Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۷

سال بیست و ششم، پاییز ۱۳۹۷، صفحه ۳۴۵-۳۰۹

بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در ایران: رویکرد NARDL

محسن ابراهیمی

دانشیار دانشگاه خوارزمی (نویسنده مسئول)

ebrahimimo@yahoo.com

سیاب ممی پور

استادیار دانشگاه خوارزمی

mamipours@gmail.com

سید فرهاد موحدی

کارشناس ارشد دانشگاه خوارزمی

movahedi.eco@gmail.com

هدف اصلی این تحقیق، بررسی اثر نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی با تأکید بر تقارن یا عدم تقارن آن در افق زمانی مختلف است. برای این‌منظور، ابتدا نوسانات نرخ ارز واقعی، با استفاده از مدل IGARCH استخراج شده و به شوک‌های مثبت و منفی تجزیه شده‌است. سپس اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز بر رفتار مصرفی بخش خصوصی با استفاده از الگوی ARDL غیرخطی یا NARDL در طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۳۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌است. در حالت‌کلی، نتایج حاصل از مدل نشان‌می‌دهد رفتار مصرفی بخش خصوصی به‌جای اینکه تحت تأثیر سطح مطلق نرخ ارز واقعی باشد تابعی از نوسانات و نااطمینانی‌های آن است. همچنین سطح نوسانات نرخ ارز واقعی (کاهش و افزایش) نیز اثر متفاوتی بر مصرف بخش خصوصی دارد، به‌طوری‌که اثر شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در کوتاه‌مدت، متقارن ولی در بلندمدت نامتقارن است. همچنین متغیرهای درآمد و تورم نیز از متغیرهای موثر بر مصرف هستند که به ترتیب اثر مثبت و منفی بر مصرف بخش خصوصی دارند. بنابراین سیاست کنترل نوسانات نرخ ارز واقعی، به‌جای سطح مطلق آن، از توصیه‌های سیاستی تحقیق حاضر برای سیاست‌گذاران ارزی کشور است.

طبقه‌بندی JEL: E21، E31، F31.

واژگان کلیدی: نوسانات نرخ ارز واقعی، اثرات نامتقارن، مصرف بخش خصوصی، IGARCH، NARDL

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۲۰

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

۱. مقدمه

براساس ادبیات اقتصاد کلان، مصرف یکی‌از اجزای تقاضای کل می‌باشد که بسته به سهم آن از کل تقاضا می‌تواند نقش اساسی در تغییرات تقاضا ایفا نماید. براساس گزارش بانک مرکزی در اقتصاد ایران، متوسط سهم تقاضای بخش خصوصی از تقاضای کل در بازه زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۴بیش از ۴۰ درصد بوده و بیشترین سهم را در بین اجزای تقاضای کل داشته است. همچنین مصرف یکی‌از اجزاء تشکیل‌دهنده تولید ناخالص ملی اقتصاد هرکشور است که درصد قابل توجهی از درآمدملی را به‌خود اختصاص می‌دهد و ازطرفی بر چرخه‌های تجاری تأثیر می‌گذارد، لذا تصمیمات سیاست پولی را در کوتاه‌مدت شکل می‌دهد (کارول[1]، ۲۰۰۶)؛ به‌همین منظور لازم‌است اجزاء موثر بر مصرف و شکل تابع مصرف برای هر اقتصاد شناخته شود، همچنین دسترسی به متغیرهای مربوط به مصرف، زمینه لازم را جهت بررسی‌های اقتصادی در سطح اقتصاد ملی فراهم می‌آورد و پاره‌ای از اطلاعات لازم را برای برآورد مصرف ملی تجهیز می‌نماید (رجایی و احمدی، ۱۳۹۱).

امروزه باگسترش دامنه اقتصاد بین‌الملل، نرخ ارز به عنوان یک عامل کلیدی برای بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، ازجمله مصرف تبدیل شده‌است (بهمنی اسکویی، کوتان و جی[2]، ۲۰۱۵)، لذا تعدادی از مطالعات به بررسی تأثیر این متغیر بر مصرف پرداخته‌اند. مطالعات انجام‌شده دراین راستا باتوجه به شواهدتجربی برای مناطق مختلف، تأثیرات متفاوتی را برای نرخ ارز بر مصرف گزارش کرده‌اند که در برخی موارد باتوجه به روش‌های به‌کار گرفته‌شده اثر نوسانات نرخ ارز بر مصرف در دوره مورد بررسی منفی و در برخی موارد این اثر، مثبت بوده است.

باتوجه به این‌که مطالعات پیشین در این زمینه تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سطح مصرف را به صورت خطی بررسی کرده‌اند، لذا در پژوهش حاضر به بررسی اثر غیرخطی و نامتقارن نوسانات

1. Carroll
2. Bahmani-Oskooee, Kutan and Xi

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی ایران در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته شده است. مزیت و تمایز اصلی مطالعه حاضر در این است که براساس شواهد تجربی، نااطمینانی و نوسانات نرخ ارز به مراتب بیشتر از مقدار عددی نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله مصرف مؤثر بوده است، اما سوال یا مساله اصلی دیگر در این است که آیا میزان شدت این نااطمینانی بر مصرف بخش خصوصی یکسان است؟ آیا نااطمینانی بالای نرخ ارز با حالت نااطمینانی پایین نرخ ارز اثر متفاوتی روی بخش مصرف دارد یا خیر؟ در این مطالعه سعی شده است به این سوالات پرداخته شود که در مطالعات داخلی مورد توجه قرار نگرفته است.

در راستای مطالب بیان‌شده، مقاله حاضر از چندین بخش تشکیل شده‌است؛ بعد از مقدمه، بخش دوم مقاله اختصاص به پیشینه تحقیق دارد که شامل مبانی‌نظری، مطالعات خارجی و مطالعات داخلی می‌باشد. در بخش سوم، روش‌تحقیق و پایگاه داده‌های مورداستفاده در پژوهش و همچنین مدل تحقیق معرفی شده‌است. در بخش چهارم، برآورد مدل و تفسیر نتایج تحقیق صورت گرفته‌است و در بخش پایانی مقاله به نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته شده‌است.

۲. ادبیات تحقیق

۲-۱. مبانی‌نظری

کینز[1](۱۹۳۶) در کتاب "نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول" تابع مصرف را در اقتصاد مطرح کرد، طبق فرضیه درآمد مطلق کینز، درآمد واقعی عامل اصلی تعیین‌کننده مخارج مصرفی می‌باشد. سپس اقتصاددانان دیگری به بررسی تابع مصرف پرداختند که ازجمله آن‌ها می‌توان به نظریات ذیل اشاره نمود. فرضیه درآمد نسبی دوزنبری[2](۱۹۴۹) که عنوان می‌کرد رفتار مصرفی به درآمد جاری در سطوح درآمدی گذشته بستگی دارد؛ فرضیه درآمددائمی فریدمن[3](۱۹۵۷) که بیان‌می‌داشت مردم مصرف خود را با درآمد دائمی تطبیق می‌دهند نه درآمد جاری؛ فرضیه دوره

1. Keynes
2. Dusenbery
3. Friedman

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

زندگی آندو-مادیگلیانی[1] (۱۹۶۳) که رفتار مصرفی را به دوره‌های زندگی فرد تقسیم‌بندی می‌کرد (شاکری، ۱۳۹۱)؛ بارو[2] (۱۹۷۴) فرضیه هم ارزی را بیان کرد که طبق آن اگر مردم بتوانند درآمد را به‌طور آزادانه در سراسر نسل‌ها انتقال دهند، تغییرات موقتی در الگوی درآمد مالیاتی نباید تغییراتی در الگوی زمانی مصرف ایجاد کند (بهمنی اسکویی و جی[3]، ۲۰۱۲)، همچنین دیدگاه هال[4] (۱۹۷۸) که نقش انتظارات (عقلایی) را بر مصرف درنظر می‌گرفت که بیان می‌داشت مصرف تنها به درآمد دائمی وابسته است و تنها تفاوت آن با شکل انتظارات تطبیقی فرضیه درآمد دائمی فریدمن، در روش برآورد و شکل دهی انتظارات بود (شاکری، ۱۳۹۰).

