نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۶

سال بیست و هشتم، زمستان ۱۳۹۹، صفحه ۶۴ - ۳۳

برآورد گذر نرخ ارز در ایران:
بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده

سید مهدی برکچیان

هیات علمی موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

m.barakchian@imps.ac.ir

احمد برکیش

پژوهشگر موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی (نویسنده مسئول)

a.barkish@gamil.com

ابوالمحسن والی زاده

پژوهشگر موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

a.valizadeh@imps.ac.ir

هدف از این مطالعه، به دست آوردن یک تصویر نسبتاً دقیق از رابطه میان نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران طی سه دهه گذشته است. نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری در فضای بسامدی شواهد قوی از علیت از نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌ویژه در افق‌های زمانی بلندمدت (بیش از ۵ فصل) ارائه می‌دهد. تحلیل موجک نشان می‌دهد که در هنگام بروز بحران‌های ارزی (همانند آنچه در اوایل دهه ۷۰ و اوایل دهه ۹۰ اتفاق افتاد) متغیر نرخ ارز عاملی بسیار مهم در توضیح پویایی‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده، هم در افق کوتاه‌مدت (بسامدهای بالا) و هم در افق بلندمدت (بسامدهای پایین)، بوده است. نتایج حاصل از مدل حالت-فضا نیز نشان می‌دهد که سیاست تثبیت نرخ اسمی ارز در دوره وفور درآمد ارزی، هرچند به صورت مقطعی باعث کاهش گذر نرخ ارز شده اما همواره متعاقب آن و در هنگام تکانه ارزی، جهش در گذر نرخ ارز ظاهر شده است.

طبقه‌بندی JEL: C11, F31, F37

واژگان کلیدی: مدل حالت-فضا، فیلتر کالمن، آزمون برایتانگ- کاندلون، تحلیل موجک، گذر نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده

تاریخ دریافت: ۲ / ۶ / ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۵ / ۱۱ / ۱۳۹۹

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

۱. مقدمه

رابطه میان نرخ ارز و قیمت‌ها، و انتشار سریع تغییرات نرخ ارز بر زنجیره قیمت‌ها همواره یکی از چالش‌برانگیزترین مشکلات پیش روی سیاست‌گذار اقتصادی در ایران به شمار می‌رفته است. این مسئله به ویژه در هنگام افزایش‌های شدید نرخ اسمی ارز برجسته‌تر بوده است. نگاهی به کارنامه عملکرد دولت‌ها به‌ویژه در هنگام تغییرات شدید ارزی نشان می‌دهد که اگر چه این دولت‌ها در ابتدا این تغییرات را موقتی و گذرا انگاشته‌اند و با توسل به شیوه‌های مختلف سعی در کنترل آن داشته‌اند اما در نهایت تسلیم افزایش‌های نرخ ارز شده‌اند. ریشه این تغییرات شدید را می‌توان تا حد زیادی به شیوه سیاست‌گذاری ارزی نسبت داد. به عنوان نمونه، دلایل تغییر شدید ارزی در سال ۹۱ را باید در کنار عوامل بیرونی مانند تحریم‌ها، در نوع نظام ارزی در پیش گرفته شده توسط دولت و بانک مرکزی جستجو کرد؛ در حقیقت در طول دهه ۸۰ از جانب سیاستگذار تلاش شد تا به اتکای درآمدهای عظیم نفتی نرخ اسمی ارز بدون توجه به روندهای سایر متغیرهای اقتصادی تثبیت شود؛ این نوع نظام سیاستی که الگوی رایج سیاستگذاری ارزی در سال‌های وفور درآمد نفتی در کشور است اگرچه توانست برای یک دوره نسبتاً طولانی به تثبیت نرخ اسمی ارز بینجامد اما سرانجام با وارد شدن تکانه‌های حاصل از تحریم‌ها قیمت ارز اسمی در جهت بازگشت نرخ حقیقی ارز به تعادل بلندمدت خود به سمت بالا جهش کرد.

یکی از پیامدهای مهم این‌گونه تغییرات شدید ارزی افزایش‌های شدید تورم بوده است. تجارب شهودی از رابطه نرخ ارز و تورم در داخل کشور نشان می‌دهد که تغییرات حتی ملایم نرخ ارز می‌تواند به سرعت در طول زنجیره قیمتی منتشر شود که نشانگر اثرات هزینه‌ای نرخ ارز و مبین تأثیر نرخ ارز بر قیمت‌ها از کانال سمت عرضه است. در هنگام جهش‌های شدید نرخ ارز، افزایش نرخ ارز از طریق افزایش انتظارات تورمی و از کانال تقاضا نیز به افزایش قیمت‌ها می‌انجامد. از این رو در هنگام مطالعه تورم باید حتماً به تأثیر نرخ ارز توجه شود.

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

در متون اقتصادی برای بررسی میزان انعکاس تغییرات نرخ اسمی ارز بر قیمت‌ها از اصطلاح گذر نرخ ارز[1] و یا به‌طور مخفف ERPT استفاده می‌شود. سابقه توجه فزاینده به این موضوع در قالب مطالعات تجربی به دهه ۱۹۷۰ میلادی بازمی‌گردد (گلدبرگ و کنتر[2]، ۱۹۹۷: ۱۲۴۴). مطالعات اولیه بیشتر بر درجه گذر نرخ ارز به قیمت‌های وارداتی تمرکز داشتند و بر نقش قدرت بازاری و تبعیض قیمت‌ها در بازارهای بین‌المللی تأکید می‌کردند. از نظر این مطالعات درجه گذر نرخ ارز به قیمت واردات ضرورتاً توسط برخی از عوامل اقتصاد خردی همانند ساختار بازار و کشش تقاضا تعیین می‌شود که نسبت به سیاست پولی برون‌زا به حساب می‌آیند (چودهری و هوکارا[3]، ۶۱۵:۲۰۰۶). اما برخی از مطالعات جدیدتر همانند تیلور[4] (۲۰۰۰) قدرت و درجه گذر نرخ ارز را به شرایط تورمی و ساختار سیاستگذاری پولی پیوند می‌زنند. به اعتقاد این مطالعات کاهش قابل‌ملاحظه گذر نرخ ارز در کشورهای توسعه‌یافته نتیجه کاهش شدید تورم بعد از دهه ۱۹۹۰ میلادی و در پیش گرفتن نظام هدف‌گذاری تورمی بوده است. مطالعات انجام‌شده در دهه اخیر شواهد بسیاری در تأیید این فرضیه ارائه داده‌اند. به اعتقاد این مطالعات گذر نرخ ارز تابعی از رژیم سیاستی است و یک رژیم سیاستی تورم پایین معتبر خود به خود باعث کاهش گذر نرخ ارز خواهد شد (چودهری و هاکورا، ۶۱۵:۲۰۰۶). برعکس در صورت وجود یک رژیم تورم بالا و فقدان سیاست پولی معتبر می‌توان انتظار بالا بودن میزان گذر نرخ ارز را داشت (بن شیخ و لوهیچی[5]، ۲۰۱۶ و شاینتانی[6] و همکاران، ۲۰۱۳). از این منظر گذر نرخ ارز می‌تواند گویای کیفیت سیاستگذاری پولی باشد.

به دلیل کارکرد مهم تخمین گذر نرخ ارز در رصد و پیش‌بینی تورم، آگاهی از آن برای هر بانک مرکزی به هنگام سیاست‌گذاری پولی حائز اهمیت است. در کشورهایی با گذر نرخ ارز پایین بانک مرکزی نگرانی‌های کمتری نسبت به تکانه‌های ارزی خواهد داشت؛ برعکس در کشورهایی با درجات بالای گذر نرخ ارز همانند کشور ما مقامات پولی مدام نگران تغییرات ارزی خواهند بود

1. Exchange Rate Pass-Through
2. Goldberg and Knetter
3. Choudhri, Hakura
4. Taylor
5. Ben Cheikh and Louhichi
6. Shintani et al.

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

و در نتیجه سیاست‌های بانک مرکزی حتی بیش از آن که ناظر بر هدایت سیاست‌های پولی باشد، متوجه کنترل تغییرات نرخ ارز خواهد شد.

نظر به اهمیت این مسئله و محدود بودن مطالعات انجام‌شده در این باره در کشور، ما در این مطالعه به بررسی گذر نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده در افق‌های زمانی متفاوت به ویژه در هنگام تغییرات شدید ارزی همانند آنچه در سال‌های ۹۱- ۹۲ اتفاق افتاد خواهیم پرداخت تا تصویر روشن‌تری از نحوه انتقال تکانه‌های ارزی بر قیمت‌های مصرف‌کننده و در نتیجه تورم داخلی به دست آوریم. در این راستا در کنار برآورد سری زمانی گذر نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده با استفاده از مدل حالت-فضا، به طور دقیق‌تر رابطه آماری میان دو متغیر را در بسامدهای مختلف مورد بررسی قرار خواهیم داد که یکی از مهمترین وجوه تمایز این مقاله نسبت به ادبیات موجود در ایران است. برای این منظور، نخست رابطه علیت گرنجری میان دو متغیر در حوزه بسامد را برآورد می‌کنیم. استفاده از تحلیل بسامدی برخلاف نمونه‌های سنتی تحلیل علیت گرنجری در حوزه زمان، امکان بررسی علیت در افق‌های زمانی متفاوت را فراهم می‌کند. در مرحله بعد با استفاده از تبدیل موجک نگاه دقیق‌تر به ارتباط پویای میان دو متغیر در فضای زمان –بسامد خواهیم انداخت. لازم به ذکر است استفاده از آزمون برایتانگ-کاندلون برای تحلیل رابطه علیت میان متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده در حوزه بسامد برای نخستین بار در این مطالعه صورت گرفته است.

نتایج حاصل از آزمون برایتانگ-کاندلون به وضوح گویای یک رابطه علی گرنجری از نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده در بسامدهای پایین است. علاوه بر این، نتایج به دست آمده از مدل موجک نشان‌دهنده هم‌حرکتی بالای بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز در تمامی بازه‌های بسامدی در فاصله زمانی سال‌های ۹۰ به بعد است. این نگرانی وجود دارد که با ادامه روند گذشته سیاستگذاری‌های پولی و ارزی، در سال‌های آتی نیز چنین هم‌حرکتی ادامه داشته باشد. برآورد گذر نرخ ارز با استفاده از مدل حالت-فضا نیز حاکی از آن است که همواره در دوره‌های بحران ارزی، مقدار گذر نرخ ارز افزایش می‌یابد.

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

باقیمانده مقاله بدین شرح است؛ در بخش بعد نخست به طور گذرا برخی از مطالعات صورت گرفته در این حوزه را مرور خواهیم کرد. سپس همراه با ارائه مبانی نظری هر مدل نتایج آن را ارائه خواهیم داد و بخش پایانی نیز به جمع‌بندی اختصاص خواهد داشت.

