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

رحیم دلالی اصفهانی[1] سعید صمدی[2] محمدمهدی مجاهدی موخر[3]

امیر جباری[4] رضا صمدی بروجنی[5]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۳/۲۹

چکیده

مطالعهٔ حاضر سعی دارد تأثیر متغیرهای مختلف اثرگذار بر تورم را در فضای اقتصاد پولی و با تأکید بر الگوهای درون‌زای رشد بر پایهٔ بنیان‌های خرد اقتصادی بررسی کند. دراین‌باره مقاله در گام نخست، ازطریق مدل‌سازی وضعیت اقتصاد ایران در قالب یک مدل رشد درون‌زا، نقش متغیرهایی نظیر بازدهی سرمایهٔ سرانه، تورم وارداتی، تغییر در ارزش پول ملی، انتظارات، پایهٔ پولی و انباشت سرمایهٔ سرانه را به‌صورت درون‌زا بررسی می‌کند. در گام دوم، نتایج بهینه‌سازی ازطریق بسط مرتبهٔ اول اویلر به‌صورت خطی تصریح می‌شود و در گام سوم، مدل به‌دست‌آمده تخمین زده می‌شود. نتایج حاصل‌شده، تخمین نوعی الگوی خطی تورمی است که جنبه‌های مختلف بروز تورم را به‌صورت درون‌زا در خود جای داده است. ویژگی بارز 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 می‌زند. در این راستا، مدل با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷ و با استفاده از روش ARDL به تخمین ضرایب عوامل تاثیرگذار بر تورم در ایران پرداخته است. نتایج حاصل از این تخمین نشان می‌دهد که تورم وارداتی ازجهت افزایش نرخ ارز بر تورم تأثیرگذار است. همچنین نتایج، تأثیر مثبت انتظارات تورمی، نرخ بازدهی سرمایهٔ سرانه و نرخ رشد پایهٔ 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

۱. مقدمه

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

مطالعات گسترده در زمینهٔ پدیدهٔ تورم، ارتباط بسیاری با نوع تأثیرپذیری از مکتب اقتصادی دارد. تفاوت در اندیشه و مکتب اقتصادی، نگرش‌های مختلفی را در تحلیل ماهیت تورم و علل ایجاد آن مطرح می‌کند. ازاین‌روست که منشأ تورم با توجه به اردوگاه فکری می‌تواند در سه دستهٔ تورم فشار تقاضا، تورم ناشی از مشکلات ساختاری و نهادی اقتصادی و نیز انتظارات عقلایی قرار گیرد. در حوزهٔ سیاستگذاری اقتصادی ایران نیز چند دلیل برای بروز پدیدهٔ تورم مطرح می‌شود: عوامل ساختاری و مزمن، اقتصاد تک‌محصولی، عوامل خارجی بروز تورم، نقش کسری بودجهٔ دولت و رشد پایهٔ پولی و نیز رشد نقدینگی.

در مطالعهٔ تحلیل‌های بروز پدیدهٔ تورم و تخمین‌های مرتبط، آنچه مشاهده می‌شود، آن است که عمدتاً برخی از عوامل ایجاد تورم به‌صورت تک‌بعدی و مجزا نظیر عوامل پولی، تأثیرات بودجه‌ای دولت و مسائل ساختاری نظیر اقتصاد تک‌محصولی، بررسی می‌شود و از همین بررسی تک‌بعدی و محدود، سیاست‌ها و رویکردهای مهار تورم نتیجه‌گیری می‌شود.

این موضوع باعث شده است تا از یک‌سو همهٔ جنبه‌های تأثیرگذار بر تورم، اعم از عوامل تحریک تقاضا و عوامل تأثیرگذار بر عرضه، دیده نشود یا کمتر مورد توجه قرار گیرد. ازسوی دیگر، اختلاف نظر در منشأ شکل‌گیری 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 حوزهٔ اقتصاد کلان جدید توانسته است حداکثرِ توافق عمومی را در شکل‌گیری نظریه‌های اقتصادی فراهم کند. بنابراین در حوزهٔ فعالیت‌های تجربی اقتصاد کلان ایران نیز می‌توان با تأکید بر مدل‌سازی تورم بر پایه‌های خُرد، بیشترین توافق میان سیاستگذاران اقتصادی را در مواجهه با پدیدهٔ تورم انتظار داشت.

بر این اساس، این مدل با تأثیرپذیری از فضای تحلیلی رمزی[1] (۱۹۲۸) و تابع مطلوبیت پول سیدراسکی[2] (۱۹۶۷) سعی می‌کند تا پول خارجی یا ارز را در سبد دارایی جامعه لحاظ کند. این نوآوری امکان می‌دهد

1. Ramsey
2. Sidrauki

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

تا به‌تفکیک، 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 به‌دست خواهد آمد، نوعی مدل خطیِ تصریح‌شده است. در چنین مدلی نقش متغیرهایی نظیر تحولات تکنولوژیک، انتظارات، تورم وارداتی و موجودی سرمایهٔ فیزیکی در کنار نقش پول، در شکل‌گیری پدیدهٔ تورم ازطریق حل مسئلهٔ بهینه‌سازی در مدل بسط‌یافته معرفی و تخمین زده می‌شود.

بنابراین تأکید و نوآوری این مقاله بر مدل‌سازی، تصریح و تخمین نوعی مدل تورمی بر پایهٔ الگوهای رشد درون‌زا با استفاده از چارچوب‌های خرد اقتصادی است. نتیجهٔ تصریح مدل تورمی، ارائهٔ نوعی مدل خطی تورمی است که جنبه‌های مختلف بروز تورم، شامل عوامل پولی، عوامل تکنولوژیکی، تورم وارداتی و انتظارات را به‌صورت یکجا، در چارچوب حل مسئلهٔ بهینه‌سازی ارائه می‌کند. در ادامه، متغیرهای تأثیرگذار بر تورم که از حل مسئلهٔ بهینه‌سازی به‌دست آمده، برای اقتصاد ایران تخمین زده شده است. مدل با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷ و 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 ازجهت افزایش نرخ ارز بر تورم تأثیرگذار است و نه ازطرف افزایش تورم جهانی. همچنین ضرایب نرخ ترجیح زمانی، به‌عنوان متغیر جایگزین انتظارات تورمی، نرخ بازدهی سرمایهٔ سرانه، به‌عنوان جایگزین نرخ بهره، نیز نرخ رشد پایهٔ پولی مثبت بوده که نشان‌دهندهٔ تأثیرگذاری هم‌زمان عرضه و تقاضای کل اقتصاد بر تورم ایران است.

