New Economy and Trade, **Institute forHumanities and Cultural Studies (IHCS)**
Quarterly Journal, Vol. 15, No. 3, Autumn 2020, 1-26
doi: 10.30465/jnet.2020.6295

Investigating the Causality between Money and Inflation in Iran: a MS-VAR Approach

Ebrahim Eltejaei*

Abstract

Before Post-Keynesians, theories on the relationship between money growth and inflation had largely been shaped around the positive relationship and that money causes inflation. Then the idea was raised that there may be no correlation between money growth and inflation, or in case of existence, the causality is reversed. In the Iranian economy money growth and inflation were volatile during last six decades and have experienced different situations. Considering theoretical and empirical literature and the experience of volatile money growth and inflation in Iran, this issue is important that whether the causality between money growth and inflation is constant, or, in years of high inflation, reverse causality can play a significant role in destabilizing money dynamics? In this regard, this paper performs a nonlinear empirical test using Markov Switching Vector Autoregressive model. Findings show that three different regimes can be identified during 1961-2017 period. In the zero regime, where broad money growth is noticeably greater than inflation, there is a one-way causality from money growth to inflation. In regime one, where both variables have experienced slower rates, there has been a bilateral causality between them, and in regime two, where inflation rate has been substantially high, a one-way causality is seen from inflation to money growth. The policy implication of this study is primarily to control money growth and secondly to control other determinants of inflation in high inflation periods to prevent the reproduction of liquidity growth or the reverse causality.

Keywords: Iranian Economy, Inflation, Money Growth, Causality, MS-VAR Model.

JEL Classification: E31, E51

---

* Associate Professor of Economics at Institute for Humanities and Cultural Studies, e.eltejaei@ihcs.ac.ir
Date received: 01/05/2020, Date of acceptance: 22/08/2020

Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/ or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال پانزدهم، شمارهٔ سوم، پاییز ۱۳۹۹، ۳ – ۲۶

بررسی رابطهٔ علّی میان پول و تورم در ایران: رهیافت MS-VAR

ابراهیم التجائی*

چکیده

تا پیش از ظهور دیدگاه‌های پساکینزی، نظریات پیرامون علیت میان پول و تورم عمدتاً روی رابطهٔ مثبت میان این دو متغیر و علّیت پول به تورم شکل گرفته بود. سپس این ایده مطرح شد که بین رشد پول و تورم ممکن است همبستگی وجود نداشته باشد، یا اگر هست علّیت آن معکوس است، یعنی تورم علّت پول است. در اقتصاد ایران رشد پول و تورم در شش دههٔ گذشته پرنوسان بوده و شرایط متفاوتی را تجربه کرده است. با توجه به ادبیات نظری و تجربی موجود و تجربهٔ کشور در تورم و رشد پول، این مسئله مطرح است که آیا علّیت میان رشد پول و تورم ثابت است یا این که در سال‌های با تورم بالا، علیت معکوس، می‌تواند در بی‌ثبات کردن پویایی های نقدینگی نقش قابل ملاحظه داشته باشد؟ برای بررسی این مسئله، در این مقاله آزمونی غیرخطی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ صورت می‌پذیرد. یافته‌های مدل، سه رژیم متفاوت در دورهٔ ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۷ را نشان می‌دهد. در رژیم صفر که رشد نقدینگی به صورت محسوسی بزرگتر از نرخ تورم است، علیت یک‌طرفه از نقدینگی به تورم وجود دارد. در رژیم یک که هر دو متغیر نرخ‌های ملایم‌تری را تجربه کرده‌اند، علیت دو طرفه و در رژیم دو که تورم بالاست و میانگین آن نزدیک به میانگین رشد نقدینگی است، علیت یک طرفه از تورم به رشد نقدینگی وجود دارد. توصیهٔ سیاستی این تحقیق اولاً کنترل رشد نقدینگی و ثانیاً کنترل تعیین کننده‌های دیگر تورم در سال‌های با تورم بالا برای جلوگیری از بازتولید رشد نقدینگی یا همان علّیت معکوس است.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد ایران، تورم، رشد پول، علّیت، الگوی MS-VAR.

طبقه‌بندی JEL: E31, E51.

---

* دانشیار اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، e.eltejaei@ihcs.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۱۲، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۰۱

Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین و مجادله‌آمیزترین مباحث در اقتصاد پولی و مسئلهٔ عرضهٔ پول، جهت علیت میان پول و تورم است. رویکرد متعارف کلاسیکی، که اوج نظریه‌پردازی پولی‌اش در مکتب پول‌گرایی تبلور یافت، با فرض گرفتن ارتباط میان پول و تورم، کنترل تورم را در گروی کنترل رشد پول می‌داند و ثبات بلندمدت سطح عمومی قیمت‌ها را در سیاست ثابت نگهداشتن نرخ رشد پول در حد نرخ رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی جست‌وجو می‌کند. به دیگر سخن، در دیدگاه پول‌گرایی، تورم منحصرا ناشی از رشد عرضهٔ پول است. از این رو، سیاست پولی باید عرضهٔ پول را برای کنترل تورم کنترل کند.

با پیدایش دیدگاه‌های پساکینزی و تجربهٔ ناموفق ایالات متحدهٔ آمریکا در دستیابی به هدف‌های رشد پول و نرخ‌های تورم هدف‌گیری شده در دههٔ ۱۹۸۰، این ایده مطرح شد که بین رشد پول و تورم همبستگی وجود ندارد[1] (هولت و پرسمن (Holt and Pressman)، ۲۰۰۱: ۱۴۳). از این رو، در اواخر دههٔ ۱۹۸۰ اتفاق نظرها دربارهٔ هدف‌گیری متغیرهای کلان پولی تا حد زیادی رنگ باخت و از دههٔ ۱۹۹۰ به بعد سیاست پولی دیگری در جهت کنترل تورم با کنترل رشد اقتصادی و بیکاری جایگزین شد (همان). در نظریهٔ پولی مدرن (Monetary Theory Modern) نیز برخی از نظریه‌پردازان مانند اریک و ورای[2] (Éric and Wray) (۲۰۱۳)، ادعایی که در آن رشد سریع‌تر عرضهٔ پول نسبت به رشد محصول باعث کاهش ارزش پول و تورم می‌شود را یک دیدگاه ساده‌انگارانه پول‌گرایی می‌دانند.

طبیعی است که ظهور و بروز دیدگاه‌ها و نظریات مختلف و اختلاف نظر آن‌ها دربارهٔ رابطهٔ پول و تورم معطوف به واقعیات و شرایط و وضعیت اقتصادها است. بنابراین، جانبداری مطلق از هر یک از دو طرف این مجادله به عنوان یک نظریهٔ کامل، منطقی نخواهد بود. بلکه، بسته به شرایط اقتصادی، می‌توان هر یک از این دو جریان علیت را دارای موضوعیت دانست. ممکن است هر دو جریان در کنار هم قابل قبول باشند ولی شدت و ضعف هر کدام بسته به شرایط متفاوت باشد.

مطالعات تجربی فراوانی در این زمینه تلاش کرده‌اند تا رابطهٔ میان پول و تورم را در اقتصادهای مختلف بررسی کنند ولی اغلب آن‌ها این رابطه را ثابت دیده و از مدل‌های خطی برای بررسی آن استفاده کرده‌اند. بنا بر نظر همیلتون (Hamilton) (۱۹۹۴ب) بسیاری از متغیرها در دوره‌های مختلف زمانی تحت تأثیر عوامل مختلفی مانند بحران‌های اقتصادی، تغییرات در سیاست‌ها و مقررات دولتی، جنگ، هراس مالی و مانند این‌ها دچار تغییرات و

شکست‌هایی می‌شوند و این عوامل می‌توانند رژیم‌ها یا وضعیت‌های متفاوتی را برای متغیر ایجاد نمایند. بنابراین، مطالعه رفتار متغیرها صرفاً با رویکردهای خطی ممکن است عاری از خطا نباشد.