۲. گذر نرخ ارز: مروری بر ادبیات

آگاهی از درجه گذر نرخ ارز عاملی مهم در طراحی سیاست‌های پولی یک کشور به شمار می‌رود. تصور می‌شود که پایین بودن میزان گذر نرخ ارز به مقامات پولی آزادی عمل بیشتری برای دنبال کردن یک سیاست پولی مستقل می‌دهد و پیاده‌سازی هدف‌گذاری تورم را آسان‌تر می‌نماید (چودهری و هاکورا، ۲۰۰۶ و فرانکل[1] و همکاران، ۲۰۱۲). نتایج بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی انجام‌شده در این حوزه نشان از ناقص بودن انعکاس تغییر نرخ ارز بر روی قیمت‌های داخلی دارد. دو رویکرد عمده برای توضیح این پدیده پیشنهاد شده است (کامپا و گلدبرگ[2]،۲۰۰۵). رویکرد اقتصاد خردی که سابقه طولانی‌تری در مطالعات دارد ناقص بودن گذر نرخ ارز را به عواملی همانند "رفتار قیمت‌گذاری برای بازار[3]" بنگاه‌ها، اهمیت کالاهای غیرتجاری در مصرف، جانشینی کالاها در واکنش به تغییرات نرخ ارز و ... نسبت می‌دهد (دوروکس و یتمن[4]،۲۰۱۰) و رویکرد اقتصاد کلانی که از دهه ۹۰ میلادی وارد مطالعات شد ناکامل بودن انتقال نرخ ارز بر قیمت‌ها را نشات گرفته از بعضی دلایل مانند چسبندگی‌های اسمی که منجر به واکنش کند قیمت‌ها در برابر تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت می‌شود می‌داند. در این چارچوب تیلور (۲۰۰۰) درجه گذر نرخ ارز را به وضعیت تورمی داخلی و خصوصاً به وجود هدف‌گذاری تورمی پیوند می‌زند. مطالعه وی نشان می‌دهد که کاهش میزان گذر نرخ ارز در اواخر دهه ۱۹۹۰ میلادی در آمریکا عمدتاً به دلیل کاهش شدید تورم در آن دوران بوده است. وی بر این اساس نتیجه گرفته است که رابطه‌ای قوی و مثبت

1. Frankel et al.
2. Campa and Goldberg
۳. قیمت‌گذاری برای بازار (Pricing To Market) مرتبط با رفتار قیمتی شرکت صادرکننده خارجی در تقابل با تغییرات نرخ ارز است، به این صورت که اگر بازار مرتبط با محصولات وارداتی در کشور، بزرگ و رقابتی باشد شرکت صادراتی برای از دست ندادن سهم بازاری خود بخشی از تغییرات نرخ ارز را جذب می‌کند.
4. Devereux and Yetman

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

میان اثر گذر نرخ ارز و ماندگاری تورم وجود دارد؛ بدین معنا که کاهش نرخ تورم به خودی خود به کاهش گذر نرخ ارز خواهد انجامید (تیلور، ۲۰۰۰:۹۰). در نتیجه، اعتبار مقامات پولی در جامعه که از طریق موفقیت در ایجاد یک رژیم نرخ تورم پایین نمود می‌یابد نقش مهمی در این ارتباط ایفا می‌کند. این فرضیه در مطالعات مختلف مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج مطالعه تکتامنوا[1] (۲۰۱۰) برای چهارده کشور OECD فرضیه تیلور را تأیید می‌کند. به طور مشابه گاگنن و اهریگ[2] (۲۰۰۴) نیز با استفاده از داده‌های ۳۰ کشور صنعتی در فاصله سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۳ نشان داده‌اند که پس از اتخاذ چارچوب هدف‌گذاری تورمی گذر نرخ ارز کاهش می‌یابد.

اگر چه عمده مطالعات انجام‌شده در این حوزه عموماً بر کشورهای توسعه یافته متمرکز بوده‌اند اما در طول یک و نیم دهه اخیر توجه به وضعیت گذر نرخ ارز در میان کشورهای دیگر نیز فزونی یافته است. چودهری و هاکورا (۲۰۰۶) فرضیه تیلور را برای نمونه‌ای تقریباً جامع متشکل از ۷۱کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه در فاصله سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۰ آزمون کرده‌اند و شواهد قوی از ارتباط مثبت و معنادار میان گذر نرخ ارز و نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده به دست آورده‌اند. مطالعه آنها نشان می‌دهد که در توضیح ERPT بین کشورها نقش متغیر محیط تورمی بر دیگر متغیرها تسلط دارد. از این رو این مطالعه را می‌توان تأییدی قوی بر فرضیه تیلور برای کشورهای در حال توسعه دانست. نتایج مطالعه شیخ و زاید[3] (۲۰۲۰) برای تعدادی از اقتصادهای نوظهور (کشورهای اروپای شرقی که به تازگی به اتحادیه اروپا پیوسته‌اند) در فاصله سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ نیز حکایت از همبستگی شدید میزان گذر نرخ ارز با محیط تورمی دارد. مطابق مطالعه آن‌ها رژیم‌های تورمی مهمترین عامل اقتصاد کلان تعیین‌کننده درجه گذر نرخ ارز است.

همچنین نتایج مطالعات متعدد برای کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که بعد از اتخاذ استراتژی هدف‌گذاری تورمی گذر نرخ ارز در این کشورها کاهش یافته است که از آن جمله

1. Takhtamanova
2. Gagnon and Ihrig
3. Cheikh and Zaied

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

می‌توان به مطالعات دوبی[1] (۲۰۱۶) برای آفریقای جنوبی، وینکلراید[2] (۲۰۱۴) برای پرو، کولیبالی و کمپف[3] (۲۰۱۰) برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه و فام و همکاران[4] (۲۰۲۰) برای چند کشور آسه‌آن اشاره کرد.

نتایج مطالعه فرانکل و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که روند کاهشی گذر نرخ ارز در دهه ۹۰ برای کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بسیار شدیدتر بوده است. بر اساس این نتایج دیگر نمی‌توان ناکامل بودن و کند بودن گذر نرخ ارز را صرفاً منحصر به کشورهای صنعتی دانست (فرانکل و همکاران،۱:۲۰۱۲). متغیرهای نهایی معنادار در مطالعه آنها که توضیح‌دهنده تغییرات گذر نرخ ارز هستند عبارتند از درآمد سرانه، محیط تورمی، نوسانات نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصاد. مطالعه کازرزی و همکاران[5] (۲۰۰۷) برای مجموعه‌ای از کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که درجه گذر نرخ ارز برای کشورهایی که به ثبات اقتصادی دست یافته و در آن سطح باقی‌مانده‌اند تفاوت معناداری با کشورهای توسعه‌یافته ندارد. اگرچه برای کشورهای در حال توسعه که به لحاظ اقتصادی ناپایدارند هنوز میزان گذر نرخ ارز بسیار بالاتر است. نتیجه مطالعه آنها از یک‌سو تأییدی بر فرضیه تیلور است و از سوی دیگر آن را می‌توان برخلاف دیدگاه رایج در نظر گرفت که اعتقاد به بالا بودن همیشگی گذر نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته دارد.

علیرغم اهمیت این موضوع، مطالعات محدودی در این باره در کشور انجام شده است. شجری و همکاران (۱۳۸۵) با کمک سیستم‌های فازی عصبی به بررسی اثرگذاری سیاست پولی، ارزی و درجه باز بودن اقتصاد برگذر نرخ ارز در ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها حاکی از تأثیرگذاری مثبت شاخص سیاست پولی (با پراکسی اعتبارات داخلی) و افزایش درجه باز بودن اقتصادی بر گذر نرخ ارز است. همچنین نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که افزایش شکاف نرخ ارز آزاد و اسمی موجب افزایش گذر نرخ ارز خواهد شد. کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) نیز با به‌کارگیری مدل

1. Dube
2. Winkelried
3. Coulibaly, Kempf
4. Pham et al.
5. Ca'Zorzi et al.

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

GARCH و استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان تأثیر بی‌ثباتی نرخ اسمی ارز به همراه برخی از متغیرهای دیگر را بر گذر نرخ ارز به شاخص قیمت وارداتی بررسی کرده‌اند. نتایج کلی مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز موجب تشدید درجه گذر نرخ ارز در اقتصاد ایران می‌شود. در مطالعه‌ای دیگر راسخی و منتظری (۱۳۹۴) اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر گذر نرخ ارز را با استفاده از الگوهای EGARCH و رگرسیون انتقال ملایم (STR) در فاصله سال‌های ۱۳۴۲ تا ۱۳۸۹ و در قالب یک الگوی دو رژیمی مورد ارزیابی قرار داده‌اند. مطابق نتایج مطالعه آنها بی‌ثباتی اقتصاد کلان، که آنها به عنوان پراکسی برای آن از بی‌ثباتی نرخ ارز استفاده کرده‌اند، اثر مثبت و معناداری بر گذر نرخ ارز ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه داشته است. ابراهیمی و مدنی زاده (۱۳۹۵) نیز در مطالعه خود تغییرات گذر نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن در ایران را با استفاده از مدل SVAR مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها حکایت از رابطه مثبت درجه باز بودن اقتصاد و گذر نرخ ارز دارد. علاوه بر این مطابق نتایج مطالعه آنها حرکت به سمت نظام تک نرخی ارز (و کاهش اختلاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی) باعث افزایش گذر نرخ ارز خواهد شد. همچنین کاهش نوسانات تورم و نرخ ارز می‌تواند باعث کاهش گذر نرخ ارز شود. با این حال مطابق نتایج به دست آمده توسط آنها در دوره‌های با تورم پایین کاهش گذر نرخ ارز در ایران رخ نمی‌دهد.

همراستا با پژوهش‌های انجام شده در کشور مشاهدات عینی و ملموس شهروندان ایرانی حاکی از آن است که گذر نرخ ارز به قیمت‌ها به ویژه در دوران بحران‌های ارزی بالاست. هدف پژوهش حاضر در کنار مطالعه رابطه میان نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده بررسی توزیع اثرات نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در گستره زمان-بسامد و به دست آوردن تصویری نسبتاً دقیق از سرعت انتقال این اثرات در فضای دو بعدی زمان-بسامد می‌باشد.

۳. آزمون علیت گرنجری در حوزه بسامد (آزمون برایتانگ- کاندلون)

با توجه به اینکه هدف اصلی این مطالعه بر تحلیل و واکاوی ارتباط بین دو متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده در افق‌های زمانی متفاوت تمرکز دارد، بنابراین در تحلیل رابطه علیت میان این دو متغیر به جای بهره‌گیری از نمونه‌های سنتی تحلیل علیت گرنجری در حوزه زمان از آزمون علیت

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

گرنجری حوزه بسامد ارائه شده توسط برایتانگ و کاندلون (۲۰۰۶) برای یک بسامد خاص که بهبود یافته روش گیوک[1] (۱۹۸۲) و هوسایا[2] (۱۹۹۱) می‌باشد، استفاده شده است. تفاوت بین این آزمون‌ها از نوع نگرش آنها نسبت به تفکیک رابطه علیت در افق‌های زمانی نشات می‌گیرد. در تحلیل علیت حوزه بسامدی برایتانگ -کاندلون برخلاف روش‌های دسته اول که رابطه علیت را به طور همزمان برای کل بازه بسامدی آزمون می‌کنند امکان مطالعه رابطه علیت میان متغیرها در طیف‌های بسامدی متفاوت فراهم می‌شود (لمنس[3] و همکاران، ۲۰۰۸). ازاین رو استفاده از این روش می‌تواند تصویری جدید از ارتباط میان متغیرهای مورد بررسی در افق‌های زمانی متفاوت ارائه کند. مطالعات مختلف انجام‌شده در چند سال اخیر استفاده از آزمون علیت برایتانگ -کاندلون در حوزه بسامدی را نسبت به روش‌های معمول در حوزه زمان، برتر توصیف کرده‌اند که از جمله این مطالعات می‌توان به لمنس و همکاران (۲۰۰۸)، کراتچل و اشمیت[4] (۲۰۱۲) و میرمد و دادزویچت[5] (۲۰۱۱) اشاره کرد.