۲. نگاهی 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 به‌طور مستقیم از رشد پول و حجم نقدینگی تأثیر می‌پذیرد. ازسوی دیگر، عوامل تولید و انعطاف‌ناپذیری 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 زمینهٔ تورم مطرح کند.

نقش انتظارات تورمی در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها و نیز تأثیرات مخارج دولت و کسری بودجهٔ دولت در کنار مالیات تورمی، ازجمله مقولات مطرح در زمینهٔ افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست.

در این مسیر، نظریهٔ رشد دورن‌زای اقتصادی با ارائهٔ چالش‌های جدی و اشکالات اساسی الگوهای رشد نئوکلاسیکی، سهمی بسزا در تحلیل مباحث رشد و متغیرهای مرتبط با آن ایفا می‌کند؛ به‌نحوی‌که اقتصاد رشد پس از یک دورهٔ فراموشی به مقولهٔ پژوهشی بسیار پرتحرکی در ابعاد نظری و تجربی تبدیل شده و از الگوهای رشد درون‌زا به شکل بسزایی سود برده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

رهیافت الگوهای رشد درون‌زا، به‌دلیل 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 رهگذر، ویژگی‌های بارزی این‌گونه مدل‌ها را مطلوب ساخته است: تلاش درجهت بررسی و تحلیل اقتصادهای مختلف براساس ویژگی‌های خاص اقتصادی و حرکت شاخص‌های اقتصادی در مسیر بهینه به‌شکلی پویا و نیز درون‌زاکردن تمام متغیرهای اقتصادی.

بعد از سهمی‌که رومر[1] (۱۹۸۶) و لوکاس[2] (۱۹۸۸) در جهت‌گیری مباحث رشد به‌سمت مباحث رشد درون‌زا انجام دادند، رشد درون‌زای اقتصادی به‌عنوان 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؛ به‌گونه‌ای که بارو[3] (۱۹۹۰)، جونز و مانوئلی[4] (۱۹۹۰)، کینگ و ریبلو[5] (۱۹۹۱)، بارو و سالی مارتین[6] (۱۹۹۲) ساینت باول[7] (۱۹۹۲)، فوتاجیمی[8] (۱۹۹۳)، فیگ[9] (۱۹۹۵) و مینو[10] (۱۹۹۶) شاخص‌های برون‌زایی 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[11] (۱۹۷۹)، استوکمن[12] (۱۹۸۱)، کوهن[13] (۱۹۸۵) و نیز ونگ‌یپ[14] (۱۹۹۱) به‌طور خاص اثر سیاست‌های پولی را بر انباشت سرمایه بسط و گسترش داده‌اند. نیز آنان با تمرکز بر ادبیات رشد اقتصادی و پول، نقش سیاست‌های پولی در مدل‌های دوبخشی با انباشت سرمایهٔ انسانی را تحلیل کردند.

نتیجهٔ به‌دست‌آمده از این تحلیل‌ها در اقتصاد، بر این فرضیه استوار شده است که رشد پول در حالتی که پول فقط به مصرف و سرمایهٔ 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 Mannuelli
5. King and Barro
6. Barro and Salamartin
7. Sanit baul
8. Fotajimi
9. Fing
10. Minoo
11. Fisher
12. Stockman
13. Kohen
14. Wangyep

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

مصرف و تولید، تأثیری ندارد. در حالت افراطی‌تر، مارکوئیس و ریفت[1] (۱۹۹۴) مدلی از نوع رشد دورن‌زای رومر (۱۹۹۰) را تعریف می‌کنند که تغییرات تکنولوژیکِ حاصل از رشد درون‌زای مدل را تبیین می‌کند.

به‌طور خاص، نظریه‌های مطرح‌شده در زمینهٔ 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؟ به‌بیان‌دیگر، نقش پول در رشد اقتصادی خنثی 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، توبین[2] (۱۹۶۵) در تبیین ارتباط میان انبساط پولی و تورم و رشد، با این فرض ضمنی که ذخیرهٔ ثروت با افزایش تورم ثابت می‌ماند، به این نتیجه می‌رسد: نقش پول و انبساط پولی در ایجاد رشد اقتصادی، به‌دلیل کاهش نرخ بهرهٔ حقیقی و افزایش نسبت سرمایه به تولید، مثبت است.

در دیدگاه لوهاری[3] (۱۹۶۸) و پاتینکین[4] (۱۹۶۸) نرخ پس‌انداز می‌تواند تابعی از نرخ بازدهی سرمایه و ماندهٔ پولی تعریف شود و بر این مبنا، اثر تورم بر سرمایه می‌تواند مثبت یا منفی باشد. همین نتیجه‌گیری در نگرش دورنبوش و فرانکل[5] (۱۹۷۳) مجدداً مطرح شد. بااین‌همه، مارتی[6] (۱۹۶۸) عنوان می‌کند که با توجه به شکل تابع تولید، اثر افزایش تورم بر انباشت سرمایه، مهم و نامعین است؛ به‌نحوی‌که اگر تابع تولید مقعر باشد، اثر ماندهٔ حقیقی بر تولید نهایی سرمایه، مثبت است و در غیر این حالت، منفی.

سیدراسکی (۱۹۶۷) نیز با استفاده از رهیافت نگرش رمزی (۱۹۲۸) با مشخص‌کردن نوعی استراتژی توسعهٔ بهینه برای اقتصاد و با استفاده از تکنولوژی ثابت و استفاده از الگوی رشد دورن‌زا، مسیر بهینهٔ رشد اقتصادی را تبیین می‌سازد. سیدراسکی (۱۹۶۹) در مقاله‌ای مشترک با دی. کی . فولی[7] سیاست‌های بهینهٔ پولی و مالی در رشد اقتصادی را ارائه کرده و نقش دولت‌ها را در اقتصاد و رشد اقتصادی تحلیل می‌کند. آن‌ها مسئلهٔ اساسی دولت‌ها را در اقتصاد، سیاست‌هایی می‌دانند که در مصرف و سرمایه‌گذاری و پس‌انداز جامعه تأثیر می‌گذارد و نفوذ ایجاد می‌کند. این تأثیر با تمرکز بر متغیرهای تحت انحصار دولت، نظیر پول و مالیات و... تعیین می‌شود.