گرچه در مرور نظریات مرتبط با مصرف مستقیماً به ارتباط نرخ ارز و مصرف بخش خصوصی اشاره نشده است، اما با مرور مطالعات تجربی در این زمینه ارتباط بین نرخ ارز و نوسانات آن بر مصرف بخش خصوصی به‌عنوان یکی‌از مهمترین اجزای تقاضای کالاها و خدمات از دو کانال تورم و نااطمینانی آن می‌توان توضیح داد. بدین صورت که یکی‌از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر تورم در ایران، نرخ ارز تشخیص داده شده‌است (عباسی نژاد و تشکینی، ۱۳۸۳)؛ به‌طوری‌که با کاهش ارزش پول ملی، قیمت کالاهای وارداتی و درنتیجه هزینه نهاده‌های وارداتی افزایش یافته و تولید و قیمت‌های داخلی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرند و باعث افزایش تورم داخلی و تضعیف رابطه مبادله می‌شود. این افزایش تورم توان واحدهای تولیدی در حفظ ارزش واقعی منابع را کاهش می‌دهد (لعل‌خضری و همکاران، ۱۳۹۳)، لذا نااطمینانی[5] (یا نوسانات) در نرخ ارز واقعی نیز ممکن است موجب عدم اطمینان تورمی شود، که به نوبه خود ممکن است باعث تغییر در تصمیمات مصرفی خانوار گردد. به‌این‌معنا که، صرف‌نظر از تغییرات نرخ ارز واقعی، نوسانات آن نیز ممکن است در میزان مصرف داخلی، تعیین‌کننده باشد (الکساندر[6]،

1. Ando- Modigliani
2. Barro
3. Bahmani-Oskooee and Xi
4. Hall
5. Uncertainty
6. Alexander

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

۱۹۵۲). البته در بررسی این موضوع که نرخ ارز بر تورم و به تبع آن بر مصرف موثر است بایستی به علت افزایش نرخ ارز و تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های ارزی بر تورم توجه داشت. زمانی که به دلیل افزایش حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها درحال افزایش است، نرخ ارز نیز به‌طور طبیعی به‌صورت کمابیش متناسب با سطح عمومی قیمت‌ها افزایش خواهد یافت. در این شرایط افزایش نرخ اسمی ارز خود معلول تورم است و این افزایش نرخ صرفاً اسمی است و نرخ واقعی ارز ثابت باقی خواهدماند. اما اگر به‌دلیل بروز رخدادهای واقعی در بازار ارز مانند کاهش درآمدهای نفتی، نرخ ارز فراتر از نرخ تورم افزایش یابد، آنگاه این افزایش می‌تواند از مسیر افزایش قیمت کالاهای وارداتی بر نرخ تورم اثرگذار باشد. البته باید توجه داشت که این اثر بر تورم موقتی است زیرا نرخ واقعی ارز نمی‌تواند به طور مداوم و پی‌درپی افزایش یابد، درنتیجه انتظار می‌رود افزایش نرخ ارز واقعی در بلندمدت اثر چندانی بر نرخ تورم نداشته باشد. ازاین‌رو، تحلیل اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم و به تبع آن بر تقاضای بخش خصوصی بسته به منشأ و دلیل شوک‌های ارزی و همچنین در افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند متفاوت باشد.

همچنین نوسانات نرخ ارز واقعی از طریق ایجاد عدم اطمینان در قیمت‌های آتی کالاها و خدمات بر بخش حقیقی اثر می‌گذارد. کارگزاران اقتصادی تصمیم‌گیری‌های خود را در زمینه تولید، سرمایه-گذاری و مصرف بر پایه اطلاعاتی که سیستم قیمت‌ها برای آن فراهم می‌سازد، پی‌ریزی می‌کنند. قیمت‌های غیرقابل اطمینان و غیرقابل پیش‌بینی ناشی از نااطمینانی در نرخ ارز، اثر منفی بر تصمیم‌گیری برای تولید و سرمایه‌گذاری می‌گذارد (مرادپوراولادی و همکاران، ۱۳۸۷). همچنین نااطمینانی در نرخ ارز باعث افزایش ریسک در محیط اقتصادی شده و باعث افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود، در نتیجه اثر منفی بر تولید و درآمد دارد. به علاوه افزایش نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی در آن باعث افزایش ریسک در تجارت بین‌المللی می‌شود و هزینه تجارت را افزایش می‌دهد لذا باعث کاهش تجارت و در نهایت کاهش در تولید و درآمد می‌شود (ابراهیمی، ۱۳۹۰). ازاین‌رو، می‌توان استدلال کرد افزایش نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند منجر به کاهش درآمد و به تبع آن کاهش تقاضا و مصرف کالاها و خدمات گردد. با توجه به مطالب فوق الذکر در تحقیق حاضر سعی شده است اثر نوسانات (نااطمینانی) نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی در افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد مطالعه و

www.SID.ir

Archive of SID

بررسی قرار گیرد. همچنین با توجه به اینکه اثر افزایش نوسانات نرخ ارز می‌تواند متفاوت از اثر کاهش نوسانات نرخ ارز باشد لذا اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

۲-۲. مطالعات خارجی

بهمنی‌اسکویی و جی (۲۰۱۲)؛ در مطالعه‌ای باعنوان نوسانات نرخ ارز و مصرف داخلی، نقش متغیر نوسانات نرخ ارز بر مصرف داخلی را در کنار متغیرهای دیگر همانند درآمد واقعی، نرخ بهره و نرخ ارز برای مجموعه‌ای از کشورها موردبررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که نوسانات نرخ ارز منجر به مصرف کمتر در کانادا و مصرف بیشتر در ایالات‌متحده و ژاپن می‌شود.

هامانو[1] (۲۰۱۳)؛ به بررسی مصرف و ناهنجاری[2] نرخ ارز واقعی از ادبیات اقتصاد کلان باز تحت عنوان پازل بکوس-اسمیت پرداخته‌است. وی بااستفاده‌از داده‌های مربوط به کشورهای مختلف و به‌کارگیری مدل‌های تعادل عمومی[3]، همبستگی مثبت را میان این دو متغیر تأییدکرد.

پاولیدیس، پایا و پیل[4] (۲۰۱۵)؛ علیت‌گرنجری را برای ارتباط مصرف و نرخ ارز واقعی به‌صورت خطی و غیرخطی، بااستفاده‌از داده‌های فصلی در ۱۴ کشور OECD آزمون کردند. دوره بررسی آن‌ها برای کشورهای مختلف، متفاوت بوده‌است، به‌نحوی‌که طولانی‌ترین دوره از ۱۹۵۷:۱ تا ۲۰۱۰:۴ و کوتاه‌ترین دوره از ۱۹۷۷:۱ تا ۱۹۹۸:۴ بوده‌است. نتایج به‌دست‌آمده توسط آن‌ها نشان‌داد فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود علیت گرنجری برای اکثر کشورها ردشد.

بهمنی‌اسکویی، کواتان و جی (۲۰۱۵)، اثرات نوسانات نرخ ارز را بر مصرف داخلی برای اقتصادهای نوظهور بررسی کرده‌اند. آنها در نمونه خود متشکل از ۱۲کشور، بااستفاده‌از داده‌های فصلی و رویکرد هم‌انباشتگی و مدل تصحیح‌خطا (ECM)، که اثرات کوتاه‌مدت را از اثرات بلندمدت متمایز می‌کند و همچنین شاخص نااطمینانی نرخ ارز، دریافتند درحالی‌که نوسانات نرخ

1. Hamano
2. Anomaly
3. General equilibrium models
4. Pavlidis, Paya and Peel

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

ارز تأثیرکوتاه‌مدت بر مصرف داخلی در همه کشورها دارد، اثرات کوتاه‌مدت تنها در ۶ کشور به تأثیرات بلندمدت منتهی می‌شود.

اوسنی[1](۲۰۱۶)؛ به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی بااستفاده‌از داده‌های سالانه ۱۹کشور جنوب صحرای آفریقا (SSA)[2] در یک دوره ۱۶ساله از ۲۰۱۴-۱۹۹۹ با به‌کارگیری روش پانل پویا[3] S-GMM[4]و بااستفاده‌از مدل GARCH، شاخص نااطمینانی یا نوسانات نرخ ارز، پرداخته‌است و دریافت که نوسانات نرخ ارز دارای یک رابطه منفی با مصرف بخش خصوصی در کشورهای SSA می‌باشد. محدودیت اصلی این مطالعه این‌است‌که یافته‌های آن نمی‌تواند منعکس‌کننده تجربه‌های خاص کشورها باشد، زیرا نتایج‌آن براساس روش داده‌های پانلی پویا است.

ایک و هو[5](۲۰۱۷)؛ تأثیر نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف داخلی را باتمرکز بر یک کشور کوچک از SSA، غنا، که دارای یک اقتصاد باز و نوسانات نرخ ارز است، مورد بررسی قرار دادند و بااستفاده‌از داده‌های سالانه دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ و واریانس سالانه نرخ ارز واقعی به عنوان یک شاخص از نوسانات نرخ ارز واقعی، از طریق روش ARDL[6]، دریافتند که نوسانات نرخ ارز واقعی تأثیر منفی بر مصرف داخلی در کوتاه‌مدت دارد که به‌عنوان اثرات منفی به طولانی مدت منتقل می‌شود.