۱-۳ روش‌شناسی

برایتانگ و کاندلون در گام نخست یک بردار دوبعدی z حاوی x(t) و y(t) در زمان‌های t=1,…,T را در نظر می‌گیرند که فرض می‌شود دارای یک فرم VAR مرتبه محدود به صورت زیر است (برایتانگ و کاندلون،۲۰۰۶: ۳۶۴):

$$\Theta(L)z_t = \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \ldots - \Theta_p L^p$ چندجمله‌ای وقفه‌ای ۲*۲ و $L^k z_t = z_{t-k}$ است. همچنین فرض می‌شود بردار خطای ε_t نوفه سفید با میانگین صفر و ماتریس واریانس-کواریانس $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ است که در آن Σ مثبت معلوم است. نمایش MA سیستم (با فرض اینکه سیستم ماناست) به صورت زیر است:

1. Geweke
2. Hosoya
3. Lemmens et al.
4. Krätschell, and Schmidt
5. Mermod, & Dudzevičiūtė

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

$$z_t = \Phi(L)\varepsilon_t = \begin{bmatrix}\Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L)\\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\end{bmatrix} = \Psi(L)\eta_t = \begin{bmatrix}\Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L)\\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\eta_{1t}\\ \eta_{2t}\end{bmatrix} \quad (۲)$$

که در آن $\Phi(L) = \Theta(L)^{-1}$ و $\Psi(L) = \Phi(L)G^{-1}$ و G ماتریس پایین مثلثی حاصل از تجزیه کالسکی $G'G = \Sigma^{-1}$ است، به طوری که روابط $E(\eta_t\eta_t') = I$ و $\eta_t = G\varepsilon_t$ برقرار است. حال در ادامه آنها برای انجام آزمون علیت از شیوه گیوک (۱۹۸۲) و هوسویا (۱۹۹۱) به صورت زیر استفاده کرده‌اند:

$$M_{y\to x}(\omega) = log\left[1 + \frac{\left|\Psi_{12}(e^{-i\omega})\right|^2}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2}\right] \quad (۳)$$

برای عدم وجود علیت از y به x باید شرط $\left|\Psi_{12}(e^{-i\omega})\right|^2 = 0$ برآورده شود؛ اما چون این رابطه یک تابع غیرخطی پیچیده است؛ تخمین آن بسیار مشکل خواهد بود. برای ساده‌سازی این عبارت با توجه به برقراری رابطه $\Psi(L) = \Phi(L)G^{-1}\Psi_{12}$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Psi_{12}(L) = -\frac{g^{22} * \theta(L)}{|\theta(L)|} \quad (۴)$$

که در این رابطه g^{22} عنصر پایین قطر G^{-1} و $|\theta(L)|$ دترمینان $\theta(L)$ است؛ بنابراین بررسی عدم وجود علیت از y به x در بسامد ω به آزمون برقراری شرط زیر منتج خواهد شد:

$$\left|\theta_{12}(e^{-i\omega})\right| = \left|\sum_{k=1}^{p}\theta_{12,k}\cos(k\omega) - \sum_{k=1}^{p}\theta_{12,k}\sin(k\omega) * i\right| = 0 \quad (۵)$$

در گام نهایی با فرض $\beta_j = \theta_{12,j}$، فرضیه صفر عدم وجود علیت می‌تواند به صورت زیر آزمون شود:

$$H_0: R(\omega)\beta = 0 \quad (۶)$$

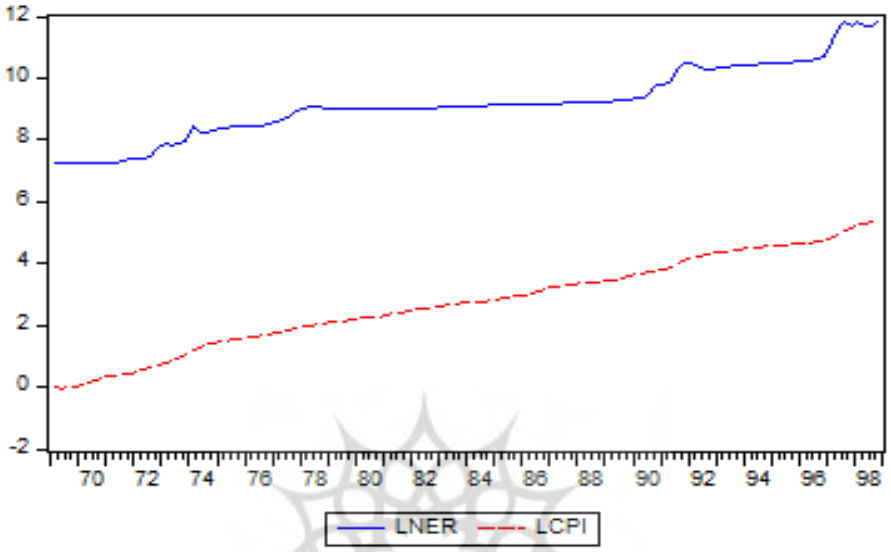
که در آن $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_p]'$ و $R(\omega)$ به صورت زیر است:

$$R(\omega) = \begin{bmatrix}cos(\omega) & cos(2\omega) & \dots & cos(p\omega)\\ sin(\omega) & sin(2\omega) & \dots & sin(p\omega)\end{bmatrix} \quad (۷)$$

لازم به ذکر است متغیرهای مورد استفاده در این بخش و بخش بعدی شامل داده‌های فصلی نرخ ارز بازار غیررسمی و شاخص قیمت مصرف‌کننده در فاصله زمانی فصل اول ۱۳۷۰ تا فصل

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

چهارم ۱۳۹۸ هستند که سری زمانی آنها از بانک مرکزی استخراج شده است. در شکل (۱) نمودار مربوط به دو سری زمانی برای دوره مورد مطالعه ترسیم شده است.



شکل ۱. نمودار مربوط به سری زمانی لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده و لگاریتم نرخ ارز

۲-۳. نتایج تجربی

برای تحلیل علیت در حوزه بسامد با استفاده از روش برایتانگ و کاندلون (۲۰۰۶) در اولین گام باید تعداد وقفه‌های مدل VAR انتخاب شود. این کار یکی از مهمترین مراحل در این آزمون به شمار می‌رود، چرا که ساختار پویای مدل را مشخص می‌کند (لمنس و همکاران، ۲۰۰۸). تعداد وقفه بهینه بر اساس معیارهای آکاییک و شوارتز، معادل ۲ به دست می‌آید، با این حال حداقل تعداد وقفه لازم برای انجام کارای تحلیل بسامدی ۳ وقفه می‌باشد (کراتچل و اشمیت، ۱۱:۲۰۱۲ و برایتانگ و شرایبر[1]،۳:۲۰۱۸). با در نظر گرفتن این شرط چون کمترین مقدار آکاییک بعد از وقفه ۲ در وقفه ۵اتفاق می‌افتد، بنابراین تعداد وقفه‌ها را ۵ انتخاب می‌کنیم. نتایج آزمون برای علیت از نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده و همچنین علیت از شاخص قیمت مصرف‌کننده به نرخ ارز به ترتیب در شکل‌های (۲) و (۳) نمایش داده شده است. در این شکل‌ها خط قرمز رنگ (پیوسته) نمایانگر

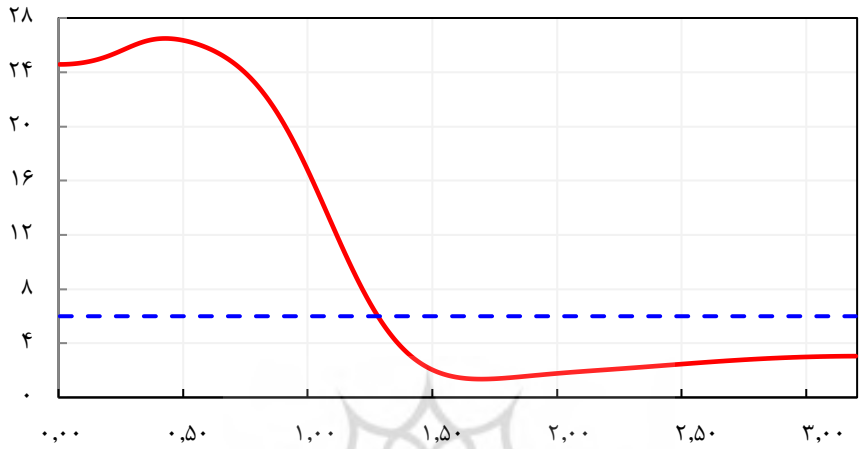
1. Breitung and Schreiber

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

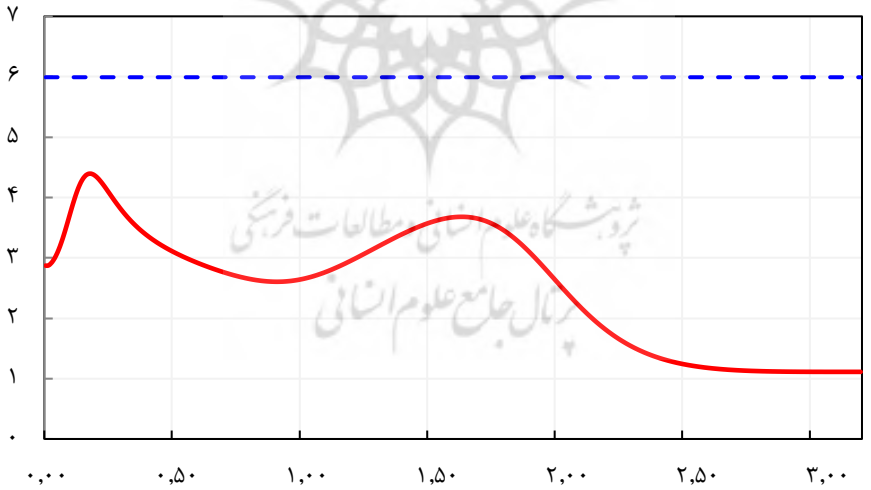
مقدار آماره آزمون و خط آبی‌رنگ (منقطع) افقی نشان دهنده مقادیر بحرانی ۵ درصد به ازای $\omega \in (0, \pi)$ هستند. همان‌طور که شکل (۲) که نمایانگر آزمون علیت از نرخ ارز به قیمت است به وضوح نشان می‌دهد حداقل مقدار آماره آزمون برای تمامی بسامدهای شامل مقادیر بزرگتر از صفر تا حدود ۱/۲۵ که تقریباً متناظر با طول سیکل بیشتر از پنج فصل هستند ($T = 2\pi / \omega$) از مقدار بحرانی خود فراتر می‌رود. بنابراین برای تمامی بسامدهای این بازه فرضیه صفر عدم وجود علیت گرنجری رد می‌شود. این نتایج حاکی از آن است که نرخ ارز می‌تواند به پیش‌بینی تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده در افق‌های زمانی بلندمدت کمک کند، اما در مورد شکل (۳) که نمایانگر علیت از شاخص قیمت مصرف‌کننده به نرخ ارز است، مقدار آماره آزمون به ازای تمامی بسامدها پایین‌تر از مقدار بحرانی خود در سطح ۵ درصد قرار گرفته است. بنابراین برخلاف رابطه قبلی در اینجا نمی‌توان فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از شاخص قیمت به نرخ ارز را در هیچ‌کدام از بسامدهای بازه موردنظر رد کرد. اگرچه همان‌طور که نمودار مربوطه نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون در تمامی بازه بسامد در یک سطح قرار نداشته و با حرکت به سمت بسامدهای پایین‌تر مقدار آن رو به افزایش می‌گذارد به‌گونه‌ای که در ابتدای بازه بسامدی مقدار آن حتی به مقدار بحرانی سطح ده درصد (۴/۶۱) نیز نزدیک می‌شود. این موضوع بیانگر آن است که در افق‌های بسیار طولانی‌مدت، تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده حاوی اطلاعاتی برای پیش‌بینی نرخ ارز است که مؤید نظریه برابری قدرت خرید در تعیین نرخ ارز بلندمدت است. بر طبق این نظریه، اگرچه سیاستگذار می‌تواند با بهره‌گیری از درآمدهای هنگفت نفتی، علیرغم نرخ‌های بالای تورم، برای مدتی نرخ اسمی ارز را تثبیت و نرخ حقیقی ارز را تضعیف کند، اما نهایتاً انباشت تفاضل تورم داخلی و خارجی سبب می‌شود که در بلندمدت نیروهای اقتصادی برای بازگرداندن نرخ حقیقی ارز به تعادل، فعال شوند و در نتیجه نرخ اسمی ارز نیز متناظر با تورم افزایش یابد.

