگی دارد به طوری‌که تغییرات پیش‌بینی شده حجم پول، به طور کامل در قیمت‌ها انعکاس می‌یابد در حالی که اثر پول پیش‌بینی نشده بر قیمت‌ها کامل نیست.[۴] در نهایت ساختارگرایان ریشه‌های بنیادین تورم را در ساختارهای اقتصادی ناموزون کشورهای در حال توسعه جستجو می‌کنند.[۵]

---

۱ - ادبیات مربوط به نظریات تورمی به وفور در کتب اقتصاد کلان یافت می‌شود. از این رو در این مقاله به طور اجمالی مورد بررسی قرار گرفته است (برای مثال نگاه کنید به گرجی، ۱۳۷۹ و طیب‌نیا ۱۳۷۴).

۲- (طیب‌نیا، ۱۳۷۴).

3- Hossain, Akhtar and A. Chowdhury (1996).

۴- گرجی (۱۳۷۹).

5- Wijnbergen (1983)

www.SID.ir

Archive of SID

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

به طور کلی، بیش‌تر مطالعات به این نتیجه رسیده‌اند که متغیر پولی، تورم وارداتی، نرخ ارز، مخارج دولت، کسری بودجه، دستمزد وانتظارات تورمی از علل اصلی ایجاد تورم هستند. در جدول (۱) خلاصه‌ای از نتایج و روش‌های تجربی برخی از مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام شده درباره علل تورم در اقتصاد ایران آورده شده است.

جدول ۱- خلاصه‌ی اهم مطالعات انجام شده در مورد علل ایجاد تورم در اقتصاد ایران

محقق	روش تجربی	نتیجه
اندرسون و رابرت[1] (۱۹۸۲)	OLS	رابطه‌ی قوی بین رشد پول و نرخ تورم در اقتصاد ایران وجود دارد.
دلان ویلانو[2] (۱۹۹۳)	CVAR[3]	سیاست تک نرخی کردن بازار ارز بدون سیاست‌های پولی و مالی سازگار می‌تواند تورمی (تورم زا) باشد.
طیب‌نیا (۱۳۷۴)	OLS-3SLS	حجم پول، نرخ ارز، تورم وارداتی، کسری بودجه، سطح دستمزدها و انتظارات رابطه‌ی مثبت با تورم و رشد تولید رابطه‌ی منفی با تورم دارد.
طبیبیان و سوری (۱۳۷۵)	CSVAR[4]	اثر حجم پول بر قیمت‌ها در دوره‌ی بعد از انقلاب به مراتب بیش‌تر از قبل از انقلاب است و حساسیت قیمت نسبت به شاخص قیمت کالاهای وارداتی قبل از انقلاب بیش‌تر از دوره‌ی پس از پیروزی انقلاب است.
ابریشمی و مهرآرا (۱۳۷۷)	VECM	حجم پول رابطه‌ی مثبت و تولید رابطه‌ی منفی با قیمت‌ها دارند. اثر نرخ ارز، تورم وارداتی و انتظارات در کوتاه مدت بر تورم مثبت است.
کمیجانی- علوی (۱۳۷۹)	OLS	ماهیت تورم در ایران پولی است. نرخ ارز دارای ارتباط قوی و معنی‌دار با تورم است.
لیو و آددجی[5] (۲۰۰۰)	هم انباشتگی	عوامل پولی اثرات قدرتمندی بر تورم دارند اما اثرات نرخ ارز ضعیف و گذرا است.
درگاهی و آتشک (۱۳۸۱)	ARDL	متغیرهای حجم پول، نرخ ارز، تورم وارداتی و انتظارات تورمی رابطه‌ای مثبت با تورم داشته و رابطه‌ی بین نرخ رشد اقتصادی و تورم منفی است.
عزیزی (۱۳۸۳)	مدل P^*	شکاف قیمت داخلی قادر به تبیین تورم کشور نیست و شکاف‌های قیمت کل و خارجی به خوبی تورم کشور را تبیین می‌کنند

1- Richard Anderson & Rasche Robert
2- Delan Villanueva.
3- Cointegrating VAR
4- Cointegrating Structural VAR
5- Liu, O. and O.S. Adedeji.

www.SID.ir

Archive of SID

محقق	روش تجربی	نتیجه
قوام مسعودی و تشکینی (۱۳۸۴)	VECM	تولید حقیقی، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، نقدینگی و نرخ ارز، متغیرهای اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران است
طیب‌نیا و زندیه (۱۳۸۷)	VAR	هرچه اقتصاد ایران بازتر باشد، اثرپذیری تورم از ادوار تجاری داخلی کم‌تر می‌شود. رونق و رکود شرکای تجاری ایران، از طریق تجارت به ایران نیز منتقل شده و تورم داخلی را متأثر می‌نماید.
مشیری (۱۳۸۰)	BPN & ARIMA	مدل‌های شبکه‌های عصبی در بیش‌تر موارد عملکرد بهتری در زمینه‌ی پیش‌بینی تورم دوره‌ی آتی در ایران نسبت به رقبای خود دارند.
بوناتو[1] (۲۰۰۷)	VECM	حجم پول، تولید، نرخ سپرده سه ماهه و نرخ ارز مؤثر، تأثیرات با اهمیتی بر تورم در ایران دارند.
حسینی‌نسب و رضاقلی‌زاده (۱۳۸۹)	VAR	عوامل مالی نظیر شاخص قیمت کالاهای وارداتی، درآمدهای نفتی و کسری بودجه موجب افزایش تورم و رشد اقتصادی مهارکننده تورم است.
بهرامی و فرشچی (۱۳۸۹)	**مدل** P^*	انحراف متغیرهایی چون حجم پول، سرعت گردش پول و تولید از مقادیر بالقوه منشاء نوسانات تورمی است.
محمدی و طالبی (۱۳۸۹)	ARFIMA -GARCH	سری تورم در اقتصاد ایران دارای حافظه‌ی بلندمدت است و آثار هر تکانه بر این سری تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند.
مهرآرا و مجاب (۱۳۸۹)	علیت گرنجری	افزایش تورم و کاهش درآمدهای نفت علت افزایش نااطمینانی تورم است و منشاء اصلی نااطمینانی تورم در ایران، ارزش افزوده بخش نفت است.

مأخذ: استخراج نویسندگان از مطالعات مختلف

۴- روند تورم در ایران

در این قسمت به بررسی روند تورم در ایران و علل و آثار آن پرداخته شده است. نرخ تورم از دهه‌ی ۱۳۵۰ به بعد وارد مرحله‌ی جدیدی شده است، به طوری‌که در بیش‌تر سال‌ها ما شاهد تورم‌های دو رقمی بوده‌ایم. به طور خلاصه می‌توان نرخ تورم و هم‌چنین علل بروز تورم برای سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۱ در جدول (۲) مشاهده کرد.

