Archive of SID

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال پنجم/ شماره ۲/ تابستان ۱۳۹۷/ صفحات ۵۴-۲۷

بررسی غیرخطی درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات با تأکید بر نقش بی‌ثباتی تورمی در ایران[۱]

مانا مصباحی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، mana.mesbahi@gmail.com
حسین اصغرپور*
دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، asgharpurh@gmail.com
جعفر حقیقت
استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، jhaghighat79@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۰۵

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی اثرات متغیرهای بنیادی و متغیر محیطی اقتصاد ایران بر درجه عبور نرخ ارز به قیمت واردات طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ است. از این رو ابتدا با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ تأثیر نرخ ارز به همراه تأثیرگذاری متغیرهای هزینه نهایی تولید در خارج، درجه باز بودن اقتصاد و تولید ناخالص داخلی بر قیمت کالاهای وارداتی مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد دو رژیم درجه عبور نرخ ارز برای قیمت کالاهای وارداتی به ایران وجود دارد؛ رژیم قیمت پایین و رژیم قیمت بالا که درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم بیش از واحد است. در مرحله بعد بی‌ثباتی تورمی بعنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های فضای حاکم بر اقتصاد ایران به روش (MS-GARCH) کمی سازی شد. سپس تأثیر آن به همراه متغیرهای بنیادی بر درجه عبور نرخ ارز مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد با بروز بی‌ثباتی تورمی در اقتصاد ایران، درجه عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی در هر دو رژیم افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: رژیم قیمت واردات، عبور نرخ ارز، بی‌ثباتی تورم، رگرسیون چرخشی مارکف، MS-GARCH.

طبقه‌بندی JEL: C22، E42، F31.

---

[۱] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکترای مانا مصباحی به راهنمایی دکتر حسین اصغرپور و دکتر جعفر حقیقت در دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

کنترل تورم یکی از اهداف اصلی در کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود. با توجه به این‌که انتقال قیمت از بازارهای خارجی به بازارهای داخلی از طریق کالاهای وارداتی صورت می‌گیرد، قیمت واردات به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر تورم شناخته می‌شود. بنابراین به منظور سیاستگذاری مناسب شناخت عوامل تعیین‌کننده قیمت واردات حائز اهمیت است.

بر مبنای ادبیات نظری قیمت کالاهای وارداتی تحت تأثیر دو دسته متغیرهای بنیادی و متغیرهای محیطی کشور وارد کننده است. مهم‌ترین عامل بنیادی در تعیین قیمت داخلی کالاهای وارداتی نرخ ارز است (پدیده گذر نرخ ارز)؛ از سایر عوامل بنیادی نیز می‌توان به هزینه تولید کالا، میزان تقاضا، محدودیت‌های تجاری و ... اشاره کرد. ممکن است نحوه ارتباط بین قیمت واردات و عوامل بنیادی در طول زمان تغییر کند. به عبارت دیگر هم زمان با تغییر متغیرهای بنیادی، شیوه قیمت‌گذاری بنگاه‌ها برای کالاهای وارداتی در دوره‌ای دارای یک رفتار معینی باشد و در دوره‌ای دیگر، رفتار دیگری از خود نشان دهد. از سوی دیگر، ارتباط بین قیمت واردات و عوامل بنیادی در هر دوره، ممکن است تحت تأثیر فضای حاکم بر اقتصاد کشور واردکننده تقویت یا تضعیف شود. به طور مثال پژوهش-های تجربی نشان می‌دهد که یکی از علل تفاوت درجه عبور نرخ ارز برای کشورهای مختلف و هم‌چنین یکی از علل تفاوت درجه عبور نرخ ارز برای یک کشور در دوره‌های مختلف، بی‌ثباتی اقتصاد کلان[1] کشور واردکننده است (کازورزی[2] و همکاران، ۲۰۰۷؛ نوگوئیرا جونیور و لئون لدسم[3]، ۲۰۱۱).

یکی از مهم‌ترین بی‌ثباتی‌های اقتصاد کلان در ایران، بی‌ثباتی تورم است. مطابق نظر تیلور[4]، ۲۰۰۰ هر چه تورم در یک اقتصاد پایین‌تر و باثبات‌تر[5] باشد احتمال تداوم افزایش قیمت‌ها[6] در آن کمتر است. در چنین شرایطی اگر بنگاه واردکننده قیمت کالای خود را افزایش دهد، بازار فروش خود را از دست خواهد داد. در این حالت گفته می‌شود قدرت قیمت‌گذاری بنگاه وارداتی کم است. در مقابل با بروز بی‌ثباتی تورم انتظارات تورمی در

[1] Macroeconomic Instability
[2] Ca'Zorzi et al.
[3] Nogueira Junior & Leon-Ledesma
[4] Taylor
[5] More Stable
[6] Persistence

www.SID.ir

Archive of SID

بین بنگاه‌ها افزایش می‌یابد. این موضوع باعث می‌شود تا قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های وارداتی افزایش یابد. درنتیجه بی‌ثباتی تورم در کشور واردکننده باعث می‌شود نفوذ افزایش نرخ ارز درافزایش قیمت کالای وارداتی بیشتر شود. به عبارت دیگر، بروز بی‌ثباتی تورم باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز می‌شود.

مطالعات تجربی در کشورهای پیشرفته و کشورهای مبتنی بر نظام پولی هدف‌گذاری تورم نشان می‌دهد که درجه عبور نرخ ارز در حال کاهش است. با این حال امکان عبور بیش از واحد نرخ ارز به قیمت واردات در کشورهایی با تورم بالا وجود دارد. تورم بالا، پایدار و نااطمینانی ناشی از بی‌ثباتی‌های تورم طی دهه‌ها از ویژگی‌های بارز اقتصاد ایران است. واکنش بنگاه‌ها نسبت به سطوح مختلف نااطمینانی تورم احتمالا یکسان نیست و برخی ناهمگنی‌ها در نگرش بنگاه‌ها به شرایط اقتصاد وجود دارد (راسخی[1] و همکاران، ۱۳۹۲). بر مبنای نظریه انتظارات عقلایی در اقتصاد کلان عاملین اقتصادی بسته به شرایط و فضای حاکم بر اقتصاد رفتار خود را تنظیم می‌کنند. بر این اساس انتظار بر این است که در ارتباط با درجه عبور نرخ ارز نیز عاملان اقتصادی در بی‌ثباتی‌های متفاوت تورمی رفتار یکسانی نداشته باشند و رفتار آنها برای تعیین قیمت واردات بر مبنای نرخ ارز در محیط ها و رژیم‌های متفاوت بی‌ثباتی تورمی متفاوت باشد؛ چراکه هر رژیم بی‌ثباتی تورمی شرایط و چشم‌انداز متفاوتی برای عاملان اقتصادی بوجود می‌آورد و درجه عبور نرخ ارز از این مساله متاثر می‌شود. از این‌رو استفاده از تصریحات خطی برای الگوسازی روابط بین بی‌ثباتی تورم و درجه عبور نرخ ارز مورد تردید است. ضمن این‌که اقتصاد ایران طی زمان با تحولاتی زیادی در زمینه اقتصادی (اجرای هدفمندی یارانه‌ها، برنامه‌های توسعه و ...) و سیاسی (تحریم و ...) مواجه بوده و بر این اساس محتمل است که متغیرهای اقتصادی در طی زمان دچار تغییر وضعیت و با رژیم شده باشند.

با توجه به مطالب گفته شده برای بررسی درجه عبور نرخ ارز ضرورت دارد: اولاً؛ فضای حاکم بر اقتصاد بر مبنای رفتار بی‌ثباتی‌های تورمی تشخیص و کمی‌سازی شود. ثانیاً؛ از رویکردی استفاده شود که قادر باشد الگوی رفتاری قیمت واردات را در دوره‌ها و رژیم‌های مختلف شبیه‌سازی کند.

با توجه به مباحث فوق، دو سئوال اساسی در خصوص قیمت واردات ایران قابل طرح است: اول این‌که قیمت کالاهای وارداتی تحت تأثیر عوامل بنیادی آن از یک الگوی چند رژیمی

[1] Rasekhi et al. (2014)

www.SID.ir

Archive of SID

پیروی می‌کند؟ و نقش عوامل بنیادی در این رژیم‌ها چگونه است؟ مورد دوم، به چگونگی تأثیرگذاری بی‌ثباتی تورم بر درجه عبور نرخ ارز در هر یک از رژیم‌های مختلف قیمت-گذاری واردات مربوط است. آگاهی از این دو مسأله برای سیاستگذار پولی حائز اهمیت است. از آن‌جا که در زمینه ارزیابی تغییر رژیم قیمت واردات و هم‌چنین اثر بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز مطالعه‌ای صورت نگرفته است، لذا به منظور جبران خلاء مطالعاتی، در این مقاله سعی می‌شود با استفاده از مدل تغییر رژیم به ارزیابی درجه عبور نرخ ارز به قیمت واردات در اقتصاد ایران پرداخته شود.

در این مطالعه برای پاسخ به این سئوالات ابتدا با استفاده از رویکرد MS-GARCH، فضای حاکم بر اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹:۲-۳۹۳:۴ بر مبنای رژیم‌های بی‌ثباتی‌تورمی مدل‌سازی و اندازه‌گیری شده است[۱]. سپس با استفاده از رویکرد رگرسیونی چرخشی مارکف ضمن بررسی رفتار رژیمی درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات، نقش رژیم‌های بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات مورد آزمون تجربی قرار گرفته است.

