فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۲ ۲۰(۴) ۱۱۰-۸۷

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر

سیدقربان علی‌زاده کلاگر*، ابوالقاسم اثنی عشری **، محمدرضا پورقربان*** و محمدحسین احسان‌فر***

*استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداري، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداري، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
*** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت اقتصاد و حسابداري، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۲ شهریور ۱۳۹۸
تاریخ بازنگری: ۱۳ آذر ۱۳۹۸
تاریخ پذیرش: ٦ تیر ۱۳۹۹

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
mgalizadehkolagar@pnu.ac.ir
0000-0003-3171-5108

آدرس پستی:
بابل، میدان کشوري، خداداد۱۷، دانشگاه پیام نور مرکز بابل، گروه اقتصاد. کد پستي:۴۷۱۶۶۵۴۸۴۹

طبقه‌بندی JEL: C22 ،E31 ،E51

واژگان کلیدی:
حجم نقدینگی، تورم، رگرسیون زمان متغیر

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادات ارزنده شان در بهبود این مقاله تشکر می‌کنیم.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر نرخ تورم، تحقیقات زیادی انجام شده که در اغلب آن‌ها شکست ساختاری مورد بررسی قرار نگرفته و از روش رگرسیونی با پارامتر ثابت استفاده کرده و به نتایج متفاوتی رسیدند. لوکاس (۱۹۷۶) معتقد است که هر تغییر در رژیم سیاستی می‌تواند موجب شکست ساختاری در پویایی‌های تورم شود و هر تحلیل سیاستی که این شکست‌ها را لحاظ نکند، طبیعتاً اعتبار چندانی نخواهد داشت. بنابراین بررسی این موضوع که حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طول زمان بر تورم دارد یا خیر، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده و استفاده از روش‌های رگرسیونی با پارامترهای زمان متغیر می‌تواند منجر به تحلیل‌های سیاستی دقیق‌تري شود. تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش نرخ تورم در طی زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند نرخ تورم دوره قبل، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته است که به‌کارگیری تکنیک پارامتری متغیر در طی زمان از نوآوری این تحقیق محسوب شده و نتایج دقیق‌تری به ما می‌دهد. بررسی روند تغییرات نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در اغلب سال‌ها نرخ رشد نقدینگی اثر مثبت بر نرخ تورم دوره بعد داشته است. ولی در بعضی از سال‌ها علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد کاهش یافته و همچنین در بعضی از سال‌های دیگر علی‌رغم کاهش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد افزایش یافته است. که میتوان گفت که در کوتاه مدت، تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست. همچنین با توجه به این مطلب می‌توان بیان داشت تغییرات نرخ رشد نقدینگی در ایران متناسب با تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی نبوده و این نشان دهنده آن است که سیاست‌گذاری در بخش پولی نادرست بوده است. در تحقیق حاضر، نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون با پارامترهای متغیر در طول زمان و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان، نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند. یعنی علاوه بر حجم نقدینگی، متغیرهای دیگری مانند نرخ تورم تأخیری، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی و شکاف تولید ناخالص داخلی نیز به صورت متغیر در طی زمان بر نرخ تورم اثر میگذارند.

علي‌زاده کلاگر، سیدقربان.، اثنی عشری، ابوالقاسم.، پورقربان، محمدرضا و احسان‌فر، محمدحسین. (۱۴۰۲). اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۰(۴)، ۱۱۰-۸۷.

doi 10.22055/jqe.2021.35882.2297

© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

از جمله اهداف کلان در هر نظام اقتصادی، دستیابی به نرخ رشد بالا و باثبات و کاهش نرخ تورم است. تورم از پدیده‌های مضر اقتصادی بوده که هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل می‌کند. مطالعات زیادی در زمینه اثرگذاری حجم پول بر تورم انجام شده است که در اغلب آن‌ها شکست ساختاری به طور آشکار مورد بررسی قرار نگرفته است. اگر با توجه به شرایط حاکم بر متغیرهای اقتصادی، تغییر در روند متغیرها با تغییر در پارامترهای مدل همراه باشد، یا به عبارت دیگر اگر در پایداری پارامترهای مدل خللی ایجاد شود، این تغییرات حاکی از شکست ساختاری است. لوکاس (۱۹۷۶) معتقد است که هر تغییر در رژیم سیاستی می‌تواند موجب شکست ساختاری در پویایی‌های تورم شود و هر تحلیل سیاستی که این شکست‌ها را لحاظ نکند، طبیعتاً اعتبار چندانی نخواهد داشت (Lucas, 1976). با توجه به وقوع تکانه ها و تغییرات سیاستی رخ داده در ایران در طول دوره مورد بررسی در این مقاله، مانند جنگ تحمیلی، شوک‌های قیمتی نفت، تغییر سیاست‌های بازرگانی، تغییر سیاست‌های ارزی و یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۱، اعمال محدودیت‌های ارزی و کنترل وارداتی، آزاد سازی تجاری و تحریم اقتصادی، امکان بروز شکست ساختاری در روند شکل گیری داده‌های سری زمانی مورد استفاده و تغییر در روابط بین متغیرها بسیار محتمل است.

از آنجایی که شرایط اقتصادی کشور متناسب با مقتضیات زمان، همواره در حال تغییر است و سیاست پولی در ایران ازتناسب نسبی برخوردار نیست، لذا ممکن است پارامترهای یک مدل رگرسیونی در طول زمان ثابت نباشد. چون روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت، توانایی لازم برای اعمال چنین تغییراتی را ندارند، در نتیجه اگر پارامترهای مدل در اثر تغییر سیاستی یا تغییر ساختاری واقعاً در طول زمان تغییر کنند ولی پارامترهای مدل، به روش رگرسیونی با ضرایب ثابت برآورد شوند، منجر به نتایج و تفسیر نادرست و گمراه کننده شده و هر تحلیل سیاستی که بر پایه این نتایج ارائه شود، صحیح نخواهد بود. بنابراین بررسی این که حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طول زمان بر تورم دارد یا خیر، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا اگر تأثیرحجم نقدینگی بر متغیر فوق در طول زمان متفاوت باشد، آنگاه برآورد دقیق تر پارامترهای مدل رگرسیون و کشش تورم نسبت به تغییرات نقدینگی با استفاده از روش‌های جدید مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی

زمان، می‌تواند منجر به تحلیل‌های سیاستی دقیق‌تر و در نتیجه اتخاذ تصمیمات اقتصادی درست‌تر شود. در این تحقیق از مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شده که در زمینه بررسی اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران، استفاده از تکنیک پارامتری متغیر در طی زمان، از نوآوری این تحقیق محسوب شده که نتایج دقیق‌تری نسبت به مدل با پارامتر ثابت حاصل می‌کند.

فرضیه تحقیق این است که حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طی زمان بر نرخ تورم دارد. به عبارت دیگر، پارامترهای مدل رگرسیون، یعنی ضرایب متغیرهای توضیحی بویژه ضریب حجم نقدینگی در طی زمان تغییر می‌کند.

در ادامه، در قسمت دوم به مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در قسمت سوم به روش شناسی تحقیق، در قسمت چهارم به یافته‌های تحقیق و در قسمت آخر به نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری

نظریه‌های مختلف تورم در صدد تبیین علل و ماهیت تورم هستند. به طور کلی بین اقتصاددانان اتفاق نظر وجود دارد که سیاست‌های پولی در بلند مدت خنثی است، اما در کوتاه مدت و میان مدت بین اقتصاددانان مکاتب مختلف در زمینه خنثایی پول اختلاف نظر وجود دارد. در این قسمت نظریه‌های تورم بطور اجمالی بررسی می‌شود.

