

تأثیر آستانه‌ای پایه پولی بر تورم: رهیافت مدل‌های غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم

رضا علانی*

صدیقه بختیاری**

چکیده

«تورم» به‌عنوان یکی از مهم‌ترین پدیده‌های اقتصاد کلان، طی سالیان متمادی اقتصاد ایران را درگیر خود کرده است. در راستای اهمیت این پدیده و نیاز به شناسایی عوامل مؤثر بر آن، مطالعه حاضر وجود غیرخطی بودن روابط بین تورم و سایر متغیرهای اثرگذار، به‌خصوص پایه پولی را بررسی کرده و به ارزیابی اثرات آستانه‌ای پول پر قدرت بر تورم پرداخته است. به این منظور، از رویکرد «سیدراسکی» و چارچوب روش غیرخطی «اتورگرسیو انتقال ملایم» طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. در بین متغیرهای پایه پولی، نرخ ارز، سرمایه و نرخ ترجیحات زمانی و نرخ بازدهی داخلی، پایه پولی به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است. نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه نشان داده است که: الف) بر اساس آزمون «تراسورتا»، مدل غیرخطی لجستیک دارای برآزش مناسب‌تری نسبت به الگوهای خطی است؛ ب) الگوی تورمی تصریح‌شده از دو رژیم پیروی می‌کند که در رژیم نخست، پایه پولی بر تورم اثر مثبت دارد و این اثر در رژیم دوم تقویت می‌شود؛ ج) موجودی سرمایه، نرخ ترجیح زمانی و نرخ بازدهی سرمایه در رژیم نخست و رژیم دوم بر تورم اثر منفی می‌گذارند؛ به‌طوری‌که در رژیم دوم از اثر منفی متغیرها کاسته می‌شود؛ د) مقدار سرعت انتقال ۰/۹ است که نشان می‌دهد سرعت تعدیل در رژیم نخست بالاتر از رژیم دوم بوده است.

واژه‌های کلیدی: مدل سیدراسکی، تورم، مدل رگرسیون انتقال ملایم، نرخ ترجیح

زمانی

طبقه‌بندی JEL: E20, D99

rezaal66@gmail.com

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (نویسنده مسئول)

sedigheh.bakhtiari@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۶/۲۰

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۱/۱۸

فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال هفتم، شماره بیست‌وپنجم، تابستان ۱۳۹۷، صص ۱۴۱-۱۰۹

مقدمه

گروهی از اقتصاددانان تورم را حاصل سیاست‌های پولی مقامات اقتصادی و متأثر از رشد حجم پول و نقدینگی می‌دانند (Berument et al, 2001). برخی نیز بر این باورند که عوامل تولید و انعطاف‌ناپذیری روند تولید، تغییرات نرخ ارز یا تورم وارداتی عوامل کلیدی و اصلی اثرگذار بر تورم هستند (Masha & Park, 2011) و محققانی هم نقش انتظارات تورمی و اثر مخارج دولت و کسری بودجه را عامل اصلی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌دانند (Cattao & Terrones, 2003). اخیراً نظریه‌هایی در ادبیات اقتصادی طرح و به نظریات «رشد درون‌زای اقتصادی» معروف شده‌اند. این نظریات با ارائه چالش‌های جدی و مشکلات ساختاری الگوهای رشد نئوکلاسیکی، منجر به رشد و شکوفایی اقتصاد در ابعاد نظری و تجربی می‌شوند. چنین الگوهایی با قرار گرفتن در چارچوب ساختارهای خرد اقتصادی، این ویژگی را دارند که با حداقل نگرانی از برخورد با چالش‌های ناشی از اختلافات موجود در دیدگاه‌های کلان به بررسی مسائل و مشکلات اقتصادی بپردازند؛ در حقیقت، اهمیت این‌گونه مدل‌ها در این است که از ویژگی‌های خاص هر اقتصاد و حرکت شاخص‌های اقتصادی در مسیر بهینه به شکلی پویا و درون‌زا از تمام متغیرهای اقتصادی برای بررسی و تحلیل اقتصادی بهره‌می‌برند (Reis, 2007)

بررسی تاریخی روند تورم و رشد نقدینگی در ایران نشان می‌دهد که از سال ۱۳۶۸، با پایان جنگ تحمیلی، سیاست‌های اقتصادی اجرا شده برای آزادسازی و تعدیل اقتصادی منجر به افزایش دوباره نرخ تورم از ۹ درصد به ۲۰ درصد در

سال ۷۰ و ۴۹ درصد در سال ۷۴ شده است. رشد نقدینگی نیز طی چهار سال، از ۷۲ تا ۷۶، با ۲۲۵ درصد افزایش تقریباً سه برابر شد و پس از سال ۷۶ کاهش یافت؛ به‌گونه‌ای که در سال‌های ۷۹ و ۸۰ با رونق یافتن اقتصاد و بهبود وضع بودجه دولت و اعمال مجموعه‌ای از سیاست‌های اصلاحی و تعدیل انتظارات تورمی، نرخ تورم به حدود ۱۱,۴ درصد رسید.

در سال ۱۳۸۱ به دلیل اجرای برخی سیاست‌ها نظیر حرکت به سمت تک‌نرخ کردن ارز و اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی، نرخ تورم مجدداً افزایش یافت و به ۱۵,۸ درصد رسید. در سال ۸۴ دولت با اتخاذ سیاست‌های انقباضی توانست این نرخ را به ۱۰,۴ درصد برساند. در سال ۸۵، با افزایش قیمت جهانی نفت خام و افزایش درآمد دولت، اعمال سیاست‌های پولی انبساطی موجب رشد نقدینگی سرگردان و رشد تورم تا ۲۵,۴ درصد در سال ۸۷ شد. در ادامه در ۸۸ نرخ رشد پایه پولی برای مقابله با تورم سال‌های گذشته منفی ۱۰ درصد شد و تورم به ۱۰,۸ و ۱۲,۴ در سال‌های ۸۸ و ۸۹ کاهش یافت. این روند در سال‌های ۹۰ پس از آن نیز با نوسانات زیادی مواجه شده است؛ به‌گونه‌ای که تورم در سال ۹۰ به ۲۱,۵ درصد، در سال ۹۱ به ۳۰,۵، در سال ۹۲ به ۳۴,۷ درصد، سال ۹۳ به ۱۵,۶، سال ۹۴ به ۱۱,۹ و در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ این نرخ به ۹ و ۹,۶ درصد تغییر یافته است. با توجه به این بررسی‌ها مشخص است که پویایی‌های تورم دستخوش تغییرات شدیدی نسبت به سطوح میانگین تورم در ایران شده است؛ پویایی‌های شدید تورم اوایل دهه ۷۰ با کاهش‌های مداوم در اواخر دهه مذکور و دهه ۸۰ شسمی همراه بوده است و نه‌تنها نرخ تورم بلکه نوسان آن روند کاهشی داشته است. با توجه به این موارد این پرسش مطرح می‌شود که آیا دلیل پویایی تورم، تغییرات حجم پول است؟ برخی بر این باورند که مطابق با دیدگاه پولی «فریدمن»^۱ (۲۰۰۶-۱۹۱۲) باید علت اصلی تورم را در خلق پول جستجو کرد. مطالعات نشان می‌دهد، محیط‌های اقتصادی با تورم اندک با احتمال رخدادهای کاهش قیمتی مواجه می‌شوند؛ به این صورت که نوسانات متوسط در اطراف

سطوح اندک تورم می‌توانند، تورم را به یک کاهش قیمتی تبدیل کنند (Kanellopoulos & Koutroulis, 2016 and Bordo & Filardo, 2005) سؤالی که در مقابل این حالت پیش می‌آید، این است که آیا رخدادهای کاهش قیمتی می‌تواند منجر به فشار رو به پایین بیشتر بر قیمت‌ها شود و این شرایط را تبدیل به موقعیت دائمی برای اقتصاد کند؛ به عبارت دیگر، آیا تورم، الگویی خطی دارد یا از یک الگوی غیرخطی تبعیت می‌کند؟ در واقع منظور از نااطمینانی، نبود پاسخی مشخص در زمینه سیاست‌های پولی است؛ با وجود این، مباحث نظری خاص، امکان وجود روابط غیرخطی در مورد تورم را تأیید کرده‌اند (Kanellopoulos & Koutroulis, 2016).

