فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۷، شماره ۲۳- زمستان ۱۳۹۶

انحراف نرخ واقعی ارز و تورم در ایران: شواهدی جدید بر پایه‌ی رهیافت چرخشی مارکوف

محمد علی احسانی[۱] ـ صالح طاهری بازخانه[۲] ـ حمید لعل خضری[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۲۵

چکیده

انحراف نرخ حقیقی ارز از مقدار تعادلی آن یکی از مباحث مناقشه‌آمیز در اقتصاد ایران است. از یک طرف، با به چالش کشیدن نظریه‌ی برابری قدرت خرید این ایده مطرح است که باید دولت از کاهش ارزش واقعی ریال جلوگیری کرده و مانع انتقال نرخ ارز به تورم شود. از طرف دیگر، آسیب‌هایی که انحراف نرخ ارز بر تولید داخلی، صادرات غیرنفتی و اشتغال دارد، باعث می‌شود از آن به عنوان پدیده ای نامطلوب یاد شود. در این راستا، پژوهش حاضر با این ایده که اثرات انحراف نرخ ارز به محیط تورمی بستگی دارد، اثرگذاری غیرخطی انحراف نرخ ارز بر تورم را در بازه‌ی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۰:۲ بررسی کرده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی ارائه شده توسط عطیف علی جفری (۲۰۱۰) به کمک رهیافت چرخشی مارکوف، نشان می‌دهد زمانی که تورم میانگین بالا و نوسان شدید را تجربه می‌کند انحراف نرخ ارز اثر منفی بسیار ناچیزی بر تورم دارد. اما مادامی که در فاز میانگین اندک و کم‌نوسان قرار می‌گیرد، افزایش در انحراف نرخ ارز فشار تورمی ایجاد خواهد کرد. بنابراین، نه تنها ارزش‌گذاری بیش از اندازه‌ی نرخ ارز در مواقعی که تورم افزایش فزاینده دارد اثرات مطلوب و چشم‌گیر بر تورم ندارد، بلکه تهدیدی جدی برای ثبات و کاهش تورم محسوب می شود. با تحلیل نتایج حاصل از این مطالعه، دلالت‌های سیاستی مهمی فراهم شده است.

طبقه بندی JEL: F31، E31، C34.

کلید واژه‌ها: انحراف نرخ ارز، عبور نرخ ارز، تورم، رهیافت چرخشی مارکوف

[۱] دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران *m.ehsani@umz.ac.ir*

[۲] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، دانشگاه مازندران *saleh.taheri88@gmail.com*

[۳] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) *h.lalkhezri@stu.umz.ac.ir*

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

بررسی رابطه‌ی بین نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌های داخلی که در ادبیات بین‌الملل به تحلیل عبور نرخ ارز (ERPT)[1] معروف است، در دهه‌های اخیر مورد توجه اقتصاددانان واقع شده و بخش عمده‌ای از مطالعات اقتصادکلان بین‌الملل را به خود اختصاص داده است. این علاقه‌مندی در دهه‌ی ۱۹۷۰ به‌واسطه‌ی وجود تورم فزاینده و به‌کارگیری نظام‌های ارزی انعطاف‌پذیرتر در بسیاری از کشورها پس از فروپاشی نظام ارزی برتون وودز[2] بیش‌تر شد. تنظیم نرخ ارز یکی از مسائل اساسی و پیچیده در کشورهای در حال توسعه است. اهمیت و پیچیدگی آن از این مسأله نشأت می‌گیرد که تعیین ارزش پول ملی یک کشور بر اساس پول‌های خارجی باید به شکلی باشد که سبب ارتباط هماهنگ اقتصاد داخلی با اقتصاد بین‌الملل شود. حال، اگر نرخ ارز همگام و هماهنگ با تحولات و تغییرات اقتصادی تعدیل نشود، موجب انحراف نرخ واقعی ارز و تنظیم نامناسب آن می‌شود. یکی از مباحث مناقشه‌آمیز در اقتصاد ایران، سرکوب نرخ ارز و پرکردن شکاف بین نرخ ارز تعادلی و مقدار حقیقی آن با دلارهای نفتی به منظور کنترل تورم است. به عبارت دیگر، سیاست‌گذار با این توجیه که انتقال نرخ ارز به سطح عمومی قیمت‌ها شدید است، نرخ ارز را لنگر قرار داده و سعی در کنترل تورم از این مجرا را دارد. در دیدگاهی رقیب، حفظ ارزش مصنوعی پول داخلی بدون تبعات نبوده و به تولید، اشتغال و صادرات داخلی صدمه وارد می‌کند. بنابراین، امکان خنثی شدن منافع ناشی از کنترل تورم به واسطه‌ی تثبیت نرخ ارز وجود دارد. نظر به این اهمیت، مطالعات داخلی متعددی اثر انحراف نرخ ارز را بر متغیرهای اقتصادکلان سنجیده و بر تعدیل نرخ ارز تأکید کرده‌اند. در این میان، آن‌چه کم‌تر مورد بررسی قرار گرفته رابطه‌ی غیرخطی میان انحراف نرخ ارز و تورم است. زمانی که تورم مقدار بالایی دارد، این امکان وجود دارد که سرکوب نرخ ارز و حفظ ارزش پول داخلی به صورت مصنوعی از رشد سطح عمومی قیمت‌ها جلوگیری کند. در این صورت، انحراف نرخ ارز می‌تواند مانع از تشدید تورم شود. این مهم در مطالعات مربوط به اقتصاد ایران مورد بررسی قرار نگرفته و یک خلاء تحقیقاتی به شمار می‌رود. در این راستا، پژوهش حاضر با این ایده که اثرات انحراف نرخ ارز بر تورم در طول زمان ثابت نبوده و به محیط تورمی بستگی دارد، با به کارگیری رهیافت چرخشی مارکوف می‌کوشد اولاً اثرات غیرخطی و وابسته به رژیم انحراف نرخ ارز بر تورم را شناسایی کرده و ثانیاً ویژگی‌های مقاطعی از زمان که تعدیل نرخ ارز اثرات سوء کم‌تری بر تورم دارد را به سیاست‌گذار پولی معرفی نماید. برای این منظور ادامه‌ی مقاله به شرح زیر سامان‌دهی شده است:

در بخش ادبیات موضوع، مطالعات پیشین و مبانی نظری بیان شده است. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. گزارش نتایج حاصل از رهیافت چرخشی مارکوف و تحلیل آن، موضوع اساسی بخش چهارم می‌باشد. در بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲. ادبیات موضوع

نرخ ارز از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادکلان است که تغییرات آن به طور گسترده به بخش‌های مختلف منتقل می‌شود. در این میان، به دنبال انحراف‌های پایدار نرخ واقعی ارز از سطح تعادلی بلندمدت، عدم تعادل‌های شدیدی در اقتصاد نمود پیدا خواهد کرد. از این‌رو، در چند دهه‌ی گذشته مطالعات متعددی در حوزه‌ی اقتصادکلان بین‌الملل به بررسی اثرات نرخ ارز و انحراف‌های آن پرداخته‌اند. با معرفی اهم مطالعات مرتبط در این بخش، تفاوت پژوهش حاضر با موارد قبلی مشخص شده است. در قسمت دوم از ادبیات موضوع، الگوی اقتصاد ریاضی مبتنی بر بنیان‌های اقتصاد خرد به عنوان الگوی پایه معرفی می‌شود.