۲-۱- نظریه مقداری پول

کلاسیک‌ها با مطرح کردن نظریه مقداری پول و اشتغال کامل، معتقد بودند که هرگونه افزایش در حجم نقدینگی، موجب افزایش متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود، زیرا در معادله مبادله سرعت گردش پول و سطح تولید ثابت هستند. به طور کلی می‌توان گفت اقتصاددانان معتقد به نظریه مقداری پول، بر این عقیده‌اند که تغییرات در حجم پول تنها عامل ایجاد کننده تورم در اقتصاد است، یعنی عوامل پولی قادر به تبیین کامل تورم هستند (Tafazzoli, 2009).

۲-۲- نظریه پولی تورم

فریدمن (۱۹۵٦)، معتقد است که تورم در بلند مدت یک پدیده پولی بوده و عامل اصلی بروز آن رشد نقدینگی می‌باشد. اقتصاددانان مکتب پولی اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی در کوتاه مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش دهد، ولی در بلند مدت اقتصاد به حالت تعادل اولیه برمی‌گردد و آثار افزایش عرضه پول فقط در افزایش قیمت‌ها منعکس می‌شود. براساس نظریه پولیون، تغییرات در عرضه پول در بلند مدت هیچ گونه تأثیری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید، اشتغال و دستمزدهای واقعی ندارد و تنها متغیرهای اسمی از جمله سطح عمومی قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی و نرخ بهره اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Friedman, 1956).

۲-۳- نظریه جدید مقداری پول و مکتب پولی

فریدمن (۱۹۷۰)، با پذیرش فرض اشتغال کامل عوامل تولید، سیاست‌های پولی انبساطی از طریق افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر درآمدهای اسمی تأثیر می‌گذارند. در این نظریه تغییرات در حجم پول، در کوتاه مدت بر درآمد حقیقی و سرعت گردش پول مؤثر بوده ولی در بلند مدت فقط بر قیمت‌ها تأثیر دارد (Friedman, 1970).

لوکاس (۱۹۷۳)، معتقد است که تغییرات پیش بینی شده در حجم پول حتی در کوتاه مدت نیز تولید را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. کلاسیک‌های جدید با اعتقاد به شکل‌گیری انتظارات براساس انتظارات عقلایی، معتقدند که سیاست‌های پولی پیش بینی شده هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت خنثی هستند ولی سیاست‌های پولی پیش بینی نشده فقط در کوتاه مدت بر متغیرهای حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارند (Lucas, 1973).

۲-۴- نظریه تورم ناشی از فشار تقاضا

برخلاف مکتب پولی و مکتب کینز که در شرایط اشتغال کامل، فزونی تقاضای کل نسبت به عرضه کل را منشأ تورم می‌دانند، دراین نظریه عدم تعادل‌های بخش عرضه اقتصاد به ویژه افزایش هزینه تولید، علت اصلی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد. این امر در نتیجه افزایش دستمزدها، افزایش قیمت مواد اولیه و انرژی، افزایش قیمت عوامل تولید و سایر نهاده‌ها و در نتیجه انتقال منحنی عرضه به وجود می‌آید (Mc Connell, 1996).

۲-۵- نظریه انتظارات تورمی

در این نظریه علاوه بر حجم پول، متغیرهای انتظارات در مورد قیمت‌ها و عوامل سیاسی واجتماعی نیز بر نرخ تورم تأثیر می‌گذارند. بر طبق این نظریه هرگاه صاحبان درآمد انتظار افزایش قیمت در آینده را داشته باشند، پول‌های خود را به سرعت به کالا تبدیل کرده و با افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات، باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شوند. تولیدکنندگان نیز در مواقعی که انتظار افزایش قیمت‌ها را داشته باشند، به ذخیره انبار خود افزوده وعرضه کالاها و خدمات خود را کاهش داده و باعث افزایش قیمت‌ها می‌شوند (Sargent & Wallace, 1976).

۲-۶- نظریه تورم ساختاری

ساختارگرایان ضمن این که نقش افزایش حجم پول و فشار هزینه را در به وجود آمدن تورم می‌پذیرند، معتقدند که تورم می‌تواند به علت ساختارهای نامتوازن اقتصادی، سیاسی،اجتماعی، فرهنگی، حکومتی به وجود آید. آن‌ها معتقدندکه باید به عوامل ساختاری و نهادی هم توجه کرد و تعامل این عوامل را با عوامل پولی در نظر گرفت. ساختارگرایان همچنین عواملی مانند عدم تحرک منابع، تقسیم شدن بازار، عدم تعادل بین عرضه و تقاضا و عدم قابلیت رشد قابل ملاحظه در اقتصاد را به عنوان عوامل ساختاری تورم در نظر می-گیرند (Shakeri, 2008).

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

باتاچاریا و همکاران (۲۰۱۹) در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد رگرسیون پارامتر زمان متغیر (TVPR)، نرخ‌های رشد بخشی و کل واقعی را برای کشور هند برآورد کردند. الگوی جهت تقاضا، مجموعه عوامل شاخص‌های تولید را در نظر نمی‌گیرد، در حالی که در الگوی جهت عرضه، اطلاعات فقط از مجموعه شاخص‌های تولید به دست می‌آید. الگوی مرکب، شامل هر دو مجموعه متغیرهاست. آنها دریافتند که الگوی TVPR از لحاظ پیش‌بینی عملکرد، به

طور سازگاری بهتر از الگوی رگرسیون پارامتر ثابت و الگوی عاملی پویا برای هر سه تصریح عمل می‌کند (Bhattacharya, Chakravartti & Mundle, 2019).

سیریکانچاناراک (۲۰۱۸) و همکاران در مقاله‌ای از الگوی زمان متغیر آستانه‌ای با دو رژیم که دارای مزیت فیلتر کالمن بوده و امکان تغییر ضرایب را در طی زمان فراهم می‌سازد استفاده کردند. یافته اصلی این مطالعه نشان می‌دهدکه اعتبارات بانکی، نقش مهم آشکاری در رشد اقتصادی و تورم ایفا می‌کند (Sirikanchanarak et al، ۲۰۱۸).

هانیش (۲۰۱۷) در مقاله‌ای اثربخشی سیاست پولی ژاپن را با هدف نرخ بهره کوتاه‌مدت یا پایه پولی مورد بررسی قرار داد. در این مقاله معلوم شد تکانه‌ای که نرخ بهره کوتاه‌مدت را کاهش می‌دهد، اثر مثبت قوی بر تولید و اثر ملایم بر قیمت‌ها دارد، در صورتی که تکانه‌ای که پایه پولی را افزایش می‌دهد، اثر مثبت ضعیف و نسبتاً موقتی بر تولید و اثر قوی بر قیمت کالاها و سهام دارد (Hanish, 2017).

برگر و همکاران (۲۰۱۶) در مقاله‌ای از یک تصریح مدل تصادفی برای آزمون اینکه کدام پارامترها، در طی زمان تغییر می‌کنند و کدام یک اجزاء مشاهده نشده تصادفی را نشان می‌دهند استفاده شده است. در این مقاله معلوم شد که رشد تولید بالقوه، ضریب قانون اوکان، واریانس نوآوری‌ها نسبت به شکاف تولید و شکاف تورم مستمر، همگی در طی زمان تغییر می‌کنند (Berger, Everaert, Vierke, 2016).

