

تصویح یک مدل تورمی برای اقتصاد ایران با بهره‌گیری از بنیان‌های خُرد اقتصادی

دکتر رحیم دلالی اصفهانی^۱ محمدمهدی مجاهدی موخر^۲

رضا صمدی بروجنی^۳

دکتر سعید صمدی^۴

دکتر امیر جباری^۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۳/۲۹

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۱۹

چکیده

مطالعه حاضر سعی دارد تأثیر متغیرهای مختلف اثرگذار بر تورم را در فضای اقتصاد پولی و با تأکید بر الگوهای درون‌زای رشد بر پایه بنیان‌های خرد اقتصادی بررسی کند. در این‌باره مقاله در گام نخست، از طریق مدل‌سازی وضعیت اقتصاد ایران در قالب یک مدل رشد درون‌زا، نقش متغیرهایی نظیر بازدهی سرمایه سرانه، تورم وارداتی، تغییر در ارزش پول ملی، انتظارات، پایه پولی و انباشت سرمایه سرانه را به صورت درون‌زا بررسی می‌کند. در گام دوم، نتایج بهینه‌سازی از طریق سطح مرتبه اول اویلر به صورت خطی تصویح می‌شود و در گام سوم، مدل به دست آمده تخمین زده می‌شود. نتایج حاصل شده، تخمین نوعی الگوی خطی تورمی است که جنبه‌های مختلف بروز تورم را به صورت درون‌زا در خود جای داده است. ویژگی باز این مدل، آن است که تمام جنبه‌های بروز تورم اعم از عوامل پولی، انتظارات، کسری بودجه و سازوکارهای فنی و تکنیکی را تنها در یک مدل خطی جمع می‌کند و تخمین می‌زنند. در این راستا، مدل با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۸۷ و با استفاده از روش ARDL به تخمین ضرایب عوامل تأثیرگذار بر تورم در ایران پرداخته است. نتایج حاصل از این تخمین نشان می‌دهد که تورم وارداتی از جهت افزایش نرخ ارز بر تورم تأثیرگذار است. همچنین نتایج، تأثیر مثبت انتظارات تورمی، نرخ بازدهی سرمایه سرانه و نرخ رشد پایه پولی بر نرخ تورم را نشان می‌دهد.

واژگان کلیدی: تورم، رشد درون‌زا، روش ARDL، مدل سیدراسکی.

JEL: E20, D99.

۱. دانشیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان. Email:rateofinterest@yahoo.com

۲. استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان. Email: samadi_sa@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان. Email: m_mojahedi2004@yahoo.com

۴. دکتری علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان. Email: amirjabbari2002@yahoo.com

۵. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تهران. Email: rezarsb@yahoo.com

۱. مقدمه

تورم، به مفهوم افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش مستمر قدرت خرید، از جمله مهم‌ترین مشکلات اقتصادی و از چالش‌های عمدۀ پیش روی دولت‌ها و سیاستگذاران اقتصادی است. از این‌رو، همواره پرسشی اساسی در کانون توجه بوده است: عوامل مؤثر بر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها چیست و چگونه می‌توان از طریق سیاست‌های مؤثر، روند رشد قیمت‌ها را مهار کرد یا آن را به حداقل کاهش داد؟

مطالعات گسترده در زمینه پدیدۀ تورم، ارتباط بسیاری با نوع تأثیرپذیری از مکتب اقتصادی دارد. تفاوت در اندیشه و مکتب اقتصادی، نگرش‌های مختلفی را در تحلیل ماهیت تورم و عمل ایجاد آن مطرح می‌کند. از این‌روست که منشأ تورم با توجه به اردوگاه فکری می‌تواند در سه دسته تورم فشار تقاضا، تورم ناشی از مشکلات ساختاری و نهادی اقتصادی و نیز انتظارات عقلایی قرار گیرد. در حوزه سیاستگذاری اقتصادی ایران نیز چند دلیل برای بروز پدیدۀ تورم مطرح می‌شود: عوامل ساختاری و مزن، اقتصاد تک محصولی، عوامل خارجی بروز تورم، نقش کسری بودجه دولت و رشد پایه پولی و نیز رشد نقدینگی.

در مطالعه تحلیل‌های بروز پدیدۀ تورم و تخمین‌های مربوط، آنچه مشاهده می‌شود، آن است که عمدتاً برخی از عوامل ایجاد تورم به صورت تک‌بعدی و مجزا نظری عوامل پولی، تأثیرات بودجه‌ای دولت و مسائل ساختاری نظری اقتصاد تک محصولی، بررسی می‌شود و از همین بررسی تک‌بعدی و محدود، سیاست‌ها و رویکردهای مهار تورم نتیجه گیری می‌شود.

این موضوع باعث شده است تا از یک سو همه جنبه‌های تأثیرگذار بر تورم، اعم از عوامل تحریک تقاضا و عوامل تأثیرگذار بر عرضه، دیده نشود یا کمتر مورد توجه قرار گیرد. از سوی دیگر، اختلاف نظر در منشأ شکل گیری تورم و راهکارهای مهار آن، به‌دلیل تنوع دیدگاه‌ها، همواره در میان سیاستگذاران اقتصادی و اقتصاددانان کشور وجود داشته باشد.

بازگشت به مفاهیم اقتصاد خُرد در حوزه اقتصاد کلان جدید توائسته است حداکثر توافق عمومی را در شکل گیری نظریه‌های اقتصادی فراهم کند. بنابراین در حوزه فعالیت‌های تجربی اقتصاد کلان ایران نیز می‌توان با تأکید بر مدل‌سازی تورم بر پایه‌های خُرد، بیشترین توافق میان سیاستگذاران اقتصادی را در مواجهه با پدیدۀ تورم انتظار داشت.

بر این اساس، این مدل با تأثیرپذیری از فضای تحلیلی رمزی^۱ (۱۹۲۸) و تابع مطلوبیت پول سیدراسکی^۲ (۱۹۶۷) سعی می‌کند تا پول خارجی یا ارز را در سبد دارایی جامعه لحاظ کند. این نوآوری امکان می‌دهد

1. Ramsey

2. Sidrauki

تا به تفکیک، تأثیرات رشد پول بر تورم و تأثیر تورم جهانی بر تورم داخلی تحلیل شود. در این میان، سهم فعالیت‌های دولت در این اقتصاد نیز مدنظر قرار می‌گیرد. در پایان، آنچه در تحلیل تورم به دست خواهد آمد، نوعی مدل خطی تصویر شده است. در چنین مدلی نقش متغیرهایی نظیر تحولات تکنولوژیک، انتظارات، تورم وارداتی و موجودی سرمایه‌فیزیکی در کنار نقش پول، در شکل گیری پدیده تورم از طریق حل مسئله بهینه‌سازی در مدل بسط یافته معرفی و تخمین زده می‌شود.

بنابراین تأکید و نوآوری این مقاله بر مدل‌سازی، تصویر و تخمین نوعی مدل تورمی بر پایه الگوهای رشد درون‌زا با استفاده از چارچوب‌های خرد اقتصادی است. نتیجه تصویر مدل تورمی، ارائه نوعی مدل خطی تورمی است که جنبه‌های مختلف بروز تورم، شامل عوامل پولی، عوامل تکنولوژیکی، تورم وارداتی و انتظارات را به صورت یکجا، در چارچوب حل مسئله بهینه‌سازی ارائه می‌کند. در ادامه، متغیرهای تأثیرگذار بر تورم که از حل مسئله بهینه‌سازی به دست آمده، برای اقتصاد ایران تخمین زده است. مدل با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۷ و ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۷ با استفاده از روش ARDL ضرایب عوامل تأثیرگذار بر تورم در ایران را تخمین زده است. نتایج حاصل از این تخمین، نشان می‌دهد که تورم وارداتی از جهت افزایش نرخ ارز بر تورم تأثیرگذار است و نه از طرف افزایش تورم جهانی. همچنین ضرایب نرخ ترجیح زمانی، به عنوان متغیر جایگزین انتظارات تورمی، نرخ بازدهی سرمایه سرانه، به عنوان جایگزین نرخ بهره، نیز نرخ رشد پایه پولی مشت بوده که نشان‌دهنده تأثیرگذاری هم‌زمان عرضه و تقاضای کل اقتصاد بر تورم ایران است.

۲. تکاهی به ادبیات تورم و نقش الگوهای رشد دورنزا در تحلیل مسائل اقتصاد کلان

تورم در نگرش برخی مکاتب اقتصادی، محصول سیاست‌های پولی سیاستگذاران اقتصادی است و به طور مستقیم از رشد پول و حجم نقدینگی تأثیر می‌پذیرد. ازسوی دیگر، عوامل تولید و اعطاف ناپذیری مکانیزم تولید نیز بر تورم تأثیرگذار است. تغییرات نرخ ارز در چارچوب اقتصاد بین‌الملل و نیز تورم وارداتی می‌تواند بخشی دیگر از نگرش‌ها را در زمینه تورم مطرح کند.