اقتصاد ایران در دورهٔ شصت سالهٔ گذشته وضعیت‌های متفاوتی، از دوران رشد اقتصادی بالا همزمان با تورم سطح پایین، دوران نفتی با تورم و رشد پول بالا، دوران تورمی پس از انقلاب و جنگ با رشد اقتصادی پایین و دوران‌های بعدی با بحران‌های متفاوت و گاهی هم رونق نسبی اقتصادی را تجربه کرده است. بر پایهٔ نظریات موجود در زمینهٔ رابطهٔ میان پول و تورم، مسئله این است که در این دوره‌ها و شرایط مختلف اقتصادی، رابطهٔ یادشده چگونه بوده است. به نظر می‌رسد، اختلاف در دیدگاه‌های نظری طبعاً ریشه در شرایط اقتصادی هم‌عصر دارد، ازاین رو، با توجه به شرایط بسیار دگرگون اقتصادی ایران و به ویژه متغیرهای تورم و رشد نقدینگی، طبعاً نمی‌توان یک رابطهٔ ثابت میان این متغیرها را در تمام طول این دوره در نظر گرفت. درک بهتر ساز و کار و پویایی‌های رشد نقدینگی و تورم در ایران، نیازمند بررسی مجدد با در نظر گرفتن احتمال متغیر بودن، یا به عبارتی غیرخطی بودن رابطهٔ یاد شده است. با درک بهتر این پویایی‌ها می‌توان چرایی تورم‌های بالا و ماندگار و رشدهای شتابان و مستمر نقدینگی را شناخت و توصیه‌های سیاستی متناسب را ارائه نمود.

از این رو، این مقاله درصدد است تا رابطهٔ علّی غیرخطی میان تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۷ را مورد بررسی قرار دهد. برای این منظور، از میان مدل‌های مختلف، یک مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (Markov-Switching Vector Auto Regression) (MS-VAR)، به دلایلی که در ادامهٔ مقاله توضیح داده می‌شود، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ادامه، ابتدا ادبیات نظری جهتِ علیت میان پول و تورم و سپس پیشینهٔ مطالعات در این زمینه بررسی می‌شود. آنگاه با ارائهٔ مدل، تخمین‌ها و آزمون‌ها رابطهٔ علّی یادشده بررسی شده و یافته‌ها و نتایج آن تفسیر می‌شود. بخش آخر مقاله نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری و ارائهٔ توصیه‌های سیاستی اختصاص خواهد داشت.

۲. ادبیات نظری

موضوع علیت میان پول و تورم به لحاظ نظری در ادبیات اقتصاد مناقشه‌برانگیز است. در این بخش خلاصهٔ دیدگاه‌ها در این زمینه از دیوید هیوم (David Hume) تا نظریهٔ پولی مدرن مورد مرور قرار می‌گیرد.

پیشینهٔ باور تأثیرگذاری پول بر قیمت‌ها و تورم را می‌توان به دیوید هیوم رساند. هیوم (۱۷۵۲) در مقاله‌اش با عنوان «دربارهٔ بهره» (of Interest) دو کانال تأثیرگذاری افزایش در عرضهٔ پول را شرح داده است. در کانال اول که بعداً با توسعه‌های فیشر (Irving Fisher) (۱۹۱۱) و پول‌گرایان دههٔ ۱۹۷۰ کانال مستقیم شناخته شد، افزایش‌های عرضهٔ پول موجب ترازهای پولی ناخواسته و سپس افزایش خرج کردن روی کالاها می‌شود و عمدتاً توسط کسانی اتفاق می‌افتد که مصرفشان عملاً تمام درآمدشان را جذب می‌کند. هیوم بر این مسئله تأکید کرد که اگر افزایش در عرضهٔ پول در دستان شمار بسیاری از افراد قرار گیرد، تأثیری در راستای کاهش نرخ بهره و سپس افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش تولید نخواهد داشت. در این حالت تنها تأثیر افزایش در عرضهٔ پول، افزایش قیمت‌ها خواهد بود. کانال دوم کانال انتقال غیر مستقیم است که از طریق افزایش دسترسی‌پذیری وجوه وام‌دادنی عمل می‌کند. کانال دوم عمدتاً هنگامی عمل می‌کند که افزایش اولیه در عرضهٔ پول به طور یکجا در دست وام دهندگان جمع شود. همتای مدرن این افراد، عمدتا موسسات مالی هستند. قدرت نسبی هر کانال به ساختار اقتصاد و پراکنش ترازهای پولی تازه بستگی دارد. پس هرچه کشوری فقیرتر باشد کانال انتقال مستقیم مهم‌تر از کانال غیر مستقیم است و بنابراین تأثیرگذاری پول بر سطح قیمت‌ها بیشتر است (هاندا (Handa) ۲۰۰۹).

هیوم (۱۷۵۲) همچنین در مقاله‌اش با عنوان «دربارهٔ پول» (of Money)، نسخهٔ آغازین نظریهٔ مقداری پول را تبیین نمود که می‌گوید افزایش عرضهٔ پول باعث افزایش متناسب قیمت‌ها می‌شود. تحلیل هیوم در چارچوب نظام استاندارد طلا (که با نظام ارز ثابت متناظر است) اشاره‌ای به تغییر مقدار پول در نتیجهٔ فعالیت‌های تجاری داشت. وی اینگونه تحلیل کرد که در نظام استاندارد طلا حجم پول توسط وضعیت تراز پرداخت‌ها تعیین می‌شود، که آن نیز به قیمت‌های نسبی و رقابت‌پذیری نسبی صادرات بستگی دارد (هاندا، ۲۰۰۹). در واقع هیوم در این مقاله، هم بر علیت پول به سطح قیمت‌ها تأکید کرده و هم تأثیرپذیری درون‌زای پول از حجم فعالیت‌های تجاری که خود آن نیز متأثر از سطح

قیمت‌ها است، را به تصویر کشده است. بنابراین می‌توان گفت از مجموعهٔ دیدگاه‌های هیوم علیت دوطرفه میان پول و قیمت‌ها قابل دریافت است.

فیشر (۱۹۱۱) نیز عمدتاً بر کانال مستقیم تأکید نمود. این تأکید فیشر و هیوم و بعداً مکتب پول گرایی بر کانال انتقال مستقیم، به معنای آن است که افزایش عرضهٔ پول مستقیماً به خرج شدن آن روی کالاها و افزایش قیمت‌ها منجر می‌شود و این به معنای تأکید آن‌ها بر علیت پول به تورم است. بخشی از دلایل این موضوع به طبیعت اقتصادهای دارای بخش مالی نه چندان پیشرفته در آن دوران مربوط می‌شود. فیشر (۱۹۱۱) همچنین با طرح و ارائه نظریهٔ پولی خود در چارچوب نظریهٔ مقداری تأثیرگذاری متناسب عرضهٔ پول بر سطح قیمت‌ها و علیت پول به تورم را صریحاً مورد تأکید قرار داد. یادآوری می‌شود که فیشر (۱۹۱۱) پول را فقط اسکناس و مسکوک فیزیکی می‌دانست (التجائی، ۱۳۹٤) که در این صورت، ساده‌تر می‌توان حجم آن در اقتصاد داخلی را برونزا در نظر گرفت و بر رابطهٔ علّی پول به تورم صحه گذاشت.

براساس رهیافت ترازهای نقدی در مقاله پیگو (Pigou) (۱۹۱۷)، در تعادل، کشش قیمت نسبت به عرضهٔ پول برابر واحد است. یعنی، در تعادل‌های ایستای تطبیقی سطح قیمت متناسب با عرضهٔ پول تغییر خواهد کرد. از دیدگاه ویکسل ((۱۹۰۷)انباشتگی افزایش قیمت معمولاً پیامد تغییرات برون‌زا در فزونی بهره‌وری نهایی سرمایه نسبت به نرخ بهرهٔ بازاری بود، که البته ابتدا به افزایش عرضهٔ پول و اعتبار و سپس به افزایش قیمت‌ها می‌انجامد (هاندا، ۲۰۰۹).

فریدمن (Friedman) بر مبنای مطالعات تجربی خود ادعا نمود که تورم همیشه و همه جا یک پدیدهٔ پولی است. این ادعای مشهور یکی از مهم‌ترین مشارکت های وی و مکتب پول‌گرایی (Monetarism School) دههٔ ۱۹۷۰ در اقتصاد پولی بود (فریدمن و شوراتز، ۱۹٦۳؛ فریدمن، ۱۹۵۸). مشارکت‌های نظری و تجربی فریدمن نشان داد که تغییرات عرضهٔ پول می‌تواند آثار قوی بر هر دو محصول حقیقی و اسمی داشته باشد. با این حال وی بر پایهٔ یافته‌های تجربی خود مبنی بر این که تغییرات عرضهٔ پول با یک وقفهٔ طولانی و متغیر بر اقتصاد اثر می‌گذارد، بر این باور بود که سیاست پولی فعال نباید اتخاذ شود. گریسون (۲۰۰۱) می‌گوید که بخشی از این باور به این نظر پاتینکین (۱۹۸۱) برمی‌گشت که معتقد بود فریدمن در تئوری اقتصاد کلان از لحاظ دنباله‌روی از سیاست پولی محافظه‌کار بود. خلاصهٔ دیدگاه‌های مکتب پول‌گرایی دههٔ ۱۹۷۰ دربارهٔ پول این است که

عرضهٔ پول برونزا است و توسط بانک مرکزی کنترل می‌شود؛ تورم منحصرا ناشی از رشد عرضهٔ پول است؛ پول همه آن چیزی است که مهم است و سیاست مالی (Fiscal Policy) بی‌اثر است مگر آنکه با پول تأمین مالی شود (هاندا، ۲۰۰۹).