لازم به ذکر است برای سنجش حساسیت مدل به تغییرات وقفه‌های VAR می‌توان آزمون فوق را به ازای مقادیر وقفه ۶ و ۷ که به ترتیب کمترین مقدار آکاییک را بعد از وقفه ۵ داشتند نیز انجام

داد که چون نتایج به دست آمده تفاوت چندانی با این حالت نداشتند از آوردن نتایج آنها صرف‌نظر شده است.



شکل ۲. نتایج آزمون برایتانگ و کاندلون (۲۰۰۶)- علیت از نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده



شکل ۳. نتایج آزمون برایتانگ و کاندلون (۲۰۰۶) – علیت از شاخص قیمت مصرف‌کننده به نرخ ارز

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

اگرچه استفاده از آزمون فوق، یک استنباط اولیه از رابطه بین دو متغیر در افق‌های زمانی مختلف (بسامد) به ما می‌دهد با این حال با توجه به وجود دوره‌های کاملا متمایز در رفتار نرخ ارز طی دهه‌های گذشته به نظر می‌رسد که تنها تمرکز بر تفکیک علیت در افق‌های زمانی مختلف – یعنی بسامدهای مختلف- کفایت لازم را نداشته باشد. به عبارت دیگر، نتایج علیت به دست آمده برای افق‌های زمانی متفاوت کوتاه مدت و بلندمدت، همانند آزمون علیت سنتی گرنجری، با فرض ثبات همبستگی بین دو متغیر در طول مشاهدات مختلف (ولی در بسامدهای یکسان) به دست می‌آیند و این در حالی است که ممکن است هم‌حرکتی میان این دو متغیر در طول سال‌های مختلف با هم متفاوت باشند. بطور مشخص، نتایج به دست آمده در آزمون فوق نشان می‌دهد که نرخ ارز در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت، حاوی اطلاعاتی برای پیش‌بینی تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده نیست در حالی که بر اساس مشاهدات عینی به نظر می‌رسد در دوران بحران ارزی، تغییرات ارز با سرعت در تغییرات تورم مصرف کننده منعکس می‌شود. به همین دلیل برای دستیابی به یک تصویر دقیق‌تر از رابطه میان این متغیر در طول سال‌های گذشته علاوه بر بحث افق‌های زمانی (بحث بسامد) باید خود متغیر زمان را نیز در مباحث وارد کرد. بدین منظور در ادامه از تحلیل موجک استفاده می‌کنیم.

٤. تحلیل موجک

تبدیل موجک اگر چه مشابهت‌هایی با تبدیل فوریه دارد، اما به دلیل برخورداری از برخی ویژگی‌های خاص استفاده از آن در این مطالعه دارای ترجیح است. نخست اینکه همبستگی موجک[1] به دست آمده در این شیوه امکان تجزیه و تحلیل سه‌بعدی عناصر زمان، بسامد و قدرت همبستگی میان عناصر سری زمانی را به طور همزمان فراهم می‌آورد (لوح[2]،۲۰۱۳). این موضوع با توجه به توزیع ناهمگن اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت‌ها و تغییر جهت آن در طول کل بازه زمانی، مدل مذکور را در جایگاه برتری نسبت به مدل‌های مشابه برای بررسی رابطه نرخ ارز و قیمت قرار

1. Wavelet coherency
2. Loh

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

می‌دهد. علاوه بر این چون این روش برای سری‌های زمانی که مانا نیستند و یا به طور محلی مانا هستند نیز قابل کاربرد است (روئف و وان ساچز[1]، ۲۰۱۱) از این رو مشکلات ناشی از نامانایی متغیرها که ممکن است در برخی مدل‌های دیگر بروز کنند در اینجا وجود نخواهد داشت.

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای[2] یک سری زمانی را به فضای بسامد برده و آن را به‌صورت تابعی از مقیاس-زمان نشان می‌دهد. در این تبدیل نیز همانند تبدیل فوریه، سری‌زمانی در یک تابع (تابع موجک) ضرب می‌شود و تبدیل به‌طور جداگانه برای قسمت‌های مختلف سری زمانی در بعد زمان محاسبه می‌شود، اما برخلاف تبدیل فوریه که از توابع پایه‌ای سینوسی بهره می‌برد. تجزیه موجک دارای توابع پایه‌ای پیوسته و ناپیوسته متفاوت است که همگی آنها دارای انرژی محدود[3] هستند. به‌صورت واضح‌تر یک موجک، شکل موج مانندی است که دارای طول زمانی محدود است و می‌تواند برای تبدیل سری زمانی زودگذر و نامانا نیز مورداستفاده قرار گیرد.

٤-١. تبدیل موجک پیوسته

تبدیل موجک پیوسته سری زمانی x(t) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_{x;\psi}(\tau,s)=\int_{-\infty}^{+\infty}x(t)\psi^{*}_{\tau,s}(t)dt. \qquad (۸)$$

علامت (*) در این رابطه بیانگر مزدوج مختلط عبارت است. توابع پایه‌ای در عبارت فوق نیز از انتقال و انبساط موجک مادر مطابق رابطه زیر به دست می‌آید.

$$\psi_{\tau,s}(t):=\frac{1}{\sqrt{|s|}}\psi_{\tau,s}(\frac{t-\tau}{s}),s,\tau\in R,s\neq 0, \qquad (۹)$$

که در آن τ پارامتر انتقال است که موقعیت مکانی موجک را کنترل می‌نماید و s عامل مقیاس‌بندی و یا انبساط است که عرض موجک را کنترل می‌نماید. بدین صورت که به ازای $|s|>1$ موجک بازشده و به ازای $|s|<1$ موجک فشرده می‌شود. برای اینکه تابع ψ یک موجک مادر باشد باید دو شرط ضروری را برآورده سازد. نخست ψ یک تابع مربع انتگرال‌پذیر[4] باشد

1. Roueff & Von Sachs
2. Basis Function
3. Finite Energy
4. Square integrable function

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

($\psi(t) \in L^2(\square)$) دوم رابطه تکنیکی زیر که عموماً شرط مقبولیت نامیده می‌شود در مورد آن برقرار باشد:

$$0 < C_\psi = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{|\hat{\psi}(f)|^2}{|f|} df < +\infty \qquad (۱۰)$$

که در آن $\hat{\psi}(f)$ تبدیل فوریه موجک مادر $\psi(t)$ است. همان‌طور که رابطه مذکور نشان می‌دهد C_ψ مستقل از f بوده و تنها وابسته به موجک مادر می‌باشد. اهمیت شرط مقبولیت تضمین امکان بازیابی سری $x(t)$ از تبدیل موجک پیوسته خود می‌باشد. سری زمانی$x(t)$ با داشتن تبدیل موجک پیوسته $W_{x;\psi}(\tau, s)$ به صورت زیر بازیابی می‌شود:

$$x(t) = \frac{1}{C_\psi} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} W_{x;\psi}(\tau, s) \psi_{\tau,s}(t) d\tau \right] \frac{ds}{s^2}, s \neq 0 \qquad (۱۱)$$

عمومی‌ترین شکل موجک مادر مورد استفاده برای تبدیل موجک پیوسته موجک مورلت[1] می‌باشد که نخستین بار توسط گوپیلود و همکاران[2] (۱۹۸۴) ارائه شده است. این موجک به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\psi(t) = \pi^{-\frac{1}{4}} e^{i\omega_0 t} e^{\frac{-t^2}{2}} \qquad (۱۲)$$

همان‌طور که رابطه بالا نشان می‌دهد تابع موجک مورلت حاصل‌ضرب یک موج سینوسی مختلط در یک پوش گوسی است. در رابطه فوق $\pi^{-\frac{1}{4}}$ عامل نرمال است و واحد بودن انرژی موجک را تضمین می‌کند و پارامتر w_0 نیز عدد موجک می‌باشد و تعداد نوسانات در طول پوش گوسی را کنترل می‌نماید. افزایش مقدار w_0 موجب تمرکز مکانی بسامدی بهتر و در عین حال تمرکز مکانی زمانی ضعیف‌تر خواهد شد و برعکس. در عمل معمولاً مقدار w_0 برابر ۶ انتخاب می‌شود تا تعادل مناسبی میان رزولوشن زمانی و بسامدی برقرار شود. همچنین از آنجایی که طول‌موج موجک مورلت برابر با $\frac{4\pi s}{\omega_0 + \sqrt{2+\omega_0^2}}$ است؛ بنابراین با چنین انتخابی مقیاس موجک تقریباً برابر با دوره فوریه خواهد شد که این امر تفسیر تحلیل موجک را تسهیل خواهد نمود (اگویار و سوارز[3]، ۲۰۱۴: ۳۵۲).

1. Morlet Wavelet
2. Goupillaud et al.
3. Aguiar-Conraria and Soares

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

مزیت دیگر موجک مورلت ماهیت مختلط آن است که امکان تحلیل اختلاف‌فاز یعنی ارتباطات پسینی-پیشینی میان سری‌های زمانی را میسر می‌سازد.