نقش انتظارات تورمی در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها و نیز تأثیرات مخارج دولت و کسری بودجه دولت در کنار مالیات تورمی، از جمله مقولات مطرح در زمینه افزایش سطح عمومی قیمت‌هast.

در این مسیر، نظریه رشد دورنزا اقتصادی با ارائه چالش‌های جدی و اشکالات اساسی الگوهای رشد نوکلاسیکی، سهمی بسزا در تحلیل مباحث رشد و متغیرهای مرتبط با آن ایفا می‌کند؛ بهنحوی که اقتصاد رشد پس از یک دوره فراموشی به مقوله پژوهشی بسیار پر تحرکی در بعد نظری و تجربی تبدیل شده و از الگوهای رشد درونزا به شکل بسزایی سود برده است.

رهیافت الگوهای رشد درون‌زا، به دلیل قرارگرفتن چارچوب و ساختار آن بر پایه‌های خرد اقتصادی، این ویژگی را دارد تا بتوان با کمترین نگرانی از برخورد با چالش‌های ناشی از اختلافات موجود در دیدگاه‌های اقتصاد کلان، مسائل اقتصادی را بررسی و تحلیل کرد. در این رهگذار، ویژگی‌های بارزی این گونه مدل‌ها را مطلوب ساخته است: تلاش درجهت بررسی و تحلیل اقتصادهای مختلف براساس ویژگی‌های خاص اقتصادی و حرکت شاخص‌های اقتصادی در مسیر بهینه به شکلی پویا و نیز درون‌زاکردن تمام متغیرهای اقتصادی.

بعد از سهمی که رومر^۱ (۱۹۸۶) و لوکاس^۲ (۱۹۸۸) در جهت گیری مباحث رشد به سمت مباحث رشد درون‌زا انجام دادند، رشد درون‌زا اقتصادی به عنوان یکی از جریان‌های اصلی تحقیقات اقتصادی مطرح شد. این نوآوری در اقتصاد کلان، سهمی بسزا در فهم و نقش متغیرهای اقتصادی و نیز فهم سیاست‌های اقتصادی دولت بر متغیرهای حقیقی اقتصاد ایجاد کرده است؛ به گونه‌ای که بارو^۳ (۱۹۹۰)، جونز و مانوئلی^۴ (۱۹۹۰)، کینگ و ریبلو^۵ (۱۹۹۱)، بارو و سالی مارتین^۶ (۱۹۹۲) ساینت باول^۷ (۱۹۹۲)، فوتاجیمی^۸ (۱۹۹۳)، فیگ^۹ (۱۹۹۵) و مینو^{۱۰} (۱۹۹۶) شاخص‌های بروون‌زا بی را که به سیاست‌های پولی و مالی در کل اقتصاد اثر می‌گذارد، به شکل درون‌زا مطرح و تأثیرات مختلف آن را بر رشد، بررسی کردند.

همچنین سیدراسکی (۱۹۶۷)، فیشر^{۱۱} (۱۹۷۹)، استوکمن^{۱۲} (۱۹۸۱)، کوهن^{۱۳} (۱۹۸۵) و نیز ونگیپ^{۱۴} (۱۹۹۱) به طور خاص اثر سیاست‌های پولی را بر ابیاث سرمایه بسط و گسترش داده‌اند. نیز آنان با تمرکز بر ادبیات رشد اقتصادی و پول، نقش سیاست‌های پولی در مدل‌های دویخشی با ابیاث سرمایه انسانی را تحلیل کردن.

نتیجه به دست آمده از این تحلیل‌ها در اقتصاد، بر این فرضیه استوار شده است که رشد پول در حالتی که پول فقط به مصرف و سرمایه فیزیکی محدود شود، در رشد بلندمدت اقتصادی بی‌اثر است. در این مسیر، نرخ رشد پول تنها منجر به افزایش نرخ تورم می‌شود و بر متغیرهای حقیقی، نظیر نرخ رشد فیزیکی و انسانی سرمایه و

1. Romer
2. Lucas
3. Barro
4. Jones and Manguelli
5. King and Barro
6. Barro and Salamartin
7. Sanit baul
8. Fotajimi
9. Fing
10. Mino
11. Fisher
12. Stockman
13. Kohen
14. Wangyep

صرف و تولید، تأثیری ندارد. در حالت افراطی‌تر، مارکوئس و ریفت^۱ (۱۹۹۴) مدلی از نوع رشد دورنزا رومر (۱۹۹۰) را تعریف می‌کنند که تغییرات تکنولوژیک حاصل از رشد درونزا مدل را تبیین می‌کند. به‌طور خاص، نظریه‌های مطرح شده در زمینه سیاست‌های پولی و تورم و رشد اقتصادی، از این پرسش آغاز می‌شود که آیا رشد پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد و رشد اقتصادی مؤثر است؟ بهیان‌دیگر، نقش پول در رشد اقتصادی ختنی است یا غیرخنثی؟ پاسخ به این پرسش، قسمت عمده‌ای از مباحث مربوط به تورم و رشد اقتصادی را به خود جلب می‌کند.

براساس یکی از نگرش‌ها، وجود اطلاعات ناقص امکان رشد سریع قیمت‌ها را در اثر رشد پولی فراهم نمی‌کند؛ درنتیجه می‌توان انتظار داشت که رشد پول به رشد اقتصادی منجر شود. در همین راستا، توین^۲ (۱۹۶۵) در تبیین ارتباط میان انسباط پولی و تورم و رشد، با این فرض ضمنی که ذخیره ثروت با افزایش تورم ثابت می‌ماند، به این نتیجه می‌رسد: نقش پول و انسباط پولی در ایجاد رشد اقتصادی، به دلیل کاهش نرخ بهره حقیقی و افزایش نسبت سرمایه به تولید، مثبت است.

در دیدگاه لوهاری^۳ (۱۹۶۸) و پاتینکین^۴ (۱۹۶۸) نرخ پس‌انداز می‌تواند تابعی از نرخ بازدهی سرمایه و مانده پولی تعریف شود و بر این مبنای، اثر تورم بر سرمایه می‌تواند مثبت یا منفی باشد. همین نتیجه‌گیری در نگرش دورنبوش و فرانکل^۵ (۱۹۷۳) مجددًا مطرح شد. با این‌همه، مارتی^۶ (۱۹۶۸) عنوان می‌کند که با توجه به شکل تابع تولید، اثر افزایش تورم بر ابناشت سرمایه، مهم و نامعین است؛ به‌نحوی که اگر تابع تولید مقرر باشد، اثر مانده حقیقی بر تولید نهایی سرمایه، مثبت است و در غیر این حالت، منفی.

سیدراسکی (۱۹۶۷) نیز با استفاده از رهیافت نگرش رمزی (۱۹۲۸) با مشخص کردن نوعی استراتژی توسعه بهینه برای اقتصاد و با استفاده از تکنولوژی ثابت و استفاده از الگوی رشد دورنزا، مسیر بهینه رشد اقتصادی را تبیین می‌سازد. سیدراسکی (۱۹۶۹) در مقاله‌ای مشترک با دی. کی. فولی^۷ سیاست‌های بهینه پولی و مالی در رشد اقتصادی را ارائه کرده و نقش دولتها را در اقتصاد و رشد اقتصادی تحلیل می‌کند. آن‌ها مسئله اساسی دولتها را در اقتصاد، سیاست‌هایی می‌دانند که در صرف و سرمایه‌گذاری و پس‌انداز جامعه تأثیر می‌گذارد و نفوذ ایجاد می‌کند. این تأثیر با تمرکز بر متغیرهای تحت انحصار دولت، نظریه پول و مالیات و... تعیین می‌شود.

1. Marcois and Reffit

2. Tobin

3. Levhari

4. Patinkin

5. Dorenbusch and Frankel

6. Marty

7. Folly.D.K

نقش محوری توین (۱۹۶۵) و سیدراسکی (۱۹۶۷) در ارائه اهمیت پول در رشد اقتصادی، به یکی از موضوعات مهم و پایدار در نظریه رشد پولی تبدیل شده است؛ به نحوی که افرادی نظری دورنبوش و فرانکل (۱۹۷۳) و فیشر و آساکو^۱ (۱۹۷۴) آن را ادامه دادند. این دو نشان دادند که اگر پول در تولید، جایگزین سرمایه شود، ختنی بودن این پول نمی‌تواند دوامی داشته باشد. بعد از گذشت زمان دیگر پول ختنی نخواهد بود و تأثیرات حقیقی بر اقتصاد خواهد گذاشت.