در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم مطالعات تجربی، در بخش چهارم روش شناسی مدل، در بخش پنجم تخمین مدل و تحلیل نتایج ارائه می‌شود. بخش ششم به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

تقریباً عموماً مدل‌سازی عبور نرخ ارز از طریق رفتار قیمت‌گذاری بنگاه وارداتی صورت می‌گیرد (بارحومی[۲]، ۲۰۰۶؛ کامپا و گلدبرگ[۳]، ۲۰۰۵؛ الابری و گودوین[۴]، ۲۰۰۹؛ جونتیلا و کرهونن[۵]، ۲۰۱۲). بنگاهی را در نظر بگیرید که دارای قدرت قیمت‌گذاری نسبی در کشور وارد کننده است. قیمت داخلی واردات به صورت معادله زیراست:

$$p_t^{IM} = E \times p_t^{EX} \qquad (1)$$

که p_t^{IM} بیانگر قیت کالا بر حسب پول کشور واردکننده، p_t^{EX} قیمت کالا (در خارج) بر

[۱] لازم به ذکر است که تاکنون هیچ مطالعه‌ای با استفاده از روش MS-GARCH که بتواند بی‌ثباتی‌های تورم را برای اقتصاد ایران تفکیک کند، صورت نگرفته است.

[2] Barhoumi
[3] Campa and Goldberg
[4] Al-Abri and Goodwin
[5] Junttila and Korhonen

www.SID.ir

Archive of SID

حسب پول خارجی و E نرخ ارز اسمی (ارزش هر واحد پول خارجی بر حسب واحد پول داخلی) است. قیمت کالا در کشور خارج تابعی از هزینه نهایی تولید و حاشیه سود (مارک آپ[1]) بنگاهاست. از این رو معادله (۱) به صورت زیر تعدیل می‌شود:

$$p_t^{IM} = E \times (MC_t^{EX} \times Markup_t) \qquad (۲)$$

که در آن MC_t^{EX} هزینه نهایی تولید و $Markup_t$ حاشیه سود بنگاه است. ابتدا از طرفین معادله (۲) لگاریتم گرفته و سپس به صورت فرم رگرسیونی نوشته می‌شود. در نتیجه خواهیم داشت:

$$p_t^{IM} = \alpha + \beta e_t + \gamma m_t + \theta mc_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن p_t^{IM}، e_t، m_t و mc_t به ترتیب لگاریتم قیمت واردات کالا در کشور واردکننده، لگاریتم نرخ ارز اسمی، لگاریتم حاشیه سود بنگاه وارداتی و لگاریتم هزینه نهایی تولیدکننده در خارج می‌باشند. در رابطه (۳)، اگر $\beta < ۱$ باشد درجه عبور نرخ ارز ناقص و اگر $\beta = ۱$ باشد درجه عبور نرخ ارز کامل است. هم‌چنین اگر $\beta > ۱$ باشد نشان می‌دهد که اثر مقاومت قیمتی[2] در کالاهای وارداتی وجود دارد.

مطابق معادله (۳) عوامل اثرگذار بر قیمت واردات در یک کشور به سه دسته کلی نرخ ارز، هزینه تولید در کشور مبدا و حاشیه سود بنگاهی وارداتی، تقسیم می‌شود. در خصوص دو عامل نخست بدیهی است که هر چه نرخ ارز در یک کشور افزایش (کاهش) یابد و همچنین هزینه تولید در کشور مبدا افزایش(کاهش) یابد، با فرض ثبات سایر شرایط قیمت کالاهای وارداتی افزایش (کاهش) می‌یابد. اما مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر قیمت کالاهای وارداتی به یک کشور همانا حاشیه سود بنگاه وارداتی است. بنا بر عقیده مان[3] (۱۹۸۶) مرکز ثقل ارتباط بین قیمت تغییرات نرخ ارز و کالاهای وارداتی به یک کشور، حاشیه سود بنگاه وارداتی است. در واقع تعدیل حاشیه سود توسط بنگاه وارداتی باعث می‌شود تا قیمت نرخ ارز به طور کامل و یا ناقص در قیمت کالاهای وارداتی نفوذ کند. وقتی نفوذ کامل است، بنگاهی که با افزایش نرخ ارز مواجه شده است این افزایش را به طور کامل به افزایش قیمت‌های فروش به مصرف‌کننده منتقل می‌کند (عبور کامل نرخ ارز). اما اگر به دلایل رقابتی یا تعیین دستوری قیمت‌ها، بنگاه همه افزایش نرخ ارز را خودش متحمل شود،

---

[1] درصدی که به هزینه نهایی بنگاه افزوده می‌شود.

[2] Hysteresis Induced Effect

[3] Mann

www.SID.ir

Archive of SID

نفوذی وجود ندارد. در صورتی که تغییر قیمت‌ها متناسب یا تغییرات نرخ ارز نباشد، عبور تغییرات نرخ ارز به قیمت مصرف‌کننده، ناقص است. تعدیل حاشیه سود توسط بنگاه عموما به خاطر حفظ سهم فروش یا افزایش سهم فروش در بازار کشور وارد کننده صورت می‌گیرد.

بر اساس ادبیات موجود، حاشیه سود بنگاه‌ها از عواملی نظیر متغیرهای محیطی اقتصاد کلان، سطح درآمد و آزادی تجاری کشور واردکننده تاثیر می‌پذیرد.

شاکله متغیرهای کلان کشورهای متکی به درآمدهای نفتی و در حال توسعه مانند ایران، تورم و بی‌ثباتی تورم است. به عقیده مان (۱۹۸۶) بروز بی‌ثباتی اقتصادی در کشور واردکننده از انگیزه بنگاه وارداتی برای تعدیل حاشیه سود می‌کاهد. در نتیجه با بروز بی‌ثباتی درجه عبور نرخ ارز افزایش می‌یابد. تیلور (۲۰۰۰) از بین انواع بی‌ثباتی‌های تورم بر ثبات تورم و هم‌چنین محیط تورمی پایین تمرکز کرد. او بیان می‌کند درجه تعدیل حاشیه سود، تابعی از انتظارات بنگاه‌ها از ماندگاری تغییرات نرخ ارز است. بدین مفهوم که اگر تغییر نرخ ارز جنبه کوتاه مدت داشته باشد، آن‌گاه این تغییر به قیمت کالا منتقل نمی‌شود و یا بسیار اندک منتقل خواهد شد. اما اگر تغییرات نرخ ارز دائمی تلقی شود و جنبه بلندمدت پیدا کند، آن‌گاه با افزایش نرخ ارز درجه عبور نرخ ارز نیز افزایش خواهد یافت. حال هر چه محیط تورمی بی‌ثبات‌تر باشد، افزایش هزینه‌ها از جمله تغییر نرخ ارز ماندگارتر تلقی شده و باعث ترغیب افزایش قیمت‌ها از سوی بنگاه‌ها می‌شود. به عبارت دیگر در شرایط بی‌ثباتی تورمی، با افزایش قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های وارداتی میزان نفوذ نرخ ارز در قیمت کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر با بروز بی‌ثباتی تورم درجه عبور نرخ ارز افزایش می‌یابد.

یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر درجه عبور نرخ ارز میزان درآمد کشور واردکننده است که دو اثر متضاد بر قیمت کالاهای وارداتی دارد: با فرض افزایش درآمد کشور واردکننده انتظار بر این است که تقاضا برای کالاهای داخل و خارج افزایش یابد. در نتیجه با فرض ثبات سایر شرایط قیمت این کالاها نیز افزایش یابد (برون آگوئری[1] و همکاران، ۲۰۱۲). از سوی دیگر، اگر افزایش درآمد کشور وارد کننده باعث شود توان تولید کشور واردکننده نیز افزایش یابد، آنگاه ممکن است کالاهای داخل جانشین کالاهای وارداتی شوند. در شرایط افزایش رقابت‌پذیری در بازار کشور واردکننده ممکن است بنگاه وارداتی برای حفظ

[1] Brun- Aguerre et al.

www.SID.ir

Archive of SID

سهم فروش خود حاشیه سود خود را تعدیل کند (قوش[1]، ۲۰۱۳). در نتیجه اثر نهایی درآمد کشور واردکننده بر درجه عبور نرخ ارز به برآیند دو اثر اشاره شده بستگی دارد.

یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر عبور نرخ ارز درجه باز بودن تجاری کشور واردکننده است. هر چه اقتصاد از لحاظ تجاری آزادتر باشد رقابت‌پذیری در آن اقتصاد بیشتر بوده و در نتیجه سطح عمومی قیمت‌های داخل کاهش می‌یابد. در این شرایط بنگاه‌ها برای حفظ سهم فروش خود انگیزه بیشتری برای تعدیل سود دارند و افزایش نرخ ارز را به طور ناقص به قیمت کالاها منتقل می‌کنند. بدین ترتیب با افزایش باز بودن تجاری درجه عبور نرخ ارز کاهش می‌یابد (قوش، ۲۰۱۳، ازکان و اردن[2]، ۲۰۱۵). از سوی دیگر هر چه حجم تجارت در یک اقتصاد بالاتر باشد بخش‌های اقتصادی بیشتری تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز قرار می‌گیرند. در نتیجه اثر افزایش نرخ ارز خود را در حجم وسیعی از اقتصاد نشان می‌دهد. بدین ترتیب هر چقدر اقتصاد به سمت ادغام با اقتصاد جهانی حرکت کند، درجه عبور نرخ ارز افزایش می‌یابد. بنابراین اثر نهایی باز بودن تجاری بر درجه عبور نرخ ارز به برآیند دو اثر اشاره شده بستگی دارد.

با توجه به این‌که قیمت کالاهای وارداتی تحت تأثیر متغیرهای بنیادی نظیر هزینه تولید، درآمد کشور واردکننده، درجه باز بودن تجاری و نرخ ارز است معادله (۳) به فرم زیر تعدیل می‌شود:

$$p_t^{IM} = \alpha + \beta e_t + \theta mc_t + \varphi_1 gdp_t + \varphi_2 op_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در آن $\mathrm{gdp_t}$ و $\mathrm{op_t}$ به ترتیب نمایانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور وارد کننده و لگاریتم درجه باز بودن تجاری کشور وارد کننده می‌باشد. معادله (۴) به معادله حالت[3] معروف است.