۲-۳. مطالعات داخلی

بهمنی‌اسکویی (۱۳۷۲) در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران، اثرات کاهش ارزش ریالی، روی تولید داخلی، تورم و ترازتجاری را برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۹ بااستفاده‌از تکنیک هم‌انباشتگی[7] و مدل تصحیح‌خطا[8] (ECM)، بررسی کرده‌است،

1. Oseni
2. Sub-Saharan African
3. Dynamic panel
4. System-generalized method of moments
5. Iyke and Ho
6. Autoregressive distributed lag
7. Cointegration
8. Erorr correction model

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج این تحقیق نشان‌داد کاهش ارزش ریالی تأثیر مثبت روی ترازتجاری و تورم، همچنین تأثیر منفی بر تولید داخلی داشته‌است.

شجری و همکاران (۱۳۸۵)، به تحلیل عبور نرخ ارز در ایران پرداخته‌اند، بااین‌مفهوم که تغییرات ایجادشده در نرخ‌های ارز تا چه‌حد منجر به تغییر سطح قیمت‌ها و درنتیجه باعث تورم می‌شوند، آن‌ها بااستفاده‌از الگوی خودرگرسیون برداری[1] (VAR) و با تصریح مدل تصحیح‌خطای برداری[2] (VECM) به این‌نتیجه رسیدند که اساساً در ایران عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت به‌صورت ناقص بوده و به‌تدریج که دوره زمانی طولانی‌تر می‌شود، بر شدت عبور نرخ ارز افزوده می‌گردد، درحالی‌که کماکان در بلندمدت نیز عبور نرخ ارز به‌صورت ناقص است.

دقیقی‌اصلی و همکاران (۱۳۹۰)؛ به بررسی اثرات نااطمینانی تورم و نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی در ایران، بااستفاده‌از مدل TGARCH[3] مبتنی‌بر نااطمینانی تورم و نرخ ارز طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۰ بصورت فصلی، پرداخته اند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم و نااطمینانی نرخ ارز واقعی، به‌ترتیب موجب افزایش و کاهش مصرف بخش خصوصی در ایران می‌شود. نااطمینانی تورم و نااطمینانی نرخ ارز از پدیده‌های مخرب در اقتصاد کشورهای در حال توسعه به‌حساب می‌آیند و همواره یکی از اهداف سیاستی در اینگونه کشورها کنترل و کاهش آن‌ها می‌باشد. علاوه بر این، در کشورهای مذکور، بخش خصوصی به‌دلیل سرمایه‌گذاری و مصرف که به رشداقتصادی منجر می‌گردد، از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و از این‌جهت شناسایی عوامل مؤثر بر این بخش، ضروری به‌نظر می‌رسد.

لعل‌خضری و همکاران (۱۳۹۳)؛ اثر تلاطم نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی ایران را بااستفاده‌از داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۲ و روش ARDL و GARCH مبتنی‌بر بی‌ثباتی نرخ ارز بررسی‌کردند، آن‌ها معتقد بودند بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی از طریق واردات و صادرات بر تقاضای‌کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد که سبب تغییر و نوسان شاخص قیمت‌های

1. Vector auto-regressive
2. Vector erorr correction model
3. Threshold generalized autoregressive conditional heteroskedastisity

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف‌کننده که درواقع مبنای محاسبه تورم هستند می‌شود، همچنین دریافتند که در بلندمدت، درآمد قابل‌تصرف، نقدینگی، نرخ ارز حقیقی، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی، اثر مثبت و نرخ بهره حقیقی اثر منفی بر مصرف بخش خصوصی ایران داشته است.

میرزامحمدی و انجم‌شعاع (۱۳۹۳)؛ اثر نوسانات نرخ ارز واقعی موثر بر مصرف در ایران را با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۹-۱۳۶۷ با به کارگیری روش ARDL و ECM[1] و بااستفاده‌از شاخص GARCH مبتنی‌بر نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی، بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان‌داد تولید ناخالص داخلی اثر مثبت، اما نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی و نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر اثر منفی بر مصرف دارند.

طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۵)؛ اثر تکانه‌های نرخ واقعی ارز بر مصرف بخش خصوصی در ایران را بااستفاده‌از داده‌های آماری سال‌های ۱۳۹۰:۳-۱۳۵۹:۳ و روش چرخشی مارکوف[2] و شاخص GARCH مبتنی‌بر تکانه‌های نرخ ارز، مورد آزمون تجربی قرار دادند. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌داد اثر تکانه‌های نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی نامتقارن است، همچنین اثرکاهنده تکانه‌های منفی نرخ ارز واقعی، زمانی‌که مصرف درشرایط رکودی باشد، قابل‌توجه بوده‌است، اما زمانی‌که مصرف درشرایط رونق است، این تکانه‌های منفی قادر به تغییر شرایط رونق به رکود مصرف نیستند. علاوه بر این، زمانی‌که مصرف در شرایط رکودی باشد، تکانه‌های مثبت نرخ ارز، نمی‌توانند مصرف را ازشرایط رونق به رکود انتقال دهند. اما درصورتی‌که مصرف در شرایط رونق قرار داشته‌باشد، این تکانه‌های مثبت بااحتمال زیادی به تداوم شرایط رونق کمک می‌کنند.

محسنی‌زنوزی و همکاران (۱۳۹۶)؛ تأثیر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف داخلی در اقتصاد ایران را برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۷ به‌صورت فصلی و شاخص GARCH مبتنی‌بر نااطمینانی‌های نرخ ارز و با روش ARDL، همچنین برآورد الگوی تصحیح‌خطا (ECM)، موردبررسی قرار دادند و نتایج حاکی از آن بود که تأثیر نرخ ارز بر مصرف معنادار و دارای رابطه مثبت می‌باشد و همچنین اثر نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف معنادار بوده و دارای رابطه منفی است.

1. Error correction model
2. Markov-switching

www.SID.ir

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

Archive of SID

همچنین برآورد الگوی تصحیح خطا نشان‌می‌داد که تعدیل بین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت وجودخواهدداشت، یعنی رابطه‌ای منظم در تعدیلات دوره کوتاه‌مدت به ارزش‌های تعادلی بلندمدت وجود دارد.

۳. روش شناسی

۳-۱. روش تحقیق و پایگاه داده‌ها

نوع پژوهش حاضر کاربردی بوده و روش تحقیق، تحلیلی-توصیفی و با استفاده از مدل اقتصاد سنجی و مبتنی بر شیوه تحلیل استنباطی است که با استفاده از یک نمونه آماری ۵۸ ساله از داده‌های سری زمانی[1] مربوط به کشور ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۳۸ می‌باشد، جهت گردآوری اطلاعات در زمینه مبانی نظری و ادبیات تحقیق موضوع از منابع کتابخانه‌ای و اسنادی استفاده شده‌است. داده‌های مورد نیاز برای انجام پژوهش نیز از سایت‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[2] و بانک جهانی[3] استخراج گردیده است.

در این تحقیق برای بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی NARDL[4] ارائه شده توسط شین و همکاران[5](۲۰۱۴) استفاده شده‌است که یکی از روش‌های هم‌انباشتگی نامتقارن تلقی می‌شود. در مقالات اخیر روش هم‌انباشتگی نامتقارن در مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی به‌گونه‌ای گسترش یافت که در آن مجموع مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرها کمک می‌کند تا تأثیرات نامتقارن متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت و بلندمدت شناسایی شوند. درواقع خصوصیات ARDL غیرخطی این اجازه را به ما می‌دهد تا تحلیل مشترکی از مسائل مربوط به نامانایی و غیرخطی بودن در مدل تصحیح خطای نامقید[6] داشته باشیم. در حقیقت روش NARDL نیز همانند روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی

1. Time serie
2. http://tsd.cbi.ir/
3. http://www.worldbank.org/
4. Non-linear autoregressive distributed lag
5. Shin et al.
6. Unrestricted error correction model

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

مزیت‌هایی دارد. اول این‌که، می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل I(۰)، I(۱) یا به صورت متقابل هم‌انباشته باشند، به‌کار برد. دوم این‌که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بنرجی و همکاران[۱]، ۱۹۹۳). سوم این‌که، این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به‌کار برد (نارایان و نارایان[۲]، ۲۰۰۴) و چهارمین مزیت این‌است‌که، استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند نیز، ممکن است (آلام و کوازی[۳]، ۲۰۰۳).