با توجه به اینکه تداوم تورم در ایران در زمان‌های مختلف ممکن است متقارن نباشد، مقاله حاضر وجود غیرخطی بودن روابط بین تورم و سایر متغیرهای اثرگذار، به‌خصوص پایه پولی را بررسی و در چارچوب این تحقیق این دو فرضیه را مطرح کرده است که «دلیل پویایی‌های تورم، تغییرات پایه پولی است» و «تورم از الگویی خطی تبعیت می‌کند». مطالعات داخلی تاکنون کمتر به بررسی روابط غیرخطی تورم با سایر متغیرهای اثرگذار با استفاده از مفاهیم خرد پرداخته‌اند. در این زمینه دو مطالعه «سحابی و همکاران، ۱۳۹۲» و «فطرس و حسینی‌دوست، ۱۳۹۴» وجود دارد؛ مقاله نخست از روش سنتی «مارکوف سوئیچینگ» بهره برده و مقاله دوم روش «STR»^۱ را برای تخمین تقاضای پول به کار گرفته است؛ بنابراین هدف اصلی نوشتار حاضر این است که با بهره‌گیری از مفاهیم اقتصاد خرد و دوری از چالش‌ها و مسائل اقتصاد کلان، روابط غیرخطی پایه پولی و تورم را با استفاده از روش STR، روابط بین سطوح مختلف تورم داخلی یعنی تورم بالا به متوسط، متوسط به پایین و پایین به بالا را بررسی کند. به این منظور، ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق و در بخش‌های سوم و چهارم روش تحقیق برآورد و یافته‌های تحقیق مطرح گشته و در قسمت پنجم نتایج و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۱. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۱-۱. مبانی نظری

بررسی علل تورم یکی از مهم‌ترین مباحث حیطه اقتصاد کلان است؛ زیرا دیدگاه‌های متفاوتی به دلیل اختلاف در فروض وجود دارد و موجب به وجود آمدن الگوهای متفاوتی برای کنترل تورم می‌شود؛ از سوی دیگر، بین ساختارهای اقتصادی و اجتماعی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته تفاوت معناداری وجود دارد. به‌طور کلی گفته می‌شود که عامل شکل‌گیری پدیده تورم در کشورهای توسعه‌یافته رشد عرضه پول است؛ ولی تورم در کشورهای در حال توسعه، به‌طور مطلق پولی نیست (Totonchi, 2011). «سارجنت و والاس»^۱ (۱۹۸۱) و «مونتیل»^۲ (۱۹۸۹) استدلال می‌کنند که عوامل مرتبط با عدم تعادل مالی، مثل رشد بیشتر پول و کاهش نرخ ارز، از بحران پرداخت‌ها ناشی می‌شود که این نیز موجب ایجاد تورم در کشورهای در حال توسعه است.

از منظر الگوی نظریه «مقداری پول» تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها از طریق تغییر در مقدار پول در جریان، تعیین می‌شود. «دیوید هیوم»^۳ با ارائه نخستین تحلیل پویا از چگونگی اثرگذاری تغییرات پولی از یک بخش به بخش دیگر، تغییر نسبی قیمت و مقدار را بررسی و گسترش قابل ملاحظه‌ای در نظریه مقداری پول ایجاد کرد. «دیوید ریکاردو»^۴ (۱۸۱۷) بر این باور است که اثرات عدم تعادل موقتی است و اثر خاصی بر تحلیل تعادل در بلندمدت ندارد؛ از این رو، اثر تزریق پول بر اشتغال و تولید را منتفی می‌داند. «ایروینگ فیشر»^۵ (۱۹۴۷-۱۸۷۶) با طرح اصل تناسب و دیگر اقتصاددانان نئوکلاسیک، همچون «پیگو»^۶ (۱۹۵۹-۱۸۷۷)، بیان می‌کنند که کنترل پولی می‌تواند در یک سیستم بانکداری با نسبتی از ذخایر و

1. Sergent & Wallace

2. Montiel

3. David Hume

4. David Ricardo

5. Irving Fisher

6. Pigou

از طریق تعیین برونزای سهمی از پول پر قدرت به دست آید. «فریدمن» معتقد است که سیاست پولی ابزاری قدرتمندتر از سیاست مالی برای ثبات اقتصادی محسوب می‌شود؛ بنابراین عرضه پول تعیین‌کننده اصلی سطح محصول و قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و سطح قیمت‌ها در بلندمدت است. در واقع سطح بلندمدت محصول تحت تأثیر عرضه پول نیست (Friedman & Schwartz, 1963). از منظر «پول‌گرایان» تورم همیشه و همه‌جا یک پدیده پولی است که از گسترش سریع‌تر مقدار پول نسبت به محصول کل ایجاد می‌شود.

«کینز»^۱ (۱۹۴۶-۱۸۸۳) و پیروان وی بر افزایش تقاضا به‌عنوان منبع تورم ناشی از فشار تقاضا تأکید دارند. وقتی مقدار تقاضای تجمعی از مقدار عرضه در سطح اشتغال کامل تجاوز می‌کند؛ شکاف تورمی افزایش می‌یابد. شکاف بزرگ‌تر بین تقاضا و عرضه تجمعی به معنی رشد سریع‌تر تورم است. بر اساس نظریه فشار تقاضای کینزی، سیاستی که منجر به کاهش در هر جزء تقاضای کل شود، در کاهش فشار تقاضا و تورم مؤثر خواهد بود. یکی از راه‌های کنترل حجم پول، کاهش مخارج دولت، افزایش مالیات‌ها یا اجرای هم‌زمان این دو است که می‌تواند در کاهش تقاضای مؤثر و کنترل تورم نیز اثرگذار باشد. در شرایط دشواری چون ابر تورم‌های ناشی از جنگ که در آن کنترل حجم پول یا کاهش مخارج دولت امکان‌پذیر نیست، استفاده از مالیات می‌تواند راهگشا باشد. در چارچوب نظریه «فشار هزینه»^۲ تورم از طریق افزایش دستمزد تحمیل‌شده توسط اتحادیه‌ها یا کارفرمایان ایجاد می‌شود. این نوع از تورم پدیده‌ای جدید نیست و حتی در قرون وسطی نیز وجود داشته است؛ اما بار دیگر در دهه ۱۹۵۰ و سپس دهه ۱۹۷۰ به‌عنوان دلیل ایجاد تورم بررسی شده است. این نوع از تورم به «تورم جدید» نیز مشهور است. دلیل اساسی تورم ناشی از فشار هزینه، افزایش دستمزدهای پولی با سرعتی بیشتر از بهره‌وری نیروی کار است. اتحادیه‌های کارگری، کارفرمایان را مجبور به افزایش دستمزد کارگران می‌کنند که در نتیجه آن، هزینه تولید کالاها

1. John Maynard Keynes

2. Cost Push Theory

افزایش می‌یابد. کارفرمایان برای پوشش هزینه‌ها، قیمت کالاها را افزایش می‌دهند. افزایش قیمت منجر به آن می‌شود که کارگران علی‌رغم افزایش دستمزد، تقاضایی همانند قبل داشته باشند؛ بنابراین افزایش قیمت‌ها، اتحادیه‌ها را باز هم مجبور به تقاضای دستمزد بالاتر می‌کند. از این طریق ماریپیج «دستمزد- هزینه» منجر به تورم ناشی از فشار هزینه یا دستمزد می‌شود. تورم فشار هزینه ممکن است برای پوشش هزینه‌های زندگی از طریق تعدیل به سمت دستمزد بیشتر تشدید شود. در این حالت، ابتدا ممکن است بخش‌های محدودی از اقتصاد تحت تأثیر افزایش دستمزد و قیمت قرار گیرند؛ اما محصولات همین بخش‌ها ممکن است، نهاده تولید بخش‌های دیگر باشد. در نتیجه افزایش قیمت محصول این بخش، منجر به افزایش هزینه تولید سایر بخش‌ها شده، از این طریق تورم به کل اقتصاد تسری یابد. دلیل دیگر تورم فشار هزینه «تورم فشار سود»^۱ است. شرکت‌های انحصاری، قیمت محصولاتشان را به سبب بیشتر شدن هزینه تولید و برای کسب سود بیشتر افزایش می‌دهند. بر این اساس رقابت برای چنین شرکت‌هایی ناقص است و آن‌ها توانایی کنترل قیمت محصولات خود را دارند؛ به همین دلیل چنین تورمی، «تورم فشار قیمت» نیز نامیده می‌شود.

در الگوی نظریه تورم ساختاری، افزایش عرضه با فشار تقاضا مرتبط است، حتی اگر عوامل ایجاد بیکاری کم یا غیرممکن باشد. این نوع تورم که با توسعه نیافتگی ساختاری مرتبط است، نتیجه هزینه‌ای است که صرف رشد سریع اقتصادی می‌شود. رشد سریع‌تر بخش خدمات نسبت به سایر بخش‌های مرتبط با رشد جمعیت و مهاجرت، عامل دیگری است که از نظر ساختارگرایان در ایجاد تورم حائز اهمیت است. حفظ ساختار شبکه توزیع، ساختارهای خاص و منحصربه‌فرد برخی از صنایع، هزینه سنگین کارها و ده‌ها عامل کوچک و بزرگ دیگر نیز به تورم ساختاری دامن می‌زند. از منظر انتظارات عقلایی^۲، «لوکاس»^۳

1. Profit- Push Inflation

2. Rational Expectations Revolution

3. Lucas

(۱۹۷۲)، «کالوم»^۱ (۱۹۸۰)، «سارجنت و هنسن»^۲ (۱۹۸۰) با شروع از فروض پولی در مورد اطلاعات ناقص استدلال می‌کنند که افراد همواره خطای پیش‌بینی یکسانی از قیمت‌ها نخواهند داشت؛ ولی عوامل اقتصادی از تمام اطلاعات حال و گذشته خود برای پیش‌بینی استفاده می‌کند؛ بنابراین بانک مرکزی در صورتی می‌تواند تولید حقیقی و اشتغال را تحت تأثیر قرار دهد که سیاست اجرا شده غیرمنتظره باشد؛ چراکه تعدیل رو به جلوی انتظارات عوامل اقتصادی به شکست سیاست‌های از پیش اعلام شده منجر می‌شود.

