

تبیین الگوی هشدار اولیه تورم با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکف^۱

محسن مهرآرا*، سید محمدحسین فاطمی**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۷/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۲/۰۲

چکیده

این مقاله کاربردی از الگوهای وابسته به رژیم به منظور شناسایی عوامل عمده تعیین کننده تورم در ایران مبتنی بر داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۴:۴-۱۳۶۹:۱ است. بر این اساس، دو رژیم تورم بالا (با نرخ متوسط سالانه ۲۸ درصد) و تورم پایین (با نرخ متوسط سالانه ۱۲ درصد) شناسایی و علل انتقال رژیم بررسی شده است. نتایج نشانگر تاثیر برجسته رشد نقدینگی و شکاف تولید بر تورم در هر دو رژیم است. از سوی دیگر، اثر تورمی رشد نقدینگی در رژیم تورمی پایین به مراتب کمتر از رژیم تورمی بالا برآورد شد. نتایج حاکی از آن است که مدل مارکف، رشد نقدینگی و عدم تعادل بازار پول را به عنوان عوامل انتقال از رژیم تورم پایین به رژیم تورم بالا معرفی می‌کند؛ اما این متغیرها حاوی هیچ‌گونه دلالت معناداری درباره علت انتقال از رژیم تورم بالا به رژیم تورم پایین نیستند. بر اساس نتایج می‌توان این نکته را استنباط کرد که استفاده از سیاست‌های انبساطی پولی در شرایط تورم پایین می‌تواند اثرگذاری بیش‌تری بر تولید نسبت به شرایط تورم بالا داشته باشد.

طبقه‌بندی JEL: E31, C22, E52

واژگان کلیدی: تورم، تغییر رژیم مارکف، الگوی هشدار اولیه.

^۱ مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد سید محمد حسین فاطمی به راهنمایی دکتر محسن مهرآرا در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران است.

mmehrara@ut.ac.ir

m.hosseini@ut.ac.ir

* استاد اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی:

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

۱. مقدمه

تورم دو رقیمی در اقتصاد ایران همواره یکی از مشکلات مزمن اقتصاد در دهه‌های اخیر بوده است؛ به طوری که تورم تک رقیمی بیش‌تر یک استثنا به شمار می‌رود و تورم‌های دو رقیمی را می‌توان پدیده‌ای ماندگار در اقتصاد ایران تلقی کرد. بسیاری از مطالعات، نقش پول در تورم ایران را بیش از سایر متغیرها برجسته کرده‌اند. از آن جمله می‌توان به مطالعه طیبیان و سوری (۱۳۷۵)، طیب‌نیا و تقی ملایی (۱۳۸۹) و لیو و آددجی^۱ (۲۰۰۰) اشاره کرد. بوناتو^۲ (۲۰۰۷) عمده‌ترین علت ماندگاری تورم دو رقیمی در ایران را مشکلات دست‌یابی به اهداف پولی می‌داند.

در این پژوهش برای مدل‌سازی تورم از رویکرد مبتنی بر رژیم استفاده شده است. به این صورت که دو رژیم تورم پایین و تورم بالا شناسایی و ویژگی‌های هر یک مورد بررسی قرار می‌گیرد. به طور کلی، رویکرد رژیمی امکان تبیین دقیق‌تری از علل تورم در شرایط متفاوت را فراهم می‌کند. به عنوان مثال، بناتی^۳ (۲۰۰۸) به این نتیجه رسید رژیم‌های تورم پایین از نظر میانگین و ماندگاری، ویژگی‌های بسیار متفاوتی از رژیم‌های تورم بالا دارند (آمیسانو و فاگان^۴، ۲۰۱۳).

هدف مهم دیگر این مقاله، شناسایی عواملی است که تغییر رژیم از تورم پایین به تورم بالا را سبب می‌شوند. اگر متغیری شناسایی شود که قادر باشد رژیم تورمی پایین را به رژیم تورمی بالا منتقل کند، آنگاه می‌توان از آن به عنوان شاخصی برای هشدار دوره تورم بالا استفاده نمود. برای دست‌یابی به این هدف، بخش دوم به مرور ادبیات تورم در اقتصاد کلان، بخش سوم به بررسی مطالعات پیشین و بخش چهارم به روش‌شناسی و ارائه نتایج و بخش پنجم به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص یافته است.

¹ Liu, O. and Adedeji, Olumuyiwa S.

² Bonato, L.

³ Benati, L.

⁴ Amisano, G. & Fagan, G.

۲. مروری بر ادبیات^۱

یکی از علل پیدایش تورم، بیش‌تر شدن تقاضای کل از عرضه کل است که تورم‌کشش تقاضا نامیده می‌شود؛ در این‌باره استدلال پول‌گرایان این است که سیاست انبساطی پولی شرط لازم و کافی برای آسان کردن و آماده کردن این فرآیند خواهد بود؛ این در حالی است که کینزی‌ها در ضمن اینکه حالت سیاست پولی را که مورد نظر پول‌گرایان است، می‌پذیرند؛ ولی معتقدند سیاست انبساطی شرط لازم و نه کافی محسوب می‌شود (گرجی، ۱۳۹۱). طبق استدلال آنها فشار از جانب تقاضا می‌تواند علت عمده تورم تلقی شود. از سوی دیگر، انتقال منحنی عرضه کل به سمت بالا و چپ می‌تواند عامل دیگری برای تورم باشد که تحت عنوان تورم فشار هزینه شناخته می‌شود. به طور کلی از آنجا که پول‌گرایان تورم را صرفاً پدیده‌ای پولی می‌دانند و افزایش در عرضه پول را منبع ایجاد تورم معرفی می‌کنند، از نظر آنها منابع تورم فشار هزینه قابل ملاحظه نیست؛ ضمناً دیدگاه تورم فشار هزینه در تضاد با دیدگاه‌های کینزی نیست (گرجی، ۱۳۹۱). در این میان نظریه سومی به نام نظریه ساختاری تورم وجود دارد که معتقد است که ریشه‌های بنیادین تورم در ساختار اقتصادی جامعه نهفته است (طیپ‌نیا، ۱۳۷۴).

از سوی دیگر، در سال‌های اخیر در کنار نظریات سنتی، مفاهیم نوینی برای تبیین علل تورم در حوزه اقتصاد کلان گسترش یافته‌اند که از آن جمله می‌توان به تأثیرات جهانی شدن بر تورم اشاره کرد. در برخی مطالعات مانند کار سیکارلی و موجون^۲ (۲۰۱۰) و تحقیق ممتاز و سوریکو^۳ (۲۰۱۲) فرضیه جهانی‌سازی^۴ برای تفسیر برخی واقعیات تجربی در مورد تورم مورد استفاده قرار گرفته و به شیوه رضایت‌بخشی تغییرات تورم را تبیین کرده است (بیانچی و سیولی،^۵ ۲۰۱۵).