٤-٢. تبدیل موجک متقابل[1]، همبستگی موجک، اختلاف‌فاز

مشابه تحلیل فوریه می‌توان چندین معیار را برای حوزه موجک تعریف نمود. به عنوان نمونه طیف توانی موجک[2] (که گاهی اوقات دوره نگار موجک[3] نیز نامیده می‌شود) برای سری زمانی x(t) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(WPS)_x(\tau,s) = |W_x(\tau,s)|^2 \qquad (۱۳)$$

که می‌توان آن را معیاری برای اندازه‌گیری واریانس محلی x(t) در هر بسامد تعبیر نمود. علاوه بر این با فرض اینکه $W_x(\tau,s)$ و $W_y(\tau,s)$ به ترتیب تبدیل موجک x و y هستند، می‌توان تبدیل موجک متقابل بین دو سری زمانی را به صورت زیر نوشت:

$$W_{xy}(\tau,s) = W_x(\tau,s)W^*{}_y(\tau,s) \qquad (۱۴)$$

که علامت * بیانگر مزدوج مختلط است. مبتنی بر رابطه فوق توان موجک متقابل[4] نیز به صورت $|W_{xy}(\tau,s)|$تعریف می‌شود که کوواریانس محلی بین دو سری زمانی x(t) و y(t) در هر زوج مرتب زمان و بسامد را به تصویر می‌کشد؛ بنابراین آن را می‌توان معیاری کمی از مشابهت میان دو سری زمانی تعبیر کرد. رابطه دیگر در تحلیل موجک ضریب مربع همبستگی موجک است که برای دو سری زمانی x و y از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$R^2(\tau,s) = \frac{\left|S(s^{-1}W_{xy}(\tau,s))\right|^2}{S(s^{-1}|W_x(\tau,s)|^2)S\left(s^{-1}\left|W_y(\tau,s)\right|^2\right)} \qquad (۱۵)$$

S(.) در رابطه فوق عملگر هموارسازی در مقیاس و زمان می‌باشد. همانند تبدیل فوریه هموارسازی الزامی است؛ زیرا در غیر این صورت مقدار همبستگی برای تمامی زمان‌ها و مقیاس‌ها یک به دست می‌آید.

1. Cross-Wavelet Transform
2. Wavelet Power Spectrum
3. Wavelet Periodogram
4. Cross-Wavelet Power

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

از طرف دیگر همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد با توجه به اینکه موجک مورلت یک تابع مختلط است تبدیل موجک پیوسته این نوع موجک نیز به صورت مختلط بوده و می‌تواند به دو بخش حقیقی و موهومی تقسیم‌بندی شود. با تقسیم این دو بخش بر همدیگر اختلاف فاز میان سری زمانی x(t) و y(t) به صورت زیر تعریف می‌شود (بلوم فیلد[1] و همکاران، ۲۰۰۴):

$$\phi_{xy} = tan^{-1}\left(\frac{\Im\{S(s^{-1}W_{xy;\psi}(\tau,s))\}}{\Re\{S(s^{-1}W_{xy;\psi}(\tau,s))\}}\right) \quad (۱۶)$$

در رابطه فوق $\Im$ و $\Re$ به ترتیب بخش‌های موهومی و حقیقی تبدیل موجک متقابل هموار شده می‌باشند. از ابزار اختلاف‌فاز برای نمایش همبستگی مثبت و منفی و ارتباط پسینی و پیشینی میان سری‌های زمانی استفاده می‌شود. بدین صورت که جهت راست فلش به معنی هم‌فاز بودن دو سری زمانی است و برعکس چپ بودن جهت فلش بر غیرهم‌فاز بودن و یا ارتباط منفی دو سری زمانی با یکدیگر دلالت دارد. همچنین در صورتی که $\phi_{xy} \in (0, \pi/2)$ و $\phi_{xy} \in (-\pi, -\pi/2)$ باشد سری زمانی x پیشرو است؛ ولی برای حالت $\phi_{xy} \in (-\pi/2, 0)$ و $\phi_{xy} \in (\pi/2, \pi)$ سری زمانی y پیشرو خواهد بود (آگیوار[2] و همکاران،۲۰۱۲:۵۶). با محاسبه اختلاف‌فاز از رابطه فوق و با در نظر گرفتن رابطه تقریبی $s \approx \frac{1}{f}$ می‌توان وقفه زمانی یا اختلاف زمانی میان دو سری زمانی x(t) و y(t) را به صورت زیر به دست آورد:

$$(\Delta T)_{xy}(\tau,s) = \frac{\phi_{xy}(\tau,s)}{2\pi f} = \frac{\phi_{xy}(\tau,s).s}{2\pi} \quad (۱۷)$$

٤-۳. نتایج تجربی تبدیل موجک

در شکل (۴) همبستگی موجک (از طریق تفاوت رنگ) و اختلاف فاز شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز (از طریق جهت پیکان‌ها) نمایش داده شده است. در این شکل محور افقی نمایانگر زمان و محور عمودی نشان‌دهنده دوره (period) یا همان معکوس بسامد است (در محور عمودی، هر واحد معادل یک سال است). شدت همبستگی متناظر با هر رنگ نیز با طیف رنگی در کنار نمودار

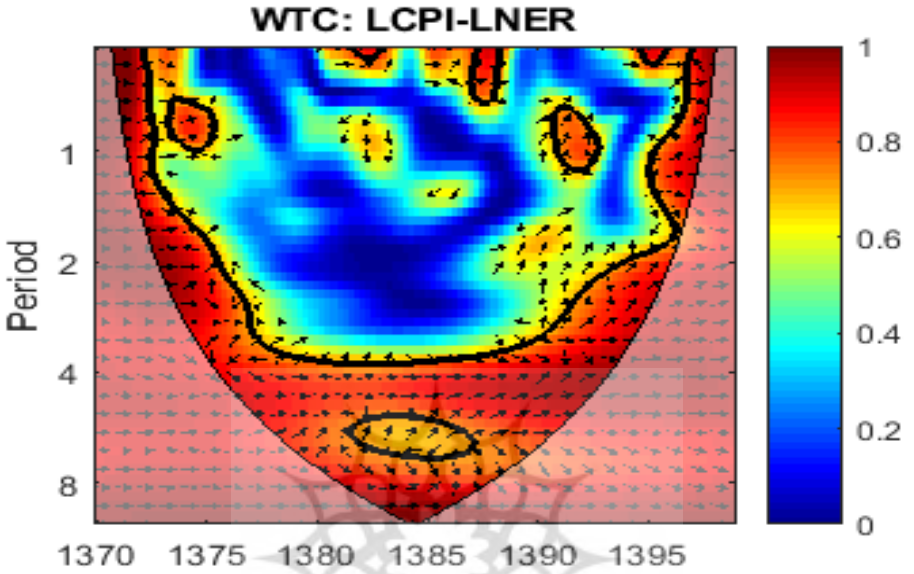
1. Bloomfield
2. Aguiar-Conraria

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

اصلی نشان داده شده است. خطوط همتراز ضخیم محصور کننده مناطق پر رنگ‌تر مشخص کننده سطح معناداری ۵٪ هستند که از طریق شبیه‌سازی مونت‌کارلو به دست می‌آیند و خطوط سیاه بلند نیز نمایانگر مرز منطقه متأثر از اثرات لبه یا (COI) هستند (تفسیر نتایج داخل این مناطق باید با دقت و احتیاط همراه باشد). همان‌طور که از این شکل مشخص است برای افق‌های زمانی کوتاه‌مدت (زیر یکسال) در چند ناحیه محدود و کوچک، همبستگی بالایی بین دو متغیر قابل مشاهده است. این بازه‌ها شامل سال‌های ابتدایی دهه ۷۰، سال‌های ۷۳ تا اواخر ۷۵، سال‌های ابتدایی دهه ۸۰، حوالی سال ۸۸، سال‌های ابتدایی دهه ۹۰ و سال‌های ۹۶ به بعد هستند. محدوده‌های مورد اشاره عموماً به لحاظ زمانی مصادف با تلاطمات یا تغییرات فضای ارزی در کشور بوده‌اند. از این مسئله می‌توان این‌طور نتیجه گرفت که هنگام بروز تلاطم‌های ارزی حداقل در باندهای بسامدی بسیار کوتاه‌مدت انتظار بر این است که هم‌حرکتی میان شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز تقویت شود. البته برای بازه‌های زمانی شامل سال‌های ابتدایی دهه ۷۰ و انتهای دهه ۹۰ این همبستگی قوی کم و بیش به محدوده‌های بسامدی دیگر نیز گسترش یافته است که با توجه به اختلاف‌فاز بین متغیرها در این محدوده‌ها می‌توان گفت هم‌حرکتی بین دو متغیر در این بازه‌ها تقریباً همزمان بوده است (جهت پیکان‌ها افقی است). انتظار بر این است که در صورت ادامه این شرایط تغییرات شدید نرخ ارز در سال‌های بعد با سرعت و شدت بالایی در کوتاه‌مدت به شاخص قیمت مصرف‌کننده انتقال یابد. نکته دیگر اینکه تقریباً در باندهای بسامدی بیش از چهار سال که آن را در این مطالعه بلندمدت[1] می‌نامیم ناحیه معنادار، بخش مهمی از کل بازه زمانی (نیمه دهه ۷۰ تا نیمه دهه ۹۰) را در برمی‌گیرد که این امر گویای هم‌حرکتی قوی دو متغیر در این محدوده بسامدی است. برای مشاهده جزییات بیشتر در

۱. تعریف بلندمدت در مطالعات مختلف متغیر بوده است و مطالعات مختلف محدوده‌های مختلفی را به عنوان بلندمدت به کار برده‌اند. به عنوان مثال جاگر (۲۰۰۳) بسامدهایی که مربوط به نوسانات بیشتر از ۸ سال هستند را به عنوان بلندمدت در نظر گفته است. بناتی (۲۰۰۹) و اسن ماخر و گرلچ (۲۰۰۸) نیز به ترتیب بسامدهای مرتبط با نوسانات طولانی‌تر از ۳۰ سال و ۴ سال را به عنوان بلندمدت در نظر گرفته‌اند. در این مطالعه با توجه به طول بازه زمانی مورد مطالعه و تصویر به دست آمده از بخش قبل و این بخش بازه زمانی بزرگ‌تر از چهار سال به عنوان بلندمدت در نظر گرفته شده است.

بسامدهای بالا می‌توان از داده‌های با تواتر ماهانه که تفکیک پذیری بسیار بیشتری در دوره‌های (period) کوتاه دارند استفاده کرد که نتایج آن در پیوست آمده است.



شکل ۴. نمایش همبستگی موجک و اختلاف فاز شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز

نتیجه حاصل از تبدیل موجک همراستا با نتایج به دست آمده در بخش قبل است. در آنجا نشان داده شد که رابطه علیت میان دو متغیر در بسامدهای بالا (متناظر با دوره‌های کوتاه مدت‌تر) به نسبت ضعیف‌تر بوده و با کاهش بسامد رابطه علیت میان دو متغیر به تدریج رو به فزونی می‌گذارد به طوری که در انتهای باند بسامدی بسیار پایین (مترادف با دوره‌های بلندمدت‌تر) رابطه علیت قوی‌ای بین دو متغیر پدیدار می‌شود. در تبدیل موجک نیز این نتیجه به صراحت به دست می‌آید. در واقع تبدیل موجک را می‌توان تصویر سه بعدی مدل قبلی در نظر گرفت که بعد سومی به نام زمان یا سال‌های مورد مطالعه به آن افزوده شده است؛ بنابراین اگر فرضاً به‌صورت معکوس عمل کنیم و سال‌های مورد مطالعه یا بعد سوم را از تحلیل موجک حذف نماییم، تقریباً به نتایج قبلی می‌رسیم. یعنی اگر فرض نماییم یک شخص از روی محور y نمودار ۴ به صورت تک‌بعدی به مدل می‌نگرد به‌گونه‌ای

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

که محور سال را نبیند قاعدتاً با حرکت از بسامد بالا (یا دوره‌های کوتاه مدت‌تر) به سمت بسامدهای پایین (یا دوره‌های بلندمدت‌تر) هم‌حرکتی بین دو متغیر را از یک مقطعی به بعد بسیار بالا می‌بینند. از سوی دیگر، اگرچه بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری در عمده باندهای بسامدی کوتاه‌مدت‌تر، هم‌حرکتی بین دو متغیر ضعیف است اما وقتی بعد زمان (سال) نیز به تحلیل اضافه می‌شود مشخص می‌شود که در معدودی از سال‌های مورد مطالعه در بازه‌های بسامدی کوتاه مدت نیز هم‌حرکتی میان دو متغیر بسیار قوی بوده که این دوره‌ها عموماً مصادف با دوره‌های التهابات ارزی بوده‌اند.