به‌طور کلی، مطالعات نشان می‌دهند که در زمینه تورم دو نظریه مهم وجود دارد: «نظریه الگوهای رشد نئوکلاسیک» و «نظریه رشد درون‌زای اقتصاد». از منظر الگوهای رشد نئوکلاسیک، تورم نتیجه سیاست‌های پولی سیاست‌گذاران است و مستقیماً تحت تأثیر رشد پول و حجم نقدینگی است. نظریه رشد درون‌زای اقتصاد با ارائه چالش‌های جدی و اشکالات اساسی الگوهای رشد نئوکلاسیک، نقش مهمی در تحلیل مباحث رشد بازی می‌کند. این الگوهای رشد، به دلیل قرار گرفتن الگو بر پایه‌های اقتصاد خرد، بدون برخورد با مشکلات موجود در مدل‌های رشد نئوکلاسیک، مسائل اقتصادی را بررسی می‌کنند. یکی از مشخصه‌های مهم این مدل‌ها، بررسی اقتصادهای مختلف بر اساس مشخصات ویژه اقتصادی آن‌ها و درون‌زا کردن تمام متغیرهای اقتصادی است. مدل «سیدراسکی»^۳ (۱۹۶۷) مدل رشد نئوکلاسیکی مشهوری است که پول را وارد تابع مطلوبیت می‌کند. این مدل اغلب به‌عنوان نخستین مدل پولی در کتب و متون مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد و نقطه شروع اغلب مدل‌های پولی است که انباشت سرمایه را وارد کرده‌اند (Reis, 2007). «فیشر» با استفاده از تقریبی خطی در اطراف حالت پایدار، دریافت که پول خنثی نیست؛ اما باید این‌گونه نتیجه گرفت که: «به‌طور خلاصه، هنوز توضیحی قانع‌کننده از نتیجه اصلی در دسترس نیست» (Fischer, 1979, 1439).

1. McCallum

2. Sargent & Hansen

3. Sidrauski's Model

این نکته نشان می‌دهد که به‌طور نظری باید پویایی‌های تعادلی مدل سیدراسکی را طوری نوشت که اثرات سیاست پولی مشخص و هویدا باشد. از طریق نوشتن سیاست پولی به‌عنوان مجموعه مسیری برای نرخ بهره اسمی، می‌توان اثرات سیاست پولی را در حالت پایدار و ناپایدار کاملاً مشخص کرد. در این مدل داریم:

$$\max_{\{c_t, m_t\}} \int e^{-\rho t} u(c_t, m_t) dt, \quad s.t. \quad (1)$$

$$\dot{a}_t = f(k_t) - \delta k_t - \pi_t m_t + v_t - c_t \quad (2)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\rho t} a_t \geq 0 \quad (3)$$

که c_t مصرف، m_t تراز پول حقیقی، k_t سرمایه، $a_t = k_t + m_t$ دارایی‌ها، π_t نرخ تورم، v_t انتقالات یکجای دولت، ρ نرخ ترجیح زمانی و δ نرخ استهلاک است. فروض زیر باید برای مطلوبیت برقرار باشد: $u_c > 0, u_{cc} < 0, u_{mm} \leq 0, u_{cc} u_{mm} \geq u_{cm}^2$ ؛ همچنین فرض می‌شود که «پول و مصرف» مکمل یکدیگر هستند ($u_{cm} \geq 0$) و با این باور سازگار است که «پول مصرف را آسان‌تر می‌سازد»؛ تابع تولید، نئوکلاسیک است و شروط اینادا را برقرار می‌سازد به‌طوری‌که:

$$f_k > 0, f_{kk} < 0, f(0) = 0, \lim_{k \rightarrow 0} f_k = +\infty, \lim_{k \rightarrow \infty} f_k = 0$$

ک_۰ مثبت شروع می‌کنند.

عامل دیگر دولت است که پول را با نرخ μ_t تکثیر کرده است و داریم $v_t = \mu_t m_t$ که فرض می‌شود مسیری نامنفی برای نرخ‌های بهره اسمی ($R_t \equiv f_k + \pi_t - \mu - z_m$) با انتخاب مسیر مناسب برای رشد پول ایجاد می‌کند. رفتار بهینه عامل خصوصی بر مجموعه‌ای از شروط بهینه لازم، دلالت دارد:

$$u_c(\cdot) = \lambda_t \quad (4)$$

$$u_m(\cdot) = \lambda_t R_t \quad (5)$$

$$\frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = \rho - (f_k(\cdot) - \delta) \quad (6)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\rho t} a_t \lambda_t = 0 \quad (7)$$

$$-\frac{m U_{mm}}{U_m} \cdot \frac{dc/dt}{m} = \frac{-d\lambda}{dt} (r + \pi - \lambda - z) \quad (8)$$

$$\frac{-C U_{cc}}{U_c} \cdot \frac{dc/dt}{c} = \frac{-d\lambda}{dt} (1 - z_c) \quad (9)$$

که λ_t ارزش نهایی واحدهای مطلوبیت از داشتن واحدهای بیشتر دارایی، z مالیات ثابت، z_M مالیات تورمی، z_A مالیات بر دارایی و z_c مالیات بر مصرف است. تعادل اقتصاد در هر نقطه از زمان را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

c_t و k_t تعادلی، معادلات تفاضلی مرتبه اول زیر را حل می‌کنند.

$$\dot{k}_t = f(k_t) - \delta k_t - c_t \quad (10)$$

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{1}{\theta_t} \left(f_k(k_t) - \delta - \rho - \xi_t \eta_t \frac{R_t}{R_t} \right) \quad (11)$$

مقید به شروط مرزی k_0 و $\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(f_k - \delta)t} (k_t + m_t) = 0$ و مسیر داده شده R_t است. تولید واقعی برابر با $f(k_t)$ است، درحالی‌که ترازهای حقیقی پول $m_t = \varphi(c_t, R_t)$ است که $\varphi(\cdot)$ تابع تقاضای پول به طور ضمنی تعریف شده از طریق $u_m(c, \varphi(c, R)) / u_c(c, \varphi(c, R)) = R$ است. نمادهای جدید نیز به صورت $\theta_t = -u_{cc} c / u_c - u_{cm} \varphi c / u_c$ و $\eta_t = -\varphi_R R / \varphi$ تعریف شده‌اند.

که θ_t معکوس مثبت کشش جانشینی شرطی، η_t کشش نرخ بهره نامنفی تقاضای پول و ξ_t کشش نامنفی مطلوبیت نهایی مصرف نسبت به ترازهای حقیقی پول است. عبارت کلیدی جدید نسبت به مدل رشد استاندارد برابر با $\xi_t \eta_t R_t / R_t$ در معادله (۱۱) است. تغییرات در نرخ رشد نرخ‌های بهره اسمی منجر به تغییرات در تقاضا برای پول می‌شود که مطلوبیت نهایی مصرف و در نتیجه جذابیت مصرف امروز نسبت به فردا را تغییر می‌دهد. اگر انتظار افزایش

نرخ بهره اسمی در آینده وجود داشته باشد، عوامل اقتصادی پیش‌بینی می‌کنند که پول و مصرف کمتری لازم خواهند داشت و در نتیجه از طریق انتخاب مصرف بیشتر در زمان حال پول کمتری را برای آینده انتخاب می‌کنند. این کانالی است که از طریق آن، پول و سیاست‌های پولی بر تصمیمات افراد در مدل سیدراسکی اثر می‌گذارد.

در نهایت با انجام یک روند جایگزینی در معادلات بالا به رابطه ۱۲ دست می‌یابیم:

$$\pi = \frac{1}{\eta_m} \frac{\dot{m}}{m} \frac{1}{(f'(k) + \pi^* - \varphi - \rho)} - f'(k) + \mu + z_m \quad (12)$$

که با خطی کردن مدل، با استفاده از بسط مرتبه اول معادله «اوایلر» خواهیم داشت:

$$\pi = \left(\frac{1}{\eta_m} \frac{\dot{m}}{m} \frac{1}{f'_0(k) + \pi^*_0 - \varphi_0 - \rho_0} - f'_0(k_0) + \mu_0 + z_{m_0} \right) + \frac{\partial \pi}{\partial \left(\frac{\dot{m}}{m} \right)} \left[\frac{\dot{m}}{m} - \left(\frac{\dot{m}}{m} \right)_0 \right] \quad (13)$$

$$-\frac{\partial \pi}{\partial [f'(R)]} [f'(k) - f(k_0)] - \frac{\partial \pi}{\partial \pi^*} (\pi^* - \pi^*_0) + \frac{\partial \pi}{\partial \varphi} (\varphi - \varphi_0) + \frac{\partial \pi}{\partial \rho} (\rho - \rho_0) + \frac{\partial \pi}{\partial \mu} (\mu - \mu_0) + \frac{\partial \pi}{\partial z_m} (z_m - z_{m_0}) + \frac{\partial \pi}{\partial K} (K - K_0) + \frac{\partial \pi}{\partial L} (L - L_0)$$

با فرض اینکه متغیرهای $\left(\frac{\dot{m}}{m}, \pi_0, \rho_0, \varphi_0, z_{m_0}, \mu_0, f'_0(k_0) \right)$ در بسط مرتبه اول معادله اوایلر حول نقطه صفر دوران داشته باشند، رابطه‌ای خطی از تورم و پدیده‌های اثرگذار بر آن به دست خواهد آمد. η_m نوع اطلاعات از وضعیت اقتصادی جامعه، میزان تقاضای کل اقتصاد و مصرف بین‌زمانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

۲-۱. پیشینه تحقیق

۱-۲-۱. مطالعات خارجی

اکثر مطالعات تجربی اثر شدید عرضه پول بر تورم را تأیید کرده‌اند (Nguyen, 2015).

«ام‌سی‌کندلیس و وبر»^۱ (۱۹۹۵) داده‌ها را برای ۱۱۰ کشور و طی یک دوره ۳۰ ساله بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که بین نرخ تورم و نرخ رشد عرضه پول در بلندمدت همبستگی زیادی وجود دارد.

«کینگ»^۲ (۲۰۰۲) با توجه به رابطه بین پول و قیمت‌ها نشان داد، با کاهش افق زمانی، همبستگی بالای بین این دو عامل کاهش می‌یابد که این نشان‌دهنده اثرگذاری رشد پول بر تغییرات متغیرهای حقیقی است.