در جدول (۱) برخی مطالعات انجام شده درباره تورم به همراه اهم نتایج آنها یاد شده است.

^۱ نظریات مربوط به تورم در اقتصاد کلان به طور مشروح در عمده کتب این حوزه (به عنوان مثال، گرجی، ۱۳۹۱) یافت می‌شوند؛ به همین جهت در این مطالعه به اختصار به آنها پرداخته شده است.

^۲ Ciccarelli & Mojon

^۳ Mumtaz & Surico

^۴ Globalization Hypothesis

^۵ Francesco Bianchi & Andrea Civelli

جدول ۱. خلاصه مطالعات

مطالعات خارجی		
آمیسانو و فاگان ^۱	موضوع/الگو	بررسی اثر رشد نقدینگی بر تورم در آمریکا، کانادا، آلمان، منطقه اروپا و انگلستان / تغییر رژیم مارکف.
(۲۰۱۳)	نتایج	تایید سیگنال‌های هشدار از سوی متغیر رشد نقدینگی برای رژیم تورم بالا.
برگر و استرولم ^۲	موضوع/الگو	آزمون علیت گرنجری تورم در منطقه اروپا / خود رگرسیون برداری بیزین.
(۲۰۰۸)	نتایج	پول علت گرنجری تورم است و این نتیجه نه تنها در بلندمدت بلکه در افق زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت نیز برقرار است.
ریکتس و رز ^۳	موضوع/الگو	بررسی تورم کشورهای G7 / تغییر رژیم مارکف.
	نتایج	برای کشورهای آمریکای شمالی رژیم تورم پایین در اوایل دهه ۱۹۶۰ و اوایل ۱۹۸۰ برای مدتی پایدار بوده است / رژیم تورم پایین در اواسط دهه ۱۹۸۰ در آمریکا مستقر شد، اما ادامه پیدا نکرد / ژاپن از حدود ۱۹۸۴ تاکنون یک رژیم تورم پایین کاملاً مستقر را تجربه کرده است / آلمان، فرانسه و انگلیس از اواسط دهه ۱۹۸۰ همگی در رژیم تورم متوسط بوده‌اند.
آیوسو، کامینسکی و لوپز-سالیدو ^۴	موضوع/الگو	بررسی روند تورم در اسپانیا / تغییر رژیم مارکف
(۲۰۰۳)	نتایج	میانگین و نوسانات تورم در میان رژیم‌ها به طور مثبت همبسته‌اند / سال ۱۹۷۸ انتقال از رژیم تورم بالا به رژیم تورم متوسط انجام شد / سال ۱۹۹۰ انتقال از رژیم تورم متوسط به رژیم تورم پایین روی داده است.
مطالعات مرتبط با تورم در اقتصاد ایران		
خضری و همکاران (۱۳۹۴)	موضوع/الگو	بررسی تعیین‌کننده‌های تورم در اقتصاد ایران / TVP-VAR
	نتایج	نااطمینانی کوتاه‌مدت، رشد نقدینگی و رشد مخارج دولت اثر مثبت و نیز رشد اقتصادی و نرخ بهره اثر منفی بر تورم دارند / افزایش شدید رشد نقدینگی با تغییر ترکیب تولید به سمت معاملات نامرتبط با GDP از یک طرف اثرات مثبت رشد نقدینگی بر تورم را کاهش داده و از سوی دیگر زمینه‌ساز کاهش رشد اقتصادی می‌گردد.

¹ Amisano, G. & Fagan, G

² Helge Berger & Par Osterholm

³ Ricketts, N., Rose, D.

⁴ Ayuso, J., Kaminsky, G.L., López-Salido, D.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱)	موضوع/الگو	بررسی عوامل تاثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران / سری زمانی غیرخطی (STR)
	نتایج	عمده‌ترین متغیر تاثیرگذار بر تورم در رژیم درآمد نفتی پایین، رشد نقدینگی است / شکاف تقاضا عمده‌ترین عامل تاثیرگذار بر تورم در رژیم درآمد نفت بالا است.
طیبنیا و تقی ملایی (۱۳۸۹)	موضوع	بررسی مولفه‌های اصلی تورم در ایران / هم‌انباشتگی و VECM
	نتایج	در بلندمدت مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده تورم در کشور، رشد بالای نقدینگی است / در کوتاه مدت نیز رشد حجم پول مهم‌ترین توضیح‌دهنده تورم است / رابطه علیت از سمت پول به تورم است.
بوناتو ^۱ (۲۰۰۷)	موضوع/الگو	بررسی عوامل تعیین‌کننده تورم در ایران / VECM
	نتایج	سیاست پولی در ایران در دست‌یابی به اهداف تورمی و پولی تعیین شده در برنامه‌های توسعه پنج ساله ناکام بوده است / علت اصلی ماندگاری تورم دو رقمی در ایران مشکلات دست‌یابی به اهداف پولی است.
لیو و آددجی ^۲ (۲۰۰۰)	موضوع/الگو	تحلیل مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده تورم در ایران / VECM
	نتایج	عرضه اضافی پول اثر معناداری بر تورم دارد/ بازار ارز اثر معناداری بر تورم ندارد.

منبع: گردآوری محققان

۳. روش تحقیق و برآورد مدل

۳-۱. مدل تغییر رژیم مارکف

رویکردی که برای توضیح این مدل به کار گرفته می‌شود عموماً برگرفته از کار همیلتون^۳ (۱۹۸۹ و ۱۹۹۰) است. برای توضیح ساده مدل خود رگرسیون مارکف (MS-AR) فرض می‌کنیم که متغیر y_t دارای فرآیند خود رگرسیون از مرتبه p به صورت زیر است:

$$y_t = c_{s_t} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,s_t} y_{t-i} + \varepsilon_{s_t} \quad ; \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

¹ Leo Bonato

² Olin Liu and Olumuyiwa S. Adedeji

³ Hamilton

که در آن S_t نشان‌دهنده نوع رژیم است که می‌تواند $1, 2, \dots, m$ (در صورتی که m رژیم ممکن داشته باشیم) را اختیار کند. از سوی دیگر، فرض بر این است که ما نمی‌توانیم S_t را به طور مستقیم مشاهده کنیم؛ اما، می‌توانیم عملکرد آن را از رفتار y_t مشاهده شده، استنتاج کنیم (همیلتون، ۲۰۰۵). طبق فرض، این متغیر از فرآیند مارکوف به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$P(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = P(S_t = j | S_{t-1} = i) = P_{ij} \quad (2)$$

