فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره پنجاهم، بهار ۱۴۰۴- صفحات ۴۸۲-۴۶۵

برآورد بردارهای غیرخطی دستمزد و تورم با تکنیک مارکوف سوئیچینگ

نوع مقاله: پژوهشی

اکرم حسن‌نژاد کشکی[۱]
مهدی مرادی[۲]
سیما اسکندری سبزی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۳/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۶/۵

چکیده

امروزه بهره‌وری یک ضرورت برای رشد اقتصادی و ارتقای سطح زندگی و رفاه یک کشور محسوب‌می‌شود. از اوایل دهه ۱۹۷۰ بهره‌وری یکی از مهم‌ترین موضوعاتی بوده است که در سطح سازمان‌ها و در کشورها، توجه ویژه‌ای را به خود جلب کرده است. در واقع مقدار و نرخ رشد بهره‌وری در هر کشور، تأثیر به سزایی در روند متغیرهای کلان اقتصادی در سطح جهانی دارد. عوامل بسیاری بر بهره‌وری تأثیرگذارند که در این بین، نقش دستمزد و تورم می‌تواند حائز اهمیت فراوانی باشد. شاخص‌های کمی تورم، دستمزد و بهره‌وری به‌تنهایی آگاهی بخش و مؤثر 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 دستمزد و تورم بر بهره‌وری نیروی کار در ۱۷ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا

---

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران
hasannezhadak@gmail.com
۲ . استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
moradi@pnu.ac.ir
۳ . استادیار، گروه اقتصاد، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران
eskandari_economy@yahoo.com

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

۲۰۲۰ به کار می‌گیرد. نتایج به‌دست آمده نشان‌می‌دهد که در هر دو رژیم رونق و رکود، اثرات تقاطعی دستمزد و تورم، تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار دارد.

واژه‌های کلیدی: دستمزد، تورم، بهره‌وری نیروی کار، مارکوف سوئیچینگ.
طبقه بندی JEL: E24،E23، E31, C24.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

مقدمه

امروزه بهره‌وری یک ضرورت برای رشد اقتصادی و ارتقای سطح زندگی و رفاه یک کشور محسوب می‌شود. از طرف دیگر، باید به این نکته توجه کرد که ما در تحولات اقتصادی به دوره‌ای قدم نهاده‌ایم که عوامل سنتی قدرت اقتصادی یعنی زمین، ماشین آلات و نیروی کار، دیگر، عوامل تعیین کنندهٔ عملکرد اقتصادی کشورها نیستند؛ امروزه موفقیت کشورها به صلاحیت‌های علمی مانند دانش فنی، خلاقیت کارکنان، به‌کارگیری شیوه‌های نوین علمی در مدیریت و قابلیت نوآوری بستگی دارد که تمامی این عوامل در افزایش بهره‌وری متبلور می‌شوند. از طرفی نیز، یکی از پیش فرض‌های اصلی توسعه پایدار در اقتصاد ملی استفاده کارا و بهینه از عوامل تولید اصلی از قبیل نیروی کار، زمین و سرمایه می‌باشد. طبق تئوری‌های پایه‌ای اقتصاد نقش نیروی کار در فرآیند تولید تغییرات قابل توجهی را در طول زمان داشته است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۹). این تغییرات شامل مفاهیم نیروی کار بوده که از یک طرف توانایی‌های فیزیکی و از طرف دیگر بهره وری ناشی از انباشت دانش مهارت‌ها و تجارب نیروی کار را ارزیابی می‌کند. اقتصاددانان عوامل مختلفی را در ارتباط با پایین بودن نرخ رشد بهره وری در جوامع درحال‌توسعه مطرح کرده‌اند. از مهمترین این عوامل، تغییرات نرخ تورم و دستمزد است. بررسی تأثیرات همزمان نرخ تورم و دستمزد بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار، موضوع بحث بسیاری از مقالات و تحقیقات انجام شده در کشورهای توسعه‌یافته و بعضاً کمتر توسعه‌یافته است (همان منبع).

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[1]، از این روش در برآورد تأثیرات غیرخطی دستمزد و تورم بر بهره‌وری نیروی کار در ۱۷ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ استفاده می‌گردد.

مقاله حاضر در هشت بخش سازماندهی شده‌است. به‌طوری‌که پس از مقدمه در بخش دوم، مزیت مدل‌های غیرخطی مطرح می‌گردد. بخش سوم به مزیت روش مارکوف سوئیچینگ اختصاص دارد. در بخش چهارم، مدل مارکوف سوئیچینگ بیان می‌گردد. در بخش پنجم نیز به حالات مختلف مدل تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ پرداخته می‌شود. بخش‌های ششم و هفتم مقاله، به‌روش شناسی و معرفی مدل و یافته‌های پژوهش اختصاص دارند. درنهایت بخش هشتم مقاله، به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته‌است.

---

[1] Markov Switching

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

۱- 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. از جمله مدل‌های غیرخطی می‌توان، به مدل مارکوف سوئیچینگ اشاره کرد. این مدل، با نام مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود، این است که یک 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 به‌دست خواهد آمد (فلاحی و رودریگز[1]، ۲۰۰۷). اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان، به‌دلایل 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 شده‌است که از جمله 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 مثلاً به‌دلیل 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 رژیم‌های مختلف را برآورد کنند. از جمله مدل‌هایی که برای حل مشکلات ارائه و بسط داده‌شده‌است، می‌توان به مدل مارکوف سوئیچینگ نیز، اشاره کرد(همیلتن[2]، ۱۹۹۴).

این مدل برای تبیین رفتار متغیرهایی که به‌طور مداوم تغییر جهت می‌دهند و رفتار آنها از یک حالت به‌حالت دیگر، تغییر کرده و مجدداً به‌حالت 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

1 Fallahi & Rodriguez
2 Hamilton

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

۱۹۸۹، مطرح شد که به‌عنوان 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. به‌طوری‌که 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(همیلتن، 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 وضعیت‌ها یا رژیم‌های مختلف می‌باشد که وضعیت‌های مختلف به‌وسیله متغیر غیرقابل مشاهده نشان داده‌می‌شود. درواقع منطق این نوع مدل‌سازی، ترکیب توزیع‌های گوناگون با خصوصیات متفاوت می‌باشد که ارزش جاری متغیرها بر طبق وضعیت (غیرقابل مشاهده) محتمل‌تر که به‌وسیله مشاهدات تعیین می‌گردد، از این مدل استخراج می‌شود (سوری، ۱۳۹۵).

۲- مزیت روش مارکوف سوئیچینگ

از جمله ویژگی‌های 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، می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. در عین حال، در این مدل زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری به‌صورت درون‌زا تعیین می‌گردند.

۲) تفاوت واریانس‌ها نیز می‌توانند به‌عنوان 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 (ینگفو و همکاران[1]، ۲۰۰۷).

[1] Yingfu et al

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

۴) در مدل مارکوف- سوئیچینگ به‌منظور 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 به‌علت غیر خطی بودن قابلیت تبیین مشخصه‌های عدم تقارن رژیم‌ها را دارا می‌باشد و از روش‌های VAR و ARIMA مناسب‌تر است. این روش به‌علت 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(اندرز[1]، ۲۰۰۴).

۷) تابع انتقال در الگوی مارکف سوئیچینگ، به‌راحتی با استفاده از داده‌ها تخمین زده می‌شود. اما در دو الگوی خود رگرسیون آستانه‌ای[2] و خود رگرسیون با انتقال ملایم[3]، 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 خود رگرسیون با انتقال ملایم، صرفاً انتقال ملایم بین دو رژیم را بررسی می‌کند(کیم و باتاچاریا[4]، ۲۰۰۹)

۹) الگوی مارکوف سوئیچینگ، اطلاعات مقدماتی کمتری نسبت به دو الگوی دیگر وارد می‌کند.

۱۰) تغییر رژیم در الگوی مارکف سوئیچینگ، به‌طور درون‌زا تعیین می‌گردد، اما در دو الگوی خود رگرسیون آستانه‌ای و خود رگرسیون با انتقال ملایم، به‌صورت از پیش تعیین شده می‌باشد(دِشَمْپس[5]، ۲۰۰۸).

۳- 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

1 Enders
2 Threshold Autoregressive Model
3 Smooth Transition Autoregressive Model
4 Kim & Bhattacharya
5 Deschamps

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

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:

$$P\ (Y_t\ |Y_1,Y_2,\ldots.Y_{t-1}) = P\ (Y_t\ |Y_{t-1}) \quad (۱)$$

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 قابل‌تصور نمی‌باشد. قوت این مدل در انعطاف‌پذیری می‌باشد که امکان در نظر گرفتن 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 می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

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

در تابع چگالی بالا، متغیر غیرقابل مشاهده S_t به‌صورت پانویس در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده Y_t ظاهر شده‌است 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 قابل‌تفسیر می‌باشد، از تابع چگالی بالا نمی‌توان برای تشکیل تابع درستنمایی به‌منظور استنباط آماری استفاده نمود. ساده‌ترین روش برای حل این 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 به‌دست بیاید و سپس بر روی S_t جمع می‌زنیم. بنابراین می‌توان نوشت:

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

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

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

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

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 عدم‌تغییر وضعیت می‌باشند و سایر عناصر نشانگر تغییر وضعیت هستند. در حالت کلی p_{ij} احتمال تغییر وضعیت از i به j را نشان‌می‌دهد. اگر $i=j$ باشد، ثبات وضعیت را شاهد هستیم و اگر $i\neq j$ باشد، تغییر وضعیت را شاهد خواهیم بود. لذا P_{11} احتمال این است که در دوره t

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

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 نشان‌می‌دهد 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. به‌طور 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 (من جذب و نصرتی، ۱۳۹۷). در دو وضعیتی، ε_t عبارت است از:

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

۴- حالات مختلف مدل تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ

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

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل مارکوف- سوی چین

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

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

MSH (m) - AR (P)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$s_t \sim \mathrm{IID}(0, \delta^2)$	واریانس جملات خطا
MSA (m) - AR (P)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} a_i(s_t)(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$s_t \sim \mathrm{IID}(0, \delta^2)$	ضرایب جملات خود توضیح

منبع: من جذب و نصرتی (۱۳۹۷)

با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به‌دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول (۲) خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف- سوی چین را نشان‌می‌دهد.

جدول ۲. خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های مارکوف سوی چین

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	C ثابت	C ثابت
α_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM-AR	ARخطی	MSI	ARخطی
	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: من جذب و نصرتی (۱۳۹۷)

برای توضیح بیشتر در حالت MSMH-AR هم واریانس مدل وهم میانگین مدل وابسته به متغیر وضعیت می‌باشد و در حالت MSMAH-AR واریانس و میانگین و نیز پارامترهای مدل اتورگرسیو وابسته به متغیر وضعیت می‌باشند. با توجه به این واقعیت که 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) به‌صورت غیرخطی مدل‌سازی نمود (من جذب و نصرتی، ۱۳۹۷).

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

۵- روش شناسی و معرفی مدل

در این مقاله برای برآورد بردارهای غیرخطی از طریق تکنیک مارکوف سوئیچینگ[1]، تأثیرات دستمزد و تورم بر بهره‌وری نیروی کار در ۱۷ کشور منتخب درحال‌توسعه (ایران، ترکیه، ارمنستان، برزیل، مصر، اندونزی، اردن، موریس، مغولستان، فیلیپین، تایلند، کلمبیا، هندوستان، قزاقستان، مکزیک، پرو و آفریقای جنوبی) طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل مورد بررسی نیز با تکیه‌بر مبانی نظری و تعدیل مطالعات تجربی صورت گرفته به‌ویژه مقاله اریلماز و با کیر(۲۰۱۸)[2]، به شرح زیر تصریح شده‌است:

$$LnLP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(W_{it}*INF_{it}) + \alpha_2 FDI_{it} + \alpha_3 LnH_{it} + \alpha_4 LnDB_{it} + \alpha_5 LnCC_{it} + \alpha_6 LnO_{it} + \varepsilon_{it}$$

LP: بیانگر بهره‌وری نیروی کار می‌باشد که از نسبت تولید بر نهاده نیروی کار به‌دست می‌آید.

W: بیانگر دستمزد می‌باشد که با درآمد سالانه ناشی از کار افراد سنجش می‌شود.

INF: گویای نرخ تورم بر مبنای شاخص قیمتی مصرف‌کننده می‌باشد.

FDI: بیانگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از نوع جریان ورودی است که به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

H: نشان‌دهنده سرمایه انسانی می‌باشد که در قالب مخارج آموزشی دولت که به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است، در مدل وارد می‌شود.

DB: نشانگر شاخص کلی فضای کسب و کار می‌باشد، که از مولفه‌های شروع کسب و کار، اخذ مجوز، دریافت الکتریسیته، ثبت مالکیت، اخذ اعتبار، حمایت از سرمایه‌گذار ان، پرداخت مالیات، تجارت خارجی، تعطیل‌کردن کسب و کار، اجرای قراردادها، استخدام و اخراج نیروی کار، ناشی می‌گردد.

CC: نشانگر کنترل فساد می‌باشد.

O: مبین آزادسازی تجاری می‌باشد که از مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی حاصل می‌شود.

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

لازم به ذکر است که اطلاعات مربوط به دستمزد، تورم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی، فضای کسب و کار، کنترل فساد و آزادسازی تجاری، از وب سایت بانک‌جهانی گردآوری شده‌اند. اطلاعات مربوط به بهره‌وری نیروی کار نیز از جدول جهان پن[3] استخراج‌شده‌اند. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل نیز از نرم‌افزارهای Eveiws و Oxmetrics استفاده شده‌است.

---

1 Markov Switching
2 Eryilmaz & Bakir
3 Penn World Table

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- آزمون مانایی

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو[1] استفاده شده‌است، که خلاصه نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده‌است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها (عدم مانایی) می‌باشد و فرضیه مقابل نیز مبنی بر عدم وجود ریشه واحد (مانایی) می‌باشد. همان طور 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
LnLP	-۳/۴۹۱۲	۰/۰۰۰۲
W*INF	-۳/۹۵۸۱	۰/۰۰۰۰
FDI	-۳/۷۶۹۳	۰/۰۰۰۱
LnH	-۲/۸۵۷۲	۰/۰۰۲۱
LnDB	-۷/۹۴۷۸	۰/۰۰۰۰
LnCC	-۵/۲۲۹۵	۰/۰۰۰۰
LnO	-۵/۴۴۸۹	۰/۰۰۰۰

منبع: خروجی نرم‌افزار Eveiws

۶-۲- آزمون غیرخطی

مدل مارکوف سوئیچینگ زمانی مدل مناسبی می‌باشد که الگوی داده‌های بررسی‌شده، غیرخطی باشند. برای اینکه از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل کرد، از آزمون درست نمایی[2] 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. در صورتی که 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 شده‌است. همان طور که از نتایج جدول فوق پیداست در مدل مورد بررسی، مقدار

1 Levin, Lin & Chu
2 Likelihood Ratio Test

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

آماره از مقادیر بحرانی آن بزرگ‌تر می‌باشد و لذا می‌توان نتیجه گرفت که به‌جای الگوی خطی، بهتر است که روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ استفاده نمود.

جدول ۴. نتایج آزمون غیرخطی

احتمال	مقدار آماره
۰/۰۰۰۱	۲۳۶/۱۱

منبع: خروجی نرم‌افزار OxMetrics

۳-۶- تعیین تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها

باتوجه به مبانی نظری، می‌توان تعداد رژیم بهینه را معادل عدد ۲ فرض نمود (رژیم ۱: رونق و رژیم ۲: رکود). آماره‌های اطلاعاتی نیز، تعداد وقفه بهینه را برای مدل مشخص کرده است که خلاصه نتایج آماره‌های اطلاعاتی نیز در جدول (۵) ارائه شده‌است. با توجه به نتایج جدول فوق، هر سه آماره اطلاعاتی، تعداد یک وقفه را برای مدل مورد بررسی مشخص می‌کنند.

جدول ۵. تعیین تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها

وقفه	۰	۱	۲
Akaike	-۴/۰۲۲۳	-۵/۱۷۲۳	-۴/۱۱۴۶
Schwarz	-۳/۴۱۶۷	-۴/۹۹۵۶	-۳/۵۴۷۱
Hanan-Quinn	-۳/۱۱۹۸	-۵/۰۳۲۸	-۴/۶۵۱۹

منبع: خروجی نرم‌افزار Eveiws

۴-۶- برآورد مدل

جدول ۶. نتایج برآورد مدل

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	احتمال
رژیم ۱ (رونق)				
C	۶/۰۶۶۷	۱/۰۷۷۸	۵/۶۲۸۵	۰/۰۰۰۰
W*INF	-۰/۴۹۸۸	۰/۱۱۸۵	-۴/۲۰۹۳	۰/۰۰۰۰
FDI	۰/۱۲۴۱	۰/۰۶۷۳	۱/۸۴۳۸	۰/۰۶۵۲
LnH	۰/۳۷۲۲	۰/۰۵۱۱	۷/۲۷۹۴	۰/۰۰۰۰

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

LnDB	۰/۰۵۵۵۳	۰/۰۱۸۳	۳/۰۲۲۶	۰/۰۰۲۵
LnCC	۰/۲۸۵۳	۰/۰۸۵۵	۳/۳۳۴۳	۰/۰۰۰۹
LnO	۰/۶۵۸۴	۰/۲۹۷۳	۲/۲۱۴۳	۰/۰۲۶۸
رژیم ۲ (رکود)				
C	-۸/۶۴۶۸	۵/۰۷۲۷	-۱/۷۰۴۵	۰/۰۸۸۳
W*INF	-۰/۹۶۲۳	۰/۱۸۳۲	-۵/۲۵۰۵	۰/۰۰۰۰
FDI	-۰/۲۶۵۸	۰/۱۰۲۷	-۲/۵۸۸۶	۰/۰۰۹۶
LnH	۰/۳۲۹۳	۰/۰۲۲۷	۱۴/۴۷۹۹	۰/۰۰۰۰
LnDB	۰/۰۴۸۲	۰/۰۰۹۶	۵/۰۰۲۵	۰/۰۰۰۰
LnCC	-۰/۲۴۵۳	۰/۱۰۷۶	-۲/۲۶۹۷	۰/۰۲۲۶
LnO	۰/۴۷۶۱	۰/۱۴۶۳	۳/۲۵۲۹	۰/۰۰۱۱

منبع: خروجی نرم‌افزار Eveiws

نتایج حاصل از رژیم (۱) را می‌توان به شرح زیر ارائه نمود:

- اثرات تقاطعی دستمزد و تورم تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۴۹- می‌باشد که بیانگر این امر است که، به‌واسطه افزایش در اثرات تقاطعی دستمزد و تورم، بهره‌وری نیروی کار کاهش می‌یابد.

- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح ده درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۱۲ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بهره وری نیروی کار افزایش می‌یابد.

- سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۳۷ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در سرمایه انسانی، بهره‌وری نیروی کار معادل ۰/۳۷ درصد افزایش می‌یابد.

- فضای کسب و کار تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۰۵ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در فضای کسب و کار، بهره‌وری نیروی کار معادل ۰/۰۵ درصد افزایش می‌یابد.

- کنترل فساد تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۲۸ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در کنترل فساد، بهره‌وری نیروی کار معادل ۰/۲۸ درصد افزایش می‌یابد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

- آزادسازی تجاری تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح پنج درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۶۵ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در آزادسازی تجاری، بهره‌وری نیروی کار معادل ۰/۶۵ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج حاصل از رژیم (۲) نیز به شرح زیر ارائه می‌گردد:

- اثرات تقاطعی دستمزد و تورم تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۹۶- می‌باشد که بیانگر این امر است که، به‌واسطه افزایش در اثرات تقاطعی دستمزد و تورم، بهره‌وری نیروی کار کاهش می‌یابد.

- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۲۶- می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بهره وری نیروی کار کاهش می‌یابد.

- سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۳۲ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در سرمایه انسانی، بهره وری نیروی کار معادل ۰/۳۲ درصد افزایش می‌یابد.

- فضای کسب و کار تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۰۴ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در فضای کسب و کار، بهره‌وری نیروی کار معادل ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد.

- کنترل فساد تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح پنج درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۲۴- می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در کنترل فساد، بهره وری نیروی کار معادل ۰/۲۴ درصد کاهش می‌یابد.

- آزادسازی تجاری تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب این متغیر معادل ۰/۴۷ می‌باشد که بدان مفهوم است که، به‌واسطه یک درصد افزایش در آزادسازی تجاری، بهره‌وری نیروی کار معادل ۰/۴۷ درصد افزایش می‌یابد.

۵-۶- برآورد احتمال انتقال هر یک از رژیم‌ها

در مدل فوق، احتمال ماندن در رژیم اول معادل ۰/۳۶ و احتمال ماندن در رژیم دوم معادل ۰/۹۷ می‌باشد. این امر نشان دهنده پایداری بیشتر رژیم دوم نسبت به رژیم اول می‌باشد. احتمال انتقال از رژیم اول به رژیم دوم نیز معادل ۰/۶۴ و احتمال انتقال از رژیم دوم به رژیم اول معادل ۰/۰۳ می‌باشد. این امر نشانگر موقتی‌بودن رژیم اول و انتقال سریع از رژیم اول به رژیم دوم می‌باشد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

جدول ۷. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۳۶	۰/۶۴
رژیم ۲	۰/۰۳	۰/۹۷

منبع: خروجی نرم‌افزار Eveiws

۶-۶- برآورد ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

احتمال قرارگرفتن مشاهدات در رژیم اول ۲۱/۶۷ درصد و در رژیم دوم معادل ۷۸/۳۳ درصد می‌باشد که بدین مفهوم است که، با احتمال ۲۱/۶۷ درصد، می‌توان اظهار نمود که مشاهدات در رژیم اول قرار می‌گیرند و با احتمال ۷۸/۳۳ درصد، مشاهدات در رژیم دوم قرار می‌گیرند. ستون آخر نیز بیانگر این امر است که، متوسط ماندن در رژیم اول، جمعاً در حدود ۴/۸۸ دوره می‌باشد و متوسط ماندن در رژیم دوم نیز، جمعاً در حدود ۱۷/۶۳ دوره می‌باشد.

جدول ۸. ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

	احتمال قرارگرفتن در رژیم مورد نظر	میانگین دوره قرارگرفتن در رژیم مورد نظر
رژیم ۱	۲۱/۶۷٪	۴/۸۸
رژیم ۲	۷۸/۳۳٪	۱۷/۶۳

منبع: خروجی نرم‌افزار OxMetrics

۷- نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات

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 دستمزد و تورم بر بهره‌وری نیروی کار در ۱۷ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ استفاده گردید. براساس نتایج غیرخطی حاصله، در هر دو رژیم رونق و رکود، اثرات تقاطعی دستمزد و تورم، تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار داشت. در ارتباط با متغیرهای کنترل نیز، متغیرهای سرمایه انسانی، آزادسازی تجاری و فضای کسب و کار در هر دو رژیم دارای تأثیر مثبتی بر بهره وری نیروی کار بودند ولی، در مورد متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کنترل فساد، در رژیم اول شاهد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

رابطه مثبت و در رژیم دوم شاهد رابطه منفی می‌باشیم. لذا باتوجه به نتایج حاصله پیشنهادات به شرح زیر ارائه می‌شوند:

- لازم است که کلیه سیاست‌هایی که به‌نوعی که از نظر کمی و کیفی بر حقوق و دستمزد اثر می‌گذارند، با درایت و تأمل بیشتری اتخاذ گردد تا همواره شاهد آثار مطلوب سیاست‌های حقوق و دستمزد بر بهره‌وری نیروی کار باشیم.

- 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 دست‌یافت، 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) به‌صورت دقیق در جوامع درحال‌توسعه، 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.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

منابع

۱. ابریشمی حمید، مهرآرا محسن ،احراری مهدی و نوری مهدی(۱۳۸۹). بررسی علیت غیرخطی GMDH میان تورم و رشد بهره‌وری در اقتصاد ایران. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱(۲)، ۱۶۰-۱۳۱.

۲. اصغرپور حسین، رضازاده علی، محمدپور سیاوش. و جهانگیری خلیل(۱۳۹۰)، بررسی تجربی مدل پولی نرخ ارز در ایران با استفاده از رهیافت مارکوف- سوئیچینگ، *سیاست گذاری اقتصادی*، ۲(۴)، ۱-۲۱.

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

۴. سلیمانی مرتضی، پایتختی اسکوئی سید علی، دیزجی منیره و اسکندری سبزی، سیما(۱۴۰۱)، تأثیرات غیرخطی جهانی‌شدن بر توسعه مالی در ایران: رهیافت مارکوف سوئیچینگ، نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۱۱(۳۸)، ۳۳۳-۳۰۷.

۵. عسکری محمد مهدی، ذوالفقاری امیر احمد(۱۳۹۷). بررسی سیاست تعیین حداقل دستمزد در اقتصاد اسلامی، *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۷(۲۳)، ۱۰۸-۸۷.

۶. منجذب محمدرضا. نصرتی رضا. (۱۳۹۷)، *مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استاتا*، تهران: مؤسسه کتاب مهربان نشر.

7. Deschamps, Ph. J. (2008), Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of Us Unemployment, *Journal of Applied Econometrics*, 4, 435-462.
8. Enders, W. (2004), Applied Econometric Time Series, New York: Wiley Press.
9. Eryılmaz, F., & Bakır, H. (2018). Real wages, inflation and labor productivity: An evaluation within Turkish context. Hitit University *Journal of Social Sciences Institute*, 11, 1946-1959.
10. Fallahi, F., & Rodriguez, G. (2007). Using Markov-Switching Model to Identify the Link Between Unemployment and Criminality, Working Paper, University of Ottawa.
11. Hamilton, J. D. (1989). New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, Econometrica, 57, 357-384.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]

12. Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis, Princeton University Press: Princeton.
13. 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.
14. Penn World Table. (2022). Retrieved from http://www. Ggdc.net/pwt.
15. World Bank.(2022).http://www.worldbank.org/data/onlinedatabases.html .
16. World Bank.(2022).http://www.doingbusiness.org/reports.
17. World Bank.(2022).http://info.worldbank.org/governance/wgi/.
18. 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.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-01-29]