---

1. Marcois and Reffit
2. Tobin
3. Levhari
4. Patinkin
5. Dorenbush and Frankel
6. Marty
7. Folly.D.K

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

نقش محوری توبین (۱۹۶۵) و سیدراسکی (۱۹۶۷) در ارائهٔ اهمیت پول در رشد اقتصادی، به یکی از موضوعات مهم و پایدار در نظریهٔ رشد پولی تبدیل شده است؛ به‌نحوی‌که افرادی نظیر دورنبوش و فرانکل (۱۹۷۳) و فیشر و آساکو[1] (۱۹۷۴) آن را ادامه دادند. این دو نشان دادند که اگر پول در تولید، جایگزین سرمایه شود، خنثی‌بودن این پول نمی‌تواند دوامی داشته باشد. بعد از گذشت زمان دیگر پول خنثی نخواهد بود و تاثیرات حقیقی بر اقتصاد خواهد گذاشت.

درمقابل، 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 توبین ایجاد می‌شود. به‌طور مشابه، افراد دیگری نظیر ویل[2] (۱۹۸۶) و مارتین و وان در پلوگ[3] (۱۹۸۸) عنوان می‌کنند که پول 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 زمینهٔ تأثیرات نقش رشد 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 به‌کارگیری همهٔ نظریه‌ها در این خصوص روشن سازند. در این میان، پینگ وانگ و چانگ یپ[4] (۱۹۹۲) رابطهٔ میان پول و رشد اقتصادی را در چند محور گسترش می‌دهند؛ به‌نحوی‌که نقش پول در رشد اقتصادی به‌عنوان کالایی که مستقیماً در تابع مطلوبیت وارد می‌شود، خنثی است. درصورتی‌که پول جانشین سرمایه شود، رشد پول، رشد اقتصادی را ازطریق انباشت سرمایه فراهم می‌سازد. تجهیز کالاهای سرمایه‌ای ازطریق پول، اثر معکوس توبین را ازطریق کاهش ماندهٔ حقیقی ایجاد خواهد کرد و تنها اثر تورمی خواهد داشت. تأثیرهای مبهم پول نیز درصورتی‌که پول در تابع هزینه به‌شکل مبادلات نقدی مطرح باشد، تصورپذیر است.

همچنین ون چانگ و چانگ چونگ لی[5] (۲۰۰۰) تلاش می‌کنند کاهش رشد پول پیش‌بینی‌شده را در رشد اقتصادی در فضای انتظارات عقلایی تحلیل کنند. نتایج چنین رشد پولی، به نرخ هموارکنندگی مصرف و جانشینی مصرف میان حال و آیندهٔ مصرف‌کنندگان بستگی دارد. همچنین تأثیر تصمیمات بین‌زمانی خانوار برای مصرف یا پس‌انداز را در مقالهٔ یونگ[6] (۲۰۰۴) و نیز دیدگاه ارو[7] (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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

مشاهده کرد. جونز و دیگران[1] (۲۰۰۵) و نیز کمین و جرتلر[2] (۲۰۰۶) بر تأثیر نااطمینانی در مدل‌های رشد درون‌زا اشاره می‌کنند.

در حوزهٔ پژوهش‌های تجربی و مدل‌سازی اقتصاد کلان با استفاده از رهیافت مدل رشد درون‌زا، نتایج تحقیق چونجی چی[3] و دیگران (۲۰۰۹) در چین و مادسن[4] و دیگران (۲۰۱۰) در هندوستان را می‌توان به‌عنوان مطالعات جدید معرفی کرد.

۳. معرفی و بیان الگو

الگوهای حاضر براساس الگوی سیدراسکی (۱۹۶۷) شکل یافته است و در چارچوب فضای نظریهٔ رشد درون‌زای منبعث 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 آیندهٔ نامحدودش به‌دست می‌آورد، تنزیل کند و بیشترِ آن را در زمان حال به‌دست آورد. همچنین دولتی وجود دارد که ازطریق اِعمال سیاست‌های پولی و مالی بر این اقتصاد، اِعمال حاکمیت می‌کند. پول به‌عنوان کالای تولیدی دولت در سبد کالاهای مصرفی خانوار مذکور قرار می‌گیرد.

بر این اساس می‌توان نوشت:

$$U=\int_{0}^{\infty} U(c,m)\exp-\rho(t-s)dt \qquad (۱)$$

$U(c,m)$ معرف تابع مطلوبیت دوکالایی، شامل سبد مصرفی کالاهای مختلف به‌استثنای پول و ماندهٔ حقیقی سرانهٔ پول (m) است. ρ نرخ رجحانِ زمانی یا نرخ تنزیل اجتماعی است که فرد مطلوبیت آتی خود ناشی از مصرف کالا یا پول را به زمان حال تنزیل می‌کند.[5]

---

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، به‌عنوان شاخصی برای تعیین میزان مصارف نسل حاضر و نسل‌های آتی، در مدل‌های بهینه‌یابی پویا مطرح می‌شود. در این زمینه، وجود اصول اخلاقی در ورود این نرخ تنزیل در کنار تابع مطلوبیت مقعر برای ارتباط میان‌نسلی به‌عنوان پرسشی جدی مطرح است. همچنین میزان عددیِ این نرخ بحث دیگری است که در این خصوص طرح‌کردنی است؛ به‌نحوی‌که هیچ نوع نرخ تنزیل قطعی و دقیق برای ارائه‌کردن در مدل وجود ندارد. آنچه در تحقیقات مختلف، نظیر هیل (۱۹۸۱) و پیج (۱۹۷۷) و نیز نگرش رمزی (۱۹۲۸) وجود دارد، آن است که توزیع عادلانهٔ ثروت میان نسل‌های مختلف، در مدل پویای برنامه‌ریزی، با واردکردن 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 بهینهٔ منابع و میان نسل‌های فعلی و آتی برقرار نخواهد ساخت.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

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 $Z_{\frac{M}{P}}$ مالیات تورمی از جامعه اخذ می‌کند. دولت همچنین درصورت وجود کسری بودجه ازطریق فروش ارز حاصل از درآمد نفت خام به بانک مرکزی و درصورت کافی‌نبودن بودجه، ازطریق استقراض از بانک مرکزی، بودجهٔ متوازن سالیانه را تنظیم می‌کند. ماحصل چنین رفتاری در بودجه، ازطریق تغییر در پایهٔ پولی μ بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

بر این اساس می‌توان نوشت:

$$G = Z + Z_{\frac{M}{P}}.\frac{M}{P} + Z_A.A + Z_C.C + \mu.\frac{M}{P} \qquad (۲)$$

G بودجهٔ دولت، Z مالیات ثابت، $Z_{\frac{M}{P}}$ مالیات تورمی، Z_A مالیات بر دارایی و Z_c مالیات بر مصرف است. در این مسیر، $\mu.\frac{M}{P}$ میزان تغییر در رشد پایهٔ پولی است که ازطریق فروش ارز حاصل از درآمد نفت به بانک مرکزی یا استقراض از آن در معادلهٔ ۲ وارد می‌شود.