طبق این رابطه احتمال اینکه در زمان t در رژیم j باشیم فقط به نوع رژیم در زمان $t-1$ بستگی دارد. P_{ij} احتمال انتقال از وضعیت i به j است و ماتریس انتقال^۱ نیز به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{pmatrix} ; \quad \sum_{j=1}^m p_{ij} = 1, \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (3)$$

۳-۱-۱. مدل‌های هشدار اولیه

احتمالات انتقال می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. متغیری که تغییرات آن باعث تغییر احتمالات انتقال می‌شود «شاخص هشدار اولیه»^۲ و این نوع از مدل‌های مارکوف را مدل‌های «هشدار اولیه»^۳ گویند. حالتی را در نظر می‌گیریم که در آن شاخص هشدار اولیه Z_{t-1} احتمالات انتقال را تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ یعنی خواهیم داشت:^۴
 $P(S_t = j | S_{t-1} = i, y_{t-1}, Z_{t-1})$. از آنجا که این احتمال می‌بایست بین صفر و یک قرار گیرد، دو گزینه مناسب برای مدل‌سازی آن، توابع لجستیک و پروبیت هستند. بر این اساس، برای احتمال قرار گرفتن در رژیم یک و با استفاده از تابع لجستیک داریم:

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = i, y_{t-1}, Z_{t-1}) = P_{i1,t} = G(\gamma_i Z_{t-1}) ; \quad G(\gamma_i Z_{t-1}) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma_i Z_{t-1}}} \quad (4)$$

که در آن Γ امین درایه بردار γ_i میزان حساسیت احتمال $P_{i1,t}$ را نسبت به Γ امین عنصر بردار شاخص هشدار Z_{t-1} اندازه‌گیری می‌کند. برای مثال در حالتی که بردار Z_{t-1} دارای دو

^۱ Transition Matrix

^۲ Early Warning Indicator (EW)

^۳ Early Warning Markov Switching

^۴ این نحوه بحث با الهام از کار آمیسانو و فاگان (۲۰۱۳) ارائه شده است.

عنصر شامل جزء ثابت و متغیر شاخص هشدار Z_{2t} است، مکانیزم فوق مستلزم چهار عنصر خواهد بود که در ماتریس $\Gamma_{2 \times 2}$ جای می‌گیرند. γ_{11} و γ_{12} به عنوان جزء ثابت وابسته به حالت^۱ و γ_{21} و γ_{22} به عنوان ضرایب شیب وابسته به حالت^۲ در نظر گرفته می‌شوند. به صورت ریاضی خواهیم داشت:

$$P_{i1,t} = \begin{pmatrix} P_{11,t} \\ P_{21,t} \end{pmatrix} = G \begin{pmatrix} \gamma_{11} + \gamma_{21} Z_{t-1} \\ \gamma_{12} + \gamma_{22} Z_{t-1} \end{pmatrix} \quad (5)$$

گفتنی است که مدل استاندارد تغییر رژیم مارکف با احتمال انتقال ثابت، حالت خاصی از این مدل کلی است که در آن درایه‌های γ_{21} و γ_{22} صفر هستند.

۲-۳. مجموعه داده‌ها

برای این تحقیق بازه زمانی از سال ۱۳۶۹ - ۱۳۹۴ در نظر گرفته شده و نیز تواتر فصلی داده‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. توضیحات مورد نیاز در خصوص برخی متغیرها بدین شرح است: **نقدینگی**: از آنجا که آشکار شدن علائم سیاست‌های پولی با وقفه همراه است و ما از تواتر فصلی داده‌ها استفاده می‌کنیم، لذا به پیروی از کار آمیسانو و فاگان (۲۰۱۳) صرفاً مقادیر با وقفه این متغیر در مدل‌ها لحاظ خواهد شد.

شکاف محصول: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ ابتدا به کمک فیلتر هدریک پرسکات^۳ به جزء روند و چرخه‌های تجاری تجزیه شده؛ آنگاه متغیر شکاف تولید (gap) به صورت انحراف مقدار حقیقی از روند، محاسبه می‌شود.

نرخ ارز: برای این متغیر از مقادیر نرخ ارز غیررسمی یا بازار آزاد استفاده شده است. **شاخص قیمت خارجی**: برای این متغیر از شاخص قیمت مصرف‌کننده ایالات متحده آمریکا استفاده شده است.

صادرات نفت خام: به دلیل مشکلات ناشی از تبدیل داده‌های دلاری به ریال با وجود نظام چند نرخ ارز، در این تحقیق از داده‌های صادرات نفت خام بر حسب دلار استفاده شده است. برای ساخت این متغیر، ابتدا میزان صادرات نفت خام بر حسب هزار بشکه در روز در

¹ State Dependent Intercepts

² State Dependent Slope Coefficients

³ Hodrick-Prescott Filter

قیمت دلاری هر بشکه ضرب شده و سپس ارزش حاصل توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده ایالات متحده به رقم حقیقی تبدیل شده است. گفتنی است رقم مورد استفاده برای هر بشکه نفت خام، میانگینی از قیمت نفت برنت، وست تگزاس اینترمدییت^۱ و نفت دبی^۲ است. افزایش درآمدهای نفتی با وقفه‌های زمانی وصول و با تبدیل دلارهای نفتی به ریال وارد بودجه شده و موجب افزایش نقدینگی و تورم می‌گردد. تمامی این مراحل با وقفه‌هایی همراه هستند؛ بنابراین، مقادیر با وقفه این متغیر در مدل‌ها ظاهر می‌شود.

خلاصه نتایج این قسمت و نیز نتایج آزمون مانایی متغیرها بر اساس آزمون دیکی فولر در جدول (۲) آورده شده است که به اختصار بیان می‌شود. گفتنی است در مورد متغیرهایی که دارای اثرات فصلی هستند، فصلی‌زدایی انجام شده است.