برای بررسی نقش بی‌ثباتی تورم بر درجه عبور نرخ ارز این متغیر به صورت تقاطعی[4] وارد شده و معادله (۴) به فرم زیر تعدیل می‌شود:

$$\mathrm{p_t^{IM} = \alpha + \beta e_t + \theta mc_t + \varphi_1 gdp_t + \varphi_2 op_t + \gamma hinfe_t + \varepsilon_t} \qquad (۵)$$

که در آن hinf نشان‌دهنده شرایط بی‌ثباتی تورمی و پارامتر γ نشان‌دهنده نقش بی‌ثباتی تورم بر درجه عبور نرخ ارز است. با توجه به نظریه تیلور انتظار بر این است تا ($\gamma > ۰$)

---

[1] Ghosh
[2] Ozkan and Erden
[3] State Equation
[4] در کارهای تجربی اثر متغیرهای محیطی کشور واردکننده به صورت متقاطع وارد معادله حالت می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

باشد. درجه عبور نرخ ارز در معادله اخیر برابر با مجموع اثر مستقیم (β) و غیر مستقیم (γ) نرخ ارز بر قیمت واردات است.

۳- پیشینه تحقیق

با مطالعه پژوهش‌های انجام شده با موضوع عبور نرخ ارز بر قیمت واردات می‌توان به دو نکته اشاره کرد. اول این‌که در پژوهش‌های داخلی بررسی روابط غیرخطی بین درجه عبور نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن کمتر مورد توجه قرار گرفته است. دوم این‌که در پژوهش‌های خارجی بر نقش متغیرهای محیطی کشور واردکننده (تورم، محط تورمی، بی‌ثباتی تورمی و ...) بر درجه عبور نرخ ارز تأکید بیشتری می‌شود. جدول (۱) شامل مهم‌ترین مطالعات خارجی است که اثر محیط تورمی را بر درجه عبور نرخ ارز بررسی کرده‌اند. هم‌چنین این جدول شامل آن دسته از مطالعات داخلی است که عبور نرخ ارز بر قیمت واردات را مورد تحقیق قرار داده‌اند.

جدول (۱): مهم‌ترین مطالعات انجام شده در حوزه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات

محققین	قلمرو مکانی و زمانی	رهیافت	مهم‌ترین نتایج
بایلیو و فوجی[1] (۲۰۰۴)	۱۱ کشور توسعه یافته ۲۰۰۱-۱۹۷۷	GMM	انتقال به نظام پولی مبتنی بر هدفگذاری تورمی در این کشورها در دهه ۹۰ میلادی باعث کاهش درجه عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی، تولیدکننده و وارداتی شد.
بارحومی (۲۰۰۶)	۲۴ کشور در حال توسعه ۲۰۰۴-۱۹۸۰	داده‌های تابلویی	محیط تورمی بالاتر باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز می‌شود.
مارازی و شیتز[2] (۲۰۰۷)	آمریکا ۲۰۰۴-۱۹۷۰	رگرسیون خطی غلتان	عوامل متعددی باعث کاهش درجه عبور نرخ ارز در آمریکا شده است. از مهم‌ترین آن تورم پایین در آمریکا در آن دوران است.
هولمز[3] (۲۰۰۹)	نیوزلند ۲۰۰۷-۱۹۸۷	مارکف سوئیچنگ	افزایش بی‌ثباتی تورم احتمال ماندگاری در رژیم عبور نرخ ارز پایین را کاهش می‌دهد.
لین و وو[4] (۲۰۱۲)	تایوان ۲۰۰۸-۱۹۸۱	TAR	محیط تورمی بالا باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز می‌شود.

[1] Bailliuand and Fuji
[2] Marazzi and Sheets
[3] Holmes
[4] Lin and Wu

www.SID.ir

Archive of SID

جونتیلا و کرهونن (۲۰۱۲)	۹ کشور OECD، ۱۹۷۵-۲۰۰۹	LSTAR	فرضیه تیلور برای این کشورها در دوره مورد بررسی تایید شد.
هرناندز و لبلبیسیوگلو[1] (۲۰۱۲)	آمریکا ۱۹۸۰-۲۰۰۴	مارکف سوئیچنگ	بیش از ۵۰٪ از کاهش درجه عبور نرخ ارز قیمت اتومبیل‌های وارداتی به آمریکا توسط ثبات پولی این کشور توضیح داده می‌شود.
قوش (۲۰۱۳)	۹ کشور آمریکای لاتین ۱۹۷۰-۲۰۱۰	رگرسیون به ظاهر نامرتبط	بی ثباتی سیاست پولی، نرخ تورم، بی ثباتی نرخ ارز و درجه باز بودن تجاری اثر مثبت و معناداری بر درجه عبور نرخ ارز دارد.
شینتانی و همکاران[2] (۲۰۱۳)	آمریکا ۱۹۷۵-۲۰۰۷	STAR	محیط تورمی پایین باعث کاهش درجه عبور نرخ ارز در آمریکا شده است.
وینکلرید[3] (۲۰۱۴)	پرو ۱۹۹۲-۲۰۱۱	SVAR	از سال ۲۰۰۲ با اجرای سیاست هدفگذاری تورم، درجه عبور نرخ ارز در پرو کاهش یافته است (تایید فرضیه تیلور).
یاناماندرا[4] (۲۰۱۵)	هند ۲۰۰۳-۲۰۱۳	ECM	درجه عبور نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی در هند در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است و در هر دو مقطع زمانی، بیش از واحد است.
شجری[5] و همکاران (۱۳۸۴)	۱۳۳۸-۱۳۸۰	VAR	درجه عبور نرخ ارز در بلندمدت بیشتر از کوتاه-مدت است و در هر دو دوره زمانی، ناقص است.
شجری[6] و همکاران (۱۳۸۵)	۱۳۳۸-۱۳۸۱	منطق فازی	شاخص سیاست پولی (تغییر اعتبارات داخلی)، شاخص سیاست ارزی (شکاف نرخ ارز بازار آزاد و رسمی) و درجه باز بودن اقتصاد، اثر مثبت و معناداری بر درجه عبور نرخ ارز دارند.
مهرابی بشر آبادی[7] و همکاران (۱۳۹۰)	۱۳۶۹-۱۳۸۶	VECM	نرخ ارز در توضیح نوسانات قیمت صادرات نسبت به قیمت واردات نقش بیشتری دارد.
کازرونی[8] و همکاران (۱۳۹۱)	۱۳۵۴-۱۳۸۸	TVP	بین شکاف تولید ناخالص حقیقی، هزینه نهایی شرکای تجاری و بی‌ثباتی نرخ ارز با درجه عبور نرخ ارز رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

[1] Hernandez and Leblebicioğlu
[2] Shintani et al.
[3] Winkelried
[4] Yanamandra
[5] Shajari et al. (2005)
[6] Shajari et al. (2006)
[7] Mehrabi BoshrAbadi et al. (2011)
[8] Kazerooni et al. (2012)

www.SID.ir

Archive of SID

اصغرپور و مهدیلو[1] (۱۳۹۳)	۱۳۵۵-۱۳۸۹	هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس	درجه عبور نرخ ارز در محیط‌های تورمی بالا بیشتر از محیط‌های تورمی پایین است (تایید فرضیه تیلور).
حیدری و احمدزاده[2] (۱۳۹۴)	۱۳۷۰-۱۳۸۶	VAR	درجه عبور نرخ ارز به قیمت واردات و مصرف کننده ناقص است.
عیسی‌زاده روشن[3] (۱۳۹۴)	۱۳۶۹-۱۳۹۱	VECM	درجه عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی در کوتاه مدت و بلند مدت ناقص است. در بلند مدت درجه عبور نرخ ارز، افزایش می‌یابد.
اصغرپور[4] و همکاران (۱۳۹۴)	۱۳۵۰-۱۳۹۱	هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس	درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات ناقص است. در محیط تورمی بالا درجه عبور نرخ ارز کمتر از محیط تورمی پایین‌تر است (رد فرضیه تیلور).

مشاهده می‌شود که در هیچ‌یک از مطالعات داخلی شیوه قیمت‌گذاری کالاهای وارداتی به صورت غیرخطی و در قالب رژیم‌های مختلف (رژیم قیمتی ۱ و رژیم قیمتی ۲) بررسی نشده است. به علاوه در هیچ یک از مطالعات داخلی اثر بی‌ثباتی‌های تورمی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات مورد تحقیق قرار نگرفته است. در مطالعات غیرخطی داخلی انجام شده (اصغرپور و مهدیلو[5] (۱۳۹۳) و اصغرپور[6] و همکاران (۱۳۹۴)) تأثیر محیط تورمی بالاتر و پایین‌تر بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات بحث شده و اثرات بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز مورد توجه قرار نگرفته است. بر این اساس تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین در تکنیک و مدل مورد استفاده در پژوهش است. به طوری که اولاً در تحقیق حاضر اثر بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است و برای این منظور از تکنیک MS-GARCH استفاده شده است. ثانیاً عبور نرخ ارز در قالب دو رژیم قیمتی برای کالاهای وارداتی مورد بررسی قرار گرفته و بنابراین تأثیر بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز تحت این دو رژیم تخمین زده شده است.