پریمیسری (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای برای اولین بار از روش پارامترهای متغیر در طول زمان، تورم را برای ایالات متحده پیش‌بینی کرد. برتری اصلی این روش با روش های قبل از خود در تحلیل حساسیت تغییرات تورم است. اصلی‌ترین متغیرهای تأثیرگذار حجم نقدینگی، بیکاری و نرخ بهره بودند که در این میان بیشترین تأثیرات را به ترتیب حجم نقدینگی، نرخ بهره و بیکاری داشتند (Perimiceri, 2004).

۲-۳- مطالعات داخلی

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با استفاده داده‌های فصلی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ به بررسی رفتار غیرخطی و آستانه‌ای متغیرهای اسمی و حقیقی مؤثر بر تورم پرداخته‌اند. در رژیم رشد نقدینگی پایین، انتظارات تورمی و نرخ ارز به عنوان مهم‌ترین عوامل تعیین کننده تورم در اقتصاد ایران شناسایی شدند. در رژیم رشد نقدینگی بالا، انتظارات تورمی،

رشد نقدینگی و نااطمینانی تورم از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تورم تعیین شدند. تولید ناخالص داخلی و وقفه آن، در هر دو رژیم اثرات ضد تورمی داشته و این اثرات در رژیم رشد نقدینگی پایین، محسوس‌تر است (mehrara & ghobadzadeh, 2016).

خضری و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) ترکیبی با روش‌های رگرسیونی پارامتر زمان متغیر (TVP) اقدام به بررسی توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، رشد مخارج دولت، نااطمینانی کوتاه‌مدت تورم، تغییرات نرخ ارز و سود بانکی بر روی تورم کردند که استفاده از چنین مدلی امکان بررسی اثرات متغیر زمانی متغیرهای مؤثر بر تورم را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند و از این جنبه مدل جدیدی در مطالعات تجربی اقتصاد ایران به شمار می‌رود (Khezri, Sahabi, Yavari, Heidari, 2015).

معدلت (۱۳۹۱) با استفاده از مدل‌های رگرسیون با پارامتر زمان متغیر و مدل‌های فضا حالت با رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و تحلیل نوسانات در ارتباط میان تورم و تولید در طول زمان پرداخته تا منبع نوسانات در طول زمان در ارتباط میان تولید و تورم تعریف شود. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اثرات یک حجم مشخص از افزایش نقدینگی، در طول زمان اثرات یکسان بر تورم برجای نگذاشته است (Maadelat, 2012).

برتری اصلی این تحقیق (که از روش مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شده)، نسبت به روش‌های قبلی، در تحلیل حساسیت تغییرات تورم است، به این مفهوم که در هر دوره زمانی، مشخص می‌کند که تغییرات در متغیرها (بخصوص حجم نقدینگی) چه تأثیری بر نرخ تورم دارد تا براساس آن در هر دوره زمانی معین تحلیل سیاستی صحیح انجام شده ومنجر به اتخاذ تصمیم درست اقتصادی شود.

۴- روش پژوهش

مدل‌های پارامتر زمان متغیر (TVP) و فیلتر کالمن

بای و پرون (۲۰۰۳) معتقدند که قبل از بکارگیری فیلتر کالمن جهت برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده ها، رابطه بین متغیرها وهمچنین احتمال عدم ثبات ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه اطمینان حاصل کرد. (balaghi inalo & Jalaee Esfandabadi, 2023) روش کار برای یافتن زمان‌های شکست چندگانه این است که ابتدا

باید یک شکست در داده‌ها پیدا شود که از آنجا داده‌ها به دو قسمت جدا می‌شوند،سپس نقاط شکست جدید در نمونه‌های جدید جستجو می‌شود (Bai & Perron, 2003).

کیم و نلسون (۱۹۹۹) به این نتیجه رسیدند که رویکرد TVP حالت خاصی از مدل‌های تغییر رژیم تدریجی فضا حالت محسوب می‌شود که در آن پارامترها به عنوان متغیرهای حالت به‌طور پیوسته تغییر می‌کنند. به عبارت دیگر وزن‌هایی که به هر متغیر توضیحی داده می‌شود زمان متغیر هستند. مدل رگرسیون که در آن ضرایب رگرسیون همگی زمان متغیرند به صورت زیر است:

$$y_t = x_t\beta_t + et \quad (۱)$$

$$T=1,2,3,\ldots,T$$

$$\beta_t = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1} + \nu_t \quad (۲)$$

$$e_t \sim i.i.d.N(0.R) \quad (۳)$$

$$\nu_t \sim i.i.d.N(0.Q) \quad (۴)$$

که در آن y_t یک بردار ۱×۱ از متغیر وابسته، x_t یک بردار $k \times ۱$ از متغیرهای توضیحی یا از پیش تعیین شده می‌باشد و e_t و ν_t نرمال با میانگین صفر ومستقل از هم هستند. به‌علاوه فرض می‌کنیم که β_t یک بردار ستونی $k \times ۱$ شامل k متغیر حالت، F ماتریس $k \times k$ از ضرایب رگرسیون، Q ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس کوواریانس جزء اختلال ν_t و R ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس جزء اختلال e_t است. معادله (۱) معادله مشاهده یا سیگنال و معادله (۲) معادله حالت یا انتقال نامیده می‌شود.

فیلتر کالمن و برآورد β_t

فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبه برآورد بهینه بردار مشاهده نشده حالت، β_t، t =۱,۲,۳,...,T براساس مجموعه اطلاعات موجود با فرض معلوم بودن$\tilde{\mu}$، F، R و Q می‌باشد. این فیلتر، برآورد حداقل میانگین مربعات خطای β_t را با داشتن مجموعه اطلاعات موجود ارائه می‌کند. با فرض اینکه x_t در شروع زمان t و مشاهده جدید y_t در پایان زمان t وجود دارد، فیلتر کالمن شامل دو مرحله زیر است:

معادلات پیش‌بینی: براساس تمام اطلاعات موجود تا زمان $t-1$ ، پیش بینی کننده $y_{t|t-1}$ را بدست می‌آوریم. برای انجام این کار به محاسبه رابطه زیر نیاز داریم:

$$\beta_{t/t-1} = E(\beta_t / \psi_{t-1}) \quad (۵)$$

معادلات به روز رسانی: زمانی که y_t در پایان زمان t تحقق یابد، خطای پیش‌بینی $\eta_{(t|t-1)} = y_t - y_{(t|t-1)}$ قابل محاسبه است. $\beta_{t/t}$ که نتیجه‌گیری در مورد β_t بر اساس اطلاعات تا زمان t است می‌تواند به صورت زیر باشد.

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t \eta_{t/t-1} \quad (۶)$$

خطای پیش‌بینی یعنی $\eta_{t/t-1}$ نقش کلیدی در به روز رسانی بردار حالت $\beta_{t/t}$ ایفا می‌کند. هر چه $\eta_{t/t-1}$ بزرگ‌تر باشد، تصحیح در بردار حالت به روز رسانی شده بزرگ‌تر خواهد بود. به علاوه هر چه نااطمینانی مرتبط با بردار پیش‌بینی شده $\beta_{t/t}$ بزرگ‌تر باشد وزن بیشتری به اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی $\eta_{t/t-1}$ داده می‌شود. به عبارت مشخص‌تر، فیلتر کالمن به وسیله شش معادله زیر تشریح می‌شود:

معادلات پیش‌بینی:

$$\beta_{t/t-1} = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1/t-1} \quad (۷)$$

$$P_{t/t-1} = FP_{t-1/t-1}F' + Q \quad (۸)$$

$$\eta_{t/t-1} = y_t - y_{t/t-1} = y_t - x_t\beta_{t/t-1} \quad (۹)$$

$$f_{t/t-1} = x_t P_{t/t-1} x_t' + R \quad (۱۰)$$

معادلات به روز رسانی:

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t \eta_{t/t-1} \quad (۱۱)$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t x_t P_{t/t-1} \quad (۱۲)$$

که $K_t = P_{t/t-1} x_t' f_{t/t-1}^{-1}$ بُرد کالمن[1] است که وزن اختصاص یافته به اطلاعات جدید در مورد β_t را تعیین می‌کند. در فرمول‌های فوق، Ψ، مجموعه اطلاعات و $\beta_{t/t-1}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $P_{t/t-1}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\beta_{t/t}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $P_{t/t}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $y_{t/t-1}$، پیش‌بینی y_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\eta_{t/t-1}$، خطای پیش‌بینی و $f_{t/t-1}$، واریانس خطای پیش‌بینی می‌باشد (Kim & Nelson, 1999).