لذا پس از محاسبه نوسانات نرخ ارز واقعی بااستفاده از برآورد خانواده ARCH، گام نخست در تحلیل الگوهای پویا، بررسی مانایی[۴] متغیرها می‌باشد، زیرا نامانا بودن سری‌های زمانی(داشتن ریشه‌واحد[۵]) منجر به رگرسیون جعلی می‌شود، در این تحقیق به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه‌واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته[۶](ADF)، فیلیپس-پرون[۷](PP) و آزمون ریشه‌واحد با لحاظ نقطه شکست[۸] زیووت-اندروز[۹](ZA) استفاده شده‌است.[۱۰]

پیش از توسعه مدل NARDL، با فرض دو متغیر وابسته y و مستقل x رابطه بلندمدت زیر را بر اساس مطالعه گرنجر و یون (۲۰۰۲) تعریف می‌کنیم:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (۱)$$

که y_t و x_t متغیرهای انباشته از مرتبه یک I(۱) هستند و

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (۲)$$

1. Banerji et al.
2. Narayan and Narayan
3. Alam and Quazy
4. Stationarity
5. Unit root
6. Augmented Dickey-Fuller
7. Phillips-Perron
8. Breakpoint
9. Zivot-Andrews

۱۰. معادلات مربوط به مباحث ریشه واحد و خانواده ARCH به‌دلیل رعایت اختصار و تکرار در مطالعات تجربی، آورده نشده‌است (جهت مطالعه‌ی بیشتر رک: سوری (۱۳۹۴)؛ فصل ۱۴ و ۱۶)

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

است، به نحوی که

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max(\Delta x_j , 0) \qquad \text{و} \qquad x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min(\Delta x_j , 0) \tag{۳}$$

این رویکرد ساده برای مدل‌سازی نامتقارن هم‌انباشتگی براساس تجزیه مجموع تجمعی مؤلفه‌ها توسط شودرت[1] (۲۰۰۱) در زمینه رابطه غیرخطی بین بیکاری و تولید مطرح شد.

با توجه به تعریف گرنجر و یوان[2] (۲۰۰۲)، دو سری زمانی به‌طور نامتقارن هم‌انباشته‌اند هرگاه مؤلفه‌های مثبت و منفی آن‌ها با یکدیگر هم‌انباشته باشند، آن‌ها همچنین نشان دادند که هم‌انباشتگی خطی استاندارد (متقارن)، حالت خاصی از هم‌انباشتگی پنهان است و هم‌انباشتگی پنهان مورد خاصی از هم‌انباشتگی نامتقارن است. رابطه هم‌انباشته خطی مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی به‌صورت زیر خواهدبود:

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^- y_t^- + \beta_1^+ x_t^+ + \beta_1^- x_t^- \tag{۴}$$

اگر z_t انباشته از مرتبه صفر I(۰) باشد، در این‌صورت گفته می‌شود که y_t و x_t به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند؛ چنانچه $\beta_0^+ = \beta_0^-$ و $\beta_1^+ = \beta_1^-$ باشد، در این‌صورت هم‌انباشتگی متقارن خواهدبود (شودرت[3]، ۲۰۰۳).

حال با در نظر گرفتن مؤلفه‌های مثبت و منفی که از رابطه (۴) استخراج شده‌است و وارد کردن آن در یک مدل ARDL(p,q)، به مدل NARDL(p,q)، به‌صورت زیر خواهیم‌رسید:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \phi_j \, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \left(\theta_j^+ \, x_{t-j}^+ + \theta_j^- \, x_{t-j}^- \right) + \varepsilon_t \tag{۵}$$

که در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، ϕ_j ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، θ_j^+ و θ_j^- ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر مستقل و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت (همسان) است.

1. Schorderet
2. Granger and Yoon
3. Schorderet

www.SID.ir

Archive of SID

هر رابطه بلندمدت در مدل ARDL(p,q)، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دست‌یابی به‌آن، تعادل را تضمین می‌کند. بر این اساس، در مدل NARDL نیز الگوی تصحیح خطا به‌صورت زیر تنظیم می‌شود:

$$\Delta y_t = \rho\, y_{t-1} + \theta^{+} x_{t-1}^{+} + \theta^{-} x_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\varphi_j^{+} \Delta x_{t-j}^{+} + \varphi_j^{-} \Delta x_{t-j}^{-}\right) + \varepsilon_t$$
$$= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\varphi_j^{+} \Delta x_{t-j}^{+} + \varphi_j^{-} \Delta x_{t-j}^{-}\right) + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن:

$$\rho = \sum_{j=1}^{p} \phi_j - 1 \quad , \quad \gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \phi_i \quad for \quad j = 1, \dots, p-1$$
$$\theta^{+} = \sum_{j=0}^{q} \theta_j^{+} \quad , \quad \theta^{-} = \sum_{j=0}^{q} \theta_j^{-}$$
$$\varphi_0^{+} = \theta_0^{+} \quad , \quad \varphi_0^{+} = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta_i^{+} \quad for \quad j = 1, \dots, q-1$$
$$\varphi_0^{-} = \theta_0^{-} \quad , \quad \varphi_0^{-} = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta_i^{-} \quad for \quad j = 1, \dots, q-1$$

همچنین $\xi_{t-1} = y_t - \beta^{+} {x_t}^{+} - \beta^{-} {x_t}^{-}$ بیانگر جزء تصحیح خطای نامتقارن است و $\beta^{+} = -\theta^{+}/\rho$ و $\beta^{-} = -\theta^{-}/\rho$ اثرات بلندمدت نامتقارن را نشان می‌دهند.

لذا با به‌کارگیری آزمون کرانه‌های[1] پسران و همکاران[2] می‌توان به بررسی عدم‌وجود هم‌انباشتگی و آزمون تعادل بلندمدت پرداخت که فرضیه صفر آن مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به صورت زیر می‌باشد:

H_0: $\rho = \theta^{+} = \theta^{-} = 0$

و فرضیه مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

H_1: $\rho \neq \theta^{+} \neq \theta^{-} \neq 0$

چون توزیع F نامتقارن است، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی را برای آماره F در دو مرحله تخمین زده‌اند؛ ابتدا با فرض اینکه همه متغیرها I(۰) هستند و بار دیگر با این فرض که همه متغیرها I(۱) هستند و سپس کران پایین را برای رگرسورهای I(۰) و کران بالا را برای رگرسورهای I(۱) تعریف کرده‌اند؛ اگر آماره F محاسباتی بزرگتر از مقدار کران بالا باشد، فرضیه

1. Bound test
2. Pesaran et al.

www.SID.ir

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

صفر رد می‌شود و اگر کوچکتر از کران پایین باشد، فرضیه .H رد نمی‌شود و اگر آماره F بین دو کران قرار گیرد، آزمون بی‌نتیجه است.

سپس با استفاده از آزمون استاندارد والد به بررسی عدم تقارن بلندمدت x_t با آزمون $\theta^+ = \theta^-$ و عدم تقارن کوتاه‌مدت آن با آزمون $\sum_{j=0}^{q-1}\varphi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1}\varphi_j^-$ پرداخته می‌شود که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان دهنده عدم تقارن است.

علاوه بر این، در فرم زیر که در حقیقت فرم مورد نظر ما می‌باشد، یک زیرمجموعه از رگرسورها نیز به صورت متقارن وارد رابطه بلندمدت شده‌است:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \lambda_w w_t + u_t \qquad (۷)$$

که درآن x_t ($x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$) یک بردار $k \times 1$ شامل رگرسورهای نامتقارن و w_t یک بردار $g \times 1$ شامل رگرسورهای متقارن در مدل هستند؛ در نتیجه:

$$\Delta y_t = \rho\, y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \theta_w w_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\gamma_j\, y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q-1}\left(\varphi_j^+\, \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^-\, \Delta x_{t-j}^- + \varphi_{w,j}\, \Delta w_{t-j}\right) + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

بدیهی است که آزمون کرانه‌های پسران و سایر آزمون‌ها برای این برآورد صرف نظر از آنکه x_t و w_t، I(۰)، I(۱) یا به صورت متقابل هم‌انباشته باشند، مشابه آن‌چه در بالا توضیح داده‌شد می‌باشد.

۳-۲. معرفی مدل تحقیق

برای بررسی دقیق‌تر موضوع ابتدا حالت خطی مدل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. بدین‌صورت‌که در این حالت عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز واقعی در مدل لحاظ نمی‌شود. در این قسمت مدل ARDL خطی در دو حالت «بدون حضور نوسانات نرخ ارز واقعی» و «با حضور نوسانات نرخ ارز واقعی» برآورد و تجزیه و تحلیل می‌شود.

ARDL خطی بدون حضور نوسانات نرخ ارز واقعی

در این حالت، چارچوب کلی مدل به‌صورت زیر خواهد بود:

$$lnPC = f(lnY, lnINF, lnREX)$$

www.SID.ir

Archive of SID

درواقع، $lnPC$ *بیانگر* لگاریتم مصرف بخش خصوصی؛ lnY لگاریتم درآمد ملی؛ $lnINF$ لگاریتم نرخ تورم؛ $lnREX$ لگاریتم نرخ ارز واقعی است. که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta lnPC_t = \beta_0 + \rho\, lnPC_{t-1} + \theta_{\mathrm{y}}\, lnY_{t-1} + \theta_{\mathrm{inf}}\, lnINF_{t-1} + \theta_{\mathrm{rex}}\, lnREX_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} \gamma_j\, \Delta lnPC_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \left(\varphi_{\mathrm{y},j}\, \Delta lnY_{t-j} + \varphi_{\mathrm{inf},j}\, \Delta lnINF_{t-j} + \varphi_{\mathrm{rex},j}\, \Delta lnREX_{t-j}\right) + \varepsilon_t \quad (۹)$$

به‌طوری‌که ρ، θ_{y}، θ_{inf} و θ_{rex} پارامترهای بلندمدت و γ_j، $\varphi_{\mathrm{y},j}$ و $\varphi_{\mathrm{inf},j}$ و $\varphi_{\mathrm{rex},j}$ پارامترهای کوتاه‌مدت هستند.