1 - Leo, Bonato

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- متوسط نرخ تورم و علل آن طی سال‌های ۸۹-۱۳۵۱

دوره‌ی زمانی	متوسط نرخ تورم	برخی دلایل تغییر تورم
۱۳۵۱-۵۸	۱۳/۲۹	افزایش پایه‌ی پولی ناشی از افزایش دارایی‌های بانک مرکزی
۱۳۵۹	۲۳/۹	شروع جنگ و انتظارات روانی حاصل از آن، اثار تورمی ناشی از کسری بودجه‌ی دولت و اختلالات ناشی از سیستم توزیع
۱۳۶۰-۶۴	۱۴/۹	بهبود درآمدهای ارزی ناشی از صدور نفت، تثبیت نظام سیاسی اقتصادی، افزایش واردات، اعمال سیاست سهمیه بندی
۱۳۶۶-۶۷	۲۶/۸	سقوط قیمت نفت، افزایش نقدینگی ناشی از افزایش شدید کسری بودجه،کاهش GDP، و رکود تورمی
۱۳۶۸-۷۲	۱۸/۸	اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی، کاهش کسری بودجه و در نهایت کاهش رشد نقدینگی، افزایش واردات و تولید داخلی.
۱۳۷۳-۷۸	۲۷/۲	کاهش درآمدهای ارزی و واردات، بحران بدهی‌های خارجی و افزایش نقدینگی
۱۳۷۹-۸۳	۱۴/۱	ثبات اقتصادی و حرکت به سمت یکسان سازی نرخ ارز، بهبود تراز پرداخت‌ها، کاهش قیمت کالاهای تجاری و افزایش واردات
۱۳۸۴-۸۷	۱۴/۸	افزایش درآمدهای نفتی و مخارج دولت، رشد نقدینگی از ناحیه‌ی افزایش دارایی‌های خارجی و واردات کالاهای مصرفی به عنوان عامل بازدارنده‌ی تورم
۱۳۸۸	۱۰/۸	رکود جهانی، سیاست‌های انقباضی، رکود بازار مسکن و ثبات نرخ ارز
۱۳۸۹	۱۲/۴	افزایش قیمت مواد غذایی و حامل‌های انرژی

مأخذ: استخراج از گزارشات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مطالعات تجربی ارائه شده در جدول (۱)

۵- بررسی تجربی مدل تورم در ایران

در این بخش الگوی تجربی تورم، مبتنی بر ادبیات موضوع (شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی) ارایه و برآورد شده است. در این مطالعه از یک الگوی پویای تصحیح خطا (ECM)[1] به صورت خطی و غیرخطی برای آزمون نظریه‌های مختلف تورمی که در متون اقتصادی آمده، استفاده می‌شود است تا از این طریق عوامل عمده‌ی تعیین‌کننده‌ی تورم در ایران تشریح شود. به منظور افزایش کارایی، روابط بلندمدت (مربوط به تقاضای پول و نرخ ارز یا PPP) باید به طور هم‌زمان برآورد شوند. اما با توجه به بزرگ بودن ابعاد دستگاه (تعداد متغیرها) نسبت به حجم داده‌ها، نتایج رضایت‌بخشی

1- Error Correction Model

www.SID.ir

Archive of SID

از تخمین همزمان معادلات فوق حاصل نمی‌شود. لذا به پیروی از سایر مطالعات انجام گرفته در این زمینه (مانند جوسیلیوس[1] (۱۹۹۴) و دوروال[2] (۱۹۹۸))، روابط مذکور به‌طور جداگانه مورد برآورد قرار گرفته است. در ابتدا روابط بلندمدت برای تقاضای پول و نرخ ارز (برابری قدرت خرید) به تفکیک برآورد شده و سپس عدم تعادل‌های حاصل شده (اجزاء تصحیح خطای حاصل از تخمین روابط بلندمدت) به همراه سایر متغیرهای توضیحی در الگوی تورم وارد می‌شوند. متغیر شکاف تقاضا، نیز برای بررسی اثر انحراف تولید از مقدار تعادلی آن روی تورم در الگو لحاظ می‌شود.[3]

در ادامه پس از بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در الگو، به تصریح و تخمین روابط بلندمدت شامل تابع تقاضای پول و معادله‌ی بلندمدت نرخ ارز مبتنی بر فرضیه‌ی PPP پرداخته و باقیمانده‌های حاصل از روابط بلندمدت مذکور به‌ترتیب به عنوان عدم تعادل‌های بازار پول و بخش خارجی محاسبه می‌شود. بدین ترتیب این امکان فراهم می‌شود تا اثر انحرافات یا عدم تعادل‌های مذکور به همراه شکاف تقاضا (عدم تعادل بخش تولید) در الگوی خطی و غیرخطی تورم مورد آزمون قرار گیرد. دوره‌ی مطالعه‌ی این تحقیق سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۳۸ است. منبع جمع‌آوری داده‌ها، نشریات و سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و آمارهای مالی بین‌المللی (IFS)[4] است. همه‌ی اعداد و ارقام به‌کار گرفته شده به صورت داده‌های سالانه هستند.

۵-۱- معرفی متغیرها و بررسی خواص آماری آن‌ها

در ادبیات نوین اقتصادسنجی قبل از برآورد روابط بلندمدت ابتدا بایستی خواص سری زمانی متغیرها با آزمون‌های ریشه‌ی واحد بررسی شده و اطمینان حاصل شود که در الگوی کوتاه‌مدت، تمامی متغیرها، مانا و در الگوی بلندمدت، تمامی متغیرها حاوی یک ریشه‌ی واحد باشند. در جدول (۳)، همه‌ی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، معرفی و نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد برای آن‌ها ارایه شده است. روش‌های مختلفی برای تعیین مانایی متغیرها (از قبیل آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته، فیلیپس-

---

1- Juselius.

2- Durevall.

۳- مطابق نظریه‌ی هم انباشتگی، در صورت وجود رابطه‌ی بلندمدت، الگوهای تصحیح خطای کوتاه‌مدت، چگونگی و سازوکار حصول به رابطه بلندمدت را نشان می‌دهند. در الگوهای تصحیح خطای کوتاه‌مدت، نرخ رشد متغیر (در اینجا تورم) تابعی از عدم تعادل در روابط بلندمدت در دوره‌ی قبل (تقاضای پول و برابری قدرت خرید) است.

4- International Financial Statistics.

www.SID.ir

Archive of SID

پرون، شکست ساختاری پرون) در ادبیات اقتصاد سنجی وجود دارد. در این مقاله از هر سه روش یاد شده استفاده شده است، که فقط نتایج حاصل از روش دیکی-فولر گسترش یافته گزارش شده‌اند. نتایج سایر آزمون‌ها با نتایج آزمون دیکی- فولر سازگار است.