مدل پژوهش و معرفی متغیرها

براساس نظریه پول‌گرایان، افزایش حجم نقدینگی، سطح عمومی قیمت‌ها را در طول زمان به تدریج تحت تأثیر قرار می‌دهد. به همین منظور متغیر حجم نقدینگی با وقفه در مدل لحاظ شده است. براساس نظریه ساختارگرایان، متغیر شکاف تولید به عنوان یک متغیر ساختاری وارد مدل شده است. براساس نظریه انتظارات تورمی، متغیرهای نرخ تورم انتظاری و نرخ تورم با وقفه در مدل لحاظ شده است. به دلیل وابسته بودن صنایع مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای کشور به خارج، چون سطح عمومی قیمت‌ها تحت تأثیر قیمت‌های جهانی قرار می‌گیرد، لذا متغیر نرخ تورم وارداتی وارد مدل گردیده است (Mehrara & Ghobadzadeh, 2016).

با توجه به مبانی تئوریک و پیشینه تحقیقات انجام شده، متغیرهای مهم تأثیرگذار بر نرخ تورم متغیرهای نرخ تورم تأخیری، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و بخصوص حجم نقدینگی تأخیری هستند. ضمناً براساس مدل‌های مختلفی که با وقفه‌های

[1] Kalman gain

یک، دو و سه دوره‌ای برای متغیرهای نرخ تورم و حجم نقدینگی تخمین زده شد، بهترین وقفه برای این متغیرها وقفه یک دوره‌ای بود.

بنابراین مدل به کارگرفته شده در این تحقیق نیز به صورت زیر است:

$$INF_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}INF_{t-1} + \beta_{2t}INF_t^e + \beta_{3t}INF_t^m + \beta_{4t}YGAP_t + \beta_{5t}LNM2_{t-1} + U_t \quad (۱۳)$$

که در آن INF نرخ تورم، INF^e نرخ تورم انتظاری، INF^m نرخ تورم وارداتی، YGAP شکاف تولید ناخالص داخلی و $LNM2$ لگاریتم نقدینگی می‌باشد.

مزیت این مدل نسبت به مدل‌های تحقیقات گذشته در این است که پارامترهای مدل یعنی ضرایب متغیرهای توضیحی در طی زمان تغییر می‌کنند. دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۹۴-۱۳۵۷ می‌باشد. داده‌های مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت و شاخص قیمت کالاهای وارداتی از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران گرفته شده است. نحوه محاسبه نرخ تورم انتظاری و شکاف تولید به صورت زیر است. نرم افزار مورد استفاده در این تحقیق، ایویوز[2] ۱۰ می‌باشد.

نرخ تورم انتظاری با استفاده از روش انتظارات تطبیقی فریدمن محاسبه شده است:

$$\Pi_t^e - \Pi_{t-1}^e = \lambda(\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1}^e)$$

$$\Pi_t^e = \lambda\Pi_{t-1} + \lambda(1-\lambda)\Pi_{t-2} + \lambda(1-\lambda)^2\Pi_{t-3} + \square$$

مطابق روش فوق و براساس نظریه انتظارات تطبیقی، می‌توان نرخ تورم انتظاری را میانگین وزنی نرخ‌های تورم گذشته درنظر گرفت. چون $0 < \lambda < 1$ می‌باشد، مقادیر وزن‌ها با حرکت به سوی گذشته کوچک‌تر می‌شود، یعنی در محاسبه نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم سال‌های دورتر دارای وزن کمتری هستند.

برای بدست آوردن شکاف تولید، ابتدا تولید بالقوه را با استفاده از داده‌های سری زمانی تولید ناخالص داخلی واقعی و با روش فیلترینگ هودریک پرسکات (HP) بدست آورده سپس با استفاده از فرمول زیر شکاف تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود:

$$ygap = \frac{hprgdp - rgdp}{rgdp}$$

که در آن $ygap$ شکاف تولید ناخالص داخلی، rgdp تولید ناخالص داخلی واقعی (تولید بالفعل) و hprgdp تولید بالقوه می‌باشد (Liu, Adedeji, 2000).

[2] Eviews

یافته‌های پژوهش

قبل از به کارگیری فیلتر کالمن در برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده متغیر وابسته در طول زمان اطمینان حاصل کرد. برای بررسی وجود شکست ساختاری به صورت درون‌زا در متغیر نرخ تورم، از آزمون‌های معرفی شده توسط بای و پرون (۲۰۰۳) استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در **جدول ۱** آمده است. آماره‌های UDmax و WDmax نشان دهنده وجود ۵ شکست در میانگین داده تولید ناخالص داخلی می‌باشد که مربوط به سال‌های ۱۳۶۳، ۱۳۷۰، ۱۳۷۹، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ بوده و در سطح خطای ۵ درصد کاملاً معنی‌دار است.

جدول ۱. تعیین وجود، تعداد و محل نقاط شکست ساختاری در INF
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 1. Determining the existence, number and location of structural failure points in the INF
Source: Research calculations

سال‌های شکست		آماره F	آماره Scaled F	آماره Weighted F	مقدار بحرانی
۱۳۶۳، ۱۳۷۰، ۱۳۷۹، ۱۳۸۵، ۱۳۹۰		۱۴/۸	۷۴	۱۲۸/۲۵	۱۰/۵۲
UDmax	مقدار آماره	۷۴	WDmax	مقدار آماره	۱۲۸/۲۵
	مقدار بحرانی	۱۸/۴۲		مقدار بحرانی	۱۹/۹۶

معادله سیگنال (مشاهده) مدل ۱۳ با انواع تصریح‌های ممکن برای معادلات حالت، تخمین زده شد و براساس نتایج به دست آمده از معیارهای اطلاعات آکاییک (AIC)[3]، شوارتز-بیزین (SBC)[4]، حنان-کوئین (HQC)[5] و معیار حداکثر راستنمایی، الگوی گام تصادفی بدون عرض از مبدأ به عنوان الگوی مناسب برای تصریح معادلات حالت انتخاب شد. معادله سیگنال و هر یک از معادلات حالت، به روش زمان متغیر و با استفاده از فیلتر کالمن برای دوره زمانی

[3] Akaike Information Criterion
[4] Schwarz Bayesian Criterion
[5] Hannan Quin Criterion

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

مورد مطالعه برآورد و مقادیر هر یک از ضرایب برآوردی به صورت زمان متغیر در سال‌های مختلف در **جدول ۲** ارائه شده است.