ARDL **خطی با حضور نوسانات نرخ ارز واقعی**

در این حالت، چارچوب کلی مدل به‌صورت زیر خواهد بود:

$$lnPC = f(lnY, lnINF, lnREX, lnV)$$

به‌صورتی‌که $lnPC$ *بیانگر* لگاریتم مصرف بخش خصوصی؛ lnY لگاریتم درآمد ملی؛ $lnINF$ لگاریتم نرخ تورم؛ $lnREX$ لگاریتم نرخ ارز واقعی؛ lnV لگاریتم نوسانات نرخ ارز واقعی است. که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta lnPC_t = \beta_0 + \rho\, lnPC_{t-1} + \theta_{\mathrm{y}}\, lnY_{t-1} + \theta_{\mathrm{inf}}\, lnINF_{t-1} + \theta_{\mathrm{rex}}\, lnREX_{t-1} + \theta\, lnV_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} \gamma_j\, \Delta lnPC_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \left(\varphi_{\mathrm{y},j}\, \Delta lnY_{t-j} + \varphi_{\mathrm{inf},j}\, \Delta lnINF_{t-j} + \varphi_{\mathrm{rex},j}\, \Delta lnREX_{t-j} + \varphi\, \Delta lnV_{t-j}\right) + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

به‌طوری‌که ρ، θ_{y}، θ_{inf}، θ_{rex} و θ پارامترهای بلندمدت و γ_j، $\varphi_{\mathrm{y},j}$ و $\varphi_{\mathrm{inf},j}$ و $\varphi_{\mathrm{rex},j}$ و φ پارامترهای کوتاه‌مدت هستند.

ARDL **غیرخطی** (NARDL)

چارچوب کلی این مدل با توجه به مطالعه انجام شده توسط بهمنی‌اسکویی و همکاران (۲۰۱۵)، به صورت زیر است:

$$lnPC = f(lnY, lnINF, lnRE, lnV^{+}, lnV^{-})$$

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

به‌صورتی‌که $lnPC$ بیانگر لگاریتم مصرف بخش خصوصی؛ lnY لگاریتم درآمد ملی؛ $lnINF$ لگاریتم نرخ تورم؛ $lnREX$ لگاریتم نرخ ارز واقعی؛ lnV^+ لگاریتم نوسانات مثبت نرخ ارز واقعی و lnV^- لگاریتم نوسانات مثبت نرخ ارز واقعی است.که با توجه به تعریف گرنجر و یوان (۲۰۰۲)، در این روش به تجزیه و تحلیل متغیر برون‌زا lnV به‌صورت جمع جزئی lnV^+ و lnV^- اشاره می‌کنیم. معادله زیر رگرسیون نامتقارن بلندمدت را با توجه به معادله (۷) نشان می‌دهد:

$$lnPC_t = \beta_0 + \lambda_y lnY_t + \lambda_{inf} lnINF_t + \lambda_{rex} lnREX_t + \beta^+ lnV_t^+ + \beta^- lnV_t^- + u_t \qquad (۱۱)$$

بدین‌صورت‌که $lnV_t = lnV_0 + lnV_t^+ + lnV_t^-$ است. در حقیقت مدل NARDL با تجزیه متغیرها به شوک‌های مثبت و منفی، به تفکیک، اثرات مربوط به افزایش[1] و کاهش[2] نوسانات نرخ ارز واقعی را بر مصرف بخش خصوصی بررسی می‌کند. که این افزایش و کاهش در نوسانات با توجه به معادله (۳) و همچنین با در نظر داشتن کار انجام شده توسط بهمنی اسکویی و آفتاب[3](۲۰۱۷) به‌صورت زیر استخراج می‌شوند:

$$\begin{aligned} lnV_t^+ &= \sum_{i=1}^{58} \Delta lnV_i^+ = \sum_{i=1}^{58} Max(\Delta lnV_i, 0) \\ lnV_t^- &= \sum_{i=1}^{58} \Delta lnV_i^- = \sum_{i=1}^{58} Min(\Delta lnV_i, 0) \end{aligned} \qquad (۱۲)$$

که در واقع الگوی NARDL در مدل تحقیق باتوجه به معادله (۸) به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\begin{aligned} \Delta lnPC_t = {} & \beta_0 + \rho\, lnPC_{t-1} + \theta_{\mathrm{y}}\, lnY_{t-1} + \theta_{\mathrm{inf}}\, lnINF_{t-1} + \theta_{\mathrm{rex}}\, lnREX_{t-1} + \theta^+\, lnV_{t-1}^+ \\ & + \theta^-\, lnV_{t-1}^- + \sum_{j=0}^{p} \gamma_j\, \Delta lnPC_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^{q} \left(\varphi_{\mathrm{y},j}\, \Delta lnY_{t-j} + \varphi_{\mathrm{inf},j}\, \Delta lnINF_{t-j} + \varphi_{\mathrm{rex},j}\, \Delta lnREX_{t-j} \right. \\ & \left. + \varphi_j^+\, \Delta lnV_{t-j}^+ + \varphi_j^-\, \Delta lnV_{t-j}^- \right) + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۱۳)$$

1. Increased
2. Decreased
3. Bahmani-Oskooee and Aftab

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

به‌طوری‌که ρ، θ_y، θ_{inf}، θ_{rex}، θ^+ و θ^- پارامترهای بلندمدت هستند و γ_j، $\varphi_{y,j}$ $\varphi_{inf,j}$، $\varphi_{rex,j}$، φ_j^+ و φ_j^- پارامترهای کوتاه‌مدت هستند. لازم به‌ذکر است که $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ و $\beta^- = -\theta^-/\rho$ بیانگر اثرات نامتقارن بلندمدت نوسانات نرخ ارز واقعی است.

٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

٤-١. آمار توصیفی و آزمون مانایی متغیرها

در این قسمت پس‌از بررسی مانایی متغیرها و ارائه آمار توصیفی آن‌ها به مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز واقعی با استفاده از خانواده ARCH پرداخته، سپس مدل مصرف بخش خصوصی را بدون درنظر گرفتن نوسانات نرخ ارز واقعی برآورد می‌کنیم، در ادامه متغیر نوسانات نرخ ارز واقعی را بدون تجزیه وارد مدل کرده و نتایج حاصل از برآورد را ارائه می‌کنیم، پس‌از آن، با تجزیه نوسانات نرخ ارز واقعی به برآورد مدل NARDL، که مدل اصلی این پژوهش می‌باشد می‌پردازیم. درنهایت با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌ها و معنا داری ضرایب، مدل جدیدی را تصریح می‌نماییم.

در ابتدا می‌بایست مانایی متغیرها آزمون شود و درجه مانایی آن‌ها مشخص شود. در این تحقیق به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه‌واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس-پرون (PP) و آزمون ریشه‌واحد با لحاظ نقطه شکست زیووت-اندروز (Z-A) استفاده شده‌است. نتایج این آزمون‌ها به همراه آمار توصیفی متغیرها در جدول ۱، آمده است. براساس نتایج این جدول، متغیرها از نوع I(۰) یا I(۱) می‌باشند. همچنین لازم به ذکر است که از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده شده‌است، لذا نتایج حاصل از برآورد ضرایب به‌صورت "کشش" تفسیر خواهندشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. آمار توصیفی و نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه‌واحد