جدول ۳- آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر برای سطح و تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها

نام متغیر	متغیر	مقدار آماره	نام متغیر	متغیر	مقدار آماره
لگاریتم GDP حقیقی	Y	-۱/۶۵	نرخ رشد ارز	ΔE	-۳/۱۷**
لگاریتم حجم پول	M2	-۲/۲۷	لگاریتم قیمت حقیقی نفت	O	۰/۷۳
لگاریتم CPI (آمریکا)	P^f	-۰/۴۴	نرخ رشد قیمت‌های حقیقی نفت	ΔO	-۹**
لگاریتم CPI داخلی	P	-۲/۹۷	نرخ رشد GDP حقیقی	ΔY	-۳/۵۸*
لگاریتم نرخ ارز بازار موازی	E	-۲/۲۹	نرخ رشد قیمت‌های خارجی	ΔP^f	-۲/۱۳*
لگاریتم مانده‌ی پول حقیقی	M2-P	-۲/۱۱	نرخ تورم	ΔP	-۷/۳۸**
نرخ رشد پول	ΔM2	-۳/۴۴*	نرخ رشد مانده‌ی پول حقیقی	Δm	-۵/۳۱**

مأخذ: نتایج تخمین

توضیحات: * و ** به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری در سطح ۱۰٪ و ۵٪ است. $\Delta m=\Delta (M2-P)$

همان‌طورکه در جدول ۳ مشاهده می‌شود، فرض نامانا بودن برای مقادیر لگاریتمی همه‌ی متغیرها مورد پذیرش واقع می‌گردد، ولی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها مانا هستند. به علاوه در این مطالعه متغیر تغییرات قیمت نفت به تغییرات یا تکانه‌های مثبت و منفی نفت تجزیه شده و اثر هر یک بر نرخ تورم مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین ترتیب تکانه‌های نفتی می‌توانند به‌صورت نامتقارن بر نرخ تورم تأثیر بگذارند[۱].

۱- استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده در این مقاله، نتایج رضایت‌بخش‌تری نسبت به شاخص ضمنی مبتنی بر آزمون‌های تشخیصی و اهمیت آماری ضرایب به‌دست می‌دهد. در ضمن نتایج به لحاظ کیفی تفاوت محسوسی نمی‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

۵-۲- تصریح و برآورد روابط بلندمدت

۵-۲-۱- تقاضای پول

با توجه به نامانا بودن سطوح متغیرهای تحت بررسی، بایستی قبل از برآورد الگوی تورم، هم‌انباشتگی یا وجود روابط بلندمدت میان سطوح متغیرها را با الهام از تئوری اقتصادی مورد آزمون قرار داد. بر اساس تئوری تقاضای پول (یا تعادل بازار پول) انتظار می‌رود که متغیرهای مانده‌ی پول حقیقی (M2-P)، و تولید (Y) یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت با یکدیگر داشته باشند. در صورت وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مذکور، باقیمانده‌های حاصل از آن که عدم تعادل پولی تفسیر می‌شوند نیز می‌توانند تورم را تحت تأثیر قرار دهند.

از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسیلیوس[1] برای تخمین تابع تقاضای پول استفاده می‌شود. به علاوه اثرات تکانه‌های بزرگ از قبیل انقلاب بر روی تابع تقاضای پول با در نظر گرفتن متغیرهای مجازی در الگوی VECM کنترل می‌شوند. تابع تقاضای بلندمدت یا استاتیک پول شامل دو متغیر مانده‌ی پولی حقیقی (M2-P) و درآمد حقیقی (Y) است. طول وقفه‌ی p در الگوی VAR(p) با توجه به معیارهای آکایک، شوارتز و همچنین آزمون نسبت درست‌نمایی LR تعیین می‌شود. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی در جدول (۴) ارائه شده است. درجه هم انباشتگی برابر r=۱ انتخاب می‌شود. نتایج دو آماره حداکثر مقدار ویژه λ_{trace} و λ_{max}، نشان‌دهنده وجود یک رابطه در نهایت تعادلی بین مانده‌های پولی حقیقی و درآمد حقیقی است.

جدول ۴- نتایج آزمون هم انباشتگی برای تابع تقاضای پول با روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره‌ی λ_{max}	مقدار بحرانی ۵٪	آماره‌ی λ_{trace}	مقدار بحرانی
r =0	r =1	۱۷/۱۴*	۹/۱۸	۱۸/۳۹*	۱۵/۳۵
r ≤ 1	r =2	۳/۸۴	۶/۰۱	۳/۸۴	۶/۰۱

مأخذ: نتایج تخمین

درجه‌ی VAR برابر p=2 است. * بیانگر معنی دار بودن آماره در سطح ۵ درصد است.

با در نظر گرفتن تعداد وقفه‌ی بهینه، رابطه‌ی بلندمدت برای تقاضای پول سرانه تخمین زده شد که معادله‌ی تخمین زده شده به صورت زیر است:

$$m_t = M۲_t - P_t = -۱/۳۶ + ۰/۶۳Y_t + U_t \qquad (۱)$$

1- Johansen & Joselus (1990).

www.SID.ir

Archive of SID

علامت تمامی ضرایب با تئوری سازگار است. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب مربوطه هستند و دلالت بر معنی‌دار بودن ضرایب دارند. پس از تخمین رابطه‌ی بلندمدت، جزء تصحیح خطا یا عدم تعادل پولی از باقیمانده‌های معادله‌ی مذکور به‌صورت معادله (۲) به دست می‌آید.

$$ECM_t = u_t = m_t - m_t^* = M۲_t - P_t + ۱.۳۶ - ۰.۶۳Y_t \qquad (۲)$$

m^* مقدار تعادلی مانده‌ی حقیقی و عبارت ($ECM_t = u_t = m_t - m_t^*$) عدم تعادل بخش پولی است. انتظار می‌رود عدم تعادل‌های مثبت یا مازاد پولی (افزایش حجم پول نسبت به مقدار تعادلی آن) نرخ تورم را با ضریب مثبت تحت تأثیر قرار دهند.

۵-۲-۲- رابطه‌ی برابری قدرت خرید یا PPP

مبنای اصلی تجزیه و تحلیل تعادل بلندمدت در بخش خارجی نظریه‌ی تساوی قدرت خرید یا PPP بوده است. مطابق این نظریه با فرض آربیتراژ در بازار کالاها، قیمت یک سبد کالای مشترک در کشورهای مختلف (برحسب ارز واحد) به‌سمت مقدار یکسانی میل خواهد کرد[1]. در نتیجه در صورت انحرافات در نهایت از PPP انتظار می‌رود نرخ ارز و هم‌چنین قیمت‌های داخلی برای حصول به تعادل تعدیل شوند، لذا انحراف از PPP را به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر تورم در کوتاه‌مدت مورد توجه قرار می‌گیرد. مطابق نظریه‌ی PPP تغییرات نرخ ارز در تعادل بلندمدت، برابر تفاوت تورم داخلی و خارجی است، لذا رابطه‌ی هم‌انباشتگی یا بلندمدت برای PPP به صورت زیر تصریح شده است:

$$E_t = \beta_. + \gamma P_t + \delta P_t^f + u_t \qquad (۳)$$

که در آن E لگاریتم نرخ ارز در بازار آزاد، P لگاریتم CPI و P^f لگاریتم شاخص عمده فروشی آمریکا است. نتایج آزمون حداکثر درستنمایی جوهانسون برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی برابر r=1 می‌باشد. به عبارت دیگر یک رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ ارز اسمی و دو شاخص قیمتی وجود دارد (نتایج برای صرفه‌جویی ارایه نشده‌اند). نتیجه‌ی حاصل از تخمین رابطه‌ی در نهایت برای PPP به صورت زیر است:

$$E_t = -۸.۰۶ - ۰.۹P_t + ۱.۱۱P_t^f + u_t \qquad (۴)$$

جزء تصحیح خطا یا عدم تعادل خارجی برای رابطه‌ی PPP، همان باقیمانده‌های معادله‌ی مذکور بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$ECME_t = E_t - E_t^* = E_t + ۸.۰۶ + ۰.۹P_t - ۱.۱۱P_t^f \qquad (۵)$$

1- Obstfeld and Rogoff (1996).