در نظریهٔ عمومی کینز (John Maynard Keynes)، عرضهٔ پول برونزا است و چون تقاضای پول تابع منفی نرخ بهره است، هر درون‌زایی «ظرفیت پولی» منحصراً از تقاضای پول ناشی می‌شود. در مدل‌های نئوکینزی(Neo-Keynesian Economics)، پول بیرونی و پول درونی از یکدیگر تفکیک می‌شوند. پول بیرونی به بدهی‌های بانک مرکزی و پول درونی به سپرده‌های بانکی ایجاد شده توسط سیستم بانکی اشاره دارد. پول بیرونی برونزا و تحت کنترل بانک مرکزی است، در حالی که پول درونی درون‌زا است و توسط سیستم بانکی از طریق سازوکار ضریب فزایندهٔ پولی ایجاد می‌شود. بنابراین عرضه کلی پول درون‌زا است و عنصر برونزایی در پس زمینه پنهان می‌شود.

با نظریات پول‌گرایان و مکتب انتظارات عقلایی، با پذیرش خنثایی پول حتی در کوتاه مدت، این نظر که سیاست پولی باید عرضهٔ پول را برای کنترل تورم کنترل کند به‌طور وسیعی پذیرفته شده بود. ولی در دههٔ ۱۹۸۰ تجربهٔ ناموفق ایالات متحدهٔ آمریکا در دستیابی به هدف‌های رشد پول و نرخ‌های تورم هدف‌گیری شده، این ایده را پیش کشید که بین رشد پول و تورم همبستگی وجود ندارد (هولت و پرسمن، ۲۰۰۱: ۱۴۳). از این رو، در اواخر دههٔ ۱۹۸۰ اتفاق نظرها دربارهٔ هدف‌گیری متغیرهای کلان پولی رنگ باخت و از دههٔ ۱۹۹۰ به بعد سیاست پولی دیگری در جهت کنترل تورم با کنترل رشد اقتصادی و بیکاری جایگزین شد (همان). بنابراین پساکینزی‌ها (Post-Keynesian Economics) ادعاهای گذشته دربارهٔ علیت پول به تورم را رد کردند و اساس نظریهٔ پول درون‌زای پساکینزی مبتنی بر مخالفت با پول‌گرایی، هم به لحاظ نظری و هم به لحاظ سیاستی است.

با ظهور نظریهٔ پولی مدرن (Modern Monetary Theory)، برخی از نظریه‌پردازان آن مانند اریک و ورای (۲۰۱۳) این مسئله را تبیین نمودند که تورم محدودیتی حقیقی است نه مالی. از دیدگاه آن‌ها ادعای پالی (Palley) (۲۰۱۵) مبنی بر این که رشد عرضهٔ پول سریعتر از رشد محصول باعث کاهش ارزش پول می‌شود، یک دیدگاه ساده انگارانهٔ پول‌گرایی است. در دیدگاه آن‌ها نظریهٔ پولی مدرن مانند اغلب رهیافت‌های غیر متعارف، توضیح معادلهٔ مقداری از تورم را رد می‌کند. تورم هنگامی به وجود می‌آید که رابطهٔ میان مخارج دولت و مالیات ستانی نادرست باشد، نه به دلیل این که نسبت عرضهٔ پول (به هر نحوی که

اندازه‌گیری شده باشد) و GDP نادرست باشد. در واقع آن‌ها در این عقیده از دیدگاه سنتی پول درون‌زا پیروی می‌کنند که نسبت انباشت پول به محصول ملی یک باقیماندهٔ بی‌اهمیت است.

در یک جمع‌بندی از نظریه‌ها پیرامون رابطهٔ پول و تورم می‌توان گفت که اگرچه همبستگی مثبت میان مقدار پول و سطح عمومی قیمت‌ها در دیدگاه‌های مختلف اقتصادی تا اندازه‌ای پذیرفته شده است ولی دربارهٔ درجهٔ این همبستگی و جهت علیت میان مقدار پول یا رشد آن و سطح عمومی قیمت‌ها یا تورم اختلاف‌نظرهایی وجود دارد. از دلایل این اختلاف نظرها می‌توان به شرایط و وضعیت اقتصادها اشاره نمود. به هر حال، نباید از نظر دور داشت که هر نظریه و دیدگاه در بستر وضعیت اقتصادی و زمانی ویژه‌ای شکل می‌گیرد و توسعه می‌یابد. در این باره نظر همیلتون (Hamilton) (۱۹۹٤ب) را نیز نباید از نظر دور داشت که به متفاوت بودن بسیاری از متغیرها در دوره‌های مختلف زمانی اشاره می‌کند و اظهار می‌دارد که این تغییرات یا به عبارتی شکست‌ها در سری‌های زمانی به‌دلایل مختلفی مانند بحران‌های اقتصادی، تغییرات در سیاست‌ها و مقررات دولتی، جنگ، هراس مالی و مانند این‌ها ممکن است رخ بدهد و این عوامل می‌توانند رژیم‌ها یا وضعیت های متفاوتی را برای متغیر ایجاد نمایند. بنابراین، مطالعه رفتار متغیرها صرفاً با رویکردهای خطی ممکن است عاری از خطا نباشد. از این رو یک راه برای داوری دربارهٔ این رابطه در اقتصادهای با شرایط متفاوت، بررسی تجربی آن در هر اقتصاد به صورت جداگانه است. از آنجا که در هر اقتصاد در دوره‌های زمانی متفاوت ممکن است وضعیت‌های متفاوتی بر متغیرهای اقتصادی حاکم باشد، لازم است در بررسی موضوع از مدل‌های متناسب استفاده کرد.

۳. مروری بر مطالعات تجربی پیشین

موضوع تجربی تأثیر عرضهٔ پول و رشد آن بر نرخ تورم نیز همانند بحث نظری آن همواره موضوعی پر مناقشه بوده است. مطالعات پرشماری این رابطه را مورد بررسی قرار داده‌اند. اما تنها تعداد محدودی از مطالعات این رابطه را به صورت غیرخطی بررسی کرده‌اند. بنابراین می‌توانیم این مطالعات را در دو گروه تقسیم‌بندی کنیم.

گروه اول مطالعات مبتنی بر یک رویکرد خطی برای بررسی رابطهٔ یادشده هستند. این گروه از مطالعات به طور کلی نتایج متناقضی را با توجه به نمونه گزارش کرده‌اند.

به‌عنوان مثال، کساورجاه و امیرتالینگام (Kesavarajah and Amirthalingam) (۲۰۱۲) برای سریلانکا در دورهٔ: ۲۰۱۰-۱۹۷۸، کیگاندا (Kiganda) (۲۰۱٤) برای کنیا در دورهٔ ۲۰۱۲-۱۹۸٤، کرکماز (Korkmaz) (۲۰۱۸) برای کشورهای منتخب مدیترانه‌ای در دورهٔ ۲۰۱٤-۲۰۰۸ و سازونکو و هوروتا (Sasongko and Huruta) (۲۰۱۸) برای اندونزی در دورهٔ ۲۰۱۷:۷-۲۰۰۷:۱ یک رابطه علیت یک طرفه از رشد پول به تورم را نشان داده‌اند. همچنین بندرلی و زویک (Benderly and Zwick) (۱۹۸۵) و جونز و یوری (Jones and Uri) (۱۹۸٦) برای ایالات متحده، کویونکو (Koyuncu) (۲۰۱٤) برای ترکیه و جونز و خیلجی (Jones and Khilji)(۱۹۸۸) برای پاکستان نیز شواهدی از تأثیرگذاری رشد عرضهٔ پول بر تورم را با استفاده از آزمون علیت گرنجر (Grange) نشان داده‌اند.

در همین گروه مطالعات، ایندالمانی (Indalmanie) (۲۰۱۱) برای جامائیکا در دورهٔ ۲۰۰٦-۱۹٦۱ و گوچمن (Göçmen) (۲۰۱٦) برای ترکیه در دورهٔ ۲۰۰٦-۱۹۷۰ یک رابطه علیت یک طرفه معکوس، یعنی علیت از تورم به رشد پول، را گزارش می‌دهند.