در مقابل، استوکمن (۱۹۸۱) ثابت می‌کند که اگر از پول برای خرید کالاهای سرمایه‌ای استفاده شود، بر رشد اقتصادی جامعه تأثیر می‌گذارد و آن را کاهش می‌دهد و نهایتاً اثر معکوس توین ایجاد می‌شود. به طور مشابه، افراد دیگری نظری ویل^۲ (۱۹۸۶) و مارتین و وان در پلوگ^۳ (۱۹۸۸) عنوان می‌کنند که پول در در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است. آنان همچنین مطرح می‌کنند آنچه رشد اقتصادی را در بلند‌مدت و در وضعیت پایدار تعیین می‌کند، رشد جمعیت و تکنولوژی است.

اختلاف نظرها در زمینه تأثیرات نقش پول در رشد اقتصادی و تورم، برخی مقالات را به این جهت سوق می‌دهد که نقش پول را در ارتباط با تورم و رشد، با به کار گیری همه نظریه‌ها در این خصوص روشن سازند. در این میان، پینگ وانگ و چانگ یپ^۴ (۱۹۹۲) رابطه میان پول و رشد اقتصادی را در چند محور گسترش می‌دهند؛ به نحوی که نقش پول در رشد اقتصادی به عنوان کالایی که مستقیماً در تابع مطلوبیت وارد می‌شود، ختنی است. در صورتی که پول جانشین سرمایه شود، رشد پول، رشد اقتصادی را از طریق انباست سرمایه فراهم می‌سازد. تجهیز کالاهای سرمایه‌ای از طریق پول، اثر معکوس توین را از طریق کاهش مانده حقیقی ایجاد خواهد کرد و تنها اثر تورمی خواهد داشت. تأثیرهای مهم پول نیز در صورتی که پول در تابع هزینه به شکل مبادلات نقدی مطرح باشد، تصور پذیر است.

همچنین ون چانگ و چانگ چونگ لی^۵ (۲۰۰۰) تلاش می‌کنند کاهش رشد پول پیش‌بینی شده را در رشد اقتصادی در فضای انتظارات عقلایی تحلیل کنند. نتایج چنین رشد پولی، به نرخ هموار کنندگی مصرف و جانشینی مصرف میان حال و آینده مصرف کنندگان بستگی دارد. همچنین تأثیر تصمیمات بین‌زمانی خانوار برای مصرف یا پس‌انداز را در مقاله یونگ^۶ (۲۰۰۴) و نیز دیدگاه ارو^۷ (۲۰۰۴) می‌توان

1. Fisher and Asako

2. Weil

3. Martin and Vander Ploeg

4. Ping Wang and Chong, K. Yip

5. Wen YA Chang and Ching-Chong LA

6. Yong

7. Arrow

مشاهده کرد. جونز و دیگران^۱ (۲۰۰۵) و نیز کمین و جرتلر^۲ (۲۰۰۶) بر تأثیر ناطمنانی در مدل‌های رشد درونزا اشاره می‌کنند.

در حوزه پژوهش‌های تجربی و مدل‌سازی اقتصاد کلان با استفاده از رهیافت مدل رشد درونزا، نتایج تحقیق چونجی چی^۳ و دیگران (۲۰۰۹) در چین و مادسن^۴ و دیگران (۲۰۱۰) در هندوستان را می‌توان به عنوان مطالعات جدید معرفی کرد.

۳. معرفی و بیان الگو

الگوهای حاضر براساس الگوی سیدراسکی (۱۹۶۷) شکل یافته است و در چارچوب فضای نظریه رشد درونزا ای منبع از تحلیل رمزی (۱۹۲۸) قرار دارد. بر این اساس، خانواری با عمری نامحدود فرض شده است که تلاش می‌کند مطلوبیت آتی و تجمعی خود را که در آینده نامحدودش به دست می‌آورد، تنزیل کند و ییشت آن را در زمان حال به دست آورد. همچنین دولتی وجود دارد که از طریق اعمال سیاست‌های پولی و مالی بر این اقتصاد، اعمال حاکمیت می‌کند. پول به عنوان کالای تولیدی دولت در سبد کالاهای مصرفی خانوار مذکور قرار می‌گیرد.

بر این اساس می‌توان نوشت:

$$U = \int_0^{\infty} U(c, m) \exp - \rho(t-s) dt \quad (1)$$

$U(c, m)$ معرف تابع مطلوبیت دوکالایی، شامل سبد مصرفی کالاهای مختلف به استثنای پول و مانده حقیقی سرانه پول (m) است. ρ نرخ رجحان زمانی یا نرخ تنزیل اجتماعی است که فرد مطلوبیت آتی خود ناشی از مصرف کالا یا پول را به زمان حال تنزیل می‌کند.^۵

1. Jones et al
2. Comin and Gertler
3. Chunjie Chi et al
4. Madsen, Jakob et al

۵. نرخ تنزیلی اجتماعی یا نرخ تنزیل مصرف، به عنوان شاخصی برای تعیین میزان مصروف نسل حاضر و نسل‌های آتی، در مدل‌های بهینه‌سازی پویا مطرح می‌شود. در این زمینه، وجود اصول اخلاقی در ورود این نرخ تنزیل در کنار تابع مطلوبیت مقعر برای ارتباط میان نسلی به عنوان پرسشی جدی مطرح است. همچنین میزان عددی این نرخ بحث دیگری است که در این خصوص طرح کردنی است؛ به نحوی که هیچ نوع نرخ تنزیل قطعی و دقیق برای ارائه کردن در مدل وجود ندارد. آنچه در تحقیقات مختلف، نظریه هیل (۱۹۸۱) و پیچ (۱۹۷۷) و نیز نگرش رمزی (۱۹۲۸) وجود دارد، آن است که توزیع عادلانه ثروت میان نسل‌های مختلف، در مدل پویای برنامه‌ریزی، با وارد کردن نرخ تنزیل حاصل نخواهد شد. درنتیجه نمی‌توان عدالت توزیعی در میان نسل‌های مختلف را درجهت ایجاد شرط پایداری فراهم کرد؛ لذا ورود این متغیر در مدل، اصولاً اخلاقی نخواهد بود؛ چراکه عدالت توزیعی و اجتماعی را در تخصیص بهینه‌منابع و میان نسل‌های فعلی و آتی برقرار نخواهد ساخت.

ازسوی دیگر، دولت برای تأمین مخارج بودجه‌ای خود Z مقدار مالیات ثابت و نیز Z_C مالیات بر مصرف، Z_A مالیات بر دارایی و Z_M مالیات تورمی از جامعه اخذ می‌کند. دولت همچنین درصورت وجود کسری بودجه ازطريق فروش ارز حاصل از درآمد نفت خام به بانک مرکزی و درصورت کافی نبودن بودجه، ازطريق استقراض از بانک مرکزی، بودجه متوازن سالانه را تنظیم می‌کند. ماحصل چنین رفتاری در بودجه، ازطريق تغییر در پایه پولی μ بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. بر این اساس می‌توان نوشت:

$$G = Z + Z_M \cdot \frac{M}{P} + Z_A \cdot A + Z_C \cdot C + \mu \cdot \frac{M}{P} \quad (2)$$

G بودجه دولت، Z مالیات ثابت، Z_M مالیات تورمی، Z_A مالیات بر دارایی و Z_c مالیات بر مصرف است. در این مسیر، $\frac{M}{P}$ میزان تغییر در رشد پایه پولی است که ازطريق فروش ارز حاصل از درآمد نفت به بانک مرکزی یا استقراض از آن در معادله ۲ وارد می‌شود. درآمدهای جامعه، شامل تولید ملی، بهصورت دستمزد نیروی کار یا جمعیت و سود سرمایه فیزیکی، در کنار پرداخت‌های انتقالی دولت و نیز تغییرات در ارزش برابری پول ملی با ارز خارجی، می‌تواند بهصورت مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، موجودی مانده حقیقی پول و نیز بهصورت مانده واقعی ارز اختصاص یابد. همچنین می‌تواند بهصورت مالیات بر مصرف، مالیات تورمی و مالیات قاچت بهصورت مخارج بودجه‌ای دولت تبدیل شود. مطمئناً کسری بودجه‌ای که در این خصوص، امکان بروز خواهد یافت، ازطريق رشد پایه پولی ناشی از استقراض بانک مرکزی یا فروش ارز حاصل از درآمد منابع طبیعی، مانند نفت تأمین می‌شود.

با استفاده از معادله ۲ می‌توان نوشت:

$$C + G + \frac{dK}{dt} + \frac{dM/dt}{P} + \frac{dR/dt}{P^*} = WN + rK + X + \frac{eR}{P^*} \quad (3)$$

بر این اساس، دلیل وارد کردن نرخ تنزیل در مدل حاضر، با توجه به نکات بالا، تنها ارائه یک متغیر به مدل بررسی به عنوان انتظارات تورمی است. فرض بر آن است که افراد چنانچه به آینده مصرفی خود اطمینان کافی نداشته باشد، مصارف حال خود را از ترس کاهش مطلوبیت آتی افزایش می‌دهند. این نگرش مصرفی در کار نرخ هموار کنندگی مصرف می‌تواند ازطريق متغیر P به عنوان عامل تنزیل مورد توجه قرار گیرد.

