

عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف - سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر

سیاب ممی پور^{۱*}، صغری جعفری^۲

۱. استادیار اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه خوارزمی، mamipours@gmail.com

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه

خوارزمی، Jafaris980@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران است. برای این منظور از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر در طی زمان استفاده شده است. به طوری که ابتدا رفتار نرخ ارز با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ تک متغیره با احتمال انتقال ثابت طی دوره‌ی زمانی ۹۳-۱۳۶۳ برآورد شده و سپس عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در چارچوب احتمال انتقالات متغیر در طی زمان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز با دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است و ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تورم و درآمدهای نفتی به عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشند. بدین صورت که تغییرات ذخایر ارزی، احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را، کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش تورم احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد. یعنی با افزایش نرخ تورم، ارزش پول ملی کاهش یافته و بر فشار بازار ارز افزوده می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است.

طبقه‌بندی JEL: F31، E58، E52، C34

واژه‌های کلیدی: فشار بازار ارز، ذخایر ارزی، تورم، درآمدهای نفت، مدل مارکوف-

سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت و متغیر

۱. مقدمه

مدیریت نرخ ارز در اقتصاد ایران همواره یکی از چالش‌های عمده‌ی سیاست‌گذاران اقتصاد کشور بوده و در همه‌ی دوره‌ها در محافل دانشگاهی و سیاست‌گذاری اقتصاد ایران مباحث چالش برانگیزی در خصوص نحوه‌ی تعیین نرخ ارز در جریان بوده است. تغییر نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت را در بخش خارجی و داخلی اقتصاد به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت تأثیر مثبت یا منفی قرار دهد. تعیین نرخ ارز از یک سو نقش مؤثری در صادرات و واردات و به دنبال آن تنظیم و تعدیل تراز تجاری و تراز پرداخت‌های کشور دارد و از سوی دیگر، نقش مؤثری در تعیین قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر رقبای خارجی در بازارهای داخلی و خارجی و به دنبال آن تعیین میزان تولید و اشتغال دارد. همچنین تعیین نرخ ارز می‌تواند بر سطح عمومی قیمت‌ها و به تبع آن تورم نیز مؤثر باشد، بنابراین با توجه به پیامدهای گسترده‌ی تغییر نرخ ارز برای عملکرد اقتصاد ایران، مدیریت نرخ ارز و بررسی عوامل مؤثر بر آن از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است.

به‌طور کلی، برای محاسبه‌ی فشار بازار ارز دو دسته الگوی خطی و غیرخطی وجود دارند. الگوهای خطی فشار بازار ارز را به روش‌های خطی محاسبه می‌کنند. اما از آن‌جا که رفتار فشار بازار ارز می‌تواند از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت و درون‌زا تعیین شود، لذا رفتار آن غیرخطی بوده و نیازمند استفاده از الگوهای غیرخطی مناسب است. یکی از تکنیک‌های غیرخطی مناسب برای برآورد فشار بازار ارز، الگوی مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر است که زمان تغییر رژیم در آن به صورت درون‌زا می‌باشد. این مدل شامل ساختارهای چندگانه است که می‌تواند رفتارهای سری‌های زمانی در رژیم‌های مختلف را مورد بررسی قرار دهد. در این روش با استفاده از یک الگوریتم تکراری به نام الگوریتم فیلتر، می‌توان رژیم‌های مختلف، طول هر رژیم و اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر فشار بازار ارز را در چارچوب احتمال بقا در رژیمی خاص یا انتقال از رژیمی به رژیمی دیگر مورد تجزیه و تحلیل قرار داد، از این‌رو، در این تحقیق تلاش شده است عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد وابسته به درآمدهای نفتی با استفاده از الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ مورد بررسی قرار گیرد.

در ادامه مطالب مقاله در چهار بخش سازماندهی شده است بدین صورت که بعد از مقدمه، در بخش دوم، به بیان مفاهیم نظری و عملیاتی فشار بازار ارز پرداخته شده و

سپس مطالعات تجربی داخلی و خارجی در بخش سوم به اختصار آورده شده است. بخش چهارم، به روش‌شناسی تحقیق و برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها اختصاص یافته و سرانجام در بخش پایانی، به نتیجه‌گیری و ارائه‌ی پیشنهادهای پرداخته شده است.

۲. فشار بازار ارز

فشار بازار ارز^۱ اولین بار توسط گیرتون و روپر^۲ (۱۹۷۷) مطرح شده و در ادامه ویمارک^۳ (۱۹۹۵)، تعریف آن را کامل کرده است. طبق تعریف ویمارک، فشار بازار ارز، کل تقاضای اضافی برای پول در بازارهای بین‌المللی را مورد سنجش قرار می‌دهد با این توضیح که این مازاد تقاضا برای ارز در شرایط عدم مداخله‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، در بازار ارز حذف می‌شود. از تعریف ویمارک استنباط می‌شود که در نظام نرخ ارز شناور، فشار بازار ارز می‌تواند به‌طور مستقیم و بدون محاسبات اضافی به‌صورت تغییرات نرخ ارز اندازه‌گیری شود، اما در سیستم نرخ ارز میانی (نه ثابت و نه کاملاً شناور) فشار بازار ارز با در نظر گرفتن تغییرات نرخ ارز، تغییرات ذخایر خارجی و تغییرات اعتبارات داخلی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه می‌شود (طباطبایی نسب و افشاری، ۱۳۹۱: ص ۳).

عوامل مختلفی بر فشار بازار ارز مؤثر است. یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران، درآمدهای نفتی می‌باشد. از آنجا که افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش ذخائر ارزی می‌شود، به دنبال آن فشار بر بازار ارز افزایش می‌یابد. به‌طور معکوس، کاهش درآمدهای نفتی از کانال کاهش ذخائر ارزی منجر به کاهش فشار بر بازار ارز می‌شود. همچنین در کشورهای متکی به نفت، دولت با در اختیار داشتن منابع طبیعی و حق انحصاری در صادرات آن‌ها، مالک بخش زیاد یا تمام درآمدهای حاصل از صادرات آن‌ها می‌باشد که این موضوع در مورد اقتصاد ایران نیز صادق است. در این کشورها به‌طور معمول بخشی از درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت به‌صورت مستقیم صرف مخارج دلاری دولت می‌شود و بخشی دیگر با مراجعه به بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و تبدیل آن به پول داخلی، صرف پوشش مخارج دولت در داخل می‌شود. هر چه بخش بیشتری از درآمدهای ارزی در داخل کشور باقی مانده و به ذخائر بانک مرکزی اضافه شود، یعنی نسبت درآمدهای ارزی به تغییر در ذخائر ارزی

1. Exchange Market Pressure
2. Girton and Roper
3. Weymark

بانک مرکزی کوچک‌تر باشد، احتمال بروز حملات سوداگرانه کمتر بوده و نیز توانایی بانک مرکزی در مقابله‌ی موفق با این حملات (البته در صورت وقوع)، بیشتر خواهد بود. همچنین هر چه تورم در یک کشور بالاتر باشد، هجوم سرمایه‌ها به بازار دارایی‌ها برای حفظ ارزش پول بیشتر خواهد بود، لذا انتظار بر این است که با افزایش تورم احتمال افزایش قیمت ارز به دلیل افزایش تقاضا برای آن بیشتر شود. البته لازم به ذکر است که اگر نرخ بهره در پاسخ به افزایش تورم افزایش یابد، امکان آن وجود دارد که سرمایه‌های خرد به سمت بانک‌ها بازگردند و از فشار بر بازار ارز کاسته شده و احتمال بحران ارزی کاهش یابد (ابراهیمی و توکلیان، ۱۳۹۱: صص ۱۳-۱۲)، بنابراین شناسایی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد.

وقوع فشار بازار ارز به وقوع هم‌زمان افزایش یا کاهش نرخ ارز بستگی دارد. چارچوب کلی مدل فشار بازار ارز در این مطالعه، مبتنی بر مطالعه کوماه^۱ (۲۰۱۱) است که مطابق آن، برای تعیین متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز از شرط تعادل در بازار پول، فرض برابری قدرت خرید^۲ (PPP)، برابری بهره پوشش داده نشده^۳ (UIP) و تابع واکنش حاکمیت پولی به صورت زیر استفاده می‌شود. در مطالعه‌ی کوماه (۲۰۱۱)، تقاضای واقعی برای پول به صورت تابع log-linear شده از درآمد (y) و نرخ‌های بهره‌ی اسمی داخلی (i) است:

$$m_t^d - p_t = \alpha y_t - \beta i_t + v_t \quad (1)$$

که در آن α نشانگر کشش درآمدی پول یا درصد تغییر تقاضای پول در برابر تغییر درآمد، β نشانگر کشش پول نسبت به نرخ بهره یا درصد تغییر تقاضای پول در برابر تغییر نرخ بهره و v_t نشانگر متغیر شوک پیش‌بینی نشده‌ی تقاضای پول است. فرض انتقال کامل تورم خارجی به قیمت‌های داخلی از طریق نرخ ارز (قیمت پول ملی بر حسب پول خارجی)، ایجاب می‌کند که فرض برابری قدرت خرید برقرار باشد و تصمیمات کارگزاران برای انتخاب سید بهینه‌ی پورتفوی‌شان از فرض برابری بهره پوشش داده نشده پیروی کند. با این دو فرض می‌توان معادله تقاضا برای پول را به صورت زیر نوشت:

$$m_t^d = (e_t + p_t^*) + \alpha y_t - \beta(i_t^* + E(\Delta e_{t+1} | I_t)) + v_t \quad (2)$$

-
1. Kumah
 2. Purchasing Power Parity
 3. Uncovered Interest Parity

که در آن p_t^* سطح عمومی قیمت‌های خارجی، i_t^* نرخ بهره خارجی، پرائنز اول برابری قدرت خرید و پرائنز دوم برابری بهره پوشش داده نشده می‌باشد، e_t نرخ ارز اسمی (قیمت پول ملی بر حسب پول خارجی)، $E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ عملگر انتظارات و $E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ تغییرات مورد انتظار نرخ ارز در آینده با داشتن اطلاعات تا دوره‌ی جاری هستند. عرضه‌ی پول داخلی از اعتبارات داخلی (d_t) و ذخایر خارجی (r_t) تشکیل شده است که با فرض ضریب پولی یک برای آن به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$m_t^s = d_t + r_t \quad (3)$$