۲-۱. مطالعات تجربی

بیلیو و فوجی[3] (۲۰۰۴) در مقاله‌ای با عنوان " انتقال نرخ ارز و تورم در کشورهای صنعتی:یک مطالعه مقایسه‌ای" به این موضوع می‌پردازد که آیا کاهش تورم با اجرای سیاست‌های پولی، منجر به کاهش اثر تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده خواهد شد. برای این منظور از داده های تابلویی ۱۱ کشور صنعتی در بازه زمانی ۱۹۹۷-۲۰۰۳ به این نتیجه رسیدند که کاهش اثر نرخ ارز بر قیمت مصرف‌کننده با اجرای سیاست کاهش تورم میسر می‌گردد. نتیجه کلی این مطالعه نشان می‌دهد که تثبیت نرخ تورم موجب کاهش اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید، واردات و شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌گردد.

هوفنر و شرودر[4] (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثر انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده برای منطقه یورو و کشورهای آلمان، فرانسه، ایتالیا، هلند و اسپانیا پرداخته‌اند. ایشان با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۲-۲۰۰۱ و مدل تصحیح خطای برداری به این نتیجه دست یافتند که انتقال نرخ ارز برشاخص موزون قیمت مصرف-کننده به صورت ناقص می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

حیدر و شاه[5] (۲۰۰۴) به بررسی انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی مانند شاخص قیمت عمده‌فروشی و شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشور پاکستان پرداخته‌اند. برای این منظور از داده‌های بازه زمانی ۱۹۸۲-۲۰۰۱ و مدل خودرگرسیون برداری استفاده کرده‌اند. نتیجه کار حاکی از این است که انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی بسیار ضعیف و کم می‌باشد.

کامپا و گلدبرگ[6] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با عنوان " انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده: چرا و چگونه تغییر می‌کند؟" به بررسی کانال‌هایی برای انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های انواع مختلف از کالاهای مصرفی برای ۱۸ کشور عضو OECD پرداخته‌اند. با استفاده از داده‌های پانل برای دوره زمانی ۲۰۰۴ - ۱۹۷۶ به این نتیجه رسیدند که انتقال نرخ ارز بر قیمت مصرف در حال افزایش است، اگرچه انتقال نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی برای برخی از کالاها در حال کاهش می‌باشد.

زورزی و همکاران[7] (۲۰۰۷) به بررسی انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده برای ۱۲ بازار آسیا، آمریکای لاتین، اروپای مرکزی و شرقی پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده-های بازه زمانی ۱۹۹۲-۱۹۹۴ و مدل خودرگرسیون برداری به این نتیجه رسیدند که انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده ناقص است.

سک و کاپسالیاموا[8] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با عنوان" انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی: مطالعه موردی برای ۴ کشور آسیای شرقی" به مطالعه انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی (شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت تولیدکننده، شاخص قیمت مصرف‌کننده) برای چهار کشور جنوب شرقی آسیا (کره جنوبی، مالزی، سنگاپور و تایلند) پرداخته‌اند. با استفاده از داده‌های دوره قبل و بعد از بحران مالی ۱۹۹۷ و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری و روش تک معادله‌ای به این نتیجه رسیدند که انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی برای ۴ کشور متفاوت می‌باشد و در اغلب موارد میزان انتقال ناقص می‌باشد.

سانوسی[9] (۲۰۱۰) به بررسی انتقال نرخ ارز بر قیمت-های مصرف‌کننده برای کشور غنا پرداخته است. با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۳-۲۰۰۶ و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری نشان داده‌اند که انتقال نرخ ارز ناقص است ولی قابل توجه می‌باشد؛ و افزایش نرخ ارز یک منبع بالقوه تورم در کشور غنا می‌باشد.

عطیف علی جفری[10] (۲۰۱۰) انتقال نرخ ارز بر قیمت-های مصرف‌کننده در کشور پاکستان در رژیم‌های مختلف ارزی با درنظرگرفتن انحراف نرخ واقعی ارز را مورد بررسی قرار داده‌اند. با استفاده از از داده‌های بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۹ و مدل OLS به این نتیجه رسید که انتقال نرخ ارز در پاکستان به صورت ناقص رخ می‌دهد.

ماشا و پارک[11] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی درجه انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده در کشور مالدیو" به بررسی درجه انتقال بر دو شاخص پرداخته‌اند. ایشان با استفاده از دادهای ۱۹۹۴-۲۰۱۰ و استفاده از مدل خودرگرسیون برداری به این نتیجه دست یافتند در کشور مالدیو درجه انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده قابل توجه و ناقص می-باشد.

نظر به اهمیت موضوع نرخ ارز در اقتصاد ایران، مطالعات داخلی متعددی از زوایای مختلف به آن نگریسته‌اند. در ادامه مهم‌ترین مطالعات مرتبط با تحقیق حاضر مرور شده است:

شجری و همکاران (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی و تحلیل انتقال نرخ ارز در ایران پرداخته‌اند. ایشان با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۴۰-۱۳۸۱ و به کارگیری مدل خودرگرسیون برداری به این نتیجه دست یافتند که انتقال نرخ ارز در کوتاه‌مدت به صورت ناقص است و به تدریج که دوره زمانی طولانی تر می‌شود به شدت انتقال نرخ ارز افزوده می‌شود، درحالیکه در بلندمدت انتقال نرخ ارز همچنان ناقص می‌باشد.

کازرونی و رستمی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با عنوان" اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۱)" به مطالعه و بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت در بازه زمانی ۱۳۴۰-۱۳۸۱ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز پیش‌بینی شده بیشتر از پیش‌بینی‌نشده، تولید واقعی را دچار نوسان می‌کند اما برای قیمت عکس این حالت رخ می‌دهد. هم‌چنین نشان دادند که شوک منفی نرخ ارز تولید واقعی را بیشتر از شوک مثبت، تحت تأثیر قرار خواهد داد درحالیکه شوک های منفی نرخ ارز روی قیمت تأثیرگذارتر است.

مهرابی بشرآبادی و همکاران (۱۳۸۹) اثر شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید را بر تورم ایران را مورد بررسی قرار دادند. آنها روند بلندمدت نرخ ارز را با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات و فیلتر کالمن استخراج کرده و با مدل تصحیح خطای برداری اثرات شوک‌ها را بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که شوک منفی نرخ ارز تأثیر مثبت و شوک مثبت تأثیر منفی بر تورم دارد. هم‌چنین در بلندمدت تورم کمتر از کوتاه‌مدت به نرخ ارز وابسته است.

Archive of SID

www.SID.ir

کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با عنوان" تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)" به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات و صادرات پرداخته‌اند. برای این منظور با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۴-۱۳۸۸ و مدل گارچ برای ایجاد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز، تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز و متغیرهای دیگر را بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی را بررسی نموده‌اند. نتایج حاکی از این مسأله است که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی خواهد داشت.

بررسی درجه‌ی انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف-کننده با در نظر گرفتن انحراف نرخ ارز واقعی در ایران موضوع مطالعه‌ی کازرونی و سلیمانی الوانق (۱۳۹۴) است. محققان ابتدا به به‌کارگیری روش ARDL، انحراف نرخ واقعی ارز از مقادیر تعادلی بلندمدت آن را محاسبه کرده‌اند. نتایج تخمین حاکی از آن است که انتقال نرخ ارز در کوتاه-مدت ناقص بوده اما به مرور زمان شدت می‌یابد. افزون بر این رابطه‌ای مثبت ومعنی‌دار بین انحراف نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده گزارش شده است.

همان‌طور که ملاحظه شد، در مطالعات تجربی اثرگذاری غیرخطی انحراف نرخ ارز بر تورم مورد بررسی قرار نگرفته است. از آن‌جایی که نرخ تورم در ایران روندهای متفاوت و ناپایداری را تجربه نکرده است، لحاظ کردن این مهم و در نظر گرفتن این مهم ضروری می‌نماید. یکی از اهداف مهم پژوهش حاضر، سعی در برطرف کردن این خلاء مطالعاتی می‌باشد.