G, C مصرف خصوصی و دولتی، $\frac{dM/dt}{P}$ سرمایه‌گذاری، $\frac{dK/dt}{dt}$ تغییرات در مانده پول حقيقی و P^* سطح قیمت‌های جهانی است، در مقابل WN دستمزد نیروی کار، N جمعیت، rK سود حاصل از سرمایه، X بوداخت‌های انتقالی دولت و $\frac{\varphi R}{P^*}$ درآمد حاصل از تغییرات در نرخ ارز واقعی، P^* سطح قیمت‌های خارجی است.

حاصل سرانه کردن متغیرهای فوق، عبارت زیر است:

$$c + g = \frac{dk}{dt} + nk + \frac{dm}{dt} + nm + \pi m + \frac{d\theta}{dt} + n\theta + \pi^*\theta = \omega + rk + x + \varphi\theta \quad (4)$$

می‌پذیریم که دارایی در اختیار افراد، شامل $A = K + \frac{M}{P} + \frac{R}{P^*}$ است؛ بهنحوی که K موجودی

سرمایه حقيقی، $\frac{R}{P^*}$ مانده حقيقی پول و $\frac{M}{P}$ میزان ارز حقيقی باشد. حال، سرانه کردن متغیرهای فوق نتیجه می‌دهد:

$$a = k + m + \theta \quad (5)$$

و با یادآوری اینکه $\frac{da}{dt} = \frac{dk}{dt} + \frac{dm}{dt} + \frac{d\theta}{dt}$ ، با جایگذاری رابطه ۲ در رابطه ۴ و حل آن بر حسب

می‌توان نتیجه گرفت:

$$\frac{da}{dt} = \{[\omega + x + a(r - n - z_a)] - [(1 - z_c)c + m(r + \pi - \mu - z_m) + \theta(r + \pi^* - \varphi)]\} \quad (6)$$

که عبارت بالا، قید تابع مطلوبیت در مستله بهینه‌سازی پویا خواهد بود.

با ارائه مجدد تابع مطلوبیت و قید تابع می‌توان نوشت:

$$\int_{s.t}^{\infty} U(c, m) e^{-\rho(t-s)} dt \quad (7)$$

s.t

$$\frac{da}{dt} = \{ [\omega + x + a(r - n - z_a)] - [(1 - z_c)c + m(r + \pi) - \mu - z_m) + \theta(r + \pi^* - \varphi)] \}$$

برقراری تابع هامیلتونین و شروط مرتبه اول می‌تواند نتایج زیر را برقرار سازد:

$$H = e^{-\alpha} \left\{ U(c, m) + \lambda_t [a(r - n - z_a) + \omega + x - c(1 - z_c) - m(r + \pi - \mu - z_m) - \theta(r + \pi^* - \varphi) - z] \right\} \quad (8)$$

$$H_c = \frac{\partial H}{\partial C} = 0 \Rightarrow e^{-\rho t} U_c(c, m) - \lambda_t e^{-\rho t} (1 - z_c) = 0 \quad (9)$$

$$H_m = \frac{\partial H}{\partial m} = 0 \Rightarrow e^{-\rho} U_m(c, m) - \lambda e^{-\rho t} (r + \pi - \mu - z_m) = 0 \quad (10)$$

$$H_a = -\frac{d\lambda_t}{dt} \Rightarrow (r - n - za)\lambda_t e^{-\rho t} = -\frac{d(\lambda_t e^{-\rho t})}{dt} \quad (11)$$

$$H_a = -\frac{d\lambda_t}{dt} \Rightarrow (\pi^* + r - \varphi)\lambda_t e^{-\rho t} = -\frac{d(\lambda_t e^{-\rho t})}{dt} \quad (12)$$

که درنهایت می‌توان روابط را به ترتیب به صورت

$$-\frac{d\lambda_t}{dt} e^{-\rho t} + \rho e^{-\rho t} \lambda_t = \lambda_t (r - n - za) e^{-\rho t} \quad (13)$$

$$-\frac{d\lambda_t}{dt} e^{-\rho t} + \rho e^{-\rho t} \lambda_t = \lambda_t (r + \pi^* - \varphi) e^{-\rho t} \quad (14)$$

حل کرد و درنهایت خواهیم داشت:

$$-\frac{\frac{d\lambda_t}{dt}}{\lambda_t} = r - n - \rho - z_a = r + \pi^* - \varphi - \rho \quad (15)$$

به نحوی که

$$\lim_{t \rightarrow \infty} a_t \lambda_t e^{-\rho t} = 0$$

$$U_m = \lambda_t (r + \pi - \mu - z_m) \quad (16)$$

$$U_c = \lambda_t (1 - z_c) \quad (17)$$

یا

$$-\frac{m U_m}{U_m} \cdot \frac{dc/dt}{m} = \frac{-d\lambda_t}{dt} (r + \pi - \lambda - z) \quad (18)$$

$$\frac{-CU_{cc}}{U_c} \cdot \frac{\frac{dc}{dt}}{c} = \frac{-d\lambda_t}{dt} (1 - z_c) \quad (19)$$

با تعريف و نیز جایگذاری معادله ۱۵ در معاملات ۱۸ و ۱۹ می‌توان نوشت:

$$\frac{\overset{\circ}{m}}{m} = \eta_m [r - n - \rho - z_a] [r + \pi - \mu - z_m] \quad (20)$$

$$\frac{\overset{\circ}{m}}{m} = \eta_m [r + \pi^* - \varphi - \rho] [r + \pi - \mu - z_m] \quad (21)$$

همچنین می‌توان نتیجه گرفت:

$$\frac{\overset{\circ}{C}}{C} = \delta_c [r - n - \rho - z_a] [1 - z_c] \quad (22)$$

$$\frac{\overset{\circ}{C}}{C} = \delta_c [r + \pi^* - \varphi - \rho] [1 - z_c] \quad (23)$$

نوشتن هریک از معادلات ۲۰ و ۲۱ بر حسب π می‌تواند رفتار متغیرهای تأثیرگذار بر تورم را مشخص کند. بر این مبنای، با پذیرش نرخ سودی برابر با مشتق تابع تولید سرانه یا $r = f'(k)$ می‌توان نوشت:

$$\pi = \frac{1}{\eta_m} \frac{\overset{\circ}{m}}{m} \frac{1}{(f'(k) - n - \rho - z_a)} - f'(k) + \mu + z_m \quad (24)$$

همچنین از معادله ۱۵ می‌دانیم:

$$-\frac{\frac{d\lambda_t}{dt}}{\lambda_t} = r - n - \rho - Z_a = r + \pi^* - \varphi - \rho$$

لذا خواهیم نوشت:

$$\pi^* - \varphi = -(n + z_a) \quad (25)$$

با جایگذاری معادله ۲۵ در رابطه ۲۴ می‌توان نتیجه گرفت:

$$\pi = \frac{1}{\eta_m} \frac{\dot{m}}{m} \frac{1}{(f'(k) + \pi^* - \varphi - \rho)} - f'(k) + \mu + z_m \quad (26)$$

قدم بعدی در معادله ۲۶ تلاش برای خطی کردن مدل، برای تصریح ارتباطی خطی میان تورم و متغیرهای تأثیرگذار در رشد سطح عمومی قیمت‌هاست. بر این اساس، بسط مرتبه اول معادله اویلر به خطی کردن رابطه ۲۶ حول محور صفر می‌انجامد؛ به طوری که با استفاده از تحلیل تأثیر متغیرهای مدل بر تورم و ارائه

مشتقات متغیرهای $\frac{\dot{m}}{m}$, π^* , μ , e , ρ , $f'(k)$, π^* , φ , z_m می‌توان نوشت:

$$\begin{aligned} \pi = & \left(\frac{1}{\eta_m} \cdot \frac{\dot{m}}{m} \cdot \frac{1}{f'(k) + \pi^* - \varphi - \rho} - f'(k_{\circ}) + \mu_{\circ} + z_{m_{\circ}} \right) + \frac{\partial \pi}{\partial (\frac{\dot{m}}{m})} \left[\frac{\dot{m}}{m} - \left(\frac{\dot{m}}{m} \right)_{\circ} \right] \\ & - \frac{\partial \pi}{\partial [f'(R)]} [f'(k) - f(k_{\circ})] - \frac{\partial \pi}{\partial \pi^*} (\pi^* - \pi_{\circ}^*) + \frac{\partial \pi}{\partial \varphi} (\varphi - \varphi_{\circ}) + \frac{\partial \pi}{\partial \rho} (\rho - \rho_{\circ}) \quad (27) \\ & + \frac{\partial \pi}{\partial \mu} (\mu - \mu_{\circ}) + \frac{\partial \pi}{\partial z_m} (z_m - z_{m_{\circ}}) + \frac{\partial \pi}{\partial K} (K - K_0) + \frac{\partial \pi}{\partial L} (L - L_0) \end{aligned}$$

با فرض اینکه متغیرهای $(\frac{\dot{m}}{m}, \pi^*, \rho, \varphi, z_m, \mu, f'(k))$ در بسط مرتبه اول معادله اویلر حول نقطه صفر دوران داشته باشند، رابطه‌ای خطی از تورم و پدیده‌های تأثیرگذار بر آن به دست خواهد آمد. همچنین برآیند تأثیرات دو جانبه متغیرهای فوق بر تورم نیز از طریق بسط‌های مرتبه بالاتر نیز تصویرپذیر خواهد بود.