[1] Asgharpor & Mehdilo (2014)
[2] Heydari & Ahmadzadeh (2015)
[3] Eisazadeh Roshan (2015)
[4] Asgharpor et al. (2015)
[5] Asgharpor & Mehdilo (2014)
[6] Asgharpor et al. (2015)

www.SID.ir

Archive of SID

۴-الگو و روش‌شناسی تحقیق

۴-۱-مدل‌سازی قیمت داخلی واردات: مدل چرخشی مارکف

شوک‌های متفاوتی در دوره زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ بر اقتصاد ایران وارد شده و سیاست-ها و برنامه‌های اقتصادی مختلفی نیز اجرا شده است. به همین دلیل این امکان وجود دارد که رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در طول دوره مورد بررسی دستخوش تغییر شده باشد. به عبارت دیگر بنگاه‌های وارداتی در مواجه با تغییر متغیرهای بنیادی تنها از یک شیوه برای قیمت‌گذاری کالاها استفاده نکنند. بر این اساس در این مطالعه از الگوی چند رفتاری برای بررسی قیمت واردات به ایران استفاد شده است. معادله (۴) را با فرض وجود دو رژیم قیمت‌گذاری در نظر بگیرید:

$$\begin{cases} p_1^{IM} = \mu_1 + \varepsilon_1 \\ p_2^{IM} = \mu_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \rightarrow p_t^{IM}(s_t) = \mu(s_t) + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۶)$$

که در آن $\mu = \alpha + \beta e_t + \theta mc_t + \varphi_1 gdp_t + \varphi_2 op_t$، میانگین شرطی و ε جزء اخلال است[۱]. رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان (s_t) نشان داده می‌شود که در اینجا دو مقدار یک و دو به خود می‌گیرد. ویژگی‌های سری زمانی p_t^{IM} در معادله (۶) توسط متغیر رژیم تعیین می‌شود. در حالی که متغیر رژیم قابل مشاهده نیست. با این حال بر اساس مقادیر p_t^{IM} قابل استنتاج است (فلاحی[۲]، ۱۳۹۳). برای دستیابی به فرآیند ایجاد داده‌ها[۳]، از توزیع احتمال چگونگی حرکت (s_t) از یک رژیم به رژیم دیگر استفاده می‌شود. در مدل چرخشی مارکف فرض می‌شود نحوه تغییر رژیم‌ها از زنجیره مرتبه اول مارکف تبعیت می‌کند که به صورت رابطه (۷) نشان داده می‌شود (فرانسس و ون‌دیجک[۴]، ۲۰۰۰):

$$\begin{aligned} Pr &= \left[s_t = j \middle| s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots ; p_{t-1}^{IM}, p_{t-2}^{IM}, \dots\right] \\ &= Pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = P_{ij} \end{aligned} \qquad (۷)$$

P_{ij} احتمال انتقال به $s_t = j$ با فرض $s_{t-1} = i$ را نشان می‌دهد $(0 \le P_{ij} \le 1)$. با توجه به فرض دو رژیمی بودن فرآیند s_t ، احتمالات انتقال به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} P &= \begin{bmatrix} pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \\ pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) & pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \qquad (۸)$$

---

[۱] فرض می‌شود جمله اخلال از یک توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma^2(s_t)$ پیروی می‌کند

[2] Fallahi

[3] Date Generating Process

[4] Franses and Van Dijk

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن مجموع احتمالات برابر یک است ($\sum_{i=1}^{2} P_{ij} = 1 , j = 1,2$).

برای تخمین معادلات (۶) از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. بنابراین تابع چگالی هر رژیم ($j = 1,2$) به صورت زیر تشکیل می‌شود (فرانسس و ون‌دیجک، ۲۰۰۰):

$$f\left(p_j^{IM}\middle|s_t = j, \Psi_{t-1}\right) = \frac{1}{\sigma_j\sqrt{2\pi}}\exp\left(\frac{-\left(p_j^{IM} - \mu_j\right)^2}{2\sigma_j^2}\right); \quad j = 1,2 \qquad (۹)$$

$f(.)$ و Ψ_{t-1} به ترتیب توزیع شرطی هر رژیم و اطلاعات در دسترس تا زمان $t-1$ است. از یک سو بر اساس رابطه (۹) احتمال وقوع p_t^{IM} به عنوان یک متغیر تصادفی در هر نقطه از زمان به متغیر نهفته s_t وابسته است. از سوی دیگر بر اساس رابطه (۷) توزیع s_tها به مقادیر گذشته خودشان وابسته هستند. در نتیجه می‌توان گفت که یک احتمال مشترک بین وقوع p_t^{IM} و تمام s_tها وجود دارد ($f\left(p_t^{IM}, s_t\middle|\Psi_{t-1}\right)$) (سلمانی[1]،۱۳۹۱). بر اساس خاصیت توابع حداکثر درستنمایی مبنی بر حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه مورد بررسی در جامعه آماری می‌توان از این روش برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی مدل که مشخص نیستند، استفاده کرد. لذا می‌توان نوشت:

$$\begin{cases} L = f\left(p_t^{IM}, s_t = i\middle|\Psi_{t-1}\right) = \\ \sum_{s_t=1}^{2}\sum_{s_t=1}^{2} f\left(p_{it}^{IM}\middle|s_t, \Psi_{t-1}\right)P(s_t = i\,|s_{t-1} = j, \Psi_{t-1}) \\ \log L\left(p_1^{IM}, p_2^{IM}, \dots, p_t^{IM}, \theta(s_t), \theta, \sigma^2(s_t), P_{ij}\right) = \\ \log\left(f\left(p_t^{IM}, s_t = i\middle|\Psi_{t-1}\right)\right) \end{cases} \qquad (۱۰)$$

θ بردار تمام پارامترهایی است که در رژیم‌های مختلف ثابت و $\theta(s_t)$ نشان دهنده بردار پارامترهایی است که در رژیم‌های مختلف مقادیر مختلفی را اختیار می‌کنند. برای برآورد پارامترهای مذکور باید تابع لگاریتم درستنمایی($\log L$) نسبت به پارامترها حداکثر شود.

۴-۲-مدل سازی بی‌ثباتی‌های تورم: مدل (MS-GARCH)

در این مطالعه با پیروی از گاگنون و ایهریگ[2] (۲۰۰۴) و دوروو و یتمن[3] (۲۰۱۰) از واریانس نرخ تورم به عنوان معیار بی‌ثباتی تورم استفاده شده است. در ابتدا رژیمی بودن میانگین شرطی نرخ تورم مورد آزمون قرار گرفت. پس از تأیید وابسته بودن میانگین نرخ

[1] Salmani (2012)
[2] Gagnon and Ihring
[3] Devereux and Yetman

www.SID.ir

Archive of SID

تورم به رژیم با استفاده از آزمون اثرات ARCH[1] رژیمی، مشخص شد واریانس شرطی نرخ تورم نیز از الگوی رژیمی تبعیت می‌کند. در نتیجه برای محاسبه آن از روش (MS-GARCH) استفاده شده است.

واریانس شرطی (۱و۱) با فرض الگوی دو رژیمی برابر است با:

$$\begin{cases} h_{1t} = \sigma_{1t}^2 = \omega_1 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \epsilon_1 \\ h_{2t} = \sigma_{2t}^2 = \omega_2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 + \epsilon_2 \end{cases} \quad (۱۱)$$

که h_t و σ_t^2، واریانس شرطی نرخ تورم، ε_{t-1}^2 اثر ARCH و σ_{t-1}^2 اثر GARCH است[2].

در تخمین مدل‌های (MS-GARCH) مشکلی تحت عنوان « وابستگی به مسیر[3]» وجود دارد. به این مفهوم که واریانس شرطی در هر مرحله به تمامی واریانس‌های شرطی پیش از خود وابسته است. وابستگی به مسیر تخمین مدل را غیر ممکن می‌کند. برای رفع این مشکل با روش‌های مختلفی واریانس‌های شرطی رژیم‌ها در هر مقطع از زمان با یکدیگر ادغام[4] می‌شوند تا در هر مرحله یک واریانس شرطی یکپارچه منفرد[5] حاصل شود (گری[6]، ۱۹۹۶). در این مطالعه از روش پیشنهادی کلاسن[7] (۲۰۰۲) استفاده شده که به فرم زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \sigma_{t-1}^2 &= \sum_{i=1}^{2} \sigma_{t-1}^2(\Psi_{t-2}, s_{t-1} = i) P(s_{t-2} = i \mid \Psi_{t-1}, s_t = j) \\ &= \sum_{i=1}^{2} \sigma_{i,t-1|t-2}^2 \, P_{ij,t-1|t,t-1} i = j \end{aligned} \quad (۱۲)$$

که در آن Ψ_{t-1} و Ψ_{t-2} به ترتیب بیانگر مجموعه اطلاعات در دسترس تا زمان $t-1$ و $t-2$ است. P احتمال وقوع هر یک از رژیم‌ها است. بدین ترتیب با رفع مشکل وابستگی مسیر توابع چگالی تشکیل می‌شوند و نهایتاً تابع درستنمایی ماکزیمم می‌شود.

۵- معرفی مدل، تخمین و تحلیل نتایج

۵-۱- معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

---

[1] Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

[۲] فرض می‌شود جمله اخلال (ϵ) دارای میانگین صفر و واریانس ثابت باشد.