متغیر	آمار توصیفی				آزمون‌های ریشه‌واحد			
	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	ADF	PP	Z-A	نتیجه
$lnPC$	۱۲/۷۴۲	۱۲/۸۴۷	۱۱/۲۹۵	۱۳/۸۰۸	-۱/۹۰۳(۱)	-۱/۵۱۰(۲)	-۴/۲۳۴(۱)**	مانا
lnY	۱۳/۴۹۰	۱۳/۶۶۴	۱۱/۸۲۷	۱۴/۵۰۳	-۲/۸۵۶(۳)	-۲/۰۷۷(۴)	-۴/۱۳۷(۳)	نامانا
$lnINF$	۲/۳۲۸	۲/۷۰۷	-۱/۲۰۳	۳/۸۹۹	-۳/۲۶۶(۰)***	۳/۲۲۷(۲)***	-۶/۳۰۳(۱)*	مانا
$lnREX$	۹/۵۴۷	۹/۶۱۰	۸/۵۹۰	۱۰/۳۰۸	-۱/۳۳۷(۱)	-۱/۰۱۶(۲)	-۵/۰۳۲(۱)*	مانا
lnV	-۵/۲۵۹	-۴/۷۲۶	-۸/۳۳۷	-۳/۰۸۱	-۱/۰۵۲(۰)	-۱/۱۴۳(۴)	-۵/۱۹۸(۴)**	مانا
lnV^+	۵/۹۳۴	۶/۹۶۲	۰	۹/۹۳۳	-۱/۰۴۶(۰)	-۱/۲۴۷(۲)	-۴/۹۹۳(۳)*	مانا
lnV^-	-۳/۵۰۴	-۳/۴۵۲	-۷/۴۷۴	-۰/۰۵۵	-۲/۱۶۰(۰)	-۱/۹۵۱(۴)	-۲/۹۶۳(۳)	نامانا
$\Delta lnPC$	۰/۰۴۴	۰/۰۳۹	۰/۱۰۶	۰/۲۷۳	–	–	–	–
ΔlnY	۰/۰۴۴	۰/۰۵۶	-۰/۴۷۲	۰/۴۴۵	-۶/۸۹۳(۰)*	-۷/۰۲۹(۴)*	-۴/۶۳۳(۴)*	مانا
$\Delta lnINF$	۰/۰۰۲	۰/۰۷۵	-۲/۷۰۸	۱/۵۰۴	–	–	–	–
$\Delta lnREX$	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۶	-۰/۲۳۸	۰/۴۳۱	–	–	–	–
ΔlnV	۰/۰۴۳	-۰/۱۶۰	-۰/۲۹۷	۱/۷۷۹	–	–	–	–
ΔlnV^+	۰/۱۷۷	۰	۰	۱/۷۷۹	–	–	–	–
ΔlnV^-	-۰/۱۳۳	-۰/۱۶۰	-۰/۲۹۷	۰	-۸/۹۶۵(۰)*	-۱۰/۴۵۲(۱۱)*	-۵/۰۰۷(۳)*	مانا

به ترتیب نشانگر ***، ** ، *مأخذ: نتایج براساس یافته‌های تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز تعداد وقفه‌ها را نشان می‌دهند؛ معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-۲. برآورد نوسانات نرخ ارز واقعی

در این پژوهش از نرخ ارز واقعی در تحلیل و برآوردها استفاده شده‌است که پس از استخراج نرخ ارز اسمی از منبع بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، می‌توان با ضرب کردن آن در نسبت شاخص قیمت دو کشور(امریکا و ایران)، که از سایت بانک جهانی قابل دریافت است، نرخ ارز واقعی را به صورت زیر محاسبه نمود:

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

$$\text{نرخ ارز واقعی} = \text{نرخ ارز اسمی} \times \frac{\text{شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) امریکا}}{\text{شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) ایران}}$$

برای محاسبه نوسان‌پذیری نرخ ارز در مطالعات مختلف از معیارهای متفاوتی استفاده شده‌است. از این دست معیارها می توان به: انحراف معیار میانگین متحرک[1]، انحرافات از روند[2] و الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی[3] و... اشاره کرد. همچنین براساس مطالعات بسیاری از محققان، هیچ مبنای تئوریکی (نظری) مبنی بر ارجحیت یک شاخص برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز بر دیگری وجود ندارد. در مطالعات تجربی، محققان از شاخص‌های مختلفی استفاده کرده‌اند، اما شاخص متداول مورد استفاده، به‌ویژه در مطالعات اخیر، شاخص واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی است (محمدی و نبی‌زاده، ۱۳۹۲). لذا در این پژوهش نیز از این روش استفاده شده است.

برای مدلسازی نوسانات نرخ ارز واقعی، پس از تعیین رتبه مانایی، با استفاده روش باکس-جنکیز[4] و با در نظر گرفتن یکی از معیارهای اطلاعاتی آکائیک[5]، شوارتز ـ بیزین[6] یا حنان‌کوئین[7] تعداد جملات خودرگرسیون[8] و تعداد جملات میانگین متحرک[9] برای تخمین معادله میانگین به صورت ARMA(p,q)[10] تعیین می‌شوند. پس‌از آزمون فروض کلاسیک برای معادله مذکور، درصورتی می‌توان با استفاده از خانواده ARCH نوسانات را برای نرخ ارز واقعی استخراج کرد که مدل میانگین دارای ناهمسانی واریانس باشد. از آن‌جاکه متغیر نرخ ارز واقعی با لحاظ یک نقطه شکست در سال ۱۳۵۶ مانا می‌باشد (جدول ۱)، با استفاده از معیار شوارتز ـ بیزین معادله

1. Moving average standard deviation
2. Trend deviation
3. Autoregressive conditional heteroskedasticity
4. Box-Jenkins
5. Akaike information criterion (AIC)
6. Schwarz-Bayesian information criterion (SIC)
7. Hannan–Quinn information criterion (HIC)
8. Autoregressive
9. Moving average
10. Autoregressive moving average

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

میانگین با حضور یک متغیر مجازی[1] به صورت ARMA(۱,۱) تعیین‌شد. براساس نتایج حاصل از روش باکس–جنکیز، در بین حالت‌های مختلف، فرآیند یادشده به‌عنوان بهترین حالت لحاظ شد.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل ARMA(۱,۱)

$$lnREX_t = c_0 + c_1 lnREX_{t-1} + c_2 \vartheta_{t-1} + DUM + \vartheta_t$$

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	zآماره	سطح معناداری
constant	۹/۴۱۳	۰/۳۵۲	۲۶/۷۱۸	۰/۰۰۰
$lnREX_{t-1}$	۰/۹۳۹	۰/۰۴۱	۲۲/۵۵۲	۰/۰۰۰
ϑ_{t-1}	۰/۷۴۲	۰/۰۹۳	۷/۹۴۶	۰/۰۰۰
DUM	-۰/۱۶۷	۰/۰۲۱	۷/۹۱۴	۰/۰۰۰
SIGMASQ	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۵/۴۲۴	۰/۰۰۰
prob(F-statistic) = ۰/۰۰۰	F-statistic = ۳۴۲/۶۵۱	SIC = -۱/۴۶۹	R^2 = ۰/۹۶۳	

مأخذ: نتایج تحقیق

درصورتی که مدل به درستی تصریح شده‌باشد، نباید همبستگی سریالی در اجزای اخلال وجود داشته‌باشد. باتوجه به نتایج حاصل از آزمون همبستگی‌نگار[2] (پیوست: شکل ۳)، فرضیه وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلال ردشده، لذا در مدل برآورد شده، فرض عدم وجود خودهمبستگی جملات خطا برقرار است. سپس برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل (اثرات ARCH) از آزمون ARCH-LM استفاده شده‌است. همان‌طور که در جدول ۳، ملاحظه می‌شود فرضیه صفر این آزمون یعنی همسانی واریانس، رد و فرضیه مقابل یعنی وجود ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود.

1. Dummy variable
2. Correlogram

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. نتیجه آزمون ARCH-LM

ضریب تعیین ($\mathbf{R}^2$)	تعداد وقفه (**q**)	تعداد مشاهدات (**n**)	آماره **F**	سطح معناداری
۰/۱۱	۱	۵۶	۶/۹۴۰	۰/۰۱

مأخذ: نتایج تحقیق

باتوجه به تأیید وجود اثرات ARCH، نتیجه برآورد، مدل IGARCH(۱,۱)[۱] را تأیید می‌کند. بنابراین، مقادیر نوسانات نرخ ارز با توجه به جدول ۴، قابل محاسبه خواهدبود.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل IGARCH(۱,۱)

$$\delta_t^2 = \alpha_1 \vartheta_{t-1}^2 + \alpha_2 \delta_{t-1}^2 \quad , \quad \alpha_1 + \alpha_2 = 1$$

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	zآماره	سطح معناداری
ϑ_{t-1}^2	۰/۲۹۷	۰/۰۸۴	۳/۵۱۸	۰/۰۰۰
δ_{t-1}^2	۰/۷۰۲	۰/۰۸۴	۸/۳۱۶	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-۳. برآورد مدل ARDL خطی

نتایج حاصل از برآورد مدل‌های ARDL خطی در جدول ۵، گزارش شده است. باتوجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۵، مشاهده می‌شود که در برآورد مدل (۹)، نرخ ارز واقعی در بلندمدت با سطح اطمینان ۹۹٪ بر مصرف بخش خصوصی ایران تأثیر مثبت و در کوتاه‌مدت با سطح اطمینان ۹۵٪ تأثیر منفی می‌گذارد. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌های پسران و همکاران نیز نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۹٪ هم‌انباشتگی وجود دارد. همچنین ملاحظه می‌شود، در مدل (۱۰)، با واردکردن نوسانات نرخ ارز واقعی به مدل، تأثیر نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت بی‌معنی شده‌است. همچنین تأثیر نوسانات نرخ ارز واقعی نیز، هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت بی‌معنی است. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌های پسران و همکاران نیز نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۹٪ هم‌انباشتگی وجود دارد.