بررسی متغیرهای مدل غیرخطی و خطی شده در معادله ۲۷ بر تورم نشان می‌دهد که بخشی از تأثیرات تورمی ناشی از میزان ریسک‌گریزی یا ریسک‌پذیری جامعه است که در η_m نمود می‌یابد. بر این اساس، نوع اطلاعات از وضعیت اقتصادی جامعه میزان تقاضای کل اقتصاد و مصرف بین زمانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در عین حال به دلیل ممکن‌بودن محاسبه تابع مطلوبیت، تنها در سه سناریوی $\eta_m < 1$, $\eta_m = 1$, $\eta_m > 1$ می‌توان تفسیرهای مختلفی از درجه ریسک و مخاطرات جامعه را درخصوص پدیده تورم جست و جو کرد. بنابراین می‌توان تأثیرات ناظمینانی را بر رفتارهای جامعه که نمود عینی آن در تورم تجلی می‌یابد، مشاهده کرد.

همچنین رشد پول $\frac{m}{m}$ در کنار متغیر حجم مانده حقیقی پول می‌تواند بر تورم تأثیرگذار باشد. از آنجاکه تورم به مفهوم کاهش ارزش پولی ملی است و نیز نرخ ترجیح زمانی متأثر از انتظارات تورمی همواره تصورپذیر است، تأثیر رشد پول بر تورم محرز است. در عین حال، اثر رشد پول بر تورم، بیانگر جنبه دیگری نیز هست و آن تأثیرات کاهشی رشد پول بر رشد سطح عمومی قیمت‌هاست. در مدل تخمين‌زده شده نیز رابطه بین رشد حجم پول و نرخ تورم، مثبت و معنی‌دار شده است.

در این فضای، چنانچه رشد پول در بخش تولید بتواند جانشین سرمایه شود و باعث ایجاد تحولات تکنیکی شود، آثار ضد تورمی تصورپذیر خواهد بود. همچنین افزایش تورم خارجی و رشد سطح عمومی قیمت‌های خارجی بیش از تورم داخلی می‌تواند به افزایش ارزش پول ملی و افزایش اقبال برای نگهداری پول ملی، حداقل در کشورهای همسایه، منجر شود. درنتیجه، تأثیر رشد پول بر تورم را به دلیل جذب مازاد عرضه پول در خارج از کشور کم رنگ‌تر می‌سازد. در عین حال، افزایش در ارزش ارز خارجی و کاهش ارزش پول ملی در کنار نرخ تنزیل اجتماعی می‌تواند تأثیرات تورمی رشد پول را بیشتر جلوه دهد؛ همان‌گونه که در مدل مدنظر نیز تأثیر بلندمدت نرخ ارز بر تورم مثبت معنی‌دار شده است.

نقش تحولات تکنیکی یا کارایی تولید، چه به شکل مستقل و چه به آن میزان که رشد پول در تحولات تکنیکی تأثیر ایجاد می‌کند، می‌تواند آثار منفی تورمی داشته باشد. به بیان دیگر، کارایی سرانه می‌تواند ناشی از کارایی سرمایه انباسته یا کارایی نیروی کار باشد که به افزایش در محصول منجر می‌شود و تورم را با تحریک عرضه اقتصاد کاهش می‌دهد.

نوع دیگر برداشت از اثر ضد تورمی رشد کارایی می‌تواند ناشی از تحولات تکنیکی از طریق ابداع و نوآوری باشد. در چنین وضعیتی می‌توان انتظار داشت تنوع در تولید محصول و افزایش تعداد کالاهای جانشین، کشش‌پذیری کالاهای مصرفی و خدماتی را افزایش دهد و به کاهش قیمت منجر شود.

در حوزه تورم وارداتی، وجود نرخ‌های زیاد تورم کشور در مقایسه با تورم جهانی، بدون درنظر گرفتن تأثیرات تغییر در نوسانات ارزش اسعار پول ملی یا ارز خارجی، از آنجاکه باعث جریان و رودی کالا و خدمات به کشور می‌شود، طبیعتاً منطبق با دیدگاه‌های تجارت بین‌الملل و جریان آزاد ورود و خروج کالا، کاهش قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت. نتایج حاصل از تخمين نیز حاکی از رابطه منفی و معنی‌دار بین نرخ تورم جهانی^۱ بر نرخ تورم است.

۱. در بخش قبل، به نحوه محاسبه نرخ تورم جهانی اشاره شده است.

نرخ ترجیح زمانی، یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر انتظارات تورمی است که منبعش از میزان صبر و شکیابی جامعه در استفاده از منابع در اختیار، در زمان حال یا زمان‌های آتی است. هرچند در این زمینه دیدگاه‌های اخلاقی درخصوص دخیل نکردن نرخ تنزیل اجتماعی در حل مسئله بهینه‌سازی وجود دارد و تقریباً تابع مطلوبیت به عنوان یکی از عوامل تنزیل می‌تواند تحلیل کننده مطلوبیت بین زمانی افراد قلمداد شود. همچنین فرض وجود نرخ یکسان رجحان زمانی برای همه افراد جامعه، امری غیرواقعی به نظر می‌رسد (اوزاو، ۱۹۶۸). اما با درنظر گرفتن سهم باهمیت انتظارات تورمی و نیز مصرف جاری بخش خصوصی و دولتی در مدل‌های تورمی، نادیده‌انگاشتن این متغیر در مدل، نوعی کمبود تلقی می‌شود. مطمئناً برای محاسبه نرخ رجحان زمانی به دلیل دسترسی نداشتن به اطلاعات آن، می‌توان از متغیرهای جایگزین، نظری C نسبت مصرف به درآمد $(\frac{C}{A})$ یا مصرف خصوصی و حتی تورم سال‌های قبل، به عنوان شاخص نرخ رجحان زمانی استفاده کرد. با بررسی معادله ۲۶ و ۲۷ مشاهده می‌شود که رابطه میان تورم و نرخ رجحان زمانی، رابطه‌ای مثبت است. ضریب به دست آمده از تخمین نیز رابطه مثبت و معنی‌داری بین نرخ ترجیح زمانی و نرخ تورم نشان می‌دهد.

درخصوص تأثیرات رشد پایه پولی بر نرخ تورم نیز باید گفت که این عامل بسته به اجزای تشکیل‌دهنده ذخیره پولی، تأثیرات تورمی متفاوتی خواهد داشت. در این باره هرچه سهم سکه و اسکناس در دست مردم بیشتر باشد، سهم پایه پولی در تورم کمتر خواهد بود و در عین حال مجموع سپرده‌های جاری می‌تواند نقش مؤثرتری در تورم با توجه به ماهیت آن داشته باشد.

تأثیرات تغییر در انباست سرمایه تورم به میزان تعقر تابع تولید بستگی خواهد داشت که بر این اساس می‌تواند مثبت یا منفی باشد. در این استدلال، انتظار آن است که تعقر تابع تولید، اثر مانده واقعی مثبت بر تولید نهایی سرمایه بگذارد و به کاهش تورم منجر شود. افزایش ذخیره سرمایه، از آنجاکه تولید نهایی سرمایه را کاهش می‌دهد، به افزایش نگهداری مانده حقیقی پول توسط خانوارها نیز منجر خواهد شد. بر این مبنای، انتظار آن است که این عامل، ذخیره سرمایه تقاضا را برای شقوق مختلف دارایی نیز افزایش دهد. برآیند تأثیرات تقریباً در تابع تولید و نیز تقاضا برای شقوق مختلف دارایی، ناشی از افزایش ذخیره سرمایه و کاهش در بهره‌وری سرمایه، آثاری مثبت یا منفی ایجاد خواهد کرد.