از طرف دیگر، زولخبری (Zulkhibri) (۲۰۰۷) برای مالزی در دورهٔ ۲۰۰۰-۱۹۷۹، عطرکار روشن (۲۰۱٤) برای ایران در دورهٔ ۲۰۱۰-۱۹۸۸، دنبل و دیگران (Denbel et al) (۲۰۱٦) برای اتیوپی در دورهٔ ۱۰۱۰-۱۹۷۰، آق‌اولی و خان (Aghevli and Khan) (۱۹۷۸) برای برزیل، کلمبیا، جمهوری دومنیکن و تایلند در دورهٔ ۱۹۹٤-۱۹٦٤ و سلطانا و دیگران (Sultana et al) (۲۰۱۹) برای بنگلادش در دورهٔ ۲۰۱۷:۱۲-۲۰۱۰:۵ یک رابطه علّی دوطرفه بین رشد پول و تورم را نشان داده‌اند. در مقابل، تورنوفسکی و وهار (Turnovsky and Wohar) (۱۹۸٤) هیچ رابطهٔ مشخصی بین عرضهٔ پول و قیمت‌ها در دورهٔ ۱۹۲۹ تا ۱۹۷۸ در ایالات متحده پیدا نکرده‌اند.

گروه دوم مطالعات، رابطهٔ غیرخطی پول و تورم را بررسی کرده اند. به عنوان مثال، آمیسانو و کولاوکیو (Amisano and Colavecchio) (۲۰۱۳) رابطه بین رشد پول و تورم را در یک چارچوب MS بیزی برای مجموعه‌ای از چهار کشور، ایالات متحده، انگلستان، منطقه یورو و ژاپن در طی ۱۹٦۰-۲۰۱۲ بررسی کرده و نشان داده‌اند که به نظر می‌رسد رابطه بین پول و تورم در دورهایی که تورم کم و پایداری دارند، نسبتاً ضعیف است. آمیسانو و فاگان (Amisano and Fagan) (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های ۲۰۰۹-۱۹٦۰ و مدل MS برای منطقه یورو، آلمان، ایالات متحده، انگلستان و کانادا، استدلال کرده‌اند که رشد پول گسترده نشان‌دهندهٔ شرایط مهمی برای چرخش بین رژیم‌های تورمی است.

کورای و کرایف (Cooray and Khraief) (۲۰۱۹) برای ایالات متحده، انگلستان و ژاپن در دورهٔ ۲۰۱٤:٤-۱۹۵۰:۱ با استفاده از مدل غیر خطی تأخیر توزیعی رگرسیون توزیع شده (NARDL) نشان داده‌اند که تورم فقط در درازمدت به شوک‌های پولی پاسخ می دهد.

در ایران، اغلب مطالعات در گروه اول انجام شده است یعنی صرفاً به بررسی این رابطه به صورت خطی پرداخته‌اند. به عنوان مثال، هژبرکیانی و رحمانی (۱۳۷۹) با استفاده از الگوی تقاضای پول کاگان و داده‌های ماهانه، تأثیر پول بر تورم را تأیید کرده‌اند. عمادزاده و همکاران (۱۳۸٤) با بررسی عوامل پولی و غیر پولی مؤثر بر تورم در ایران در دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۳۸ نشان داده‌اند که رشد نقدینگی سهم مهمی در شکل‌گیری تورم دارد ولی تورم صرفاً یک پدیده پولی نیست. مصطفوی (۱۳۸٦) با استفاده از روش گرنجر و روش یوهانسن نشان داده که در کوتاه مدت پول بر تورم تأثیر داشته، ولی در بلندمدت تأثیر چندان نداشته است. کاکویی و نقدی (۱۳۹۳) نیز با استفاده از روش ARDL پولی بودن تورم در اقتصاد ایران را نشان داده‌اند. حسینی‌پور (۱۳۹۷) نیز با آزمون علیت گرنجری رابطهٔ علّی عرضهٔ پول به تورم را نشان داده است. علوی‌راد (۲۰۰۵) نیز نشان داده که طی دوره زمانی ۱۹٦۳ تا ۱۹۹۹ افزایش در کسری بودجه باعث تحریک عرضهٔ پول و در نهایت ایجاد تورم می‌شود. دهقانی و دیگران (۱۳۹٦) نیز نشان داده‌اند که بین کسری بودجه دولت و تورم و همچنین بین تورم و رشد عرضهٔ پول روابط مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

در گروه دوم مطالعات در ایران، مهرآرا و فاطمی (۱۳۹٦) تأثیر متفاوت نقدینگی بر تورم در رژیم‌های متفاوت تورمی و جعفری صمیمی و دیگران (۱۳۹۵) نیز تأثیر نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم را نشان داده‌اند. با این حال، هیچیک از دو مطالعهٔ اخیر روابط علّی میان پول و تورم را هدف قرار نداده و بدان نپرداخته‌اند.

با توجه به پیشینهٔ مطالعاتی موجود در زمینهٔ ارتباط میان پول و تورم، چند نکته شایان توجه است. نخست این که بیشتر این مطالعات بسته به نمونه مورد استفادهٔ آن‌ها نتایج متفاوتی را گزارش کرده‌اند. بنابراین، لازم است رابطهٔ علّی بین رشد پول و تورم در هر کشور به طور جداگانه بررسی شود. دوم این که بیشتر مطالعات رابطهٔ یادشده را خطی دیده و با استفاده از مدل‌های خطی آن را بررسی کرده اند. به ویژه در ایران، مطالعه‌ای که این رابطه را به صورت غیرخطی بررسی کرده باشد دیده نشد.

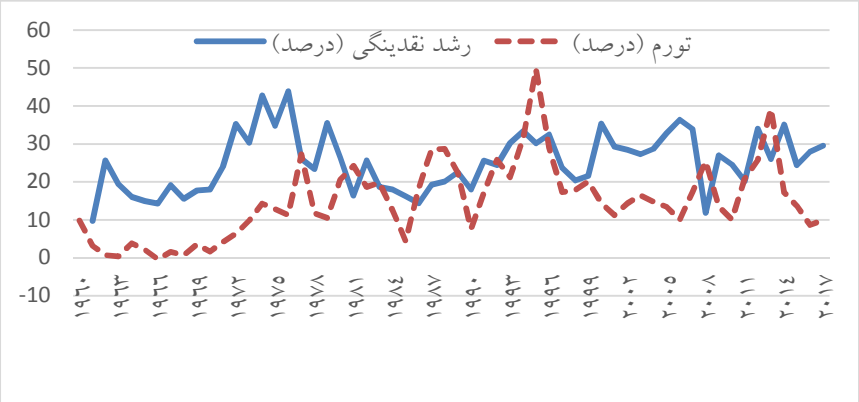
همانطور که گفته شد، لازم است دیدگاه همیلتون (۱۹۹٤ب) مبنی بر اینکه رفتار بسیاری از سری‌های زمانی با توجه به شرایط زمانی متفاوت است و عوامل مختلفی می

توانند رژیم‌ها یا شرایط متفاوتی را برای متغیرها ایجاد کنند، در نظر گرفته شود. اقتصاد ایران در شش دههٔ گذشته، شرایط اقتصادی متفاوتی را تجربه کرده است. در بخش بعدی توضیح داده می‌شود که دو متغیر تورم و رشد نقدینگی نیز دوران پر فرازونشیبی را طی کرده‌اند. به همین دلیل ضروری است که در بررسی رابطهٔ علّی بین رشد عرضهٔ پول و تورم در اقتصاد ایران این وضعیت‌های متفاوت ملاحظه شود.

٤. بررسی تجربی علیت غیرخطی بین نقدینگی و تورم در ایران

پیش از بررسی رابطهٔ میان تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران، نگاهی به روند داده‌های این دو متغیر مفید خواهد بود. شایان ذکر است که برای این مطالعه از داده‌های سری زمانی سالانهٔ نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی برای دوره زمانی ۱۹٦۱ تا ۲۰۱۷ استفاده می‌شود[۲].