درآمدهای جامعه، شامل تولید ملی، به‌صورت دستمزد نیروی کار یا جمعیت و سود سرمایهٔ فیزیکی، در کنار پرداخت‌های انتقالی دولت و نیز تغییرات در ارزش برابری پول ملی با ارز خارجی، می‌تواند به‌صورت مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، موجودی ماندهٔ حقیقی پول و نیز به‌صورت ماندهٔ واقعی ارز اختصاص یابد. همچنین می‌تواند به‌صورت مالیات بر مصرف، مالیات تورمی و مالیات ثابت به‌صورت مخارج بودجه‌ای دولت تبدیل شود. مطمئناً کسری بودجه‌ای که در این خصوص، امکان بروز خواهد یافت، ازطریق رشد پایهٔ پولی ناشی از استقراض بانک مرکزی یا فروش ارز حاصل از درآمد منابع طبیعی، مانند نفت تأمین می‌شود.

با استفاده از معادلهٔ ۲ می‌توان نوشت:

$$C + G + \frac{dK}{dt} + \frac{dM/dt}{P} + \frac{dR/dt}{P*} = WN + rK + X + \frac{eR}{P^*} \qquad (۳)$$

بر این اساس، دلیل واردکردن نرخ تنزیل در مدل حاضر، با توجه به نکات بالا، تنها ارائهٔ یک متغیر به مدل بررسی به‌عنوان انتظارات تورمی است. فرض بر آن است که افراد چنانچه به آیندهٔ مصرفی خود اطمینان کافی نداشته باشند، مصارف حال خود را از ترس کاهش مطلوبیت آتی افزایش می‌دهند. این نگرش مصرفی در کنار نرخ هموارکنندگی مصرف می‌تواند ازطریق متغیر ρ به‌عنوان عامل تنزیل مورد توجه قرار گیرد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

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

حاصل سرانه‌کردن متغیرهای فوق، عبارت زیر است:

$$c+g=\frac{dk}{dt}+nk+\frac{dm}{dt}+nm+\pi m+\frac{d\theta}{dt}+n\theta+\pi^*\theta=\omega+rk+x+\varphi\theta \qquad (۴)$$

می‌پذیریم که داراییِ در اختیار افراد، شامل $A=K+\frac{M}{P}+\frac{R}{P^*}$ است؛ به‌نحوی‌که K موجودی سرمایهٔ حقیقی، $\frac{M}{P}$ ماندهٔ حقیقی پول و $\frac{R}{P^*}$ میزان ارز حقیقی باشد. حال، سرانه‌کردن متغیرهای فوق نتیجه می‌دهد:

$$a=k+m+\theta \qquad (۵)$$

و با یادآوری اینکه $\frac{da}{dt}=\frac{dk}{dt}+\frac{dm}{dt}+\frac{d\theta}{dt}$، با جایگذاری رابطهٔ ۲ در رابطهٔ ۴ و حل آن برحسب $\frac{da}{dt}$ می‌توان نتیجه گرفت:

$$\frac{da}{dt}=\{[\omega+x+a(r-n-z_a)]-[(1-z_c)c+m(r+\pi-\mu-z_m)+\theta(r+\pi^*-\varphi)]\} \qquad (۶)$$

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

با ارائهٔ مجدد تابع مطلوبیت و قید تابع می‌توان نوشت:

$$\int_0^\infty U(c,m)e^{-\rho(t-s)}dt \qquad (۷)$$

$$s.t$$

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

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

$$H=e^{-\alpha t}\left\{\ U(c,m)+\lambda_t[a(r-n-z_a)+\omega+x-c(1-z_c)-m(r+\pi-\mu-z_m)-\theta(r+\pi^*-\varphi)-z]\right\} \qquad (۸)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

$$H_c = \frac{\partial H}{\partial C} = 0 \Rightarrow e^{-\rho t} U_c(c,m) - \lambda t e^{-\rho t}(1 - z_c) = 0 \quad (۹)$$

$$H_m = \frac{\partial H}{\partial m} = 0 \Rightarrow e^{-\rho} U_m(c,m) - \lambda e^{-\rho t}(r + \pi - \mu - z_m) = 0 \quad (۱۰)$$

$$H_a = -\frac{d\lambda_t}{dt} \Rightarrow (r - n - za)\lambda_t e^{-\rho t} = -\frac{d(\lambda_t e^{-\rho t})}{dt} \quad (۱۱)$$

$$H_a = -\frac{d\lambda_t}{dt} \Rightarrow (\pi^* + r - \varphi)\lambda_t e^{-\rho t} = -\frac{d(\lambda_t e^{-\rho t})}{dt} \quad (۱۲)$$

که درنهایت می‌توان روابط را به‌ترتیب به‌صورت

$$-\frac{d\lambda_t}{dt} e^{-\rho t} + \rho e^{-\rho t}\lambda_t = \lambda_t (r - n - za) e^{-\rho t} \quad (۱۳)$$

$$-\frac{d\lambda_t}{dt} e^{-\rho t} + \rho e^{-\rho t}\lambda_t = \lambda_t (r + \pi^* - \varphi) e^{-\rho t} \quad (۱۴)$$

حل کرد و درنهایت خواهیم داشت:

$$-\frac{\frac{d\lambda_t}{dt}}{\lambda_t} = r - n - \rho - z_a = r + \pi^* - \varphi - \rho \quad (۱۵)$$

به‌نحوی که

$$Lim \quad a_t \lambda_t e^{-\rho t} = 0$$
$$t \to \infty$$

$$U_m = \lambda_t (r + \pi - \mu - z_m) \quad (۱۶)$$

$$U_c = \lambda_t (1 - z_c) \quad (۱۷)$$

یا

$$-\frac{m.U_{mm}}{Um} \cdot \frac{dc/dt}{m} = \frac{-d\lambda_t}{dt}(r + \pi - \lambda - z) \quad (۱۸)$$

$$\frac{-CU_{cc}}{Uc} \cdot \frac{dc/dt}{c} = \frac{-d\lambda t}{dt}(1 - z_c) \quad (۱۹)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