۴. تصریح و برآورد مدل

در این مطالعه، برای بررسی تأثیر متغیرهای مختلف بر تورم، با استفاده از مدل‌های رشد درون‌زا، تورم را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$\pi_t = f(k_t, E_t, R_t, H_t, \rho_t, \pi_t^*)$$

متغیرهای مدنظر عبارت است از: π_t تورم داخلی، k_t موجودی سرمایه، R_t پایه پولی، H_t نرخ بازدهی سرمایه، E_t نرخ ارز به قیمت بازار، ρ_t نرخ ترجیح زمانی، π_t^* نرخ تورم خارجی.^۱ برای بررسی رابطه‌داری یا بی‌رابطه‌بودن، تابع فوق را می‌توان به شکل لگاریتم خطی زیر نوشت که در آن Ln نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی متغیرهاست:

$$\pi_t = \alpha_1 \ln k_t + \alpha_2 \ln E_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 \ln H_t + \alpha_5 \rho_t + \alpha_6 \pi_t^* \quad (28)$$

۴. تصویریک مدل

در این تحقیق، از روش پسaran و شین (۱۹۹۵) و پسaran و دیگران (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد وقفه‌های توزیعی خودرگرسیونی به صورت $ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6)$ استفاده شده است. در این روش، تخمین‌زن‌ها شامل وقفه‌های متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی و وقفه‌های متغیرهای توضیحی هستند. مدل خودتوزیع با وقفه‌های گسترده تعمیم‌یافته^۲ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\begin{aligned} \log \pi_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p B_i \log H_{t-i} + \sum_{i=1}^{q1} \lambda_i \log K_{t-i} + \sum_{i=1}^{q2} \mu_i \pi_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q3} \eta_i \log E_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \theta_i \log R_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \vartheta_i \log \rho_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \nu_i \log \pi_{t-i}^* + u_t \end{aligned} \quad (29)$$

هدف ما تخمین کشش بلندمدت بین متغیرها و بررسی ثبات آن‌هاست؛ ولی تکیه بر این رابطه به‌نهایی نادرست است. لیدلر (۱۹۹۳) بیان می‌کند که برای اجتناب از مشکلات مربوط به بی‌ثباتی تابع، لازم است در کنار تخمین رابطه بلندمدت، به تحرکات کوتاه‌مدت نیز توجه شود.

وقتی وجود همگرایی یکسان اثبات شد، در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)^۳، شوارتز-بیزین (SBC)^۴، حنان-کوئین (HQC)^۵ یا ضریب تعیین تعدیل شده \bar{R}^2 وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از صد، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی از دست نرود؛ چراکه فقط با انتخاب صحیح وقفه قادر خواهیم بود تحرکات مدل را به درستی تشخیص دهیم. پس از تصویریک مدل به صورت فوق، نوبت به تخمین مدل پویای کوتاه‌مدت می‌رسد. برای

۱. نرخ تورم خارجی به صورت میانگین نرخ تورم ده کشور طرف مبادله براساس سهم ارزش کالاهای وارداتی محاسبه شده است.

2. Augmented ARDL

3. Akaike Information Criterion

4. Schwartz Bayesian Criterion

5. Hannan-Quinn Criterion

تخمین مدل با استفاده از نرم‌افزار مایکروفیت، پس از انتخاب حداکثر سه وقفه از طریق معیار شوارتز-بیزین، نتایج زیر برای دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۵۷ حاصل می‌شود.

جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین کوتاه‌مدت به روش ARDL

متغیر	آماره t	انحراف معیار	ضرایب برآورد شده
$\pi_t(-1)$	۲/۷۲	۰/۰۲۱	۰/۶۲
$\pi_t(-2)$	-۰/۳۹	۰/۰۱۸	-۰/۳۹
E_t	۲/۵۷	۰/۰۲۷	۰/۶۱
$E_t(-1)$	-۳/۶۸	۰/۰۰۴	-۰/۶۹
π_t^*	-۲/۷۹	۰/۰۱۹	۰/۹۳۵
$\pi_t^*(-1)$	-۰/۱	۰/۹۲	-۰/۰۵
$\pi_t^*(-2)$	-۱/۴	۰/۱۹۲	-۰/۴۳
R_t	۳/۲۰	۰/۰۰۹	-۱/۹۵
$R_t(-1)$	۴/۰۱	۰/۰۰۲	۴/۲۳
$R_t(-2)$	-۲/۲۳	۰/۰۴۹	-۲/۹۳
ρ_t	-۴/۵۷	۰/۰۰۱	-۰/۸۴
$\rho_t(-1)$	۰/۹۹۶	۰/۳۴۳	۰/۱۹
$\rho(-2)$	۴/۵۰	۰/۰۰۱	۰/۹۲
H_t	۲/۷۵	۰/۰۲۰	۰/۱۰
$H_t(-1)$	-۱/۹۸	۰/۰۷۷	-۰/۰۷
$H_t(-2)$	۴/۱۰۳	۰/۰۰۲	۰/۱۴۵
K_t	۱/۲۴	۰/۲۴۱	۰/۲۷۰
C	۲/۱۱	۰/۰۶۰	۰/۵۶
$F=۱۲/۱۱$	$R^2=۰/۹۵$	$\bar{R}^2=۰/۸۷$	$DW=۲/۲۷$

منبع: نتایج تحقیق

ضرایب تخمین‌زده شده و متغیرهای باو قله وارد شده مطابق انتظارند. لگاریتم پایه پولی در دوره جاری اثر مثبت و معنی‌داری با تورم داشته است. این اثر در دوره بعد منفی و بی‌معنی شده و در دوره بعد مثبت و

معنی دار شده است که گویای سهم عوامل پولی بر تورم است. تورم خارجی در دوره جاری، اثر منفی و معنی داری بر تورم داشته است. این اثر در دو دوره بعد، بی معنی و منفی بوده و نشان‌دهنده این موضوع است که تورم داخلی تحت تأثیر تورم خارجی نبوده و حتی این اثر منفی بوده است. لگاریتم نرخ ارز در دوره جاری، اثر مثبت و معنی داری داشته است و در دوره بعد نیز معنی دار بوده، اما با ضریب منفی به دست آمده است. ضریب نرخ بازدهی سرمایه در دوره جاری، مثبت و معنی دار بوده است. این ضریب در دو دوره بعد به ترتیب مثبت و منفی و معنی دار شده است. ضریب موجودی سرمایه در دوره جاری مثبت، اما بی معنی شده است. نرخ ترجیح زمانی به عنوان مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر نرخ بهره شناخته شده است؛ به طوری که هرچه اندازه پارامتر ترجیح زمانی بیشتر باشد، حجم بهینه پس‌انداز کمتر خواهد شد و رفتار تخصصی افراد از معیار عقلانیت فاصله بیشتری می‌گیرد. ضریب نرخ ترجیح زمانی در دوره جاری منفی و معنی دار بوده است و این ضریب در دوره بعدی مثبت بوده، اما بی معنی شده است و در دوره بعد از آن، این ضریب مثبت و معنی دار شده است. مدل تصویری خطاب رویکرد *ARDL* به شکل زیر است:

$$\begin{aligned} \Delta \log \pi_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \log \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \log H_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta K_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta \log E_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta \rho_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{6i} \Delta \pi_{t-i}^* + \gamma_1 \log \pi_{t-1} + \\ & \gamma_2 \log H_{t-1} + \gamma_3 K_{t-1} + \gamma_4 \log E_{t-1} + \gamma_5 \log \rho_{t-1} + \gamma_6 \log R_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (30)$$

مزیت اصلی رویکرد *ARDL* نیازنداشتن به پیش‌شرط درجه هم‌گرايی متغیرهاست و دیگر نیازی به آزمون ریشه واحد نیست. در تابع تورم ممکن است هم متغیر مانا، مانند تورم وجود داشته باشد و هم متغیر ناما، مانند پایه پولی یا حجم پول. بنابراین رویکرد *ARDL* در تخمین تورم بسیار مناسب است. با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی^۱ و دولادو^۲ و مستر^۳ در سطح اطمینان مدنظر می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. در مدل‌های *ARDL* تخمین‌زده شده وجود رابطه بلندمدت وقتی تأییدپذیر است که قدر مطلق کمیت آماره t آن‌ها که در زیر محاسبه شده است، از قدر مطلق مقدار بحرانی آن بیشتر شود.

با مقایسه t به دست آمده با مقادیر بحرانی بالا به این نتیجه می‌رسیم که وجود رابطه بلندمدت برای مدل در سطح معناداری ۵ درصد تأیید می‌شود.