جدول ۲. متغیرهای الگو و نتیجه آزمون مانایی

متغیر	نماد	اثرات فصلی	نتیجه آزمون مانایی
لگاریتم CPI	p	ندارد	نامانا ؛ $I(1)$
لگاریتم نقدینگی	M	ندارد	نامانا ؛ $I(1)$
لگاریتم GDP حقیقی	y	دارد	نامانا ؛ $I(1)$
لگاریتم نرخ ارز	e	ندارد	نامانا ؛ $I(1)$
لگاریتم صادرات نفت	oe	ندارد	نامانا ؛ $I(1)$
لگاریتم CPI خارجی	p^f	ندارد	نامانا ؛ $I(1)$
تورم	dp	ندارد	مانا
رشد نقدینگی	dm	ندارد	مانا
رشد GDP	dy	ندارد	مانا
رشد نرخ ارز	de	ندارد	مانا
تورم خارجی	dp^f	ندارد	مانا
رشد صادرات نفت	doe	ندارد	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

¹ WTI

² Dubai Fetch

۳-۳. تخمین روابط بلندمدت

۳-۳-۱. تقاضای پول

در این مقاله به پیروی از کار لیو و آددجی^۱ (۲۰۰۰) تقاضای ترازهای حقیقی نقدینگی تابعی از درآمد حقیقی و درجه جانشینی دارایی در نظر گرفته می‌شود. هنگامی که ارزش پول ملی به هر دلیلی کاهش پیدا می‌کند، افراد برای اجتناب از زیان، ذخایر نقدینه خود را با دارایی‌هایی که بازدهی بالاتری دارند (که در اینجا ارزش خارجی در نظر گرفته شده) جایگزین می‌کنند و به این ترتیب تقاضای پول کاهش می‌یابد. به زبان ریاضی رابطه تقاضای پول به صورت زیر تصریح می‌شود که رابطه دوم فرم لگاریتمی معادله را نشان می‌دهد.

$$M = \alpha y^\beta e^{-\gamma p} \Rightarrow m_t = a + \beta y_t - \gamma e_t + \eta p_t \quad (6)$$

انتظار داریم β و γ مثبت بوده و η تفاوت معناداری از یک نداشته باشد. نتایج آزمون جوهانسون وجود رابطه بلندمدت را تایید می‌کند.^۲ به دلیل معنادار نبودن ضریب متغیر نرخ ارز، این متغیر از معادله حذف شده است (نتایج آزمون جوهانسون نیز با حذف متغیر نرخ ارز مجدد بررسی شده است).

$$ECMm_t = m_t - 2/1y_t - 1/03p_t + 14/1 \quad (7)$$

(0/52) (0/12)

۳-۳-۲. نرخ ارز

مطابق نظریه برابری قدرت خرید (PPP^۳) انتظار می‌رود تغییرات نرخ ارز تابعی از تغییرات قیمت‌های داخلی نسبت به خارجی باشد؛ اما رابطه بلندمدت میان متغیرهای یاد شده بر اساس آزمون هم‌انباشتگی در اقتصاد ایران تایید نمی‌شود؛ اما درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران می‌تواند انحراف از PPP را توضیح دهد. در نتیجه رابطه زیر به عنوان رابطه بلندمدت برای تعیین نرخ ارز استفاده می‌شود که شباهت زیادی به رابطه بلندمدت لیو و آددجی (۲۰۰۰) برای نرخ ارز دارد:

^۱ Olin Liu and Olumuyiwa S. Adedeji

^۲ به دلیل رعایت اختصار، جزئیات بیان نشد.

^۳ Purchasing Power Parity

$$e_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_t + \gamma_2 p_t^f + \gamma_3 o e_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

به طور طبیعی انتظار می‌رود γ_1 مثبت و γ_2 و γ_3 هر دو منفی باشند. نتایج آزمون جوهانسون وجود رابطه بلندمدت را تایید می‌کند.^۱ در هنگام برآورد رابطه بلندمدت، به دلیل معنادار نبودن ضریب متغیر شاخص قیمت خارجی و اندازه کم آن، این متغیر از معادله حذف گردید (نتایج آزمون جوهانسون نیز پس از حذف این متغیر مجدد بررسی شده است)؛ این مشابه نتیجه‌ای است که لیو و آددجی (۲۰۰۰) در مطالعه خود به آن دست یافتند؛ با این تفاوت که آنها به جای شاخص قیمت مصرف‌کننده خارجی، شاخص قیمت واردات را در معادله لحاظ کرده و آن را بی‌معنا یافتند.

$$ECMe_t = e_t - 12/4 - 0/86P_t + 0/55oe_t \quad (9)$$

(0/06) (0/15)

۳-۴. نتایج

۳-۴-۱. مدل مارکف با احتمالات انتقال ثابت

در مدل مارکف مانند مدل خطی در اضافه کردن متغیرهای توضیحی آزادی عمل وجود ندارد؛ زیرا با اضافه کردن تعداد زیادی متغیر توضیحی، تابع درست‌نمایی بد رفتار شده و در نتیجه ضرایب به سرعت بی‌معنا و غیرقابل شناسایی می‌شوند. نتیجه تخمین بهترین الگو در جدول (۳) آمده است. شناسایی نوع رژیم‌ها از طریق ارزیابی احتمالات غیرشرطی (که نمودار آنها در این مقاله رسم شده است) و مقایسه آن با مقادیر تورم انجام می‌شود. متوسط نرخ تورم در رژیم تورم بالا ۲۸ و در رژیم تورم پایین ۱۲ درصد برآورد شده است.

همان طور که نتایج نشان می‌دهند ضریب نقدینگی در رژیم تورم بالا بیش‌تر از رژیم تورم پایین برآورد شده است؛ به طوری که یک درصد افزایش رشد نقدینگی در فصل جاری، موجب افزایش ۰/۳۶ درصدی تورم فصل آینده در رژیم تورم بالا و افزایش ۰/۱۳ درصدی در رژیم تورم پایین خواهد شد.

^۱ به دلیل اختصار، جزئیات ذکر نشد.

جدول ۳. نتایج مدل مارکف با احتمالات انتقال ثابت

رژیم ۱ (تورم بالا)			
احتمال	انحراف معیار	ضریب	متغیر
۰/۰۰	۰/۰۰۹	۰/۰۴**	عرض از مبدا
۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۳۶**	$dm(-1)$
۰/۰۰	۰/۱۵	-۰/۵۲**	gap
۰/۶۸	۰/۰۳	-۰/۰۱	$ECMe_t(-1)$
۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۵۶*	$doe(-1)$
۰/۰۰	۰/۱۵	انحراف معیار تورم = ۰/۰۲**	
رژیم ۲ (تورم پایین)			
۰/۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۲**	عرض از مبدا
۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۱۳*	$dm(-1)$
۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۳۲**	gap
۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۰۲*	$ECMe_t(-1)$
۰/۰۲	۰/۰۱	-۰/۰۳**	$doe(-1)$
۰/۰۰	۰/۱۲	انحراف معیار تورم = ۰/۰۱۵**	
-۴/۶۷		معیار اطلاعات آکائیک	
-۴/۳۱		معیار شوارتز	
۲۵۴/۷		مقدار تابع درست‌نمایی	

منبع: یافته‌های تحقیق. توضیحات: علامت * و ** به ترتیب نشانگر معنادار بودن در سطح ۱۰ و ۵ درصد است.