[3] Path Dependence

[4] Aggregating

[5] Single Aggregated Conditional Variance

[6] Gray

[7] Klaassen

www.SID.ir

Archive of SID

مدل مورد استفاده در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز برگرفته از مبانی نظری و مدل تعدیل یافته قوش (۲۰۱۳) می‌باشد. تعدیل صورت گرفته بدین ترتیب است که در مدل تصریح شده، تأثیر بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در نظر گرفته شده در حالی که در مطالعه مذکور اثر نرخ تورم وقفه‌دار[1] در کنار اثرگذاری سایر متغیرهای کلان اقتصادی همانند تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌های خارجی و درجه باز بودن اقتصاد، مورد بررسی قرار گرفته است. برجسته شدن بی‌ثباتی تورمی بجای خود نرخ تورم در مطالعه حاضر به دلیل بالا بودن سطح نااطمینانی و نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران است که این موضوع برای عاملان اقتصاد پیش‌بینی نرخ تورم آتی و در نتیجه برنامه‌ریزی و عقد قراردادهای میان مدت و بلندمدت را با چالش اساسی مواجه ساخته است. به تبع این امر، موضوع واردات و مقوله درجه عبور نرخ ارز نیز از این مساله متاثر می‌شود. در این مطالعه برای پاسخ به سئوالات مطرح شده در بخش مقدمه دو مدل بررسی می‌شود. در مدل اول نحوه ارتباط بین متغیرهای بنیادی و قیمت کالاهای وارداتی در قالب دو رژیم قیمتی برای کالاهای وارداتی بررسی می‌شود. در مدل دوم اثر متغیر بی‌ثباتی تورم در کنار متغیرهای بنیادی بر درجه عبور نرخ ارز سنجیده می‌شود. متغیرهای توضیحی در هر دو مدل با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی انتخاب شده است. مدل‌ها به صورت رژیمی و به فرم زیر تصریح شده است:

$$p_t^{IM}(s_t) = \alpha_0 + \alpha_1(s_t)e_t + \alpha_2(s_t)ppi_t + \alpha_3(s_t)gdp_t + \alpha_4(s_t)op_t + u_t \quad (۱۳)$$

$$p_t^{IM}(s_t) = \beta_0 + \beta_1(s_t)e_t + \beta_2(s_t)ppi_t + \beta_3(s_t)gdp_t + \beta_4(s_t)op_t + \beta_5(s_t)(h_1 inf)e_t + \beta_6(s_t)(h_2 inf)e_t + u_t' \quad (۱۴)$$

معادله (۱۳)، همان معادله حالت است و برای تخمین درجه عبور نرخ ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد. معادله (۱۴) اثر بی‌ثباتی‌های تورمی بر عبور نرخ ارز را می‌سنجد. β_iها و α_iها پارامترهای معادلات هستند. (s_t) متغیر رژیم است که دو حالت ۱ و ۲ به خود می‌گیرد. (p_t^{IM}) معرف لگاریتم شاخص قیمت واردات بر حسب ریال است که از حاصلضرب عدد ۱۰۰ در نسبت ارزش واردات به قیمت جاری بر ارزش واردات به قیمت ثابت به دست آمده، (e) لگاریتم نرخ دلار بر حسب ریال به قیمت بازار آزاد است. (inf) نرخ تورم است که از نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، ضرب در صد به دست آمده است. $(h_1 inf)$ و $(h_2 inf)$ به ترتیب معرف متغیر تقاطعی بی‌ثباتی

[1] lagged inflation rate

www.SID.ir

Archive of SID

پایین و بالای تورم است. (gdp) لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به عنوان جانشین درآمد کشور ایران می‌باشد. (ppi) لگاریتم شاخص قیمت تولید کننده آمریکا به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ است که به تبعیت از قوش (۲۰۱۳) به عنوان جانشین هزینه تولید کالا در خارج وارد مدل شده است. (op) لگاریتم آزادی تجاری است که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ حاصل شده است. شاخص قیمت تولید کننده آمریکا از بانک اطلاعات سایت رسمی کشورهای OECD و سایر داده‌ها از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی برای دوره زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ استخراج شده است. شایان ذکر است کلیه متغیرهای بکار رفته در مدل‌های تحقیق فصلی زدایی شده‌اند. انتظار بر این است که افزایش هر یک از متغیرهای نرخ ارز اسمی، هزینه تولید کالا در خارج، درآمد داخلی و باز بودن تجاری باعث افزایش قیمت داخلی کالای وارداتی شود. همچنین انتظار بر این است که درجه عبور نرخ ارز در معادله (۱۴) با لحاظ بی‌ثباتی تورمی افزایش یابد. تخمین معادلات (۱۳) و (۱۴) با استفاده از روش چرخشی مارکف صورت گرفته و از روش MS-GARCH برای محاسبه بی‌ثباتی تورمی استفاده شده است.

۵-۲- تخمین مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

قبل از تخمین مدل‌ها مانایی متغیرها بر اساس آزمون KPSS[1] بررسی شد. بر اساس نتایج این آزمون[2] که در جدول (۲) آمده همه متغیرها در سطح مانا هستند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد غیرمتناوب (غیرفصلی)[3] به روش KPSS

نام متغیر	Inf	e	gdp	op	ppi	p^{IM}
آماره محاسبه شده	۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۴۸	۰/۱۳	۰/۷۲
مقدار بحرانی (در سطح احتمال ۱٪)	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۷۳	۰/۲۱	۰/۷۳
مقدار بحرانی (در سطح احتمال ۵٪)	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۴۶	۰/۱۴	۰/۴۶

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجا که داده های مورد استفاده در این مطالعه فصلی هستند، لذا متغیرها باید از نظر وجود ریشه واحد با تناوب فصلی[4] و نیم سالانه[5] نیز آزمون شوند. در این راستا از آزمون

[1] Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

[2] فرضیه صفر این آزمون عدم وجود ریشه واحد در متغیرها است.

[3] Unit Roots at the Zero Frequency (Non Seasonal Unit Root).

[4] Unit Roots at the Seasonal Frequency (Seasonal Unit Root).

[5] Unit Roots at the Semi-Annual Frequency (Semi- Annual Unit Root).

www.SID.ir

Archive of SID

ریشه واحد هگی[1] استفاده شده است که نتایج این آزمون مندرج در جدول (۳) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها فاقد هر گونه ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم سالانه هستند.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه به روشHegy

متغیر	فرضیه صفر	آماره محاسباتی	سطح احتمال
Inf	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۰۳۵	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۲/۴۶۵	۰/۰۰۰
e	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۷۰۱	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۶۰/۵۰۱	۰/۰۰۰
gdp	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۳/۹۷۴	۰/۰۰۹
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۲/۹۱۱	۰/۰۰۰
op	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۳/۳۵۳	۰/۰۱۴
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۱/۵۲۵	۰/۰۰۱
p^{IM}	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۳۲۶	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۷/۸۵۰	۰/۰۰۰
ppi	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۶/۴۹۱	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۹/۷۹۰	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

به منظور بررسی اثرات بی‌ثباتی تورمی بر درجه عبور نرخ ارز (تخمین معادله ۱۴) لازم است ابتدا بی‌ثباتی نرخ تورم استخراج شود. در این مطالعه برای محاسبه بی‌ثباتی‌های تورم از روش (MS-GARCH) استفاده شد. جدول (۴) نتایج تخمین پارامترهای معادله (۱۱) را نشان می‌دهد. مقادیر P-value نشان می‌دهد به جز پارامتر ARCH در رژیم یک و پارامتر GARCH در رژیم دو تمامی پارامترها در سطح اطمینان بالایی معنادار هستند[2]. بدین‌ترتیب وجود دو رژیم بی‌ثباتی نرخ تورم تأیید می‌شود. با توجه به این‌که بی‌ثباتی تورم در رژیم دو در کلیه فصول مورد بررسی از بی‌ثباتی تورم در رژیم اول بیشتر است، رژیم یک رژیم بی‌ثباتی پایین تورمی و رژیم دو رژیم بی‌ثباتی بالای تورمی نام‌گذاری شد.

[1] Hegy

[2] همچنین بر اساس نمودار همبستگی نگار (Correlogram) پسماندهای معادله (۱۱) نوفه سفید هستند. در نتیجه، مدل GARCH (1,1) مدل مناسبی برای محاسبه واریانس شرطی نرخ تورم است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۴): نتایج آزمون‌ها و برآورد بی‌ثباتی‌های تورم

نرخ تورم	معادله میانگین شرطی	معادله واریانس شرطی			احتمال غیرشرطی
	عرض از مبدأ	$\omega(s_t)$	اثر ARCH	اثر GARCH	
بی ثباتی پایین تورمی رژیم ۱	۳/۴۵ (۰/۰۰)	۰/۵۲ (۰/۰۰)	۰/۰۰۶ (۰/۹۰)	۰/۴۶ (۰/۰۰)	۰/۹۲ (۰/۰۰)
بی ثباتی بالای تورمی رژیم ۲	۶/۰۱ (۰/۰۰)	۲/۳۹ (۰/۰۰)	۰/۶۵ (۰/۰۰)	۰/۰۲ (۰/۷۳)	۰/۸۷ (۰/۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق(اعداد داخل کروشه p-value است)

پس از کمی‌سازی بی‌ثباتی تورمی، اثر متغیرهای بنیادی بر قیمت واردات به ایران ابتدا بدون لحاظ بی‌ثباتی تورمی (معادله (۱۳)) و سپس با لحاظ بی‌ثباتی تورمی (معادله (۱۴)) مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور در ابتدا الگوهای چرخشی مارکف با رژیم‌های ۲ و ۳ رژیمی و حالت‌های مختلف (اجزاء رژیمی متفاوت) برآورد شد، سپس مدل‌هایی که دارای ضرایب ناسازگار با مبانی نظری یا دچار حداقل یکی از مشکلات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس بودند، نادیده گرفته شدند. در نهایت از بین‌مدل‌های باقیمانده، مدل دارای حداکثر مقدار لگاریتم راستنمایی به عنوان مدل نهایی انتخاب شده است. در ادامه نیز، فرض وجود مدل خطی در برابر مدل غیرخطی مارکف (مدل رژیمی نهایی انتخاب شده) با استفاده از آزمون راست‌نمایی (LR) بررسی شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵): نتایج آزمون‌های تشخیصی

آزمون	مدل حالت (معادله ۱۳)	مدل با حضور بی‌ثباتی تورمی (معادله ۱۴)
آزمون خطی بودن (LR)	χ^2(۷)=۸۳/۱۸۲[۰/۰۰۰]	χ^2(۹)=۱۱۰/۴۶[۰/۰۰۰]
لگاریتم درستنمایی	۷۹/۷۲۳	۸۹/۸۰۹
معیار AIC	-۱/۳۴۷	-۱/۴۷۰
آزمون نرمالیتی	χ^2(۲)=۳/۰۸۶[۰/۲۱۳]	χ^2(۲)=۷/۰۴۶[۰/۰۲۹]
آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH)	**F**(۱,۸۴)=۲/۲۵[۰/۱۳۷]	**F**(۱,۸۰)=۰[۰/۹۹۲]
آزمون خود همبستگی پورت‌مانتو۱	χ^2(۱۲)=۱۷/۲۸[۰/۱۳۹]	χ^2(۱۲)=۱۲/۸۷[۰/۳۷۸]

مأخذ: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل کروشه P-value است)

[1] Portmanteau Statistic for Autocorrelation Residuals

www.SID.ir

Archive of SID

براین اساس تعداد دو رژیم برای هر دو الگو تعیین شد که در جدول شماره (۶) گزارش شده است[۱].