۲-۲. مبانی نظری

جهت برآورد انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف-کننده تحت شرایط انحراف واقعی نرخ ارز، به بیان مدل انتقال نرخ ارز پرداخته می‌شود. روش مدل‌سازی در ادبیات مربوط به انتقال نرخ ارز براساس رفتار قیمتی شرکت صادرکننده خارجی است. به پیروی از عطیف علی جفری (۲۰۱۰)، برای حداکثرسازی سود شرکت صادرکننده خارجی معادله (۱) نسبت به قیمت کالاهای وارداتی در کشور خودی p_m ماکزیمم می‌شود[۱۲]:

$$Max\pi = ER^{-1}p_m q - C(q)p_m \qquad (۱)$$

که در آن π نشان‌دهنده سود بر حسب پول خارجی، ER نرخ ارز (برحسب پول داخلی)، p_m قیمت کالاهای وارداتی در کشور داخلی، C(0) تابع هزینه بر حسب پول خارجی، و q مقدار تقاضای کالا است. با حل معادله (۲) و با وارد کردن اضافه‌ارزش[۱۳]، مقدار p_m به صورت معادله (۲) به‌دست می‌آید (عطیف علی جفری، ۲۰۱۰؛ بیلیو و فوجی، ۲۰۰۴):

$$p_m = ERC_q\mu \qquad (۲)$$

که در آن C_q برابر با هزینه نهایی شرکت خارجی و μ بیانگر اضافه‌ارزش است. روش قیمت‌گذاری اضافه‌بها یک روش قیمت‌گذاری می‌باشد که در آن یک مقدار درصد معینی به قیمت تمام شده محصول افزوده می‌شود تا قیمت فروش به‌دست آید. میزان μ یا به عبارتی رفتار تعیین اضافه‌بهای تولیدکننده به میزان درجه رقابت بازار و هم-چنین شرایط معمول تقاضا بستگی دارد. نرخ ارز و شکاف میان قیمت کالاهای تولیدی در کشور واردکننده (P_d) و هزینه‌های تولیدی کشور صادرکننده بیانگر مقدار μ خواهد بود (عطیف علی جفری،۲۰۱۰):

$$\mu = \left[\frac{P_d}{C_q ER}\right]^{\alpha} \qquad (۳)$$

با جایگذاری معادله (۳) در معادله (۲) و سپس لگاریتم-گیری از آن، معادله (۴) حاصل می‌شود:

$$\mathrm{LP_m} = \alpha\mathrm{LP_d} + (1-\alpha)\mathrm{LC_q} + (1-\alpha)\mathrm{LER}$$
$$\mathrm{LP_m} = \alpha\mathrm{LP_d} + \beta\mathrm{LC_q} + \gamma LER \qquad (۴)$$

در معادله‌ی (۴)، مقدار ضریب γ نشان‌دهنده اثر انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های واردات خواهد بود. برای اینکه از معادله (۴) اثر انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده حاصل گردد، به پیروی از عطیف علی جفری (۲۰۱۰)، شاخص قیمت مصرف‌کننده تابعی از قیمت‌های وارداتی و قیمت‌های کالاهای تولیدی در کشور واردکننده (P_d) درنظر گرفته شده است:

$$\mathrm{LP} = \theta\mathrm{LP_m} + (1-\theta)\mathrm{LP_d} \qquad (۵)$$

که در معادله فوق θ بیانگر وزن کالاهای وارداتی است. با قراردادن معادله (۴) در معادله (۵)، معادله (۶) به‌دست می‌آید:

(۶)

$$LP = \theta\left(\alpha\mathrm{LP}_d + \beta LC_q + \gamma LER\right) + (1-\theta)LP_d$$
$$LP = \theta\alpha\mathrm{LP}_d + \theta\beta LC_q + \theta\gamma LER + (1-\theta)LP_d$$

$$LP = \left(\theta\alpha + (1-\theta)\right)\mathrm{LP}_d + \theta\beta LC_q + \theta\gamma LER$$

Archive of SID

www.SID.ir

در برخی از مطالعات (ΔLP_d) با انحراف نرخ واقعی ارز مرتبط می‌باشد (کمین[۱۴]،۱۹۹۷؛کمین، ۲۰۰۱؛ عطیف علی جفری، ۲۰۱۰):

$$\Delta LP_{dt} = \lambda(LRER - LRER^*)_{t-1} \quad (۷)$$

که در معادله فوق $LRER$ بیانگر لگاریتم نرخ واقعی ارز و $LRER^*$ لگاریتم نرخ واقعی ارز تعادلی است. با حل معادله‌ی فوق بر حسب LP_{dt} معادله ۸ به‌دست می‌آید:

$$LP_{dt} = \lambda(LRER - LRER^*)_{t-1} + LP_{d(t-1)} \quad (۸)$$

در بلندمدت معادله فوق به صورت معادله (۹) خواهد بود:

$$LP_{dt} = \delta(LRER - LRER^*)_t \quad (۹)$$

در ادامه معادله (۹) را در معادله (۶) قرار می‌دهیم:

$$\mathrm{LP_t} = \big(\theta\alpha + (1-\theta)\big)\delta(\mathrm{LRER} - \mathrm{LRER^*})_{t-1} + \theta\beta\mathrm{LC_{qt}} + \theta\gamma\mathrm{LER_t} \quad (۱۰)$$

$$\mathrm{LP_t} = \theta_0(LRER - LRER^*)_{t-1} + \theta_1 LC_{qt} + \theta_2 LER_t$$

برای تخمین معادله‌ی (۱۰)، با استفاده از روش برابری قدرت خرید نرخ ارز تعادلی محاسبه و در ادامه انحراف نرخ واقعی ارز (RERM) برآورد شده است. شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا (FCPI) نماینده‌ای برای هزینه شرکت صادرکننده خارجی و نرخ ارز اسمی (NER) نماینده‌ای برای نرخ ارز درنظر گرفته می‌شود (چودری و هاکورا[۱۵]، ۲۰۰۱؛ چودری و خان[۱۶]، ۲۰۰۲؛ عطیف علی جفری، ۲۰۱۰). همچنین در مدل شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران (IRCPI) و با توجه به سطح عمومی قیمت‌ها و تورم انتظاری، وقفه شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز در معادله وارد می‌شود. به دلیل اهمیت ریشه‌های پولی تورم در ایران، نقدینگی نیز وارد مدل می‌شود:

معادله‌ی (۱۱) مدل نهایی بوده که با استفاده از رهیافت چرخشی مارکوف در فرم نرخ رشدی تخمین زده می‌شود[۱۷]. برای این منظور از داده‌های فصلی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۰:۲ مستخرج از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی و بانک جهانی استفاده شده است.

$$\mathrm{LIRCPI_t} = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{n_1}\theta_{1i}\,\mathrm{LIRCPI_{t-1}} + \sum_{i=0}^{n2}\theta_{2i}\,\mathrm{LNER_t} + \sum_{i=0}^{n3}\theta_{3i}\,\mathrm{RERM_t} + \sum_{i=0}^{n4}\theta_{4i}\,\mathrm{LFCPI_t} + \sum_{i=0}^{n_5}\theta_{5i}\,\mathrm{LM_t} \quad (۱۱)$$

۳. الگوی چرخشی مارکوف

مدل‌های چرخشی مارکوف الگوی رفتاری، دگرگونی (تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده‌ها به‌صورت درون-زا مدل‌سازی می‌کنند. در این مدل‌ها بر خلاف مدل‌های سنتی (مدل‌هایی که برای نشان دادن تغییرات ساختاری از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند) امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. در عین حال در این مدل به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند (فلاحی و هاشمی دیزجی، ۱۳۸۹). تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به-عنوان یکی از ویژگی‌های این مدل لحاظ شود. هم‌چنین این مدل‌ها فروض کم‌تری را برای توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌کند و قادر به برآورد هم‌زمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان است (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷). در حالت کلی برای بررسی ارتباط بین دو متغیر بر اساس مدل-های چرخشی مارکوف می‌توان یک حالت تعمیمی به‌صورت رابطه‌ی (۱۲) تعریف کرد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱):

$$\mathrm{y_t} = \mathrm{c(s_t)} + \sum_{\mathrm{i}}^{\mathrm{q}}\beta(\mathrm{s_i})\mathrm{X_{t-q}} + \varepsilon_{\mathrm{t}}(\mathrm{s_t}) \quad (۱۲)$$

در رابطه‌ی اخیر تمامی عناصر سمت راست تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (s_t) است. s_tیک متغیر تصادفی گسسته و غیرقابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرد. شایان توجه است در رابطه‌ی (۱۲) هر یک از اجزای رژیمی می‌توانند به‌صورت غیررژیمی نیز ظاهر شوند. در این صورت با چندین مدل چرخشی متفاوت مواجه خواهیم بود.