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن E^* مقدار تعادلی نرخ ارز بر اساس نظریه‌ی PPP و عبارت ($ECME=E-E^*$) عدم تعادل بخش خارجی است. انتظار می‌رود عدم تعادل‌های خارجی (به طور مثال افزایش نرخ ارز نسبت به مقدار تعادلی آن)، قیمت داخلی را با ضریب مثبت افزایش دهد.

۵-۳- نحوه‌ی محاسبه‌ی شکاف تولید ناخالص داخلی (gap)

برای محاسبه‌ی به‌دست آوردن شکاف تولید ناخالص داخلی در گام نخست با استفاده از فیلتر هودریک– پرسکات[1] به محاسبه تولید ناخالص داخلی تعادلی پرداخته شده است، سپس با کم کردن مقدار تولید ناخالص داخلی تعادلی (Y^*) از مقدار واقعی آن (Y)، شکاف تولید ($gap=Y-Y^*$) به‌دست می‌آید که در ادبیات تجربی عموماً شاخصی برای محاسبه‌ی مازاد تقاضا در بازار کالا است.

۵-۴- مدل خطی تورم در ایران

شکل عمومی مدل خطی تصحیح خطا یا ECM به صورت زیر است (طول وقفه‌ی بهینه مطابق معیارهای انتخاب الگو مانند AIC, SBC و ... برابر یک در نظر گرفته شده است):

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1\Delta Y_t + \beta_2\Delta Y_{t-1} + \beta_3\Delta P_{t-1} + \beta_4\Delta E_t + \beta_5\Delta E_{t-1} + \beta_6\Delta M2_t + \beta_7\Delta M2_{t-1} + \beta_8 OP_t + \beta_9 OP_{t-1} + \beta_{10}.ECMm_{t-1} + \beta_{11}ECME_{t-1} + \beta_{12}gap_{t-1} + \Delta P_t^f + \beta_{13}ON_t + \beta_{14}ON_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در این الگو، D_t متغیر دامی برای در نظر گرفتن شوک ناشی از انقلاب اسلامی است که مقدار آن برای دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۷ برابر صفر و برای سایر سال‌ها یک است. تغییرات قیمت نفت ΔO به تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت تجزیه شده است. OP تکانه‌های مثبت قیمت نفت و ON تکانه‌های منفی قیمت نفت است. براساس پیشنهاد مورک[2] (۱۹۸۹)، نرخ‌های مثبت تغییرات قیمت نفت به عنوان تکانه‌های مثبت و نرخ‌های منفی تغییرات قیمت نفت به عنوان تکانه‌های منفی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$OP = \{\Delta O \quad if \quad \Delta O > 0, \quad othewrwise\}$$
$$ON = \{-\Delta O \quad if \quad \Delta O < 0, \quad otherwise\}$$

1- Hodrick, Robert, and Edward C. Prescott (1997).
2- Mork.

www.SID.ir

Archive of SID

در آن O قیمت‌های حقیقی نفت در کشورهای عضو اوپک است. بدین ترتیب تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت می‌تواند آثار نامتقارنی بر تورم داشته باشد. ECMm و ECME، به‌ترتیب باقیمانده‌ها یا عدم تعادل‌های حاصل از تخمین تابع تقاضای پول و رابطه‌ی PPP و gap، شکاف محصول یا مازاد تقاضا هستند. برای یافتن بهترین مدل خطی چندین تصریح رقیب مبتنی بر الگوی (۶) وجود دارد که در این مقاله فقط نتیجه‌ی بهترین تخمین (بر اساس آزمون‌های تشخیصی، معیارهای انتخاب الگو و معنی داری ضرایب) گزارش شده است (نگاه کنید به جدول شماره (۵)).

جدول ۵- نتایج حاصل از تخمین مدل خطی(۶) پس از ساده‌سازی

نام متغیر	ΔP_{t-1}	$\Delta M2_t$	ΔOP_t	ΔOP_{t-1}	ΔY_t	ΔE_t	$ECME_{t-1}$
ضریب متغیر	۰/۲۰	۰/۵۲	-۰/۰۷	-۰/۰۷	-۰/۲۷	۰/۱۷	۰/۰۳
آماره‌ی t	۱/۷۰	۵/۸۴	-۱/۹۸	-۱/۸۴	-۲/۱۲	۲/۶۴	۳/۱۲
انحراف معیار	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۱
معیارهای ارزیابی مدل	R2 ۰/۷۶	RESET ۴/۸۴	NORM ۰/۳۷	HET ۱/۸۷	DW ۱/۹۵	$AR\chi 2(2)$ ۰/۶۹	

مأخذ: نتایج تخمین

نتایج آزمون‌های تشخیصی در سطر آخر جدول (۵) ارائه شده است. در جدول مذکور $AR\chi 2(2)$ آماره‌ی آزمون ضریب لاگرانژ برای خود هم‌بستگی پیاپی جملات اخلال (برای دو وقفه)، DW معیار دوربین واتسون، RESET آماره‌ی آزمون رمزی[1] برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، NORM آماره‌ی آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها مبتنی بر چولگی[2] و کشیدگی[3] باقیمانده‌ها وHET آماره‌ی آزمون واریانس همسانی بر اساس رگرسیون مربع باقیمانده‌ها روی مربع مقادیر برازش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تمامی آزمون‌های خوبی برازش به جز شکل تبعی (آماره‌ی رمزی) عموماً رضایت‌بخش است.

نتایج به دست آمده از تخمین مدل به صورت خطی را با توجه به آن چه در جدول (۵) مشاهده می‌شود، می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد: اول؛ ضرایب متغیر تصحیح خطای به دست آمده از رابطه‌ی PPP معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار است؛ هر چند که اندازه عددی آن کوچک است. دوم؛ مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر تورم، نرخ رشد حجم پول است که رابطه‌ی مثبتی با تورم دارد. ضریب متغیر مذکور نشان می‌دهد که ۱۰ درصد افزایش در نرخ رشد حجم پول نرخ تورم را به اندازه‌ی ۵/۲ درصد در

1- Ramsey's RESET test.
2- Skew ness.
3- Kurtosis.

www.SID.ir

Archive of SID

کوتاه‌مدت (همان دوره) افزایش می‌دهد. سوم؛ تکانه‌های نفتی مثبت رابطه‌ای معکوس با تورم دارند و آن را با ضریب ۰/۰۷۷- در همان دوره و ۰/۰۷۴- با یک وقفه متأثر می‌کنند، لذا افزایش قیمت‌های نفت در کوتاه‌مدت، نرخ تورم را کاهش می‌دهد. چهارم؛ تکانه‌های نفتی منفی اثری بر تورم در اقتصاد ایران نمی‌گذارند و ضریب متغیر با وقفه‌ی تورم معنی‌دار و دارای رابطه‌ی مثبت با تورم است، معنی‌داری این ضریب به نوعی نظریه تورم انتظاری را تأیید می‌کند. پنجم؛ نرخ ارز قیمت‌ها را به طور معنی‌داری در کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد و ضریب متغیر رشد تولید ناخالص داخلی معنادار و منفی (۰/۲۷-) است. ششم؛ در مدل خطی مذکور، شکاف تقاضا اثری بر روی قیمت‌ها نمی‌گذارد. نهایتاً، نتایج آزمون شکل تبعی بر اساس آماره‌ی رمزی دلالت بر آن دارد که تصریح خطی به شکل رضایت‌بخشی قادر نیست نوسانات قیمت‌ها را توضیح دهد.