بدین ترتیب، اثرات تورمی رشد نقدینگی در رژیم تورمی بالا بیشتر بوده است؛ بنابراین، انتظار می‌رود در رژیم تورم پایین، سیاست انبساط پولی اثرات بیشتری بر رشد تولید در کوتاه‌مدت داشته باشد. از سوی دیگر، بر اساس مقایسه انحراف معیار جمله اخلاص تورم در دو رژیم، مطابق انتظار، نوسانات تورم در رژیم تورم بالا بیش از رژیم تورم پایین است. شکاف تولید در هر دو رژیم معنادار است؛ اما در رژیم تورم پایین، ضریب آن مثبت و در رژیم تورم بالا، ضریب آن منفی است. در واقع، در رژیم تورم بالا، رشد کمتر تولید (کاهش شکاف) با تورم بیشتر همراه شده است. به عبارت دیگر، این متغیر در رژیم تورم بالا تکانه‌های منفی

طرف عرضه را نمایندگی می‌کند. اما در رژیم پایین تورم، رشد بیشتر تولید (افزایش شکاف) با تورم بیشتر همراه شده است که نشان می‌دهد این متغیر در رژیم تورم پایین، تکانه‌های طرف تقاضا را منعکس می‌کند. به بیان دیگر، رژیم تورم بالا با تکانه طرف عرضه و رژیم پایین با تکانه‌های طرف تقاضا همراه بوده است.

نکته دیگر، ضریب کوچک صادرات نفت در هر دو رژیم است. این نتیجه دور از انتظار نیست؛ زیرا عمدتاً تاثیر این متغیر بر تورم، از کانال نقدینگی تخلیه می‌شود و به همین دلیل، اثر این متغیر بر تورم، پس از کنترل حجم پول و عدم تعادل‌های مربوط در الگو ناچیز است. عدم تعادل‌های بازار ارز نیز در رژیم تورم پایین، معنادار است؛ اما کوچک و در رژیم تورم بالا بی‌معناست؛ بنابراین، در رژیم تورمی پایین، عدم تعادل ارزی اثرات قوی‌تری بر تورم نسبت به رژیم تورم بالا دارد. بر اساس نتایج مدل، طول دوره تورم پایین حدود ۱۷ فصل و طول دوره تورم بالا حدود هفت فصل برآورد شده است. در ماتریس زیر نیز احتمالات شرطی ارائه شده‌اند. بر این اساس، هنگامی که اقتصاد در رژیم تورم پایین قرار دارد، با احتمال شش درصد در دوره بعدی رژیم تورم بالا را تجربه خواهد کرد و اگر در رژیم تورم بالا قرار داشته باشد با احتمال ۱۵ درصد دوره بعدی در رژیم تورم پایین خواهد بود. همچنین مقدار احتمالات شرطی از چسبندگی زیاد دوره‌های تورم پایین و بالا حکایت می‌کنند؛ به طوری که یک دوره تورم پایین با احتمال ۹۴ درصد در دوره بعدی تکرار می‌شود و یک دوره تورم بالا با احتمال ۸۵ درصد در دوره بعدی نیز ماندگار خواهد بود.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/85 & 0/15 \\ 0/06 & 0/94 \end{bmatrix}$$

۳-۲. مدل مارکف با احتمالات انتقال متغیر (مدل هشدار اولیه)

در مدل مارکف هنگامی که احتمالات انتقال متغیر هستند، نسبت به وارد کردن متغیرها لازم است بسیار محدود و محتاط عمل شود؛ زیرا با اضافه کردن متغیرهای توضیحی به سرعت تابع درست‌نمایی بد رفتار می‌شود. این موضوع هم در مورد اضافه کردن شاخص هشدار و هم در مورد متغیرهای توضیحی صادق است. در نتیجه، آزادی عمل چندانی برای بررسی تاثیر همزمان همه متغیرها بر احتمالات انتقال وجود ندارد؛ از این رو، تمام متغیرهایی که به لحاظ نظری می‌توانند سبب تغییر احتمالات انتقال شوند، به طور جداگانه مورد ارزیابی قرار گرفتند

که از میان آنها رشد نقدینگی و عدم تعادل بازار پول از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار بودند و بر این اساس، وقفه چهارم، رشد نقدینگی و وقفه اول، عدم تعادل پولی به عنوان شاخص‌های هشدار انتخاب شده‌اند. گفتنی است معیار مناسب بودن یک متغیر به عنوان شاخص هشدار، معنادار بودن درایه‌های ماتریس ضرایب حساسیت است. نتایج در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج مدل مارکف با احتمالات انتقال متغیر

رژیم ۱ (تورم بالا)			
احتمال	انحراف معیار	ضریب	متغیر
۰/۰۰	۰/۰۰۸	۰/۰۵**	عرض از مبدا
۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۲۹**	$dm(-1)$
۰/۰۰	۰/۱۳	-۰/۴۶**	gap
۰/۰۰	۰/۱۵	انحراف معیار تورم = ۰/۰۲۲**	
رژیم ۲ (تورم پایین)			
احتمال	انحراف معیار	ضریب	متغیر
۰/۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۲**	عرض از مبدا
۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۲۱**	$dm(-1)$
۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۳۲**	gap
۰/۰۰	۰/۱	انحراف معیار تورم = ۰/۰۱۴**	
-۴/۷		معیار اطلاعات آکائیک	
-۴/۳۴		معیار شوارتز	
۲۵۶/۱۸		مقدار تابع درست‌نمایی	

منبع: یافته‌های تحقیق. توضیحات: علامت * و ** به ترتیب، نشانگر معنادار بودن در سطح ۱۰ و ۵ درصد است.

در این مدل نیز مطابق انتظار، نوسانات تورم در رژیم تورم بالا بیش‌تر برآورد شده است. همچنین، ضریب نقدینگی در رژیم تورم بالا، بیش‌تر تخمین زده شده است؛ به طوری که یک درصد افزایش رشد نقدینگی در فصل جاری، موجب افزایش حدود ۰/۳ درصدی تورم فصل آینده در رژیم تورم بالا و نیز افزایش حدود ۰/۲ درصدی تورم فصل آینده در رژیم تورم پایین