با تعریف $-\frac{m.U_{mm}}{U_m}=\frac{1}{\eta_m}$ و $\frac{-cU_{cc}}{U_c}.\frac{1}{c}=\frac{1}{\delta_c}$ و نیز جایگذاری معادلهٔ ۱۵ در معاملات ۱۸ و ۱۹ می‌توان نوشت:

$$\frac{\dot{m}}{m}=\eta_m[r-n-\rho-z_a][r+\pi-\mu-z_m] \quad (۲۰)$$

و

$$\frac{\dot{m}}{m}=\eta_m[r+\pi^*-\varphi-\rho][r+\pi-\mu-z_m] \quad (۲۱)$$

همچنین می‌توان نتیجه گرفت:

$$\frac{\dot{c}}{c}=\delta_c[r-n-\rho-z_a][1-z_c] \quad (۲۲)$$

و

$$\frac{\dot{c}}{c}=\delta_c[r+\pi^*-\varphi-\rho][1-z_c] \quad (۲۳)$$

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

$$\pi=\frac{1}{\eta_m}\frac{\dot{m}}{m}\frac{1}{(f'(k)-n-\rho-z_a)}-f'(k)+\mu+z_m \quad (۲۴)$$

همچنین از معادلهٔ ۱۵ می‌دانیم:

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

لذا خواهیم نوشت:

$$\pi^*-\varphi=-(n+z_a) \quad (۲۵)$$

با جایگذاری معادلهٔ ۲۵ در رابطهٔ ۲۴ می‌توان نتیجه گرفت:

$$\pi=\frac{1}{\eta_m}\frac{\dot{m}}{m}\frac{1}{(f'(k)+\pi^*-\varphi-\rho)}-f'(k)+\mu+z_m \quad (۲۶)$$

قدم بعدی در معادلهٔ ۲۶ تلاش برای خطی‌کردن مدل، برای تصریح ارتباطی خطی میان تورم و متغیرهای تأثیرگذار در رشد سطح عمومی قیمت‌هاست. بر این اساس، بسط مرتبهٔ اول معادلهٔ اویلر به خطی‌کردن

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

رابطهٔ ۲۶ حول محور صفر می‌انجامد؛ به‌طوری‌که با استفاده از تحلیل تأثیر متغیرهای مدل بر تورم و ارائهٔ مشتقات متغیرهای $z_m, \mu, e.\rho, f'(k), \pi^*, \frac{\dot{m}}{m}$ می‌توان نوشت:

$$\pi = (\frac{1}{\eta_m}.\frac{\dot{m}}{m}.\frac{1}{f_{\circ}^{'}(k)+\pi_{\circ}^{*}-\varphi_{\circ}-\rho_{\circ})} - f'(k_{\circ})+\mu_{\circ}+z_{m_{\circ}}) + \frac{\partial\pi}{\partial(\frac{\dot{m}}{m})}[\frac{\dot{m}}{m}-(\frac{\dot{m}}{m})_{\circ}]$$

$$-\frac{\partial\pi}{\partial[f'(R)]}[f'(k)-f(k_{\circ})]-\frac{\partial\pi}{\partial\pi^*}(\pi^*-\pi_{\circ}^*)+\frac{\partial\pi}{\partial\varphi}(\varphi-\varphi_{\circ})+\frac{\partial\pi}{\partial\rho}(\rho-\rho_{\circ}) \quad (۲۷)$$

$$+\frac{\partial\pi}{\partial\pi}(\mu-\mu_{\circ})+\frac{\partial\pi}{\partial z_m}(z_m-z_{m_{\circ}})+\frac{\partial\pi}{\partial K}(K-K_0)+\frac{\partial\pi}{\partial L}(L-L_0)$$

با فرض اینکه متغیرهای $(\frac{\dot{m}}{m_{\circ}}), \pi_{\circ}^*, \rho_{\circ}, \varphi_{\circ}, z_{m_{\circ}}, \mu_{\circ}, f'(k_{\circ}))$ در بسط مرتبهٔ اول معادلهٔ اویلر حول نقطهٔ صفر دوران داشته باشند، رابطه‌ای خطی از تورم و پدیده‌های تأثیرگذار بر آن به‌دست خواهد آمد. همچنین برآیند تأثیرات دو جانبهٔ متغیرهای فوق بر تورم نیز ازطریق بسط‌های مرتبهٔ بالاتر نیز تصورپذیر خواهد بود.

بررسی متغیرهای مدل غیرخطی و خطی‌شده در معادلهٔ 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 بین‌زمانی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. درعین‌حال به‌دلیل ممکن‌نبودن محاسبهٔ تابع مطلوبیت، تنها در سه سناریوی $\eta_m \prec 1, \eta_m \succ 1, \eta_m = 1,$ می‌توان تفسیرهای مختلفی از درجهٔ ریسک و مخاطرات جامعه را درخصوص پدیدهٔ تورم جست‌وجو کرد. بنابراین می‌توان تأثیرات نااطمینانی را بر رفتارهای جامعه که نمود عینی آن در تورم تجلی می‌یابد، مشاهده کرد.

همچنین رشد پول $\frac{\dot{m}}{m}$ در کنار متغیر حجم ماندهٔ حقیقی پول می‌تواند بر تورم تأثیرگذار باشد. ازآنجاکه 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. درعین‌حال، اثر رشد پول بر تورم، بیانگر جنبهٔ دیگری

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

نیز هست و آن تأثیرات کاهشی رشد پول بر رشد سطح عمومی قیمت‌هاست. در مدل تخمین‌زده‌شده نیز رابطهٔ بین رشد حجم پول و نرخ تورم، مثبت و معنی‌دار شده است.

در این فضا، 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، منجرشود. درنتیجه، تأثیر رشد پول بر تورم را به‌دلیل جذب مازاد عرضهٔ پول در خارج از کشور کم‌رنگ‌تر می‌سازد. درعین‌حال، 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. به‌بیان‌دیگر، کاراییِ سرمایهٔ سرانه می‌تواند ناشی از کاراییِ سرمایهٔ انباشته یا کاراییِ نیروی کار باشد که به افزایش در محصول منجر می‌شود و تورم را با تحریک عرضهٔ اقتصاد کاهش می‌دهد.

نوع دیگر برداشت از اثر ضد تورمیِ رشدِ کارایی می‌تواند ناشی از تحولات تکنیکی ازطریق 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 حوزهٔ تورم وارداتی، وجود نرخ‌های زیاد تورم کشور درمقایسه‌با تورم جهانی، بدون درنظرگرفتن تأثیرات تغییر در نوسانات ارزش اسعار پول ملی یا ارز خارجی، ازآنجاکه باعث جریان ورودی کالا و خدمات به کشور می‌شود، طبیعتاً منطبق با دیدگاه‌های تجارت بین‌الملل و جریان آزاد ورود و خروج کالا، کاهش قیمت‌ها را به‌دنبال خواهد داشت. نتایج حاصل از تخمین نیز حاکی از رابطهٔ منفی و معنی‌دار بین نرخ تورم جهانی[1] بر نرخ تورم است.