۵-۵- برآورد الگوی رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (STR)[1]

مدل رگرسیونی انتقال ملایم یک مدل رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را به عنوان یک شکل توسعه یافته از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت[2] که توسط باکون و واتس[3] (۱۹۷۱) معرفی شده است تلقی کرد. این محققان دو خط رگرسیونی را در نظر گرفته و به طراحی مدلی پرداخته‌اند که درآن‌گذار از یک خط به خط دیگر به صورت ملایم اتفاق می‌افتد. در ادبیات سری زمانی، گرنجر- تراسورتا[4] (۱۹۹۳)، برای نخستین بار به تشریح و پیشنهاد مدل انتقال ملایم STR در مطالعات خود پرداختند. مدل مذکور را می‌توان به دو شکل انتقال ملایم نمایی (ESTR)[5] و انتقال ملایم لجستیک (LSTR)[6] به صورت زیر مورد استفاده قرار داد:

$$y_t = \alpha + \phi' Z_t + \theta' Z_t G(s_t) + u_t = \alpha + \{\phi + \theta G(s_t)\}' Z_t + u_t,\ t=1, 2\ldots T \quad (۷)$$

برای تابع LSTAR

$$G(S_t) = \frac{۱}{۱ + \exp[-\gamma(S_t - c)]}$$

برای تابع ESTAR

$$G(S_t) = ۱ - \frac{۱}{\exp[-\gamma(S_t - c)^۲]}$$

که در آن y_t، متغیر وابسته، α عرض از مبدا و Z_t، بردار متغیرهای توضیحی است. در

۱- برای مباحث تکمیلی و توضیحات بیش‌تر در ارتباط با مدل‌های سری زمانی غیرخطی به Teräsvirta (2004), مراجعه شود.

2- Switching Regression Model.
3- Bacon & Watts.
4- Granjer & Terasvirta.
5- Exponential Smooth Transition Regression.
6- Logistic Smooth Transition Regression.

www.SID.ir

Archive of SID

تصریح مذکور، ضرایب متغیرهای توضیحی، دیگر کمیت ثابتی نبوده و تابعی از متغیر s_t می‌باشد. $G(s_t)$ تابع انتقال، s_t، متغیرگذار[1]، c پارامتر موضعی[2]، و $\gamma > 0$ پارامتر شیب نامیده می‌شوند. s_t می‌تواند هر یک از متغیرهای الگو (Z_t)، وقفه‌های آن‌ها و یا متغیری خارج از الگو باشد. تصریح فوق بیانگر این است که الگو می‌تواند به صورت یک تابع خطی با ضرایبی که به طور تصادفی در طی زمان تغیر می‌کنند[3]، نیز تفسیر شود. در این مطالعه همان‌طور که مشاهده خواهد شد متغیرگذار، نرخ رشد قیمت نفت انتخاب شده است ($s_t=\Delta OP_t$)، به طوری‌که ضرایب متغیرهای تعیین کننده‌ی تورم، خود تابعی از رشد قیمت نفت (یا رژیم درآمدهای نفتی) هستند.

برای الگوی LSTR ضرایب $\varphi+\theta G(s_t)$ به عنوان تابعی از s_t به صورت یکنواخت از φ به $\varphi+\theta$ تغییر می‌کنند (هنگامی که s_t از $-\infty$ به $+\infty$ حرکت می‌کند)، اما برای تابع ESTR، ضرایب به صورت متقارن حول نقطه‌ی میانی c از φ به $\varphi+\theta$ تغییر می‌کنند (هنگامی که st از c به‌سمت $\pm\infty$ حرکت می‌کند)، لذا مدل LSTR دارای قابلیت مدل‌سازی رفتار متقارن متغیرهاست، به عنوان مثال این الگو برای توصیف فرایندهایی که در دوره‌های رونق، رفتاری متفاوت از دوره‌های رکودی دارند و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت ملایم انجام می‌پذیرد، مدلی قابل اتکاء و مناسب است. از سوی دیگر، مدل ESTR برای شرایطی مناسب است که ضرایب یا فرایند تعدیل پویا در مقادیر حدی (بالا و پایین) st رفتاری مشابه داشته و فقط در مقادیر میانی رفتاری متفاوت از خود نشان دهند. وقتی که پارامتر شیب $\gamma = 0$ باشد، تابع‌گذار $G(s_t)=1$ خواهد بود و بنابراین مدل STR تبدیل به یک مدل خطی می‌شود. از سوی دیگر وقتی که $\gamma \to \infty$، مدل LSTR به مدل رگرسیونی تغییر وضعیت با دو رژیم گسسته تبدیل می‌شود. در مدل ESTR، اگر $\gamma \to \infty$ باشد، عملاً به یک الگوی خطی می‌رسیم.

قبل از تصریح و برآورد یک الگوی غیرخطی به صورت STAR ، ابتدا بایستی غیرخطی بودن آن مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد شود، باید از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه، به انتخاب نوع مدل غیرخطی (LSTR یا ELSTR) پرداخته و پارامترهای آن تخمین زده شود. برای آزمون فرضیه‌ی خطی بودن، بایستی محدودیت $\gamma = 0$ در الگوی غیرخطی (۷) آزمون شود، اما تحت فرضیه‌ی صفر $H_0: \gamma = 0$، ضرایب الگو قابل شناسایی نیستند. به همین دلیل برای آزمون مذکور تقریب تابع انتقال (۷) براساس بسط تیلور به صورت معادله (۸) نوشته می‌شود:

1- Transiton Variable.
2- Locational Parameter.
3- Time-Varaying parameters.

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_t = \Delta P_t = c + \beta'_{.} Z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta'_j Z_t s_t^j + u_t^* \qquad (۸)$$

الگوی خطی براساس فرضیه‌ی صفر $H_{.} = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ مبتنی بر آماره‌ی ضریب لاگرانژ یا نسبت F آزمون می‌شود (تراسورتا، ۲۰۰۴). برای آزمون خطی بودن از چهار متغیرگذار بالقوه (نرخ رشد حجم پول، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد قیمت نفت و نرخ تورم) استفاده می‌شود. نتایج حاصله در جدول (۶) ارایه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تغییرات جاری همه‌ی متغیرهای‌گذار مذکور فرض صفر خطی بودن را رد کردند. با توجه به آن‌چه که در ادبیات سری‌های زمانی غیرخطی آمده است در چنین شرایطی باید از میان متغیرهای گذار بالقوه، متغیری انتخاب شود که مقدارP-Value آزمون را حداقل کند. با مقایسه‌ی مقدار P-Value آزمون به ازای متغیرهای گذار مختلف که در جدول (۶) آمده است، ملاحظه می‌شود که مقادیر P-value برای متغیرهای نرخ رشد قیمت نفت به مراتب کم‌تر از این مقدار برای نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد تولید ناخالص حقیقی می‌باشد، لذا نرخ رشد قیمت نفت به عنوان متغیرگذار انتخاب شده است.