علاوه بر این فرض می‌شود که حاکمیت پولی در بازار خارجی با خرید و فروش ارز خارجی طبق قانون زیر مداخله می‌کند:

$$\Delta r_t = -\chi \Delta e_t \quad (4)$$

مطابق این قانون و همچنین طبق جدول (۱)، اگر حاکمیت‌های پولی، تغییرات نرخ ارز را به صورت تقویت (تضعیف) نرخ ارز ببینند، با خرید (فروش) ارز خارجی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کنند. البته تحت نظام نرخ ارز کاملاً شناور، χ دقیقاً برابر صفر است و فرض می‌شود که نرخ ارز فقط از طریق تغییرات در عوامل اقتصادی تغییر می‌کند. با گرفتن اولین تفاضل از معادلات (۲) و (۳) و با توجه به اینکه $E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ همان $E(\Delta e_{t+1}|I_t) - e_t$ است، تغییرات در تقاضا و عرضه‌ی پول به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha \Delta y_t - \beta \Delta i_t^* - \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) + \beta \Delta e_t + \Delta v_t \quad (5)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta r_t \quad (6)$$

با برابر قرار دادن معادلات (۵) و (۶) برای تعادل در بازار پول و استفاده از معادله‌ی (۴)، نرخ ارز تعادلی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1+\beta+\chi)} \left(-\Delta p_t^* - \alpha \Delta y_t + \beta \Delta i_t^* + \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) - \Delta v_t + \Delta d_t \right) \quad (7)$$

معادله‌ی (۷) نشان می‌دهد که در غیاب مداخله بانک مرکزی ۱. با افزایش سطح قیمت‌های خارجی، ارزش پول ملی افزایش می‌یابد، ۲. با افزایش سطح تولید داخلی، تقاضا برای ارز خارجی کاهش می‌یابد و از این طریق سبب افزایش ارزش پول ملی می‌شود، ۳. افزایش نرخ بهره‌های خارجی سبب افزایش سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود و در نتیجه ارزش پول ملی کاهش می‌یابد، ۴. ارزش پول ملی در پاسخ به یک شوک مثبت تقاضای پول ملی افزایش می‌یابد که نرخ‌های بهره داخلی را بالا می‌برد ولی در پاسخ به شوک‌های عرضه‌ی پول انبساطی کاهش می‌یابد.

تغییرات نرخ ارز تا حد زیادی به ضریب مداخله χ بستگی دارد. وقتی این ضریب به سمت بی‌نهایت میل کند (چه مثبت و چه منفی)، مقدار تغییرات نرخ ارز صفر خواهد بود که این واقعیت در نظام نرخ ارز ثابت رخ می‌دهد و نشان‌دهنده این است که بانک مرکزی می‌تواند برای ثابت نگه‌داشتن نرخ ارز مداخله‌ی مستقیم داشته باشد. اگر این ضریب به سمت $-\infty$ میل کند، آنگاه تغییرات نرخ ارز از بالا به سمت صفر میل می‌کند و این به این معناست که بانک مرکزی در هنگام تضعیف ارزش پول ملی، با فروش ارز خارجی در بازار مداخله می‌کند و اگر این ضریب به سمت $+\infty$ میل کند، آنگاه تغییرات نرخ ارز از پایین به سمت صفر می‌رود که این نشان می‌دهد بانک مرکزی در هنگام افزایش ارزش پول ملی با خرید ارز خارجی در بازار ارز مداخله می‌کند. اگر ضریب مداخله صفر باشد، تغییرات نرخ ارز کاملاً شناور خواهد بود. همچنین مقادیر صفر تا بی‌نهایت ضریب مداخله، دلالت بر مداخله‌ی میانه و نظام شناور مدیریت شده دارد. افزون بر این وقتی $\chi < -(1 + \beta)$ باشد، آنگاه مداخله ناهمسو و اگر $\chi < -(1 + \beta)$ - باشد، آنگاه تغییرات نرخ ارز بسیار زیاد خواهد بود (کوماه، ۱، ۲۰۱۱: ص ۴).

جدول ۱. توصیف فشار بازار ارز

کاهش ارزش پول ($\Delta e_t \geq 0$)	افزایش ارزش پول ($\Delta e_t < 0$)	انباشت ذخایر ($\Delta r_t > 0$)
رابطه‌ی پول-نرخ ارز نرمال (مدل‌سازی با استفاده از یک مدل پولی حرکات نرخ ارز)	افزایش فشار (اندازه‌گیری با استفاده از یک شاخص بر پایه‌ی قدرت خرید یا یک شاخص بر پایه‌ی برابری بهره پوشش داده نشده)	
کاهش فشار (اندازه‌گیری با استفاده از یک شاخص بر پایه‌ی قدرت خرید یا یک شاخص بر پایه‌ی برابری بهره پوشش داده نشده)	رابطه‌ی پول-نرخ ارز نرمال (مدل‌سازی با استفاده از یک مدل تعادل سهام یا یک مدل پولی حرکات نرخ ارز)	کاهش ذخایر ($\Delta r_t \leq 0$)

منبع: کوماه، ۲۰۱۱: ص ۳

به منظور تشخیص رابطه‌ی بین مداخله و حرکات نرخ ارز، تعریف فشار بازار ارز مطرح می‌شود. طبق تعریف ویمارک، در سیستم نرخ ارز میانی، زمانی که مداخله در بازار ارز تنها از طریق خرید و فروش ذخایر ارزی انجام پذیرد، فشار بازار ارز را می‌توان از رابطه‌ی ۸ به‌دست آورد (طباطبایی نسب و افشاری، ۱۳۹۱: ص ۳):

$$EMP_t = \Delta e_t + \eta \Delta r_t \quad (8)$$

که در آن Δe_t نشانگر درصد تغییرات نرخ ارز، Δr_t نشانگر تغییرات ذخایر خارجی و $\eta = -\frac{\partial e_t}{\partial r_t}$ می‌باشد. البته این فرمول تنها زمانی به کار می‌رود که حاکمیت پولی هیچ‌گونه عقیم‌سازی روی اثر مداخله‌ی بازار ارز خارجی در پایه‌ی پولی اعمال نکند. بدین معنا که حاکمیت پولی در بازار ارز خارجی با خرید و فروش ارز مداخله کند. زمانی که مداخله‌ی بازار ارز به‌طور کامل عقیم است، یعنی حاکمیت پولی در بازار ارز خارجی مداخله نمی‌کند، فشار بازار ارز طبق معادله‌ی ۸ برابر تنها تغییرات در نرخ ارز می‌باشد که این مسئله طبق جدول ۱ امکان‌پذیر نمی‌باشد، چرا که طبق این جدول تغییرات هم‌زمان نرخ ارز و ذخایر ارزی منجر به فشار بازار ارز می‌شود، بنابراین با توجه به جدول ۱ و با جای‌گذاری معادله‌ی ۴ در معادله‌ی ۸ داریم:

$$EMP_t = (1 - \eta\chi)\Delta e_t$$

که در آن $\eta \in [-1, 0)$ و χ می‌تواند مقادیر مختلفی را اختیار کند. معادله‌ی ۹ در تشخیص فشار بازار ارز یک رابطه‌ی غیرخطی بین درجه‌ی مداخله (χ) و کشش تغییرات نرخ ارز در برابر تغییرات ذخایر خارجی (η) را نشان می‌دهد. جدول ۱ نیز تغییرات نرخ ارز و تغییرات ذخایر ارزی را به‌طور هم‌زمان در تشخیص فشار بازار ارز مشخص می‌کند. بنابراین جدول ۱ و معادله‌ی ۹ دارای پیوستگی می‌باشند.

همچنین شرایط تعیین انواع رژیم‌ها که در ادامه توضیح داده می‌شود، نشان می‌دهد عدم پیوستگی زمانی در فشار بازار ارز وجود دارد که ناشی از طبیعت غیرخطی آن به دلیل تغییرات گسسته در فرآیند نرخ ارز است، بنابراین برخلاف روش‌های خطی که فشار بازار ارز را با استفاده از معادله‌ی ۸ معرفی می‌کنند، در این مطالعه خصوصیت غیرخطی فشار بازار ارز مطابق با آنچه کوماه (۲۰۱۱) اشاره کرده است، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$EMP \begin{cases} < \cdot \text{ for } \chi \neq \cdot, \chi \in (-(1 + \beta), \infty) \text{ and } \Delta e_t < \cdot \text{ افزایش فشار} \\ = \cdot \text{ for } \chi = \cdot ; & \text{نرخ ارز نرمال} \\ > \cdot \text{ for } \chi \in (-\infty, -(1 + \beta)) \text{ and } \Delta e_t > \cdot \text{ کاهش فشار} \end{cases} \quad (10)$$

طبق این خصوصیت، فشار بازار ارز تحت سه رژیم ۱ تضعیف ارزش پول ملی، تغییرات نرمال نرخ ارز و تقویت ارزش پول ملی به‌صورت زیر شناسایی می‌شود: رژیم تضعیف ارزش پول ملی در زمانی رخ می‌دهد که تغییرات نرخ ارز نامنفی ($\Delta e_t \geq 0$) و

تغییرات ذخائر خارجی نامثبت ($\Delta r_t \leq 0$) است و به اصطلاح گفته می‌شود که فشار روی نرخ ارز بالاست. رژیم تقویت ارزش پول ملی نیز در زمانی رخ می‌دهد که تغییرات نرخ ارز، منفی ($\Delta e_t < 0$) و تغییرات ذخایر خارجی مثبت ($\Delta r_t > 0$) است و به اصطلاح گفته می‌شود که فشار روی نرخ ارز پایین می‌باشد. رژیم تغییرات عادی نرخ ارز نیز هنگامی اتفاق می‌افتد که یا تغییرات نرخ ارز نامنفی ($\Delta e_t \geq 0$) و تغییرات ذخایر خارجی مثبت ($\Delta r_t > 0$) است یا اینکه تغییرات نرخ ارز منفی ($\Delta e_t < 0$) و تغییرات ذخایر خارجی نیز نامثبت ($\Delta r_t \leq 0$) می‌باشد. در حقیقت رژیم تغییرات عادی نرخ ارز رژیم نرخ ارز کاملاً شناور را نشان می‌دهد که حاکمیت پولی هیچ‌گونه دخالتی در بازار ارز ندارد (خیابانی و همکاران، ۱۳۹۳: ص ۷).