در مدل‌های چرخشی مارکوف، متغیر s_t قابل مشاهده نیست. بنابراین نمی‌توان مشخص کرد در زمان t دقیقاً در کدام رژیم یا وضعیت قرار داریم اما می‌توان گفت احتمال این‌که در رژیم s_tباشیم، چه‌قدر است. تعیین وضعیت s_t به وسیله‌ی توابع احتمال انتقالی یک فرآیند محدود (متناهی) K وضعیتی مارکوف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد. به این مفهوم که بر اساس زنجیره‌ی K وضعیتی مارکوف، متغیر گسسته s_tتابعی از مقادیر گذشته‌ی خودش است که

Archive of SID

www.SID.ir

برای سادگی، فرض می‌شود زنجیره‌ی مارکوف از نوع مرتبه-ی اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده۱۸ (DGP) در مورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود (رابطه‌ی ۱۳)):

(۱۳)

$$s_t \mathrm{i,j} \in \{1,2,\dots,K\}, P(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij}$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس K*K، ماتریس احتمال انتقالات (P) به‌دست می‌آید که هر عنصر آن (P_{ij}) احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد (رابطه‌ی (۱۴)):

(۱۴)

$$\begin{pmatrix} P_{11} & P_{21} & \cdots & P_{k1} \\ P_{12} & P_{22} & \cdots & P_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1k} & P_{2k} & \cdots & P_{kk} \end{pmatrix}, \sum_{j=1}^{k} P_{ij} = 1 \forall i,j \in \{1,2,\dots,K\}, 0 \le P_{ij} \le 1$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای تصادفی در مدل-های چرخشی مارکوف حداکثر کردن تابع لگاریتم درستنمایی (LogL) احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام s_t ها نسبت به پارامترهای تصادفی است.

۴. نتایج

۴-۱. آزمون ریشه‌ی واحد

اهمیت پایایی سری‌های زمانی در مطالعات رگرسیونی به این دلیل است که در بسیاری از مواقع، برآوردکننده‌هایی که در نمونه‌های بزرگ به طور نسبی دارای توزیع نرمال فرض می‌شوند، در صورت ظاهر شدن متغیرهای ناپایا در مدل، فرض نرمال بودن توزیع برآورد کننده را مردود می-سازد. به همین دلیل ویژگی‌های این سری‌های زمانی، نقش تعیین‌کننده‌ای در انتخاب روش برآورد و نحوه‌ی استنباط آماری خواهد داشت. بنابراین نخستین اقدام برای تخمین مدل اقتصادسنجی تعیین درجه‌ی جمعی سری‌های تحت بررسی است. نظر به این اهمیت، آزمون ریشه‌ی واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس – پرون و KPSS برای تمامی متغیرهای الگو انجام و نتایج آن به‌طور خلاصه در جدول (۱) آورده شده است.

لازم به ذکر است مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد برای حالت با عرض از مبدأ و بدون روند آزمون ADF، PP و KPSS به ترتیب ۲/۸۷-، ۲/۸۷- و ۰/۴۶ بوده و برای حالت با عرض از مبدأ و مشتمل بر روند به ترتیب ۳/۴۳-، ۳/۴۳- و ۰/۱۴ می‌باشند. علاوه بر این باید در نظر داشت که فرض H_0 در آزمون KPSS بر خلاف دو آزمون دیگر، مبنی بر پایا بودن یک سری است. با ملاحظه‌ی جدول ۱ مشخص می-شود که تمامی متغیرهای الگو در سطح پایا هستند.

۴-۲. برآورد الگو و تحلیل نتایج

در الگوهای چرخشی مارکوف تعیین تعداد بهینه‌ی رژیم‌ها مهم‌ترین مرحل است. برای تعیین تعداد بهینه‌ی رژیم‌ها با توجه به وجود پارامترهای مزاحم[۱۹] (احتمال انتقالات) در فرضیه‌ی صفر، آزمون LR دارای توزیع

جدول (۱): نتیجه‌ی آزمون‌های پایایی بر روی نرخ رشد متغیرها

متغیر		آزمون ADF		آزمون PP		آزمون KPSS	
		آماره	*نتیجه*	*آماره*	*نتیجه*	*آماره*	*نتیجه*
IRINF	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۳/۰۱	پایا	-۳/۹۷	پایا	۰/۲	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۶۸	پایا	-۳/۹۹	پایا	۰/۱	پایا
RERMG	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۱۱/۷۱	پایا	-۵۰/۹۳	پایا	۰/۱۹	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۱۱/۷	پایا	-۵۰/۷۴	پایا	۰/۰۹	پایا
NERG	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۷/۲	پایا	-۱۱/۹۳	پایا	۰/۰۵	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۱۷	پایا	-۱۱/۹	پایا	۰/۰۴	پایا
USINF	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۳/۲۹	پایا	-۳/۰۳	پایا	۰/۲۹	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۷۴	پایا	-۴/۰۴	پایا	۰/۰۷	پایا
M2G	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۳/۱۳	پایا	-۳/۷۱	پایا	۰/۳۵	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۶۲	پایا	-۳/۹۱	پایا	۰/۱۲	پایا

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

استاندارد نخواهد بود و در نتیجه نمی‌توان از آن برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ[۲۰]، ۱۹۹۷). برای رفع این مشکل هانسن[۲۱] (۱۹۹۲، ۱۹۶۶) و گارسیا[۲۲] (۱۹۹۸) نحوه‌ی تعیین نوع آزمون LR برای تعیین تعداد بهینه‌ی رژیم‌ها را در موارد خاصی از مدل چرخشی مارکوف ارائه کرده‌اند، اما روش‌های ارائه شده قابلیت استفاده برای تمام موارد را ندارد (فلاحی و هاشمی دیزجی، ۱۳۸۹). چون این آزمون نیازمند محاسبات بوده و تنها به صورت محدود در مورد توزیع مجانبی آزمون استاندارد LR ارائه شده است و برای سیستم‌های برداری نیز غیرعملی هستند. هم‌چنین این آزمون‌ها در عمل گرایش به کم‌تر اندازه‌ی محاسبه شدن داشته و از قدرت کم برخوردار هستند (کرولزیگ، ۲۰۰۱). علاوه بر از آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی هم‌چون AIC نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و اسپاگتولو[۲۳] (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه‌ی کافی بزرگ است، استفاده از معیار AIC تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با این وجود در اکثر مطالعات تجربی تعداد رژیم‌ها بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود (برقی اسگویی و شهباززاده، ۱۳۹۳). در مجموع علاوه بر آزمون LR هانسن (۱۹۹۲ و ۱۹۹۶) و گارسیا (۱۹۹۸)، تعداد وقفه‌ها و رژیم‌ها بر اساس معیار AIC و قضاوت محققان بر اساس آزمون‌های تشخیص و نمودارها نشخص می‌شود (فلاحی[۲۴]، ۲۰۱۱). در این مطالعه، برای برآورد الگوی چرخشی مارکوف ابتدا تابع حداکثر درستنمایی بر اساس توزیع نرمال شکل گرفته و سپس از الگوریتم SQPF برای حداکثرسازی تابع لگاریتم درستنمایی نسبت به پارامترهای تابع استفاده شده است. بر اساس مطالب ذکر شده، نتایج تمامی آزمون‌ها و برآوردهای مربوط به رابطه‌ی ۱۱ در جدول‌های (۲) تا (۶) و شکل (۱) آورده شده است. جدول (۲) نتایج نخستین مرحله از فرآیند تخمین را نشان می‌دهد.