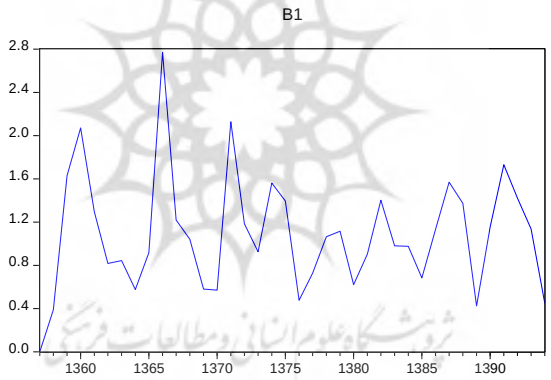
جدول ۲. مقادیر ضرایب رگرسیون مدل تورم در طول زمان
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 2. Values of regression coefficients of inflation model over time
Source: Research calculations

سال	برآورد β_1 در طول زمان	برآورد β_2 در طول زمان	برآورد β_3 در طول زمان	برآورد β_4 در طول زمان	برآورد β_5 در طول زمان
۱۳۵۷	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۱۳۵۸	۰/۳۸۸۳۹۴	۰/۵۴۳۸۳۵	۱/۰۲۱۸۱۹	-۰/۷۸۶۲۰۹	۱/۳۹۱۷۱۹
۱۳۵۹	۱/۶۲۹۸۴۶	۰/۵۴۴۹۷۷	-۰/۵۷۲۶۰۹	-۰/۶۳۳۶۶۴	۱/۲۰۹۵۷۴
۱۳۶۰	۲/۰۷۱۳۳۸	۱/۲۲۴۳۲۸	۱/۷۷۹۰۸۱	۱/۲۳۳۸۲۱	۲/۱۴۸۴۲۴
۱۳۶۱	۱/۲۹۶۴۱۹	۱/۴۹۹۳۳۲	۰/۱۸۹۲۹۰	۱/۷۲۵۹۵۳	۲/۶۸۲۵۲۳
۱۳۶۲	۰/۸۱۷۱۷۴	۱/۰۵۸۵۰۷	-۰/۰۸۷۴۴۴	-۳/۰۲۳۲۲۷	۲/۱۴۸۶۲۷
۱۳۶۳	۰/۸۴۳۴۸۱	۰/۸۳۰۶۷۹	۰/۳۲۳۷۱۹	-۴/۰۲۳۹۸۵	۱/۷۷۷۶۴۶
۱۳۶۴	۰/۵۷۶۰۴۷	۰/۴۹۸۲۲۰	۱/۶۰۵۴۷۸	-۷/۸۸۱۹۰۲	۱/۰۲۷۵۵۲
۱۳۶۵	۰/۹۱۶۵۳۷	۰/۵۷۵۸۹۵	۰/۰۶۸۹۳۵	-۲/۸۸۲۰۶۸	۰/۹۱۸۱۱۶
۱۳۶۶	۲/۷۷۰۷۴۵	۲/۰۳۸۵۰۳	۰/۵۳۱۹۲۵	۳/۰۳۱۸۶۹	۲/۴۵۸۱۸۴
۱۳۶۷	۱/۲۱۸۸۰۷	۱/۸۶۲۱۷۵	۰/۵۹۳۸۵۳	۲/۹۷۷۷۳۰	۲/۹۶۶۳۳۲
۱۳۶۸	۱/۰۴۰۵۲۷	۱/۴۱۴۲۳۹	۰/۸۵۷۳۸۷	۱/۸۸۵۱۵۰	۳/۰۲۸۰۷۳
۱۳۶۹	۰/۵۸۰۱۱۶	۰/۶۶۷۴۷۳	۰/۶۴۱۷۴۱	۲/۰۳۹۹۹۲	۱/۷۴۷۱۹۴
۱۳۷۰	۰/۵۷۰۰۸۲	۰/۴۱۳۴۴۶	۰/۰۲۳۲۳۹	-۳/۷۵۳۸۸۲	۰/۹۷۷۹۴۵
۱۳۷۱	۲/۱۲۷۰۶۶	۱/۱۵۹۰۷۹	۰/۵۴۲۹۵۴	-۳/۳۷۹۷۲۲	۱/۹۹۱۶۴۹
۱۳۷۲	۱/۱۸۴۵۵۶	۱/۳۹۳۹۱۴	۰/۳۸۱۷۲۳	-۴/۶۷۷۲۰۳	۲/۳۱۹۶۱۲
۱۳۷۳	۰/۹۲۴۵۵۹	۱/۱۵۴۶۸۴	۰/۴۵۶۹۱۲	-۴/۷۴۳۱۴۸	۲/۰۹۴۲۹۷
۱۳۷۴	۱/۵۶۰۹۷۶	۱/۶۳۹۳۱۰	۰/۵۳۲۶۶۴	-۲۱/۵۰۸۰۸	۳/۱۷۶۳۵۰
۱۳۷۵	۱/۳۹۵۱۷۰	۱/۷۶۷۰۹۷	۰/۵۳۷۶۸۴	-۷۱/۵۸۷۰۱	۴/۳۱۰۹۸۰
۱۳۷۶	۰/۴۷۶۶۸۵	۰/۶۳۳۰۵۵	۰/۴۳۳۴۸۲	-۹/۷۷۳۲۴۰	۲/۰۳۲۹۳۳
۱۳۷۷	۰/۷۲۷۸۹۴	۰/۵۱۰۶۹۸	۰/۷۶۸۲۲۴	۲۹/۷۱۴۵۴	۱/۴۵۱۹۵۸
۱۳۷۸	۱/۰۶۳۹۶۷	۰/۶۶۶۲۵۱	۰/۵۸۶۱۴۹	۸/۶۱۷۸۳۲	۱/۵۱۲۴۸۳
۱۳۷۹	۱/۱۱۵۸۳۰	۰/۹۱۹۴۵۶	۰/۳۳۷۴۳۵	۴/۰۴۲۶۰۳	۱/۶۶۰۷۵۵
۱۳۸۰	۰/۶۲۱۳۵۴	۰/۶۵۴۵۳۰	-۰/۰۳۴۱۶۹	۲/۶۱۴۱۲۹	۱/۰۱۸۳۰۰
۱۳۸۱	۰/۹۰۲۱۴۸	۰/۶۸۹۸۵۸	۰/۰۰۹۱۱۳	۱/۳۶۶۵۶۹	۰/۸۹۶۱۳۱
۱۳۸۲	۱/۴۰۲۱۱۶	۱/۱۱۴۸۴۶	۱/۱۱۰۵۱۷	۴/۰۲۸۰۲۲	۱/۲۲۵۴۲۳
۱۳۸۳	۰/۹۷۹۸۷۴	۱/۰۹۰۰۱۸	۰/۸۲۷۰۸۱	۲۳/۷۷۲۸۷	۱/۱۸۲۷۸۱