نرخ ترجیح زمانی، یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر انتظارات تورمی است که منبعث از میزان صبر و شکیبایی جامعه در استفاده از منابع در اختیار، در زمان حال یا زمان‌های آتی است. هرچند در این زمینه دیدگاه‌های اخلاقی درخصوص دخیل‌نکردن نرخ تنزیل اجتماعی در حل مسئلهٔ بهینه‌سازی وجود دارد و تقعر تابع مطلوبیت به‌عنوان یکی از عوامل تنزیل می‌تواند تحلیل‌کنندهٔ مطلوبیت بین‌زمانی افراد قلمداد شود.

---

۱. در بخش قبل، به نحوهٔ محاسبهٔ نرخ تورم جهانی اشاره شده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

همچنین فرض وجود نرخ یکسان رجحانِ زمانی برای همهٔ افراد جامعه، امری غیرواقعی به‌نظر می‌رسد (اوزاوا، ۱۹۶۸). اما با درنظرگرفتن سهمِ بااهمیت انتظارات تورمی و نیز مصرف جاریِ بخش خصوصی و دولتی در مدل‌های تورمی، نادیده‌انگاشتن این متغیر در مدل، نوعی کمبود تلقی می‌شود. مطمئناً برای محاسبهٔ نرخ رجحان زمانی به‌دلیل دسترسی‌نداشتن به اطلاعات آن، می‌توان از متغیرهای جایگزین، نظیر نسبت مصرف به درآمد $(\frac{C}{y})$ یا مصرف خصوصی و حتی تورم سال‌های قبل، به‌عنوان شاخص نرخ رجحان زمانی استفاده کرد. با بررسی معادلهٔ ۲۶و۲۷ مشاهده می‌شود که رابطهٔ میان تورم و نرخ رجحان زمانی، رابطه‌ای مثبت است. ضریب به‌دست‌آمده از تخمین نیز رابطهٔ مثبت و معنی‌داری بین نرخ ترجیح زمانی و نرخ تورم نشان می‌دهد.

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

تأثیرات تغییر در انباشت سرمایهٔ تورم به میزان تعقرِ تابع تولید بستگی خواهد داشت که بر این اساس می‌تواند مثبت یا منفی باشد. در این استدلال، انتظار آن است که تقعر تابع تولید، اثر ماندهٔ واقعی مثبت بر تولید نهایی سرمایه بگذارد و به کاهش تورم منجر شود. افزایش ذخیرهٔ سرمایه، ازآنجاکه تولید نهایی سرمایه را کاهش می‌دهد، به افزایش نگهداری ماندهٔ حقیقی پول توسط خانوارها نیز منجر خواهد شد. بر این مبنا، انتظار آن است که این عامل، ذخیرهٔ سرمایهٔ تقاضا را برای شقوق مختلف دارایی نیز افزایش دهد. برآیند تأثیرات تقعر در تابع تولید و نیز تقاضا برای شقوق مختلف دارایی، ناشی از افزایش ذخیرهٔ 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 به‌صورت زیر می‌نویسیم:

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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

متغیرهای مدنظر عبارت است از: π_t تورم داخلی، k_t موجودی سرمایه، H_t پایهٔ پولی، R_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 نشان‌دهندهٔ لگاریتم طبیعی متغیرهاست:

$$\pi_t = \alpha_1 \ln k_t + \alpha_2 \ln E_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 \ln H_t + \alpha_5 \rho_t + \alpha_6 \pi_t^* \qquad (۲۸)$$

۱.٤. تصریح مدل

در این تحقیق، از روش پسران و شین (۱۹۹۵) و پسران و دیگران (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد وقفه‌های توزیعی خودرگرسیونی به‌صورت $ARDL\left(p,q_1,q_2,q_3,q_4,q_5,q_6\right)$ استفاده شده است. در این روش، تخمین‌زن‌ها شامل وقفه‌های متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی و وقفه‌های متغیرهای توضیحی هستند. مدل خودتوزیع با وقفه‌های گستردهٔ تعمیم‌یافته[۲] را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$\log \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \mathrm{B}_i \log H_{t-i} + \sum_{i=1}^{q1} \lambda_i \log K_{t-i} + \sum_{i=1}^{q2} \mu_i \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \eta_i \log E_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \theta_i \log R_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \vartheta_i \log \rho_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \nu_i \log \pi^*_{t-i} + u_t \qquad (۲۹)$$

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

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

---

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

2. Augmented ARDL
3. Akaike Information Criterion
4. Schwartz Baysian Criterion
5. Hannan-Quinn Criterion

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

تخمین مدل با استفاده از نرم‌افزار مایکروفیت، پس از انتخاب حداکثر سه وقفه ازطریق معیار شوارتز-بیزین، نتایج زیر برای دورهٔ زمانی ۱۳۵۷تا۱۳۸۷ حاصل می‌شود.

جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین کوتاه‌مدت به روش *ARDL*

متغیر	آماره *t*	انحراف معیار	ضرایب برآوردشده
$\pi_t(-1)$	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 تخمین‌زده‌شده و متغیرهای باوقفه‌واردشده مطابق انتظارند. لگاریتم پایهٔ پولی در دورهٔ جاری اثر مثبت و معنی‌داری با تورم داشته است. این اثر در دورهٔ بعد منفی و بی‌معنی شده و در دورهٔ بعد مثبت و