از آن‌جا که بازار ارز در ایران نیز در دوره‌های مختلف دارای رژیم‌های ارزی مختلفی بوده و زمان تغییر رژیم نیز نامعلوم است، برای اندازه‌گیری فشار بازار ارز باید از روشی غیرخطی استفاده شود که روش مارکوف سوئیچینگ با احتمالات انتقال متغیر برای محاسبه‌ی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران روش غیرخطی مناسبی می‌باشد که در این مطالعه از این روش استفاده شده است.

۳. مروری بر ادبیات

۱.۳. مطالعات خارجی

یونوس^۱ (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای به‌طور تجربی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز بنگلادش را بررسی کرده است. در این مطالعه، فشار بازار ارز به‌صورت مجموع درصد تغییر ذخایر بین‌المللی و درصد تغییر نرخ ارز اسمی اندازه‌گیری می‌شود. همچنین در این مقاله به بررسی اثر تغییرات درآمد واقعی، ضریب پول و نرخ تورم خارجی بر فشار بازار ارز پرداخته شده است. از آنجایی که اقتصاد بنگلادش یک اقتصاد باز کوچک است، نرخ‌های ارز اسمی برای تخمین مدل‌های فشار بازار ارز مجزا به‌کار گرفته شده‌اند. این محقق به بررسی فشار بازار ارز بر اساس مدل گیرتون و روپر (۱۹۷۷) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری تک معادله دومرحله‌ای انگل-گرنجر طی اطلاعات فصلی ۲-۱۹۷۶ الی ۲۰۰۳ پرداخته است. نتایج حاصل از توابع واکنش عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس نشان می‌دهند سیاست پولی اندازه‌گیری شده توسط اعتبار داخلی، اثر قابل توجهی روی فشار بازار ارز دارد. پاسخ فشار بازار ارز به شوک اعتبار داخلی منفی و

1. Sayera Younus

معنی‌دار بوده است این بدین معناست که کارگزاران پولی در بنگلادش فشار بازار ارز را به‌وسیله کاهش ذخایر خارجی یا تضعیف پول ملی کاهش می‌دهند.

لیو و پایولس^۱ (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر فشار سیاسی خارجی بر افزایش سریع‌تر ارزش پول در چین پرداخته‌اند. در این راستا تعدادی شاخص فشار سیاسی مربوط به نرخ ارز پول در چین، با تأکید بر فشار ایالات متحده را مورد بررسی قرار داده و دریافته‌اند. این محققان دریافته‌اند که فشار سیاسی آمریکایی و غیرآمریکایی تأثیر قابل توجهی بر بازده‌های روزانه ارزش پول (در چین) ندارد. باین حال شواهد تجربی نشان می‌دهد فشارهای سیاسی به ویژه برای ایالات متحده آمریکا اثرات آماری معنی‌داری بر نوسانات شرطی پول (در چین) داشته است. علاوه بر این، آن‌ها همین روش را روی نرخ ارز آتی غیرقابل انتقال ۱۲- ماهه پول (در چین) انجام داده و طبق شواهد دریافته‌اند که جلسات دوجانبه چین و ایالات متحده بر نوسانات شرطی نرخ آتی غیرقابل انتقال پول (در چین) اثر می‌گذارد.

نارایان^۲ (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی پیش بینی بازده‌های نرخ ارز توسط قیمت نفت برای ۱۴ کشور آسیایی پرداخته و دریافته است. وی دریافت که قیمت‌های نفت بالاتر به کاهش آتی واحد پول ویتنام و افزایش آتی ارزهای محلی بنگلادش، کامبوج و هنگ‌کنگ منجر می‌شود.

ابوالباشر، هاگ و سادرسکی^۳ (۲۰۱۵)، طی مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر نرخ‌های ارز واقعی برای کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت پرداخته‌اند. آن‌ها دریافته‌اند که شوک‌های تقاضای نفت در اقتصادهای صادرکننده نفت موجب افزایش فشار نرخ ارز^۴ می‌شود. همچنین شواهد محدودی از تأثیرگذاری شوک‌های عرضه نفت بر نرخ‌های ارز یافته‌اند. افزون بر این دریافته‌اند شوک‌های تقاضای ارز بر هر دو کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت تأثیر می‌گذارد، اگرچه الگوی سیستماتیکی از افزایش یا کاهش نرخ‌های ارز واقعی وجود ندارد.

-
1. Liu and pauwels
 2. Seema Narayan
 3. Abul basher, Haug and Sadorsky
 4. Exchange rate appreciation pressure

اندرسون^۱ (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ی خود به بررسی پاسخ‌های نرخ ارز واقعی به شوک‌های عوامل مؤثر بر نرخ ارز برای چهارده کشور آسیایی در حال توسعه پرداخته‌اند. تحلیل آن‌ها بر پایه‌ی مدل تصحیح خطای برداری ساختاری پانل^۲ (PSVECM) می‌باشد و شناسایی شوک‌ها با استفاده از محدودیت‌های صفر و علامت انجام گرفته است. آن‌ها متوجه شده‌اند که آزادسازی تجاری، کاهش فشار دائم و مصرف دولتی بالاتر، افزایش فشار دائم را به همراه دارد. همچنین شواهد نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری و مصرف دولتی تأثیر قوی‌تری بر نرخ‌های ارز واقعی دارند، درحالی‌که اثر شوک‌های بهره‌وری بخش تجاری بر نرخ ارز ضعیف می‌باشد.

پندی^۳ (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ی خود با استفاده از یک مدل پولی فشار بازار ارز، به بررسی اثر سیاست پولی بر نرخ ارز نپال پرداخته و دریافته است که متغیرهای اعتبار داخلی و ضریب پولی تأثیرات مثبت و رشد پولی تأثیر منفی روی فشار بازار ارز دارد، ولی تورم خارجی اثر ناچیزی روی فشار بازار ارز دارد. درنهایت این محقق نتیجه گرفته است که سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش فشار بازار ارز می‌شود.

۲.۳. مطالعات داخلی

طباطبایی نسب و افشاری (۱۳۹۱)، به برآورد درجه‌ی مداخله‌ی مستقیم بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در بازار ارز از اردیبهشت ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۶ پرداخته‌اند. برای این منظور، شاخص فشار بازار ارز را با بهره‌گیری از روش 3SLS محاسبه کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که در دوره‌ی قبل از یکسان‌سازی، نرخ ارز میانگین درجه‌ی مداخله‌ی مستقیم بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ۰/۱۶ و در دوره‌ی بعد از یکسان‌سازی ۰/۳۳ بوده است. علاوه بر این، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در بیشتر ماه‌ها از سیاست مداخله‌ی ناهمسو پیروی کرده است.

هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز (EMP)، در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۷۰-۱۳۹۰ پرداخته‌اند؛ بدین منظور ابتدا شاخص EMP با به‌کارگیری یک روش الگو-مستقل محاسبه شده است. نتایج این برآورد نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز، ماهیتی غیرخطی داشته و بازار ارز ایران

-
1. Heather M. Anderson
 2. Panel structural vector error correction model
 3. Anjan Panday

طی دوره‌ی مورد بررسی همواره با کاهش فشار یا افزایش ارزش پول داخلی مواجه بوده است؛ همچنین، در هیچ دوره‌ای حرکتی یکنواخت و بدون فشار را تجربه نکرده است؛ چنین نتیجه‌ای شده است. که برای تحلیل فشار بازار ارز در ایران باید از الگوهای غیرخطی بهره گرفت؛ از این رو در ادامه با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR)، فشار بازار ارز در ایران مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاصل از برآوردها حاکی از آن است که تغییرات حجم پول و نرخ تورم در رژیم افزایش فشار بازار ارز، تأثیر مثبت و معناداری بر EMP داشته است، اما در رژیم کاهش فشار بازار ارز، ضریب نرخ تورم، منفی و ضریب تغییرات حجم پول، بی‌معنی بوده است.

باغجری، حسینی‌نسب و نجارزاده (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که چگونه مقامات پولی ایران نسبت به فشار بازار ارز طی دوره‌ی فصل اول سال ۱۳۶۸ تا فصل چهارم ۱۳۹۱ واکنش نشان داده‌اند. بدین منظور از مدل پولی گیرتون و روپر^۱ برای بیان تئوری و از روش خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به منظور تخمین استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که اجرای سیاست انبساط پولی موجب افزایش فشار بر نرخ ارز می‌شود همچنین تأثیر متغیر ضریب تکاثری پول بر فشار بازار ارز مثبت و تأثیر دو متغیر تولید داخلی و قیمت نفت خام بر فشار بازار ارز منفی می‌باشد. نتایج تجزیه‌ی واریانس متغیر فشار بازار ارز نشان می‌دهد در دوره‌ی اول این متغیر حدود ۹۵٪ و در دوره‌ی دوم از قدرت توضیح‌دهندگی این متغیر کاسته شده و حدود ۷۹٪ از تغییرات خود را توضیح می‌دهد. بین سایر متغیرها بیشترین توضیح‌دهندگی مربوط به متغیر ضریب تکاثری پول با قدرت توضیح‌دهندگی حدود ۱۰٪ است پس از این متغیر سایر متغیرها به ترتیب درآمد ملی با حدود ۶/۷٪، اعتبار داخلی با حدود ۳/۳۸٪ و در نهایت قیمت نفت با ۱/۶۱٪ از نوسان‌های فشار بازار را توضیح می‌دهند.