۱. براساس نتیجه آزمون والد مبنی بر واحد بودن مجموع ضرایب ARCH و GARCH، مدل IGARCH به عنوان مدل منتخب جهت استخراج نوسانات نرخ ارز واقعی استفاده شده است.

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL خطی

	متغیر	بدون لحاظ نوسانات نرخ ارز واقعی (مدل ۹)		با لحاظ نوسانات نرخ ارز واقعی (مدل ۱۰)	
		ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
روابط بلندمدت	*Constant*	-۱/۰۹۲	-۳/۷۴۰ *	-۰/۶۸۰	-۱/۵۹۲
	$lnPC_{t-1}$	-۰/۱۵۸	-۴/۴۴۱ *	-۰/۱۴۵	-۳/۶۵۲ *
	lnY_{t-1}	۰/۱۸۵	۵/۰۸۲ *	۰/۱۶۹	۴/۲۱۶ *
	$lnINF_{t-1}$	-۰/۰۳۹	-۲/۹۹۴ *	-۰/۰۴۸	-۲/۸۳۰ *
	$lnREX_{t-1}$	۰/۰۷۷	۲/۹۶۱ *	۰/۰۵۰	۱/۶۲۳
	lnV_{t-1}	–	–	۰/۰۱۵	۱/۱۰۲
روابط کوتاه‌مدت	$\Delta lnPC_t$	۰/۰۹۰	۰/۵۱۷	۰/۰۷۹	۰/۴۸۲
	ΔlnY_t	۰/۲۱۵	۴/۲۴۰ *	۰/۲۱۱	۴/۱۱۷ *
	$\Delta lnINF_t$	-۰/۰۴۳	-۲/۹۲۶ *	-۰/۰۴۵	-۲/۹۷۸ *
	$\Delta lnREX_t$	-۰/۱۲۳	-۲/۵۳۱**	-۰/۱۰۴	-۱/۳۷۱
	ΔlnV_t	–	–	۰/۰۲۲	-۱/۰۵۳
آماره‌های تشخیص	R^2 (SIC)	۰/۵۱۳ (-۲/۶۰۳)		۰/۵۳۲ (-۲/۴۹۹)	
	F-statistic (prob)	۶/۲۰۷ (۰/۰۰۰)		۵/۱۳۱ (۰/۰۰۰)	
	χ^2_N (prob)	۱/۶۵۸ (۰/۴۳۶)		۰/۵۹۴ (۰/۷۴۹)	
	χ^2_{LM} (prob)	۰/۵۰۰ (۰/۷۷۸)		۰/۷۸۹ (۰/۶۷۳)	
	χ^2_{ARCH} (prob)	۲/۰۰۲ (۰/۱۵۷)		۲/۱۳۹ (۰/۱۴۳)	
	F-bound (k)	۶/۹۰ (۴)		۵/۲۳ (۵)	
	[مقادیر بحرانی در سطح ۹۹٪]	[I(۰) = ۳/۲۹, I(۱) = ۴/۳۷]		[I(۰) = ۳/۴۱ ,I(۱) = ۴/۶۸]	

مأخذ: نتایج براساس یافته‌های تحقیق؛ *، **، *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است؛ مقادیر بحرانی F-bound از جداول پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۰۰).

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

٤-٤. برآورد مدل به روش NARDL (ARDL غیرخطی)

در این قسمت ابتدا حالت غیرخطی مدل تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. بدین‌صورت‌که در این حالت عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز واقعی در مدل لحاظ شده و مورد آزمون قرار می‌گیرند. سپس باتوجه به نتایج به‌دست‌آمده از آن، جهت بررسی دقیق‌تر موضوع به تصریح مجدد مدل پرداخته و نتایج را مورد بحث قرار می‌دهیم. نتایج حاصل از برآورد مدل (۱۳) در جدول ۶، قابل مشاهده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL غیرخطی

	متغیر	مدل (۱۳)	
		ضریب	آماره **t**
روابط بلندمدت	*Constant*	۲/۰۲۳	۲/۲۳۷ **
	$lnPC_{t-1}$	-۰/۴۳۶	-۵/۲۸۹ *
	lnY_{t-1}	۰/۲۲۷	۵/۶۸۹ *
	$lnINF_{t-1}$	-۰/۰۴۹	-۳/۲۷۲ *
	$lnREX_{t-1}$	۰/۰۱۹	۰/۵۵۱
	lnV_{t-1}^{+}	۰/۰۵۳	۲/۷۹۹ *
	lnV_{t-1}^{-}	-۰/۰۲۶	-۱/۶۹۰ ***
روابط کوتاه‌مدت	$\Delta lnPC_t$	۰/۱۸۴	۱/۴۸۹
	ΔlnY_t	۰/۱۸۵	۳/۷۰۶ *
	$\Delta lnINF_t$	-۰/۰۴۰	-۳/۲۳۴ *
	$\Delta lnREX_t$	-۰/۰۹۴	-۱/۳۰۵
	ΔlnV_t^{+}	۰/۰۴۱	۱/۵۴۳
	ΔlnV_t^{-}	-۰/۰۲۵	-۰/۳۳۸
اثرات بلندمدت	β^{+}	۰/۱۲۱	۳/۳۲۹ *
	β^{-}	-۰/۰۶۰	-۱/۹۱۳ ***

www.SID.ir

Archive of SID

متغیر		مدل (۱۳)	
		ضریب	آماره **t**
	R^2 (SIC)	۰/۶۳۹	(-۲/۵۹۱)
	F-statistic (prob)	۶/۲۱۲	(۰/۰۰۰)
آماره‌های تشخیص	χ^2_N (prob)	۱/۱۲۸	(۰/۵۶۸)
	χ^2_{LM} (prob)	۲/۲۵۸	(۰/۳۲۳)
	χ^2_{ARCH} (prob)	۰/۰۱۱	(۰/۹۱۵)
	F-bound (k)	۷/۳۸	(۶)
[مقادیر بحرانی در سطح ۹۹٪]		[I(۰) = ۲/۸۸ , I(۱) = ۳/۹۹]	

مأخذ: نتایج براساس یافته‌های تحقیق؛ *، **، *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است؛ مقادیر بحرانی F-bound از جداول پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۰۰).

براساس این نتایج، نوسانات نرخ ارز واقعی در بلندمدت بر مصرف بخش خصوصی تأثیر معناداری می‌گذارند، به‌نحوی که در بلندمدت، افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی با سطح اطمینان ۹۹٪ تأثیر مثبت و کاهش نوسانات نرخ ارز واقعی با سطح اطمینان ۹۰٪ تأثیر منفی بر مصرف بخش خصوصی می‌گذارد، اما در کوتاه‌مدت این اثرات بی‌معنی است. همچنین در این مدل نیز با حضور نوسانات نرخ ارز واقعی به‌صورت نامتقارن، تأثیر نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی بی‌معنی شده‌است. همچنین همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثرات بلندمدت نوسانات نرخ ارز واقعی، β^+ و β^-، به ترتیب با سطح اطمینان ۹۹٪ تأثیر مثبت و با سطح اطمینان ۹۰٪ تأثیر منفی و معنی‌دار بر مصرف بخش خصوصی را نشان می‌دهند. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌های پسران و همکاران نیز نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۹٪ هم‌انباشتگی وجود دارد.

در ادامه با استفاده از آزمون استاندارد والد به بررسی عدم تقارن بلندمدت نوسانات نرخ ارز واقعی با آزمون $\theta^+ = \theta^-$ و عدم تقارن کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز واقعی با آزمون $\sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^-$ پرداخته می‌شود که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان دهنده عدم تقارن است.

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

لذا همان‌طور که در جدول ۷، مشاهده می‌شود، نوسانات نرخ ارز واقعی در بلندمدت نامتقارن و در کوتاه‌مدت متقارن می‌باشد.