جدول ۶- مقادیر P-Value آزمون خطی بودن مدل به ازای متغیرهای گذار مختلف

نام متغیرگذار	نتیجه‌ی آزمون	مقدار P-Value	نام متغیرگذار	نتیجه‌ی آزمون	مقدار P-Value
ΔO_t	رد فرض صفر	۰/۰۰۰۰۰۱	ΔP_{t-1}	عدم رد فرض صفر	۰/۱۹
ΔO_{t-1}	عدم رد فرض صفر	۰/۱۲	ΔY_t	رد فرض صفر	۰/۰۰۸
$\Delta M2_t$	رد فرض صفر	۰/۰۰۰۰۰۲	ΔY_{t-1}	عدم رد فرض صفر	۰/۰۱۴
$\Delta M2_{t-1}$	عدم رد فرض صفر	۰/۰۲			

مأخذ: نتایج تخمین

با توجه به رد فرضیه‌ی صفر (خطی بودن الگو)، گام بعدی انتخاب نوع مدل غیرخطی است. در مدل‌های STR، هیچ تئوری اقتصادی روشنی در زمینه‌ی انتخاب نوع مدل وجود ندارد، بنابراین انتخاب نوع مدل STR (از میان دو نوع ESTR و LSTR) باید براساس داده‌ها و آزمون‌های آماری باشد. برای این منظور آزمون‌های زیر مبتنی بر معادله‌ی (۸) انجام می‌شود:

$$\begin{aligned} &H_{.4}: \beta_3 = 0 \\ &H_{.3} = \beta_2 = 0 \,|\, \beta_3 = 0 \\ &H_{.2} = \beta_2 = 0 \,|\, \beta_2 = \beta_3 = 0 \end{aligned} \qquad (۹)$$

www.SID.ir

Archive of SID

اگر H_{03} رد و دو فرضیه‌ی دیگر پذیرفته شود، مدل ESTR انتخاب می‌شود. اگر H_{04} یا رد H_{02}، مدل LSTR است. هم‌چنین اگر هر سه فرضیه‌ی صفر شوند، با توجه به مقدار P-Value، قوی‌ترین رد فرضیه‌ی صفر را در نظر می‌گیریم. مطابق قاعده پیشنهادی اگر فرضیه‌ی H_{03} به قوی‌ترین شکل رد شود، مدل ESTR است، در غیر این‌صورت مدل LSTR انتخاب می‌شود. در جدول (۷) مقادیر p-value برای آماره‌های F و کای دو حاصل از آزمون فوق آمده است. نتایج نشان می‌دهند که فرضیه‌ی H_{04} و H_{02} با قدرت بیش‌تری نسبت به H_{03} رد می‌شوند، در نتیجه مدل LSTR برای تخمین الگوی غیرخطی انتخاب می‌شود.

جدول ۷- نتایج آزمون WALD بر روی ضرایب برای تعیین نوع مدل غیرخطی.

فرض صفر	p-value برای آماره‌ی F	P-value برای آماره‌ی $\chi 2$
$\beta_3 = 0$	۰/۰۳	۰/۰۲
$\beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$	۰/۱۶	۰/۱۱
$\beta_2 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$	۰/۰۹	۰/۰۷

مأخذ: نتایج تخمین

۵-۵-۱- تخمین مدل با استفاده از الگوی غیرخطی LSTR

تخمین مدل غیرخطی LSTR به صورت معادله‌ی (۷) پس از حذف متغیرهای زاید (بی‌معنی) منتج به رابطه‌ی زیر می‌شود:

$$\Delta P_t = 0.1 ECMm_{t-1} + 0.03 ECME_{t-1} + 0.28 \Delta E_t - 0.3 \Delta OP_t + 0.51 \Delta M_t + \left(0.86 gap_{t-1} + 0.31 \Delta OP_t\right).G_1 + \varepsilon_t$$

$$G_1 = \left(1 + \exp\left\{-40.5\left(\Delta Oil_t - 0.10\right)\right\}\right)^{-1} \qquad (10)$$

$$AR\chi^2(2) = 1.67, \text{stability} - LM = 2.23$$

اعداد داخل پرانتز، نسبت‌های t می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود همه‌ی ضرایب در الگو معنی دارند. آماره‌های آزمون‌های ضریب لاگرانژ برای وجود خود همبستگی $AR\chi^2(2)$ و ثبات پارامترها stability-LM(2) معنی‌دار نبوده و دلالت بر رضایت‌بخش بودن نتایج الگوی غیرخطی دارند (برای تشریح این آزمون‌ها ایتریم و

www.SID.ir

Archive of SID

تراسورتا[1] (۱۹۹۶) را ملاحظه کنید). همان‌طور که در قسمت‌های قبلی اشاره شد، مدل غیرخطی دارای دو رژیم حدی متناظر با رشد پایین قیمت‌های نفت (LG)[2] و رشد بالای قیمت‌های نفت (HG)[3] است. در رژیم رشد درآمدهای پایین نفتی هنگامی که $s_t = \Delta O \to -\infty$ باشد، معادله‌ی تورم به صورت زیر حاصل می‌شود (ضرایب φ معادله‌ی (۷)):

$$\Delta P_t = ۰.۱ECMm_{t-۱} + ۰.۰۳ECME_{t-۱} + ۰.۲۸\Delta E_t - ۰.۳\Delta OP_t + ۰.۵۱\Delta M_t \quad (۱۱)$$

مدل غیرخطی HG برای تبیین رفتار تورم در سطوح بالای رشد قیمت‌های نفت هنگامی که $s_t = \Delta O \to +\infty$ به صورت معادله‌ی زیر است (ضرایب $\varphi + \theta$ در معادله‌ی (۷)):

$$\Delta P_t = ۰.۱ECMm_{t-۱} + ۰.۰۳ECME_{t-۱} + ۰.۲۸\Delta E_t + ۰.۵۱\Delta M_t + ۰.۸۶gap_{t-۱} \quad (۱۲)$$

لازم به‌ذکر است که در رژیم درآمدهای نفتی بالا، تمامی ضرایب در معادله‌ی (۱۲) با یگدیگر جمع می‌شوند (مجموع $\varphi + \theta$ محاسبه می‌شود)، در نتیجه در مدل حاصل شده (با توجه به قرینه بودن ضریب تکانه‌های نفتی مثبت) این ضریب حذف می‌شود و متغیر شکاف تقاضا تنها متغیری است که اضافه می‌شود.