خیابانی و غلج‌های (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ی خود از یک مدل انعطاف‌پذیر فشار بازار ارز برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز و تعیین میزان مداخله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای مدیریت این نوسانات استفاده کرده‌اند. سپس این مدل را با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ- خودرگرسیو برداری (2)-VAR(2)-MSMH با داده‌های فصلی و در دوره‌ی ۹۲-۱۳۶۲ مورد برآورد قرار داده‌اند. در این الگو تغییرات سه متغیر شاخص قیمت‌های داخلی، نقدینگی و درآمد صادرات نفت به‌عنوان عوامل مؤثر بر فشار

بازار ارز شناسایی شده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش درآمد صادرات نفت موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و افزایش ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه می‌باشد، درحالی‌که کاهش درآمدهای نفتی با افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و افزایش فشار نرخ ارز همراه بوده است. همچنین نتایج بزرگ‌تر بودن احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را نسبت به احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی نشان می‌دهد.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی می‌توان دریافت که بیشتر مطالعات انجام گرفته در داخل، از مدل‌های خطی برای ارزیابی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز استفاده کرده‌اند در حالی‌که به دلیل رفتار غیر خطی فشار بازار ارز بهتر است از مدل‌های غیرخطی استفاده شود. همان‌طور که در مطالعه‌ی مربوط به هادیان و همکاران نیز به این نتیجه رسیده بودند که برای بررسی رفتار فشار بازار ارز در ایران باید از الگوی غیر خطی استفاده شود. مطالعه‌ی مشابه داخلی مربوط به مطالعه‌ی خیابانی و همکاران (۱۳۹۳) است که با استفاده از مدل مارکوف سوپچینگ خودرگرسیون برداری (MS-VAR) با ماتریس احتمال انتقال ثابت^۱ (FTP)، به بررسی فشار بازار ارز پرداخته‌اند. نوآوری مقاله‌ی حاضر نسبت به مقاله‌ی مذکور این است که برای بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز از ماتریس احتمالات انتقال متغیر در طی زمان^۲ (TVTP) استفاده شده است که روش مناسبی برای بررسی عوامل کلان اقتصادی روی فشار بازار ارز محسوب می‌شود.

۴. روش‌شناسی تحقیق

این مطالعه از نظر هدف بنیادی بوده و از لحاظ روش با رویکرد تحلیلی و توصیفی تهیه شده است. همچنین از نظر گردآوری آمار و اطلاعات به صورت کتابخانه‌ای می‌باشد. اطلاعات این تحقیق به صورت کتابخانه‌ای و استفاده از پایگاه‌های اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است. دوره‌ی زمانی مورد بررسی داده‌های سالانه کشور ایران مربوط به بازه‌ی زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ می‌باشد که بر حسب محدودیت دسترسی به اطلاعات متغیرهای مورد استفاده در مدل انتخاب شده است. همچنین از

1. Fixed Transition Probability

2. Time-Varing Transition Probability

روش مارکوف سوئیچینگ با ماتریس احتمالات انتقال متغیر در طی زمان برای برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج استفاده شده است.

۱.۴. روش مارکوف سوئیچینگ با احتمالات انتقال ثابت و متغیر

مدل مارکوف سوئیچینگ، به تازگی به صورت فزاینده‌ای در تحقیقات بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرند و یکی از مدل‌های سری زمانی غیرخطی معروف و شناخته شده است. این مدل شامل ساختارهای چندگانه می‌باشد که می‌تواند رفتارهای سری‌های زمانی در رژیم‌های مختلف را مورد بررسی قرار دهد. شکل جدیدی از مدل مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیزم تبدیل و انتقال بین ساختارها و رژیم‌های مختلف از طریق متغیر وضعیت غیر قابل مشاهده کنترل می‌شود که پیرو زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف است. قالب اصلی مدل تغییر رژیم احتمال تغییر تمام یا برخی پارامترها بر اساس فرایند مارکوف در وضعیت‌ها یا رژیم‌های مختلف است که وضعیت‌های مختلف به وسیله‌ی متغیر غیرقابل مشاهده نشان داده می‌شود. منطق این نوع مدل‌سازی ترکیب توزیع‌های مختلف با خصوصیات متفاوت است که ارزش جاری متغیرها بر طبق وضعیت (غیرقابل مشاهده) محتمل‌تر که به وسیله مشاهدات تعیین می‌شود از این مدل استخراج می‌شود.

مدل مارکوف سوئیچینگ برای نخستین بار از سوی کوانت^۱ (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد^۲ (۱۹۷۳)، معرفی و سپس از سوی همیلتون (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شده است. برخلاف دیگر روش‌های غیرخطی، همانند ANN^۳ و STAR^۴ که در آن‌ها انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت تدریجی^۵ انجام می‌پذیرد، در مدل مارکوف سوئیچینگ انتقال به سرعت^۶ انجام می‌گیرد. همچنین در بررسی روابط بین متغیرهای اقتصادی، روش خود رگرسیون برداری یکی از روش‌های متداول و رایج است، اما یکی از معایب این روش این است که فرض می‌کند تمام متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل پایا هستند و برای متغیرهای ناپایا قابل استفاده نمی‌باشد.

-
1. Quandt
 2. Quandt and Goldfeld
 3. Artificial Neural Network
 4. Smooth Transition Autoregressive
 5. Gradual Switching
 6. Sudden Switching

در تحقیق حاضر از آنجا که رفتار فشار بازار ارز از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت و درون‌زا می‌باشد از این روش با ماتریس احتمالات انتقال متغیر در طی زمان استفاده شده است. در این روش با استفاده از یک الگوریتم تکراری به نام الگوریتم فیلتر^۱، می‌توان رژیم‌های مختلف و طول مدت هر رژیم و فشار بازار ارز در هر رژیم و همچنین تأثیر متغیرهای تعیین‌کننده‌ی فشار بازار ارز روی احتمال گذار بین رژیم‌ها را با استفاده از ماتریس احتمال انتقال متغیر در طی زمان به دست آورد. در مدل مارکوف - سوئیچینگ، فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به یک فرآیند غیرقابل مشاهده (s_t) دارد. در یک مدل با دو رژیم، به‌سادگی می‌توان فرض کرد که s_t ، مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. یک مدل $AR(1)$ دو رژیمی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} \theta_{0,1} + \theta_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 1 \\ \theta_{0,2} + \theta_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 2 \end{cases} \quad (11)$$

و یا به صورت خلاصه می‌توان نوشت:

$$y_t = \theta_{0,s_t} + \theta_{1,s_t}y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

برای تکمیل مدل باید ویژگی‌های فرآیند s_t را مشخص کرد. در مدل مارکوف-سوئیچینگ، s_t یک فرآیند مارکوف از درجه‌ی اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض، بیانگر این نکته است که s_t فقط به رژیم دوره‌ی قبل، یعنی s_{t-1} بستگی دارد. احتمال انتقال^۲ p_{ij} که بیانگر احتمال حرکت زنجیره‌ی مارکوف، از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t می‌باشد، به صورت معادله‌ی ۱۳ بیان می‌شود.

$$p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (13)$$

انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیوی تک متغیره به شرح جدول ۲ می‌باشد.

1. Filtering algorithm
2. Transition Probability

جدول ۲. انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ

نام مدل	معادله	توزیع جملات اخلال	جزء وابسته به رژیم
MSM ¹ (m)-AR(p)	$\Delta y_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) - \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$	میانگین
MSI ² (m)-AR(p)	$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$	عرض از مبدأ
MSH ³ (m)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2(s_t))$	واریانس جملات خطا
MSA ⁴ (m)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (s_t) (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$	ضرایب جملات خود توضیح

منبع: کازرونی، اصغریور، محمدپور و بهاری، ۱۳۹۱

با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به دست آورد که در آن امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد، بنابراین، برای آنکه بتوان بهترین مدل را از میان مدل‌های فوق انتخاب کرد، استراتژی انتخاب مدل به صورت زیر خواهد بود:

۱. تعیین خطی بودن یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی^۵ (LR)

۲. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای حاضر در مدل با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک^۶ (AIC) و شوارتز^۷ (SIC) برای تمام حالت‌های ممکن مدل مارکوف سوئیچینگ (حالت‌های مذکور در جدول ۲)

۳. تعیین تعداد رژیم‌ها برای حالت‌های مختلف مدل مارکوف - سوئیچینگ با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز

1. Markov-switching mean
2. Markov-switching intercept term
3. Markov-switching heteroskedasticity
4. Markov-switching autoregressive p
5. Likelihood Ratio
6. Akaike Information Criterion
7. Schwarz Information Criterion

۴. مقایسه حالت‌های تخمین زده شده بر مبنای سه ویژگی «داشتن بیشترین ضرایب معنادار (به ویژه اجزای وابسته به رژیم)»، «داشتن بیشترین مقدار تابع حداکثر راستنمایی» و «داشتن حداقل واریانس جملات اخلاص»
 ۵. انتخاب مدل بهینه بر مبنای ویژگی فوق (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱: صص ۱۱-۱۲).
 بعد از مراحل فوق، دو روش برای تخمین احتمالات انتقالات وجود دارد که شامل احتمال انتقال ثابت (FTP) و احتمال انتقال متغیر در طی زمان (TVTP) می‌باشد. ویژگی اصلی FTP این است که اجازه نمی‌دهد احتمالات انتقال متغیر باشند. در این روش فرض می‌شود که احتمال متغیر S_t یک مقدار مشخص Z_t می‌باشد و تنها به مقدار قبلی S_{t-1} وابسته است:

$$p(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (14)$$

بنابراین در روش احتمال انتقال ثابت، ماتریس انتقال مارکوفی‌ای می‌توانیم بسازیم که انتقال به رژیم بعدی فقط به رژیم جاری بستگی داشته باشد، لذا احتمال انتقال به صورت زیر نشان داده می‌شود (همیلتون^۱، ۱۹۸۹: ص ۱۴).

احتمال ماندن در رژیم اول $p = pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1)$

احتمال ماندن در رژیم دوم $p = pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2)$

روش احتمال انتقال متغیر در طی زمان (TVTP) گسترش یافته، روش احتمال انتقال ثابت (FTP) می‌باشد. این روش اولین بار توسط فیلاردو^۲ (۱۹۹۴) معرفی شده است. در این مطالعه برای بررسی عوامل یا متغیرهای کلان اقتصادی روی فشار بازار ارز از این رویکرد استفاده می‌شود. تابع منطقی برای تشخیص احتمالات انتقال متغیر با زمان به صورت زیر می‌باشد:

$$p_{i,j,t} = pr[s_t = j | s_{t-1} = i, z_{t-1}] = \frac{\exp(\lambda_{i,j,0} + z_{t-1}' \lambda_{i,j,1})}{1 + \exp(\lambda_{i,j,0} + z_{t-1}' \lambda_{i,j,1})} \quad (15)$$

که در آن $i=1, \dots, M, j=1, \dots, M-1$ می‌باشد و همچنین داریم:

$$p_{i,M,t} = pr[s_t = M | s_{t-1} = i, z_{t-1}] = 1 - \sum_{j=1}^{M-1} p_{i,j,t}, i = 1, \dots, M \quad (16)$$

که در این معادلات M تعداد رژیم‌ها، S_t متغیر مارکوف مرتبه‌ی اول، Z_t برداری از متغیرهای اقتصادی می‌باشد که انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را توضیح می‌دهند.

1. Hamilton
 2. Filardo

بر مبنای فیلاردو (۱۹۹۴)، احتمالات انتقال متغیر با زمان برای دو رژیم به صورت زیر می باشد (خمیری و سامی بن علی^۱، ۲۰۱۲: ص ۱۱):

$$\text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\lambda_{10} + \sum_{j=1}^n z'_{t-1} \lambda_{1j})}{1 + \exp(\lambda_{10} + \sum_{j=1}^n z'_{t-1} \lambda_{1j})}$$

$$\text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = \frac{\exp(\lambda_{20} + \sum_{j=1}^n z'_{t-1} \lambda_{2j})}{1 + \exp(\lambda_{20} + \sum_{j=1}^n z'_{t-1} \lambda_{2j})}$$

به طوری که $\text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 1)$ احتمال ماندن در رژیم ۱ را نشان می دهد و $\text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 2)$ نشانگر احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ است.

در این تحقیق، Z نشانگر عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز است که بر اساس مبانی نظری فشار بازار ارز متناسب با شرایط اقتصاد ایران به عنوان اقتصاد متکی به درآمدهای نفتی تعیین شده است. این عوامل مشتمل بر ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (cash)، تورم^۲ (inf) و درآمدهای نفتی (oil) می باشد. مدل مارکوف سوئیچینگ با ماتریس انتقال متغیر با زمان به کار رفته در مطالعه ی حاضر بر اساس متغیرهای تعریف شده به صورت زیر می باشد:

$$\text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\lambda_{10} + \lambda_{11} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{12} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{13} \text{Doil}_{t-1})}{1 + \exp(\lambda_{10} + \lambda_{11} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{12} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{13} \text{Doil}_{t-1})} \quad (۱۷)$$

$$\text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = \frac{\exp(\lambda_{20} + \lambda_{21} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{22} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{23} \text{Doil}_{t-1})}{1 + \exp(\lambda_{20} + \lambda_{21} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{22} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{23} \text{Doil}_{t-1})} \quad (۱۸)$$

پارامترهای اساسی مؤثر بر احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ضرایب مربوط به متغیرها یا همان λ ها می باشند. علائم این ضرایب حائز اهمیت هستند. برای مثال، اگر λ_{11} (ضریب مربوط به ذخایر ارزی) منفی باشد، به این معناست که افزایش ذخایر ارزی، عامل مهمی در کاهش احتمال ماندن در رژیم اول است. یا اگر λ_{11} مثبت باشد به این معناست که افزایش ذخایر ارزی، احتمال ماندن در رژیم اول را افزایش می دهد. به طور مشابه، علامت ضریب λ_{21} (ضریب ذخایر ارزی در معادله ی ۱۸) مشخص می کند چطور متغیر درونی Z بر احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ را تحت تأثیر قرار می دهد بدین صورت که اگر این ضریب مثبت باشد، احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ را افزایش و اگر منفی باشد احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ را کاهش می دهد. به همین ترتیب برای ضرایب سایر متغیرها نیز به همین صورت تفسیر می شود.

1. Khemiri and Sami ben ali

۲. برای محاسبه ی تورم از درصد رشد شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) استفاده شده است.

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

همان‌طور که اشاره شد در این مطالعه عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. قبل از برآورد مدل، آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل به شرح جدول ۳ می‌باشد.

جدول ۳. توصیف ویژگی‌های متغیرهای مدل

متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف استاندارد
EXR (دلار بر حسب ریال)	۷۸۷۳/۹۵	۸۰۰۸/۵۰	۳۲۷۸۴/۹۰	۶۱۴/۵۰	۱/۸۷
OIL (میلیون دلار)	۳۴/۲۷	۱۹/۲۷	۱۱۲/۶۲	۶/۲۵	۱/۱۷
CASH (میلیارد ریال)	۳۰۳/۲۷	۱۰/۱۰	۲۰۳۴/۲۰	-۱/۱۰	۲/۱۹
INF (درصد)	۱۹/۹۲	۱۸/۱۰	۴۹/۴۰	۶/۹۰	۱/۱۶

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌طوری که EXR نشانگر نرخ ارز غیر رسمی و OIL نشانگر درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز می‌باشد که در این مقاله به‌منظور رعایت اختصار از عبارت درآمدهای نفتی استفاده شده است، CASH نشانگر خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی و INF بیانگر رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی است که به‌عنوان شاخص تورم در نظر گرفته شده است.^۱

جدول ۴. مقادیر سطوح معنی داری متغیرها در آزمون‌های ADF, KPSS

متغیرها	ADF		KPSS	
	سطح	تفاضل مرتبه‌ی اول	سطح	تفاضل مرتبه‌ی اول
EXR	۱/۹۲	-۳/۴۷**	۰/۶۴	۰/۳۸**
OIL	-۱/۳۴	-۵/۳۶*	۰/۵۴	۰/۱۰۷***
CASH	۵/۸۶	-۳/۵۳*	۰/۵۵	۰/۵۶*
INF	-۳/۳۰**	--	۰/۱۵*	-

منبع: یافته‌های تحقیق، * و ** و *** به ترتیب نشانگر سطح معنی داری ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

۱. روند زمانی متغیرهای مورد استفاده در قسمت نتایج حاصل از مدل در نمودارهای ۲، ۳ و ۴ آورده شده است.

نقطه‌ی شروع برای تحلیل هر سری زمانی، بررسی مانایی داده‌های سری زمانی مربوطه می‌باشد. برای این منظور ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد KPSS و ADF، وضعیت مانایی متغیرهای مورد بررسی آزمون شده است. همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، همه‌ی متغیرها به جز تورم (inf) با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، ولی متغیر تورم در سطح مانا می‌باشد، لذا از تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای نرخ ارز (EXR)، درآمدهای نفتی (oil) و خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (cash) استفاده می‌شود.

همان‌طور که در جدول ۲ نیز اشاره شده است، ابتدا با استفاده از مدل مارکوف سویچینگ تک متغیره، رفتار نرخ ارز در اقتصاد ایران برآورد می‌شود. در این مرحله لازم است مدل بهینه برای برآورد رفتار نرخ ارز انتخاب شود برای این منظور انواع مدل مارکوف سویچینگ با عوامل مختلف وابسته به رژیم و تعداد رژیم‌های مختلف برآورد و مدل بهینه براساس معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) انتخاب شده است، بدین صورت که مدلی که دارای حداقل مقدار آکائیک است به‌عنوان مدل بهینه در برآورد رفتار نرخ ارز تعیین می‌شود.^۱

جدول ۵. تعیین مدل و وقفه بهینه

وقفه	MSM	MSI	MSIH	MSMH	MSMA	MSIA	MSIAH	MSMAH
۱	۱۸/۸۷۳	۱۶/۲۸۹	۱۶/۰۱۱	۱۵/۹۶۴	۱۶/۲۶۰	۱۶/۲۹۵	۱۶/۱۲۲	۱۵/۹۹۵
۲	۱۸/۹۱۳	۱۶/۱۲۴	۱۵/۸۴۶	۱۶/۸۱۱	۱۶/۲۵۱	۱۶/۱۷۵	۱۵/۹۰۲	۱۵/۹۳۶
۳	۱۹/۰۳۲	۱۶/۲۳۷	۱۶/۰۵۷	۱۵/۹۴۱	۱۶/۳۵۰	۱۶/۴۲۳	۱۷/۱۹۴	۱۶/۶۱
min	۱۸/۸۷۳	۱۶/۱۲۴	۱۵/۸۴۶	۱۵/۹۴۱	۱۶/۲۵۱	۱۶/۱۷۵	۱۵/۹۰۲	۱۵/۹۳۶

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول ۵، مدل $MSIH(2)-AR(2)$ به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شده است. این مدل به صورت ترکیبی از دو مدل واریانس وابسته به رژیم و مدل عرض از مبدا وابسته به رژیم است که این دو مورد در جدول ۲ آمده‌اند. همچنین دو وقفه و دو رژیم به‌عنوان وقفه و رژیم بهینه تعیین شده است.

۱. برای برآورد مدل از نرم افزار OX-Metrix استفاده شده است.

۱.۵. نتایج حاصل از احتمال انتقال ثابت (FTP)

در این بخش به بررسی معادلات بیان شده ی روش مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت پرداخته می شود. در حقیقت متغیر درونزای y_t در این مطالعه همان تفاضل مرتبه ی اول نرخ ارز (تغییرات نرخ ارز) و مجموعه اطلاعاتی آن همان دو وقفه ی به دست آمده از تفاضل نرخ ارز می باشد، بنابراین مدل MSIH(2)-AR(2) به صورت زیر بیان می شود:

$$dextr_t = \beta_0(s_t) + \beta_1 dextr_{t-1} + \beta_2 dextr_{t-2} + u_t \quad (9)$$

که در معادله ی فوق، β_0 به عنوان عرض از مبدا مدل، وابسته به رژیم بوده و تابعی از رژیم یا $s_t = 1, 2$ قرار دارد. در مطالعه ی حاضر ضریب وقفه ها تابعی از رژیم نمی باشد و در هر دو رژیم یکسان است. جمله خطای u_t به صورت $u_t \sim NID[0, \sigma^2(s_t)]$ مشخص می شود به طوری که جمله خطای مدل دارای توزیعی نرمال با میانگین صفر و واریانس وابسته به رژیم $\sigma^2[s_t] = \begin{cases} \sigma_1^2, & \text{if } s_t = 1 \\ \sigma_2^2, & \text{if } s_t = 2 \end{cases}$ می باشد. نتایج حاصل از برآورد مدل MSIH(2)-AR(2) در جدول ۷ آمده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از مدل MSIH(2)-AR(2) با احتمال انتقال ثابت

متغیرها	ضرایب	مقدار آماره ی t	ارزش احتمال
عرض از مبدا وابسته به رژیم			
$\beta_0(1)$ (رژیم ۱)	۲۵۵۴/۱۴	۲/۰۱	۰/۰۵۸
$\beta_0(2)$ (رژیم ۲)	۱۶۳/۴۲۱	۵/۳۱	۰/۰۰۰
ضرایب خودرگرسیو			
$dextr_{t-1}$	۰/۴۰۹۹۱۰	۴۱/۸	۰/۰۰۰
$dextr_{t-2}$	-۰/۱۱۱۲۱۷	-۱۰/۸	۰/۰۰۰
واریانس وابسته به رژیم			
σ_1^2 (رژیم ۱)		۴۴۱۲/۶۹	
σ_2^2 (رژیم ۲)		۱۲۷/۲۳۴	
آماره های تشخیص و ویژگی رژیم ها			
Log-likelihood	-۲۱۳/۸۳۹۷۳	LR-test	۸۹/۵۵۶ [۰/۰۰۰۰]**
P_{11}	۰/۵۵۵۴۷	دوره ی تداوم ۱ در رژیم ۱	۲/۳۳
P_{22}	۰/۸۴۹۵۸	دوره ی تداوم در رژیم ۲	۵/۲۵

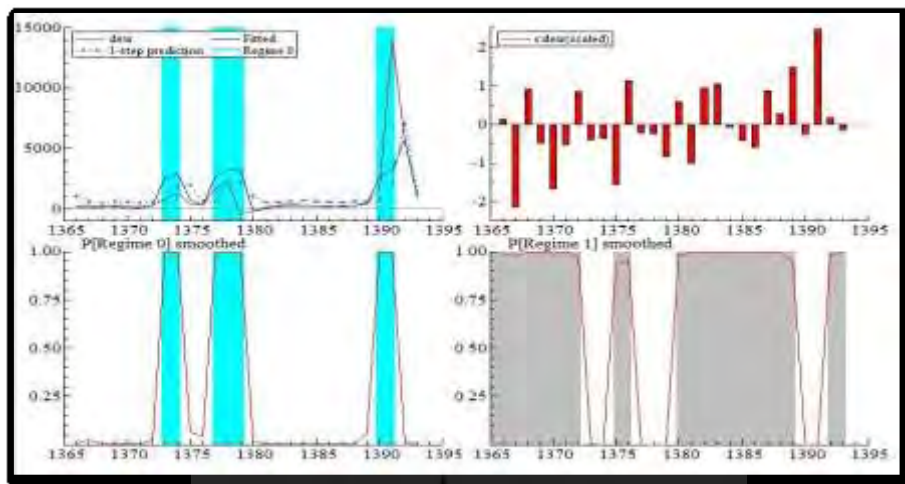
منبع: یافته های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود برای تعیین خطی بودن یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از آزمون LR استفاده می‌شود که در اینجا مقدار این آزمون نشان‌دهنده‌ی مناسب بودن استفاده از یک الگوی غیرخطی می‌باشد. همچنین مقدار عرض از مبدا رژیم اول بیشتر از عرض از مبدا رژیم دوم بوده و از نظر آماری معنی‌دار است، لذا می‌توان استدلال کرد رژیم اول به‌عنوان رژیم تضعیف ارزش پولی ملی و رژیم دوم به‌عنوان رژیم تقویت ارزش پول ملی می‌باشد. همچنین با توجه به مقدار واریانس رژیم اول و دوم می‌توان رژیم‌ها را به‌صورت زیر نام‌گذاری کرد:

- رژیم ۱: رژیم تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا

- رژیم ۲: رژیم تقویت ارزش پول ملی با تلاطم پایین

همچنین نتایج حاصل از ماتریس احتمالات انتقال نشان می‌دهد احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی برابر $0/55$ و احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پولی برابر $0/85$ می‌باشد که نشان می‌دهد در دوره‌ی مورد بررسی احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی بیشتر از احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی می‌باشد. این نتیجه بیانگر مداخله‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای حفظ ارزش پول در بازار ارز در طی دوره‌ی مورد بررسی است بدین صورت که در رژیم ۱ (تضعیف ارزش پول ملی) فشار روی نرخ ارز بالاست و نرخ ارز تمایل به افزایش دارد، در این حالت بانک مرکزی در جهت تثبیت یا حفظ ارزش پول ملی عمل کرده و توانسته با احتمال 55 درصد در رژیم تضعیف و با احتمال 45 درصد از رژیم تضعیف به رژیم تقویت انتقال یابد. در مقابل در رژیم ۲ (تقویت ارزش پول ملی) فشار روی نرخ ارز پایین است و نرخ ارز تمایل به افزایش دارد، در این حالت بانک مرکزی با مداخله سعی در تثبیت نرخ ارز داشته است، به‌طوری که با احتمال 85 درصد در رژیم تقویت و با احتمال 15 درصد از رژیم تقویت به رژیم تضعیف انتقال می‌یابد. در حالت کلی می‌توان استدلال کرد که بانک مرکزی طی دوره‌ی مورد بررسی غالباً سعی در حفظ ارزش پول ملی داشته و سیاست تقویت ارزش پول ملی به‌عنوان سیاست غالب بوده است.



نمودار ۱. نتایج حاصل از مدل مارکوف - سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت

همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، نمودار بالا سمت چپ مربوط به مقادیر واقعی و برآزش شده‌ی متغیر وابسته یا تغییرات نرخ ارز است. نمودار بالا سمت راست، مقادیر تغییرات نرخ ارز را در طی سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد. مقادیر منفی در این نمودار نشانگر کاهش نرخ ارز یا افزایش ارزش پول ملی بوده و مقادیر مثبت بیان‌کننده‌ی افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در بیشتر دوره‌ها نرخ ارز حالت کاهشی داشته و سیاست حفظ یا تقویت ارزش پول ملی در اولویت بوده است. نمودار سمت چپ پایین و نمودار سمت راست پایین به ترتیب نشانگر احتمال ماندن در رژیم‌های تضعیف و تقویت ارزش پول است.

۲.۵. نتایج حاصل از احتمال انتقال متغیر (TVTP)

هدف اصلی مطالعه‌ی حاضر بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در طی دوره‌ی مورد مطالعه است. بدیهی است متغیرهای کلان اقتصادی بسیاری می‌تواند به‌عنوان عامل مؤثر بر فشار بازار ارز در نظر گرفته شود ولی در مطالعه‌ی حاضر با توجه به مبانی نظری فشار بازار ارز و سوابق تجربی موجود در این زمینه، متغیرهای ذخایر ارزی بانک مرکزی به‌عنوان متغیر مؤثر در مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز، متغیر تورم به‌عنوان سیاست پولی بانک مرکزی و درآمدهای نفتی به‌عنوان متغیر مؤثر در عرضه‌ی ارز در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که در این مطالعه متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نقدینگی نیز به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز مورد بررسی قرار گرفته‌اند، اما به دلیل بی‌معنا بودن ضریب و در برخی موارد به دلیل مشکل همگرایی

مدل، از مدل سازی حذف شده‌اند. همان طور که قبلاً نیز اشاره شد وجود و تداوم تورم موجب کاهش رقابت پذیری کالاهای صادراتی می‌شود، لذا برای جبران افت رقابت پذیری قیمتی ناشی از تورم باید نرخ ارز را به طور متناسب افزایش داد تا کاهش رقابت پذیری ناشی از افزایش قیمت‌ها جبران شود. همچنین تغییرات درآمدهای نفتی و به دنبال آن تغییرات عرضه منابع ارزی در کشورهای صادرکننده نفت می‌تواند نقش کلیدی در افزایش یا کاهش ارزش پول ملی ایفا کند.

بنابراین در این مطالعه، متغیرهای کلان تغییرات درآمدهای نفتی (doil)، تورم (inf) و تغییرات ذخایر ارزی (dcash)، به عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در نظر گرفته شده است. برای استحکام نتایج، مدل در سه حالت برآورد شده است. حالت اول حالتی است که در آن فشار بازار ارز تابعی از متغیرهای مؤثر تورم و خالص ذخایر ارزی می‌باشد. حالت دوم شامل متغیرهای مؤثر تورم و درآمدهای نفتی و حالت سوم که کامل ترین حالت است، شامل متغیرهای تورم، درآمدهای نفتی و خالص ذخایر ارزی می‌باشد. در جدول ۷، نتایج حاصل از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر (معادلات ۱۷ و ۱۸) بر پایه‌ی متغیرهای مؤثر بر احتمال ماندن در رژیم‌های خاص و احتمال انتقال از رژیم‌ها به رژیم‌های دیگر گزارش شده است.^۱ معادلات ۲۰ و ۲۱ بیانگر حالت سوم یا کامل مدل مورد بررسی است:

$$\begin{aligned} \text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) &= \frac{\exp(\lambda_{10} + \lambda_{11} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{12} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{13} \text{Doil}_{t-1})}{1 + \exp(\lambda_{10} + \lambda_{11} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{12} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{13} \text{Doil}_{t-1})} \quad (20) \\ \text{pr}(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) &= \frac{\exp(\lambda_{20} + \lambda_{21} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{22} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{23} \text{Doil}_{t-1})}{1 + \exp(\lambda_{20} + \lambda_{21} \text{Dcash}_{t-1} + \lambda_{22} \text{inf}_{t-1} + \lambda_{23} \text{Doil}_{t-1})} \end{aligned}$$

همان طور که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، عرض از مبدا رژیم ۱ در تمامی مدل‌ها بیشتر از عرض از مبدا رژیم ۲ می‌باشد و این بدین معنی است که تغییرات نرخ ارز در رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد، لذا رژیم ۱ به عنوان رژیم تضعیف ارزش پول ملی و رژیم ۲ به عنوان رژیم تقویت ارزش پول ملی است. نتایج حاصل از ماتریس احتمال انتقال متغیر در طی زمان نشان می‌دهد که ضرایب متغیر تغییرات ذخایر ارزی بانک مرکزی احتمال ماندن در رژیم تضعیف (λ_{۱۱}) را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف (λ_{۲۱}) را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، در رژیم تضعیف که فشار بازار ارز بالاست، افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی منجر به کاهش فشار بازار ارز و کاهش احتمال ماندن در رژیم تضعیف می‌شود.

۱. برای برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر از نرم افزار متلب استفاده شده است.

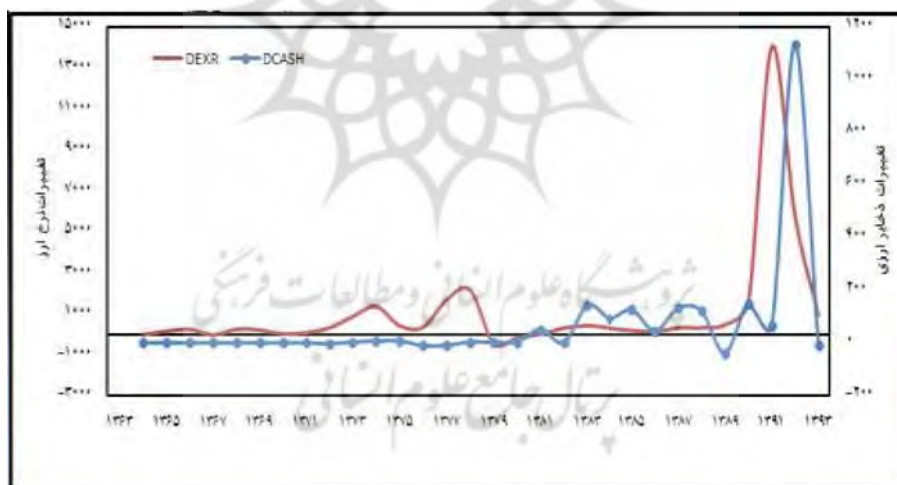
جدول ۷. نتایج حاصل از مدل MSIH(2)-AR(2) با احتمال انتقال متغیر

متغیرها	حالت ۱	حالت ۲	حالت ۳	
عرض از مبدا وابسته به رژیم				
$\beta_0(1)$	۴۰۶/۰۴۵۹۹۲ (۰/۰۰۰۰)	۴۰۶/۰۴۹۰۰۲ (۰/۰۰۰۰)	۴۰۶/۰۴۵۸۱۹ (۰/۰۰۰۰)	
$\beta_0(2)$	-۱۰۷۱/۹۸۱۵۳۳ (۰/۰۰۰۰)	-۱۱۴۳/۷۸۵۶۶۳ (۰/۰۰۰۰)	-۱۰۷۱/۹۷۹۰۸۶ (۰/۰۰۰۰)	
ضرایب خودرگرسیو				
$dextr_{t-1}$	۰/۴۰۸۳۰۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۰۸۳۰۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۰۸۳۰۴ (۰/۰۰۰۰)	
$dextr_{t-2}$	-۰/۱۳۷۱۹۷ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۱۳۷۱۹۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۱۳۷۱۹۷ (۰/۰۰۰۰)	
واریانس وابسته به رژیم				
σ_1^2	۱/۶۴۶۰۶۹ ۵۷۹۴۷۲۸ (۰/۰۰۰۰)	۱/۶۱۷۲۶۴ ۵۷۹۴۷۲۸ (۰/۰۰۰۰)	۱/۶۴۶۰۷۰ ۵۷۹۴۷۲۸ (۰/۰۰۰۰)	
σ_2^2	۱/۴۷۱۸۲۸ ۸۶۹۲۰۹۳ (۰/۰۰۰۰)	۱/۴۷۳۹۲۹ ۸۶۹۲۰۹۳ (۰/۰۰۰۰)	۱/۴۷۱۸۲۸ ۸۶۹۲۰۹۳ (۰/۰۰۰۰)	
ضرایب متغیرهای کلان در ماتریس احتمال انتقالات				
احتمال ماندن در رژیم ۱ (رژیم تقویت ارزش پول ملی)	λ_{10}	۲/۴۵۰۶۸۹ (۰/۰۰۰۰)	۲/۰۲۹۶۴۹ (۰/۰۰۰۰)	۲/۴۳۴۰۵۳ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{11}	-۰/۲۷۲۲۹۴ (۰/۰۰۰۰)	—	-۰/۱۸۳۴۸۲ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{12}	۹/۰۹۰۵۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۵۶۷۸۷۶ (۰/۰۰۰۰)	۶/۰۷۲۳۰۵ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{13}	—	-۰/۱۷۷۲۶۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۸۷۸۹۱۵ (۰/۰۰۰۰)
احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ (رژیم تقویت به رژیم تضعیف)	λ_{20}	-۱/۶۴۰۶۰۴ (۰/۰۰۰۰)	-۱/۷۵۸۲۴۱ (۰/۰۰۰۰)	-۱/۶۳۹۷۱۸ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{21}	۰/۰۳۶۷۰۸ (۰/۰۰۰۰)	—	۰/۰۴۱۴۴۱ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{22}	۹/۳۳۴۴۲۷ (۰/۰۰۰۰)	۶/۲۷۰۸۲۰ (۰/۰۰۰۰)	۹/۳۶۱۴۹۷ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{23}	—	-۰/۱۶۱۴۵۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۲۵۰۴۶۹ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز نشانگر ارزش احتمال ضرایب برآورد شده است.

جهت تحلیل بهتر نتایج، نمودار مربوط به تغییرات ذخایر ارزی و نرخ ارز در نمودار ۲ آورده شده است. در حقیقت می‌توان استدلال کرد زمانی که درآمدهای نفتی در سطح بالایی قرار دارد و ذخایر ارزی انباشت شده است، بانک مرکزی از نقش مسلط در بازار ارز برخوردار است و می‌تواند با تغییر عرضه ارز، نرخ ارز را به دلخواه خود تغییر دهد، اما زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یابد و ذخایر ارزی نیز در وضعیت مناسبی نباشد، قدرت مانور بانک مرکزی برای عرضه ارز و کنترل نرخ ارز کاهش می‌یابد و در نتیجه، در چنین دوره‌هایی نرخ ارز افزایش خواهد یافت. بررسی نرخ ارز در دو دهه‌ی اخیر نیز این امر را تأیید می‌کند.

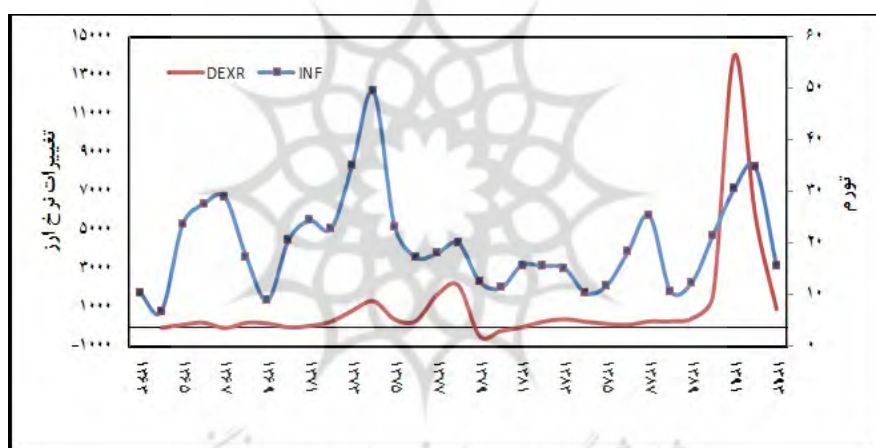
همان‌طور که در نمودار ۲ نیز نمایان است، در سال‌های دهه‌ی ۱۳۷۰ که درآمد نفتی در سطح بالایی نبوده و ذخایر ارزی نیز وضعیت مناسبی نداشته، قدرت مانور دولت و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای کنترل نرخ ارز بسیار پایین بوده است و به‌خصوص در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ که درآمدهای ارزی به شدت کاهش پیدا کرده و نرخ ارز افزایش قابل توجهی یافته است. اما در دهه‌ی ۱۳۸۰ که درآمدهای نفتی از روند صعودی برخوردار بوده است، با افزایش ذخایر ارزی، نرخ ارز نیز روند نزولی داشته است.



نمودار ۲. روند تغییرات ذخایر ارزی و نرخ ارز در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۳

ضرایب مربوط به متغیر تورم که احتمال ماندن در رژیم تضعیف آن برابر $(\lambda_{۱۲})$ و احتمال گذار از رژیم تقویت به تضعیف، برابر $(\lambda_{۲۲})$ می‌باشد، هر دو مثبت هستند به‌عبارتی افزایش تورم احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به

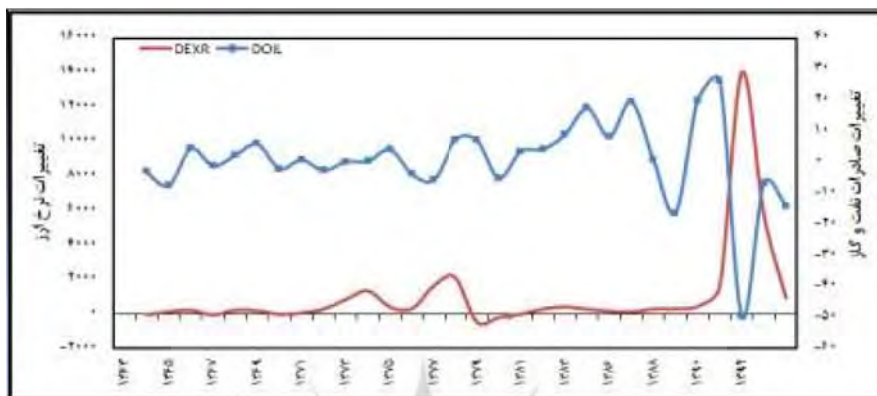
تضعیف را افزایش می‌دهد. با افزایش نرخ تورم ضمن کاهش ارزش پول داخلی، فشار بازار ارز افزایش می‌یابد. همان‌طور که در نمودار ۳ نیز آورده شده است، تغییرات سطح قیمت‌ها (تورم) با تغییرات نرخ ارز تقریباً همسو بوده است، بدین صورت که با افزایش نرخ تورم، فشار بازار ارز نیز بیشتر شده و ارزش پول ملی کاهش می‌یابد و بالعکس. به‌عنوان مثال طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ که تورم افزایش یافته، فشار روی نرخ ارز بالا رفته و ارزش پول ملی کاهش پیدا کرده است. همچنین در این وضعیت در طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۲ که تورم حالت افزایشی داشته، فشار روی بازار ارز نیز بیشتر شده است، در حالی که در طی سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۷۶ همراه با کاهش تورم، بازار ارز در دوره‌ی تقویت ارزش پول ملی قرار گرفته و از فشار بر بازار ارز کاسته شده است، لذا می‌توان نتیجه گرفت تورم یکی از عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشد.



نمودار ۳. روند تورم و تغییرات نرخ ارز در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۳

نتایج حاصل از برآورد مدل در مورد ضریب متغیر صادرات نفت نشان می‌دهد که اثر تغییرات قیمت نفت بر احتمال ماندن در رژیم ۱ و احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ منفی است. به عبارت دیگر افزایش صادرات نفت، احتمال ماندن در رژیم تضعیف را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به تضعیف را نیز کاهش می‌دهد. بدین مفهوم که افزایش درآمد صادرات نفت از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده و این مطلب با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده

است، در حالی که کاهش درآمدهای نفتی با افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و افزایش فشار روی نرخ ارز همراه بوده است.



نمودار ۴. روند تغییرات درآمدهای نفتی و نرخ ارز در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۳

همان‌طور که در نمودار ۴ نیز ملاحظه می‌شود، زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یافته، فشار روی نرخ ارز بالا بوده و ارزش پول ملی کاهش یافته است و هر زمانی که درآمدهای نفتی افزایش پیدا کرده، از فشار نرخ ارز کاسته شده و ارزش پول ملی تقویت شده است.

۶. نتیجه‌گیری

در این مطالعه اثر متغیرهای ذخایر ارزی بانک مرکزی، تورم و درآمدهای حاصل از صادرات نفت بر فشار بازار ارز ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ بررسی شده است. به این منظور روش غیرخطی MS-AR به کار گرفته شده است که یک مدل غیرخطی مناسب و انعطاف‌پذیر می‌باشد. بدین منظور ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد KPSS و ADF مانایی متغیرها، مورد ارزیابی قرار گرفته و بعد از یک مرحله تفاضل‌گیری متغیرها، مانا شده‌اند، به طوری که از تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای نرخ ارز غیررسمی (بازار آزاد)، ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و درآمدهای حاصل از صادرات نفت و همچنین از سطح متغیر تورم در برآورد مدل استفاده شده است. ابتدا مدل مارکوف سوئیچینگ با ماتریس احتمال انتقال ثابت برآورد و سپس تأثیر متغیرهای تورم، ذخایر ارزی بانک مرکزی و درآمدهای نفتی بر احتمال انتقال از رژیم تقویت به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و احتمال ماندن در رژیم

تضعیف ارزش پول ملی با استفاده از ماتریس احتمال انتقال متغیر با زمان مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز در چارچوب دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است و ذخایر ارزی بانک مرکزی، تورم و درآمدهای حاصل از صادرات نفت به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشند. بدین صورت که تغییرات ذخایر ارزی بانک مرکزی احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف ارزش پول ملی را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش تورم، احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد، یعنی با افزایش نرخ تورم، ارزش پول ملی کاهش یافته و بر فشار بازار ارز افزوده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل در خصوص متغیر صادرات نفت نشان می‌دهد که افزایش صادرات نفت، احتمال ماندن در رژیم تضعیف را، کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به تضعیف را نیز کاهش می‌دهد. بدین مفهوم که افزایش درآمد صادرات نفت از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده و این مطلب با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است.

سیاست ارزی در مورد مدیریت عرضه‌ی ارز توسط دو مرجع اصلی شامل مقامات دولت و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اعمال می‌شود. در حقیقت این سیاست‌های دولت در زمینه مدیریت ذخایر حساب ذخیره ارزی است که تعیین می‌کند چه میزان از درآمدهای نفتی وارد چرخه‌ی اقتصاد کشور شود و در راستای آن، سیاست‌های بانک مرکزی در مدیریت ذخایر ارزی بانک مرکزی تعیین می‌کند که چه میزان از درآمدهای نفتی که به واسطه‌ی سیاست مالی دولت وارد چرخه اقتصاد شده است، به بازار ارز عرضه شود. روشن است که با توجه به میزان قابل توجه درآمدهای نفتی به خصوص در سال‌های رونق بازار جهانی نفت و محدودیت‌های عرضه‌ی ارز توسط بانک مرکزی، بانک مرکزی نسبت به دولت از قدرت مانور کمتری برای مدیریت عرضه‌ی ارز برخوردار است. به هر حال در مجموع، نحوه‌ی مدیریت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت توسط دولت و بانک مرکزی، نقش ویژه‌ای در بازار ارز و تعیین نرخ ارز دارد. البته باید توجه وضعیت درآمدهای نفتی و ذخایر ارزی وابسته است. در حقیقت زمانی که درآمدهای نفتی در سطح بالایی قرار دارد و ذخایر ارزی انباشت شده است، دولت از نقش مسلط در بازار ارز برخوردار است و می‌تواند با تغییر عرضه‌ی ارز، نرخ ارز را به دلخواه خود تغییر

دهد. اما زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یابد و ذخایر ارزی نیز در وضعیت مناسبی نباشد، قدرت مانور دولت برای عرضه‌ی ارز و کنترل نرخ ارز کاهش می‌یابد و در نتیجه، در چنین دوره‌هایی نرخ واقعی ارز افزایش خواهد یافت. نکته‌ی مهم در اعمال سیاست ارزی این است که دولت و بانک مرکزی می‌توانند با انباشت ذخایر ارزی (در حساب ذخیره و ذخایر ارزی بانک مرکزی) در دوره‌ی رونق نفتی، از یک سو از کاهش شدید نرخ ارز در دوره‌های رونق نفتی جلوگیری کرده و از سوی دیگر قدرت مانور خود را در مدیریت نرخ ارز در دوره‌ی رکود نفتی حفظ کرده و تا حدی از کاهش عرضه‌ی ارز به بازار و افزایش شدید نرخ ارز جلوگیری کنند. در حقیقت این سیاست کمک می‌کند تا از نوسانات نرخ ارز به دلیل نوسانات نفتی جلوگیری شود.

منابع

۱. ابراهیمی، ایلناز و توکلین، حسین (۱۳۹۱). طراحی یک سامانه‌ی هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ. بیست و دومین همایش سالیانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران: پژوهشکده‌ی پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۲. باغجری، محمود و حسینی‌نسب، ابراهیم و نجارزاده، رضا (۱۳۹۳). اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز: مطالعه‌ی موردی ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۷۱، صفحات ۷۸-۵۳.
۳. خیابانی، ناصر و غلج‌های، سمیرا (۱۳۹۳). رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکننده‌ی نفت (مورد ایران). فصلنامه‌ی برنامه‌ریزی و بودجه، شماره‌ی ۳، صفحات ۲۲-۳.
۴. طباطبایی‌نسب، زهره و افشاری، زهرا (۱۳۹۱). برآورد میزان مداخله‌ی مستقیم بانک مرکزی ایران با رویکرد فشار بازار ارز. فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۶۴، صفحات ۱۱۴-۸۷.
۵. کازرونی، علیرضا و اصغرپور، حسین و محمدپور، سیاوش و بهاری، صابر (۱۳۹۱). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ. مجله‌ی اقتصادی- دو ماهنامه‌ی بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌های ۷ و ۸، صفحات ۲۶-۵.
۶. هادیان، ابراهیم و اوجی‌مهر، سکینه (۱۳۹۳). بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR). فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، شماره‌ی ۱۰، صفحات ۲۴۷-۲۶۶.

7. Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2016). The Impact of Oil Shocks on Exchange Rates: A Markov Regime-Switching Approach. *Energy Economics*, 54, 11–23. <https://doi:10.1016/j.eneco.2015.12.004>
8. Dumrongritikul, T. & Anderson, H., M. (2016). How do shocks to domestic factors affect real exchange rates of Asian developing countries?. *Journal of Development Economics*, 119(C), 67-85. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.10.004>
9. Donadelli, M., & Paradiso, A. (2014). Does financial integration affect real exchange rate volatility and cross-country equity market returns correlation?. *The North American Journal of Economics and Finance*, 28, 206-220. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2014.03.001>
10. Filardo, A. (1994). Business-cycle phases and their Transitional Dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3) 299-308.
11. Girton, L., & Roper, D. (1977). A Monetary Model of Exchange Market pressure Applied to the postwar Canadian Experience. *American Economic Review*, 67(4), 537-548. <http://www.jstor.org/stable/1813387>
12. Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384. <https://doi:10.2307/1912559>.
13. Khemiri, R., & Sami Ben Ali, M. (2013). Exchange Rate Pass-Through and Inflation Dynamics in Tunisia: A Markov-Switching Approach. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 7 (43), 1–30. <http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2013-43>
14. Kumah, F., Y. (2011). A Markov-switching approach to measuring exchange market pressure. *International journal of finance and economics*, John Wiley & Sons, Ltd., 16(2), 114-130. <https://doi:10.1002/ijfe.415>
15. Liu, L., G., & Pauwels, L., L. (2012). Do external Political Pressures affect the Renminbi exchange rate?. *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1800-1818. <https://doi:10.1016/j.jimonfin.2012.04.001>.
16. Narayan, S. (2013). Foreign exchange markets and oil prices in Asia. *Journal of Asian Economics*, 28, 41-50. <https://doi:10.1016/j.asieco.2013.06.003>.
17. Panday, A. (2015). Impact of Monetary policy on Exchange Market pressure: The Case of Nepal. *Journal of Asian of economics*, 37, 59-71. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2015.02.001>
18. Weymark, D. (1995). Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada. *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(95\)01389-4](https://doi.org/10.1016/0022-1996(95)01389-4)
19. Younus, S. (2005). Exchange Market Pressure and Monetary Policy. *Bangladesh Journal of Political Economy*, 22(1 and 2), 441-468