جدول(۲): نتایج آزمون LR

سطح معنی‌داری	مقدار آماره‌ی آزمون	آماره‌ی آزمون
۰/۰۰***	۳۵۲/۸۶	χ^2 (۱۳)

ملاحظات: *** نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۱٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول فوق، مقدار آماره‌ی آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۱ درصد بزرگ‌تر بوده و در بررسی نحوه‌ی اثرگذاری توضیحی بر متغیر مستقل طی دوره‌ی زمانی تحقیق، الگوی چرخشی مارکوف بر الگوی خطی برتری دارد. در مرحله‌ی دوم، بر اساس آماره‌های ذکر شده به تعیین وقفه و نهایتاً انتخاب مدل بهینه اختصاص دارد. بر اساس آماره‌ی AIC، یک وقفه‌ی بهینه برای متغیرها تعیین شد. تصریح الگو با یک وقفه، کم‌ترین مقدار آماره‌ی AIC را نسبت به سایر تصریح‌ها (وقفه‌ی صفر و دو) داشت. برای وقفه‌های بیش‌تر، آزمون‌های تشخیصی صحت الگوی برآوردی را تأیید نمی‌کردند. در مجموع، مدل بهینه‌ی دو رژیمی، با یک وقفه برای متغیرها که تمام اجزاء آن (عرض از مبدأ، ضرایب و انجراف معیار) وابسته به رژیم هستند، انتخاب شد. جدول (۳) به بررسی اعتبار الگوی انتخابی اختصاص دارد.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های نیکویی برازش

نوع آزمون	آماره‌ی آزمون	مقدار آماره‌ی آزمون	سطح معنی‌داری
نرمال بودن	χ^2 (۲)	۷/٦٤	۰/۰۲**
ناهمسانی واریانس ARCH	F(۱و۱۰۹)	۹۷/۷۷	۰/۰۰***
خودهمبستگی پورتمن[۲۵]	χ^2 (۱۲)	۱۳۹/۳۱	۰/۰۰***

ملاحظات: ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۵ ٪ و ۱ ٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق جدول فوق، توزیع جملات اخلال مدل انتخاب شده نرمال بوده و واریانس همسان دارند. افزون بر این، نتایج آزمون پورتمن نشان می‌دهد جملات اخلال عاری از خودهمبستگی بوده و انتخاب وقفه‌ها بر اساس حداقل معیار AIC به درستی صورت گرفته است. در مجموع طبق برآیند نتایج حاصله، صحت و اعتبار مدل انتخابی مورد تأیید قرار می‌گیرد. جدول (۴) نتایج حاصل از تخمین الگوی چرخشی مارکوف مذکور را برای معادله‌ی (۱۱) نشان می‌دهد.

در جدول (۴)، تفاوت عرض از مبدأ به عنوان یکی از متغیرهای وضعیت، در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، نرخ تورم در ایران در مواجهه با تغییر در متغیرهای توضیحی در رابطه‌ی (۱۱)، از دو الگوی رفتاری متفاوت پیروی می‌کند. از آن‌جایی که مقادیر عرض از مبدأ اختلاف معنی‌داری با صفر دارند، رژیم صفر با داشتن عرض از مبدأ بزرگ‌تر، نشان‌دهنده‌ی میانگین (و یا نرخ رشد) بالا و رژیم یک با داشتن عرض از مبدأ کوچک‌تر، نشان‌دهنده‌ی میانگین (و یا نرخ رشد) پایین در تورم می‌باشند. با توجه به این‌که واریانس

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۴): نتایج برآورد الگوی چرخشی مارکوف

نام متغیر	رژیم صفر			رژیم یک		
	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
عرض از مبدأ	۳۲/۵۳	۱۲/۱	۲/۶۹***	۱۷/۴۸	۱/۶۱	۱۰/۸***
IRINF(-1)	۰/۸۹	۰/۰۳	۲۷/۸***	۰/۵۲	۰/۰۱	۴۲/۸***
NER	۰/۵۲	۰/۰۱	۳/۰۶***	۰/۰۲	۰/۰۰۲	۱۰/۰***
NER(-1)	۰/۲۸	۰/۱۳	۲/۰۶**	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۳/۱۲***
RERM	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۷	-۲/۸۶***	۰/۰۱	۰/۰۰۲	۵/۷۵***
RERM(-1)	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-۳/۰۶***	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۳/۰۶***
USINF	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۲/۱۱**	۰/۰۵	۰/۰۳	۱/۵۸
USINF(-1)	۲×۱۰^{-۴}	۲×۱۰^{-۴}	۰/۹۲	-۰/۰۰۴	۰/۰۲	-۰/۲
M2G	۰/۷۶	۰/۱	۷/۵۷***	۰/۰۲	۰/۰۰۳	۵/۲۲***
M2G(-1)	۰/۲۶	۰/۰۴	۶/۵۶***	۰/۱۲	۰/۰۴	۲/۶۶**
انحراف معیار جزء اخلال	۱۲/۵	۱/۷۹	۶/۹۵***	۴/۹	۰/۳۴	۱۴/۱***

ملاحظات: ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۵ ٪ و ۱ ٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

اجزاء اخلال تابعی از متغیر وضعیت بوده و وابسته به رژیم می‌باشند، نظر به بالاتر بودن انحراف معیار در رژیم صفر، می‌توان گفت زمانی که میانگین تورم زیاد بوده و نرخ رشد نسبتاً بالاتری به خود می‌بیند، نوسان بالاتری را نسبت به دورانی که میانگین کم دارد تجربه می‌کند. ضریب مربوط به وقفه‌ی اول تورم نشان می‌دهد، مادامی که تورم میانگین بالاتری داشته باشد، تأثیرپذیری بیش‌تری نسبت به مقادیر باوقفه‌ی خود دارد. به عبارت دیگر، تورم در رژیم صفر ماندگاری بیش‌تری نسبت به رژیم یک دارد. ضرایب مربوط به نرخ ارز اسمی بازار آزاد نشان می‌دهد متغیر مذکور در هر دو رژیم اثری مثبت بر تورم دارد. با این توضیح که در رژیم صفر (تورم شدید) انتقال نرخ ارز بسیار بیش‌تر از رژیم یک (تورم اندک) می‌باشد (به ترتیب ۰/۸ و ۰/۰۲۳)[۲۶]. در عین حال بعد از گذشت یک دوره فشار تورمی ناشی از افزایش نرخ ارز در هر دو رژیم تخفیف می‌یابد.