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

معنی‌دار شده است که گویای سهم عوامل پولی بر تورم است. تورم خارجی در دورهٔ جاری، اثر منفی و معنی‌داری بر تورم داشته است. این اثر در دو دورهٔ بعد، بی‌معنی و منفی بوده و نشان‌دهندهٔ این موضوع است که تورم داخلی تحت‌تأثیر تورم خارجی نبوده و حتی این اثر منفی بوده است. لگاریتم نرخ ارز در دورهٔ جاری، اثر مثبت و معنی‌داری داشته است و در دورهٔ بعد نیز معنی‌دار بوده، اما با ضریب منفی به‌دست آمده است. ضریب نرخ بازدهی سرمایه در دورهٔ جاری، مثبت و معنی‌دار بوده است. این ضریب در دو دورهٔ بعد به‌ترتیب مثبت و منفی و معنی‌دار شده است. ضریب موجودی سرمایه در دورهٔ جاری مثبت، اما بی‌معنی شده است. نرخ ترجیح زمانی به‌عنوان مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر نرخ بهره شناخته شده است؛ به‌طوری‌که هرچه اندازهٔ پارامتر ترجیح زمانی بیشتر باشد، حجم بهینهٔ پس‌انداز کمتر خواهد شد و رفتار تخصصی افراد از معیار عقلانیت فاصله بیشتری می‌گیرد. ضریب نرخ ترجیح زمانی در دورهٔ جاری منفی و معنی‌دار بوده است و این ضریب در دورهٔ بعدی مثبت بوده، اما بی‌معنی شده است و در دورهٔ بعد از آن، این ضریب مثبت و معنی‌دار شده است. مدل تصحیح خطا رویکرد $ARDL$ به شکل زیر است:

$$\Delta\log\pi_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{n}\alpha_{1i}\Delta\log\pi_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{2i}\Delta\log H_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{3i}\Delta K_{t-i}+$$
$$\sum_{i=0}^{n}\alpha_{4i}\Delta\log E_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{4i}\Delta\rho_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{5i}\Delta R_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{6i}\Delta\pi^{*}_{t-i}+\gamma_1\log\pi_{t-1}+ \qquad (۳۰)$$
$$\gamma_2\log H_{t-1}+\gamma_3 K_{t-1}+\gamma_4\log E_{t-1}+\gamma_5\log\rho_{t-1}+\gamma_6\log R_{t-1}+u_t$$

مزیت اصلی رویکرد $ARDL$ نیازنداشتن به پیش‌شرط درجهٔ هم‌گرایی متغیرهاست و دیگر نیازی به آزمون ریشهٔ واحد نیست. در تابع تورم ممکن است هم متغیر مانا، مانند تورم وجود داشته باشد و هم متغیر نامانا، مانند پایهٔ پولی یا حجم پول. بنابراین رویکرد $ARDL$ در تخمین تورم بسیار مناسب است.

با مقایسهٔ آمارهٔ t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه‌شده ازسوی بنرجی[1] و دولادو[2] و مستر[3] در سطح اطمینان مدنظر می‌توان به وجود یا نبود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. در مدل‌های $ARDL$ تخمین‌زده‌شده وجود رابطهٔ بلندمدت وقتی تأییدپذیر است که قدر مطلق کمیت آمارهٔ t آن‌ها که در زیر محاسبه شده است، از قدر مطلق مقدار بحرانی آن بیشتر شود.

با مقایسهٔ t به‌دست‌آمده با مقادیر بحرانی بالا به این نتیجه می‌رسیم که وجود رابطهٔ بلندمدت برای مدل در سطح معناداری ۵ درصد تأیید می‌شود.

1.Banerjee
2. Dolado
3. Master

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

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

متغیر	آماره t	انحراف معیار	ضرایب برآوردشده
LH	۲/۴	۰/۰۳۷	۰/۲۲۵
π_t^*	−۲/۸۴	۰/۰۱۸	−۱/۸۳
R_t	۲/۵۷	۰/۰۳۹	۰/۸۳۸
LE	۲/۷۴	۰/۰۱۵	۰/۲۴
LK	−۱/۲۸	۰/۲۳۰	−۰/۳۴۹
ρ_t	۲/۰۸۶	۰/۰۳	۰/۳۴
C	۱/۸۵	۰/۰۹۴	۰/۷۲

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طورکه مشاهده می‌شود، تنها ضریب متغیر لگاریتم انباشت سرمایه و نرخ ارز معنی‌دار نبوده و ضریب نرخ تورم خارجی معنادار بوده و منفی است و نشان‌دهندهٔ تأثیر منفی تورم جهانی بر تورم داخلی در بلندمدت است. ضریب نرخ بازدهی نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. ضریب متغیر نرخ ارز منفی و معنی‌دار بوده است. متغیر نرخ ترجیح زمانی نیز در بلندمدت مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده است.

۲.٤. تخمین الگوی تصحیح ـ خطا (ECM)

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. به باور انگل و گرنجر هر رابطهٔ بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند و برعکس (اندرز[1] ۱۹۹۵، انگل و گرنجر[2] ۱۹۸۷). این مدل‌ها درواقع، نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با واردکردن پسماند مانا از رابطه‌ای بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک‌شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است:

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

مرحلهٔ دوم: در این مرحله، وقفهٔ پسماند رابطهٔ بلندمدت را به‌عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده است که در این صورت رابطهٔ زیر برآورد می‌شود:

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

1. Enders
2. Engel & Granger

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

ضریب تصحیح خطا، یعنی برآورد ضریب c درصورتی‌که با علامت منفی ظاهر شود کـه انتظـار مـی‌رود چنین باشد، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان مـی‌دهـد در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته، تعدیل شده و به‌سمت رابطهٔ 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	۰/۲۳۱	۱/۲۴
dE	۰/۶۱۳	۰/۰۲۱	۲/۵۷
$ECM\ (-1)$	−۰/۷۷۳	۰/۰۰۹	−۲/۹۹

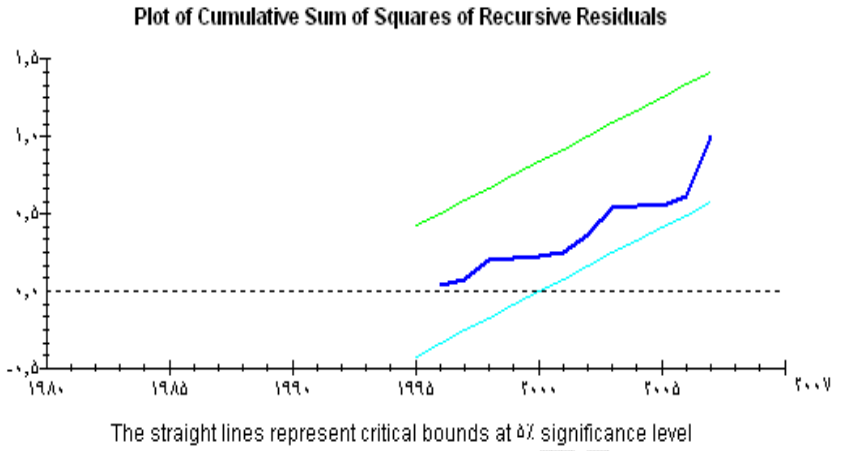
منبع: نتایج تحقیق

جدول فوق، نتایج حاصل از برآورد آزمون ECM را نشان می‌دهد. با توجه به توضیحات فـوق و مطـابق انتظار، ضریب ECM منفی و معنادار است و نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی مدل کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت است. مطابق با انتظارات تئوریک، اگر از یک دورهٔ t به دورهٔ بعد t+1 حرکت کنیم، به میـزان ۷۷درصـد از انحراف رگرسیون فوق، از مسیر بلندمدتش توسط متغیرهای الگو در دورهٔ بعد تصحیح می‌شود.