1. Banerjee
2. Dolado
3. Master

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل با روش ARDL

متغیر	آماره <i>t</i>	انحراف معیار	ضرایب برآورده شده
<i>LH</i>	۲/۴	۰/۰۳۷	۰/۲۲۵
π_t^*	-۲/۸۴	۰/۰۱۸	-۱/۸۳
<i>R</i> _t	۲/۵۷	۰/۰۳۹	۰/۸۳۸
<i>LE</i>	۲/۷۴	۰/۰۱۵	۰/۲۴
<i>LK</i>	-۱/۲۸	۰/۲۳۰	-۰/۳۴۹
ρ_t	۲/۰۸۶	۰/۰۳	۰/۳۴
<i>C</i>	۱/۸۵	۰/۰۹۴	۰/۷۲

منع: نتایج تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تنها ضریب متغیر لگاریتم انباشت سرمایه و نرخ ارز معنی دار نبوده و ضریب نرخ تورم خارجی معنادار بوده و منفی است و نشان‌دهنده تأثیر منفی تورم جهانی بر تورم داخلی در بلندمدت است. ضریب نرخ بازدهی نیز مثبت و معنی دار بوده است. ضریب متغیر نرخ ارز منفی و معنی دار بوده است. متغیر نرخ ترجیح زمانی نیز در بلندمدت مثبت و معنی دار به دست آمده است.

۲. تخمین الگوی تصحیح - خطای (ECM)

وجود همانباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطای را فراهم می‌کند. به باور انگل و گرنجر هر رابطه بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند و بر عکس (اندرز^۱ ۱۹۹۵، انگل و گرنجر^۲ ۱۹۸۷). این مدل‌ها در واقع، نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند مانا از رابطه‌ای بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است:

مرحله اول: این مرحله شامل برآورد رابطه‌ای بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب‌نبودن آن است.

مرحله دوم: در این مرحله، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطای استفاده کرده

است که در این صورت رابطه ۱۶.۴ برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t$$

1. Enders

2. Engel & Granger

ضریب تصحیح خط، یعنی برآورد ضریب c در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود که انتظار می‌رود چنین باشد، نشانگر سرعت تصحیح خط و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته، تعدل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود.

جدول ۳. نتایج حاصل تخمین الگوی ECM

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
$d\pi_t$	۰/۳۹۳	۰/۰۱۳	۲/۸۳
$d\pi_t^*$	-۰/۹۳۵	۰/۰۱۴	-۲/۷۹
$d\rho_t$	-۰/۸۳۹	۰/۰۰۰	-۴/۵۷
dH_t	۰/۱۰۶	۰/۰۱۵	۲/۷۵
dK_t	۰/۲۷۰	۰/۰۲۳۱	۱/۲۴
dE	۰/۶۱۳	۰/۰۲۱	۲/۵۷
ECM (-1)	-۰/۷۷۳	۰/۰۰۹	-۲/۹۹

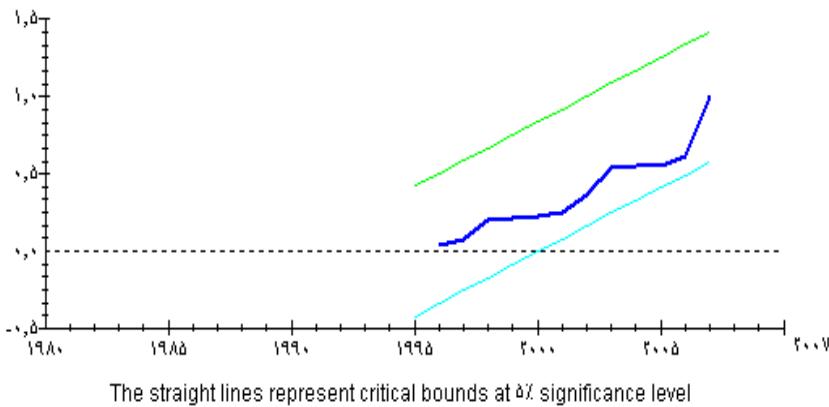
منبع: نتایج تحقیق

جدول فوق، نتایج حاصل از برآورد آزمون ECM را نشان می‌دهد. با توجه به توضیحات فوق و مطابق انتظار، ضریب ECM منفی و معنادار است و نشان‌دهنده هم‌گرایی مدل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. مطابق با انتظارات تئوریک، اگر از یک دوره t به دوره بعد $t+1$ حرکت کنیم، به میزان ۷۷ درصد از انحراف رگرسیون فوق، از مسیر بلندمدت‌شیش توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شود.

۳.۴. آزمون ثبات

آزمون ثبات معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان مربوط می‌شود. روش‌های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب تخمینی تابع تورمی وجود دارد که عبارت است از روش گلدفلد (۱۹۷۳)، آزمون چاو (۱۹۶۰)، آزمون گوپتا (۱۹۷۸)، روش فارلی هینچ (۱۹۷۰) و آزمون‌های خلاصه *CUSUMQ* و خلاصه انباشته مربع اجزای باقی‌مانده عطفی.

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



نمودار ۱۴. آزمون CUSUM بر الگوی تورمی

منبع: محاسبات محقق

با توجه به شکل‌های بالا، از آنجایی که نمودار پسماند تجمعی رسم شده، فاصله اطمینان ۹۵ را قطع نکرده است، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ساختاری پذیرفته شده و امکان نبودن آن رد می‌شود و وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

ارتباط میان متغیرهای اقتصادی در حوزه کلان اقتصاد و تأثیرات آن‌ها بر پدیده تورم، همواره از چالش‌های اقتصاددانان و سیاستگذاران اقتصادی در تحلیل رشد سطح عمومی قیمت‌های است. در این مسیر، تلاش درجهت تنظیم مدل با پایه‌های خرد اقتصادی در تفسیر متغیرهای کلان می‌تواند این گونه اختلاف‌نظرها را به حداقل کاهش دهد.

آنچه این تحقیق را از سایر مدل‌های اقتصادی جدا می‌سازد، ورود پول خارجی در سبد دارایی خانوار و استفاده از تأثیرات این عامل در شکل‌دهی تورم وارداتی است. در این تحقیق سعی شده است از طریق حل مسئله بهینه‌سازی، اثر تورم وارداتی بر سطح قیمت‌های داخلی تعیین شود. تأکید بر نقش جمعیت، استغال، انشاالت سرمایه و پول بر تورم نیز برخی ابهامات را در زمینه سیاست‌های دولت روشن می‌سازد.

با تلاش درجهت وارد کردن تمام جنبه‌های شکل‌گیری تورم و با توجه به تعاریف مختلف از تورم و مشاهدات بروز آن در ادبیات اقتصادی، همانند تورم پولی، تورم انتظاری، تورم جهانی، تأثیرات نوسان در ارزش پول ملی، کسری بودجه و تأثیرات کارایی در فرایند تورم از منظر عرضه، نتایج زیر حاصل شد:

۱. نتیجه تحقیقات حاکی از آن است که در بلندمدت، نرخ رشد پایه پولی و قیمت کالاهای خارجی،^۱ نرخ ارز، نرخ بازدهی سرمایه،^۲ نرخ ترجیح زمانی^۳ و رشد موجودی سرمایه می‌تواند اثر در خور ملاحظه‌ای بر سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد.
۲. نتایج نشان‌دهنده آن است که نرخ تورم خارجی، اثر منفی بر نرخ تورم داشته است. در عین حال تأثیر نرخ ارز بر تورم مثبت و معنی‌دار بوده است. لذا اعمال سیاست‌های ارزی مناسب در کاهش تورم سودمند خواهد بود. در این راستا، توجه به وضع حقوق گمرکی و سود بازارگانی بر کالاهای نوع کالاهایی که تعریفه به آن‌ها وضع می‌شود، می‌باید با دقیق بیشتری صورت گیرد. همچنین مدیریت ارز در اتخاذ سیاست‌های ارزی برای جلوگیری از کاهش بیش از حد ارزش پول ملی و جلوگیری از نوسانات آن به عنوان شاخصی از ثبات اقتصادی، باید بهتر عمل کند.
۳. بدلیل استفاده از نرخ بازدهی سرمایه به جای نرخ بهره اسمی، افزایش یا کاهش نرخ بهره در کشور اثر معنادار و مثبت و در خور توجیهی بر سطح عمومی قیمت‌ها داشته است.
۴. افزایش موجودی سرمایه مطابق نتایج تخمین، موجب کاهش نرخ تورم خواهد بود؛ اما ضریب به دست آمده معنی‌دار نبوده است.
۵. نرخ ترجیح زمانی تأثیر مثبت بر نرخ تورم داشته است که ممکن است نشان‌دهنده تأثیر تورم انتظاری و واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات تورم در دوره گذشته و تغییر رفتار مصرفی باشد.

منابع و مأخذ

- بلانچارد، الیور جین، استنلی فیشر، ۱۳۷۶، درس‌هایی در اقتصاد کلان، ترجمه محمود ختایی و تیمور محمدی، تهران: سازمان برنامه و بودجه.
- پرایس، سایمون-کریستال، ک. الک، ۱۳۷۶، اختلاف نظرها در اقتصاد کلان، ترجمه مهدی تقی، تهران: دانشگاه علامه طباطبائی.