آن‌چه بیش‌تر در تحقیق حاضر مدنظر است، ضرایب مربوط به انحراف نرخ ارز می‌باشد. با توجه به نتایج حاصله در رژیم صفر، انحراف نرخ ارز تأثیر منفی و البته ناچیزی (در حدود ۰/۰۰۵-) بر تورم می‌گذارد. در رژیم یک که از آهنگ افزایشی تورم کاسته شده و تورم میانگین نسبتاً کمی دارد، انحراف نرخ ارز موجب افزایش تورم شده و مقدار آن (۰/۰۱۳) از رژیم صفر بیش‌تر است. با مقایسه‌ی ضرایب مربوط به نرخ ارز، می‌توان دریافت زمانی که انتقال نرخ ارز به تورم شدید باشد (رژیم صفر)، انحراف نرخ ارز تأثیر مفیدی بر تورم ندارد. از آن‌جایی که عمدتاً نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران کم‌تر از مقدار تعادلی آن است، تعدیل نرخ ارز حقیقی (در این حالت) هنگامی که تورم در رژیم میانگین بالا قرار دارد، اثری سوء والبته ناچیز بر تورم خواهد گذاشت. با توجه به انتقال شدید نرخ ارز به تورم در این حالت، با افزایش نرخ ارز هزینه‌ی حاصل از تعدیل نرخ ارز (عمدتاً افزایش قیمت کالاهای وارداتی) بر منافع آن (مثلاً افزایش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی) چربش خواهد داشت. بنابراین در مواقع این‌چنینی، در صورتی که نرخ ارز از مقدار تعادلی‌اش کم‌تر باشد، حرکت به سمت نرخ ارز تعادلی افزایش در تورم را در پی دارد. در رژیم یک که انتقال نرخ ارز به تورم اندک است، تعدیل نرخ ارز از تورم کاسته و منافع آن بیش‌تر از هزینه‌های آن است. به عبارت دیگر، پیامدهای منفی انحراف نرخ ارز حقیقی از جمله تضعیف تولید و اشتغال، تخصیص نامناسب و غیربهینه‌ی منابع، کاهش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی به افزایش قیمت‌های مصرف‌کننده منجر شده است. با مقایسه‌ی ضرایب مربوط به نرخ ارز اسمی و انحراف نرخ ارز می‌توان گفت برطرف کردن انحراف نرخ ارز همواره اثر مطلوبی بر تورم نداشته و تنها در مقاطعی خاصی[۲۷] می‌توان امید به کاهش تورم از این مجرا را داشت. پس به عنوان نتیجه‌ی کلی، اثر انحراف نرخ ارز بر تورم ثابت نبوده و به میانگین تورم و انتقال نرخ ارز بستگی دارد که این مهم دلالت‌های سیاستی جدید و متفاوتی نسبت به مطالعات پیشین خواهد داشت.

نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد، تورم در ایران تنها در رژیم صفر و بدون وقفه از تورم جهانی به صورت مثبت تأثیر می‌پذیرد. در سایر حالات متغیر مذکور اثری بر تورم ندارد. رشد نقدینگی همواره یکی از عوامل ایجاد کننده‌ی تورم در ایران بوده است. نتایج حاصل از تخمین رابطه‌ی (۱۱) نیز گواه این مدعاست. مادامی که تورم شدید و پرنوسان است، رشد نقدینگی اثرگذاری شدیدی بر تورم دارد به گونه‌ای که ضریب بدون وقفه و وقفه‌ی اول آن به ترتیب ۰/۷۶ و ۰/۲۶ می‌باشند. در رژیم یک نیز رشد نقدینگی با

Archive of SID

www.SID.ir

تورم همراه است. با این تفاوت که ضریب با وقفه‌ی آن (۰/۱۲) اثر بیش‌تری نسبت به ضریب بدون وقفه (۰/۰۲) دارد. بنابراین در رژیم یک تورم تأثیر نسبتاً کم‌تری بر تورم دارد.

احتمال انتقالات بین رژیمی و ویژگی‌های رژیمی (دوام و احتمالات انباشته) یکی از خروجی‌های مهم الگوی چرخشی مارکوف است که اطلاعات ارزش‌مندی در بررسی ارتباط بین متغیرها در اختیار قرار می‌دهد. جدول (۵) به احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به الگوی تخمین زده شده اختصاص یافته است.

احتمال انتقالات نشان می‌دهند در صورتی که در زمان t در رژیم i قرار بگیریم، احتمال این‌که در زمان t+1 در رژیم j قرار بگیریم، چه‌قدر است. هم‌چنین احتمالات تجمعی نشان می‌دهند هر رژیم چند درصد از دوره‌ی زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. به‌عبارت دیگر، احتمالات تجمعی، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها قطع نظر این‌که در دوره‌ی گذشته در رژیم صفر یا یک باشیم را نشان می‌دهد. دوره‌ی دوام نیز نشان‌دهنده‌ی متوسط دوره‌ای است که طول می‌کشد تا از رژیمی به رژیم دیگر تغییر وضعیت دهیم (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۰). بر اساس نتایج جدول (۴) رژیم صفر پایدارترین رژیم است زیرا احتمال انتقال از این رژیم به خود این رژیم بسیار بالا بوده و حدود ۹۷٪ می‌باشد. به عبارت دیگر اگر در دوره‌ی t تورم در رژیم صفر باشد با احتمال تقریبی ۹۷٪ در دوره‌ی t+1 نیز در این دوره خواهد بود و با احتمال ۰/۰۳٪ به رژیم یک چرخش خواهد کرد. به طور مشابه، اگر در دوره‌ی t تورم در رژیم یک باشد با احتمال تقریبی ۷۱٪ در همان رژیم و با احتمال ۲۹٪ به رژیم صفر تغییر وضعیت می‌یابد. ویژگی‌های رژیمی الگوی برآوردی نیز مؤید پایدارتر بودن رژیم صفر می‌باشند چراکه رژیم صفر متوسط دوام ۳۱ فصلی را داشته و از متوسط دوام رژیم یک (۳/۶۷ فصلی) بیش‌تر است. نهایتاً، بر اساس احتمالات انباشته می‌توان گفت اگر به طور تصادفی یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۹۲٪ در رژیم صفر و با احتمال ۰/۸٪ در رژیم یک قرار خواهد گرفت.

بر اساس نتایج الگوی تخمین زده شده، می‌توان دوره‌های زمانی که رژیم صفر و یک قرار می‌گیرند را نیز محاسبه کرد. این دسته‌بندی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶): رژیم‌های صفر و یک الگوی برآورد شده به تفکیک فصل‌ها

رژیم صفر	رژیم یک
۱۳۶۰:۲ – ۱۳۶۴:۲	۱۳۶۴:۳ – ۱۳۶۵:۳
۱۳۷۱:۱ – ۱۳۶۵:۴	۱۳۷۱:۲ – ۱۳۷۱:۲
۱۳۷۴:۱ – ۱۳۷۳:۴	۱۳۸۳:۱ – ۱۳۸۴:۱
۱۳۸۲:۴ – ۱۳۷۱:۳	
۱۳۸۶:۳ – ۱۳۸۱:۱	
۱۳۹۳:۴ – ۱۳۸۴:۲	

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول فوق، رژیم‌های صفر و یک به ترتیب دربردارنده‌ی ۱۲۴ و ۱۱ فصل بوده که گواهی دیگر بر پایدارتر بودن رژیم صفر نسبت به رژیم یک می‌باشد.

شکل (۱) احتمال قرار گرفتن هر یک از فصل‌های مورد مطالعه در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهد. رژیم صفر و رژیم یک مربوط به زمان‌هایی هستند که تورم به ترتیب میانگین نسبتاً زیاد (حالتی که عرض از مبدآ برآوردی نسبتاً بزرگ‌تر است) و کمی (حالتی که عرض از مبدآ برآوردی نسبتاً کوچک‌تر است) دارند. شکل (۱)، جدول (۶) و نمودار پیوست بازگو کننده‌ی این واقعیت هستند که تورم در اقتصاد ایران در اکثر مقاطع مقدار قابل توجهی داشته است.