۱/۱۳۲۳۱۵	۱۵/۸۷۶۲۵	۰/۲۲۱۱۵۷	۱/۰۴۷۷۲۸	۰/۹۷۶۲۵۲	۱۳۸۴
۰/۷۶۰۵۴۹	-۲۱/۴۴۳۶۴	-۰/۲۹۵۶۲۴	۰/۶۹۵۵۳۶	۰/۶۸۳۷۶۱	۱۳۸۵
۰/۸۳۷۱۰۴	-۵/۴۳۳۹۹۵	-۰/۰۹۴۷۲۶	۰/۸۷۳۶۸۸	۱/۱۳۲۶۹۲	۱۳۸۶
۱/۲۸۷۷۱۵	-۳/۲۸۶۷۳۱	۰/۴۱۵۱۱۷	۱/۴۷۲۷۳۸	۱/۵۶۸۷۶۱	۱۳۸۷
۱/۷۵۱۵۱۱	-۹/۰۹۰۷۹۹	۱/۱۸۳۳۱۹	۱/۷۴۲۵۷۰	۱/۳۷۳۳۷۷	۱۳۸۸
۰/۷۴۰۱۰۵	-۱۰/۰۰۲۳۷	-۰/۱۶۱۹۸۰	۰/۵۷۴۴۶۲	۰/۴۲۳۵۶۲	۱۳۸۹
۰/۸۳۲۹۴۰	-۲/۶۷۴۸۹۴	-۰/۳۳۴۸۷۳	۰/۷۳۷۱۵۱	۱/۱۵۴۴۱۹	۱۳۹۰
۱/۴۱۹۴۲۲	-۳/۲۱۳۲۹۲	۰/۸۳۱۴۷۶	۱/۴۱۰۱۰۸	۱/۷۳۰۰۵۶	۱۳۹۱
۱/۹۸۷۵۰۶	۱۵/۲۳۵۰۶	۰/۴۸۶۱۲۰	۱/۷۹۳۰۳۳	۱/۴۲۳۳۸۱	۱۳۹۲
۲/۲۱۴۳۷۴	۶/۰۳۶۴۸۳	۰/۶۰۳۳۷۹	۱/۵۶۴۵۱۹	۱/۱۳۶۴۵۳	۱۳۹۳
۰/۹۸۸۱۸۲	۳/۶۱۵۴۶۳	-۰/۰۱۶۹۶۲	۰/۵۴۸۶۱۲	۰/۴۴۸۰۲۸	۱۳۹۴

تفسیر ضرایب رگرسیون به شرح زیر است:

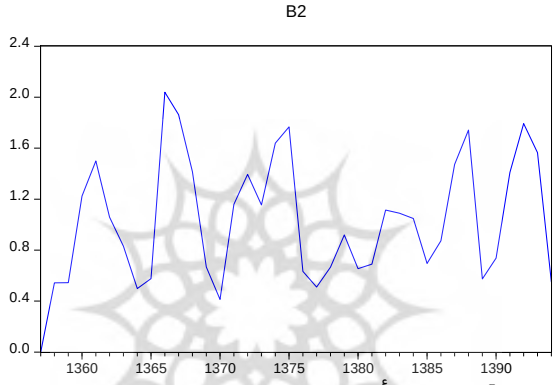


نمودار ۱. برآورد ضریب تأثیر نرخ تورم تأخیری در طول زمان (β_1) بر نرخ تورم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 1. Estimation of the effect of delayed inflation rate over time (β_1) on inflation rate
Source: Research calculations

با توجه به این که در مدل رگرسیون زمان متغیر مربوط به نرخ تورم، β_1 ضریب INF(-۱) می‌باشد، روند حرکت β_1 در **نمودار ۱** با روند حرکت نرخ تورم سازگاری دارد.یعنی با بررسی و مقایسه نمودارهای INF و β_1 ، به طور کلی می‌توان گفت که هرگاه نرخ تورم دوره قبل افزایش یافته باشد، β_1 و در نتیجه نرخ تورم دوره جاری نیز افزایش می‌یابد و هرگاه نرخ تورم

دوره قبل کاهش یافته باشد، β_1 و در نتیجه نرخ تورم دوره جاری نیز کاهش می‌یابد. دلیل این امر این است که نرخ تورم هر دوره متناسب با دوره قبل عکس‌العمل نشان می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت که β_1 در طول زمان متغیر بوده و روند تغییرات آن متناسب با روند تغییرات نرخ تورم است.



نمودار ۲. برآورد ضریب تأثیر نرخ تورم انتظاری در طول زمان (β_2) بر نرخ تورم

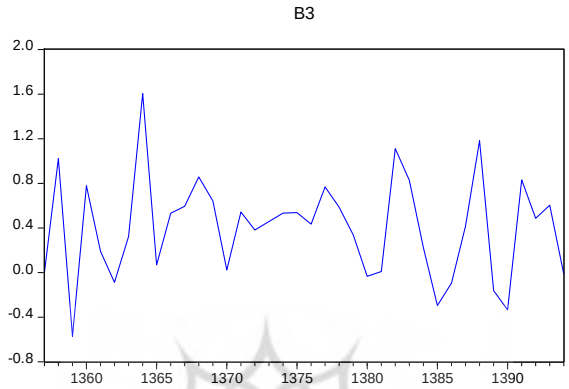
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. Estimation of the effect of expected inflation rate over time (β_2) on inflation rate

Source: Research calculations

در مدل رگرسیون زمان متغیر مربوط به نرخ تورم، β_2 ضریب نرخ تورم انتظاری است که نرخ تورم انتظاری، میانگین وزنی نرخ‌های تورم دوره‌های قبل می‌باشد. با بررسی و مقایسه نمودارهای INF، INFEXP و روند حرکت β_2 در **نمودار ۲** به طور نسبی می‌توان گفت که روند تغییرات β_2 متناسب با روند تغییرات تفاوت بین نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری است. بدین معنی که هرگاه در هر دوره، نرخ تورم کمتر از نرخ تورم انتظاری باشد، β_2 کاهش و هرگاه نرخ تورم بیشتر از نرخ تورم انتظاری باشد، β_2 افزایش می‌یابد. شدت افزایش یا کاهش β_2 به میزان تفاوت بین نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری بستگی دارد. اگر اختلاف زیاد باشد، β_2 با شدت بیشتر (با شیب زیاد) و اگر اختلاف کم باشد، β_2 باشدت کمتر (با شیب

ملایم) تغییر می‌کند. در واقع می‌توان گفت که β_2 در طول زمان متغیر بوده و نقش تعدیل کننده بین نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری دارد.

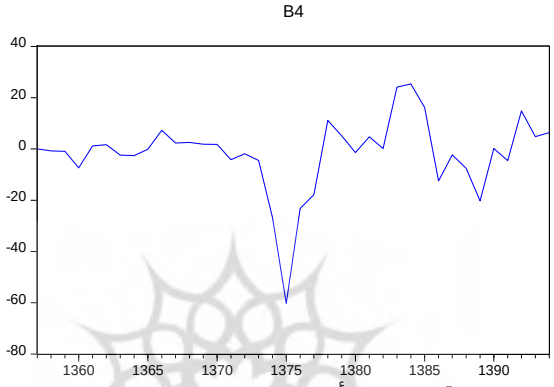


نمودار ۳. برآورد ضریب تأثیر نرخ تورم وارداتی در طول زمان (β_3) بر نرخ تورم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. Estimation of the coefficient of effect of imported inflation rate over time (β_3) on inflation rate
Source: Research calculations

در مدل مورد بررسی مربوط به نرخ تورم، β_3 ضریب نرخ تورم وارداتی است. با بررسی و مقایسه نمودارهای INF و INFIMP به طور کلی می‌توان گفت که روند تغییرات نرخ تورم، هماهنگ با روند تغییرات نرخ تورم وارداتی است یعنی در اغلب سال‌ها هرگاه نرخ تورم وارداتی افزایش یابد، نرخ تورم نیز افزایش می‌یابد و بالعکس. این نشان دهنده رابطه مستقیم بین نرخ تورم و نرخ تورم وارداتی است. میزان تأثیرپذیری نرخ تورم از نرخ تورم وارداتی، به مقدار ضریب نرخ تورم وارداتی (β_3) بستگی دارد که در طول زمان متغیر است. با بررسی نمودارهای INF و INFIMP و مقایسه آن‌ها با نمودار β_3 **(نمودار ۳)** به طور کلی می‌توان گفت که هرگاه نرخ تورم کمتر از نرخ تورم وارداتی باشد، β_3 کاهش و هرگاه نرخ تورم بیشتر از نرخ تورم وارداتی باشد، β_3 افزایش می‌یابد. شدت افزایش یا کاهش β_3 ، به میزان اختلاف بین نرخ تورم و نرخ تورم وارداتی بستگی دارد، اگر اختلاف زیاد باشد، β_3 با شدت بیشتر (با شیب زیاد) و اگر اختلاف کم باشد، β_3 با شدت کمتر (با شیب ملایم)

تغییر می‌کند. بنابراین β_3 نقش تعدیل کننده بین نرخ تورم و نرخ تورم وارداتی داشته و در طول زمان متغیر است.