همانطور که در نمودار (۱) پیداست، در دورهٔ ۱۹٦۳ تا ۱۹۷۳ نرخ تورم در ایران زیر ۱۰ درصد و در دوره‌ای ۷ ساله حتی زیر ٤ درصد بوده است. این دوره با رشد اقتصادی بالا در ایران مقارن بود. ولی در همین دوران رشد نقدینگی کم و بیش متناسب با رشد اقتصادی، پیرامون ۲۰ درصد در نوسان بوده است. در دورهٔ نفتی دههٔ ۱۹۷۰ تورم و رشد نقدینگی، هر دو نرخ‌های بالاتری نسبت به دههٔ قبلی را تجربه کردند. به هر حال، افزایش شدید قیمت نفت و تزریق درامدهای نفتی به اقتصاد، موجبات رشد پایهٔ پولی و نقدینگی و تورم بیشتر را فراهم آورد. در دههٔ ۱۹۸۰ و نیمهٔ نخست دههٔ ۱۹۹۰ در نتیجهٔ پیامدهای اقتصادی پس از انقلاب و جنگ، تورم بسیار پر نوسان و عمدتاً دو رقمی بود. در سال ۱۹۹۵ در نتیجهٔ یکسان‌سازی نرخ ارز و سیاست‌های [به اصطلاح] تعدیل، تورم به مرز ۵۰ درصد نیز رسید. متوسط رشد نقدینگی در این دوره به حدود ۲۵ درصد رسید. دورهٔ ده‌سالهٔ ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ دوره‌ای نسبتاً آرامتر برای تورم، ولی با رشد نقدینگی بالاتر (و نیز رشد اقتصادی کمی بالاتر نسبت به دوره‌های قبل و بعد) بود. دورهٔ تورمی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵ همزمان با دوران تنش‌های سیاسی و تحریم‌های بین‌المللی علیه کشورمان بود.



نمودار ۱. نرخ‌های تورم و رشد نقدینگی در ایران

منبع: **World Bank, World Development Indicators (2020)**

۱.۴ روش‌شناسی تحقیق

الف) مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR)

برای مدل‌سازی تغییر رژیم، روش‌های مختلفی وجود دارد، از جمله الگوی خودرگرسیون با انتقال ملایم (Smooth Transition Autoregressive Model (STAR))، الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای (Threshold Autoregressive Model (TAR)) و الگوی ماکوف سوئیچینگ. مزیت الگوی اخیر نسبت به دو الگوی دیگر آن است که تغییر رژیم در الگوی مارکف سوئیچینگ به طور درونزا تعیین می‌شود، اما در دو الگوی دیگر، ازپیش تعیین شده است (دسچامپس (Deschamps)، ۲۰۰۸)[۳]. مدل مارکوف سوئیچینگ اولین بار توسط کوانت (Quandt) (۱۹۷۲) و کوانت و گلدفلد (Goldfeld) (۱۹۷۳) معرفی و سپس توسط همیلتون (Hamilton) (۱۹۸۹) برای استخراج ادوار تجاری توسعه داده شد (نظری و همکاران، ۱۳۹۶).

اکنون به منظور مدل‌سازی تغییر رژیم در رابطهٔ میان رشد پول و تورم از الگوی MS-VAR استفاده می‌کنیم. ایدهٔ اصلی این روش این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (s_t) بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط

به آن را به دست آورد. برای یک رژیم مشخص s_t، سری‌زمانی قابل مشاهدهٔ y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد (فلاحی، ۱۳۹۳):

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \ldots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \qquad (۱)$$

که در آن، $\nu(s_t)$ نشانگر عرض از مبدأ یا میانگین متغیر بوده و $u_t \approx NID\{0, \sum(s_t)\}$ می‌باشد که هر دوی آن‌ها می‌تواند از رژیمی به رژیم دیگر تغییر کند. با توجه به اینکه متغیر رژیم قابل مشاهده نیست، برای تکمیل فرایند ایجاد داده‌ها (Data Generating Process) (DGP) لازم است که نحوه تغییر در رژیم (s_t) شناخته شود. در مدل MS فرض می‌شود s_t به وسیله زنجیرهٔ مرتبهٔ اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

$$\Pr\left[s_t \middle| \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}\right] = \Pr\{s_t | s_{t-1}; \rho\} \qquad (۲)$$

که در آن، ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌ها می‌باشد. احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را می‌توان به صورت زیر به دست آورد:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \ldots, N\} \qquad (۳)$$

که در واقع توزیع احتمال متغیر s_t را نشان می‌دهد. با در کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس N*N ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که هر عنصر آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد، $\sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1$ و $0 \le p_{ij} \le 1$ است.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & & p_{N2} \\ & \cdots & & \\ p_{1N} & p_{2N} & & p_{NN} \end{bmatrix}$$

عناصر موجود در این ماتریس را احتمالات شرطی می‌نامند چون هر کدام از آن‌ها احتمال انتقال به رژیم خاص در دورهٔ بعد را مشروط به وضعیت متغیر مورد بررسی در

دورهٔ کنونی بیان می‌کند. در گام بعد و در حالت عمومی، اگر مدل VAR(p) تعدیل شده (بافرض تغییر در میانگین) را در قالب رهیافت مارکوف ــ سوئیچینگ مدل سازی کنیم خواهیم داشت:

(٤)

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)((y_{t-1} - \mu(s_{t-1}))+\ldots+A_p(s_t)((y_{t-p}) - \mu(s_{t-p})) + u_t$$

که در آن $u_t \approx NID(0,\sum(s_t))$ ، $\mu(s_t)$ ، $A_1(s_t),\ldots, A_p(s_t)$ ، $\sum(s_t)$ پارامترهای تابع انتقال هستند که به رژیم تشخیص داده شده s_t وابسته می‌باشند:

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & if \quad s_t = 1 \\ \ldots. & \\ \mu_N & if \quad s_t = N \end{cases} \qquad (٥)$$

در کارهای تجربی، مشابه رابطهٔ (٤) می‌توان روابط دیگری را لحاظ کرد که در آن‌ها پارامترهای تغییر رژیم فاکتورهای دیگری نظیر عرض از مبدأ، پارامترهای خودهمبستگی و یا واریانس باشد. بنابراین می‌توان حالت‌های مختلفی از مدل MS-VAR را لحاظ نمود و از بین آن‌ها، بر اساس یک تئوری قوی و یا مقادیر توابع جریمه، الگوی بهینه را از بین الگوهای ارائه شده در جدول (۱) انتخاب نمود (کرولزیگ (Krolzig)، ۱۹۹۸: ٦؛ فلاحی، ۲۰۱۱).

جدول ۱. مدل‌های MS-VAR

		MSM	MSI specification		
		μ varing	μ invariant	ν varing	ν invariant
A_j invariant	$\sum$ invariant	MSM–VAR	linear MVAR	MSI–VAR	linear VAR
	$\sum$ varing	MSMH–VAR	MSH–MVAR	MSIH–VAR	MSH–VAR
A_j varing	$\sum$ invariant	MSMA–VAR	MSA–MVAR	MSIA–VAR	MSA–VAR
	$\sum$ varing	MSMAH–VAR	MSAH–MVAR	MSIAH–VAR	MSAH–VAR
M: Markov-switching mean I: Markov-switching intercepts term A: Markov-switching autoregressive parameters H: Markov-switching heteroskedastic					

ب) آزمون علیت گرنجر در مدل‌های MS

بررسی رابطهٔ علیت بین دو متغیر نرخ رشد نقدینگی (BM) و تورم (INF) در قالب آزمون علیت گرنجر مارکوف سوئیچینگ (Granger Causality Markov-Switching) این امکان را فراهم می سازد که رابطهٔ علیت بین این متغیرها به رژیم بستگی پیدا کرده و متغیر باشد. لذا در این مدل ها فرض ثابت بودن رابطهٔ علیت بین متغیرها وجود نخواهد داشت. بر این اساس و در چارچوب مدل MS-VAR خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} BM_t \\ INF_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1,st} \\ \mu_{2,st} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{q} \begin{bmatrix} \phi_{11,st}^{(k)} & \phi_{12,st}^{(k)} \\ \phi_{21,st}^{(k)} & \phi_{22,st}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BM_{t-k} \\ INF_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \qquad (٦)$$

در ساختار این الگو، BM (INF) علیت گرنجر INF (BM) است اگر فرضیه صفر ($H_0 : \phi_{21}^{(k)} = 0$) قابل رد باشد (بیلدیریسی (Bildirici)، ۲۰۱۲: ٦).

۲.۴ آزمون‌ها و تخمین‌ها

با توجه به ضرورت پایا بودن متغیرها، قبل از بررسی رابطهٔ علّی غیرخطی بین نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ، پایایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های فیلیپس ـ پرون (Phillips-Perron) (PP) و الیوت ـ روزنبرگ ـ استاک DF-GLS (Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS) (ERS DF-GLS) مورد آزمون قرار گرفته که نتایج در قالب جدول شمارهٔ یک ارائه شده است. بر اساس نتایج گزارش شده در جدول (۲) مقدار قدر مطلق آمارهٔ t محاسباتی آزمون ERS DF-GLS و t تعدیل شده آزمون فیلیپس ـ پرون (PP) از قدر مطلق مقادیر بحرانی گزارش شده بزرگتر بوده، بنابراین فرضیه صفر این آزمون‌ها مبنی بر وجود ریشه واحد مورد پذیرش نخواهد بود. بر این اساس و حسب پایا بودن متغیرهای تحت بررسی، استفاده از مقادیر سطح این متغیرها جهت بررسی رابطهٔ علّی بین این دو متغیر در قالب رهیافت مارکوف سوئیچینگ بلامانع خواهد بود.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ محاسباتی		مقدار بحرانی در سطح اعتماد ۹۵٪
	نرخ تورم	نرخ رشد نقدینگی	
PP	-۳/۵۵۰	-۵/۰۱٤	-۳/٤۹۲
ERS DF-GLS	-۳/۷۰۳	-٤/۳۰۷	-۳/۱۷۱

مأخذ: محاسبات تحقیق.