جدول (۵): نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به الگوی برآورد شده

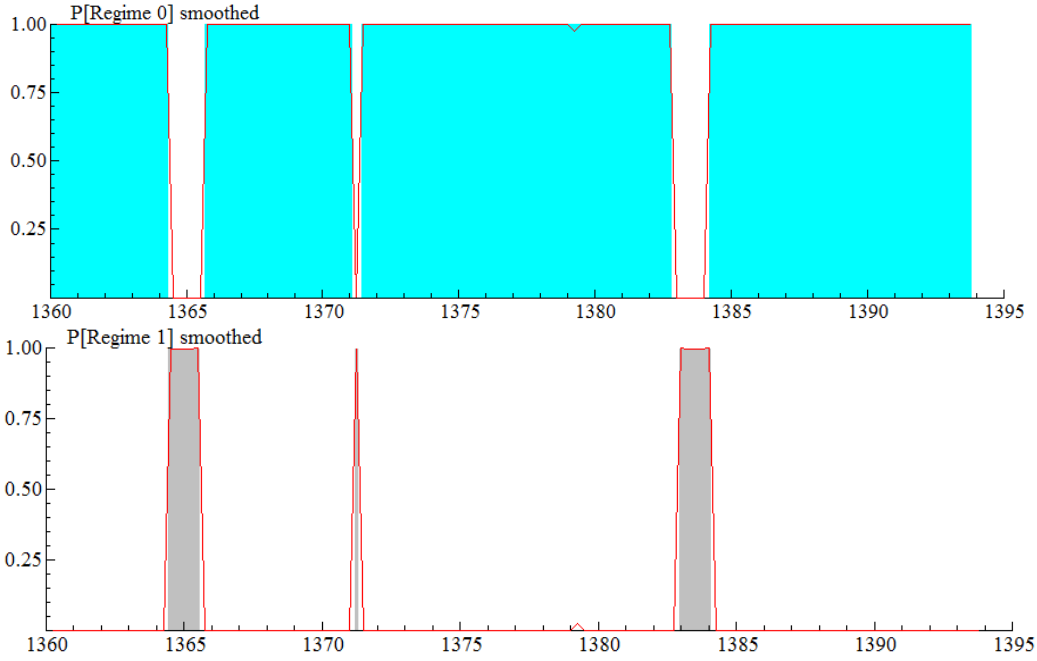
احتمال انتقالات		زمان t	
		رژیم صفر	رژیم یک
زمان t+1	رژیم صفر	۰/۹۷	۰/۲۹
	رژیم یک	۰/۰۳	۰/۷۱
ویژگی‌های رژیمی	متوسط دوام	۳۱	۳/۶۷
	احتمال جمعی	۰/۹۲	۰/۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

شکل ۱: احتمال قرار گرفتن هر فصل در دو رژیم استخراج شده



منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نمودارها نیز نشان می‌دهند مجموع احتمالات رژیم صفر و یک در هر فصل برابر یک است. یعنی هر فصل مورد نظر در رژیم صفر و یا یک قرار دارد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مقاله‌ی حاضر با این ایده که اثرات انحراف نرخ ارز بر تورم در ایران ثابت نبوده و به محیط تورمی بستگی دارد، الگوی ارائه شده توسط عطیف علی جفری (۲۰۱۰) را به صورت غیرخطی برآورد کرده است. برای این منظور نخست نرخ ارز تعادلی با استفاده از روش برابری قدرت خرید برآورد شد. سپس الگوی مذکور با استفاده از رهیافت چرخشی مارکوف تخمین زده شد. نتایج حاکی از آن است انحراف نرخ ارز اثری ثابتی در طول زمان بر تورم نداشته است؛ در رژیمی که تورم میانگین و نوسان بالایی دارد (رژیم صفر)، انحراف نرخ ارز اثری منفی و بسیار ناچیز بر تورم دارد. در نقطه‌ی مقابل، هنگامی که تورم میانگین نسبتاً اندک و نوسان کم دارد (رژیم یک)، افزایش در انحراف نرخ ارز، باعث افزایش در تورم می‌شود. بنابراین زمانی که تورم میانگین و نوسان اندکی دارد، انحراف نرخ ارز حقیقی یک تهدید به شمار آمده و افزایش در نرخ رشد آن با افزایش در تورم همراه است. از آن‌جایی که انتقال نرخ ارز اسمی بازار آزاد در رژیم صفر بیش‌تر است، می‌توان گفت با افزایش اثرگذاری مثبت نرخ ارز بر تورم، مضرات انحراف نرخ ارز بر تورم نمود پیدا نمی‌کند. به عبارت دیگر، در مقاطعی همانند رژیم صفر، در صورتی که نرخ ارز بیش از اندازه ارزش‌گذاری شده باشد، حرکت به سمت نرخ ارز تعادلی در صورت افزایش شدید نرخ ارز اسمی بازار آزاد، با افزایش در تورم توأم خواهد بود. بر این اساس زمان مناسب برای تعدیل نرخ ارز، هنگامی است که تورم رشد فزاینده نداشته باشد (مواقعی مانند رژیم یک). در این صورت، با توجه به این‌که نرخ ارز در اقتصاد ایران عمدتاً بیش‌تر از مقدار واقعی ارزش‌گذاری می‌شود، تعدیل کاهش انحراف نرخ ارز قدری از اثرات سوء افزایش نرخ ارز اسمی می‌کاهد. با توجه به این‌که تورم شدید و پرنوسان احتمال وقوع بیش‌تری دارد، ضروری است سیاست‌گذار در زمان‌هایی با مختصات رژیم یک (که دوام و احتمال وقوع اندکی دارد) از تعلل خودداری کرده و نرخ ارز را به سمت مقدار تعادلی‌اش تعدیل کند. در غیر این‌صورت، حذف اضافه ارزش مصنوعی نرخ ارز در زمان نامناسب، افزایش تورم در بر خواهد داشت. با توجه به ضریب باوقفه‌ی تورم در رژیم صفر، زمانی که تورم شدید و نوسانی است احتمالاً میل به ماندگاری بیش‌تری داشته و از اثرگذاری سیاست‌های پولی می‌کاهد. پس در چنین مواقعی علاوه بر کاهش در نرخ رشد نقدینگی و دست‌یابی به انضباط پولی، اتخاذ سیاست‌های مالی و ارزی مناسب و هماهنگی بین آن‌ها امری ضروری است.