۱. تورم واردتی به صورت میانگین نرخ تورم ده کشور طرف مبادله براساس سهم ارزش کالاهای وارداتی محاسبه شده است.

۲. نرخ بازدهی سرمایه بالقوه با استفاده از یک تابع تولید کاب داگلاس و استفاده از روش هال به دست آمده است.

۳. نحوه محاسبه در متن آورده شده است.

Annette- Vissing – jorgenson and Orazio p. Attanasion, (..). “Stok –Market Participation, Intertemporal Substitution, and Risk –Aversion”, *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 2.

Arrow, 2004, “Are We Consuming Too Much”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, PP. 147-172.

Barro , Robert, 1995, *Economic growth*, New York Press.

Chul-In, Lee, 2001, “Finite Sample Bias in Estimation of Intertemporal Labor Supply Models”, *The Review Of Economics and Statistics*, Vol. 83, PP. 638-646.

Comin, Diego and Mark Gertler, 2006, “Medium-Term Business Cycles”, *American Economic Review*, Vol. 96, No. 3, PP. 523-551.

Chunjie Chi, Tieju Ma, Jun Chen, 2009, ”An Endogenous Economic Growth Model: Analyzing the Sustainable Development in China”, cso, vol. 2, PP. 494-498, International Joint Conference on Computational Sciences and Optimization.

Hall R.E, 1988, “Intertemporal Substitution in Consumption”, *Journal of Political Economy*, Vol 2, PP. 339-356.

Hansen Lp, Singleton Kj, 1996, “Efficient estimation of linear asset –pricing models with moving average errors”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 14-53-68.

Jones, Larry E., Rodolfo E. Manuelli, and Henry E. Siu, 2005a, “Fluctuations in Convex Models of Endogenous Growth, II: Business Cycle Properties”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 8, PP. 805–828.

Jones, Larry E., Rodolfo E. Manuelli, Henry E. Siu, and Ennio Stacchetti 2005b “Fluctuations in Convex Models of Endogenous Growth, I: Growth Effects”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 8, PP. 780–804.

Jhon, C. Ham and Kevin T. Relly, 2002, “Testing Intertemporal Substitution, Implicit Contracts, and Hours Restriction Models of the Labor Market Using Micro Data”, *The American Economic Review*, Vol. 1 .92 ,No. 4, PP. 905 -927.

Madsen, Jakob B. & Saxena, Shishir & Ang, James B., Sep 2010, ”The Indian growth miracle and endogenous growth”, *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 93 (1), PP 37-48.

Marco Cagetti, 2002, “Interest Elasticity in a Life –Cycle Model with Precautionary Savings”, *the American Economic Review*, Vol. 91, No 2, PP. 418-421.

Ogaki M, Reinhart C.M., 1998, “Intertemporal Substitution and Durable Goods: Long run Data”, *Economics Letters*.

Ono yoshiyasu, 1994, *money ,interest ,and stagnation*, Oxford University press, Vol. 61.

Sh-Frederick, G- Loewenstein, and Ted O-Donoghue. 2002, “Time Discounting and Time Preference: A Critical Review”, *Journal of Economic Literatuere*, Vol. XL, PP. 351-401.

Sidrauki, 1967, “Ratienal Choic and Patterns of Growth in Monetary Economic Growth”, *Journal of Political Economic*, Vol, PP.

Sidrauki and Fley, 1967, “Optimal Fiscal and Monetary Policy and Economic Growth”, *Journal of Political Economic*, Vol, PP.

Wen ya Chang and Ching Chong la, 2000, "Anticipated Inflation in Monetary Economy with Endogenous Growth", *Economica*, Vol, PP.

Yangru Wu and junxi Zhang, 1998, "Endogenous Growth and Welfare Costs Inflation: A Reconsideration", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol, PP.

Yogo, M., 2004, "Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments are Weak", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 86 (3), 797-810.

Walsh, Carl, E., 2010, *Monetary Theory and Policy*, Third Edition, Massachusetts Institute Thecnology.

Romer, D., 2006, *Advanced Macroeconomics*, Third Edition, The MacGraw- Hill.

پیوست

$$\frac{d(M/NP)}{dt} = \frac{\frac{dm}{dt} \cdot PN - [\frac{dN}{dt} \cdot PM - \frac{dp}{dt} \cdot NM]}{(NP)^2}$$

$$\frac{d(M/NP)}{dt} = \frac{\frac{dm}{dt}}{PN} - nm - \pi m$$

$$m = M/NP, \frac{dN}{dt} = n, \frac{dp}{dt} = \pi$$

$$\frac{dm}{dt} = \frac{dM}{dt} - nm - \pi m$$

$$\Rightarrow \frac{dM}{dt} = \frac{dm}{dt} + nm + \pi m$$

$$\frac{d(K/N)}{dt} = \frac{(\frac{dK}{dt}) \cdot N - (\frac{dN}{dt}) \cdot K}{N^2} = \frac{dK}{dt} - \frac{dN}{dt} \cdot \frac{K}{N}$$

$$\Rightarrow \frac{dk}{dt} = \frac{dK}{dt} - nk$$

$$\Rightarrow \frac{dK}{dt} = \frac{dk}{dt} + nk$$

$$R = P^*/P$$

$$\frac{d(\frac{R}{NP^*})}{dt} = \frac{dR/dt \cdot P^* \cdot N - [\frac{dN}{dt} \cdot P^* \cdot R + \frac{dP^*}{dt} \cdot NR]}{(P^* N)^2}$$

$$= \frac{dR/dt}{P^* N} - \frac{dN/dt}{N} \cdot \frac{R}{P^* \cdot N} - \frac{dP^*/dt}{P^*} \cdot \frac{R}{NP^*}$$

به طوری که:

$$\frac{R}{P^* N} = \theta, \quad \frac{d(\frac{R}{P^* N})}{dt} = \frac{d\theta}{dt}, \quad \frac{dP^*/dt}{P^*} = \pi^*$$

$$\Rightarrow \frac{d\theta}{dt} = \frac{dR/dt}{P^* N} - \pi\theta - \pi^*\theta$$

$$\Rightarrow \frac{dR/dt}{P^* N} = \frac{d\theta}{dt} + \pi\theta + \pi^*\theta$$

$$\frac{A}{N} = K + \frac{R}{NP^*} + \frac{M}{PN} \Rightarrow \begin{cases} a = K + \theta + m \\ R = a - \theta - m \end{cases}$$

$$\int_0^\infty U(C, m) e^{-\rho(t-s)}$$

s.t

$$c + \frac{dk/dt}{dt} + nr + \frac{dm/dt}{dt} + nm + \pi m + \frac{d\theta}{dt} + n\theta + \pi^*\theta = \omega + rk + x$$

$$\frac{dk/dt}{dt} + \frac{dm/dt}{dt} + \frac{d\theta}{dt} = \omega + rk + X - nk - nm - \pi m - n\theta - \pi^*\theta - c + x$$

$$\frac{da}{dt} = \omega + x - c + k(r - n) - m(n + \pi) - \theta(n + \pi^*)$$

$$\frac{da}{dt} = \omega + x - c + (a - m - \theta)(r - n) - m(n + \pi) - \theta(n + \pi^*)$$

$$\frac{da}{dt} = \omega + x + a(r - n) - m(r - n) - \theta(r - n) - m(n + \pi) - \theta(n + \pi^*) - c$$

$$\frac{da}{dt} = \omega + x + a(r - n) - rm + nm - r\theta + n\theta - nm - \pi m - n\theta - \theta\pi^* - C$$

$$\frac{da}{dt} = [\omega + x + a(r - n)] - [c + m(r + \pi)^\theta + (r + \pi^*)]$$

$$G = Z + Z_m \frac{M}{P} - Z_A \cdot \frac{A}{P} + \mu \frac{\mu}{P} + Z_c \cdot C$$

$$\frac{G}{N} = \frac{Z}{N} + Z_m \cdot \frac{M}{PN} - Z_A \cdot \frac{A}{PN} + \mu \frac{\mu}{P.N} + Z_c \cdot \frac{C}{N}$$

$$g = z + z_m \cdot m + z_a \cdot a + \mu \cdot m + z_c \cdot c$$

$$A = K + \frac{R}{P^*} + \frac{M}{P}$$

$$\frac{A}{N} = \frac{K}{N} + \frac{R}{P^* N} + \frac{M}{PN}$$

$$a = k + \theta + m, k = a - \theta - m$$

با استفاده از روابط ۱ و ۲ و ۳ و ۴ و ۵ داریم:

$$C + g + \frac{dK}{dt} + nK + \frac{dm}{dt} + nm + \pi m + \frac{d\theta}{dt} + n\theta + \pi^* \theta = \omega + rk + x + \varphi\theta$$