در گام بعد و با توجه به پایا بودن متغیرها، به تعیین وقفه بهینه برای الگوی خود رگرسیون برداری(VAR) با استفاده از معیارهای شوارتز (SC) (Schwarz Information Criterion) ، هانان کوئین (HQ) (Hannan-Quinn Information Criterion) و آکائیک (AIC) (Akaike Information Criterion) پرداخته می‌شود. بر اساس نتایج گزارش شده در جدول(۳) و بر اساس هر سه معیار اطلاعاتی، وقفه بهینه برای متغیرها یک انتخاب می‌شود.

جدول ۳. وقفهٔ بهینه با استفاده از توابع جریمه

تعداد وقفه	هانان کوئین (HQ)	شوارتز (SC)	آکائیک (AIC)
۰	۱٤/۲۹	۱٤/۳٤	۱٤/۲٦
۱	۱۳/٦۵*	۱۳/۷۹*	۱۳/۵۷*
۲	۱۳/۷٤	۱۳/۹۷	۱۳/۵۹
۳	۱۳/۸۰	۱٤/۱۳	۱۳/٦۰
۴	۱۳/۹۹	۱٤/٤۱	۱۳/۸۳

مأخذ: محاسبات تحقیق.

در مرحلهٔ بعد تعداد بهینه رژیم در مدل MS مورد استفاده باید تعیین گردد. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیهٔ صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر باعث می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ (Krolzig)، ۱۹۹۷: ۱٤٤). به همین دلیل در این تحقیق با توجه به کوتاه بودن دورهٔ سری زمانی، الگوهای MSIA-VAR و MSIAH-VAR با توجه به ساختار ۲ و ۳ رژیمی برآورد شدند و بر اساس معیارهای شوارتز (SC) و آکائیک (AIC) مورد مقایسه قرارگرفته و نهایتاً الگوی MSAH(3)-VAR(1) به عنوان الگوی بهینه انتخاب شد. در

این الگو تمام پارامترها شامل ضرایب متغیرها با وقفه‌های مختلف و واریانس الگو (به جز عرض از مبدأ) به رژیم وابسته هستند.

نتایج برآورد الگوی MSAH(3)-VAR(1) به همراه آزمون‌های ارزیابی الگوی برآورد شده در جدول (٤) ارائه شده است. بر اساس ارزش احتمال آمارهٔ دیویس (Davies) و آنگ و بکارت (Ang and Bekaert) فرضیه صفر آزمون LR مبنی بر خطی بودن رفتار متغیرها ردشده و غیرخطی بودن رابطهٔ بین متغیرهای نرخ تورم (INF) و نرخ رشد نقدینگی (BM) تایید می‌شود. همچنین احتمال بقا در رژیم‌ها بر اساس ارزش احتمال‌های گزارش شده برای رژیم‌های ۰، ۱ و ۲ به ترتیب ۰/۹۱۷، ۰/۸۱۸ و ۰/۷۰٤ می‌باشد. این نشان می‌دهد اگر سیستم وارد هر یک از رژیم‌های ۰، ۱ و ۲ شود احتمال برگشت آن از این رژیم‌ها به‌ترتیب ۰/۰۸۳، ۰/۱۸۲ و ۰/۲۹٦ می‌باشد که نشان می‌دهد احتمال ماندگاری در رژیم‌ها، به‌ویژه در رژیم ۰ بالا می‌باشد. همچنین و بر اساس ارزش احتمال آمار کای دو (Chi^2) آزمون‌های نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خطای خود همبستگی و ارزش احتمال آمارهٔ F آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. بنابراین و مطابق آزمون‌های ارزیابی، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی MSAH(3)-VAR(1)

	رژیم ۰		رژیم ۱		رژیم ۲	
	BM	INF	BM	INF	BM	INF
عرض از مبدأ	۲٤/۹۱***	−۲/٦۱	۲٤/۹۱***	−۲/٦۱	۲٤/۹۱***	−۲/٦۱
BM_1	۰/۲۰**	۰/۳۸***	−۰/٥٤***	۰/۳٥*	−۰/۲۸**	۰/۲۲
INF_1	−۰/۰۳	۰/۳٤***	۰/۲۷***	۰/٦٥***	۰/٥۲***	۱/۲۰***
P_{00}	۰/۹۱۷					
P_{11}	۰/۸۱۸					
P_{22}	۰/۷۰٤					
Log-Likelihood (LR)	−۳٤۲/٥٥٦					
AIC	۱۳/۱۹۸					
SC	۱٤/۱۷٥					
ارزش احتمال آماره Davies	۰/۰۰۰۱***					
ارزش احتمال آماره	۰/۰۰٥***					

Ang and Bekaert	
آزمون‌های ارزیابی	Vector Normality Test: Chi^2(4) = 3.0981 [0.5415] Vector ARCH 1-1 Test: F (4,50) = 1.3599 [0.2612] Vector Portmanteau (7): Chi^2(28) = 27.582 [0.4867]

*** معناداری در سطح اعتماد ۹۰، ** معناداری در سطح اعتماد ۹۵ و *** معناداری در سطح اعتماد ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.**

مأخذ: محاسبات تحقیق

در گام بعد و در قالب ساختار MSAH(3)-VAR(1) و بر اساس رویکرد علیت گرنجر رابطهٔ علّی بین نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی در رژیم‌های مختلف مورد بررسی قرارگرفته است، که نتایج در قالب جدول شمارهٔ (۵) گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون علیت گرنجر در قالب ساختار غیرخطی MSAH(3)-VAR(1)

رژیم	علیت تورم به نقدینگی	علیت نقدینگی به تورم
	مقدار و سطح احتمال آماره Chi^2	
رژیم صفر	۰/۰۶۲۵۲۳ (۰/۸۰۲۵)	**۱۴/۳۶۸۶ (۰/۰۰۰۲)**
رژیم یک	۳۱/۵۰۴۷ (۰/۰۰۰۰)	**۲/۸۴۹۶۴ (۰/۰۹۱۴)**
رژیم دو	۱۳/۴۶۵۷ (۰/۰۰۰۲)	**۱/۱۰۹۰۸ (۰/۲۹۲۳)**

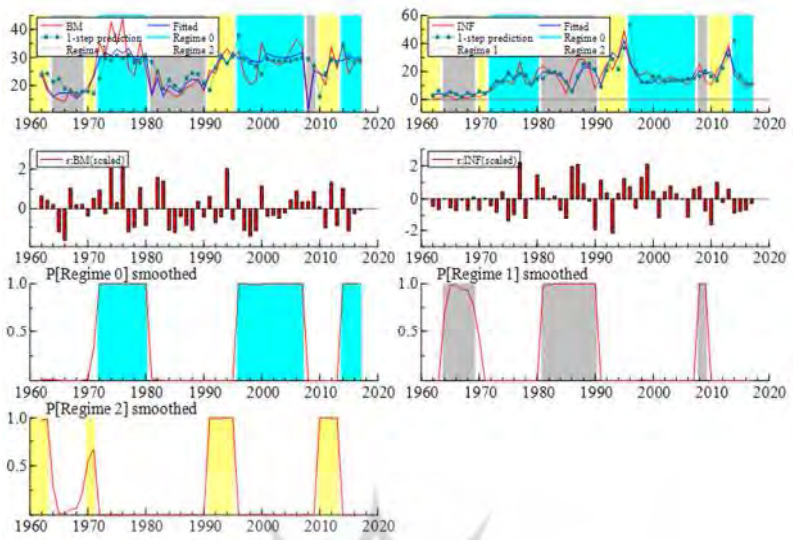
مأخذ: محاسبات تحقیق.