در بخش بعد اثر تغییرات نرخ ارز بر تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده، یعنی گذر نرخ ارز، را به دست خواهیم آورد. لازم به ذکر است همان‌طورکه شکل (۴) نشان می‌دهد برای توضیح تغییرات تورم به ویژه در بسامدهای بالا جز در بخشی از زمان‌های محدود که هم‌حرکتی بین دو متغیر تورم و نرخ ارز بالاست استفاده از نرخ ارز به تنهایی کفایت لازم را نخواهد داشت و لازم است متغیرهای دیگر مؤثر بر شاخص قیمت‌ها نیز به همراه نرخ ارز در مدل وارد شوند.

۵. تخمین گذر نرخ ارز زمان- متغیر با استفاده از مدل حالت-فضا

در ادامه برای به‌دست آوردن یک برآورد از تحولات گذر نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده در طول سه دهه گذشته از مدل استاندارد زیر که به لحاظ نظری بر اساس قانون قیمت واحد[1] و با افزودن متغیرهایی برای کنترل تقاضای کل کشور واردکننده و وضعیت هزینه‌ای کشورهای صادرکننده به دست می‌آید استفاده می‌کنیم (برای آگاهی بیشتر در مورد این مدل نگاه کنید به کامپا و گلدبرگ (۲۰۰۵)، هندری[2] (۱۹۹۵)، سکاینی[3] (۲۰۰۶) ، قوش و راجان[4](۲۰۰۷)، قوش[5] (۲۰۱۳) و لوپز و پروی[6] (۲۰۱۹)):

1. Law of one price
2. Hendry
3. Sekine
4. Ghosh and Rajan
5. Ghosh
6. López-Villavicencio and Pourroy

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

$$\Delta \log P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \Delta \log P_{t-i} + \phi_t \Delta \log E_t + \lambda \ \Delta \log {P_{t-1}}^* + \rho \ \Delta \log Y_{t-1} + G\varepsilon_t$$
$$\phi_t = \phi_{t-1} + C\upsilon_t \qquad (۱۸)$$

در این رابطه P_t شاخص قیمت (شاخص قیمت مصرف‌کننده)، E_t نرخ ارز بازار غیررسمی، P^*_t شاخص قیمت جهانی که در اینجا از شاخص قیمت تولیدکننده کشورهای OECD به عنوان جانشینی برای آن استفاده شده، Y_t تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و ε_t جمله خطا با ویژگی‌های استاندارد است. ϕ_t مقدار گذر نرخ ارز کوتاه‌مدت و $\phi_t / (1 - \sum_{i=1}^{k} \gamma_i)$ اندازه گذر نرخ ارز در بلندمدت است. داده‌های مورد استفاده به‌صورت فصلی بوده و به جز شاخص قیمت تولیدکننده کشورهای OECD که به‌طور مستقیم از سایت داده کشورهای OECD استخراج شده است بقیه آنها از مجموعه داده بانک مرکزی اخذ شده‌اند. لازم به ذکر است داده‌ها قبل از استفاده در مدل لگاریتم گیری (طبیعی) شده‌اند.

معادلات (۱۸) تشکیل یک مدل حالت-فضا را می‌دهند که آن را می‌توان با به‌کارگیری الگوریتم بازگشتی فیلتر کالمن تخمین زد. عموماً از این روش برای تخمین مدل‌های زمان-متغیر مانند دستگاه معادلاتی که در اینجا با آن مواجه هستیم استفاده می‌شود. روش فیلتر کالمن بدین‌صورت است که در گام نخست برای هر نقطه از زمان t مبتنی بر اطلاعات تا آن لحظه ماتریس کواریانس شرطی $\phi_{t|t-1}$ و بردار حالت انتظاری $\Omega_{t|t-1}$ مطابق روابط زیر محاسبه می‌شود:

$$\phi_{t|t-1} = \phi_{t-1|t-1}$$
$$\Omega_{t|t-1} = \Omega_{t-1|t-1} + CQC'$$
$$\Delta \log P_{t|t-1} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \Delta \log P_{t-i} + \phi_{t|t-1} \Delta \log E_t + \lambda \Delta \log {P_{t-1}}^* + \rho \Delta Y_{t-1} + G\varepsilon_t \qquad (۱۹)$$

عبارات فوق پیش‌بینی‌های تک‌مرحله‌ای بوده که گذشته‌نگر بوده و به مقادیر فعلی تغییرات قیمت کاری ندارند. در مرحله بعدی که به مرحله به‌روزرسانی معروف است با استفاده از اطلاعات فعلی متغیر وابسته، بردار خطا و ماتریس میانگین مربعات خطای پیش‌بینی به‌صورت زیر به دست می‌آیند:

$$\hat{v}_{t|t} = \Delta \log p_t - \Delta \log p_{t|t-1}$$
$$\sum t|t = (\Delta \log E_t)\Omega_{t-1|t-1}(\Delta \log E_t)' + GQG' \qquad (۲۰)$$

و در انتها بردار حالت انتظاری شرطی و کواریانس شرطی با به‌کارگیری اطلاعات لحظه t به‌روز می‌شود:

$$\phi_{t|t-1} = \phi_{t-1|t-1} + \Omega_{t|t-1}(\Delta \log E) \sum_{t|t}^{-1} \hat{v}_{t|t}$$
$$\Omega_{t|t} = \Omega_{t|t-1} - \Omega_{t|t}(\Delta \log E) \sum_{t|t}^{-1} \quad (\Delta \log E)'\Omega_{t|t-1} \qquad (۲۱)$$

مجموع معادلات ذکرشده تشکیل فیلتر کالمن را می‌دهند. در ادامه معادله (۱۸) را به ازای مقادیر وقفه‌های مختلف متغیرهای توضیحی (حداکثر چهار وقفه) برآورد نمودیم و مدل منتخب را بر اساس حداقل مقدار آکاییک و معناداری ضرایب برگزیدیم. در مدل منتخب، متغیر نرخ ارز بدون وقفه در مدل ظاهر می‌شود. نتایج برآورد ضرایب مدل منتخب در قسمت بالایی جدول (۱) آمده است. در قسمت پایین این جدول نیز آخرین مقدار متغیر حالت و ویژگی‌های آماری مربوطه ارائه شده است. همچنین در شکل (۵) نتایج گذر آنی نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده حاصل از به‌کارگیری مدل منتخب ترسیم شده است. همان‌طورکه شکل مذکور نشان می‌دهد مقدار گذر نرخ ارز به دست آمده در تمام بازه مورد بررسی معنادار است.

جدول ۱. نتایج تخمین مدل حالت-فضا

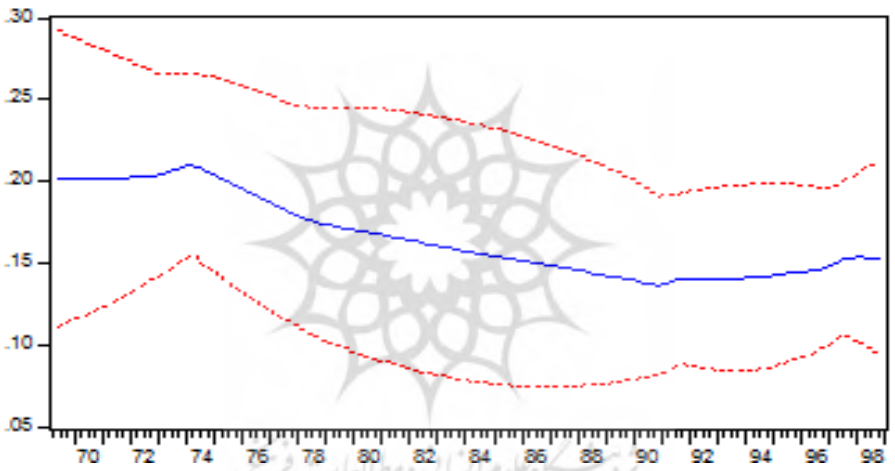
	ضرایب	خطای معیار	آماره z	احتمال
β	۰/۰۰۹۶۲۸	۰/۰۰۵۱۸۲	۱/۸۵۸۰۷۶	۰/۰۶۳۲
γ_1	۰/۳۰۰۶۷۵	۰/۰۶۴۵۲۶	۴/۶۵۹۷۸۷	۰/۰۰۰۰
γ_2	۰/۱۱۸۱۵۵	۰/۰۸۷۸۶۱	۱/۳۴۴۸۰۶	۰/۱۷۸۷
γ_3	۰/۰۷۷۳۷۹	۰/۰۸۴۴۰۲	۰/۹۱۶۷۹۰	۰/۳۵۹۳
γ_4	۰/۱۱۳۶۷۵	۰/۰۶۸۸۰۷	۱/۶۵۲۰۸۱	۰/۰۹۸۵
λ	۰/۳۳۶۹۲۲	۰/۱۷۵۰۵۵	۱/۹۲۴۶۶۵	۰/۰۵۴۳
ρ	-۰/۰۵۲۹۱۸	۰/۰۲۱۸۳۹	-۲/۴۲۳۱۲۷	۰/۰۱۵۴
	مقدار نهایی حالت	انحراف جذر میانگین مربعات	آماره z	احتمال
$\phi_{T+1\|T}$	۰/۱۵۲۴۰۳	۰/۰۳۱۱۰۵	۴/۸۹۹۶۲۸	۰/۰۰۰۰

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

توضیحات: نتایج برآورد مدل (۱۸) با استفاده از فیلتر کالمن. در بخش بالایی جدول $-\beta$، γ، λ و ρ به ترتیب عرض از مبدا و ضرایب وقفه‌های تفاضلی قیمت داخلی، قیمت خارجی و تولید ناخالص داخلی هستند. داده‌های مربوط به متغیرهای قیمت داخلی(CPI)، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز از بانک مرکزی اخذ شده‌اند و داده‌های قیمت خارجی (شاخص قیمت تولید کننده) از سایت OECD استخراج شده‌اند. داده‌های مورد استفاده فصلی بوده و شامل بازه زمانی فصل اول ۱۳۷۰ تا فصل چهارم ۱۳۹۸ می‌باشند. بخش پایینی جدول نیز آخرین مقدار متغیر حالت به همراه سطح معناداری آن را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