Archive of SID
www.SID.ir

منابع و مآخذ

- ابونوری، اسمعیل و عرفانی، علی‌رضا. ۱۳۸۵. الگوی چرخشی مارکف و پیش بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۳، (پیاپی۳۰)، صص ۱۷۴-۱۵۳.
- شجری، هوشنگ. طیبی، سیدکمال و جلایی، سیدعبدالمجید. ۱۳۸۴. تحلیل عبور نرخ ارز در ایران، مجله دانش و توسعه، شماره ۱۶، صص ۵۱-۷۶.
- - فلاحی، فیروزو هاشمی دیزجی، عبدالرحیم. ۱۳۸۹. رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل های مارکوف سوییچینگ، مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۷ ،(پیاپی ۲۶)، صص ۱۵۲-۱۳۱.
- کازرونی، علیرضا. رستمی، نسرین. ۱۳۸۵. اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۱)، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۷، (پیاپی ۲)، صص ۱۹۶-۱۷۷.
- کازرونی، علیرضا. سلمانی، بهزاد و فشاری، مجید. ۱۳۹۱. تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، شماره ۱، (پیاپی۲)، صص ۱۱۴-۸۵.
- کازرونی، علیرضا. سلیمانی الوانق، فاطمه. ۱۳۹۱. بررسی درجه انتقال نرخ ارز بر سطح قیمت‌های مصرف‌کننده تحت شرایط انحراف نرخ واقعی ارز (مطالعه موردی: ایران)، تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۰، (پیاپی ۱)، صص ۱۹۲-۱۶۹.
- مهرایی بشرآبادی، حسین. شرافتمند، حبیبه و باغستانی، علی‌اکبر. ۱۳۸۹. بررسی تأثیر شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم در ایران، مجله دانش و توسعه، شماره ۳۳، صص ۲۰-۱.
- Bailliu, J. and E. Fujii (2004). Exchange Rate Pass-through and the Inflation Environment in Industrial Countries: An Empirical Investigation, Bank of Canada Working Paper *(*2):4-21.
- Campa, J.M. & Goldberg, L.S (2006). Pass through of Exchange Rates to Consumption Prices: What has changed and why? , Federal Reserve Bank of New York Staff Reports (261): 1-34.
- Choudhri, E.U. & Hakura, D.S (2001). Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? , Washington, DC, International Monetary Fund, IMF Working Paper (194):1-34.
- Choudhri, E.U. & Khan, S.M (2002).The Exchange Rate and Consumer Prices in Pakistan: Is Rupee Devaluation Inflationary? , The Pakistan Development Review 41(2): 107-120.
- Fallahi, F (2011). Causal relationship between energy consumption (EC) and GDP: A Markov switching (MS) causality, Journal of Energy (35): 4165-4170.
- Garcia R (1998). Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models, Journal of International Economic Review (39):763-88.
- Hansen, B. E (1992). The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing Markov Switching Model of GNP, Journal Applied Econometrics (7): 61-82.
- Hansen, B. E (1996). Erratum: The Likelihood Ratio Test Under Non- Standard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP, Journal of Applied Econometrics (11): 195–199.
- Hufner, F.P. & Schroder, M (2002). Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: A European Perspective, Centre for European Economic Research, Discussion Paper (20): 1-26.
- Heyder, Z. & Shah, S (2004). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan, State Bank of Pakistan Working Paper (5): 1-19.
- Atif Ali Jaffri,, A (2010). Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices in Pakistan: does Misalignment Matter? , The Pakistan Development Review (49): 19-35.
- Kamin, S.B (1997). A Multi-country Comparison of the Linkages between Inflation and Exchange Rate Competitiveness, Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department, BIS Working Paper (45):1-31.
- Kamin, S.B (2001). Real Exchange Rates and Inflation in Exchange-Rate Based Stabilisations: An Empirical Examination, Journal of Development Economics (64): 237-253.
- Krolzig H. M (1997). Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer-Verlag.
- Krolzig, H. M (2001). Business Cycle Measurement In The Presence of Structural Change: International Evidence, International Journal of Forecasting (17): 349–368.
- Masha, I. & Park, C (2012). Exchange Rate Pass Through to Prices in Maldives, IMF Working Paper (126): 1-25.
- Psaradakis, Z. and Spagnolo, N (2003). On the determination of the number of regimes in Markov-Autoregressive models, Journal of Time Series Analysis 24(2): 237-252.

Archive of SID

www.SID.ir

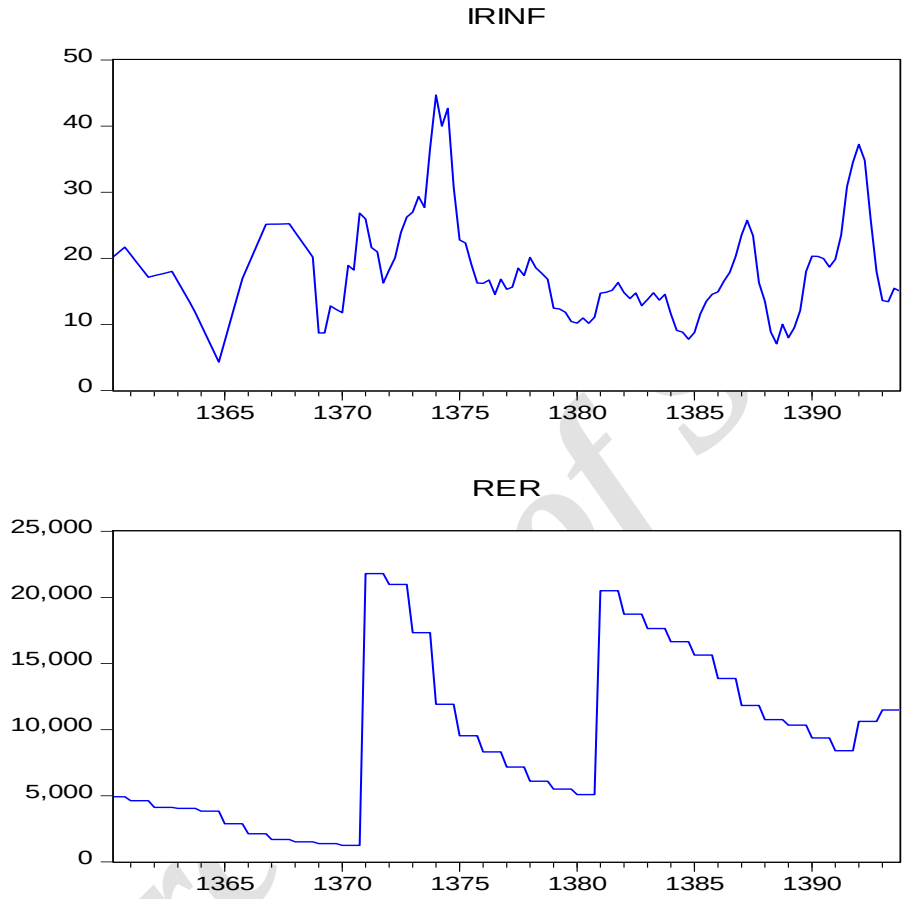
Prices: The Case of Four East-Asian Countries, the International Journal of Economic Policy Studies (3): 45-72.

- Zorzi, M.C., Hahn, E. & Sanchez, M (2007). Exchange Rate PassThrough in Emerging Markets, European Central Bank, Working Paper Series (739): 1-33.

- Sanusi, A.R. (2010). Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices in Ghana: Evidence from Structural Vector Auto-Regression, West African Journal of Monetary and Economic Integration (1):24-47.

- Sek, S.K & Kapsalyamova, Z (2008). Pass-Through of Exchange Rate in to Domestic

پیوست: نمودار تورم و نرخ واقعی ارز



یادداشت‌ها

[1] *Exchange Rate Pass-Through*
[2] *Bretton Woods System*
[3] *Bailliu & Fujii*
[4] *Hufner & Schroder*
[5] *Heyder & Shah*
[6] *Campa & Goldberg*
[7] *Zorzi & et al.*
[8] *Sec & Kapsalyamova*
[9] *Sanusi*
[10] *Atif Ali Jeffri*
[11] *Masha & Park*

[۱۲] کازرونی و سلیمانی الوانق (۱۳۹۴) نیز از این الگو استفاده کرده‌اند.

[13] *mark-up*
[14] *Kamin*
[15] *Choudhri & Hakura*
[16] *Choudhri & Khan*

[۱۷] به منظور حصول اطمینان از تصریح الگو، قبل از مرحله‌ی برآورد آزمون علّیت به کار گرفته شد. این فرضیه که جریان علّی یک‌طرفه از نرخ ارز به تورم وجود دارد تأیید شد. در صورت نیاز خوانندگان محترم، نتایج مذکور ارسال خواهد شد.

[18] *Data Generating Process*
[19] *Nusiance Parameter*
[20] *Krolzig*
[21] *Hansen*
[22] *Garcia*
[23] *Psaradakis and Spagnolo*
[24] *Fallahi*
[25] *Portman*

[۲۶] اعداد حاصل جمع ضرایب معنی‌دار وقفه‌ی صفر و یک هستند. نحوه‌ی گزارش ضریب برای سایر متغیرها نیز این‌گونه است.

[۲۷] در جدول (۶) و شکل (۱) این مقاطع زمانی تفکیک شده‌اند.

www.SID.ir