به عقیده «والش»^۳ (۲۰۰۳) همبستگی زیاد تورم و نرخ رشد عرضه پول، تأییدکننده نظریه مقداری پول است که بر اساس آن رشد عرضه پول منجر به افزایشی معادل در سطح قیمت‌ها خواهد شد.

«ناسار»^۴ (۲۰۰۵) از مدلی دویبخشی برای تخمین رابطه بین قیمت‌ها، پول و نرخ بهره برای داده‌های فصلی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۴ ماداگاسکار استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان داد که عرضه پول اثری مثبت بر تورم دارد.

«اومس و اونسورگی»^۵ (۲۰۰۵) با استفاده از مدل تصحیح خطا و داده‌های ماهانه آوریل ۱۹۹۶ تا ژانویه ۲۰۰۴، اثر تقاضای پول بر تورم روسیه را بررسی کرده‌اند. بر طبق نتایج این مطالعه مازاد عرضه پول گسترده، تورم‌زا است؛ درحالی‌که مازاد دیگر معیارهای پول این‌گونه نیست و رشد مؤثر پول گسترده بیشترین و ماندگارترین اثر را بر تورم کوتاه‌مدت دارد.

«پلیپاس»^۶ (۲۰۰۶) به‌طور تجربی تقاضای پول و تورم را در بلاروس بررسی کرد. او با استفاده از مدل «تصحیح تعادلی» و «VAR» هم‌جمع‌ی نشان داد عرضه پول به‌طور مثبتی به تورم وابسته است.

«هوسیان»^۷ (۲۰۱۰) رفتار تقاضای پول در بنگلادش را با استفاده از داده‌های

1. McCandless & Weber

2. King

3. Walsh

4. Nassar

5. Oomes & Ohnsorge

6. Pelipas

7. Hossain

سالانه ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۸ و مدل تصحیح خطا و آزمون هم‌جمعی «جوهانسن» بررسی کرده و نشان داده است که رابطه علیتی بین رشد عرضه پول و تورم وجود دارد. «سبادی»^۱ (۲۰۱۴) به بررسی اثر عرضه پول بر تورم هند پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که اتخاذ معیارهای بسیار سخت‌گیرانه پولی منجر به کاهش تورم به زیر ۵ درصد نخواهد شد؛ اما رشد GDP را به زیر ۵ درصد می‌برد و بیکاری را نیز افزایش می‌دهد؛ بنابراین سیاست‌های انقباض پولی می‌تواند اقتصاد را به سمت تورم سوق دهد؛ اما سیاست‌های آزادسازی پولی نمی‌تواند آن را از این وضعیت نجات دهد.

«جیانگ و همکاران»^۲ (۲۰۱۵) رشد پول و تورم را در چین بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده که ارتباط بین رشد پول و تورم، شدید اما ناهمگن است. به‌ویژه از اوایل دهه ۲۰۰۰، سیاست پولی چین در مواجهه با تورم، عملکرد مناسب‌تری نسبت به سال‌های قبل از آن اتخاذ کرده است. نتایج، همچنین بیانگر وجود رابطه مثبت و یک به یک بین تورم و رشد پول در بلندمدت و میان‌مدت است؛ درحالی‌که در کوتاه‌مدت به علت وجود شوک‌های موقت و اثرات وقفه معنادار این رابطه مثبت کم‌رنگ‌تر می‌شود.

«نگوین» (۲۰۱۵) اثرات عرضه پول و بدهی مالی را بر تورم بررسی کرده است که بر اساس آن عرضه پول اثر مثبت معناداری بر تورم دارد.

بررسی مطالعات گذشته حاکی از تغییر روند بررسی روابط تورم و تقاضای پول در طول زمان است؛ به‌طوری‌که در دهه گذشته تحلیل‌های مبتنی بر رگرسیون‌گیری از تابع تقاضای پول نسبت به نرخ تورم، متداول بوده است. پایه‌گذار چنین روشی مطالعه‌ای «کاگان»^۳ (۱۹۵۶) بود. وی رابطه خطی باثباتی بین تورم و تقاضای پول و تورم ترسیم کرده است. اخیراً محققان با بررسی‌های بیشتر، این موضوع را اذعان کرده‌اند که روش‌های خطی قادر به تصریح درست روابط بین تورم و تقاضای پول نیست؛ از این رو، به استفاده از روش‌های غیرخطی نیاز

1. Sabade

2. Jiang et al

3. Cagan

است. پس از آن حجم قابل توجهی از پژوهش‌های کاربردی، غیرخطی بودن این روابط را بررسی کرده‌اند (بارو^۱، ۱۹۷۰؛ خان^۲، ۱۹۷۵؛ بنتال و اسکستین^۳، ۱۹۹۷)؛ به‌عنوان مثال، «احامد و سیولی»^۴ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با استفاده از روش آستانه‌ای، اهمیت اثرات غیرخطی بودن را بر تحلیل تورم جهانی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده که آزادی مبادله به‌عنوان متغیر آستانه رد نمی‌شود و تغییر رژیم از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد که با فرض جهانی بودن تورم سازگار است.

در مطالعه‌ای دیگر «کانیلوپولوس و کوترولیس»^۵ (۲۰۱۶) به بررسی طبیعت پویایی‌های تورم با تکیه خاص بر ماندگاری تورم پرداختند؛ نتایج این مطالعه نشان داد که درجه ماندگاری تورم بسته به اینکه نرخ تورم بسیار بالا یا بسیار پایین باشد، متفاوت است.

«آراواتاری و همکاران»^۶ (۲۰۱۸) در چارچوب یک مدل غیرخطی درون‌زا به بررسی روابط میان تورم و رشد اقتصادی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که اگر توزیع آن‌ها چاق و دُم‌بلند باشد، آنگاه رابطه بین تورم و رشد اقتصادی غیرخطی می‌شود.

«مارجانی»^۷ (۲۰۱۹) با استفاده از روش‌های «خودهمبستگی با وقفه‌های توزیعی»^۸، «رگرسیون آستانه‌ای»^۹ و «رگرسیون درجه دوم»^{۱۰} به بررسی رابطه تورم و رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که در بازه‌های زمانی

-
1. Barro
 2. Khan
 3. Bental & Eckstein
 4. Ahamad & Civelli
 5. Kanellopoulos & Koutroulis
 6. Arawatari
 7. Murjani
 8. Autoregressive Distributed Lag
 9. Threshold Regression
 10. quadratic regression

کوتاه‌مدت و بلندمدت، روابط متقابل بین تورم و رشد منفی است؛ همچنین این مقاله به‌طور تجربی اثبات می‌کند که آستانه تورم در سطح ۱۴/۱۴ نشان‌دهنده دو رویکرد متفاوت، قبل و بعد از آستانه است.

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

مطالعات داخلی متعددی رابطه بین تورم و عرضه پول را بررسی کرده‌اند؛ از آن میان می‌توان به مطالعات عباسی‌نژاد و تشکینی (۱۳۸۳)، منجذب (۱۳۸۵)، هادیان و پارسا (۱۳۸۷)، کاکویی و نقدی (۱۳۹۱) و شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) اشاره کرد.

عباسی‌نژاد و تشکینی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به بررسی پولی بودن تورم در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد رشد ۱۰ درصدی حجم پول منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان سه درصد خواهد شد؛ همچنین فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران پذیرفته نمی‌شود.

عمادزاده و همکاران (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی عوامل پولی و غیر پولی مؤثر بر تورم در ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۲)» با استفاده از روش معادلات هم‌زمان نتیجه گرفته‌اند که گرچه تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست و تورم وارداتی، مشکلات ساختاری اقتصاد و تورم انتظاری نیز بر شکل‌گیری آن تأثیر مثبت داشته است؛ اما رشد نقدینگی سهمی بالغ بر ۵۸/۳۲ درصد را در شکل‌گیری تورم داشته است.

منجذب (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران» برای دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۳ و با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات معمولی، ابتدا مدل پولی ایران را شناسایی کرد و تخمین زد، سپس در چارچوب مدل‌های کلاسیکی و کینزی به‌عنوان مدل‌های رقیب، خنثی بودن پول را در بلندمدت تأیید کرد. وی وجود توهم پولی و وجود شرایط کینزی را در اقتصاد ایران تأیید کرد.

هادیان و پارسا (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای با عنوان «برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران» با استفاده از روش ARDL برای

دوره زمانی ۱۳۴۰-۱۳۸۴ نتیجه گرفته‌اند که تغییر در یک دوره معین در حجم نقدینگی حداقل در سه دوره متوالی تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

کاکویی و نقدی (۱۳۹۱) در مطالعه «رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل P^* » با استفاده از روش ARDL برای بررسی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۸۷، نتیجه گرفته‌اند که شکاف قیمت داخلی قادر به توضیح و پیش‌بینی تورم برای اقتصاد کشور نیست؛ یعنی نظریه مقداری پول برای اقتصاد ایران صدق نمی‌کند. همچنین هر ۱۰ درصد رشد نقدینگی منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۴/۶ درصد شده است. از این رو به‌طور نسبی فرضیه پولی بودن تورم اقتصاد ایران را تأیید کرده‌اند.

شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) با بررسی «سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران» در دوره زمانی ۱۳۴۹-۱۳۸۳ با در نظر گرفتن پولی بودن تورم ایران، فرم پویای رابطه تقاضای کل را تابعی از نرخ رشد حجم پول به دست آوردند. نتایج آن‌ها نشان داده است که نرخ رشد حجم پول اثری بر شکاف تولید ندارد و به‌طور کامل در انتظارات تورمی منعکس می‌شود.