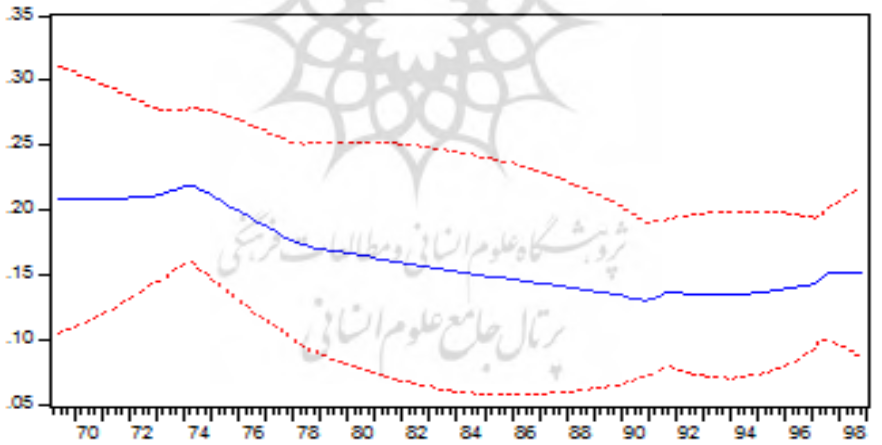


شکل ۵. نمودار گذر آنی نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده به همراه نمودار ±2RMSE

برمبنای نتایج به دست آمده در شکل (۵) تحولات گذر نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده را می‌توان به چندین دوره مجزا تفکیک کرد؛ دوره اول که شامل سال‌های ابتدایی دهه ۷۰ می‌باشد، شاهد افزایش ناگهانی گذر نرخ ارز در یک مقطع کوتاه و با شیب زیاد هستیم که علت آن می‌تواند تلاطمات ارزی در آن مقطع زمانی باشد. به همین دلیل است که روند افزایشی شروع شده از سال ۷۰ دوام چندانی نداشته و نهایتاً با فروکش کردن تب‌وتاب ارزی، گذر نرخ ارز نیز رو به کاهش

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

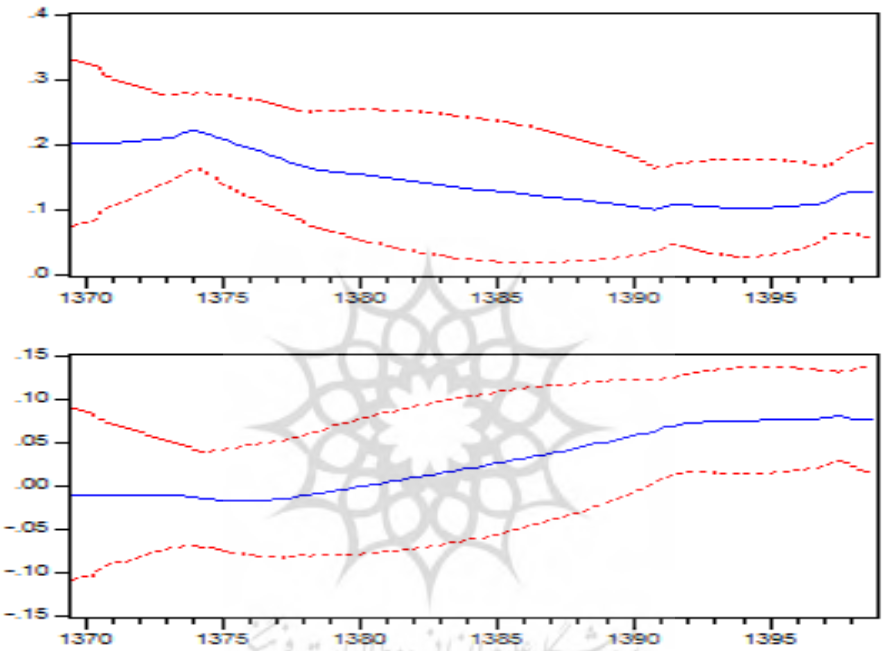
می‌گذارد. روند کاهنده تدریجی برای مدت طولانی بر رفتار گذر نرخ ارز حاکم بوده به نحوی که در فصل سوم سال ۹۰ به کمترین مقدار خود در طول یک دهه منتهی به آن می‌رسد. این مسئله را (به طور خاص برای سال‌های نیمه دوم دهه ۸۰) می‌توان به عواملی همچون سیاست دولت برای ثابت نگه‌داشتن نرخ اسمی ارز در سایه درآمدهای عظیم نفتی در طول این سال‌ها و در نتیجه شکل‌گیری انتظارات آتی عوامل اقتصادی بر پایه آن نسبت داد. در نهایت در فصل چهارم سال ۹۰ با وارد شدن نخستین تکانه‌های حاصل از تحریم‌ها که زمینه را برای ناتوانی سیاست‌گذار در کنترل نرخ اسمی ارز و جهش ناگهانی نرخ ارز متعاقب آن فراهم کرد گذر نرخ ارز ناگهان با تغییر جهت قبلی خود روند جدیدی را به سمت بالا شروع می‌کند که تا فصل سوم سال ۹۱ ادامه داشته است. با پایان این مقطع دوره‌ای کوتاه از ثبات نسبی گذر نرخ ارز شروع می‌شود که دوامی نداشته و با ورود به سال۹۷ و به وجود آمدن شرایطی مشابه اواخر سال ۹۰ مجدداً گذر نرخ ارز همان‌طور که انتظار می‌رفت رو به بالا جهش می‌کند.



شکل ۶. نمودار گذر آنی نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده با حذف ضرایب بدون معنا به همراه نمودارهای ±2RMSE

برای تحلیل حساسیت نتایج به دست آمده، مدل منتخب با حذف متغیرهای غیر معنادار (شکل۶) و همچنین به ازای یک وقفه بیشتر برای نرخ ارز (شکل ۷) نیز برآورد شده است. همان‌طورکه این شکل‌ها نشان می‌دهند روند گذر نرخ ارز با نتایج به دست آمده از مدل پایه تفاوتی ندارند. لازم به

تاکید است که همان‌طور که شکل(۷) نشان می‌دهد ضریب وقفه نرخ ارز در این مدل معنادار نیست و لذا برای تحلیل گذر نرخ ارز، تمرکز بر رفتار ضریب اول نرخ ارز (همزمان) قرار می‌گیرد که تفاوتی با ضریب به دست آمده از مدل پایه ندارد. مشابه این نتایج برای مدل‌های با وقفه‌های بیشتر برای متغیر نرخ ارز نیز به دست می‌آید که در اینجا گزارش نشده است.



شکل ۷. نمودار گذر نرخ ارز. برآورد ضریب همزمان نرخ ارز (نمودار بالا) و ضریب وقفه اول نرخ ارز (نمودار پایین)

نتایج به دست آمده از مدل به کارگرفته شده در این مطالعه تا حدود زیادی با نتایج به دست آمده از مطالعه ابراهیمی و مدنی زاده (۹۵) منطبق است، اگرچه روند حرکتی به دست آمده برای برخی از بازه‌های خاص مانند سال‌های ابتدایی دهه ۹۰ (به طور دقیق فصل چهارم ۹۰ تا فصل سوم ۹۱) که مصادف با دوره شروع و افزایش تحریم‌ها هستند با مطالعه آنها متفاوت است، به این صورت که نتایج به دست آمده از مطالعه آنها نشانگر نزولی بودن گذر نرخ ارز در این بازه است در حالی

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

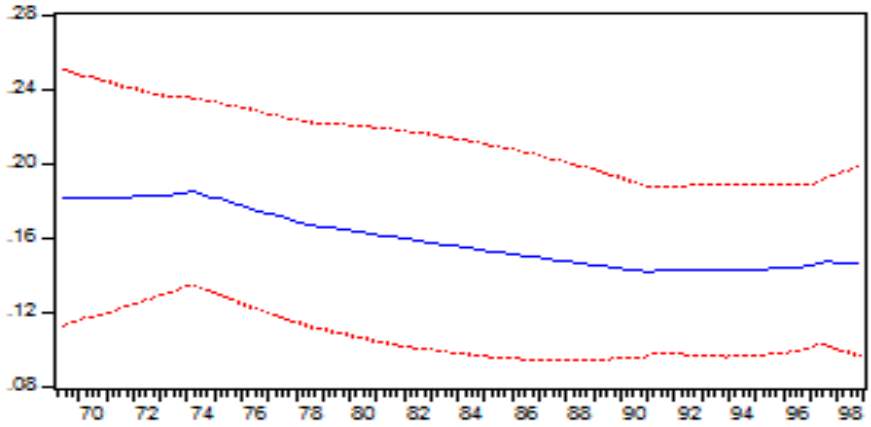
Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

که در این مطالعه مقدار گذر نرخ ارز از فصل چهار ۹۰ به بعد صعودی است. نتایج به دست آمده در مطالعه حاضر با یافته‌های اصلی مطالعات کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) و راسخی و منتظری (۱۳۹۴) نیز –که حاکی از افزایش درجه گذر نرخ ارز در اثر افزایش بی‌ثباتی اقتصاد کلان است– سازگاری دارد؛ همان‌طورکه در بخش تحلیل موجک نیز نشان داده شد به نظر می‌رسد در هنگام تکانه‌های شدید ارزی، هم‌حرکتی میان دو متغیر بسیار قوی‌تر شده و نرخ ارز به عامل مهمی در توضیح پویایی‌های تورم تبدیل می‌شود به طوری که می‌توان گفت در این بازه‌ها تغییرات آن با شدت و سرعت بیشتری به شاخص قیمت‌ها منتقل می‌گردد.

همان‌طورکه برخی از مطالعات نشان داده‌اند نادیده گرفتن نقش سیاست‌گذاری پولی (یا متغیرهای پولی) در معادله میان قیمت و نرخ ارز می‌تواند به تصریح نادرست در معادله درنظر گرفته شده برای اندازه‌گیری گذر نرخ ارز منجر شود (پارسلی و پوپرت[1]، ۱۹۹۸:۹۵۹). از طرف دیگر نتایج مطالعات انجام شده در داخل کشور نیز مؤید اهمیت متغیرهای پولی در تبیین تحولات تورم بوده‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه عطریانفر و برکچیان (۱۳۹۱) اشاره کرد. به همین دلیل، برای تحلیل حساسیت نتایج، متغیرهای کل‌های پولی را به معادله (۱۸) اضافه کرده و آن معادله را مجددا تخمین می‌زنیم. در این مطالعه هر سه متغیر M_0 ، M_1، M_2 در سه تصریح مختلف در نظر گرفته شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تخمین گذر نرخ ارز در هر سه تصریح مذکور مشابه تخمین به دست آمده از مدل پایه (بدون حضور متغیر پولی) است. در شکل (۸) نتایج به ازای متغیر M_0 ترسیم شده است.

1. Parsley and Poppert

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021



شکل ۸. نمودار گذر آنی نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده با اضافه کردن متغیر پولی به همراه نمودارهای ±2RMSE

در مجموع با توجه به نتایج به دست آمده در این بخش به نظر می‌رسد که گذر نرخ ارز در ایران یک روند با ثبات و یکسان در طول دهه‌های مختلف نداشته و مقدار و روند آن بسته به دوره‌های مختلف سیاسی و اقتصادی متفاوت بوده است؛ بنابراین برآورد یک مقدار ثابت برای گذر نرخ ارز در طول سال‌های مختلف برای توصیف رابطه میان نرخ ارز و شاخص قیمت‌ها -آن‌طور که در مطالعات کشورهای مختلف مرسوم است- و استفاده از آن در امر تحلیل اقتصادی و سیاست‌گذاری به خطا منجر خواهد شد.