قبل از تفسیر نتایج آزمون علیت در رژیم‌های مختلف، با استفاده از خروجی‌های حاصل از برآورد الگو، به شناسایی سال‌های مربوط به رژیم‌های مختلف پرداخته و وضعیت متغیرهای نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی را در هر یک از این رژیم‌ها مورد بررسی قرار می‌دهیم. بر اساس نمودار (۲) که خروجی حاصل از برآورد الگوی MSAH(3)-VAR(1) را نشان می‌دهد، رژیم صفر شامل سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۷۲، ۲۰۰۷-۱۹۹۶ و ۲۰۱۷-۲۰۱۴؛ رژیم یک شامل سال‌های ۱۹۶۹-۱۹۶۴، ۱۹۹۰-۱۹۸۱ و ۲۰۰۹-۲۰۰۸ و رژیم دو شامل سال‌های ۱۹۶۳-۱۹۶۲، ۱۹۷۱-۱۹۷۰، ۱۹۹۵-۱۹۹۱ و ۲۰۱۳-۲۰۱۰ می‌باشد. لازم‌به‌ذکر است متوسط نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی در رژیم صفر به ترتیب ۱۴/۸۲ و ۳۰/۶۳، در رژیم یک به ترتیب ۱۳/۰۹ و ۱۸/۲۱ و در رژیم دو به ترتیب ۲۲/۴۶ و ۲۴/۶۵ درصد می‌باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون رابطهٔ غیر خطی بین تورم و رشد نقدینگی در ایران، مندرج در جداول (٤) و (٥) و وضعیت متغیرهای تورم و نرخ رشد نقدینگی در رژیم‌های مختلف نکات زیر قابل استنباط می‌باشد:

- در رژیم صفر که رشد نقدینگی به صورت محسوسی بزرگتر از نرخ تورم بوده (متوسط نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی به ترتیب ١٤/٨٢ و ٣٠/٦٣ درصد)، علیت یک‌طرفه از رشد نقدینگی به تورم وجود دارد. به عبارت دیگر در سال‌هایی که نقدینگی رشد قابل ملاحظه و بالایی داشته، رشد نقدینگی بر اساس نتایج گزارش شده در جدول (٤) اثر مثبت و معناداری بر تورم داشته و این رابطه یک‌طرفه بوده‌است.
- در رژیم یک که رشد نقدینگی و تورم، هر دو، نرخ‌های ملایم‌تری را تجربه کرده‌اند (متوسط نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی به ترتیب ١٣/٠٩ و ١٨/٢١)، یک علیت دوطرفه بین این دو متغیر وجود داشته است.
- در رژیم دو که نرخ تورم بالاست و میانگین آن به میانگین رشد نقدینگی نزدیک است (متوسط نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی به ترتیب ٢٢/٤٦ و ٢٤/٦٥ درصد)، یک علیت یک طرفه از تورم به رشد نقدینگی وجود داشته است. یعنی تورم اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد نقدینگی داشته و این رابطه یک‌طرفه بوده‌است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۲. سال‌های مربوط به رژیم‌های ۰، ۱ و ۲ بر اساس نتایج برآورد الگوی MSAH(3)-VAR(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله به لحاظ نظری دیده شد که مسئلهٔ علیت میان پول و تورم در میان مکاتب و دیدگاه‌های اقتصادی بسیار پر مجادله است. در رویکرد متعارف کلاسیکی تورم منحصراً ناشی از رشد عرضهٔ پول است و از این رو، کنترل تورم و ثبات بلندمدت سطح عمومی قیمت‌ها در گروی کنترل رشد پول و سیاست ثابت نگهداشتن نرخ رشد پول در حد نرخ رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی است. دیدگاه‌های پساکینزی با ملاحظهٔ تجربهٔ ناموفق ایالات متحدهٔ آمریکا در دستیابی به هدف‌های رشد پول و نرخ‌های تورم هدف‌گیری شده در دههٔ ۱۹۸۰، به این دیدگاه رسیدند که بین رشد پول و تورم همبستگی وجود ندارد. در نظریهٔ پولی مدرن نیز برخی از نظریه‌پردازان این ادعا را رد کردند که رشد عرضهٔ پول سریعتر از رشد محصول باعث کاهش ارزش پول و تورم می‌شود.

سپس تلاش شد تا به منظور درک رابطهٔ میان پول و تورم در ایران، آزمونی تجربی صورت پذیرد. در اقتصاد ایران این گمان وجود دارد که در سال‌های با تورم بالا، علیت معکوس، یعنی علیت از تورم به پول، در بی‌ثبات کردن پویایی‌های پایهٔ پولی و

نقـدینگی نقـش قابـل ملاحظـه داشـته باشـد. از ایـن رو در راسـتای بررسـی چرایـی رشدهای شتابان و مستمر نقدینگی و بررسی ساز و کارها و پویایی‌های روند آن، لازم اسـت تا این مسئلهٔ مهم بررسی شـود. در بررسـی علیـت میـان پـول و تـورم، غیرخطـی بـودن و ثابـت نبـودن جهـت علّیـت در کـل دوره بـا اسـتفاده از رهیافـت مـارکوف سـوئیچینگ درنظرگرفته‌شد. این روش نشان می‌دهد کـه علیـت بـین رشـد پـول و تـورم در دوره‌هـای متفاوت اقتصاد ایران با میانگین‌های متفاوت نرخ تورم و رشد نقدینگی چگونه است.

یافته‌های این بررسی نشان داد که در رژیم صفر که رشد نقدینگی به صورت محسوسـی بزرگتر از نرخ تورم بوده، علیت یک‌طرفه از نقدینگی به تورم وجود دارد. در رژیم یـک کـه رشد نقدینگی و تورم، هر دو، نرخ‌های ملایم‌تری را تجربه کـرده‌انـد، علیـت دو طرفـه بـین این دو متغیر وجود داشته است. در رژیم دو که نرخ تورم به صورت محسوسی بـالا اسـت، علیت یک طرفه از تورم به رشد نقدینگی وجود دارد.

براساس یافته‌های این پژوهش، می‌توان گفت که اولاً رابطهٔ مثبت و معنی‌دار میـان رشـد نقدینگی و تورم، که در اغلب نظریات پیشین مطرح شده است، مورد تأکید قـرار مـی‌گیـرد. ثانیاً، در دوره‌های مختلف، هر کدام از دو متغیر یادشده که نرخ‌هـای بـه طـور نسـبی بـالایی داشته است، علت متغیر دیگر بوده و تـأثیر قابـل ملاحظـه‌ای بـر افـزایش آن داشـته اسـت. به دیگر سخن، در سال‌های با تـورم بـالا، علیـت معکـوس، مـی‌توانـد در بـی‌ثبـات کـردن پویایی‌های نقدینگی نقش قابل ملاحظه داشته باشد.

از این رو، در راستای اجرای سیاست‌هایی بـرای کـاهش تـورم، مـی‌تـوان ایـن توصـیهٔ سیاستی را بیان نمود که اولاً رشد نقدینگی باید مورد کنترل قرار گیرد و ثانیاً در سال‌هـای بـا تورم بالا مانند دو سال اخیر، علاوه بر سیاست مذکور، عوامل دیگـر مـؤثر بـر تـورم کـه در مطالعات متعددی دریافت شده اسـت، کنتـرل شـود تـا از بازتولیـد رشـد نقـدینگی توسـط تورم بالا، یا همان علّیت معکوس جلوگیری شود.

پی‌نوشت‌ها

۱. این عدم همبستگی میان رشد پول و تورم در ایـالات متحـده ممکـن اسـت تـا حـدی ناشـی از جهانروایی دلار آمریکا باشد که در جای خود نیازمند بررسی است.

2. World Bank, World Development Indicators (2020), Last Updated: 03/19/2021

۳. برای مطالعهٔ مدل مارکوف سوئیچینگ می‌توان از منابعی مانند همیلتون (۱۹۹٤) و کرولزیگ (۱۹۹۷) استفاده کرد. برخی از مقالاتی که از این روش استفاده کرده‌اند مانند فلاحی (۱۳۹۳ و ۲۰۱۱) و نظری و همکاران (۱۳۹٦) نیز برای مطالعه مفید است.

کتاب‌نامه

التجائی، ابراهیم (۱۳۹٤). تحلیلی تاریخی از تعاریف انباشت‌های پولی در ارتباط با نوآوری‌های مالی. *فصل‌نامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال سوم، شمارهٔ ۱۲، صفحات ۷-۳٦.

جعفری صمیمی، احمد، طهرانچیان، امیرمنصور و قادری، سامان (۱۳۹۵). اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم در ایران: رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۱۷، ۱-۲۵.

حسینی‌پور، سیدمحمدرضا (۱۳۹۷). بررسی روابط علت و معلولی کسری بودجه، عرضهٔ پول و نرخ تورم در ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، دورهٔ ٦، شمارهٔ ۲۱، ۹۳-۱۰۹.