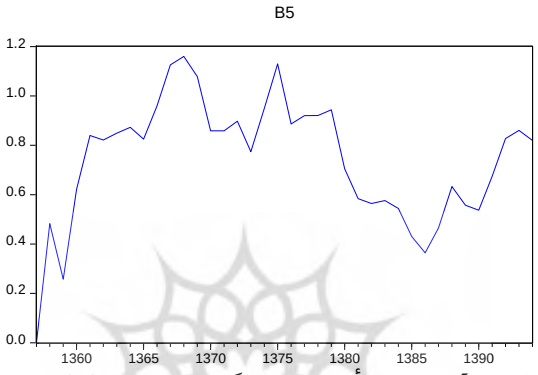


نمودار ٤. برآورد ضریب تأثیر شکاف تولید در طول زمان (β_4) بر نرخ تورم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. Estimation of the effect of production gap over time (β_4) on inflation rate
Source: Research calculations

در مدل تحقیق مربوط به نرخ تورم، β_4 ضریب شکاف تولید است. با بررسی و مقایسه نمودارهای INF و YGAP می‌توان گفت که به طور نسبی روند حرکت نرخ تورم و شکاف تولید تقریباً مشابه هم است. یعنی در هر دوره اگر شکاف تولید بیشتر شود، نرخ تورم افزایش یافته و اگر شکاف تولید کمتر شود، نرخ تورم کاهش می‌یابد. شدت افزایش و یا کاهش نرخ تورم به درجه زیاد یا کم بودن شکاف تولید بستگی دارد بدین معنی که اگر شکاف تولید نسبتاً زیاد افزایش یابد، نرخ تورم با شدت بیشتر افزایش می‌یابد و بالعکس. همچنین اگر شکاف تولید نسبتاً زیاد کاهش یابد، نرخ تورم با شدت بیشتر کاهش می‌یابد و بالعکس. میزان تأثیرپذیری نرخ تورم از شکاف تولید، به مقدار ضریب شکاف تولید در مدل (β_4) بستگی دارد. با توجه به **نمودار ٤** می‌توان گفت که اگر شکاف تولید نسبتاً کم باشد، مقدار β_4 نیز کوچک بوده و تأثیر زیادی روی نرخ تورم نمی‌گذارد و اگر شکاف نسبتاً زیاد باشد، مقدار β_4 نیز به طور نسبی بزرگ بوده و تأثیر بیشتر روی نرخ تورم می‌گذارد. بنابراین

می‌توان گفت که β_4 در طول زمان متغیر بوده و نقش تعدیل کننده بین نرخ تورم و شکاف تولید دارد.



نمودار ۵. برآورد ضریب تأثیر رشد نقدینگی در طول زمان (β_5) بر نرخ تورم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 5. Estimation of the effect of liquidity growth over time (β_5) on inflation rate
Source: Research calculations

در مدل به کار گرفته شده مربوط به نرخ تورم، β_5 ضریب رشد نقدینگی است. با بررسی و مقایسه نمودارهای نرخ تورم و رشد نقدینگی، به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که در اغلب سال‌ها روند حرکت نرخ تورم با روند حرکت رشد نقدینگی هماهنگی دارد. بدین معنی که هرگاه نرخ رشد نقدینگی افزایش یابد، نرخ تورم نیز افزایش می‌یابد و بالعکس، ولی این مطلب در بعضی از سال‌ها صادق نیست. مثلاً در سال‌های ۱۳۶۰، ۱۳۶۶، ۱۳۷۳، ۱۳۸۷ و ۱۳۹۰ نرخ رشد نقدینگی کاهش یافت در صورتی که نرخ تورم در این سال‌ها افزایش یافته است، که می‌تواند ناشی از بالا بودن نسبی نرخ تورم وارداتی و یا پایین بودن نسبی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در این سال‌ها باشد. همچنین در سال‌های ۱۳۵۸، ۱۳۶۱، ۱۳۶۹، ۱۳۷۲، ۱۳۷۹، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸ نرخ رشد نقدینگی افزایش یافت در صورتی که نرخ تورم در این سال‌ها کاهش یافته است، که می‌تواند ناشی از پایین بودن نسبی نرخ تورم وارداتی و یا بالا بودن نسبی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در این سال‌ها باشد. بخصوص در سال‌های

۱۳۵۸ و ۱۳۸۵ نرخ رشد نقدینگی در سطح نسبتاً بالایی قرار داشته و به ترتیب برابر ۳۷/۷ و ۳۹/۴ درصد بوده، در حالی که نرخ تورم در این سال‌ها در سطح نسبتاً پایینی قرار داشته و به ترتیب برابر ۱۱/۴ و ۱۱/۹ درصد بوده است، که می‌تواند ناشی از پایین بودن نسبی نرخ تورم وادرتی باشد. همچنین در سال ۱۳۷۵ نرخ رشد نقدینگی کاهش کمی داشته، در صورتی که نرخ تورم نسبتاً کاهش زیادی داشته است، که می‌تواند ناشی از کاهش قابل ملاحظه نرخ تورم وارداتی باشد. با توجه به **نمودار ۵** می‌توان گفت که در دوره‌هایی که نرخ رشد نقدینگی نسبتاً پایین‌تر است، مقدار β_5 در آن دوره بیشتر و در دوره‌هایی که نرخ رشد نقدینگی نسبتاً بالاتر است، مقدار β_5 در آن دوره کمتر است، یعنی مقدار این ضریب به عنوان یک تعدیل کننده بین نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی، در طول سال‌های مورد مطالعه تغییر می‌کند.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش نرخ تورم در طول زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند نرخ تورم دوره قبل، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته است که به‌کارگیری تکنیک پارامتری زمان متغیر از نوآوری این تحقیق محسوب شده و نتایج دقیق‌تری به ما می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون به صورت پارامتر زمان متغیر و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند.

بررسی روند تغییرات نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در اغلب سال‌ها نرخ رشد نقدینگی هر دوره اثر مثبت بر روی نرخ تورم دوره بعد داشته است. ولی در بعضی از سال‌ها علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد کاهش یافته و همچنین در بعضی از سال‌های دیگر علی‌رغم کاهش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد افزایش یافته است، که می‌توان گفت که در کوتاه مدت تورم

در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست. در بعضی از سال‌ها نیز نرخ رشد نقدینگی نسبتاً بالا بوده، در صورتی که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به‌طور نسبی در سطح پایینی قرار داشته است. بنابراین می‌توان گفت که افزایش نقدینگی در این سال‌ها در بخش‌های مولد هزینه نشده و به سمت بخش‌های غیرمولد و سوداگری رفته است.