علاوه بر این نتایج حاصل از مدل فوق حکایت از بالا بودن گذر نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در عمده دوره‌های زمانی بازه مورد مطالعه دارد. به نظر می‌رسد بخشی از بالا بودن گذر نرخ ارز در کشور ما به نوع تلقی عوامل اقتصادی از سیستم نرخ ارز برمی‌گردد. عوامل اقتصادی در کشور ما بر اساس تجارب به دست آمده تغییرات به سمت بالا و ناگهانی ارزی را دائمی تلقی نموده و سعی می‌کنند در مواجهه با این تکانه‌ها به سرعت قیمت‌هایشان را به سمت بالا تعدیل نمایند. البته کاهش اعتماد به سیاستگذاران —که از نیمه دهه ۸۰ آغاز شده و همچنان ادامه دارد- نیز می‌تواند نقش غیر قابل انکاری در بالا بودن میزان گذر نرخ ارز داشته باشد (ایکنگرین[1]، ۲۰۱۳).

1. Eichengreen

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

۶. نتیجه‌گیری

طی چند دهه گذشته یکی از چالش برانگیزترین مشکلات پیش روی بانک مرکزی ایران نوسانات ارزی و گذر نرخ ارز به سطح عمومی قیمت‌ها بوده است. شواهد تجربی نشان می‌دهد که هرگونه تغییر ارزی به سرعت در طول زنجیره‌های قیمتی منتشر می‌شود. با توجه به اهمیت موضوع تأثیرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در این مطالعه به بررسی رابطه میان این دو متغیر و مدل‌سازی آن در افق‌های زمانی مختلف پرداختیم. نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری در حوزه بسامد برایتانگ و کاندلون نشان می‌دهد که یک رابطه علیت گرنجری از نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده به ویژه در افق‌های زمانی بلندمدت برقرار است. چنین نتایجی البته با جزییات بیشتر با استفاده از تبدیل موجک در فضای زمان-بسامد نیز به دست آمد. بر اساس نتایج به دست آمده از این مدل، هم‌حرکتی قوی میان این دو متغیر تنها محدود به افق‌های بلندمدت نمی‌شود بلکه در بسامدهای بسیار بالا در برخی از بازه‌های زمانی که عموماً با بحران‌های ارزی تطابق دارد نیز این هم‌حرکتی قابل‌توجه مشاهده می‌شود. علاوه بر این، بر اساس نتایج به دست آمده از مدل حالت-فضا مشاهده می‌شود که میزان گذر نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره‌های التهابات ارزی افزایش یافته است.

منابع

ابراهیمی، سجاد و سید علی مدنی‌زاده (۱۳۹۵). "تغییرات گذر نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*. شماره ۱۸، صص ۱۷۰-۱۴۷.

راسخی، سعید و مجتبی منتظری (۱۳۹۴). "اثر بی ثباتی اقتصاد کلان بر عبور نرخ ارز: شواهدی از رگرسیون انتقال ملایم (STR)". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲۲، صص ۳۱-۷.

شجری، هوشنگ؛ طیبی، سید کمال و سید عبدالمجید جلایی (۱۳۸۵). "عبور نرخ ارز و رابطه آن با سیاستهای پولی و درجه باز بودن اقتصاد در ایران به روش سیستم‌های فازی عصبی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۶، صص ۱۷۹-۱۵۳.

عطریانفر، حامد و سید مهدی برکچیان (۱۳۹۰). "ارزیابی محتوای اطلاعاتی متغیرهای اقتصادی برای پیش‌بینی نرخ تورم در ایران". *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۸، صص ۴۱-۱.

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

کازرونی، علیرضا؛ فشاری، مجید و بهزاد سلمانی (۱۳۹۱). "تأثیر بی ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت TVP". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، شماره ۲، صص ۱۱۴-۸۵.

Aguiar-Conraria L., Martins M.M. and M.J. Soares (2012). "The yield curve and the macro-economy across time and frequencies". *Journal of Economic Dynamics and Control*, *36*(12), pp. 1950-1970.

Aguiar Conraria L. and M.J. Soares (2014). "The Continuous Wavelet Transform: Moving beyond Uni-and bivariate Analysis". *Journal of Economic Surveys*, *28*(2), pp.344-375.

Assenmacher-Wesche K. and S. Gerlach (2008) "Money Growth Output Gaps and Inflation at low and high Frequency: Spectral Estimates for Switzerland", *Journal of Economic Dynamics & Control*, No. 32, pp. 411-435.

Benati L. (2009) "Long-run Evidence on Money Growth and Inflation", ECB Working paper series No. 1027.

Breitung J. and B. Candelon (2006). "Testing for short-and long-run causality: A frequency-domain approach". *Journal of Econometrics*, *132*(2), pp. 363-378.

Breitung J. and S. Schreiber (2018). "Assessing Causality and Delay within a Frequency Band". *Econometrics and statistics*, No. *6*, pp. 57-73.

Campa J.M. and L.S. Goldberg (2005). "Exchange Rate Pass-through into Import Prices". *Review of Economics and Statistics*, *87*(4), pp. 679-690.

Ca'Zorzi M., Hahn E. and M. Sánchez (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets.

Cheikh N.B. and W. Louhichi (2016). "Revisiting the Role of Inflation Environment in Exchange Rate Pass-through: A Panel Threshold Approach". *Economic Modelling*, No. *52*, pp. 233-238.

Cheikh N.B. and Y.B. Zaied (2020). "Revisiting the Pass-through of Exchange Rate in the Transition Economies: New Evidence from new EU Member States". *Journal of International Money and Finance*, No. *100*, 102093.

Choudhri E.U. and D.S. Hakura (2006). "Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?". *Journal of international Money and Finance*, *25*(4), pp. 614-639.

Coulibaly D. and H. Kempf (2010). Does inflation targeting decrease exchange rate pass-through in emerging countries?

De Boef S. and L. Keele (2008). "Taking time seriously". *American Journal of Political Science*, 52(1), pp. 184-200.

Devereux M.B. and J. Yetman (2010). "Price Adjustment and Exchange rate Pass-through". *Journal of International Money and Finance*, *29*(1), pp. 181-200.

Dube S. (2016). Exchange Rate pass-through (ERPT) and Inflation-targeting (IT): Evidence from South Africa. *Economia Internazionale/International Economics*, 69(2), pp. 119-148.

Edwards S. (2006). *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited* (No. w12163). National Bureau of Economic Research.

Eichengreen B. (2013). "Can Emerging Markets Float? Should they In ation Target?". *Exchange rates, capital flows and policy*, No. 10.

Frankel J., Parsley D. and S.J. Wei (2012). "Slow Pass-through Around the World: a New Import for Developing Countries?". *Open Economies Review*, *23*(2), pp. 213-251.

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021

Gagnon J.E. and J. Ihrig (2004). "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through". *International Journal of Finance & Economics*, *9*(4), pp. 315-338.

Ghosh A. (2013). "Exchange Rate Pass through, macro Fundamentals and Regime Choice in Latin America". *Journal of Macroeconomics,* No. *35*, pp. 163-171.

Ghosh A. and R.S. Rajan (2007). "How high is Exchange Rate Pass-through in India? Has it changed over time?". *The Journal of International Trade & Economic Development*, *16*(3), pp. 373-382.

Goldberg P.K. and M.M. Knetter (1996). *Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?* (No. w5862). National Bureau of Economic Research.

Hendry D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press on Demand.

Jaeger A. (2003) "The ECB's Money Pillar: an Assessment", International Monetary Fund Working Paper no. 82.

Krätschell K. and T. Schmidt (2012). Long-run Trends or Short-run Fluctuations–What Establishes the Correlation between Oil and Food Prices?.

Lemmens A., Croux C. and M.G. Dekimpe (2008). "Measuring and Testing Granger Causality over the Spectrum: An Application to European Production Expectation Surveys". *International Journal of Forecasting*, *24*(3), pp. 414-431.

Loh L. (2013). "Co-movement of Asia-Pacific with European and US Stock Market Returns: A Cross-time-frequency Analysis". *Research in International Business and Finance*, No. 29, pp. 1-13.

López-Villavicencio, A. and M. Pourroy (2019). "Does Inflation Targeting always Matter for the ERPT? A Robust Approach". *Journal of Macroeconomics*, No. 60, pp.360-377.

Mermod A.Y. and G. Dudzevičiūtė (2011). "Frequency Domain Analysis of Consumer Confidence, Industrial Production and Retail Sales for Selected European Countries". *Journal of Business Economics and Management,* 12(4), pp. 589-602.

Pham T.A.T., Nguyen T.T., Nasir M.A. and T.L.D. Huynh (2020). "Exchange Rate Pass-through: A Comparative Analysis of Inflation Targeting & Non-targeting ASEAN-5 countries". *The Quarterly Review of Economics and Finance,* forthcoming.

Parsley D.C. and H.A. Popper (1998). "Exchange Rates, Domestic Prices and Central bank Actions: Recent US Experience". *Southern Economic Journal*, pp. 957-972.

Rodrik D. (2008). "The Real Exchange Rate and Economic Growth". *Brookings papers on economic activity*, *2008*(2), pp. 365-412.

Roueff F. and R. Von Sachs (2011). "Locally Stationary Long Memory Estimation". *Stochastic Processes and their Applications*, *121*(4), pp. 813-844.

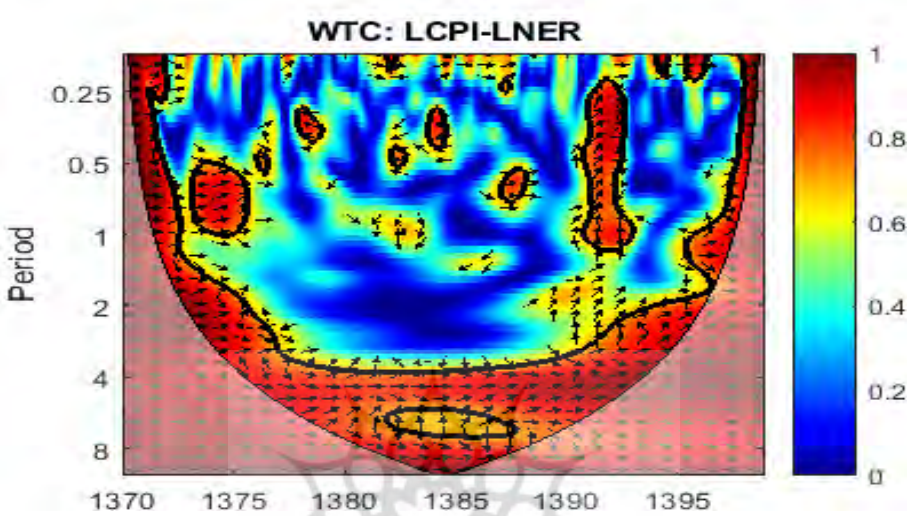
Shintani M., Terada-Hagiwara A. and T. Yabu (2013). "Exchange Rate pass-through and Inflation: A Nonlinear time Series Analysis". *Journal of International Money and Finance*, No. *32*, pp. 512-527.

Takhtamanova Y.F. (2010). "Understanding Changes in Exchange rate Pass-through". *Journal of Macroeconomics*, *32*(4), pp. 1118-1130.

Taylor J.B. (2000). "Low Inflation Pass-through, and the Pricing Power of firms". *European economic review*, *44*(7), pp. 1389-1408.

Winkelried D. (2014). "Exchange rate Pass-through and Inflation Targeting in Peru". *Empirical Economics*, *46*(4), pp. 1181-1196.

پیوست



شکل ۸. نمایش همبستگی موجک و اختلاف فاز شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز در تواتر ماهانه

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from qjerp.ir at 11:56 +0430 on Tuesday July 13th 2021