خواهد شد. نقش شکاف تولید در این مدل، مشابه مدل با احتمالات ثابت است؛ اما تاثیر آن در رژیم تورم پایین افزایش یافته است. به دلیل مشابهت با قسمت قبل، از تفسیر مجدد علامت شکاف تولید صرف نظر شد. متوسط نرخ تورم در رژیم تورم بالا ۲۸ و در رژیم تورم پایین ۱۲ درصد برآورد شده است. از سوی دیگر، به سبب آن که در این نوع از مدل مارکف، احتمالات انتقال در طول زمان متغیر هستند، برای این احتمالات نیز میانگین و انحراف معیار مطابق جدول (۵) محاسبه می‌شود. به این ترتیب، اگر اقتصاد در این دوره تورم پایین را تجربه کند، با احتمال ۱۲ درصد در دوره بعدی رژیم تورم بالا را تجربه خواهد کرد و اگر در رژیم تورم بالا قرار داشته باشد با احتمال ۲۳ درصد دوره بعدی در رژیم تورم پایین خواهد بود. از سوی دیگر، احتمالات شرطی حاکی از چسبندگی بالای دوره‌های تورم پایین و بالا هستند؛ به طوری که یک دوره تورم پایین با احتمال ۸۸ درصد در دوره بعدی تکرار می‌شود و یک دوره تورم بالا با احتمال ۷۷ درصد در دوره بعدی نیز تجربه خواهد شد. همچنین، طبق نتایج تخمین، میانگین طول دوره تورم بالا $4/7$ فصل برآورد می‌شود، اما برای طول دوره تورم پایین تخمین معناداری به دست نمی‌آید.

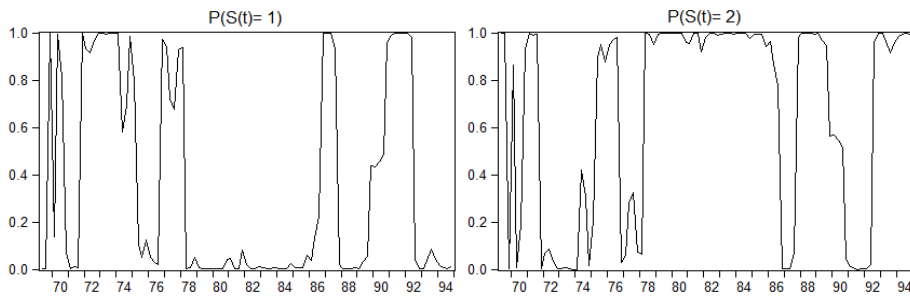
جدول ۵. احتمالات شرطی

انحراف معیار	میانگین	احتمال
۰/۰۷	۰/۷۷	P_{11}
۰/۰۷	۰/۲۳	P_{12}
۰/۱۹	۰/۱۲	P_{21}
۰/۱۹	۰/۸۸	P_{22}

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱) احتمالات غیرشرطی قرار گرفتن در رژیم تورم بالا و پایین را به صورت هموار شده به تصویر می‌کشد که طبق آن دوره‌های تورم بالا عمدتاً در ابتدا و انتهای نمونه متمرکز شده‌اند و تعداد انتقالات میان رژیم‌ها چندان زیاد نیست.

نمودار ۱. احتمالات هموار شده



منبع: یافته‌های تحقیق

اما پس از بحث در مورد نتایج اولیه، نتیجه‌گیری مهم در این مدل‌ها با ماتریس ضرایب حساسیت انجام می‌گیرد. یادآور می‌شود شاخص هشدار اولیه وقفه چهارم، رشد نقدینگی $(dm(-4))$ و وقفه اول، عدم تعادل پولی $(ECMm2_t(-1))$ انتخاب شده است. مقادیر ماتریس ضرایب حساسیت در جدول (۶) بیان شده است. درایه‌های γ_{11} و γ_{12} ضرایب مقدار ثابت، درایه‌های γ_{21} و γ_{22} ضرایب حساسیت برای وقفه چهارم نقدینگی و درایه‌های γ_{31} و γ_{32} ضرایب حساسیت برای وقفه اول عدم تعادل پولی هستند.

جدول ۱. ماتریس ضرایب حساسیت

درایه	مقدار	انحراف معیار	احتمال
γ_{11}	۱/۹۵	۱/۳۳	۰/۱۴
γ_{12}	-۵/۲۷**	۱/۹	۰/۰۰
γ_{21}	-۱۱/۸۷	۱۸/۸۵	۰/۵۳
γ_{22}	۳۸/۵۹**	۱۹/۱	۰/۰۴
γ_{31}	-۰/۳۴	۲/۵۶	۰/۹
γ_{32}	۷/۲**	۳/۲۳	۰/۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق. توضیحات: علامت ** نشانگر معناداری در سطح ۵ درصد است.

به عنوان نتیجه‌گیری اولیه می‌توان گفت معنادار بودن درایه‌های γ_{12} ، γ_{22} و γ_{32} و نیز معنادار نبودن سه درایه دیگر، حاکی از آن است که شاخص‌های هشدار در خصوص عدم ماندگاری رژیم تورم پایین و متعاقب آن، انتقال رژیم از رژیم تورم پایین به رژیم تورم بالا اطلاعات مهمی را در اختیار ما می‌گذارند؛ اما در خصوص علت ماندگاری، رژیم تورم بالا حاوی هیچ اطلاعاتی نیست. از سوی دیگر، مثبت بودن γ_{22} و γ_{32} گویای این حقیقت است که افزایش رشد نقدینگی و عدم تعادل بازار پول، احتمال انتقال از رژیم تورم پایین به تورم بالا را افزایش می‌دهد.

به بیان دیگر، مدل مارکف رشد نقدینگی و عدم تعادل بازار پول را به عنوان عوامل انتقال از رژیم تورم پایین به رژیم تورم بالا معرفی می‌کند. از سوی دیگر، با توجه به معنادار نبودن ضرایب γ_{21} و γ_{31} می‌توان استنباط کرد که این دو متغیر حاوی هیچ گونه دلالت معناداری در خصوص علت انتقال از رژیم تورم بالا به رژیم تورم پایین نیست. به عبارت دیگر، کاهش این متغیرها هرچند اثر منفی بر تورم دارند؛ اما لزوماً منجر به انتقال به رژیم تورمی پایین نخواهند شد. از آنجا که وقفه چهارم رشد نقدینگی به عنوان شاخص هشدار انتخاب شده و وقفه اول رشد نقدینگی در معادله تورم وارد شده، می‌توان استنباط کرد که اگر دوره فعلی در رژیم تورم پایین قرار داشته باشد و رشد نقدینگی همین دوره در حدى افزایش یابد که بتواند تغییر رژیم را سبب شود، چهار فصل بعدی تغییر رژیم اتفاق خواهد افتاد و رابطه میان تورم و رشد نقدینگی دستخوش تحول خواهد شد. در حقیقت علائم پولی پس از چهار فصل آشکار شده و اثر آن بر تورم تخلیه می‌شود. مشابه همین تحلیل را می‌توان در مورد عدم تعادل بازار پول نیز مطرح کرد. بر این اساس، اگر در حال حاضر در رژیم تورم پایین قرار گرفته باشیم و بازار پول طوری از تعادل خارج شود که بتواند تغییر رژیم را سبب شود، در فصل آینده شاهد انتقال از رژیم تورم پایین به رژیم تورم بالا خواهیم بود.

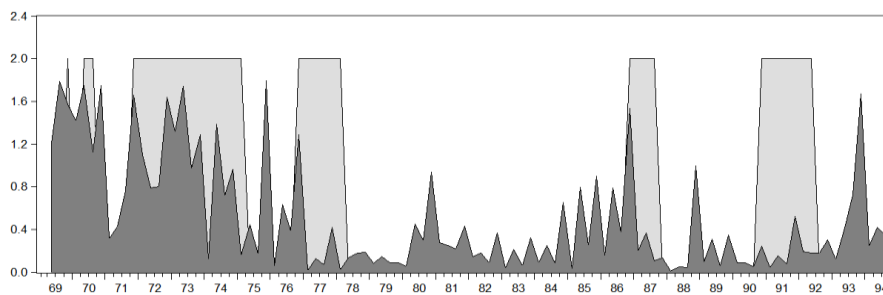
۴. ارزیابی

۴-۱. عملکرد شاخص هشدار اولیه

بررسی عملکرد شاخص‌های هشدار در هدایت احتمالات انتقال عمدتاً از طریق ماتریس ضرایب حساسیت انجام می‌گیرد. نمودار (۲) اثر نهایی عدم تعادل پولی بر احتمال انتقال از رژیم تورم پایین به بالا را نشان می‌دهد که در آن محدوده‌های خاکستری روشن، دوره‌هایی هستند که توسط مدل مارکف به عنوان دوره‌های تورم بالا شناسایی شده‌اند. گفتنی است نمودار یاد شده در مورد رشد نقدینگی نیز دقیقاً به همین صورت بوده و تنها مقیاس آن متفاوت است.

تغییر رژیم را می‌توان به دو عامل نسبت داد یکی تغییرات شاخص‌های هشدار و دیگری، تغییرات خود تورم. در طول نمونه پنج دوره تورمی خواهیم داشت؛ از نمودار مشخص است که در آغاز چهار مقطع تورم بالا از ابتدای دوره، اثرات نهایی شاخص هشدار بالا بوده و در نتیجه دو عامل فوق در یک جهت عمل کرده‌اند. اما در مورد مقطع تورم بالا در انتهای دوره، برخلاف ناچیز بودن اثر شاخص هشدار، تغییر رژیم اتفاق افتاده است. بر این اساس و در غیاب اثرات پولی استنباط می‌شود که این تغییر رژیم، تحت تاثیر شکاف تولید اتفاق افتاده است.

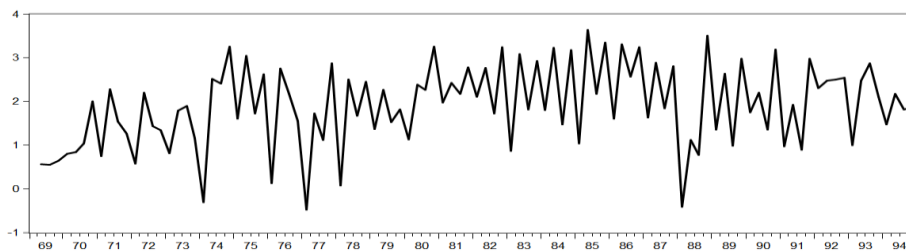
نمودار ۲. اثرات نهایی عدم تعادل پولی و دوره های تورم بالا



منبع: یافته‌های تحقیق

از سوی دیگر، می‌توان کَشش احتمالات شرطی تغییر رژیم را نیز نسبت به شاخص هشدار محاسبه کرد. نمودار (۳) کَشش احتمال تغییر رژیم از رژیم تورم پایین به رژیم تورم بالا را نسبت به شاخص هشدار رشد نقدینگی نشان می‌دهد. این کَشش در ۹۷ درصد زمان‌های مورد بررسی دارای مقدار مثبت و در حدود ۸۱ درصد از دوره‌ها دارای مقدار بیش از یک بوده است. این موضوع نیز تاثیر قابل توجه نقدینگی بر احتمالات انتقال میان رژیمی را تایید می‌کند.

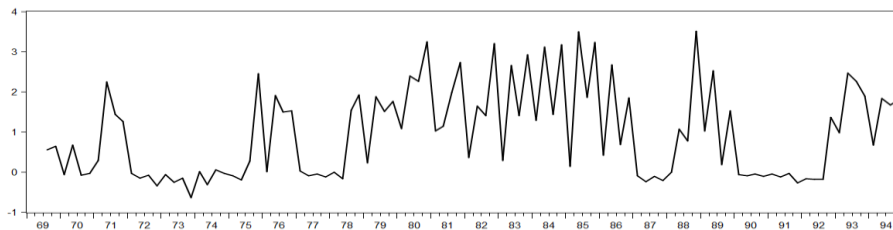
نمودار ۳. کَشش احتمال انتقال از رژیم تورم پایین به تورم بالا نسبت به وقفه چهارم رشد نقدینگی



منبع: یافته‌های تحقیق

به عنوان کاربردی دیگر می‌توان کَشش احتمالات غیرشرطی را نیز نسبت به شاخص هشدار محاسبه نمود. از آنجا که سه درایه از شش درایه ماتریس ضرایب حساسیت معنادار نیستند و از سوی دیگر برای محاسبه این کَشش از تمام درایه‌های ماتریس ضرایب حساسیت استفاده می‌شود، به ارائه نمودار یکی از این کَشش‌ها بسنده کرده و از تفسیر آن خودداری می‌شود. نمودار (۴) کَشش احتمال قرار گرفتن در رژیم تورم بالا را نسبت به وقفه چهارم رشد نقدینگی نشان می‌دهد.

نمودار ۴. کشش احتمال قرار گرفتن در رژیم تورم بالا نسبت به وقفه چهارم رشد نقدینگی



منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. عملکرد مدل در تخمین ضرایب

به طور کلی، مدل تغییر رژیم مارکف، برای نمونه‌هایی که در آنها نوسانات رژیمی اندک هستند کارایی کمتری دارد. این موضوع تا حد زیادی در مورد تورم ایران در دوره مورد بررسی صدق می‌کند. با ملاحظه متغیر تورم روشن می‌شود، به طور عمده در اوایل و اواخر نمونه تورم‌های بالا و در میانه نمونه تورم‌های پایین وجود خواهد داشت. به همین دلیل، مدل مارکف نمی‌تواند نتایج صریحی در خصوص اندازه‌گیری دقیق مقادیر ضرایب ارائه دهد. این همان نتیجه‌ای است که در کار آمیسانو و فاگان (۲۰۱۳) به آن اشاره شده است. آنها تصریح می‌کنند که در صورت وجود تعداد کمی از انتقالات میان رژیم‌ها، برآورد دقیق برخی ضرایب ممکن نخواهد بود. همین محدودیت‌ها باعث عدم امکان بررسی همزمان تاثیر تمامی متغیرها بر تورم در این مدل می‌شود. به بیان دیگر، برای به دست آوردن تخمین‌های معنادار در این مدل، الزاما باید صرفه جویی شدیدی را در اضافه کردن متغیرهای توضیحی به کار برد. با وجود این، می‌توان از این مدل برای شناسایی متغیرهای عمده اثرگذار در هر رژیم بهره برد.