نتایج به دست آمده از تخمین مدل با استفاده از الگوی LSTR را می‌توان به صورت زیر بیان کرد: اول؛ ضرایب متغیرهای تعیین‌کننده تورم در اقتصاد ایران مقادیر ثابتی نبوده و خود تابعی از رشد قیمت‌های نفت هستند. به عبارت دیگر متغیرگذار انتخاب شده، نرخ رشد قیمت‌های نفت است به طوری‌که تورم در اقتصاد ایران نسبت به سطوح متفاوت نرخ رشد درآمدهای نفتی رفتاری نامتقارن نشان می‌دهد. دوم؛ نرخ رشد قیمت نفت که درآن نرخ، گذار بین دو رژیم تورمی اتفاق می‌افتد برابر با ۱۰ درصد است. سوم؛ در سطوح پایین نرخ رشد قیمت نفت (رژیم درآمدهای نفتی پایین) عوامل گوناگونی از قبیل عدم تعادل پولی، انحراف از رابطه‌ی برابری قدرت خرید یا عدم تعادل خارجی، رشد نرخ ارز، تکانه‌های نفتی مثبت و نرخ رشد حجم پول بر روی تورم تأثیر می‌گذارند که عمده‌ترین عامل (با توجه به ضرایب متغیرها) نرخ رشد حجم پول است. چهارم؛ در سطوح بالای نرخ رشد درآمدهای نفتی (رژیم درآمدهای نفتی بالا) تکانه‌های نفتی (شامل تکانه‌های مثبت نفت) اثر با اهمیتی بر تورم نداشته و در مقابل، متغیر شکاف تقاضا دارای نقش تعیین‌کننده‌ای است. در حقیقت در سطوح بالای نرخ رشد درآمدهای نفتی (با توجه به ضرایب متغیرها) شکاف تقاضا با ضریب ۰/۸۶ مهم‌ترین عامل اثرگذار

1- Eitrheim and Terasvirta.
2- Low Growth.
3- High Growth.

www.SID.ir

Archive of SID

بر تورم است. پنجم؛ تکانه‌های نفتی مثبت در رژیم پایین درآمدهای نفتی، اثرات منفی با اهمیتی (با ضریب ۰/۳-) بر روی تورم دارند، ولی در رژیم درآمدهای نفتی بالا این اثر به صفر می‌رسد (در حقیقت دو ضریب ۰/۳- و ۰/۳۱ در دو معادله‌ی مذکور یکدیگر را خنثی می‌کنند).

در جدول (۸) بهترین تخمین حاصل از مدل خطی و غیرخطی به صورت هم زمان ارائه شده‌اند تا از این طریق بتوان به مقایسه‌ی دقیق‌تر بین الگوهای خطی و غیرخطی رسید. مدل غیرخطی خود به دو بخش مدل غیرخطی LG (رژیم درآمدهای نفتی پایین) و مدل غیرخطی HG (رژیم درآمدهای نفتی بالا) تقسیم شده است.

جدول ۸- مقایسه‌ی تخمین‌های به دست آمده از مدل تورم خطی و غیرخطی

متغیر / نوع مدل	ΔP_{t-1}	$\Delta M2_t$	ΔOP_t	ΔOP_{t-1}	ΔY_t	ΔE_t	gap_{t-1}	$ECMm_{t-1}$	$ECME_{t-1}$
خطی	۰/۲۰	۰/۵۲	-۰/۰۷	-۰/۰۷	-۰/۲۷	۰/۱۷	----	----	۰/۰۳
غیرخطی (HG)	----	۰/۵۱	-۰/۳۰	----	---	۰/۲۸	----	۰/۱۰	۰/۰۳
غیرخطی (LG)	----	۰/۵۱	----	----	---	۰/۲۸	۰/۸۶	۰/۱۰	۰/۰۳

مأخذ: نتایج تخمین

حال می‌توان دو مدل خطی و غیرخطی را با استفاده از معیارهای ارزیابی مدل، مورد مقایسه قرار داد. برای مقایسه‌ی این دو مدل معیار SSR کافی است (تراسورتا، ۱۹۹۹). مقدار عددی این معیار برای الگوی خطی، ۰/۰۸۴ و برای الگوی غیرخطی ۰/۰۷۷ است. در نتیجه با توجه به این معیار، الگوی غیرخطی چارچوب مناسب تری برای تبیین رفتار تورم است. اهم نتایج به دست آمده از مقایسه‌ی مدل خطی و غیرخطی را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد: با توجه به معیارهای ارزیابی مدل و آزمون‌های مربوطه، الگوی غیرخطی، مدلی مناسب‌تر برای تبیین رفتار تورم در اقتصاد ایران است. به علاوه، با توجه به مشابه بودن ضرایب متغیرهای نرخ رشد حجم پول و عدم تعادل برابری قدرت خرید در هر دو الگوی خطی و غیرخطی (در جدول (۸))، این نتیجه حاصل می‌شود که ضرایب مذکور در مدل‌های خطی و غیرخطی تفاوت محسوسی با یکدیگر ندارند. ولی در مورد سایر متغیرها، الگوی غیرخطی نتایج متفاوتی (به تفکیک رژیم‌های درآمدی بالا و پایین نفتی) ارائه می‌دهد. در این موارد نتایج الگوی خطی به طور کلی گمراه‌کننده است. از سوی دیگر، اگرچه مدل خطی همانند مدل غیرخطی دلالت بر مهم بودن نقش

www.SID.ir

Archive of SID

تکانه‌های نفتی مثبت بر قیمت‌ها دارد، اما نتیجه‌ی به دست آمده از مدل غیرخطی به مراتب دقیق‌تر است. مطابق نتایج تخمین مدل غیرخطی در جدول (۸)، تکانه‌های نفتی مثبت فقط در سطوح پایین درآمدهای نفتی بر روی قیمت‌ها اثر می‌گذارند و در رژیم بالای درآمدهای نفتی هیچ گونه اثری بر روی تورم ندارند.

نتایج به دست آمده در خصوص متغیر شکاف تقاضا نیز برای الگوی خطی گمراه‌کننده است. در حقیقت ضریب این متغیر در مدل خطی بی‌معنی است ولی با توجه به نتیجه‌ی به دست آمده از تخمین مدل با الگوی غیرخطی مشخص می‌شود که بزرگ‌ترین عامل اثرگذار بر روی قیمت‌ها در سطوح بالای درآمدهای نفتی، متغیر شکاف تقاضا است.

۶- نتیجه‌گیری

هدف از این مقاله بررسی مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده‌ی تورم در ایران، بر اساس الگوهای خطی و غیرخطی است. یافته‌های مدل خطی نشان می‌دهد که حجم پول، تولید، نرخ ارز و تکانه‌های مثبت پول، بیش‌ترین اهمیت را در نوسانات قیمت‌ها در دوره‌ی نمونه داشته‌اند، در حالی که ضرایب تکانه‌های منفی نفت، عدم تعادل خارجی (PPP)، عدم تعادل پولی و شکاف تقاضا در معادله‌ی خطی تورم کوچک بوده و یا دارای اهمیت آماری پایینی هستند. یک توضیح قانع‌کننده برای بی‌اهمیت بودن ضرایب تعدیل مذکور می‌تواند این باشد که مکانیزم تعدیل (اثر عدم تعادل‌های مذکور روی تورم)، غیرخطی است به‌طوری‌که استفاده از تعدیل خطی منجر به ایجاد نتایج گمراه‌کننده‌ای شده است، لذا الگوی غیرخطی تورم که در آن ضرایب الگو، خود متغیر بوده و تابع یکی از متغیرهای توضیح‌دهنده (به نام متغیرگذار) است مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. فرض صفر خطی بودن به ازای چهار متغیرگذار (نرخ رشد حجم پول، نرخ رشد قیمت نفت، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم) مورد آزمون قرار گرفته است که به جز نرخ تورم سه متغیر دیگر، فرضیه‌ی صفر مناسب بودن مدل خطی برای تبیین رفتار تورم را به شدت رد کرده‌اند. از میان متغیرهای‌گذار بالقوه، نرخ رشد قیمت نفت به عنوان مناسب‌ترین متغیرگذار انتخاب شده است.