۳.٤. آزمون ثبات

آزمون ثبات معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان مربوط می‌شود. روش‌های متعددی برای آزمون ثبات ضـرایب تخمینـی تـابع تـورمی وجـود دارد کـه عبـارت اسـت از روش گلدفلـد (۱۹۷۳)، آزمون چـاو (۱۹۶۰)، آزمـون گوپتـا (۱۹۷۸)، روش فـارلی هینـچ (۱۹۷۰) و آزمـون‌هـای خلاصـهٔ انباشتهٔ اجزاء باقی‌ماندهٔ عطفی، $CUSUM$ و خلاصهٔ انباشتهٔ مربع اجزای باقی‌ماندهٔ عطفی $CUSUMQ$.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]



نمودار ۱. آزمون CUSUM بر الگوی تورمی

منبع: محاسبات محقق

با توجه به شکل‌های بالا، ازآنجایی‌که نمودار پسماند تجمعی رسم‌شده، فاصلهٔ اطمینان ۹۵ را قطع نکرده است، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر ثبات ساختاری پذیرفته شده و امکان نبودن آن رد می‌شود و وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

ارتباط میان متغیرهای اقتصادی در حوزهٔ کلان اقتصاد و تأثیرات آن‌ها بر پدیدهٔ تورم، همواره از چالش‌های اقتصاددانان و سیاستگذاران اقتصادی در تحلیل رشد سطح عمومی قیمت‌هاست. در این مسیر، تلاش درجهت تنظیم مدل با پایه‌های خرد اقتصادی در تفسیر متغیرهای کلان می‌تواند این‌گونه 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 ازطریق حل مسئلهٔ بهینه‌سازی، اثر تورم وارداتی بر سطح قیمت‌های داخلی تعیین شود. تأکید بر نقش جمعیت، اشتغال، انباشت سرمایه و پول بر تورم نیز برخی ابهامات را در زمینهٔ سیاست‌های دولت روشن می‌سازد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

با تلاش درجهت واردکردن تمام جنبه‌های شکل‌گیری تورم و با توجه به تعاریف مختلف از تورم و منشأهای 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. نتیجهٔ تحقیقات حاکی از آن است که در بلندمدت، نرخ رشد پایهٔ پولی و قیمت کالاهای خارجی،[۱] نرخ ارز، نرخ بازدهی سرمایه،[۲] نرخ ترجیح زمانی[۳] و رشد موجودی سرمایه می‌تواند اثر درخور ملاحظه‌ای بر سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد.

۲. نتایج نشان‌دهندهٔ آن است که نرخ تورم خارجی، اثر منفی بر نرخ تورم داشته است. درعین‌حال تأثیر نرخ ارز بر تورم مثبت و معنی‌دار بوده است. لذا اِعمال سیاست‌های ارزی مناسبت در کاهش تورم سودمند خواهد بود. در این راستا، توجه به وضع حقوق گمرکی و سود بازرگانی بر کالاها و نوع کالاهایی که تعرفه به آن‌ها وضع می‌شود، می‌باید با دقت بیشتری صورت گیرد. همچنین مدیریت ارز در اتخاذ سیاست‌های ارزی برای جلوگیری از کاهش بیش‌ازحد ارزش پول ملی و جلوگیری از نوسانات آن به‌عنوان شاخصی از ثبات اقتصادی، باید بهتر عمل کند.

۳. به‌دلیل استفاده از نرخ بازدهی سرمایه به‌جای نرخ بهرهٔ اسمی، افزایش یا کاهش نرخ بهره در کشور اثر معنادار و مثبت و درخور توجهی بر سطح عمومی قیمت‌ها داشته است.

۴. افزایش موجودی سرمایه مطابق نتایج تخمین، موجب کاهش نرخ تورم خواهد بود؛ اما ضریب به‌دست‌آمده معنی‌دار نبوده است.

۵. نرخ ترجیح زمانی تأثیر مثبت بر نرخ تورم داشته است که ممکن است نشان‌دهندهٔ تأثیر تورم انتظاری و واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات تورم در دورهٔ گذشته و تغییر رفتار مصرفی باشد.

منابع و مآخذ

بلانچارد، الیور جین، استنلی فیشر، ۱۳۷۶، *درس‌هایی در اقتصاد کلان*، ترجمهٔ محمود ختایی و تیمور محمدی، تهران: سازمان برنامه و بودجه.

پرایس، سایمون-کریستال، ک. الک، ۱۳۷۶، *اختلاف نظرها در اقتصاد کلان*، ترجمهٔ مهدی تقوی، تهران: دانشگاه علامه‌طباطبایی.

---

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

۲. نرخ بازدهی سرمایهٔ بالقوه با استفاده از یک تابع تولید کاب داگلاس و استفاده از روش هال به‌دست آمده است.

۳. نحوهٔ محاسبه در متن آورده شده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

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 liniear asset –priceing modeles 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- Loewnstein, 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

پیوست

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

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

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

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

$$\Rightarrow \frac{dM/dt}{PN} = \frac{dm}{dt} + nm + \pi m \qquad (۱)$$

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

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

$$\Rightarrow \frac{dK/dt}{N} = \frac{dk}{dt} + nk \qquad (۲)$$

$$R = P^*/P$$

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

$$=\frac{dR/dt}{P^*N}-\frac{dN/dt}{N}.\frac{R}{P^*.N}-\frac{dP^*/dt}{P^*}.\frac{R}{NP^*} \qquad (۳)$$

به‌طوری که:

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

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

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

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

$$\int_{\circ}^{\infty}U(C,m)e^{-\rho(t-s)} \qquad (۴)$$

$$s.t$$

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

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

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

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

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

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

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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]

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

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

$$g = z + z_m .m + z_a .a + \mu .m + z_c .c \qquad (۵)$$

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

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

$$a = k + \theta + m +, k = a - \theta - m \qquad (۶)$$

با استفاده از روابط ۱ تا ۶ داریم:

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

فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.7.1.8]