رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکننده نفت (مورد ایران)

ناصر خیابانی | n.khiabani@imps.ac.ir
استادیار گروه اقتصاد موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی (نویسنده مسئول)

سمیرا غلجه‌ای | s.gh.economics@gmail.com
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دریافت: ۱۳۹۳/۶/۲ | پذیرش: ۱۳۹۳/۹/۸

چکیده: این مطالعه برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز و تعیین میزان مداخله بانک مرکزی برای مدیریت این نوسانات، از یک مدل انعطاف‌پذیر فشار بازار ارز استفاده می‌کند. سپس این مدل را با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ ـ خودرگرسیون برداری MSMH(2)-VAR(2) با داده‌های فصلی و در دوره ۹۲-۱۳۶۲ مورد برآورد قرار می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش درآمد صادرات نفت موجب افزایش مداخله 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 شده است. در حالی که کاهش درآمدهای نفتی با افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و افزایش فشار نرخ ارز همراه بوده است. نتایج، بزرگتر بودن احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را نسبت به احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی نشان می‌دهد. طبق این نتایج در شرایط کنونی اقتصاد ایران و افزایش فشار بازار ارز، بی‌انضباطی پولی، گسترش اعتبارات از طریق خلق پول و گسترش پایه پولی به شدت موجب افزایش انتظارات در بازار ارز و انتظارات تورمی می‌گردد. این مورد از کانال افزایش نااطمینانی ارزی و تورمی نه تنها سرمایه‌گذاری در تولید را تشویق نمی‌کند، بلکه با کاهش انگیزه تولیدکنندگان به رکود تورمی در کشور دامن می‌زند.

کلیدواژه‌ها: فشار بازار ارز، روش مارکوف سوئیچینگ، حاکمیت بانک مرکزی، توابع عکس‌العملی رژیم وابسته، تضعیف ارزش پول ملی، تقویت ارزش پول ملی.
طبقه‌بندی JEL: F31, E52, C32.

مقدمه

با توجه به اهمیت نوسانات نرخ ارز در بخش‌های مختلف اقتصاد کلان، موضوع نوسانات نرخ ارز و کنترل آن همواره در چارچوب رژیم‌های ارزی در بیشتر کشورها مورد بحث بوده است. در این راستا پرسش اساسی نقش بانک مرکزی در چگونگی مدیریت نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف ارزی است. از طرفی با توجه به اینکه در دهه‌های اخیر، نظام شناور مدیریت‌شده یکی از نظام‌های مورد توجه اقتصادهای دنیا بوده، از این رو میزان دخالت در این بازار و اندازه‌گیری آن دارای نقش مهمی بوده و مورد توجه اقتصاددانان و الگوسازان قرار گرفته است. در کشورهای صادرکننده نفت نیز همواره به این دلیل که اقتصاد این کشورها وابسته به نفت است، نوسانات ارزی و در نتیجه میزان دخالت حاکمیت پولی در بازار ارز به شدت تحت تأثیر درآمدهای نفتی قرار دارد. از این‌رو اندازه‌گیری مداخله حاکمیت پولی در این کشورها از اهمیت بسزایی برخوردار است. در ادبیات اقتصاد کلان الگوهای تعیین نرخ ارز ثابت و شناور متعددی وجود دارد که از جمله می‌توان به الگوهای ماندل فلمینگ، دورنبوش[1] و سبد بهینه دارایی[2] اشاره کرد. یکی از مدل‌هایی که از انعطاف‌پذیری لازم برخوردار بوده و می‌تواند نرخ ارز را بدون تاکید روی نوع رژیم ارزی الگو کند، مدل فشار بازار ارز است. مطابق تعریف Weymark, (1995) فشار بازار ارز، تقاضای مازاد برای پول ملی در بازار ارز خارجی است که از مجموع تغییرات نرخ ارز و مداخله حاکمیت پولی برای حذف این تغییرات اندازه‌گیری می‌شود. این مداخله یا به طورمستقیم با استفاده از خرید و فروش ذخایر خارجی یا به طور غیرمستقیم با تغییرات اعتبارات داخلی صورت می‌گیرد. برای محاسبه فشار بازار ارز به طور کلی دو دسته الگوی خطی و غیرخطی وجود دارند. الگوهای خطی فشار بازار ارز را به روش‌های خطی محاسبه می‌کنند (ببینید (Weymark, 1995)، (Sayera Younus, 2005)، (Tanner, 2001)، (Girton & Roper, 1977) و (Allim Baig *et al.*, 2003)). اما از آنجا که رفتار فشار بازار ارز می‌تواند از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت و درون‌زا تعیین شود، رفتار آن غیرخطی بوده و نیاز به استفاده از الگوهای غیرخطی مناسب در این مورد وجود دارد. یکی از تکنیک‌های غیرخطی مناسب برای این کار، روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ است که زمان تغییر رژیم در آن درون‌زا بوده و توسط Hamilton, (1989) معرفی شده Kumah, (2009) آن را برای اندازه‌گیری فشار بازار ارز توسعه داده است. در این روش با استفاده از یک الگوریتم تکراری به نام الگوریتم فیلتر می‌توان رژیم‌های مختلف و طول مدت هر رژیم و فشار

1. Dornbusch
2. The Portfolio Balance Model

بازار ارز در هر رژیم و همچنین تأثیر متغیرهای تعیین‌کننده فشار بازار ارز روی احتمال گذار بین رژیم‌ها را به دست آورد.

این مقاله یک الگوی فشار بازار ارز را براساس الگوی برداری غیرخطی مارکوف سوئیچینگ VAR-MS[1] برای یک اقتصاد صادرکننده نفت مانند ایران پیشنهاد می‌کند. در این راستا نوسانات درآمدهای نفتی در کنار رشد نقدینگی و تورم نقش کلیدی را در تعیین رژیم‌های ارزی در آن ایفا می‌کنند. نتایج مطالعه به خوبی تفاوت در ماندگاری یک واحد افزایش در پایه پولی روی نرخ ارز و تورم را در دو رژیم تضعیف[2] و تقویت ارزش پول ملی[3] آشکار می‌سازد. به طوری که در رژیم تضعیف ارزش پول ملی، سطح عمومی قیمت در واکنش به شوک پولی به طور معنی‌داری در طول زمان افزایش می‌یابد. در این رژیم همچنین نرخ ارز در واکنش به شوک گفته‌شده، یکباره جهش پیدا کرده و سپس آغاز به کاهش می‌کند. این در حالی است که واکنش متغیرهای مورد نظر در رژیم تقویت ارزش پول ملی در مواجهه به تکانه پولی کاملاً متفاوت است به طوری که تکانه پولی اثر معنی‌داری روی نرخ ارز ندارد و اثر ماندگاری آن روی سطح قیمت‌ها محدود است.

ادامه مقاله به ترتیب زیر سازمان یافته است. در بخش ۲ فشار بازار ارز تعریف می‌شود. در بخش ۳ مدل فشار بازار ارز به صورت یک پدیده غیرخطی تصریح می‌شود. در بخش ۴ مدل مارکوف سوئیچینگ برای تخمین فشار بازار ارز و تابع عکس‌العمل آنی برای بررسی تکانه‌های نفتی و پولی تصریح می‌شود. سپس در بخش ۵، نتایج محاسبه فشار بازار ارز به روش مارکوف سوئیچینگ مورد تحلیل قرار گرفته است. در نهایت در بخش ۶ نتیجه‌گیری کلی از مطالعه حاضر ارائه می‌شود.

تعریف فشار بازار ارز

فشار بازار ارز اولین بار توسط Girton & Roper, (1977) معرفی شده و Weymark, (1995) تعریف آن را کامل کرده است. طبق تعریف وی مارک، فشار بازار ارز، تقاضای مازاد برای پول ملی در بازار ارز خارجی است ولی فشار بازار ارز به طور کلی تغییرات در نرخ ارز تحت نظام کاملاً شناور نیست، بلکه اندازه تغییرات نرخ ارزی است که در آن حاکمیت پولی به طور غیرمنتظره از مداخله در بازار ارز جلوگیری کند. بنابراین فشار بازار ارز بهترین دید را برای اندازه ناترازی خارجی و نیز اندازه حملات سوداگرانه ارائه می‌دهد. البته این تقاضای مازاد به‌طور مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست ولی می‌توان

1. Markov Switching Vector Autoregressive
2. Depreciation Pressure
3. Appreciation Pressure

آن را از طریق مجموع تغییرات نرخ ارز و مداخله در بازار ارز برآورد کرد. طبق این تعریف فشار بازار ارز برای همه نوع نظام نرخ ارزی مناسب است. در نظام نرخ ارز ثابت، بانک مرکزی به طور مستقیم در بازار ارز مداخله و نرخ ارز را تعیین می‌کند و بقیه متغیرهای اقتصاد کلان در بازار به دست می‌آیند. بنابراین مقدار تغییرات نرخ ارز صفر است و طبق تعریف، مقدار فشار بازار ارز فقط از طریق مداخله به دست می‌آید. در نظام نرخ ارز کاملاً شناور، برخلاف نظام نرخ ارز ثابت، دولت هیچ‌گونه دخالتی در بازار ارز ندارد و نرخ ارز در بازار به دست می‌آید؛ یعنی دولت نرخ بهره و عرضه پول را تعیین می‌کند و به نرخ ارز اجازه می‌دهد در بازار تعیین شود. بنابراین مقدار مداخله صفر است و طبق تعریف، فشار بازار ارز تنها از طریق تغییرات نرخ ارز به دست می‌آید. اما در نظام شناور مدیریت‌شده، دولت درجه‌ای از شناوری نرخ ارز را مجاز می‌داند و در بازار ارز مداخله می‌کند. بنابراین فشار بازار ارز هم تغییرات نرخ ارز و هم تغییرات ذخایر خارجی برای حذف تغییرات نرخ ارز را در نظر می‌گیرد.

لازم به ذکر است که مداخله فقط از طریق خرید و فروش ذخایر خارجی صورت نمی‌گیرد بلکه از طریق تغییرات نرخ بهره نیز می‌تواند انجام شود. اما در کشورهای درحال توسعه مانند ایران چون محدودیت‌های شدید سرمایه‌ای وجود دارد، تراز حساب جاری بیشتر از تراز حساب سرمایه در تعیین نرخ ارز و فشار بازار ارز تأثیر دارد. بنابراین این شاخص در ایران، فقط توسط تغییرات نرخ ارز و مداخله حاکمیت پولی از طریق تغییر ذخایر خارجی یا اعتبارات داخلی اندازه‌گیری می‌شود.

مدل فشار بازار ارز

مدل فشار بازار ارز در این مطالعه، مبتنی بر کار Kumah, (2009) است که مطابق آن، برای تعیین متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز از شرط تعادل در بازار پول، فرض برابری قدرت خرید، برابری بهره پوشش داده نشده و تابع واکنش حاکمیت پولی به صورت زیر استفاده می‌شود:

تقاضای واقعی برای پول $(m_t^d - p_t)$ به صورت تابع log-linear شده از درآمد (y_t) و نرخ‌های بهره اسمی داخلی (i_t) است:

$$m_t^d - p_t = \alpha y_t - \beta i_t + v_t \qquad (۱)$$

که در آن α کشش درآمدی پول، β نیمه کشش بهره پول و v_t متغیر شوک پیش‌بینی‌شده تقاضای پول است.

فرض انتقال کامل تورم خارجی به قیمت‌های داخلی از طریق نرخ ارز (قیمت پول ملی برحسب

پول خارجی) ایجاب می‌کند که فرض برابری قدرت خرید[1] برقرار باشد و تصمیمات کارگزاران برای انتخاب سبد بهینه پورتفوی‌شان از فرض UIP[2] (برابری بهره پوشش داده‌نشده) پیروی کند. با این دو فرض می‌توان معادله تقاضا برای پول را به صورت زیر نوشت:

$$m_t^d = (e_t + p_t^*) + \alpha y_t - \beta\left(i_t^* + E(\Delta e_{t+1}|I_t)\right) + v_t \qquad (۲)$$

که در آن

p_t^* قیمت خارجی،

i^* نرخ بهره خارجی،

پرانتز اول برابری قدرت خرید،

پرانتز دوم برابری بهره پوشش داده‌نشده (در کشورهای درحال توسعه مانند ایران به دلیل محدودیت‌های شدید سرمایه‌ای، فرض برابری قدرت خرید بیشتر از برابری بهره پوشش داده‌نشده در تعیین نرخ ارز اهمیت دارد)،

e_t نرخ ارز اسمی (قیمت پول ملی برحسب پول خارجی)،

E عملگر انتظارات و

$E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ تغییرات مورد انتظار نرخ ارز در آینده با داشتن اطلاعات تا دوره جاری هستند.

عرضه پول داخلی نیز 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:

$$m_t^s = d_t + r_t \qquad (۳)$$

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

$$\Delta r_t = -\chi \Delta e_t \qquad (۴)$$

مطابق این قانون 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 $E(e_{t+1}|I_t) - e_t$

1. Purchasing Power Parity
2. Uncovered Interest Parity

است، تغییرات در تقاضا و عرضه پول به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha\Delta y_t - \beta\Delta i_t^* - \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) + \beta\Delta e_t + \Delta v_t \quad (۵)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta r_t \quad (۶)$$

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

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1+\beta+\chi)}(-\Delta p_t^* - \alpha\Delta y_t + \beta\Delta i_t^* + \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) - \Delta v_t + \Delta d_t) \quad (۷)$$

معادله (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 باعث افزایش ارزش پول ملی می‌شود. ۳. افزایش نرخ بهره‌های خارجی سبب افزایش سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود و در نتیجه ارزش پول ملی کاهش می‌یابد.

همچنین بر اساس این معادله، تغییرات نرخ ارز تا حد زیادی به ضریب مداخله $\varkappa$ 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. اگر این ضریب به سمت $-\infty$ میل کند آن گاه 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 میل می‌کند که به این معناست که 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. به علاوه مقادیر صفر تا بی‌نهایت ضریب مداخله دلالت بر مداخله میانه و نظام شناور مدیریت شده دارد. در ضمن وقتی $\varkappa < -(1+\beta)$ باشد، آنگاه مداخله ناهمسو[1] خواهد بود و اگر $-(1+\beta) < \varkappa < 0$ باشد، آن گاه تغییرات نرخ ارز بسیار زیاد خواهد بود.

طبق تعریف Weymark که فشار بازار ارز (EMP) را تقاضای مازاد برای پول ملی در بازار ارز خارجی معرفی کرده است، فشار بازار ارز به صورت ترکیب خطی تغییرات درصدی نرخ ارز (Δe_t) و تغییرات ذخایر خارجی نسبت به پایه پولی (Δr_t) تعریف می‌شود:

$$EMP_t = \Delta e_t + \eta\Delta r_t \quad (۸)$$

که در آن η، کشش $-\frac{\partial\Delta e_t}{\partial\Delta r_t}$ است و می‌تواند مقادیر $\eta\epsilon[-1,0)$ را اختیار کند. البته این فرمول فقط زمانی به کار می‌رود که حاکمیت پولی هیچ‌گونه عقیم‌سازی روی اثر مداخله بازار ارز خارجی در

1. Leans Against the Wind

پایه پولی اعمال نکند.

برای محاسبه مقدار EMP[1] در این رابطه لازم است که ابتدا مقدار η به دست آید و سپس این شاخص محاسبه شود که روش‌های مختلفی برای محاسبه آن وجود دارد که به دو دسته روش‌های خطی و غیرخطی تقسیم‌بندی شده‌اند. اما همان‌طور که Kumah (2009) اشاره کرده است، رابطه غیرخطی بین η و ضریب مداخله χ وجود دارد که با جای‌گذاری معادله (۴) در معادله (۸) به دست می‌آید:

$$\mathrm{EMP_t} = (1 - \eta\chi)\Delta \mathrm{e_t} \qquad (۹)$$

که در آن $\eta\epsilon[-1,0)$ است ولی χ می‌تواند مقادیر مختلفی را اختیار کند.

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 بر خلاف روش‌های خطی که فشار بازار ارز را با استفاده از معادله (۸) معرفی می‌کنند، در این مطالعه خصوصیت غیرخطی فشار بازار ارز مطابق با آنچه Kumah (2009) اشاره کرده است، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathrm{EMP}\begin{cases} < 0, for\chi \neq 0, \chi\epsilon\left(-(1+\beta), \infty\right) \text{و } \Delta \mathrm{e_t} < 0; appreciation\ pressure \\ \quad = 0, \text{for } \chi = 0; \text{normal exchange rate movements} \\ > 0\ , for\chi\epsilon\left(-\infty, -(1+\beta)\right) \text{ و } \Delta \mathrm{e_t} > 0; depreciation\ pressure \end{cases} \qquad (۱۰)$$

طبق این خصوصیت، فشار بازار ارز تحت سه رژیم[2] تضعیف ارزش پول ملی، تغییرات نرمال نرخ ارز و تقویت ارزش پول ملی به صورت زیر شناسایی می‌شود: رژیم تضعیف ارزش پول ملی در زمانی رخ می‌دهد که تغییرات نرخ ارز نامنفی $(\Delta \mathrm{e_t} \geq 0)$ و تغییرات ذخایر خارجی نامثبت $(\Delta \mathrm{R_t} \leq 0)$ 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 $(\Delta \mathrm{e_t} < 0)$ و تغییرات ذخایر خارجی مثبت $(\Delta \mathrm{R_t} > 0)$ است و به اصطلاح گفته می‌شود که فشار روی نرخ ارز پایین است. رژیم تغییرات عادی نرخ ارز نیز در هنگامی اتفاق می‌افتد که یا تغییرات نرخ ارز نامنفی $(\Delta \mathrm{e_t} \geq 0)$ و تغییرات ذخایر خارجی مثبت است $(\Delta \mathrm{R_t} > 0)$ یا اینکه تغییرات نرخ ارز منفی $(\Delta \mathrm{e_t} < 0)$ و تغییرات ذخایر خارجی نیز نامثبت $(\Delta \mathrm{R_t} \leq 0)$ است. رژیم تغییرات عادی نرخ ارز در واقع رژیم نرخ ارز کاملاً شناور را نشان می‌دهد که

1. Exchange Market Pressure
2. State

حاکمیت پولی هیچ گونه دخالتی در بازار ارز ندارد.

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، روش غیرخطی مناسب برای محاسبه فشار بازار ارز در ایران است.

الگوی MS-VAR

رویکرد مارکوف سوئیچینگ بر این اساس است که برای حل تابع نهایی راست‌نمایی[1] برای یک متغیر خاص، تابع راست‌نمایی را با توجه به پارامترهای جامعه ماکسیمم‌سازی می‌کند و سپس با استفاده از این پارامترها و داده‌های موجود در مورد رژیم‌های مشاهده‌نشده به وسیله الگوریتم فیلتر استنباط آماری انجام می‌دهد. در این الگوریتم نقاط تغییر رژیم به‌طور ذاتی در فرآیند تولید داده وجود دارند. احتمالاتی که به وسیله الگوریتم فیلتر ایجاد می‌شوند در بازه [۱ و ۰] قرار می‌گیرند، بنابراین حقیقی هستند. با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ هم می‌توان احتمال تغییر رژیم، زمان و مدت آن را تخمین زد و هم می‌توان تاثیر متغیرهای دیگر را بر روی احتمال تغییر رژیم بررسی کرد.

بنابراین در این مطالعه برای اندازه‌گیری فشار بازار ارز از مدل مارکوف سوئیچینگ مرتبه اول با میانگین و واریانس وابسته به حالت استفاده شده است. به طور کلی مدل مارکوف سوئیچینگ مرتبه اول دارای k وقفه، M حالت و میانگین و واریانس وابسته به حالت، به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\varphi(L)\left(y_t - \mu_{s_t}\right) = e_t\,,\, e_t \sim N\left(0, \sigma^2_{s_t}\right) \qquad (۱۱)$$

$$pr[s_t = j | s_t = i] = p_{ij}\,,\, i, j = 1,2, \dots, M \qquad (۱۲)$$

$$\sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \qquad (۱۳)$$

$$\mu_{s_t} = \mu_1 s_{1t} + \mu_2 s_{2t} + \cdots + \mu_M s_{Mt} \qquad (۱۴)$$

$$\sigma^2_{s_t} = \sigma^2_1 s_{1t} + \sigma^2_2 s_{2t} + \cdots + \sigma^2_M s_{Mt} \qquad (۱۵)$$

که در آن اگر $s_t = M$ باشد، آن‌گاه $s_{Mt} = 1$ و در غیر اینصورت $s_{Mt} = 0$ خواهد بود.

متغیر حالت یک متغیر گسسته وابسته به زمان و نامعلوم است و در این مطالعه می‌تواند مقادیر یک و دو را اختیار کند که نشان‌دهنده رژیم‌های مختلف نرخ ارز شامل تضعیف ارزش پول ملی و تقویت ارزش پول ملی باشند. ازسوی دیگر مقدار بهینه وقفه نیز برای VAR با استفاده از معیار شوارتز برابر یک و تحت معیار هانان ـ کویین برابر دو به دست آمده است. از این‌رو تعداد دو وقفه، به منظور در نظر گرفتن پویایی لازم برای

1. Likelihood

الگو، مناسب به نظر می‌رسد. از آنجا که الگوی MSMH(2)-VAR(2) برازش مناسبی از داده‌ها را ارائه می‌کند فشار بازار ارز با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ با دو وقفه و دو رژیم (حالت) و از نوع میانگین و واریانس وابسته به رژیم تخمین زده شده است که فرآیند مارکوف سوئیچینگ مربوط به آن به صورت زیر است:

$$y_t - \mu(s_t) = \varphi_1\big(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})\big) + \varphi_2\big(y_{t-2} - \mu(s_{t-2})\big) + u_t \qquad (۱۶)$$

که در آن جمله خطای گوسی به صورت $s_t: u_t|s_t \sim NID(0, \Sigma s_t)$ مشخص می‌شود. تغییر در پارامترها نیز توسط $\mu(s_t), \Sigma s_t$ نشان داده شده‌اند که وابستگی پارامترهای VAR را به متغیر حالت توضیح می‌دهند. این مدل به اختصار با MSMH(2)_VAR(2)[1] نشان داده می‌شود که در آن میانگین و واریانس، وابسته به متغیر حالت هستند و احتمالات گذار مربوط به آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p_{i,j} = prob(s_{t+1} = j|s_t = i), \sum_{j=1}^{2} p_{i,j} = 1\ , \forall_{i,j} \in \{1,2\} \qquad (۱۷)$$

و صورت ماتریسی آن به شکل زیر است:

$$P^* = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \qquad (۱۸)$$

که در آن $P_{ij} = pr[s_t = j|s_{t-1} = i|\psi_{t-1}]$ و $\sum_{j=1}^{2} p_{ij} = 1$ است.

y_t نیز، برداری از متغیرها شامل متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد، سطح عمومی قیمت‌ها،پایه پولی و درآمد صادرات نفت است که به صورت فصلی از بهار ۱۳۶۲ تا زمستان ۱۳۹۲را دربر می‌گیرد.

برای حل این مدل در حالتی که متغیر تغییر رژیم، نامعلوم یا درون‌زا باشد از الگوریتم فیلتر (ببینید (Hamilton,1989) و (Kim and Nelson,1999)) استفاده می‌شود. برای نشان دادن امکان تحلیل توابع عکس‌العملی رژیم وابسته سیستم MS-VAR فوق را می‌توان به صورت سیستم فضا ـ حالت نوشت:

$$y_t = A(s_t)y_{t-1} + u_t$$

$$s_t = Fs_{t-1} + v_t$$

که در آن U_t به صورت $NID(\sum,0)$ و V_t به صورت یک MDS است.

برای تحلیل اثر شوک آنی در این مدل از یک مدل State Space خطی به صورت زیر استفاده می‌شود که در آن $\psi_t = s_t \otimes y_t$ است (Karlsen, 1990):

$$\begin{bmatrix} s_{1t}y_t \\ \vdots \\ s_{Mt}y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11}A_1 & \cdots & p_{M1}A_1 \\ \vdots & & \vdots \\ p_{1M}A_M & \cdots & p_{MM}A_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{1t-1}y_{t-1} \\ \vdots \\ s_{Mt-1}y_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \qquad (۱۹)$$

که فرم خلاصه‌شده آن به صورت زیر است:

$$\psi_t = \Pi\psi_{t-1} + \varepsilon_t$$

1. Markov Mean-Switching Heteroskedastic Vector Autoregressive

و در آن ε_{t+1} یک MDS است.

بنابراین با استفاده از Moving Average برای ψ_{t+h} با داشتن اطلاعات ψ_t می‌توان نوشت:

$$\psi_{t+h} = \Pi^h \psi_t + \sum_{j=1}^{h} \Pi^j \varepsilon_{t+j}$$

انتظارات شرطی نیز به صورت زیر است:

$$E[\psi_{t+h}|\psi_t] = \Pi^h \psi_t$$

چون $y_t = \sum_{l=1}^{M} s_{it} y_t$ از این‌رو انتظارات شرطی با استفاده از رابطه (۱۹) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$E[y_{t+h}|y_t, s_t] = \sum_{i=1}^{M} E[\xi_{it+h} y_{t+h}|y_t, s_t] = (1'_M \otimes I_K) E[\psi_{t+h}|\psi_t] = (1'_M \otimes I_K)\Pi^h (s_t \otimes y_t)$$

در نتیجه شوک آنی به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$IR_{\nabla u}(h) = (1'_M \otimes I_K)\Pi^h (s_t \otimes \nabla u),$$

$$IR_{\nabla s}(h) = (1'_M \otimes I_K)\Pi^h (\nabla s \otimes y_t).$$

نتایج روش مارکوف سوئیچینگ

نتایج تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ MSMH(2)-VAR(2) با دو رژیم (شامل رژیم تضعیف ارزش پول ملی و رژیم تقویت ارزش پول ملی) با استفاده از لگاریتم[1] داده‌های فصلی، شامل نرخ ارز بازار آزاد (BE)، شاخص قیمت‌های داخلی (P)، پایه پولی (MB) و درآمد صادرات نفت (XO)، در نمودار (۱) و جدول (۱) ارائه شده است.

نمودار (۱) نشان می‌دهد در آن فواصل زمانی که درآمد صادرات نفت افزایش یافته (از اوایل سال ۶۹ تا اواخر ۷۰ به دلیل جنگ عراق و کویت و نیز از اواسط ۱۳۷۴ تا اواخر ۱۳۷۶)، احتمال گذار به رژیم یک بیشتر شده است. از طرفی با توجه به اینکه افزایش درآمد صادراتی نفت باعث افزایش درآمدهای ارزی می‌شود، مداخله بانک مرکزی برای کنترل نرخ ارز افزایش یافته و از فشار روی نرخ ارز کاسته شده و در نتیجه ارزش پول ملی افزایش یافته است. در زمان کاهش درآمد صادراتی نفت نیز (از اوایل ۱۳۶۴ تا اواسط ۱۳۶۹ به دلیل جنگ ایران و عراق، از اوایل سال ۱۳۷۱ تا اواسط سال ۱۳۷۴ با شکست عراق در مقابل کویت و نیز از اواخر سال ۱۳۷۶ تا اواسط سال ۱۳۷۸ به دلیل بحران مالی در جنوب شرقی آسیا)، مداخله بانک مرکزی برای کنترل نرخ ارز کاهش یافته و منجر به افزایش احتمال گذار به رژیم ۲ شده است. بنابراین طبق نمودار (۱) می‌توان دریافت که رژیم ۱، رژیم تقویت ارزش پول ملی و رژیم ۲، رژیم تضعیف ارزش پول ملی را نشان می‌دهد. در واقع در رژیم ۱، فشار روی نرخ ارز پایین است چون

1. Difference Log

در جاهایی که نرخ ارز تمایل به افزایش دارد، بانک مرکزی با مداخله سعی در تثبیت نرخ ارز داشته است اما در رژیم ۲، فشار روی نرخ ارز بالاست چون نرخ ارز تمایل به افزایش دارد ولی بانک مرکزی در تثبیت نرخ ارز ضعیف عمل کرده و نتوانسته نوسانات نرخ ارز را به خوبی کنترل کند.

همچنین نتایج نشان می‌دهد از اواسط سال ۱۳۷۹ با افزایش درآمدهای صادرات نفت که ناشی از افزایش قیمت جهانی بوده است، نوسانات نرخ ارز در اقتصاد کاهش یافته و احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی را به شدت افزایش داده است. این مورد نشان می‌دهد مداخله شدیدی از سوی مقامات پولی از سال ۱۳۷۹ به بعد در بازار ارز وجود داشته که موجب افزایش ارزش پول ملی و کاهش فشار روی نرخ ارز شده است. اما این وضعیت تا اواسط سال ۱۳۹۰ ادامه داشت و با آغاز تحریم‌های اقتصادی علیه ایران در اواسط سال ۱۳۹۰ تا آخر دوره مورد بررسی (زمستان ۱۳۹۲)، با کاهش درآمد صادرات نفت، درآمدهای ارزی کاهش یافت و منجر به محدود شدن مداخله حاکمیت پولی روی نرخ ارز شد. همچنین افزایش تورم و نقدینگی در این دوره موجب کاهش ارزش پول ملی و افزایش فشار روی نرخ ارز شدکه نتیجه آن افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول ملی بوده است.

نمودار ۱: احتمالات گذار برای رژیم ۱ و رژیم ۲

(منبع: محاسبات پژوهشگر با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی)

نتایج تخمین مدل MSMH(2)-VAR(2) که در جدول (۱) آمده است نیز نشان می‌دهد بیشتر ضرایب، تمامی میانگین‌ها ـ به جز میانگین‌های مربوط به نقدینگی ـ و واریانس تمامی متغیرها در سطح پنج درصد معنی دارند. همچنین نتایج تخمین میانگین‌ها نشان می‌دهد این میانگین‌ها برای

متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت‌های داخلی در دو رژیم کمی با هم متفاوت هستند ولی برای شاخص درآمد صادرات نفت، تفاوت بیشتری در میانگین‌های دو رژیم وجود دارد که این مورد تاییدی بر وابسته بودن میانگین‌ها به متغیر رژیم است. بررسی واریانس‌ها در رژیم‌های مختلف نیز نشان می‌دهد این واریانس‌ها در دو رژیم دارای تفاوت معنی‌داری از یکدیگر هستند که این مورد نیز تأییدی بر وابسته بودن واریانس‌ها به متغیر رژیم است. بنابراین مدل انتخابی از نتایج معنی‌داری برخوردار است.

جدول ۱: نتایج تخمین حداکثر راست‌نمایی، ۱۳۹۲- ۱۳۶۲

	MSMH(2)-VAR(2)			
	$\Delta(BE)_t$	ΔP_t	$\Delta(M2)_t$	$\Delta(PO)_t$
میانگین‌های وابسته به رژیم				
μ_1	۰/۰۳۷۳۳۲۰۴۴ (۱۴/۷۲۹۶۰)	۰/۰۵۵۷۴۵۲۰۳ (۱۸/۶۵۲۱۸)	۰/۰۰۶۵۳۴۷۷۴ (۰/۳۰۱۹۰)	۰/۰۱۱۰۱۸۶۹۸ (۴/۷۶۳۱۴)
μ_2	۰/۰۵۳۰۶۷۷۰۶ (۹/۳۷۸۹۱)	۰/۰۵۳۰۱۴۵۰۵ (۱۷/۰۸۹۱۴)	۰/۰۲۱۲۹۶۶۳۱ (۱/۵۴۰۷۶)	۰/۰۸۶۶۶۵۹۴۵ (۴/۳۵۶۶۵)
ضرایب اتورگرسیون				
$\Delta(BE)_{t-1}$	۰/۳۸۷۳۷۷۶۶۰ (۳/۸۱۰۹۴)	۰/۱۹۹۰۱۶۸۵۶ (۲/۹۷۶۶۰)	۰/۰۰۸۵۲۴۱۳۷ (۰/۶۴۷۷۴)	-۰/۱۰۳۱۵۰۰۷۴ (-۲/۸۴۸۹۴)
$\Delta(BE)_{t-2}$	-۰/۱۸۲۵۴۵۰۷۷ (-۲/۲۴۶۷۷)	-۰/۱۱۳۵۷۱۹۱۲ (-۱/۵۱۸۷۳)	۰/۰۰۲۸۴۰۳۵۷ (۰/۲۲۰۸۶)	-۰/۰۱۳۴۳۷۳۱۰ (-۰/۳۹۲۹۶)
ΔP_{t-1}	-۰/۰۵۰۶۰۲۷۱۲ (-۰/۵۴۱۲۲)	-۰/۱۸۸۲۹۸۴۷۶ (-۲/۳۰۲۲۹)	-۰/۰۰۳۸۰۸۵۷۲ (-۰/۲۳۸۶۴)	-۰/۰۱۵۸۱۷۰۵۵ (-۰/۵۳۷۳۹)
ΔP_{t-2}	-۰/۱۱۱۵۴۶۵۴۶ (-۱/۲۵۸۸۱)	۰/۴۳۹۸۹۸۲۰۱ (۵/۰۲۰۱۴)	۰/۰۰۹۹۹۳۳۳۳ (۰/۵۹۶۰۴)	-۰/۰۰۶۴۹۱۵۸۴ (-۰/۲۲۳۵۶)
$\Delta(M2)_{t-1}$	-۰/۰۵۳۳۷۱۱۶۷ (-۰/۱۲۷۰۵)	۰/۷۴۶۶۳۴۰۴۲ (۱/۵۴۲۶۱)	۰/۲۵۸۱۹۷۸۶۱ (۳/۱۷۹۲۲)	-۰/۲۶۱۸۹۳۹۱۹ (-۲/۵۵۴۲۳)
$\Delta(M2)_{t-2}$	۰/۰۲۸۷۸۲۷۷۰ (۰/۰۷۶۹۱)	۰/۹۶۴۹۶۹۴۲۵ (۱/۹۶۰۲۶)	-۰/۳۰۶۸۵۲۳۷۸ (-۴/۰۳۷۳۳)	۰/۲۳۷۳۸۰۴۰۰ (۱/۳۸۰۹۳)
$\Delta(PO)_{t-1}$	۰/۱۴۸۵۳۶۷۰۰ (۰/۹۹۷۹۴)	۰/۰۱۳۸۰۱۸۳۷ (۰/۱۶۹۳۶)	۰/۰۱۹۲۸۶۴۱۲ (۱/۲۸۸۰۱)	۰/۰۱۵۲۵۹۰۸۲ (۰/۲۵۹۱۰)
$\Delta(PO)_{t-2}$	۰/۲۳۸۴۸۲۶۷۲ (۲/۳۴۹۹۳)	-۰/۱۶۴۶۳۸۷۵۷ (-۲/۱۶۸۸۷)	-۰/۰۰۳۳۰۲۲۶۶ (-۰/۲۲۰۵۳)	-۰/۰۳۸۳۱۶۱۲۵ (-۰/۷۴۷۲۶)

ادامه جدول ۱: نتایج تخمین حداکثر راست‌نمایی، ۱۳۹۲- ۱۳۶۲

	MSMH(2)-VAR(2)			
	$\Delta(BE)_t$	ΔP_t	$\Delta(M2)_t$	$\Delta(PO)_t$
واریانس‌های وابسته به رژیم				
σ_1^2	۰/۰۰۰۳۱۹۲۵۹ (۴/۹۹۵۳۹)	۰/۰۰۰۷۷۴۲۹۶ (۶/۰۸۱۷۲)	۰/۰۲۷۸۲۵۸۲۶ (۵/۶۹۴۷۰)	۰/۰۰۰۳۳۸۶۳۴ (۴/۸۹۹۸۴)
σ_2^2	۰/۰۰۱۳۲۰۷۱۹ (۴/۹۹۸۸۹)	۰/۰۰۰۵۷۱۸۴۲ (۴/۴۲۰۰۹)	۰/۰۱۰۱۴۶۲۸۵ (۶/۴۹۲۴۲)	۰/۰۱۹۱۷۷۷۲۱ (۶/۰۰۸۱۰)
Log.likelihood	۸۱۵/۹۲۰۶			

منبع: محاسبات پژوشگر با استفاده از الگوریتم فیلتر

(اعداد داخل پرانتز، آماره t را نشان می‌دهند.)

ماتریس احتمالات گذار نیز به صورت زیر به دست آمده است:

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۶۸ & ۰/۰۹ \\ ۰/۱۴ & ۰/۹۱ \end{bmatrix}$$

نتایج این ماتریس نشان می‌دهد احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی تقریباً برابر ۹۱ درصد و احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی تقریباً برابر با ۸۶ درصد است. همچنین احتمال گذار از رژیم تضعیف نرخ ارز به رژیم تقویت نرخ ارز برابر ۹ درصد و احتمال گذار از رژیم تقویت نرخ ارز به رژیم تضعیف نرخ ارز برابر ۱۴درصد است.

همچنین خصوصیات رژیم‌ها شامل مدت مورد انتظار برای هر رژیم و احتمالات ارگودیک[1]در جدول زیر آمده است:

جدول ۲: احتمالات ارگودیکو مدت مورد انتظار برای هر رژیم

طول مدت ماندن در هر رژیم	احتمال ارگودیک	MSMH(2)-VAR(2)
رژیم ۱	۰/۵	۷/۰۶۸۷
رژیم ۲	۰/۵	۱۰/۶۶۹۶

منبع: محاسبات پژوهشگر

1. Ergodic Probability

احتمال ارگودیک از رژیم ۱ و رژیم ۲ نشان می‌دهد امکان گذار از هر دو رژیم وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که طول مدت ماندن در رژیم ۲ به طور متوسط تقریباً برابر ۱۱ فصل و طول مدت ماندن در رژیم ۱ به طور متوسط برابر با هفت فصل است. بنابراین در دوره مورد بررسی احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی بیشتر از احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی است.

تابع عکس‌العملی رژیم ـ وابسته بر اساس دو رژیم ارزی

مادامی که تابع عکس‌العملی استاندارد، واکنش درون‌زای متغیرهای یک الگوی VAR خطی را نسبت به هر تکانه متعامد اعمال‌شده به سیستم را در طول زمان تحلیل می‌کند، درالگوی مارکوف سوئیچینگ، تابع عکس‌العملی رژیم وابسته بوده و اثر یک استاندارد انحراف معیار تکانه را در N رژیم مختلف بررسی می‌کند. از آنجاکه تابع عکس‌العملی رژیم ـ وابسته به یک رژیم داده‌شده مشروط می‌شود، صحت رژیمی که تابع بر آن مشروط شده است بستگی به افق زمانی عکس‌العمل و دوره مورد انتظار رژیم مورد نظر دارد. اگر دوره زمانی رژیم بیش از اندازه بلند نبوده و احتمال گذار به طور قابل توجهی ماندگار باشد، در آن صورت استفاده از تابع عکس‌العملی بسیار سودمند خواهد بود.

تابع عکس‌العملی رژیم وابسته را می‌توان بر اساس الگوی MSMH(2)-VAR(2) به صورت زیر به نمایش گذاشت.

$$IR_{u_t}(h) = \partial E(y_{t+h}|s_t, u_t; Y_{t-1}) / \partial u_{kt}. \qquad (۲۰)$$

در این مطالعه نیز با توجه به معنی‌داری بسیاری از پارامترهای الگو طی دو رژیم مورد نظر جدول (۱) و همچنین پایداری احتمال‌های گذار (۹۱ درصد احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی و ۸۶ درصد در رژیم تقویت ارزش پول ملی) به نظر می‌رسد محاسبه توابع عکس‌العملی رژیم وابسته برای دو رژیم گفته‌شده تصویر کامل‌تری از تفاوت‌های دو رژیم به ویژه در مورد چگونگی واکنش نرخ ارز و تورم به تکانه‌های نفتی و پولی در اختیار ما بگذارد. نمودارهای (۲) و (۳) آثار تکانه‌های نفتی و پولی را روی متغیرهای سیستم به نمایش می‌گذارد. با توجه به این که رژیم ۱ نشانگر تقویت ارزش پول ملی و رژیم ۲ نشانگر تضعیف ارزش پول ملی است، افزایش یک استاندارد انحراف معیار در صادرات نفت نتایج متفاوتی را در دو رژیم فوق‌الذکر به نمایش می‌گذارد. تا زمانی که در رژیم ۱ اثر افزایش صادرات نفت روی تورم و نرخ ارز محدود و غیرماندگار به نظر می‌رسد، اثر آن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی ماندگار و در اندازه بزرگ جلوه می‌کند. در رژیم ۱، ورود دلارهای نفتی با وجود اینکه عرضه پول را در اقتصاد، به دلیل عدم عقیم‌سازی اثر آن توسط بانک مرکزی، افزایش می‌دهد اما اثر آن روی نرخ ارز قابل اغماض و روی تورم مثبت اما محدود

در طول زمان است. نتیجه حاصل می‌تواند چنین تفسیر شود که در طول دوران وفور نفتی یکی از ابزارهای سیاستی مقامات پولی ایران ثابت نگه داشتن نرخ ارز اسمی، از طریق دخالت در بازار ارز، به منظور کنترل نسبی تورم در کشور بوده است. همان‌طور که از نمودار (۲) مشخص است یک واحد افزایش در درآمد صادراتی نفت، بعد از یک و نیم سال عرضه پول را ۰/۲ واحد و تورم را تنها حدود ۰/۰۶ واحد افزایش داده است. توجه به واقعیت‌های اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ به خوبی نتایج به دست آمده را مورد تایید قرار می‌دهد به طوری که در دوره نفتی به شکل مشخصی باعث تقویت ارزش واقعی پول و کاهش توان رقابتی اقتصاد در مقابل شرکای تجاری ایران شده است (نمودار (۴) را ببینید). از سوی دیگر نقش تکانه مثبت نفتی در رژیم دوم قابل توجه است. تکانه مثبت همراه با کاهش تورم و افزایش ارزش اسمی پول ملی همراه می‌شود. کاهش نرخ ارز (تقویت پول ملی) آنی و سریع است در حالی که کاهش تورم بطئی است.

Responses to Oil Shock

نمودار ۲: تابع عکس‌العملی متغیرها به تکانه درآمد صادراتی نفت در رژیم‌های ۱ و ۲

نمودار (۳) اثر تکانه پولی را روی نرخ ارز و تورم در رژیم‌های ۱ و ۲ به نمایش می‌گذارد. نتایج حاصله،

تفاوت در ماندگاری یک واحد افزایش در پایه پولی روی نرخ ارز و تورم را در دو رژیم گفته‌شده آشکار می‌سازد. به طوری که در رژیم دوم، تورم در واکنش به شوک حدود ۰/۶ واحد در فصل دوم افزایش یافته و سپس تا رسیدن به تعادل به افزایش خود ادامه می‌دهد. این در حالی است که نرخ ارز جهش یکباره خود را به اندازه ۰/۸ واحد انجام داده و سپس آغاز به کاهش می‌کند. نتایج تکانه در رژیم اول (رژیم تقویت ارزش پول ملی) قابل توجه است. تکانه پولی اثر معنی‌داری روی نرخ ارز نداشته و اثر ماندگاری آن روی سطح قیمت‌ها محدود است. به طوری که افزایش سطح قیمت‌ها در افق زمانی کمتر از ۰/۲ واحد است. نتیجه حاصل می‌تواند گواه این واقعیت باشد که زمانی که اقتصاد مشابه شرایط کنونی مواجهه با نوسانات و فشار در بازار ارز باشد، بی‌انضباطی پولی، گسترش اعتبارات از طریق خلق پول و گسترش پایه پولی می‌تواند شدیداً به افزایش انتظارات در بازار ارز و انتظارات تورمی دامن بزند و با افزایش نااطمینانی نه تنها سرمایه‌گذاری در تولید را تشویق نکند بلکه با کاهش انگیزه‌های تولیدکنندگان به رکود تورمی در کشور دامن بزند.

نمودار ۳: تابع عکس‌العملی متغیرها به تکانه پولی در رژیم‌های ۱ و ۲

نمودار ۴: نرخ واقعی ارز و پایه پولی حقیقی

نتیجه‌گیری

در این مطالعه به منظور اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز و میزان مداخله بانک مرکزی برای مدیریت این نوسانات، یک مدل انعطاف‌پذیر فشار بازار ارز که توسط Hamilton, (1989) ارائه و توسط Kumah (2009) گسترش یافته است برای بازار ارز ایران معرفی و سپس با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ ـ خودرگرسیون‌برداری MSMH(2)-VAR(2) با داده‌های فصلی و در دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۲ مورد برآورد قرار گرفته است. در الگو تغییرات چهار متغیر نرخ ارز غیررسمی، شاخص قیمت‌های داخلی، نقدینگی و درآمد صادرات نفت به عنوان عوامل موثر بر فشار بازار ارز شناسایی شده است. یافته‌های مطالعه دلالت بر این دارند که افزایش درآمد صادرات نفت از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله بانک مرکزی در بازار ارز و افزایش ارزش پول ملی شده که 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. نتایج همچنین نشان می‌دهد احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی به طور قابل توجهی از احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی بزرگتر است. از سوی دیگر نتایج گواه این

مطلب است که در اقتصاد ایران پایداری احتمال گذار از رژیم تضعیف نرخ ارز به رژیم تقویت نرخ ارز کمتر از پایداری احتمال گذار از رژیم تقویت نرخ ارز به رژیم تضعیف نرخ ارز است.

مقاله همچنین به منظور ارائه تصویر کامل‌تری از تفاوت‌های دو رژیم گفته‌شده، به ویژه در مورد چگونگی واکنش نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها به تکانه‌های نفتی و پولی، به محاسبه توابع عکس‌العملی رژیم ـ وابسته پرداخته است. یافته‌های ما نشان می‌دهد افزایش یک استاندارد انحراف معیار در صادرات نفت نتایج متفاوتی را در این دو رژیم داشته است. مادامی که در رژیم تقویت ارزش پول ملی، اثر افزایش صادرات نفت روی سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ ارز محدود و غیرماندگار به نظر می‌رسد، اثر آن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی ماندگار و در اندازه بزرگ جلوه می‌کند. در رژیم اول، ورود دلارهای نفتی با وجود اینکه عرضه پول را در اقتصاد، به دلیل عدم عقیم‌سازی اثر آن توسط بانک مرکزی، افزایش می‌دهد اما اثر آن روی نرخ ارز قابل چشم‌پوشی و روی تورم مثبت اما محدود در طول زمان است. نتیجه به دست آمده می‌تواند چنین تفسیر شود که در طول دوران وفور نفتی یکی از ابزارهای سیاستی مقامات پولی ایران ثابت نگه داشتن نرخ ارز اسمی، از طریق دخالت در بازار ارز، به منظور کنترل نسبی تورم در کشور بوده است. از سوی دیگر در رژیم دوم تکانه مثبت نفت همراه با کاهش تورم و افزایش ارزش اسمی پول ملی همراه می‌شود. کاهش نرخ ارز (تقویت پول ملی) آنی و سریع است در حالی که کاهش تورم بطئی است.

نتایج مطالعه همچنین به خوبی تفاوت در ماندگاری یک افزایش در پایه پولی روی نرخ ارز و تورم را در دو رژیم فوق‌الذکر آشکار می‌سازد. به طوری که در رژیم تضعیف ارزش پول ملی، سطح عمومی قیمت در واکنش به شوک پولی به طور معنی‌داری در طول زمان افزایش می‌یابد. در رژیم همچنین نرخ ارز در واکنش به شوک گفته‌شده، یک باره جهش می‌یابد و سپس شروع به کاهش می‌کند. این در حالی است که تکانه پولی اثر معنی‌داری روی نرخ ارز نداشته و اثر ماندگاری آن روی سطح قیمت‌ها محدود است.

در کل، زمانی که اقتصاد مشابه شرایط کنونی با نوسانات و فشار در بازار ارز مواجه باشد، بی‌انضباطی پولی، گسترش اعتبارات از طریق خلق پول و گسترش پایه پولی می‌تواند شدیداً به افزایش انتظارات در بازار ارز و انتظارات تورمی دامن زند. این به نوبه خود از کانال افزایش نااطمینانی ارزی و تورمی نه تنها سرمایه‌گذاری در تولید را تشویق نمی‌کند، بلکه با کاهش انگیزه‌های تولیدکنندگان به رکود تورمی در کشور دامن می‌زند.

منابع

الف) فارسی

سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۹). بخش‌های خارجی، متغیرهای پول و اعتبار و شاخص‌های قیمت/ بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی/ آمار و داده‌ها/ قابل دسترسی از: www.cbi.ir

مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۱). مجله بانک مرکزی/ نشریات ادواری/ نشریات و پژوهش‌ها/ قابل دسترسی از: www.cbi.ir

نشریات ادواری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. خلاصه تحولات اقتصادی کشور. (سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱). خلاصه تحولات اقتصادی کشور/نشریات ادواری/ نشریات و پژوهش‌ها/ قابل دسترسی از: www.cbi.ir

نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۱). نماگرهای اقتصادی/ نشریات ادواری/ نشریات و پژوهش‌ها/ قابل دسترسی از: www.cbi.ir

ب) انگلیسی

Allim Baig, Mirza & V. Narasimhan, M. Ramachandran. (2003). “Exchange Market Pressure and The Reserve Bank of India’s Intervention Activity.” *Journal of Policy Modeling*. 25(8), 727-748.

Cerra, Valerie & Sweta C. Saxena. (2000). “Contagion, Monsoons and Domestic Turmoil in Indonesia: A Case Study in the Asian Crisis.” *IMF Working Paper*. WP/00157/.

Cerra, Valerie & Sweta C. Saxena. (2002). “Contagion Monsoons, and Domestic Turmoil in Indonesia’s Currency Crisis,” *Review of International Economics*. 10 (1), 36-44.

Chen, Shiu-Sheng. (2004). “Revisiting the Interest Rate–Exchange Rate Nexus: A Markov Switching Approach,” *Working Paper*. Department of Economics, University of Wisconsin-Madison. No. 13

Chen, Shiu-Sheng. (2006). “Revisiting the Interest Rate–Exchange Rate Nexus: A Markov-Switching Approach,” *Journal of Development Economics*, National Taiwan University. 79 (1), 208–224.

Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz , C. (1994). “Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System,” *NBER Working Paper*. No. 4898.

Girton, Lance & Don Roper. (1977). “A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience,” *American Economic Review*. 67 (4) , 537-48.

Hamilton, James D. (1989). “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*, 57(2), 357–384.

Karlsen, H. (1990).“*A class of non-linear time series models*”. PhD thesis, University of Bergen, Norway.

Kim, Chang-Jin & Charles R.Nelson. (1999).“*Markov-Switching Models,*” *State-Space Models with Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications.* Massachusetts: Institute of Technology. PP. 59-93

Krolzig, Hans-Martin. (2006).“*Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models,*” Economics Department, University of Kent, Keynes College, Canterbury CT2 7NP

Kumah, Francis Y. (2009). “A Markov-Switching Approach to Measuring Exchange Market Pressure,” *IMF working paper*. WP/07242/.

Pentecost, Eric J., Charlotte van Hooydonk & André van Poeck. (2001). “Measuring and Estimating Exchange Market Pressure in the EU,” *Journal of International Money and Finance*, 20(3), 401–18.

Rencher, Alvin C. (2002) .“Principal Component Analysis,” *Methods of Multivariate Analysis*. United States: Wiley-Interscience, PP.380-404.

Sayera, Younus. (2005). “Exchange Market Pressure and Monetary Policy,” *Working Paper Series*, No. 603.

Tanner, Evan. (2001). “Exchange Market Pressure and Monetary Policy: Asia and Latin America in the 1990s,” *IMF Staff Papers*. 47(3), 311-33.

Weymark, D. N. 1995. “Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada,” *Journal of International Economics*, 39 (3-4), pp.273 -295.