آزمون‌های مربوطه برای تعیین نوع مدل غیرخطی نیز دلالت بر مناسب بودن مدل غیرخطی غیر متقارن از نوع LSTR دارد. در نهایت مدل تورمی با استفاده از الگوی غیرخطی LSTR تخمین زده شده است. اهم نتایج حاصل از تخمین مدل با هر دو الگوی خطی و غیرخطی به صورت زیر مقایسه می‌شوند. نخست؛ هر دو گروه عوامل داخلی (مانند عرضه‌ی پول) و عوامل خارجی (هم‌چون تغییرات مثبت قیمت نفت، نرخ

www.SID.ir

Archive of SID

ارز و انحرافات از برابری قدرت خرید) به طور معنی‌داری بر روی قیمت‌ها در ایران تأثیر می‌گذارند. نتایج حاصل از تخمین مدل خطی و غیرخطی دلالت بر ضعیف بودن نقش متغیر انحراف از PPP بر تورم داخلی دارد. عدم تعادل بازار پول در الگوی خطی تأثیری بر تورم نداشته در حالی نقش با اهمیتی در الگوی غیرخطی (در هر دو رژیم درآمدهای نفتی پایین و بالا) ایفا می‌کند. دوم؛ الگوی سری زمانی غیرخطی توانایی بیش‌تری برای تبیین رفتار تورم در اقتصاد ایران نسبت به الگوی خطی دارد. به عبارت دیگر الگوی غیرخطی تحولات تورم در اقتصاد ایران را به طور کامل‌تری به تصویر می‌کشد. سوم؛ الگوی غیرخطی تورم تطابق بیش‌تری با تابع رگرسیون انتقال ملایم از نوع LSTR دارد به این مفهوم که واکنش تورم به عوامل تعیین‌کننده‌ی آن در رژیم درآمد نفتی بالا متفاوت از این واکنش در رژیم درآمد نفتی پایین است. چهارم؛ شکاف تقاضا اثرات بسیار با اهمیتی بر تورم در دوره‌های رونق درآمدهای نفتی دارد، در حالی که این اثر در رژیم درآمدهای نفتی پایین معنی‌دار نیست. نتیجه‌ی مذکور احتمالاً اثرات بالای تورمی مخارج دولت را به‌ویژه در دوره‌های رونق نفتی منعکس می‌کند. الگوی خطی قادر به تشخیص اهمیت متغیر مذکور نیست. پنجم؛ تکانه‌های مثبت نفتی فقط در رژیم درآمدهای نفتی پایین اثرات ضد تورمی دارند. در دوره‌ی رونق درآمدهای نفتی، تکانه‌های مثبت نفت اثرات با اهمیتی بر تورم (به جز از کانال حجم پول که در الگو لحاظ شده است) ندارد. الگوی خطی، به شکل گمراه‌کننده ای، اثر تکانه‌های مثبت نفتی را معنی دار تشخیص می‌دهد. ششم؛ حجم پول و عدم تعادل بخش خارجی اثرات خطی و متقارنی بر قیمت‌ها در تمامی رژیم‌های درآمد نفتی دارد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که در دوره‌های رونق نفتی، کنترل مخارج دولت و کاهش شکاف تقاضا در کنترل فشارهای تورمی بسیار مؤثر است. کنترل‌های پولی و کاهش عدم تعادل‌های پولی، کارایی و قدرت یکسانی در کنترل تورم صرف نظر از رژیم‌های مختلف درآمد نفتی دارند.

فهرست منابع

۱- ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن. ۱۳۷۷. تورم و سیاست‌های جبرانی پولی و ارزی در اقتصاد ایران. پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، فصل‌نامه‌ی شماره‌ی ۷، صفحات ۴۷ تا ۷۲.

۲- بهرامی، جاوید و فرشچی ، مریم. ۱۳۸۹. تجریه و تحلیل تورم با استفاده از مدل P^*. پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، سال دهم، شماره‌ی دوم. صفحات ۱۱۵ تا ۱۳۸.

www.SID.ir

Archive of SID

۳- حسینی‌نسب، ابراهیم و رضاقلی‌زاده، مهدیه. ۱۳۸۹. بررسی ریشه‌های مالی تورم در اقتصاد ایران. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال دهم، شماره‌ی اول، صفحات ۴۳ تا ۷۰.

۴- درگاهی، حسن و آتشک، احمد. ۱۳۸۱. هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران: پیش شرط‌ها و تبیین ابزارهای سیاسی. تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران. شماره‌ی ۶۰، صفحات ۱۱۹ تا ۱۴۷.

۵- طبیبیان، محمد و سوری، علی. ۱۳۷۵. ریشه‌های تورم در ایران. پژوهش‌های بازرگانی، شماره‌ی ۱، صفحات ۷۵ تا ۱۰۶.

۶- طیب‌نیا، علی. ۱۳۷۴. تئوری‌های تورم با نگاهی به فرایند تورم در ایران جهاد دانشگاهی. دانشگاه تهران.

۷- طیب‌نیا، علی و رضوان زندیه. ۱۳۸۸. اثرات فرآیند جهانی شدن بر تورم در ایران. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال سیزدهم، شماره‌ی ۳۸، صفحات ۵۳ تا ۹۶.

۸- عزیزی، فیروزه. ۱۳۸۳. پیش بینی شکاف تورم بر اساس مدل P^*. جستارهای اقتصادی, شماره‌ی ۲, صفحات ۱۱-۳۸.

۹- تشکینی، احمد و قوام مسعودی، زهره. ۱۳۸۴. بررسی تجربی و نظری تورم در اقتصاد ایران(۸۲-۱۳۳۸). فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، شماره‌ی ۳۶، صفحات ۱۰۶-۷۵.

۱۰- کمیجانی، اکبر و علوی ، سید محمود. ۱۳۷۹. راهبرد سیاست‌گذاری پولی براساس روش هدف‌گذاری تورم و پیش شرط‌های لازم برای اجرای آن در ایران، مؤسسه‌ی تحقیقات پولی و بانکی.

۱۱- گرجی، ابراهیم. (۱۳۷۹). اقتصاد کلان تئوری‌ها و سیاست‌گذاری‌ها اقتصادی، شرکت چاپ و نشر بازرگانی وابسته مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، چاپ اول.

۱۲- مشیری، سعید. (۱۳۸۰). پیش بینی تورم با استفاده از مدل‌های ساختاری، سری‌های زمانی و شبکه‌های عصبی، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، بهار و تابستان ۱۳۸۰، شماره‌ی ۵۸، صفحات ۱۸۴-۱۴۷

۱۳- محمدی، تیمور و رضا طالبی. (۱۳۸۹). پویایی‌های تورم و رابطه‌ی تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA- GARCH، پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، سال دهم، شماره‌ی اولف صفحات ۱۳۷ تا ۱۷۰.

۱۴- مهرآرا، محسن و رامین مجاب. (۱۳۸۸). ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران، فصل‌نامه‌ی پول و اقتصادف صفحات ۱ تا ۳۰.

www.SID.ir