جدول (۶): برآورد پارامترهای معادلات (۱۳) و (۱۴)

متغیر	مدل حالت (معادله ۱۳)				مدل با حضور بی‌ثباتی تورم (معادله ۱۴)			
	قیمت وارداتی پایین (رژیم ۱)		قیمت وارداتی بالا (رژیم ۲)		قیمت وارداتی پایین (رژیم ۱)		قیمت وارداتی بالا (رژیم ۲)	
	ضریب	t-prob	ضریب	t-prob	ضریب	t-prob	ضریب	t-prob
C	-۲۹/۹	(۰/۰)	-۲۹/۹	(۰/۰)	-۳۲/۱	(۰/۰)	-۳۲/۱	(۰/۰)
e	۱/۰۱۱	(۰/۰)	۱/۱۵۹	(۰/۰)	۱/۰۶۱	(۰/۰)	۱/۳۸۷	(۰/۰)
ppi	۱/۶۵۴	(۰/۰)	۰/۵۴۵	(۰/۰۴)	-۰/۴۰۶	(۰/۱۲)	۱/۱۸۵	(۰/۰)
gdp	۱/۴۵۰	(۰/۰)	۱/۵۸۲	(۰/۰)	۲/۱۴۵	(۰/۰)	۰/۹۶۱	(۰/۰)
op	-۰/۱۲	(۰/۳)	۰/۰۹۶	(۰/۰۸)	۰/۱۲۳	(۰/۰۶)	۰/۵۴۵	(۰/۰)
$h_1$inf	عدم لحاظ در معادله				-۰/۰۲۴	(۰/۰)	۰/۰۰۶	(۰/۰۱)
$h_2$inf	عدم لحاظ در معادله				۰/۰۰۵	(۰/۰)	-۰/۰۱۳	(۰/۰)

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس قیمت واردات تخمینی در هر رژیم[۲]، قیمت واردات در معادله (۱۳) به دو رژیم قیمت وارداتی پایین و قیمت وارداتی بالا قابل تفکیک است.

نتایج نشان می‌دهد کشش شاخص قیمت واردات نسبت به نرخ ارز اسمی در رژیم قیمت پایین و قیمت بالا به ترتیب ۱/۰۱۱ و ۱/۱۵۹ درصد است. این موضوع مؤید این است که اثر پایداری قیمتی در بازار واردات ایران وجود دارد. منشأ آن را می‌توان به شاکله بازار ارز در ایران نسبت داد. درآمدهای نفتی در ایران به دولت اجازه می‌دهد تا به عنوان عرضه کننده عمده ارز قادر باشد نرخ ارز را در یک دامنه محدود ثابت نگه دارد. اگر نرخ ارز (به عنوان یکی از متغیرهای مهم در اقتصاد ایران) تغییر کند اما دولت قادر به کنترل این تغییرات در دامنه معمول نباشد، نااطمینانی در اقتصاد ایران شکل می‌گیرد. از سوی دیگر نبود بازارهای عمیق رقابتی و همچنین چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در اقتصاد ایران باعث می‌شود با بروز نااطمینانی بنگاه‌ها انگیزه داشته باشند تا قیمت کالاها را افزایش دهند. به عبارت دیگر با افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت‌ها در یک دوره برای کاهش قیمت در دوره‌های بعدی مقاومت قیمتی وجود دارد. عبور بیش از واحد نرخ ارز به قیمت واردات

[۱] برای برآورد مدل (۱۳) از الگوریتم عددی EM+SQPF و برای برآورد مدل (۱۴) از الگوریتم عددی EM استفاده شده است.

[۲] قیمت واردات با توجه به ضرائب تخمینی و مقادیر متغیرهای توضیحی برای هر دو رژیم محاسبه شد.

www.SID.ir

Archive of SID

با نتایج مطالعه یاناماندرا (۲۰۱۵) برای کشور هند سازگار است. هم‌چنین نتایج منطبق بر نظرات بالدوین[1](۱۹۸۸) است. بنا بر نظر وی اگر تغییرات نرخ ارز به اندازه کافی بزرگ و حتی موقتی باشد یا دوره زمانی تغییرات نرخ ارز طولانی مدت باشد، تغییر نرخ ارز می‌تواند ساختار بازار واردات را تغییر بدهد و باعث بروز پدیده عبور نرخ ارز بر قیمت واردات بیش از واحد شود.

با لحاظ بی‌ثباتی تورمی در مدل (۱۴) مشاهده می‌شود کشش مستقیم قیمت کالاهای وارداتی نسبت به تغییرات نرخ ارز در هر دو رژیم قیمتی افزایش می‌یابد؛ درجه عبور نرخ ارز برای رژیم قیمت‌وارداتی بالا و پایین به ترتیب برابر با ۱/۳۸۷ و ۱/۰۶۱درصد می‌شود. به عبارت دیگر در شرایط بی‌ثبات تورمی اثر مقاومت قیمتی در هر دو رژیم قیمتی نسبت به قبل شدت می‌یابد. این نتایج با فرضیه تیلور (۲۰۰۰) هم‌خوانی دارد.

علاوه بر آن، اثر بی‌ثباتی‌های پایین و بالای تورمی بر قیمت کالاهای وارداتی در رژیم‌های مختلف نامتقارن است. در رژیم قیمت وارداتی بالا اثر تقاطعی بی‌ثباتی بالای تورم بر درجه عبور نرخ ارز منفی است (۰/۰۱۳-). در واقع در فضای بی‌ثباتی بالای تورمی بنگاه‌ها قادر به افزایش قیمت‌ها نیستند. زیرا قیمت‌ها در رژیم قیمت وارداتی بالا به اندازه کافی افزایش و قدرت خرید مردم کاهش یافته است. در نتیجه با افزایش فضای نااطمینانی بنگاه‌های رقابت‌پذیر ترجیح خواهند داد با کاهش قیمت، حُسن شهرت کسب کنند و بر قدرت رقابت‌پذیری خود بیفزایند. این نتیجه با نتیجه تحقیق اصغرپور و همکاران (۱۳۹۴) هم-خوانی دارد. همین دسته از بنگاه‌ها با کاهش فضای نااطمینانی قیمت خود را افزایش خواهند داد (۰/۰۰۶).

در مقابل اثر غیر مستقیم (تقاطعی) بی‌ثباتی تورم بر قیمت واردات برای بنگاه‌های رقابت-پذیر بالا (یعنی بنگاه‌هایی که رفتار قیمت‌گذاری آن‌ها رژیم قیمت وارداتی پایین است) مثبت است (۰/۰۰۵). در واقع این بنگاه‌ها در هنگام افزایش ریسک پیش‌بینی نشده در رفتار نرخ تورم اقدام به افزایش قیمت خواهند کرد. با این حال همین دسته از بنگاه‌ها با بروز بی‌ثباتی پایین تورمی با احتیاط بیشتری رفتار می‌کنند. استراتژی آن‌ها همانا افزایش فروش با قیمت پایین‌تر (ضریب ۰/۰۲۴-) است. در واقع تأکید این دسته از بنگاه‌ها بر قدرت رقابت‌پذیری در بازار است.

[1] Baldwin

www.SID.ir

Archive of SID

بر این اساس می‌توان گفت در اقتصاد چه بی‌ثباتی تورمی پایین اتفاق بیفتد و چه بی‌ثباتی تورمی بالا رخ دهد همواره بخشی از بنگاه‌ها قیمت کالاهای وارداتی به ایران را افزایش خواهند داد.

هزینه تولید کالا در خارج در هر دو رژیم قیمتی تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت کالاهای وارداتی دارد. این نتیجه در راستای نتایج مطالعات ویکرماسینق و سیلواپول[1] (۲۰۰۴)، سهمینان[2] (۲۰۰۵)، فرانکل[3] و همکاران (۲۰۱۲) و شیخ و لوهیچی[4] (۲۰۱۶) است. کشش قیمت واردات نسبت به هزینه تولید در رژیم قیمت وارداتی پایین (۱/۶۵۴) تقریباً سه برابر رژیم قیمت وارداتی بالا است (۰/۵۴۵). بنابراین می‌توان گفت سهم قیمت تولیدی در رژیم قیمت وارداتی بالا اندک است. همانند مطالعات جونتیلا و کرهونن(۲۰۱۲) و قوش (۲۰۱۳) با افزایش تقاضا در داخل قیمت کالاهای وارداتی در هر دو رژیم قیمتی واردات افزایش می‌یابد که از لحاظ آماری معنادار است. اثر مثبت و معنادار باز بودن تجاری بر قیمت واردات همانند یافته‌های تجربی مطالعه کازورزی و همکاران (۲۰۰۷) تنها در رژیم قیمت وارداتی بالا تأیید می‌شود.