دهقانی، علی، احیایی، معصومه و صفوی، بیژن (۱۳۹٦). بررسی رابطهٔ بین کسری بودجه، تورم و عرضهٔ پول در ایران. *پژوهش‌نامهٔ اقتصاد و کسب و کار*، سال ۸، شمارهٔ ۱٤، ۳۱-٤۱.

عمادزاده، مصطفی، صمدی، سعید و حافظی، بهار (۱۳۸٤). بررسی عوامل (پولی و غیرپولی) موثر بر تورم در ایران (۱۳۸۲-۱۳۳۸). *پژوهش‌نامهٔ علوم انسانی و اجتماعی*، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۱۹ (ویژهٔ اقتصاد)، ۳۳-۵۲.

فلاحی، فیروز (۱۳۹۳). علیت مارکوف سوئیچینگ و رابطهٔ تولید و پول در ایران. *فصل‌نامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال ۳، شمارهٔ ۱۱، ۱۰۷-۱۲۸.

کاکویی، نصیبه و نقدی، یزدان (۱۳۹۳). رابطهٔ پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل P*. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، دورهٔ ۱٤، شمارهٔ ۲، ۱۳۵-۱۵٦.

گریسون، راجر (۲۰۰۱). *زمان و پول*. ترجمهٔ محمد جوادی و امیررضا عبدلی (۱۳۹۷). تهران، دنیای اقتصاد.

مصطفوی، مهدی (۱۳۸٦). بررسی رابطهٔ علی پول و تورم در اقتصاد ایران. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، دورهٔ ٤، شمارهٔ ۳، ۳-۱۷.

مهرآرا، محسن و فاطمی، سید محمد حسین (۱۳۹٦). تبیین الگوی هشدار اولیهٔ تورم با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکف. *فصلنامهٔ مدلسازی اقتصادی*، دورهٔ ۱۱، شمارهٔ ۱، ۱-۲۲.

نظری، روح‌الله، خداپرست مشهدی، مهدی و سیفی، احمد (۱۳۹٦). تحلیل رفتار ایران در سازمان اوپک: کاربردی از مدل‌های ماکوف سوئیچینگ. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، دورهٔ ۱۷، شمارهٔ ۲، ۱٤۵-۱۷۵.

هژبرکیانی، کامبیز و رحمانی، ایرج (۱۳۷۹). بررسی رابطهٔ بین حجم پول، تورم‌های بالا و مالیات تـورمی در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دورهٔ ۳، شمارهٔ ۷، ٤١-٦٥.

هولت، ریچارد پی.اف. و استیون پرسـمن (۲۰۰۱). *راهنمـای اقتصـاد پسـاکینزی*. ترجمـهٔ مهـدی تقـوی (۱۳۹۷). تهران، دانشگاه علامه طباطبائی.

Aghevli, B. B., & Khan, M. S. (1978). Government deficits and the inflationary process in developing countries. *Staff Papers*, *25*(3), 383-416.

Alavirad, A., & Athawale, S. (2005). The impact of the budget deficit on inflation in the Islamic Republic of Iran. *OPEC review, 29*(1), 37-49.

Amisano, G., & Colavecchio, R. (2013). Money Growth and Inflation: Evidence from a Markov Switching Bayesian VAR. Hamburg University, *Department Wirtschaft und Politik Macroeconomics and Finance Series Discussion Paper, 4*.

Atrkar Roshan, S. A. R. (2014). Inflation and Money supply growth in Iran: Empirical evidences from cointegration and causality. *Iranian Economic Review, 18*(1), 131-152.

Benderly, J., & Zwick, B. (1985). Money, unemployment and inflation. *The Review of Economics and Statistics, 67*, 139-143.

Bildirici, M. (2012). Economic growth and electricity consumption in Africa and ASIA: MS-VAR and MS-GRANGER causality analysis. Available at SSRN 2129017.

Cooray, A., & Khraief, N. (2019). Money Growth and Inflation: New Evidence from a Nonlinear and Asymmetric Analysis. *The Manchester School, 87*(4), 543-577.

Denbel, F. S., Ayen, Y. W., & Regasa, T. A. (2016). The relationship between inflation, money supply and economic growth in Ethiopia: Co integration and Causality Analysis. *International Journal of Scientific and Research Publications, 6*(1), 556-565.

Deschamps, P. J. (2008). Comparing smooth transition and Markov switching autoregressive models of US unemployment. *Journal of Applied Econometrics*, *23*(4), 435-462.

Fallahi, F. (2011). Causal relationship between energy consumption (EC) and GDP: a Markov-switching (MS) causality. *Energy*, *36*(7), 4165-4170.

Koyuncu, A. F. T. (2014). Causality network between budget deficit, money supply and inflation: An application to Turkey. *International Journal of Business and Social Science*, *5*(10), 225-235.

Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money*. New York: Macmillan.

Friedman, M. (1958). *The supply of money and changes in prices and output*. Reprinted in Friedman, M. *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Chicago: Aldine. 1969.

Friedman, M. & Schwartz, A. (1963). *The Monetary History of the United States, 1867–1960*. Princeton. NJ: Princeton University Press.

Göçmen, T. (2016). Causal Relationship Between Money and Inflation during a High Inflation Period: The Case of Turkey. *Journal of International Business and Economics*, *4*(2), 1-11.

Goldfeld, S., & Quandt, R. (1973). The estimation of structural shifts by switching regressions. In *Annals of Economic and Social Measurement, Volume 2, number 4* (pp. 475-485). NBER.

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.

Hamilton, J. D. (1994b). *Time series analysis*. Princeton university press.

Handa, J. (2009). *Monetary Economics*. 2nd Edition. New York: Routledge.

Hume, D. o*f Interest* (1752). Reprinted in The *Philosophical Works of David Hume*. 4 volumes. Boston: Little Brown. 1954.

Hume, D. o*f Money (1752). Reprinted in the Philosophical Works of David Hume*, 4 volumes. Boston: Little Brown. 1954.

Indalmanie, S. P. (2011). the Relationship between Money Supply and the rate of inflation: a causality approach to the study of the Jamaican economy, 1961-2006. Available at SSRN 2586254.

Jones, J. D., & Khilji, N. M. (1988). Money growth, inflation, and causality (Empirical Evidence for Pakistan, 1973—1985). *the Pakistan Development* Review, 27(1), 45-58.

Jones, J. D., & Uri, N. (1987). Money, inflation and casuality (another look at the empirical evidence for the USA, 1953–84). *Applied Economics*, *19*(5), 619-634.

Kesavarajah, M., & Amirthalingam, K. (2012, July). The nexus between money supply and inflation in Sri Lanka. In *Jaffna University International Research Conference* (Vol. 232).

Kiganda, E. O. (2014). Relationship between inflation and money supply in Kenya. *Journal of Social Economics*, *2(2)*, 63-83.

Korkmaz, S. (2018). The relationship between money supply, inflation and economic growth in Mediterranean countries. *Bandirma Onyedi Eylul University, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences*.

Krolzig, H. M. (1998). Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. Available for downloading through www.economics.ox.ac.uk/hendry/krolzig.

Krolzig, H. M. (2013). Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis (Vol. 454). Springer Science & Business Media.

Palley, T. I. (2015). Money, fiscal policy, and interest rates: A critique of Modern Monetary Theory. Review of Political Economy, 27(1), 1-23.

Pigou, A. C. (1917). The value of money. The Quarterly Journal of Economics, 32(1), 38-65.

Quandt, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. Journal of the American statistical association, 67(338), 306-310.

Sasongko, G., & Huruta, A. D. (2018). Monetary policy and the causality between inflation and money supply in Indonesia. Business: Theory and Practice, 19, 80-87.

Sultana, N., Koli, R., & Firoj, M. (2019). Causal relationship of money supply and inflation: A study of Bangladesh. Asian Economic and Financial Review, 9(1), 42-51.

Turnovsky, S. J., & Wohar, M. E. (1984). Monetarism and the aggregate economy: Some longer-run evidence. The Review of Economics and Statistics, 66, 619-629.

Éric, T., & Wray, L. R. (2013). Modern Money Theory 101: A Reply to Critics. Levy Economics Institute of Bard College (No. 778). Working Paper.

Wicksell, K. (1907). The Influence of the Rate of Interest on Prices Economic Journal XVII (1907), pp. 213-220. read before the Economic Section of the British Association, 1906. Economic Journal, 17, 213-220.

World Bank. (2020). World development indicators.

Zulkhibri, M. (2007). Causality link between money, output and prices in Malaysia: An empirical re-examination. Applied Econometrics and International Development, 7(1).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی