برآورد بردارهای غیرخطی تورم و جهانی شدن بر توسعه مالی با تکنیک مارکوف سوئیچینگ

مهدی جلیلی[۱] الناز انتظار[۲] طاهره آخوندزاده یوسفی[۳] محمد سخنور[۴]

چکیده

بررسی تأثیرات تورم و جهانی شدن در تغییرات نرخ رشد مولفه‌های توسعه مالی، موضوعی است که در دهه‌های اخیر توجه بسیاری از پژوهشگران را به خود جلب نموده است. این موضوع به‌ویژه در جوامع درحال توسعه که عمدتا با نرخ‌های تورم بالا روبه‌رو هستند، اهمیتی ویژه دارد. شاخص‌های کمی تورم، جهانی شدن و توسعه مالی به تنهایی آگاهی‌بخش و موثر نیستند. به این دلیل، یکی از روش‌های علمی برای مطالعه داده‌های اقتصادی، مدل‌بندی آماری آنها با استفاده از ابزارهای غیرخطی همانند تکنیک مارکوف سوئیچینگ می‌باشد. این مقاله ضمن بررسی مزیت‌های تکنیک مارکوف سوئیچینگ، این روش را در قالب یک مدل اقتصادسنجی در زمینه بررسی تأثیرات غیرخطی تورم و جهانی شدن (اثرات تقاطعی) بر توسعه مالی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ به کار می‌گیرد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در هر دو رژیم رونق و رکود، اثرات تقاطعی تورم و جهانی شدن، تأثیر منفی بر شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) دارد.

کلید واژه ها: جهانی شدن، تورم، توسعه مالی، مارکوف سوئیچینگ.

طبقه بندی JEL: C32 ,O16 ,E31 ,F36.

[۱] دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران

jalili.mahdii@gmail.com

[۲] استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)

entezar_elnaz@yahoo.com

[۳] استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران

t.akhoondzadeh@iaurmia.ac.ir

[۴] استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران

m.sokhanvar2010@gmail.com

۱- مقدمه

امروزه سهم عمده رشد و توسعه اقتصادی جوامع به بخش مالی ارتباط دارد. این بخش در تخصیص منابع به همه بخشهای اقتصادی، نقش واسطه‌ای را ایفا می کند و از طریق کاهش هزینه تأمین مالی و نیز تشویق پس اندازها و استفاده بهینه از آنها منجر به رشد و توسعه بلندمدت اقتصادها می شود (خیاط رسولی و همکاران، ۱۳۹۹). توسعه بخشهای مالی به عنوان مکمل بخش واقعی اقتصاد از اهمیت وافری برخوردار می باشد. خدمتی که توسعه مالی برای بنگاه‌های اقتصادی انجام می‌دهد، سهولت دسترسی به منابع مالی است، بطوریکه سرمایه گذاران حداکثرکننده سود، در فضایی با فرصت های برابر، می توانند با کمترین هزینه، سرمایه های مدنظر خود را تامین مالی کنند و صرفا در این صورت است که سرمایه گذاری های بهینه در اقتصاد صورت می گیرد. در واقع می توان چنین اذعان داشت که به واسطه توسعه مالی، دسترسی عمیق و گسترده به سرمایه و خدمات مالی فراهم می‌شود. لذا توسعه مالی از یکسو می تواند منجر به تخصیص بهینه منابع گردد که در نتیجه آن، منابع موجود در حد اشتغال کامل مورد بهره برداری قرار می گیرد و نهایتاً منجر به تولید و افزایش رفاه جامعه می‌شود و از سوی دیگر با افزایش سطح سرمایه‌گذاری در اقتصاد و استفاده بهینه از سرمایه‌های موجود، منجر به افزایش تولید می‌شود (سلیمانی و همکاران، ۱۴۰۱).

بررسی تأثیرات همزمان تورم و جهانی شدن بر توسعه مالی حائز اهمیت فراوانی می باشد. چراکه که اقتصاد ایران طی دهه‌های گذشته همواره دچار تورم‌های بالا و نوسانی بوده است. براساس گزارش صندوق بین‌المللی پول در سال ۲۰۱۴، اقتصاد ایران از لحاظ بالابودن تورم، متاسفانه رتبه سوم را کسب کرده است. بطوریکه، بانک جهانی نرخ تورم ایران در سال ۲۰۱۴ را ۱۷/۲ درصد اعلام کرده است. در واقع، ایران همچنان یکی از بالاترین نرخ‌های تورم را در جهان دارا می‌باشد. در این راستا پایش وضعیت تورم در آینده یکی از ابزارهای مناسب جهت اتخاذ صحیح سیاست‌های مناسب اقتصادی در کشور است (دادگر و همکاران، ۱۳۸۵).

از سوی دیگر ایران به لحاظ جهانی شدن، رتبه قابل توجهی را به همراه نداشته است و عمده ضعف موجود نیز مربوط به بعد سیاسی جهانی شدن و از حیث نهادهای سیاسی بوده است که روند چشم گیری را به همراه نداشته اند. هرچند طی سالیان گذاشته، روند جهانی‌شدن تا حدی بهبود یافته است ولی هنوز به مرحله ایده آل نرسیده است ولی در مقام مقایسه با تورم، وضعیت این شاخص به مراتب، بهتر بوده است. از اینرو بررسی همزمان این دو شاخص می تواند تا حدی بر اثرات مخرب تورم فائق آمده و زمینه های شکل گیری توسعه مالی بیشتر را در اقتصاد ایران فراهم سازد. به عبارتی بررسی تأثیرات همزمان این دو شاخص، می‌تواند به شناسایی هرچه بیشتر ریشه های مشکلات تورم و جهانی شدن، کمک شایانی بنماید (فردریک[1]، ۲۰۰۹).

هدف مقاله حاضر، بررسی ساختار تکنیک غیرخطی مارکوف سوئیچینگ با کاربرد داده‌های تجربی در قالب یک مدل اقتصادسنجی (برآورد بردارهای غیرخطی) می‌باشد. جهت نیل به این منظور، پس از بیان مبانی نظری تکنیک مارکوف سوئیچینگ مارکوف سوئیچینگ[2]، از این روش در برآورد تأثیرات غیرخطی تورم و جهانی شدن (اثرات تقاطعی) بر توسعه مالی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ استفاده می گردد.

۲- مزیت مدل‌های غیرخطی

برای بررسی رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی از مدلهای متعددی استفاده می‌گردد. از میان مدلها، مدلهای خطی دارای شهرت بیشتری بوده و در بسیاری از موارد موفق عمل نموده‌اند؛ اما در توضیح رفتارهای غیرخطی ناتوان می‌باشند. ولی طی دو دهه اخیر شاهد رشد سریع مدلهای سری زمانی غیرخطی نیز بوده‌ایم. ازجمله مدلهای غیرخطی می‌توان، به مدل مارکوف سوئیچینگ اشاره کرد. این مدل، بانام مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود، این است که یک

[1] .Frederic
[2] .Markov Switching (MS)

متغیر ممکن است در دوره‌ای از زمان دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان بدهد. لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر موردنظر، این موضوع نادیده گرفته شود، نتایج تورش دارای بدست خواهد آمد (فلاحی و رودرگیوز[1]، ۲۰۰۷). اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان، به دلایل گوناگونی همانند جنگ، تغییر سیاست‌ها، بحران‌های اقتصادی و طبیعی و دیگر موارد، دچار تغییر وضعیت و یا تغییر رژیم می‌شوند. برای لحاظ کردن این تغییر وضعیت‌ها در فرآیند مدلسازی اقتصادی، روشهای گوناگونی ارائه شده است که ازجمله آنها می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

۱) می‌توان برای هر رژیم یک مدل جداگانه تخمین زد یا اینکه با استفاده از متغیرهای دامی، یک مدل برای کل دوره مورد بررسی، تخمین زده و سپس با استفاده از این متغیر مجازی، نسبت به استنتاج در مورد هر رژیم پرداخت. مشکلی که در استفاده از این روشها موجود است، این است که تاریخ دقیق این تغییر رژیم (شکست‌های ساختاری) در اکثر موارد مشخص نمی‌باشد.

۲) حتی اگر تاریخ دقیق این شکست‌ها مثلا به دلیل تغییر در سیاست‌های اقتصادی و ارزی در زمان مشخص، معلوم باشد، بازهم نمی‌توان صد در صد مطمئن بود که تأثیر این تغییرات نیز در همان زمان، اتفاق افتاده باشد. تمام این موارد نیازمند استفاده از مدلهایی است که توان لحاظ نمودن موارد فوق را داشته و ضرایب متفاوت برای متغیرها در رژیم های مختلف را برآورد کنند. ازجمله مدلهایی که برای حل مشکلات ارائه و بسط داده شده است، می توان به مدل مارکوف سوئیچینگ نیز، اشاره کرد (همیلتون[2]، ۱۹۹۴).

این مدل برای تبین رفتار متغیرهایی که بطور مداوم تغییر جهت می‌دهند و رفتار آنها از یک حالت به حالت دیگر، تغییر کرده و مجددا به حالت قبلی برمی‌گردند، مناسب می‌باشد. علی‌الخصوص این مدل می‌تواند در مواردی مفید باشد که عامل یا متغیری که این رفتارها را ایجاد می‌کند (متغیر پیشرو) غیرقابل مشاهده باشد (سوری، ۱۳۹۵). مدل مارکوف سوئیچینگ توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹، مطرح شد که به عنوان مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدلهای غیر خطی است. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. بطوریکه با تغییر معادلات در رژیمها این امکان را فراهم کرده تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیع مدل سوئیچینگ مارکوف این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگیهای زنجیره مارکوف مرتبه اول تبعیت می‌کند. به بیانی دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل بستگی دارد. لذا مدل سوئیچینگ مارکوف برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی را در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند، مناسب می‌باشد (همیلتون[3]، ۱۹۹۴).

درواقع، این مدل، شامل ساختارهای چندگانه است که می‌تواند رفتارها را در رژیم‌های مختلف، مورد بررسی قرار دهد. قالب اصلی این مدل، تغییر رژیم احتمالی تغییر تمامی یا برخی پارامترها براساس فرآیند در وضعیت ها یا رژیم‌های مختلف می‌باشد که وضعیت‌های مختلف به وسیله متغیر غیرقابل مشاهده نشان داده می‌شود. درواقع منطق این نوع مدلسازی، ترکیب توزیع‌های گوناگون با خصوصیات متفاوت می‌باشد که ارزش جاری متغیرها برطبق وضعیت (غیرقابل مشاهده) محتمل‌تر که به وسیله مشاهدات تعیین می‌گردد، از این مدل استخراج می‌شود (سوری، ۱۳۹۵).

۳- مزیت روش مارکوف سوئیچینگ

از جمله ویژگی های این روش، می‌توان به موارد اشاره کرد:

۱) در این مدلها، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت، وجود دارد و این تغییرات، می توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. درعین حال، در این مدل زمانهای دقیق تغییرات و شکست های ساختاری بصورت درونزا تعیین می‌گردند.

[1] .Fallahi & Rodriguez
[2] .Hamilton
[3] .Hamilton

۲) تفاوت واریانس‌ها نیز می‌توانند به عنوان ویژگی‌های این مدل لحاظ گردد. به بیانی دیگر، مدل مارکوف سوئیچینگ از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های گوناگون استفاده می‌کند.
۳) این مدل، فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل کرده و قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درونزا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (یونگفو و همکاران[1]، ۲۰۰۷).
۴) در مدل مارکوف- سوئیچینگ به منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی و یا روابط بین متغیرها به دو یا چند رژیم از احتمالات استفاده می‌گردد و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود.
۵) در مدل مارکوف-سوئیچینگ امکان پیش بینی تغییرات متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد.
۶) روش مارکوف- سوئیچینگ به علت غیر خطی بودن قابلیت تبیین مشخصه‌های عدم تقارنی رژیم‌ها را دارا می‌باشد و از روشهای VAR[2] و ARIMA[3] مناسب‌تر است. این روش به علت عدم تغییر ماهیت داده‌ها و استفاده از خود داده‌ها برای استخراج رژیم‌ها و نیز منطبق بودن آن با تعریف کلاسیکها و NBER نسبت به تکنیک‌های روند زدایی و فیلتر HP مناسب‌تر می‌باشد (اندرس[4]، ۲۰۰۴).
۷) تابع انتقال در الگوی مارکف سوئیچینگ، براحتی با استفاده از داده‌ها تخمین زده می‌شود. اما در دو الگوی خودرگرسیون آستانه ای و خودرگرسیون با انتقال ملایم، تصریح تابع انتقال، مستلزم انتخاب یک متغیر انتقال می‌باشند که کار پیچیده‌ای است. (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰).
۸) الگوی مارکف سوئیچینگ، انتقال ناگهانی بین رژیم‌ها را مشخص می‌کند. درحالیکه پویایی‌های الگوی خودرگرسیون با انتقال ملایم، صرفا انتقال ملایم بین دو رژیم را بررسی می‌کند (کیم و بحاتاچاریا[5]، ۲۰۰۹).
۹) الگوی مارکوف سوئیچینگ، اطلاعات مقدماتی کمتری نسبت به دو الگوی دیگر وارد می‌کند.
۱۰) تغییر رژیم در الگوی مارکف سوئیچینگ، به طور درونزا تعیین می‌گردد، اما در دو الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای و خودرگرسیون با انتقال ملایم، بصورت از پیش تعیین شده می‌باشد (دسچمپس[6]، ۲۰۰۸).

٤- مدل مارکوف سوئیچینگ

در روش مارکوف، وقایع به m واقعه تقسیم می‌گردند که s_t واقعه tام و $(t=1,2,\ldots.m)$ می‌باشد. در اینجا هر واقعه می‌تواند بیانگر یک تغییر رژیم باشد. همچنین که s_t می‌تواند واقعه‌ای باشد که در زمان t رخ داده است و منجر به تغییر متغیر مورد نظر (مثلاً Y_t) در زمان t می‌گردد. به بیانی دیگر فرض می‌گردد که Y_t همراه با متغیر غیرقابل مشاهده s_t تغییر جهت می‌دهد. s_t نیز متغیری است که اعداد ۱، ۲ و ... را اختیار می‌کند، لذا می‌توان نوشت:

$$P(Y_t \mid Y_1, Y_2, \ldots. Y_{t-1}) = P(Y_t \mid Y_{t-1}) \qquad (1)$$

معادله فوق بیان می‌کند که توزیع احتمال Y در هر زمانی مانند t، فقط بستگی به وضعیت آن در زمان t-1 دارد، لذا در فرآیندهای مارکوف، وابستگی مسیر برای متغیرها قابل تصور نمی‌باشد. قوت این مدل در انعطاف‌پذیری می‌باشد که امکان در نظر گرفتن

[1] .Yingfu et al
[2] مدل خودرگرسیون برداری مارکوف سویچینگ به همراه توابع واکنش آنی وابسته به هر رژیم
[3] خودرگرسیوی متوالی متغیرهای تصادفی است
[4] .Enders
[5] .Kim & Bhattacharya
[6] .Deschamps

تغییرات واریانس بین فرآیندها را همراه با تغییر در میانگین فراهم می‌کند (سوری، ۱۳۹۵). تابع چگالی شروطی Y_t نسبت به S_t با فرض توزیع نرمال را می توان به صورت زیر نوشت:

$$f(y_t/s_t) = \frac{1}{\delta_{st}\sqrt{2\pi}} exp(\frac{-(y_t-\mu_{st})^2}{2\delta_{st}^2}) \quad \text{برای} \quad \varepsilon_t = 0,1 \qquad (۲)$$

در تابع چگالی بالا، متغیر غیرقابل مشاهده S_t بصورت پانویس در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده Y_t ظاهر شده است و این بدین معنی می‌باشد که برای سری زمانی Y_t دو میانگین و دو واریانس وجود خواهد داشت. با وجودی که متغیر S_t یک متغیر تصادفی با توزیع خاص خودش می‌باشد؛ ولی چون ناشناخته است و صرفاً بر اساس مشاهدات سری زمانی Yt قابل تفسیر می‌باشد، از تابع چگالی بالا نمی‌توان برای تشکیل تابع درستنمایی به منظور استنباط آماری استفاده نمود. ساده‌ترین روش برای حل لین مشکل این است ابتدا احتمال شرطی جزء غیر قابل مشاهده S_t را ساخته و آن را در تابع چگالی شرطی ضرب کنیم تا تابع چگالی مشترک بدست بیاید و سپس بر روی S_t جمع می‌زنیم. بنابراین می‌توان نوشت:

$$f(y_{t/}\varphi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{j} f(y_t/s_t, \varphi_{t-1}).P(s_t/\varphi_{t-1}) \qquad (۳)$$

فرض کنید S_t از یک زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی کرده و ماتریس انتقال آن به شکل زیر باشد:

$$P = \begin{bmatrix} P(S_t = 1/ S_{t-1} = 1) & P(S_t = 2/ S_{t-1} = 1) \\ P(S_t = 1/ S_{t-1} = 2) & P(S_t = 2/ S_{t-1} = 2) \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} \\ P_{12} & P_{22} \end{bmatrix}$$

که در آن $p_{ij}(i,j=1,2)$ نشان‌دهنده احتمال انتقال از $s_{t-1}=i$ به $s_t=j$ است. عناصر قطر اصلی در این ماتریس نشانگر عدم تغییر وضعیت می‌باشند و سایر عناصر نشانگر تغییر وضعیت هستند. در حالت کلی p_{ij} احتمال تغییر وضعیت از i به j را نشان می‌دهد. اگر i=j باشد، ثبات وضعیت را شاهد هستیم و اگر i≠j باشد، تغییر وضعیت را شاهد خواهیم بود. لذا P_{11} احتمال این است که در دوره t رژیم اقتصادی در وضعیت ۱ باشد، به شرطی که در دوره قبلی (t-1) نیز در وضعیت ۱ باشد. P_{22} نیز همین احتمال را برای حالتی نشان می‌دهد که رژیم اقتصادی در دوره t در وضعیت ۲ باشد، به شرطی که در دوره (t-1) نیز در وضعیت ۲ باشد. از طرف دیگر P_{12} احتمال این است که Y_t از وضعیت ۱ در دوره قبلی (t-1) به وضعیت ۲ در دوره فعلی (t) تغییر جهت بدهد. P_{21} نیز عبارت است از احتمال اینکه Y_t از وضعیت ۲ در دوره قبلی (t-1) به وضعیت ۱ در دوره فعلی (t) تغییر جهت بدهد. واضح است که احتمالات انتقال باید شرط $P_{i1}+P_{i2}=1$ را تأمین کنند. به طور خلاصه P_{11} و P_{22} احتمال ثبات وضعیت Y_t در بین دو دوره، و $1-P_{11}$ و $1-P_{22}$ احتمال تغییر وضعیت Y در بین این دو دوره می‌باشند. با فرض اینکه ε_t یک بردار ستونی تصادفی است که عنصر jام آن برابر با ۱ برای $s_t=j$ و در غیر این صورت برابر با صفر می‌باشد (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷). در دو وضعیتی، ε_t عبارت است از:

$$\varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} & \varepsilon_t = 1 \\ \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} & \varepsilon_t = 2 \end{cases} \qquad (۵)$$

۵- حالات مختلف مدل تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ

اگر مدل معرفی‌شده در بخش قبلی شامل m [۱]رژیم و p [۲]وقفه باشد؛ در این حالت y_t یک فرآیند AR(p) بوده و s_t مقادیر 1،2،...،m را اختیار می کند، در این صورت بسته به اینکه کدامیک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت می‌باشد چند حالت کلی پیش می آید. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت مدلهای مارکوف-سویچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ناهمسانی در واریانس (MSH) و پارامترهای اتورگرسیو (MSA) است، که در جدول زیر به ارائه آنها می‌پردازیم:

جدول ۱. حالت های مختلف مدل مارکوف- سویچینگ

جزء وابسته به رژیم	توزیع جملات اخلال	معادله	نام مدل
میانگین	$s_t \sim IID(0, \delta^2)$	$\Delta y_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) - \varepsilon_t$	MSM(m)-AR(P)
عرض از مبدا	$s_t \sim IID(0, \delta^2(s_t))$	$\Delta y_t = c(s_t) \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	MSI(m)-AR(P)
واریانس جملات خطا	$s_t \sim IID(0, \delta^2)$	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	MSH(m)-AR(P)
ضرایب جملات خودتوضیح	$s_t \sim IID(0, \delta^2)$	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} a_i(s_t)(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	MSA(m)-AR(P)

منبع: منجذب و نصرتی (۱۳۹۷)

با ترکیب حالت های اول و دوم با مدلهای دوم و سوم می‌توان مدل های جزئی‌تری را بدست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم ها وجود دارد. جدول (۲) خلاصه حالت های مختلف مدل مارکوف- سویچینگ را نشان می‌دهد.

جدول ۲. خلاصه حالت های مختلف مدل های مارکوف سویچینگ

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	C ثابت	C ثابت
α_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM-AR	AR خطی	MSI	AR خطی
	σ^2 متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
α_i متغیر	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	σ^2 ثابت	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

منبع: منجذب و نصرتی (۱۳۹۷)

برای توضیح بیشتر در حالت MSMH-AR هم واریانس مدل وهم میانگین مدل وابسته به متغیر وضعیت می باشد و در حالت MSMAH-AR واریانس و میانگین و نیز پارامترهای مدل اتورگرسیو وابسته به متغیر وضعیت می‌باشند. با توجه به این واقعیت که

[۱] رژیم

[۲] وقفه

برخی از متغیرهای اقتصادی براساس تئوریهای اقتصادی و مشاهدات تجربی دارای رفتار غیرخطی هستند، لذا می‌توان این گونه متغیرها را با استفاده از مدلهای مندرج در جدول (۱) به صورت غیرخطی مدلسازی نمود (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷).

۶- روش شناسی پژوهش

در این مقاله برای برآورد بردارهای غیرخطی از طریق تکنیک مارکوف سوئیچینگ مارکوف سوئیچینگ[1]، تأثیرات تورم و جهانی شدن (اثرات تقاطعی) بر توسعه مالی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل مورد بررسی نیز با تکیه بر مبانی نظری و تعدیل مطالعات تجربی صورت گرفته به ویژه مقالات هایدرزایدی و همکاران[2](۲۰۱۹)، مویه و مویه[3](۲۰۱۷) و عبداللهی[4](۲۰۱۳)، به شرح زیر تصریح شده است:

$$LnFD_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(GLO_t * INF_t) + \alpha_2 LnH_t + \alpha_3 LnK_t + \alpha_4 LnGE_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

FD: بیانگر شاخص توسعه مالی می باشد که در قالب تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی در مدل وارد می شود که تسهیلاتی را شامل می‌شود که به کلیه بخشهای اقتصادی اعم از دولتی و غیردولتی اعطا می‌گردد و این تسهیلات نیز بصورت درصدی از تولید ناخالص داخلی می‌باشند.

GLO: بیانگر شاخص جهانی شدن می‌باشد که در قالب یک شاخص ترکیبی وارد مدل می‌شود. که این شاخص شامل سه بعد اصلی اقتصادی (تجارت، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سهام، سرمایه گذاری پورتفلیو، پرداختهای درآمدی به اتباع خارجی، موانع پنهان واردات، متوسط نرخ تعرفه، مالیات بر تجارت بین المللی و محدودیت حساب سرمایه)، اجتماعی (ترافیک تلفن، نقل و انتقالات، گردشگری بین المللی، جمعیت خارجی، نامه های بین المللی، کاربران اینترنت، تلویزیون و تجارت در روزنامه) و سیاسی (سیاسی سفارتخانه های موجود در کشور، عضویت در سازمان های بین المللی، شرکت در مأموریت های شورای امنیت و تعهدات بین المللی) می‌باشد. لازم به ذکر است که، شاخص ترکیبی جهانی شدن از میانگین وزنی سه بعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی حاصل می‌شود. درواقع، سازمان کف جهانی‌سازی، شاخص ترکیبی جهانی‌شدن را پس از تلفیق این سه بعد، برای هر کشور در هر سال محاسبه می‌کند. بر اساس تعریف صندوق بین‌المللی پول (IMF)، جهانی‌شدن رشد وابستگی متقابل اقتصادی کشورهای سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاها و خدمات و جریان سرمایه از طریق مرزها و همچنین از طریق گسترش بیشتر و سریعتر فن‌آوری است (صندوق بین المللی پول، ۲۰۱۸).

INF: بیانگر نرخ تورم برمبنای شاخص قیمتی مصرف کننده می باشد. تورم به لحاظ عملیاتی در حالت کلی یعنی در قالب نرخ تورم برمبنای شاخص قیمتی مصرف کننده در مدل وارد می‌شود. از طرفی هم درقالب ریشه های آن یعنی تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی، تورم ساختاری، تورم ناشی از فشار هزینه و تورم وارداتی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. که از حجم نقدینگی به عنوان شاخص تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی (طبق نظریه مقداری پول)، از نرخ بیکاری به عنوان شاخص تورم ساختاری، از قیمت نفت به عنوان شاخص تورم ناشی از فشار هزینه و از شاخص بهای کالاهای وارداتی نیز به عنوان شاخص تورم وارداتی بهره می‌گیریم (بانک مرکزی، ۱۳۹۹).

به لحاظ عملیاتی نیز، تورم هم دریک حالت کلی یعنی در قالب نرخ تورم برمبنای شاخص قیمتی مصرف کننده در مدل وارد می

[1] .Markov Switching (MS)
[2] .Haider Zaidi et al
[3] .Muye & Muye
[4] .Abdullahi

شود. از طرفی هم درقالب ریشه های آن یعنی تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی، تورم ساختاری، تورم ناشی از فشار هزینه و تورم وارداتی مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد. که از حجم نقدینگی به عنوان شاخص تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی (طبق نظریه مقداری پول)، از نرخ بیکاری به عنوان شاخص تورم ساختاری، از قیمت نفت به عنوان شاخص تورم ناشی از فشار هزینه و از شاخص بهای کالاهای وارداتی نیز به عنوان شاخص تورم وارداتی بهره می گیریم (حسینی نسب و رضاقلی زاده، ۱۳۸۹، لیو و آددجی ، ۲۰۰۰، بناتی ، ۲۰۰۹ و بانک مرکزی، ۱۴۰۰).

GLO*INF: گویای اثرات تقاطعی شاخص ترکیبی جهانی شدن و نرخ تورم برمبنای شاخص قیمتی مصرف‌کننده می باشد.

متغیرهای کنترل نیز به شرح زیر معرفی می‌شوند:

H: بیانگر سرمایه انسانی می‌باشد که در قالب نیروی کار تحصیلکرده و ماهر در مدل وارد می شود (نیروی کار با تحصیلات دانشگاهی مشغول به کار) (سیمیلولا ویکتوریا ، ۲۰۱۵).

K: بیانگر سرمایه فیزیکی می‌باشد که در قالب تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در مدل وارد می‌شود(بانک مرکزی، ۱۳۹۹).

GE: بیانگر مخارج دولت می‌باشد که در قالب مخارج مصرفی دولت در مدل وارد می‌شود(مرکز آمار ایران، ۱۳۹۸).

Ln و ε نیز به ترتیب، بیانگر لگاریتم طبیعی و جمله خطای تصادفی می‌باشند.

داده‌های مربوط به شاخص‌های مخارج دولت، سرمایه فیزیکی، نرخ تورم، توسعه مالی و سرمایه انسانی از بانک مرکزی استخراج شده اند. اطلاعات مربوط به جهانی شدن نیز، بدلیل عدم وجود اطلاعات این شاخص در وب‌سایتهای آماری رسمی کشور، از وب سایت کف جهانی‌سازی استخراج شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل نیز از نرم افزارهای Eveiws و OxMetrics استفاده شده است.

۷- یافته‌های پژوهش

۷-۱- آزمون مانایی

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است، که خلاصه نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد در داده ها (عدم مانایی) می‌باشد و فرضیه مقابل نیز مبنی بر عدم وجود ریشه واحد (مانایی) می‌باشد. همانطور که از جدول فوق پیداست، تمامی متغیرها در سطح مانا می‌باشند، لذا نیازی به تفاضل‌گیری وجود ندارد ((I(0))، لذا فرضیه صفر رد شده و فرضیه مقابل تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی

متغیر	مقدار آماره	احتمال
LnFD	۳/۸۴۲۱	۰/۰۰۱۹
Ln(GLO*INF)	۴/۳۲۰۱	۰/۰۰۱۲
LnH	۴/۸۸۲۱	۰/۰۰۰۵
LnK	۳/۱۳۱۹	۰/۰۰۰۷
LnGE	۳/۴۶۰۱	۰/۰۰۰۱

منبع: خروجی نرم افزار Eveiws

۷-۲- آزمون غیرخطی

مدل مارکوف سوئیچینگ زمانی مدل مناسبی می‌باشد که الگوی داده‌های بررسی شده، غیرخطی باشند. برای اینکه از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل کرد، از آزمون درست نمایی هانسن استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون داری توزیع کای دو می‌باشد. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل و فرضیه مقابل این آزمون مبنی بر غیرخطی بودن مدل می‌باشد. درصورتیکه مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که مدل خطی در آن سطح، مدل مناسب نبوده و باید از مدل غیرخطی استفاده نمود. نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است. همانطور که از نتایج جدول فوق پیداست در مدل مورد بررسی، مقدار آماره از مقادیر بحرانی آن بزرگتر می‌باشد و لذا می‌توان نتیجه گرفت که بجای الگوی خطی، بهتر است که روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ استفاده نمود.

جدول ۴. نتایج آزمون غیرخطی

احتمال	مقدار آماره
۰/۰۰۰۰	۳۸/۵۹۱

منبع: خروجی نرم افزار OxMetrics

۷-۳- تعیین تعداد رژیم ها و وقفه‌ها

باتوجه به مبانی نظری، می‌توان تعداد رژیم بهینه را معادل عدد ۲ فرض نمود (رونق و رکود). آماره های اطلاعاتی نیز، تعداد وقفه بهینه را برای مدل مشخص کرده است که خلاصه نتایج آماره‌های اطلاعاتی نیز در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول فوق، هرسه آماره اطلاعاتی، تعداد یک وقفه را برای مدل مورد بررسی مشخص می‌کنند.

جدول ۵. تعیین تعداد رژیم ها و وقفه ها

وقفه	۰	۱	۲
Akaike	-۰/۵۴۱۰	-۰/۹۱۸۴	-۰/۷۲۳۱
Schwarz	-۰/۲۰۱۵	-۰/۷۵۱۳	-۰/۴۵۲۸
Hanan-Quinn	-۰/۴۱۸۲	-۰/۹۱۰۴	-۰/۶۴۱۷

منبع: خروجی نرم افزار Eveiws

۷-۴- برآورد مدل

جدول ۶. نتایج برآورد مدل

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
		رژیم ۱		
Ln(GLO*INF)	-۰/۰۷۷۵	۰/۰۷۹۳	-۴/۳۳۰۶	۰/۰۰۵
LnH	۰/۰۶۰۱	۰/۰۴۹۰	۱۷/۹۸۵۳	۰/۰۰۰۰
LnK	۰/۳۰۶۸	۰/۲۹۵۴	۳/۲۷۷۹	۰/۰۰۰۰
LnGE	-۰/۱۴۱۳	۰/۱۰۴۴	-۶/۵۹۷۳	۰/۰۰۰۰
		رژیم ۲		

Ln(GLO*INF)	-۰/۲۱۰۷	۰/۰۷۲۰	-۷/۱۹۸۳	۰/۰۰۰۰
LnH	۰/۴۲۷۱	۰/۰۹۲۷	۲/۵۵۹۷	۰/۰۰۰۰
LnK	۰/۰۵۰۴	۰/۱۶۷۳	۵/۹۰۶۸	۰/۰۵۶۹
LnGE	-۰/۲۰۱۳	۰/۰۹۴۰	-۲/۹۷۱۳	۰/۰۰۰۰

منبع: خروجی نرم افزار Eveiws

نتایج حاصل از رژیم ها را می‌توان به شرح زیر ارائه نمود:

اثر تعاملی شاخص جهانی‌سازی و تورم در کنار سایر متغیرهای اثرگذار بر توسعه مالی درنظر گرفته شده است. تورم می‌تواند بر رابطه بین جهانی‌سازی و توسعه مالی تأثیر بگذارد. نتایج نشان می‌دهد که جهانی‌سازی در حضور تورم اثر منفی و معنادار در هر دو رژیم رونق و رکود بر جهانی‌سازی دارد و اثرش در رژیم رکود بیشتر از رونق است. درواقع، وجود تورم در کشور می‌تواند اثرات مثبت جهانی‌سازی بر توسعه مالی را از بین ببرد و حتی افزایش جهانی‌سازی نیز نااطمینانی و ریسک بانک‌ها برای عدم پرداخت تسهیلات اعطایی را افزایش می‌دهد و این مورد باعث کاهش تسهیلات اعطایی توسط بانک‌ها می‌شود. بنابراین، برای اینکه جهانی‌سازی باعث بهبود توسعه مالی در اقتصاد ایران شود، لازم است که تورم کنترل شود.

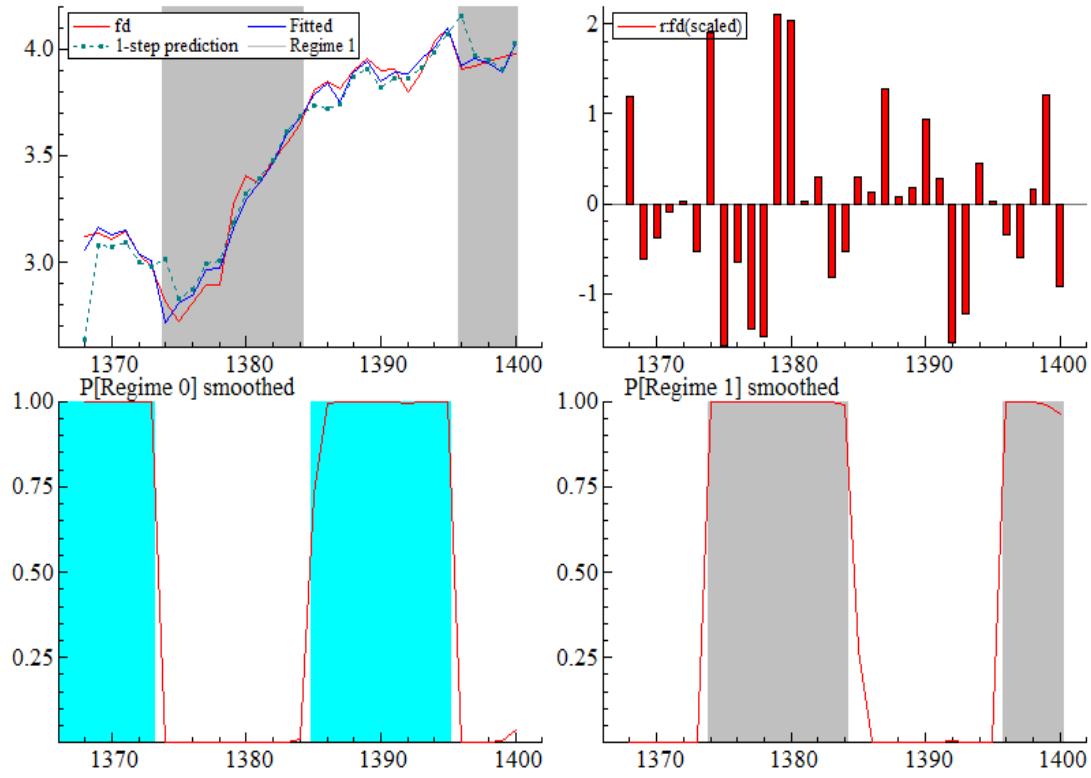
سرمایه انسانی در رژیم رونق و رکود مثل مدل اول اثر مثبت و معنادار بر توسعه مالی دارد. اما، اثرش در هر دو رژیم رونق و رکود، به‌ویژه رژیم رونق بسیار کمتر از مدل اول است و البته برعکس مدل اول در رژیم رکود اثر بر توسعه مالی بیشتر از رونق است که نشان‌دهنده این مورد است که با لحاظ تورم در اثر جهانی‌سازی بر توسعه مالی، نیروی کار متخصص در حالت رکود و کاهش تولید اثر بیشتری بر افزایش تسهیلات اعطایی دارد. همچنین، درحالتی‌که در کنار جهانی‌سازی اثر تورم لحاظ می‌شود از اثر مثبت سرمایه انسانی نیز کم می‌شود. با افزایش نااطمینانی، نوسانات قیمت‌ها و کاهش تسهیلات اعطایی باعث می‌شود که تولید نیز کاهش یابد و این مورد باعث می‌شود، به‌کارگیری نیروی تحصیلکرده و متخصص نیز اثر کمتری بر میزان افزایش توسعه مالی و تسهیلات اعطایی توسط بانک‌ها داشته باشد .

سرمایه فیزیکی در رژیم رونق و رکود باعث افزایش توسعه مالی می‌شود و هر دو اثر معنادار است و اثر در رژیم رونق بزرگتر از مدل اول و در رژیم رکود کوچکتر از مدل اول است. درواقع، در دوره رونق افزایش در سرمایه فیزیکی یا سرمایه ثابت ناخالص باعث افزایش تسهیلات اعطایی می‌شود که این مورد طبیعی است که در شرایطی که نرخ تورم بالاست و نااطمینانی نسبت به شرایط اقتصادی بیشتر است، تولیدکنندگان تلاش می‌کنند به خاطر بدتر شدن شرایط مالی افزایش در سرمایه را بیشتر از طریق وام از بانک‌ها تأمین مالی کنند. در شرایط رکود نیز انگیزه هم برای تولید توسط تولیدکنندگان و هم برای اعطای وام توسط بانک‌ها کمتر است که باعث می‌شود اثر مثبت نسبت به مدل اول کمتر شود. افزایش مخارج مصرفی دولت اثر منفی در هر دو رژیم رونق و رکود بر شاخص توسعه مالی در مدل دوم دارد و اثر منفی نسبت به مدل اول کمتر است و مانند مدل اول اثر منفی در رژیم رکود بیشتر است. درواقع، با لحاظ تورم در شاخص جهانی‌سازی، همچنان، دولت رقیب بخش خصوصی حساب می‌شود و زمانی که مخارج مصرفی دولت که جنبه بهبود زیرساخت و تسهیل شرایط تولیدی را ندارد؛ افزایش می‌یابد، این مورد باعث می‌شود تسهیلات اعطایی بانک‌ها کاهش یابد که باتوجه‌به اینکه در شرایط تورمی، دولت دقت بیشتری در افزایش مخارج خود دارد؛ اثر منفی بر توسعه مالی نسبت به مدل اول اندکی کم می‌شود.

نمودار ۱، نتایج را به‌صورت نموداری برای مدل نشان می‌دهد. نمودار بالا سمت چپ مقادیر واقعی، برازش‌شده و پیش‌بینی یک دوره بعد توسعه مالی را نشان می‌دهد. خط مربوط به مقادیر برازش‌شده هرچقدر منطبق بر مقادیر واقعی باشد به این معنی است که مدل از قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برخوردار است که برای مدل دوم به این صورت است. نمودار سمت راست جملات خطا نرمال‌سازی شده است و برای دوره‌های مختلف با مقادیر خطای متفاوتی همراه است و کاهش و افزایش دارد و نسبت به مدل

اول مقادیر خطای برازش‌شده بیشتر است. دو نمودار پایین تقسیم‌بندی رژیم‌ها و احتمالات هموارشده را نشان می‌دهد. بر اساس نمودار دو رژیم تاحدی پایدار هستند.

نمودار ۴-۲. سری زمانی توسعه مالی و مقادیر برازش‌شده آن و جملات اخلال مدل برآوردشده (دو نمودار بالا)، رژیم‌های اول، دوم براساس احتمال هموار-شده (دو نمودار پایین) برای مدل دوم



منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷-۵- برآورد احتمال انتقال هریک از رژیم‌ها

احتمال ماندن در رژیم اول (رونق) ۰/۹۳ است. درصورتی‌که داده در رژیم اول باشد، با احتمال ۰/۹۳ در رژیم اول باقی می‌ماند و با احتمال ۰/۰۷ به رژیم دوم منتقل می‌شود. احتمال مانده در رژیم دوم (رکود) ۰/۹۲ است. درصورتی‌که داده در رژیم دوم باشد با احتمال ۰/۹۲ در رژیم دوم باقی می‌ماند و با احتمال ۰/۰۸ به رژیم اول منتقل می‌شود.

جدول ۷. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۹۳۳۶	۰/۰۸۲۰
رژیم ۲	۰/۰۶۶۳	۰/۹۱۷۹

منبع: خروجی نرم افزار Eveiws

۸- بحث و نتیجه گیری

هدف مقاله حاضر، بررسی ساختار تکنیک غیرخطی مارکوف سوئیچینگ با کاربرد داده‌های تجربی در قالب یک مدل اقتصادسنجی (برآورد بردارهای غیرخطی) بود. جهت نیل به این منظور، پس از بیان مبانی نظری تکنیک مارکوف سوئیچینگ، از این روش در برآورد تأثیرات غیرخطی تورم و جهانی شدن (اثرات تقاطعی) بر توسعه مالی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ استفاده گردید. در مدل اثر تعاملی بین جهانی‌شدن و تورم درنظر گرفته شده است و اثر در هر دو رژیم رکود و رونق بر توسعه مالی منفی بوده است. این مورد نشان می‌دهد که در کشور ایران با وجود تورم قابل‌ملاحظه، جهانی‌سازی در حضور تورم دیگر اثر مثبت حتی در رژیم رونق ندارد؛ بلکه در هر دو رژیم اثر منفی دارد. بنابراین، نقش تورم در سرکوب مالی بسیار بزرگتر از نقش جهانی‌شدن در بهبود توسعه مالی است و این مورد به‌دلیل تورم بالا در ایران در سال‌های متمادی است که در کنار سطح آزادی اقتصادی و جهانی‌شدن پایین اثرات منفی تشدید می‌شود. تورم باعث می‌شود که تمایل به پس‌انداز کاهش یابد و وجوه برای سرمایه‌گذاری کم شود و بانک‌ها نیز به‌دلیل پایین بودن نرخ بهره نسبت به تورم تمایلی به وام‌دهی ندارند و بیشتر تمایل به نگه‌داری وجه نقد در عوض وام‌دهی دارند و همه این موارد باعث می‌شود که حتی در رژیم رونق نیز جهانی‌شدن اثر مثبت بر توسعه مالی نداشته باشد و در حضور تورم باعث کاهش توسعه مالی می‌شود. براساس نتایج غیرخطی حاصله، در هر دو رژیم رونق و رکود، اثرات تقاطعی تورم و جهانی شدن، تأثیر منفی بر شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) داشت. در ارتباط با متغیرهای کنترل نیز در مورد متغیرهای سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی، شاهد رابطه مثبت ولی در مورد متغیر مخارج دولت، شاهد رابطه منفی می باشیم. لذا باتوجه به نتایج حاصله پیشنهادات به شرح زیر ارائه می‌شوند:

آنچه می توان با قاطعیت اظهار داشت اینست، که توجه به جهانی شدن و پیوستن به سازمان‌های جهانی مثل سازمان تجارت جهانی می‌تواند به ارتقای عملکرد شاخص‌های توسعه مالی در ایران کمک شایانی بنماید. چراکه، کشور ایران در مسیر جهانی‌شدن و ادغام در آن، راه طولانی در پیش دارد. براین اساس، ابعاد اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی به‌ویژه، بعد سیاسی نیاز به یک بازنگری اساسی دارند.

با سیاست‌های هدف‌گذاری، کنترل و مهار تورم و ایجاد زمینه‌های ثبات اقتصادی، می‌توان به مقابله با ریسک و نااطمینانی حاصل از تورم پرداخته و به سطح متعادلی از تورم دست یافت، که جهت نیل به این مقصود ابتدا لازم است که ریشه‌های تورم (تورم ناشی از فشار تقاضا، تورم پولی، تورم ساختاری، تورم وارداتی و تورم ناشی از فشار هزینه) بصورت دقیق در جوامع درحال توسعه، شناسایی شوند و سپس، یک بازنگری اساسی در روش‌ها و ساختارهای سیاست‌گذاری دولت در اقتصاد کلان، به‌ویژه در ساختار و سیاست‌گذاری‌های پولی صورت بگیرد و در این بین، مسئله انتظارات تورمی نیز، نباید نادیده گرفته نشود.

منابع

اصغرپور، ح.، رضازاده، ع.، محمدپور، س. و جهانگیری، خ. (۱۳۹۰)، بررسی تجربی مدل پولی نرخ ارز در ایران با استفاده از رهیافت مارکوف- سوئیچینگ، سیاست گذاری اقتصادی، ۴، ۲۱-۱.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۹). آمار و داده ها. بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی. قابل دسترسی در آدرس: http://www.tsd.cbi.ir.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۴۰۰). آمار و داده ها. بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی. قابل دسترسی در آدرس: http://www.tsd.cbi.ir.

حسینی نسب، ابراهیم و مهدیه رضا قلی زاده، (۱۳۸۹). بررسی ریشه های مالی تورم در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۰(۱): ۴۳-۷۰.

خیاط رسولی، م.، آل عمران، ر.، مهرگان، ن. و محمدزاده، پ. (۱۳۹۹). تأثیر کیفیت نهادی دولت و نوع سیستم‌های مالی روی رشد اقتصادی کشورهای منتخب اسلامی. اقتصاد و بانک‌داری اسلامی، ۳۳، ۱۱۹-۸۹.

دادگر، ی. ا.، کشاورز، غ. ر. و تیاترج، ع. (۱۳۸۵). تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران. جستارهای اقتصادی، ۵، ۸۸-۵۹.

سلیمانی، م.، پایتختی اسکوئی، س.ع.، دیزجی، م. و اسکندری سبزی، س. (۱۴۰۱). تأثیرات غیرخطی جهانی شدن بر توسعه مالی در ایران: رهیافت مارکوف سوئیچینگ. اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۳۸، ۳۰۹-۲۸۳.

سوری، ع. (۱۳۹۰)، اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews7 ، نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم. تهران.

مرکز آمار ایران. (۱۳۹۸). آمار و داده ها. قابل دسترسی در آدرس https://amar.org.ir/news

منجذب، م. ر. و نصرتی، ر. (۱۳۹۷)، مدلهای اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استاتا، تهران: موسسه کتاب مهربان نشر.

Abdullahi, D. (2013). Effects of financial liberalization on financial market development and economic performance of the SSA region: An empirical assessment. Economic Modelling, 30, 261-273.

Benati, L. (2009). Long run evidence on money growth and inflation.

Deschamps, Ph. J. (2008), Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of Us Unemployment, Journal of Applied Econometrics, 4, 435-462.

Enders, W. (2004), Applied Econometric Time Series, New York: Wiley Press.

Fallahi, F., & Rodriguez, G. (2007). Using Markov-Switching Model to Identify the Link Between Unemployment and Criminality, Working Paper, University of Ottawa.

Frederic, M. S. (2009). Globalization and Financial, Development. Journal of Development Economics, 89, 164-169.

Haider Zaidi, S. A., Wei, Z., Gedikli, A., Wasif Zafar, M., Houa, F., & Iftikhar, Y. (2019). The impact of globalization, natural resources abundance, and human capital on financial development: Evidence from thirty-one OECD countries. Resources Policy, 64.

Hamilton, J. D. (1989). New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, Econometrica, 57, 357-384.

Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis, Princeton University Press: Princeton.

International Monetary Fund. (2018). https://www.imf.org/en/Home.

Kim, S., & Bhattacharya, R. (2009), Regional Housing Prices in the USA: An Empirical Investigation of Nonlinearity, Journal of Real Estate Finance and Economics, 4, 443-460.

Liu, O., & Adedeji, O. (2000). Determinants of inflation in the Islamic Republic of Iran: A macroeconomic analysis.

Muye, I. M., & Muye, I. Y. (2017). Testing for causality among globalization, institution and financial development: Further evidence from three economic blocs. Borsa Istanbul Review, 2, 117-132.

Swiss Economic Institute. (2021). KOF Index of Globalization. Retrieved from http://globalization.kof.ethz.ch/.

Yingfu, X., Jun, Y., & Bo, R. (2007). A General Autoregressive Model with Markov Switching: Estimation and Consistency Research Report, Centre of Biostochastics, 6, 1-21.

Estimation of Inflation and Globalization Nonlinear Vectors on financial development by Markov Switching Technique

Mahdi Jalili[1] Elnaz Entezar[2] Tahereh Akhundzadeh Yousefi[3] Mohammad Sokhanvar[4]

Abstract

Examining the effects of inflation and globalization on changes in the growth rate of financial development components is a topic that has attracted the attention of many researchers in recent decades. This is especially important in developing societies, which are mainly plagued by high inflation rates. The quantitative indicators of inflation, globalization and financial development alone are not informative and effective. For this reason, one of the scientific methods for studying economic data is their statistical modeling using nonlinear tools such as Markov switching technique. This article, while examining the advantages of Markov switching technique, uses this method in the form of an econometric model to study the nonlinear effects of inflation and globalization (crossover effects) on financial development in Iran during the period 1988 to 2021. The results show that in both boom and recession regimes, the combined effects of inflation and globalization have a negative impact on the financial development index (banking credit).

Keywords: Globalization, Inflation, Financial Development, Markov Switching.

JEL Classification: F36, E31,O16, C32.

[1] Ph.D. Candidate, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
jalili.mahdii@gmail.com
[2] Ph.D. Candidate, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
jalili.mahdii@gmail.com
[3] Assistant Prof., Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
t.akhoondzadeh@iaurmia.ac.ir
[4] Assistant Prof., Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
mohammad.sokhanvar@iaurmia.ac.ir