مطابق ویژگی‌های رژیمی مدل‌های برآورد شده درجدول (۷) مشخص است که در معادله (۱۳) ماندگاری رژیم قیمت وارداتی بالا بیش از رژیم قیمت وارداتی پایین و معادل ۰/۹۵ و احتمال چرخش آن به رژیم قیمت پایین ضعیف است (۵درصد). اما با بروز بی‌ثباتی تورم در کشور احتمال بقای رژیم قیمتی پایین بیش از رژیم قیمتی بالا می‌شود (۰/۹۲). در خصوص مدت دوام رژیم‌ها نیز وضع به همین منوال است؛ بدین ترتیب که بدون حضور بی‌ثباتی تورم یعنی در معادله (۱۳) اگر قیمت واردات از رژیم قیمتی پایین به رژیم قیمتی بالا منتقل شود به طور میانگین حدود ۴ سال (۱۶ فصل) در آن باقی می‌ماند. اما به محض بروز بی‌ثباتی تورم مدت دوام در رژیم قیمتی بالا کاهش و معادل ۵/۵ فصل می‌شود. به طور کلی می‌توان گفت که با بروز بی‌ثباتی تورمی رژیم قیمت وارداتی پایین ماندگارتر شده و طول دوره و دوام آن افزایش یافته است.

[1] Wickremasinghe and Silvapulle
[2] Sahminan
[3] Frankel et al.
[4] Cheikh and Louhich

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۷): ماتریس احتمالات و خصوصیات رژیم‌ها

احتمال شرطی انتقالات		معادله حالت (۱۳)		معادله با وجود بی‌ثباتی تورم، معادله ۱۴	
		زمان **t**			
		رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲
زمان **t+1**	رژیم ۱	۰/۸۷	۰/۰۴	۰/۹۲	۰/۱۶
	رژیم ۲	۰/۱۲	۰/۹۵	۰/۰۷	۰/۸۳
دوام		۸	۱۶/۷۵	۱۳/۲۰	۵/۵
احتمال تجمعی		٪۳۲/۳۲	٪۶۷/۶۸	٪۶۶/۶۷	٪۳۳/۳۳
طول دوره (فصل)		۳۲	۶۷	۶۶	۳۳

منبع: محاسبات تحقیق

به لحاظ اقتصاد ریاضی، درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات مشتق قیمت واردات نسبت به نرخ ارز است. درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در رژیم‌های مختلف قیمتی و با حضور یا عدم حضور بی‌ثباتی تورمی در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول (۸): عبور نرخ ارز در معادلات (۱۳) و (۱۴)

		رژیم قیمت وارداتی پایین	رژیم قیمت وارداتی بالا
معادله حالت (معادله ۱۳) بدون حضور بی‌ثباتی تورمی		$\alpha_1(1)=$ ۱/۰۱۱	$\alpha_1(2)=$ ۱/۱۵۹
(معادله ۱۴) با حضور بی‌ثباتی تورم	بی‌ثباتی پایین تورمی	$\beta_1(1)+\beta_5(1)=$ ۱/۰۳۷	$\beta_1(2)+\beta_5(2)=$ ۱/۳۹۳
	بی‌ثباتی بالای تورمی	$\beta_1(1)+\beta_6(1)=$ ۱/۰۶۶	$\beta_1(2)+\beta_6(2)=$ ۱/۳۷۴

منبع: محاسبات تحقیق

همانگونه که ملاحظه می‌شود بی‌ثباتی تورمی باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات می‌شود. در واقع در شرایط بی‌ثباتی تورمی بر قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های وارداتی افزوده می‌شود. به علاوه درجه عبور نرخ ارز در رژیم قیمت وارداتی بالا همواره از رژیم قیمت پایین بیشتر است.

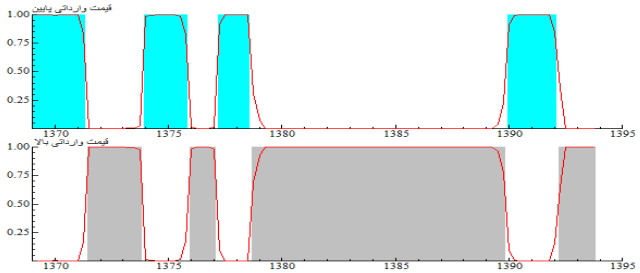
نمودار احتمالات هموار شده[1] وقوع رژیم‌های مختلف در طی زمان برای معادلات (۱۳) و (۱۴) را به تصویر می‌کشد (نمودارهای ۱ و ۲). در سال ۷۱ سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در کشور اجرا شد. اما به دلایل مختلف که مهم‌ترین آن‌ها کاهش درآمدهای نفتی و

[1] Smoothed Probabilities

www.SID.ir

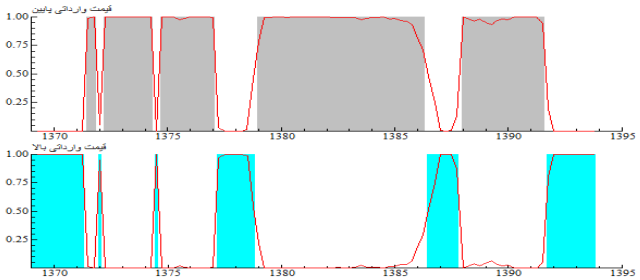
Archive of SID

سررسید بدهی‌های خارجی در سال‌های ۷۰ و ۷۱ بود باعث شد تا فاصله زیادی بین قیمت دولتی و نرخ آزاد ارز به وجود آید. به گونه‌ای که در سال‌های ۷۴-۷۳ بانک مرکزی با کاهش عمده‌ای در منابع ارزی مواجه شد. در این میان با آغاز برنامه دوم توسعه از فروردین سال ۷۴ کنترل بر واردات به طور جدی دنبال شد. به گونه‌ای که مطابق آمار بانک مرکزی کمترین میزان واردات کالاهای سرمایه‌ای در دهه ۷۰ شمسی در سال ۷۴ به ثبت رسیده است. هم‌چنین کمترین سهم ورود مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای در همین دهه متعلق به سال ۷۴ است. از این رو ملاحظه می‌شود علی‌رغم نوسان شدید ارزی در سال ۷۴ به علت کنترل بر واردات، رژیم قیمتی در این سال رژیم قیمتی پایین است. یکی دیگر از دوره‌هایی که اقتصاد ایران با بحران کمبود منابع ارزی مواجه شد، سال‌های ۹۲-۹۱ می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود از سال ۹۲ اقتصاد وارد رژیم قیمت وارداتی بالا شده است. علاوه بر آن در دو سال ۱۳۷۴ و ۱۳۹۳ که تورم و بی‌ثباتی تورمی در ایران بالا بوده قیمت واردات رژیم بالا را تجربه کرده است.



نمودار (۱): احتمال وقوع رژیم‌ها بدون حضور بی‌ثباتی تورمی، معادله (۱۳)

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۲): احتمال وقوع رژیم‌ها با بروز بی‌ثباتی تورمی، معادله (۱۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

با توجه به نقش درجه عبور نرخ ارز پایین در کارایی سیاست‌های پولی و ارزی و هم‌چنین کاهش سطح عمومی قیمت‌ها، مقاله حاضر با بکارگیری رهیافت MS-GARCH و روش مارکوف سوئیچینگ، اثرگذاری غیرخطی بی‌ثباتی تورم بر درجه عبور نرخ ارز ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۴- ۱۳۶۹:۲ بررسی کرده است.

بر اساس نتایج تخمینی، قیمت واردات در ایران از الگوی دو رژیمی قیمت وارداتی بالا و قیمت وارداتی پایین تبعیت می‌کند. و درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم بیش از یک است. ساختار بازار ایران، عدم رقابت‌پذیری، وجود کسب و کارهای نامولد و .. . باعث شده است که درصدد تغییرات قیمت کالاهای وارداتی در ایران بیش از درصد تغییرات نرخ ارز باشد.

به علاوه نتایج حاکی از آن است که با بروز بی‌ثباتی‌های تورمی درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم قیمتی تشدید و بر قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های وارداتی افزوده می‌شود. وجود دو دهه تورم بالا، ماندگار و نااطمینانی حاصل از محیط تورمی باعث شده است تا هر افزایش نرخ ارزی در ایران دائمی تلقی شده به گونه‌ای که تعدیل حاشیه سود مانع از کاهش انتقال اثر نرخ ارز به قیمت‌ها کالاها نمی‌شود.

به هر روی انتقال بیش از صد در صدی تغییرات نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی نشان-دهنده تاثیرپذیری بیش از حد اقتصاد ایران از شوک‌های خارجی است. با توجه به نتابج حاصله به نظر می‌رسد کاهش بی‌ثباتی تورم و اصولا سیاست پولی در ایران باید مقدم بر سیاست ارزی باشد. با این‌حال در خصوص سیاست‌های ارزی نیاز است تا الزامات نظام ارزی شناور مدیریت شده در کشور اعمال شود که یکی از الزامات آن همانا جایگزینی لنگر نرخ ارز با یک سیستم هدفگذاری تورم است. از سوی دیگر برای جلوگیری از کمبود منابع ارزی در زمان بروز بحران لازم است تا صندوق توسعه ملی به گونه‌ای مدیریت شود تا بتوان از نرخ ارز مد نظر سیاستگذار در هر زمانی دفاع کرد.

مقایسه بین نتایج این مطالعه با سایر مطالعات داخلی نشانگر برخی وجود تشابه و نیز افتراق است. از وجوه تشابه بین مطالعات داخلی و این مطالعه می‌توان به نقش عوامل بنیادی بر قیمت واردات اشاره کرد. با این‌حال وجه افتراق عمده بین این مطالعه و سایر مطالعات در کشش تخمینی قیمت واردات به نرخ ارز و همچنین لحاظ اثرات انواع محیط-های بی‌ثباتی تورمی در تعیین درجه عبور نرخ ارز است. در حالی که مطالعات پیشین

www.SID.ir

Archive of SID

صرفاً بر ناقص یا کامل بودن درجه عبور نرخ ارز تمرکز داشتند، نتایج این مقاله نشان می‌دهد درجه عبور نرخ ارز به قیمت واردات در اقتصاد ایران بیش از کامل است. به عبارت دیگر، اثر مقاومت قیمتی در بازار واردات ایران وجود دارد. ضمن آنکه درجه عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران رفتار رژیمی دارد و این درجه در هر رژیم نیز در محیط‌های بی‌ثباتی تورمی بالا و پایین به صورت متفاوت تعیین می‌شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

۱. اصغرپور، حسین، کازرونی، علیرضا، و میرانی، نینا (۱۳۹۴). تأثیر محیط تورمی بر انتقال اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات در ایران. *مجله نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵، ۱۷۸-۱۵۵.