به نظر می‌رسد که فرض وجود رابطه خطی بین حجم پول و تورم در مطالعات مذکور پذیرفته شده و این در حالی است که مطالعات اخیر محققان نشان داده است که رابطه بین تورم و متغیرهای اثرگذار بر آن به‌احتمال زیاد تغییرات آستانه‌ای را تجربه می‌کند و باید از طریق روابط غیرخطی بررسی شود. در این راستا اخیراً معدودی از محققان (سحابی و همکاران، ۱۳۹۲؛ فطرس و حسینی دوست، ۱۳۹۴) به بررسی غیرخطی رشد پول و تورم پرداخته‌اند.

سحابی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل‌های تغییر رژیم» با استفاده از مدل «راه‌گزینی مارکوف» برای دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۰ نتیجه گرفته‌اند که در رژیم تورم متوسط در اقتصاد، هر درصد افزایش در رشد نقدینگی، با یک وقفه، منجر به افزایش ۵۷ درصدی تورم در ایران شده است. علاوه بر این در رژیم نرخ تورم بالا، اثر معنی‌دار رشد نقدینگی بر تورم تأیید نشده است.

فطرس و حسینی دوست (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان «برآورد غیرخطی تقاضای پول و تعیین سطح آستانه‌ای تورم در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۲)» با استفاده از روش «رگرسیون انتقال ملایم»^۱ نتیجه گرفته‌اند که تابع تقاضای پول غیرخطی و پاسخگویی مثبت تقاضای پول در تورم آستانه‌ای ۱۴/۷۵ درصدی است و در تورم بالاتر تقاضای پول به صورت منفی واکنش نشان می‌دهد.

حسینی پور (۱۳۹۷) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری (VAR)، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) و آزمون علیت گرنجری روابط علت و معلولی کسری بودجه، عرضه پول و نرخ تورم ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۶۰ بررسی کرده است. بر اساس نتیجه این پژوهش، حجم پول و کسری بودجه در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ تورم- طی دوره مورد بررسی- گذاشته است؛ علاوه بر این بر طبق نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر، یک رابطه مستقیم یا غیرمستقیم بین تمام متغیرهای مدل وجود دارد؛ بنابراین «عرضه پول، علت تورم» و «کسری بودجه، علت عرضه پول» است و افزایش مداوم در کسری بودجه منجر به عرضه بیشتر پول شده، عرضه پول منجر به افزایش تورم می‌شود. از سوی دیگر یک رابطه علت و معلولی دوطرفه بین کسری بودجه و تورم وجود دارد.

صادقی و طیبی (۱۳۹۷) با استفاده از رهیافت ARDL به بررسی اثرات تحریم‌های بین‌المللی و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ تورم ایران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌ها از طریق تغییرات در نرخ ارز و کسری بودجه دولت و متغیرهایی چون نرخ ارز، نرخ سود سپرده‌های بانکی و نقدینگی تأثیر مستقیم و معناداری بر نرخ تورم داشته است. حال آنکه درآمدهای مالیاتی و نفتی در این دوره بر نرخ تورم تأثیر منفی داشته است.

خوچینانی و نادمی (۱۳۹۷) با استفاده از رویکرد «تبدیل موجک» به بازنگرگی شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که در بلندمدت رابطه تورم و شکاف تولید مثبت است. این نتیجه مؤید وجود «منحنی فیلیپس» با

شیب منفی در بلندمدت است؛ اما رابطه دو متغیر در بازه زمانی کوتاه مدت و در سال‌های قبل از انقلاب، منعکس‌کننده نوعی منحنی فیلیپس با شیب مثبت است. فریدمن استفاده از این منحنی را در سال ۱۹۷۷ در سخنرانی جایزه نوبل خود برای اقتصادهایی با تورم بالا و برای دوره‌ای چندساله ممکن دانست. این نتیجه می‌تواند در آزمون تئوری منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران بسیار مهم باشد.

احسانی و طاهری (۱۳۹۷) با کاربرد تبدیل موجک پیوسته به بررسی پویایی‌های رابطه علی بین نقدینگی و اجزای تشکیل‌دهنده آن با تورم پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در بلندمدت یک رابطه باثبات، قوی و هم‌فاز بین رشد حجم پول و تورم برقرار است؛ به گونه‌ای که افزایش رشد حجم پول با وقفه‌ای حدوداً ۲٫۵ ساله منجر به افزایش تورم می‌شود. در مقیاس کوتاه مدت و دو ماهه، افزایش (کاهش) در رشد شبه پول با کاهش (افزایش) در تورم همراه بوده، اما در میان مدت و بلندمدت جریان علیت از تورم به رشد شبه پول است؛ با این توضیح که متغیرهای مذکور در میان مدت خلاف جهت و در بلندمدت هم‌جهت حرکت کرده‌اند. همچنین رابطه بین رشد نقدینگی و تورم در کوتاه مدت و میان مدت ناهمگن است و به رابطه اجزای نقدینگی با تورم بستگی دارد. در بلندمدت، رشد نقدینگی پیرو تورم است و پس از گذشت دو سال از آن تأثیر می‌پذیرد.

وجه تمایز مطالعه حاضر از مطالعات داخلی، کاربرد مدل‌های غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم است. بررسی مطالعات داخلی نشان داد که مطالعات فطرس و حسینی‌دوست (۱۳۹۴) و سحابی و همکاران (۱۳۹۲) نیز از مدل‌های غیرخطی استفاده کرده‌اند. سحابی و همکاران از روش سنتی مارکوف سوئیچینگ برای تخمین غیرخطی روابط بهره برده‌اند؛ اما در مطالعه حاضر از روش جدید STR برای این مهم استفاده شده است. در پژوهش فطرس و حسینی‌دوست نیز علی‌رغم شباهت روش تخمین و استفاده هر دو مطالعه از روش STR، این مطالعه به تخمین تابع تقاضای پول پرداخته، حال آنکه مطالعه حاضر به تخمین رابطه‌ای برای تورم در ایران اقدام کرده است.

۲. روش تحقیق

مطالعه حاضر از الگوی رگرسیون انتقال ملایم برای بررسی رابطه تورم و متغیرهای اثرگذار بر آن بهره برده است. این الگو، یک الگوی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را شکل توسعه‌یافته الگوی «رگرسیونی تغییر وضعیت»^۱ تلقی کرد. این الگو در حالت کلی به صورت رابطه ۱۴ است.

$$y_t = \pi'w_t + (\theta'w_t)F(s_t, \gamma, c) + u_t \quad (14)$$

$$w_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-q})$$

که در آن y_t متغیر درون‌زا، x_t متغیرهای برون‌زا، θ و π بردار پارامترها است. s_t متغیر انتقال است که تغییرات آن باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. تابع $F(s_t, \gamma, c)$ ، «تابع انتقال» نامیده شده، در تابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ ، پارامتر γ به پارامتر شیب و پارامتر c به پارامتر موقعیت معروف هستند. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت، تعیین‌کننده حد آستانه بین این رژیم‌ها است. مقدار انتقال و مقدار تابع انتقال متناظر با آن $F(\cdot)$ ، تعیین‌کننده الگوی حاکم در هر دوره t خواهد بود. در ادبیات اقتصادسنجی، فرم تابعی معمول که برای تابع انتقال در نظر گرفته شده است، به دو صورت لجستیک و نمایی است.

بر این اساس، فرم تابع انتقال لجستیک (LSTAR) به صورت زیر تعریف

می‌شود.

$$F(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]\}^{-1}, \gamma > 0 \quad (15)$$

در شکل نمایی مدل (ESTAR) تابع F در رابطه (۱) با رابطه زیر جایگزین می‌شود.

$$F(s_t, \gamma, c) = \{1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2)\}, \gamma > 0 \quad (16)$$

یکی از مراحل اساسی در تخمین الگوهای رگرسیون انتقال ملایم، آزمون خطی بودن الگو در برابر الگوی غیرخطی است. اگر قرار است از روش غیرخطی برای تخمین مدل استفاده شود، باید قبل از آن برای محققان مسلم شود که فرآیند از الگوی غیرخطی تبعیت می‌کند؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن به صورت

$H_0: \gamma = 0$ تعریف می‌شود. در واقع با فرض صفر بودن γ ، معادله (۱) به یک رگرسیون خطی تبدیل می‌شود. راه حلی که «لوکونن»^۱ و همکاران (۱۹۸۸) و «تراسویرتا»^۲ (۱۹۹۴) برای حل این مشکل ارائه کرده‌اند، جایگزین کردن تابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ با تقریب «تیلور»^۳ مناسب است. برای انجام این آزمون، از بسط درجه سوم تیلور بر اساس پیشنهاد لوکونن و همکاران (۱۹۸۸) استفاده شده؛ به این ترتیب، رگرسیون کمکی زیر نوشته می‌شود:

$$inf = \pi' w_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta'_k w_{t-1} s_t^k + v_t \quad (17)$$

که در آن w'_{t-1} بردار متغیرهای مستقل مدل است. s_t متغیر انتقال و π' پارامترهای ضرایب خطی مدل کمکی و δ'_k پارامترهای ضرایب غیرخطی مدل کمکی است. در این وضعیت، فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو به این صورت خواهد بود:

$$H_0 = \delta'_1 = \delta'_2 = \delta'_3 = 0 \quad (18)$$

در معادله (۴)، ابتدا باید متغیر انتقال برای انجام آزمون فوق تعیین شود. انتخاب این متغیر، نه تنها در این آزمون از اهمیت فراوانی برخوردار است، بلکه در تعیین نوع الگو و تخمین نهایی آن نیز سهم بسیاری دارد؛ برای این منظور، «تسای»^۴ (۱۹۸۹) و «تراسویرتا» (۱۹۹۴) آزمونی را ارائه کرده‌اند که در آن متغیر انتقال مناسب، طوری انتخاب می‌شود که آماره آزمون مربوط به آزمون خطی بودن به حداقل برسد. در این مرحله با استفاده از آماره «کای-دو»، به ترتیب محدودیت‌های زیر آزمون می‌شود:

اگر فرضیه F_3 رد شود مدل دارای الگوی LSTAR خواهد بود و چنانچه محدودیت فوق پذیرفته شود؛ فرضیه F_2 آزمون می‌شود. با رد این فرضیه، مدل

1. Luukkonen
2. Terasvirta
3. The Taylor series approximate
4. Tsay

دارای الگوی ESTAR خواهد بود؛ در غیر این صورت فرضیه F_1 آزمون می‌گردد؛ در صورت رد این فرضیه، مدل دارای الگوی LSTAR است.