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیر نرخ تورم، تحقیقات زیادی انجام شده که اغلب آن‌ها از روش رگرسیونی با پارامتر ثابت استفاده کرده و به نتایج متفاوتی رسیدند. (Omidi & Shahabadi,2022) نتایج بعضی از تحقیقات نشان می‌دهد که تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست (Komijani & Naghdi, 2009). همچنین در تحقیق دیگر غیر از حجم نقدینگی، عواملی مانند تورم وارداتی، تورم انتظاری، نرخ ارز و شکاف تولید نیز بر روی تورم در ایران مؤثر است که این نتایج با نتیجه تحقیق حاضر همخوانی دارد (Sohaili, Almasi, Sadeghi, 2012).

نتایج برخی دیگر از تحقیقات نشان می‌دهد که در رژیم تورم بالا، رشد نقدینگی اثر معنی‌داری بر نرخ تورم ندارد ولی در رژیم تورم متوسط، رشد نقدینگی حدود ۵۷ درصد بر روی تورم تأثیر داشته و ۴۳ درصد دیگر مربوط به عواملی مانند تورم سمت عرضه، تورم ساختاری و غیره می‌باشد. نتایج تحقیقات دیگر حاکی از تأثیر متغیر زمانی متغیرهای اثرگذار بر روی تورم است. همچنین نتایج این تحقیقات بیانگر سلطه بخش غیرمولد و سوداگری، روی اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران است، طوری که رشد شدید نقدینگی در ایران و ضعف ساختاری و نهادی در جذب منابع حاصل از افزایش نقدینگی توسط بخش تولیدی کشور، علاوه بر حرکت نقدینگی به سمت بخش غیرمولد و سوداگری، زمینه‌ساز تورم‌های شدیدی در اقتصاد کشور شده است (Khezri, Sahabi, Yavari, Heidari, 2015).

نتیجه تحقیق حاضر نیز نشان می‌دهد که در بعضی از سال‌ها حجم پول اثر مثبت بر تورم داشته و در بعضی از سال‌های دیگر اثری بر تورم نداشته است. با مقایسه نتایج تحقیقات گذشته و نتیجه این تحقیق، می‌توان گفت که پارامترهای مدل در طول زمان تغییر می‌کنند. همچنین براساس نتایج تخمین مدل و با مقایسه روند تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد نقدینگی، با توجه به این که در بعضی از سال‌ها نرخ تورم نسبتاً بالا بوده ولی در دوره بعد نرخ رشد نقدینگی افزایش یافت و یا در بعضی از

سال‌های دیگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نسبتاً پایین بوده ولی در دوره بعد نرخ رشد نقدینگی کاهش یافت، می‌توان گفت که تغییرات نرخ رشد نقدینگی در ایران متناسب با تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی نبوده و این نشان دهنده آن است که سیاست‌گذاری در بخش پولی نادرست بوده است. بنابراین به منظور طراحی و اجرای سیاست‌های پولی مناسب جهت جلوگیری از افزایش نرخ تورم و با هدف ایجاد تحرک در تولید و رشد اقتصادی، ضروری است که بانک مرکزی باید عرضه پول را متناسب با تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی تنظیم کند. همچنین پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آینده، از مدل‌های رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شود تا منجر به نتایج و توصیه‌های سیاستی دقیق‌تر شود.

Acknowledgments: At the end of article, the auther appreciates Dr. Abolqasem Esnaashari Amiri, Dr. Mohammad Hossein Ehsanfar and Dr. Mohammad Reza Pourghorban for improving and enhancing the text of the article

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

balaghi inalo, Y., & Jalaee Esfandabadi, S. A. (2023). Simulation of Nordhaus Model (1975) in the Economy of Iran: Optimal Control Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(4), 147-176 (In Persian).
doi: 10.22055/jqe.2021.34975.2276

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.

Berger, T., Everaert, G., & Vierke, H. (2016). Testing for time variation in an unobserved components model for the US economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 69, 179-208.

Bhattacharya, R., Chakravartti, P., & Mundle, S. (2019). Forecasting India's Economic Growth: a Time-Varying Parameter Regression

Approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 238, 1-24.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: a restatement. *Studies in the quantity theory of money*, *5*, 3-31.

Friedman, M. (1970). The Counter-Revolution in Monetary Theory: First Wincott Memorial Lecture, Delivered at the Senate House, University of London, 16 September. *Institute of Economic Affairs: Occasional Paper*, *33*.

Hanisch, M. (2017). The effectiveness of conventional and unconventional monetary policy: Evidence from a structural dynamic factor model for Japan. *Journal of International Money and Finance*, *70*, 110-134.

Keyns, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. *Ed: Macmillan London*.

Khezri, M., Sahabi, B., Yavari, K., & Heidari, H. (2015). Time-varying Effects of Inflation Determinants: State-space Models. *Economical Modeling*, 30, 25-46 (In Persian).

Kim, C. J., & Nelson, C. R. (1999). State-Space Models with Regime Switching: classical Gibbs-samplihg approaches with applications. *MIT Press Books*, 1, Cambridge/ London.

Komijani, A., & Naghdi, Y. (2009). An Analysis of the Inter-relationship between Production and Inflation in Iran (Emphasizing on Sectoral Production). *Iranian Economic Journal: Macroeconomics*, *9(32)*, 99-124 (In Persian).

Liu, O., & Adedeji, M. O. (2000). *Determinants of inflation in the Islamic republic of Iran-A Macroeconomic Analysis* (No. 0-127). International Monetary Fund.

Lucas, R. E. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, 326-334

Lucas, R. E. Jr. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.

Maadelat, K. (2012). Study and Analysis of Non-linear Relationship between Production and Inflation in Iran. *Economic Strategy*, *1*(2), 127-157 (In Persian). Available at: https://econrahbord.csr.ir/article_103216.html?lang=en

Mc Connell, C., S. Brue, and T. Barbiero (1996), *Macroeconomics*,seventh Canadian edition, McGraw-Hill Ryerson printed and bound in Canada.

Mehrara, M. & Behzadi Soufiani, M. (2016). The Threshold and Nonlinear Effect of Real and Nominal Variables on Inflation: the TAR Approach. *Journal of Economics and Modelling* 7(27), 25-54 (In Persian).

Mehrara, M., & Ghobadzadeh, r. (2016). The Determinants of Inflation in Iran Based on : Bayesian Model Averaging(BA) and Weighted-Average Least Squares (WALS). *Planning and Budgeting, 21*(1), 57-82. Retrieved from http://jpbud.ir/article-1-993-en.html

Nakajima, J., Kasuya, M., & Watanabe, T. (2011). Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. *Journal of the Japanese and International Economies*, *25*(3), 225-245.

Omidi, V., & Shahabadi, A. (2022). The Impact of Monetary Policy on the GDP of Iran through Innovation Channel. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 18*(4), 37-65. doi: 10.22055/jqe.2021.30903.2139 [In Persian]

Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies, 72(3),* 821-852.

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1976). Rational expectations and the theory of economic policy. *Journal of Monetary economics*, *2*(2), 169-183.

Shakeri, Abbas (2008), Theory and Policies of Macroeconomics, 2, Pars Nevisa Publications (In Persian).

Sirikanchanarak, D., Yamaka, W., Khiewgamdee, C., & Sriboonchitta, S. (2018). Time-varying threshold regression model using the Kalman filter method. *Thai Journal of Mathematics*, 74, 133-148.

Sohaili, Kiyomarth, Almasi, Mojtabi, & Saghaei, Maryam. (2012). Evaluating the effect of expected inflation, liquidity growth, imported inflation, production gap and exchange rate on the inflation rate in Iran. *Macroeconomics Research Letter*, 7(13), 39-60.

Tafazzoli, Fereydoun, (2009), History of Economic Thoughts, Tehran, Ney Publishing, ninth edition (In Persian).