۲. اصغرپور حسین، و مهدیلو، علی (۱۳۹۳).محیط تورمی و تأثیر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران: رهیافت مارکوف- سوئیچینگ. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷۰، ۱۰۲-۷۵.

۳. حیدری، حسن، و احمدزاده، عزیز (۱۳۹۴). تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر زنجیره قیمت‌ها در ایران. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۷۴، ۲۸-۱.

۴. راسخی، سعید، جعفری صمیمی، احمد، و منتظری شورکچالی، مجتبی (۱۳۹۳). تأثیر غیرخطی نااطمینانی تورم بر عبور نرخ ارز: یک مطالعه موردی برای ایران. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۸، ۳۳-۷.

۵. سلمانی، یونس (۱۳۹۱). مقایسه تأثیرگذاری نوسانات قیمتی بازار جهانی نفت بر اقتصاد کشورهای OPEC و OECD. *پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعت آب و برق (شهید عباسپور).*

۶. شجری، هوشنگ (۱۳۸۴). تحلیل عبور نرخ ارز در ایران. *دانش و توسعه*، ۱۶، ۷۶-۵۱.

۷. شجری، هوشنگ، طیبی، کمیل، و جلالی سیدعبدالمجید (۱۳۸۵). عبور نرخ ارز و رابطه آن با سیاستهای پولی و درجه بازبودن اقتصاد در ایران به روش سیستم‌های فازی عصبی. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، ۲۶، ۱۷۹-۱۵۳.

۸. فلاحی، فیروز (۱۳۹۳). علیت مارکوف سوئسچینگ و رابطه تولید و پول در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱، ۱۳۸-۱۰۷.

۹. کازرونی، علیرضا، سلمانی، بهزاد، و فشاری، مجید (۱۳۹۱). بررسی تأثیر نظام ارزی و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP). *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، ۹۱، ۱۱۶-۹۵.

۱۰. مهرابی بشرآبادی حسین، جلایی سید عبدالمجید، و کوشش، محمد سجاد (۱۳۹۰). بررسی عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی در ایران. *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ۱۲، ۲۱۶-۲۰۱.

۱۱. عیسی‌زاده روشن، یوسف (۱۳۹۴). عبور نرخ ارز: مورد مطالعه اقتصاد ایران. *فصلنامه سیاست-های راهبردی و کلان*، ۱۰، ۱۰۶-۸۹.

1. Al-Abri, A. S., & Goodwin, B. K. (2009). Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques:

www.SID.ir

Archive of SID

Threshold cointegration. *International Review of Economics & Finance*, *18* (1), 142-161.

2. Aleem, A., & Lahiani, A. (2014). Monetary policy credibility and exchange rate pass-through: Some evidence from emerging countries. *Economic Modelling*, *43*, 21-29.
3. Asgharpur, H., & Mehdiloo, A. (2014). The impact of inflationary environment on exchange rate pass-through on import prices in Iran: markov-Switching approach. *Journal of economic research and polices*, 22(7), 75-102 (In Persian).
4. Asgharpur, H., Kazerooni, A., & Mirani, N. (2015). The impact of inflationary environment on exchange rate pass- through to the import price index in Iran. *Applied Theories of Economics*, 2(2), 155-178 (In Persian).
5. Bailliu, J., & Fujii, E. (2004). Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation.
6. Baldwin, R. (1988). Hysteresis in import prices: the beachhead effect. *American Economic Review*, 78 (4), 773-785.
7. Barhoumi, K. (2006). Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation. *Economic Modelling*, 23(6), 926-951.
8. Brun-Aguerre, R., Fuertes, A. M., & Phylaktis, K. (2012). Exchange rate pass-through into import prices revisited: what drives it? *Journal of International Money and Finance*, 31(4), 818-844.
9. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
10. Carriere-Swallow, Y., Gruss, B., Magud, N. E., & Valencia, F.(2016). Monetary policy credibility and exchange rate pass-through. (No. 16/240). *International Monetary Fund*.
11. Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets. *ECB Working Paper*. 739, March 2007.
12. Cheikh, N. B., & Louhichi, W. (2016). Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach. *Economic Modelling*, 52, 233-238.
13. Devereux, M. B., & Yetman, J. (2010). Price adjustment and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 181-200.
14. Eisazadeh Roshan, Y. (2015). Exchange rate pass-through, case study of Iran . *Journal Management System*, 3(10), 89-106 (In Persian).
15. Fallahi, F. (2014). Money-output relationship in Iran: A markov switching causality. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 3(11), 107-128 (In Persian).

www.SID.ir

Archive of SID

16. Frankel, J., Parsley, D., & Wei, S. J. (2012). Slow pass-through around the world: a new import for developing countries? *Open Economies Review*, 23(2), 213-251.
17. Franses, P. H., & Van Dijk, D. (2000). Non-linear time series models in empirical finance, *Cambridge University Press.*
18. Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
19. Ghosh, A. (2013). Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171.
20. Gray, S. F. (1996). Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process. *Journal of Financial Economics*, 42(1), 27-62.
21. Hernandez, K., & Leblebicioğlu, A. (2012). A regime-switching analysis of pass-through. *Review of World Economics*, 148(3), 523-552.
22. Heydari, H., & Ahmadzadeh, A. (2015). Exchange rate changes and its effect on the price chain in Iran. *Iranian journal of Trade Studies* ,74, 1-28 (In Persian).
23. Holmes, M. J. (2009). The response of exchange rate pass-through to the macroeconomic environment. *Open Business Journal*, 2, 1-6.
24. Jimborean, R.(2013). The exchange rate pass-through in the new EU member states. *Economic Systems*, 37(2), 302-329.
25. Junttila, J., & Korhonen, M. (2012). The role of inflation regime in the exchange rate pass-through to import prices. *International Review of Economics & Finance*, 24, 88-96.
26. Kazerooni, A., Salmani, B., & Feshari, M. (2012). The Impact of Exchange Rate Regime and Inflationary Environment on Exchange Rate Pass-Through In Iranian Economy (TVP Approach). *Economic Development Research* ,5(4), 95-116 (In Persian).
27. Klaassen, F. (2002). Improving GARCH volatility forecasts with regime-switching GARCH. *In Advances in Markov-Switching Models* (pp. 223-254). Physica-Verlag HD.
28. Lin, P. C., & Wu, C. S. (2012) . Exchange rate pass-through in deflation: The case of Taiwan. *International Review of Economics & Finance*, 22(1), 101-111.
29. Lopez-Villavicencio, A. and V. Mignon. (2016). Exchange rate pass-through in emerging countries: Do the inflation environment, monetary policy regime and institutional quality matter?.*CEPII Working Paper*, No. 2016-07.
30. Mann, C. L. (1986). Prices, profit margins, and exchange rates. *Fed, Res. Bull.*, 72, 366.
31. Marazzi, M., Sheets, N., Vigfusson, R., Faust, J., Gagnon, J., Marquez, J., & Rogers, J. (2005). Exchange rate pass-through to US import prices: some new evidence. *International Finance Discussion Papers*, 833.

www.SID.ir

Archive of SID

32. Mehrabi BasharAbadi, H., Jalayi, S.A.M., & Koshesh, M.S. (2011). Assessing the effect of exchange rate on import and export prices in Iran. *Journal of economic Science*, 12, 201-216 (In Persian).
33. Nogueira, R. P., & León-Ledesma, M. A. (2011) . Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability? *Journal of Applied Economics*, 14(1), 167-180
34. Ozkan, I., & Erden, L. (2015). Time-varying nature and macroeconomic determinants of exchange rate pass-through. *International Review of Economics & Finance*, 38, 56-66.
35. Rasekhi, S., Jafari samimi, A., & Montazeri Shurkchali, A. (2014). Nonlinear impact of uncertainty of inflation on exchange rate pass through: A case study for Iran. *Economic Strategy*, 8, 7-33 (In Persian).
36. Sahminan, S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices in major Southeast Asian countries. *Available at SSRN 1295056*.
37. Salmani, Y. (2012). The Comparisoin between the fluctuations of the price oil in global market in OPEC and OECD countries. M.S thesis, *College of Manegment and Economy. University of Water and Electricity (Shahid Abaspoor)* (In Persian).
38. Shajari, H. (2005). Analyzing exchange rates in Iran. *Journal of Research and Rural Planning*, (16), 51-76 (In Persian).
39. Shajari, H., Tayybi, K., & Jalali, S.M. (2006) . Pass through the exchange rate and its relationship with monetary policy and the degree of openness of the economy in Iran by the method of neural fuzzy systems. *Economic Research*, 26, 153-179 (In Persian).
40. Shintani, M., Terada-Hagiwara, A., & Yabu, T. (2013). Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis. *Journal of International Money and Finance*, 32, 512-527.
41. Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.
42. Wickremasinghe, G., & Silvapulle, P. (2004). Exchange rate pass-through to manufactured import prices: The case of Japan. *International Trade, 406006*.
43. Winkelried, D. (2014). Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru. *Empirical Economics*, 46(4), 1181-1196.
44. Yanamandra, V. (2015). Exchange rate changes and inflation in India: What is the extent of exchange rate pass-through to imports? *Economic Analysis and Policy*, 47, 57-68.

www.SID.ir