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۴:۴-۱۳۶۹:۱ مورد بررسی قرار گرفت. مدل مارکف رشد نقدینگی و شکاف تولید را جزو مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر تورم شناسایی می‌کند و اثر رشد نقدینگی در رژیم تورم بالا به مراتب بیش از رژیم تورم پایین

است. لذا به نظر می‌رسد اثرات تورمی رشد نقدینگی در رژیم تورم پایین کمتر بوده و اثرگذاری آن بر رشد تولید بیشتر است.

از سوی دیگر، شکاف تولید اثری بزرگ و معنادار در هر یک از دو رژیم تورمی دارد. این اثر در رژیم تورم بالا در جهت تخفیف تورم و در رژیم تورم پایین در جهت افزایش تورم است. احتمالاً در رژیم تورم بالا، کاهش رشد تولید با افزایش تورم همراه بوده است؛ در حالی که در رژیم پایین تورمی افزایش تولید با افزایش تقاضا و افزایش تورم همراه شده است. در مدل مارکف، متغیر رشد نقدینگی و عدم تعادل بازار پول به عنوان عوامل انتقال از رژیم تورم پایین به رژیم تورم بالا معرفی می‌شوند. در این الگو، علائم پولی پس از چهار فصل آشکار شده و اثر آن بر تورم تخلیه می‌شود. از سوی دیگر، شاخص‌های هشدار اولیه حاوی هیچ‌گونه دلالت معناداری در خصوص علت انتقال از رژیم تورم بالا به رژیم تورم پایین نیست. به عبارت دیگر، انتقال به رژیم تورم بالا را می‌توان به افزایش این دو متغیر نسبت داد؛ اما کاهش این متغیرها لزوماً انتقال به رژیم تورمی پایین را سبب نخواهد شد. با توجه به نتایج مدل مارکف می‌توان استنباط کرد که استفاده از سیاست‌های انبساطی پولی در شرایط تورم پایین می‌تواند اثرگذاری بیش‌تری بر تولید نسبت به شرایط تورم بالا داشته باشد. به این ترتیب، در شرایط تورم ملایم، تحریک تولید به کمک سیاست‌های پولی می‌تواند با دغدغه تورمی کمتری دنبال شود؛ در صورتی که در وضعیت تورم بالا، استفاده از سیاست پولی اثرات تورمی شدیدتری به همراه خواهد داشت.

منابع

- خضری، محسن، سحابی، بهرام، یاوری، کاظم، حیدری، حسن (۱۳۹۴). بررسی اثرات متغیر زمانی تعیین‌کننده‌های تورم: مدل‌های فضا-حالت. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۹ (۳۰): ۲۵-۴۶.
- سوری، علی (۱۳۹۴). اقتصادسنجی، جلد ۲. فرهنگ‌شناسی: تهران.
- طیب‌نیا، علی، تقی‌ملایی، سعید (۱۳۸۹). پول و تورم در ایران رویکرد خودرگرسیون برداری (VAR). *دو فصلنامه برنامه و بودجه*، (۱۱۰): ۳-۳۰.
- طیب‌نیا، علی (۱۳۷۴). تئوری‌های تورم با نگاهی به فرآیند تورم در ایران. جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران: تهران.
- غلامی، الهام، کیانی، هژبر (۱۳۹۳). بررسی موقعیت چرخه تجاری در ایران و تاثیر آن بر کارایی برنامه‌های محرک مالی و سرمایه‌گذاری. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳ (۱۲): ۱۹۵-۲۱۶.
- گرجی، ابراهیم (۱۳۹۱). اقتصاد کلان دینامیک (بیکاری، تورم و رکود تورمی). انتشارات سمت: تهران.
- مهرآرا، محسن، طیب‌نیا، علی، دهنوی، جلال (۱۳۹۱). بررسی عوامل تاثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی سری زمانی غیر خطی نوع STR. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۷ (۴): ۲۴۱-۲۲۱.
- مهرگان، نادر، سلمانی، یونس (۱۳۹۳). شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران: کاربردی از مدل‌های چرخشی مارکف. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳ (۱۲): ۱۸۳-۲۰۹.
- Abaid, A. (2003). Early warning systems for currency crises: A regime-switching approach. *IMF Working Paper*, WP/03/32.
- Amisano, G., & Fagan, G. (2013). Money growth & inflation: A regime switching approach. *Journal of International Money and Finance*, 33: 118-145.
- Ayuso, J., & Kaminsky, G.L., & López-Salido, D. (2003). Inflation regimes and stabilisation policies: Spain 1962-2001. *Investigaciones económicas*: 615 - 631.
- Benati, L. (2005). Long-run evidence on money growth and inflation. *European Central Bank Working Paper*, no. 1027.

- Berger, H., & Osterholm, P. (2008). Does money growth granger cause inflation in the Euro Area? Evidence from out of sample forecasts using Bayesian VARs. *IMF working paper*, WP/08/53.
- Bianchi, F., & Civelli, A. (2015). Globalization and inflation: Evidence from a time-varying VAR. *Review of Economic Dynamics*, 18:406-433.
- Bonato, L. (2007). Money and inflation in the Islamic Republic of Iran. *IMF Working Paper*, WP/07/119.
- Cruz, Christopher J., & Mapa, D. (2013). An early warning system for ination in the Philippines using Markov-switching and logistic regression models. *MPRA Paper*, No. 50078.
- Hamilton, James D. (2005). Regime switching models. *Palgrave Dictionary of Economics*.
- Liu, O., & Adedeji, Olumuyiwa S. (2000). Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran— A Macroeconomic Analysis. *IMF Working Paper*, 00/127 .
- Mehrara, M., & Behzadi, M., & Rezaei, S. (2016). The impact of government spending on inflation through the inflationary environment, STR approach. *world scientific news*, (37): 153-167.
- Ricketts, N., & Rose, D. (2007). Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies. *Bank of Canada Working Paper*, no. 95-6.