۳. بررسی مدل و نتایج حاصل از برآورد پارامترها

در این مقاله کلیه داده‌های مرتبط با سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۵ از سایت بانک مرکزی استخراج شده است. برای بررسی اثر متغیرهای مختلف بر تورم، با استفاده از مدل‌های رشد درون‌زا (چی و همکاران، ۲۰۰۹؛ مادسن و همکاران، ۲۰۱۰) تورم به صورت رابطه ۲۰ نوشته می‌شود:

$$INF_t = f(k_t, E_t, R_t, H_t, \rho_t) \quad (20)$$

که متغیرهای آن عبارت‌اند از: INF_t تورم داخلی، k_t موجودی سرمایه، H_t پایه پولی، R_t نرخ بازدهی سرمایه، E_t نرخ ارز و ρ_t نرخ ترجیح زمانی. نرخ ترجیح زمانی یکی از متغیرهای اثرگذار بر انتظارات تورمی (فردریک و همکاران، ۲۰۰۲) است که نشان‌دهنده میزان صبر و شکیبایی جامعه در استفاده از منابع تحت اختیار در زمان حال یا آتی است. برای محاسبه این نرخ، به دلیل دسترسی نداشتن به اطلاعات آن، می‌توان از متغیرهای جایگزین مثل نسبت مصرف به درآمد (C/y) یا مصرف خصوصی و حتی تورم سال‌های قبل استفاده کرد (دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۹۱) که در مطالعه حاضر از روش نخست استفاده شده است. با توجه به مبانی نظری الگوی درون‌زای سیدراسکی، مطالعه حاضر از روش رگرسیون انتقال ملایم برای بررسی رابطه بین INF و متغیرهای k_t ، H_t ، R_t ، E_t و ρ_t کمک گرفته است. این الگو، یک الگوی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را شکلی توسعه‌یافته از الگوی رگرسیونی تغییر وضعیت تلقی کرد.

-
1. Chi et al
 2. Madsen et al
 3. Frederick et al

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

آزمون ریشه واحد روی سطح		متغیر
احتمال	کمیت بحرانی	
۰/۹۹	۲/۳۱	K
۱/۰۰	۴/۱۱	E
۰/۰۳	-۳/۰۸	R
۱/۰۰	۴/۴۰	H
۰/۰۴	-۲/۹۷	ρ
۰/۹۹	۲/۳۱	INF

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۱ برخی از متغیرها در سطح، نامانا هستند؛ «کلمن» و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌کنند، هنگامی که برخی از متغیرهای تحقیق نامانا باشند باید پیش از تخمین STR، از وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای تحقیق اطمینان حاصل کرد؛ به این منظور از آزمون جوهانسن استفاده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون اثر

احتمال	مقدار بحرانی	آزمون اثر	مقدار ویژه	فرضیه صفر
۰/۰۰	۹۵/۷۵	۱۹۶/۵۴	۰/۹۳	$r = 0$
۰/۰۰	۶۹/۸۱	۹۴/۹۹	۰/۶۵	$r \leq 1$
۰/۰۰	۴۷/۸۵	۵۶/۰۲	۰/۴۷	$r \leq 2$
۰/۰۲	۲۹/۷۹	۳۲/۱۲	۰/۴۱	$r \leq 3$
۰/۱۵	۱۵/۴۹	۱۲/۰۴	۰/۲۶	$r \leq 4$

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون ماکزیمم مقدار ویژه

احتمال	مقدار بحرانی	آزمون ماکزیمم مقدار ویژه	مقدار ویژه	فرضیه صفر
۰/۰۰	۴۰/۰۷	۱۰۱/۵۵	۰/۹۳	$r = 0$
۰/۰۱	۳۳/۸۷	۳۸/۹۶	۰/۶۵	$r \leq 1$
۰/۱۳	۲۷/۵۸	۲۳/۹۰	۰/۴۷	$r \leq 2$

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول‌های ۲ و ۳ مشخص می‌شود که عدم رابطه هم‌جمعی (در سطح معنی‌داری ۰/۹۹) بین متغیرهای مدل رد می‌شود. با رد نشدن وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای موجود در الگو، می‌توان از فقدان رگرسیون کاذب و وجود ارتباط بین متغیرها اطمینان حاصل کرد.

۳-۱. آزمون غیرخطی بودن، انتخاب متغیر و فرم انتقال

با توجه به رابطه ۱۷، در ابتدا باید متغیر انتقال برای انجام آزمون تراسورتا تعیین شود.

جدول ۴. نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال

متغیر انتقال (S_f)	k=1	k=2	k=3
INF	۴۶۸۰ (۰/۰۰)	۲۰۸۰۳ (۰/۰۰)	۴۲۱۹۵ (۰/۰۰)
H*	۱۵۹۵ (۰/۰۰)	۱۱۷۰۷ (۰/۰۰)	۴۶۸۵۰ (۰/۰۰)
E	۱۱۲۴ (۰/۰۰)	۲۴۸۱۰ (۰/۰۰)	۱۸۰۲۶ (۰/۰۰)
K	۸۶۳ (۰/۰۰)	۲۸۲۵ (۰/۰۰)	۱۰۷۶ (۰/۰۰)
P	۹۲۷ (۰/۰۰)	۸۳۸ (۰/۰۰)	۹۱۱ (۰/۰۰)
R	۱۵۶۲ (۰/۰۰)	۳۱۰۱ (۰/۰۰)	۴۴۱۲ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۴، نخستین کاندیدای متغیر انتقال با علامت «*» مشخص شده است. با مقایسه مقادیر بیان‌شده در این جدول، ملاحظه می‌شود که متغیر انتقال H است؛ پس از مشخص شدن کاندیدای ورود، باید فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال بررسی شود. نتایج آزمون تراسورتا برای انتخاب بین LSTAR و ESTAR در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. انتخاب تابع انتقال

مدل مناسب	F_3	آماره آزمون
LSTAR	۲۰/۹۴ (۰/۰۰)	آماره کای دو (<i>prob</i>)

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به آماره F در سطح معنی‌دار بودن ۹۹ درصد، فرضیه F_1 رد می‌شود؛ بنابراین، الگوی مناسب تابع انتقال به صورت لجستیک است. در این حالت، به صورت الگوی ۲۱ تخمین زده می‌شود:

$$INF = C_1 + C_2 * H + C_3 * E + C_4 * K + C_5 * P + C_6 * R + (C_7 + C_8 * H + C_9 * E + C_{10} * K + C_{11} * P + C_{12} * R) / (1 + \text{EXP}(C_{13} * (H - C_{14}))) \quad (21)$$

از آنجا که ضرایب مدل تصریح شده به صورت حاصل ضرب هستند، باید از روش

حداقل مربعات غیر خطی (NLLS) برآورد شوند.

جدول ۶. تخمین مدل غیر خطی

نام متغیر	$INF = C_1 + C_2 * H + C_3 * E + C_4 * K + C_5 * P + C_6 * R +$ $(C_7 + C_8 * H + C_9 * E + C_{10} * K + C_{11} * P + C_{12} * R) / (1 + \exp(C_{13} * (H - C_{14})))$	
	ضرایب قسمت خطی	ضرایب قسمت غیر خطی
عرض از مبدأ	۱۵۲/۴۶ (۰/۱۰۰)	-۱۵۲/۸۸۶۱ (۰/۰۰۰)
H	۰/۰۰۰۱۰۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۹۴۶ (۰/۰۰۵)
E	۰/۰۰۰۳۳۲ (۰/۰۵۳)	۰/۰۰۰۱۰۰ (۰/۰۸۸)
K	-۰/۰۰۰۰۰۳۵۱ (۰/۰۴۵)	۰/۰۰۰۰۰۳۹۵ (۰/۰۴۴)
P	-۱۸۴/۴۱۵۰ (۰/۰۰۰)	۱۸۱/۱۱۳۶ (۰/۰۰۰)
R	-۷۱۴/۷۹۵۲ (۰/۰۰۰)	۷۱۶/۸۵۵۲ (۰/۰۰۰)
مقدار آستانه	۱۵۱۰۰۰	
سرعت انتقال	۰/۹	
R^2	۰/۹۹	
\bar{R}^2	۰/۹۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج کمی جدول ۶ نشان می‌دهد که متغیر تورم دو رژیم دارد. ضرایب رژیم اول، همان ضرایب قسمت خطی است که در جدول ۶ آمده است. ضرایب رژیم دوم نیز با اضافه شدن ضرایب قسمت غیر خطی الگو به ضرایب قسمت خطی محاسبه می‌شود:

رژیم اول:

$$INF = 152.64 + 0.0001 H + 0.0003 E - 0.000003 K - 184.41 P - 714.79 R$$

رژیم دوم:

$$INF = -0.42 + 0.0002 H + 0.0004 E - 0.0000004 K - 3.3014 P + 2.06 R$$

چنان‌که ملاحظه می‌شود، پایه پولی و نرخ ارز در رژیم اول بر تورم اثر مثبت دارد و این اثرات در رژیم دوم تقویت می‌شود.

تقویت اثر نرخ ارز در رژیم دوم به مبحث گذر نرخ ارز بر تورم مرتبط است. در واقع هنگامی که نرخ ارز در کشور افزایش می‌یابد، حجم گسترده‌ای از واردات (کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و مواد اولیه مورد نیاز کارخانه‌ها و ...) در سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی از آن متأثر می‌شود و افزایش قیمت کالاهای وارداتی موجب افزایش قیمت کالاهای داخلی وابسته به کالای وارداتی می‌گردد. شدت

تغییرات، وابسته به درجه چسبندگی قیمت‌ها است. گذر نرخ ارز درجه‌ای از تغییرات نرخ ارز است که در قیمت کالاها منعکس می‌شود. اگر تأثیر کاهش ارزش پول رایج داخلی کاملاً در قیمت‌ها منعکس نشود (شود)، آنگاه گذر نرخ ارز ناقص (کامل) خواهد بود. تقویت نرخ ارز در رژیم دوم به معنای آن است که هنگام تغییرات نرخ ارز، در رژیم اول گذر نرخ ارز ناقص اتفاق می‌افتد که پس از مدتی در رژیم دوم تعدیل در جهت تقویت آن صورت می‌پذیرد. افزایش نرخ ارز از طریق دیگری نیز می‌تواند موجب تورم شود: با کاهش ارزش پول، قیمت‌های کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد و این مسئله موجب افزایش فشار برای افزایش قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی می‌شود؛ علاوه بر این، هزینه‌های تجاری عموماً تحت تأثیر تغییرات هزینه‌های حمل‌ونقل ناشی از موانع و قوانین گمرکی و غیر گمرکی است که این مسئله موجب تدریجی شدن تعدیلات نرخ ارز می‌گردد. در واقع با گذشت زمان، فعالان بازار نسبت به کیفیت و میزان تغییر هزینه‌ها آگاه‌تر می‌شوند و تقویت اثر نرخ ارز در رژیم دوم را می‌توان به تعدیلات آن‌ها نیز نسبت داد.

موجودی سرمایه، نرخ ترجیح زمانی و نرخ بازدهی سرمایه در رژیم اول بر تورم اثر منفی می‌گذارند. در رژیم دوم از اثرات منفی متغیرهای مذکور کاسته شده است؛ به طوری که متغیرهای موجودی سرمایه و نرخ ترجیح زمانی همچنان اثر منفی خود را بر تورم حفظ می‌کنند؛ ولی اثر نرخ بازدهی سرمایه بر تورم مثبت می‌شود. در عامل اول یعنی موجودی سرمایه، نتایج نشان‌دهنده این است که حتی با تغییر آستانه نیز نوع رابطه تغییر نکرده، اما از شدت آن کاسته شده است. وجود ارتباطی منفی بین دو عامل مذکور دور از ذهن نیست؛ چرا که هر چه میزان سرمایه در یک کشور بیشتر باشد، ظرفیت‌های بیشتری برای تولید و در نتیجه عرضه بیشتر کالاها در آن وجود دارد. وجود ظرفیت عرضه بیشتر نیز برابر با فشار تقاضای کمتر و در نتیجه شرایط فشار قیمتی کمتر است. در مورد نرخ ترجیح زمانی با مفهومی انتزاعی مواجه هستیم. نتایج حاکی از وجود ارتباط منفی بین تورم و نرخ ترجیح زمانی در هر دو آستانه است. نرخ ترجیح زمانی بیشتر یعنی

ترجیح بیشتر مصرف حال به آینده که در نتیجه آن پس انداز کمتری به آینده منتقل خواهد شد؛ البته در مطالعه حاضر معیار انتخاب شده برای نرخ رجحان زمانی شامل دو قسمت مصرف و درآمد است. ارتباط منفی بین نرخ رجحان زمانی و تورم به معنی ارتباط مثبت بین تورم و درآمد است؛ به این معنا که هرچه درآمد بیشتر باشد، تورم نیز بیشتر خواهد بود. در توجیه این ارتباط مثبت باید به اثر غیرمستقیم درآمد اشاره کرد؛ در این حالت با افزایش درآمد، تقاضای کالا افزایش می یابد و در صورت نبود ظرفیت مناسب، این افزایش تقاضا از طریق افزایش قیمت ها جبران خواهد شد؛ در صورتی که از منظر مصرف، وضع به گونه ای دیگر خواهد بود و مصرف به طور مستقیم بر تورم اثر خواهد گذاشت.

اثر تغییر بازدهی سرمایه بر تورم به میزان «تقعر تابع تولید» بستگی دارد که بر این اساس می تواند مثبت یا منفی باشد. در این مقاله انتظار بر آن بود که تقعر تابع تولید، اثر مانده واقعی مثبتی بر بازدهی سرمایه بگذارد و به کاهش تورم منجر شود؛ اما نتایج فقط در آستانه پایین ارتباط منفی را تأیید کرد و در آستانه بالا این ارتباط مثبت است. در حقیقت در آستانه پایین، افزایش ذخیره سرمایه از آنجایی که تولید نهایی سرمایه را کاهش می دهد، منجر به افزایش نگهداری مانده حقیقی پول توسط خانوارها نیز خواهد شد؛ اما در آستانه بالا می توان بر تغییر جهت تابع تولید صحه گذاشت؛ به عبارت دیگر با تغییر آستانه و رفتن به آستانه بالا، افزایش بازدهی سرمایه، هم تولید و هم درآمد را افزایش می دهد؛ اما میزان افزایش درآمد بیش از افزایش تولید است که در نتیجه آن روند تسریع درآمد و در نتیجه تقاضای کالا بیش از عرضه آن خواهد بود؛ این حالت به معنای ایجاد شرایط تورمی است. مقدار سرعت انتقال $0/9$ به دست آمده که بیانگر سرعت تعدیل بالا از رژیم اول به رژیم دوم است. در واقع چون متغیر انتقال، پایه پولی به دست آمد، با توجه به سرعت انتقال بالا می توان گفت که تقویت پایه پولی می تواند به سرعت منجر به تغییر رژیم تورمی شود. بررسی مطالعات نشان می دهد که عامل شکل گیری پدیده تورم در کشورهای توسعه یافته رشد عرضه پول است؛ ولی تورم در کشورهای در حال توسعه، به طور مطلق پدیده ای پولی نیست (توتونچی، ۲۰۱۱) که این موضوع

با نتایج این تحقیق سازگار است. علاوه بر این، سارجنت، والاس (۱۹۸۱) و موتیل (۱۹۸۹) عوامل مرتبط با عدم تعادل مالی همچون رشد بالاتر پول و کاهش نرخ ارز را از عواملی می‌دانند که موجب تورم در کشورهای در حال توسعه می‌شود.

در انتها به ارزیابی مدل تخمینی پرداخته می‌شود. نخستین آزمون مورد بررسی، آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی است. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های یک تا ۱۰ به ترتیب برابر با ۰/۸۷، ۰/۸۶، ۰/۹۴، ۰/۹۵، ۰/۹۷، ۰/۹۷، ۰/۹۸، ۰/۹۹، ۰/۹۹ و ۰/۹۹ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون - مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی - در سطح اطمینان مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود. دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی‌نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. با توجه به ارزش احتمال، آزمون F برآورد شده است (۰/۹۳)؛ فرضیه صفر این آزمون - مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اطمینان مناسبی - رد نمی‌شود؛ بنابراین، الگو به‌طور کلی توانسته است، رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند. برای بررسی خطاهای موجود، بر اساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۹۱ برآورد شده است. بر اساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. با توجه به آزمون‌های ارزیابی فوق، الگوی غیرخطی تخمینی از نظر کیفی قابل قبول است.

نتیجه‌گیری

ارتباط بین متغیرهای اقتصادی در حوزه کلان اقتصاد و اثرات آن‌ها بر پدیده تورم، همواره یکی از مسائل مهم اقتصاددانان در بررسی رشد قیمت‌ها بوده است. در این راستا، استفاده از مبانی خرد اقتصادی در تفسیر متغیرهای کلان می‌تواند، چنین مسائلی را به حداقل برساند؛ به همین دلیل مطالعه حاضر با استفاده از مبانی خرد اقتصادی به بررسی ارتباط تورم و دیگر متغیرها پرداخته است؛ اما از آنجا که تداوم تورم در ایران در زمان‌های مختلف متقارن نبوده است، فرض غیرخطی بودن

روابط مطرح شد که بررسی های اولیه فرض غیرخطی بودن را تأیید کرد؛ بنابراین، مقاله حاضر وجود غیرخطی بودن روابط بین تورم و سایر متغیرهای اثرگذار (به خصوص پایه پولی) را بررسی کرده است. نتایج مطالعه نشان داده که پایه پولی و نرخ ارز، در رژیم اول بر تورم اثر مثبتی دارند و اثرات مذکور در رژیم دوم تقویت می شوند. موجودی سرمایه، نرخ ترجیح زمانی و نرخ بازدهی سرمایه، در رژیم اول دارای اثر منفی بر تورم هستند. در رژیم دوم از اثرات منفی متغیرهای مذکور کاسته می شود؛ به طوری که متغیرهای موجودی سرمایه و نرخ ترجیح زمانی همچنان اثر منفی خود را بر تورم حفظ می کنند؛ ولی اثر نرخ بازدهی سرمایه بر تورم مثبت می شود.

همان طور که از نتایج به دست آمده، مشخص است، اثر نرخ ترجیح زمانی در هر دو رژیم منفی است؛ به این معنی که افزایش این نرخ موجب کاهش تورم در ایران خواهد شد. با بررسی دقیق تر این ارتباط، رابطه پنهان بین درآمد و تورم آشکار می شود. به این صورت که افزایش های درآمد، به جای آنکه از طریق افزایش تولید جبران شود، از طریق افزایش تورمی جبران شده است؛ در واقع این حالت شواهدی بر ایجاد ماریپیج دستمزد- قیمت در اقتصاد ایران است؛ به عبارت دیگر، با افزایش درآمد یا دستمزد نیروی کار، رفاه این قشر از جامعه افزایش نخواهد یافت و این موضوع عملاً اثرات رفاهی خاصی در پی نخواهد داشت.

با توجه به تأیید وجود این ماریپیج در اقتصاد ایران، به مسئولان امر پیشنهاد می شود تا در سیاست گذاری به دو جنبه تورم توجه داشته باشند: نخست اینکه کاهش نرخ ترجیح زمانی، جنبه های مثبت زیادی برای اقتصاد در پی خواهد داشت؛ در این راستا باید بر ثبات درآمدی متمرکز شوند تا منافع آن در بلندمدت هم عاید نیروی کار و هم عاید کل جامعه شود. در واقع دنبال کردن این روند راه به جایی نبرده، فقط منجر به هدر رفت بیشتر منابع خواهد شد. دوم اینکه با توجه به نتایج به دست آمده، تمرکز اصلی باید بر افزایش قدرت خرید مصرف کنندگان قرار گیرد تا از این طریق مصرف و ترجیح زمانی افزایش و تورم کاهش یابد. در حقیقت، یکی از مشکلات اصلی جامعه ما در مواجهه با معضل تورم، نبود قدرت

خرید کافی است که در کنار آن، افزایش‌های نامناسب درآمد تشدید می‌شود. علاوه بر این با توجه به تقویت اثر نرخ ارز در رژیم دوم باید موضوع گذر نرخ ارز بر تورم را در سیاست‌گذاری مدنظر قرار داد. لازم است سیاست‌گذار به این نکته توجه کند که به هنگام کاهش ارزش پول داخلی، قیمت‌ها به یک‌باره افزایش نمی‌یابد، بلکه در یک روند تدریجی تعدیلات صورت می‌پذیرد.

منابع

- احسانی، محمدعلی. طاهری بازخانه، صالح (۱۳۹۷). کاربرد تبدیل موجک پیوسته در کشف پویایی‌های رابطه علی بین نقدینگی و اجزای تشکیل دهنده آن با تورم: مطالعه موردی اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*. ۵۳(۲)، ص ص ۲۳۵-۲۷۸.
- حسینی پور، سید محمدرضا (۱۳۹۷). بررسی روابط علت و معلولی کسری بودجه، عرضه پول و نرخ تورم در ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*. ۶(۲۱)، ص ص ۸۰-۱۰۰.
- خوچیانی، رامین. نادمی، یونس (۱۳۹۷). بازنگری در رابطه شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تبدیل موجک. *پژوهشنامه اقتصادی*. ۱۸(۶۹)، ص ص ۳۰۷-۳۳۴.
- سحابی، بهرام. سلیمانی، سیروس. خضری، سمیه. خضری، محسن (۱۳۹۲). اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل‌های تغییر رژیم. *راهبرد اقتصادی*، ۲(۴) ص ص ۱۲۱-۱۴۶.
- شاهمرادی، اصغر. صارم، مهدی (۱۳۹۲). سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۲)، ص ص ۲۵-۴۲.
- صادقی، عبدالرسول. طیبی، سید کمیل (۱۳۹۷). اثرات تحریم‌های بین‌المللی و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ تورم در ایران (۱۳۶۰-۱۳۹۳). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۴)، ص ص ۳۳-۵۷.
- عمادزاده؛ مصطفی. صمدی سعید، حافظی بهار (۱۳۸۴). بررسی عوامل (پولی و غیر پولی) مؤثر بر تورم در ایران (۱۳۸۲-۱۳۳۸). *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی (ویژه اقتصاد)*، ۵(۱۹)، ص ص ۳۳-۵۲.
- فطرس، محمدحسن. حسینی دوست، احسان (۱۳۹۴). برآورد غیرخطی تقاضای پول و تعیین سطح آستانه‌ای تورم در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۲). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۳)، ص ص ۱۷۸-۱۵۳.
- کاکویی، نصیبه. نقدی، یزدان (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل P*. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۴(۲)، ص ص ۱۳۵-۱۵۶.
- منجذب، محمدرضا (۱۳۸۵). تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در

- اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۶ (۳)، ص ص ۱-۱۶.
- هادیان، ابراهیم. پارسا، حجت (۱۳۸۷). برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۲ (۳۶)، ص ص ۱-۱۶.
- Ahmad, S. & Civelli, A. (2016). Globalization and inflation: A threshold investigation. *Journal of Macroeconomics*, (48), pp 283-304.
- Arawatari, R. Hori, T. & Mino, K. (2018). On the nonlinear relationship between inflation and growth: A theoretical exposition. *Journal of Monetary Economics*, 94, 79-93.
- Barro, R. J. (1970). Inflation, the payments period, and the demand for money. *Journal of Political Economy*, 78(6), pp 1228-1263.
- Bental, B. & Eckstein (1997), "On the Fit of a Neoclassical Monetary Model in High Inflation: Israel (1972-1990)", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, PP 725-752.
- Berument, H., Metin-Ozcan, K., & Neyapti, B. (2001). Modelling inflation uncertainty using EGARCH: an application to Turkey. *Federal Reserve Bank of Louis Review*, 66, 15-26.
- Bordo, M., & Filardo, A. (2005). Deflation and monetary policy in a historical perspective: Remembering the past or being condemned to repeat it?. *Economic Policy*, 20(44), PP 800-844.
- Cagan, Phillip (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", In Friedman, Milton (Ed.). *Studies in the Quantity Theory Of Money*, Chicago University Press, ISBN 0-226-26406-8.
- Catao, L. A., & Terrones, M. E. (2005). Fiscal deficits and inflation. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), PP 529-554.
- Fischer, S. (1979). Anticipations and the Nonneutrality of Money. *Journal of Political Economy*, 87(2), PP 225-252.
- Friedman, M., & Schwartz, A. (1963). *A monetary history of the United States*.
- Hansen, L. P., & Sargent, T. J. (1980). Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and control*, 2, PP 7-46.
- Journal of Political Economy*, (78), PP 1228-1263.
- Kanellopoulos, N. C., & Koutroulis, A. G. (2016). Non-linearities in euro area inflation persistence. *Economic Modelling*, 59, PP 116-123.
- Khan, M. S. (1975). The monetary dynamics of hyperinflation: A note. *Journal*

- of Monetary Economics*, 1(3), PP 355-362.
- King, J. E. (2002). A history of post Keynesian economics since 1936. Edward Elgar Publishing.
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of economic theory*, 4(2), PP 103-124.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3), PP 491-499.
- Masha, I. & Park, C (2012). Exchange Rate Pass Through to Prices in Maldives, IMF Working Paper (126), PP 1-25.
- McCallum, B. T. (1980). Rational expectations and macroeconomic stabilization policy: an overview. *Journal of Money, Credit and Banking*, 12(4), PP 716-746.
- McCandless Jr, G. T., & Weber, W. E. (1995). Some monetary facts. Federal Reserve Bank of Minneapolis. *Quarterly Review-Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 19(3), PP 2-11..
- Monetary Economics*, Vol. 50, PP. 355-362.
- Montiel, A. (1989) Control of olive fly by means of its sex pheromone. In: *Fruit Flies of Economic Importance* R. Cavalloro (Ed) Proceedings of the CEC/ IOBC International Symposium, Rome, Italy, 7-10 April, 1987. pp. 443-453.
- MURJANI, A. (2019). Inflation and Growth in Indonesia: The Nexus and Threshold. *Journal of Applied Economic Sciences*, 14(1). PP241-251.
- Nassar, K. (2005). Money demand and inflation in Madagascar.
- Oomes, N., & Ohnsorge, F. (2005). Money demand and inflation in dollarized economies: The case of Russia. *Journal of Comparative Economics*, 33(3), 462-483.
- Pelipas, I. (2006). Money demand and inflation in Belarus: Evidence from cointegrated VAR. *Research in International Business and Finance*, 20(2), PP 200-214.
- Reis, R. (2007). The analytics of monetary non-neutrality in the Sidrauski model. *Economics Letters*, 94(1), 129-135.
- Reis, R. (2007). The analytics of monetary non-neutrality in the Sidrauski model. *Economics Letters*, 94(1), PP 129-135.
- Ricardo, David (1817), *On the Principles of Political Economy and Taxation*,

John Murray: London.

- Sabade, S. (2014). Is Money Supply the Cause of Inflation in India? An Alternative Postulate to Understand Inflation. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, PP 133, 379-382.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, 5(3), PP 1-17.
- Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *The American Economic Review*, PP 534-544.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), PP 208-218.
- Totonchi, J. (2011). Macroeconomic theories of inflation. In *International Conference on Economics and Finance Research*.
- Tsay, R. S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84(405), PP 231-240.