جدول ۷. نتایج حاصل از آزمون والد

آزمون	فرضیه صفر	آماره **X**	سطح معناداری	نتیجه
تقارن بلندمدت	$\theta^+ = \theta^-$	۱۴/۸۵۰	۰/۰۰۰	نامتقارن
تقارن کوتاه‌مدت	$\sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^-$	۰/۵۵۷	۰/۴۵۵	متقارن

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-٥. تصریح مجدد مدل

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از برآورد معادله (۱۳)، تأثیر نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی بی‌معنی و همچنین نوسانات نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت متقارن بوده‌است، لذا در این قسمت، معادله را بدون واردکردن نرخ ارز واقعی و با لحاظ نوسانات نرخ ارز واقعی به‌صورت متقارن در کوتاه‌مدت، مجدداً به‌صورت زیر تصریح می‌کنیم:

$$\Delta lnPC_t = \beta_0 + \rho\, lnPC_{t-1} + \theta_{\mathrm{y}}\, lnY_{t-1} + \theta_{\mathrm{inf}}\, lnINF_{t-1} + \theta^+\, lnV_{t-1}^+ + \theta^-\, lnV_{t-1}^- + \sum_{j=0}^{p} \gamma_j\, \Delta lnPC_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \left(\varphi_{\mathrm{y},j}\, \Delta lnY_{t-j} + \varphi_{\mathrm{inf},j}\, \Delta lnINF_{t-j} + \varphi\, \Delta lnV_{t-j}\right) + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

به‌طوری‌که ρ، θ_{y}، θ_{inf}، θ^+ و θ^- پارامترهای بلندمدت هستند و γ_j، $\varphi_{\mathrm{y},j}$ $\varphi_{\mathrm{inf},j}$ و φ پارامترهای کوتاه‌مدت هستند. همچنین $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ و $\beta^- = -\theta^-/\rho$ بیانگر اثرات نامتقارن بلندمدت نوسانات نرخ ارز واقعی است. نتایج حاصل از تصریح مجدد مدل تحقیق نیز در جدول ۸، قابل مشاهده است.

بر اساس این نتایج، مصرف بخش خصوصی ایران در بلندمدت تابعی از مصرف دوره قبل خود و همچنین درآمد ملی، نرخ تورم، افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی و کاهش نوسانات نرخ ارز واقعی است. بدین‌صورت که افزایش ۱ درصد در متغیرهای مصرف دوره قبلی و تورم، مصرف بخش خصوصی به ترتیب ۰/۴۳۶ و ۰/۰۳۹ درصد کاهش می‌یابد درحالی‌که با افزایش ۱ درصد

www.SID.ir

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

در درآمد ملی، مصرف بخش خصوصی ۰/۲۰۹ درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد کاهش و افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی اثر متفاوت و معنی‌داری روی مصرف بخش خصوصی دارد به‌طوری‌که ۱ درصد افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی منجر به افزایش ۰/۰۵۳ درصدی مصرف می‌شود درحالی‌که با ۱ درصد افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی، مصرف بخش خصوصی نیز به میزان ۰/۰۳۲ درصد کاهش می‌یابد. به‌نحوی‌که نرخ تورم و کاهش نوسانات نرخ ارز واقعی با سطح اطمینان ۹۵٪ و مابقی با سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار می‌باشند. همچنین در کوتاه‌مدت تأثیر نوسانات نرخ ارز واقعی به‌صورت متقارن نیز بی‌معنی بوده و همچنین مصرف بخش خصوصی دوره قبل نیز در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری بر دوره جاری ندارد، درآمد ملی و نرخ تورم با سطح اطمینان ۹۹٪ در کوتاه‌مدت به ترتیب دارای تأثیر مثبت و منفی بر مصرف بخش خصوصی می‌باشند. به‌طوری‌که ۱ درصد افزایش در هر کدام به ترتیب مصرف بخش خصوصی را ۰/۱۸۴ درصد افزایش و ۰/۰۳۵ درصد کاهش می‌دهد. همچنین نتایج حاصل از آزمون کرانه‌های پسران و همکاران نیز نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۹٪ هم‌انباشتگی وجود دارد.

جدول ۸. نتایج حاصل از تصریح مجدد مدل

	متغیر	مدل (۱۴)	
		ضریب	آماره **t**
	Constant	۲/۴۵۰	۳/۶۸۵ *
روابط بلندمدت	$lnPC_{t-1}$	-۰/۴۳۶	-۵/۲۳۶ *
	lnY_{t-1}	۰/۲۰۹	۵/۵۷۳ *
	$lnINF_{t-1}$	-۰/۰۳۹	-۲/۳۹۰ **
	lnV^{+}_{t-1}	۰/۰۵۳	۴/۰۵۸ *
	lnV^{-}_{t-1}	-۰/۰۳۲	-۲/۲۹۳ **
روابط کوتاه‌مدت	$\Delta lnPC_t$	۰/۲۰۴	-۱/۰۵۳
	ΔlnY_t	۰/۱۸۴	۳/۶۲۴ *
	$\Delta lnINF_t$	-۰/۰۳۵	-۲/۸۶۰ *
	ΔlnV_t	۰/۰۱۱	۰/۵۹۲

www.SID.ir

Archive of SID

	متغیر	مدل (۱۴)	
		ضریب	آماره **t**
اثرات بلندمدت	β^+	۰/۱۲۱	۵/۴۵۴ *
	β^-	-۰/۰۷۴	-۲/۹۷۱ *
آماره‌های تشخیص	R^2 (SIC)		۰/۶۰۴ (-۲/۷۱۶)
	F-statistic (prob)		۷/۶۳۹ (۰/۰۰۰)
	χ^2_N (prob)		۰/۵۵۳ (۰/۷۵۸)
	χ^2_{LM} (prob)		۴/۰۶۵ (۰/۱۳۱)
	χ^2_{ARCH} (prob)		۰/۰۰۰۴ (۰/۹۸۳)
	F-bound (k)		۶/۹۰ (۵)
	[مقادیر بحرانی در سطح ۹۹٪]	I(۱) = ۴/۱۵ ,	I(۰) = ۳/۰۶]

مأخذ: نتایج براساس یافته‌های تحقیق؛ *، **، *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است؛ مقادیر بحرانی F-bound از جداول پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۰۰).

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مصرف یکی از اجزاء تشکیل‌دهنده تولید ناخالص ملی اقتصاد هر کشور است که درصد قابل توجهی از درآمدملی را به خود اختصاص می‌دهد و از طرفی بر چرخه‌های تجاری تأثیر می‌گذارد، لذا تصمیمات سیاست پولی را در کوتاه‌مدت شکل می‌دهد (کارول، ۲۰۰۶)، به همین منظور لازم است اجزاء موثر بر مصرف و شکل تابع مصرف برای هر اقتصاد شناخته شود. امروزه با گسترش دامنه اقتصاد بین‌الملل نرخ ارز به عنوان یک عامل کلیدی برای بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله مصرف (بهمنی اسکویی، کوتان و جی، ۲۰۱۵) تبدیل شده‌است، لذا سیری از مطالعات به سمت بررسی تأثیر این متغیر بر مصرف رفته‌اند. لذا در پژوهش حاضر به بررسی عدم تقارن نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی ایران در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته شده‌است.

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به یافته‌های تحقیق، مصرف بخش خصوصی ایران تابعی از نرخ ارز واقعی نمی‌باشد اما این مصرف در بلندمدت تابعی از مصرف دوره‌قبل، درآمد ملی، نرخ تورم، افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی و کاهش نوسانات نرخ ارز واقعی است، به‌نحوی که کشش مصرف بخش خصوصی به‌ازای هرکدام به‌ترتیب برابر با ۰/۴۳۶-، ۰/۲۰۹، ۰/۰۳۹-، ۰/۰۵۳ و ۰/۰۳۲- می‌باشد. همچنین در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز واقعی متقارن و در عین حال مانند مصرف بخش خصوصی دوره قبل بر دوره جاری بی‌تأثیر است. کشش مصرف بخش خصوصی نیز نسبت به درآمد ملی و نرخ تورم درکوتاه‌مدت به ترتیب برابر ۰/۱۸۴ و ۰/۰۳۵- است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده اینگونه استنباط می‌شود که در ایران نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی تأثیر نداشته بلکه نوسانات نرخ ارز واقعی بر رفتار مصرفی بخش خصوصی مؤثر است. بدین‌صورت که در بلندمدت اثر شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز واقعی روی مصرف بخش خصوصی، نامتقارن و معنی‌دار می‌باشد اما در کوتاه‌مدت متقارن بوده و تأثیر آن بی‌معنی است. ازاین‌رو، می‌توان نتیجه‌گرفت مقدار مطلق نرخ ارز واقعی تأثیری بر رفتار مصرفی بخش خصوصی ندارد بلکه نوسانات نااطمینانی نرخ ارز واقعی است که رفتار مصرفی بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، لذا به برنامه‌ریزان و سیاست‌گزاران ارزی کشور توصیه می‌شود به‌جای توجه و تمرکز بر سطح مطلق نرخ ارز واقعی، به نوسانات و نااطمینانی‌های آن توجه داشته‌باشند و سیاست کنترل نوسانات و برقراری ثبات در بازار ارز (بجای سطح مطلق نرخ ارز) می‌تواند بر رفتار مصرفی بخش خصوصی اثرگذار باشد.

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۰)، "اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آن‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۹، صص ۱۰۵-۸۳.

بهمنی‌اسکویی، محسن (۱۳۷۲)، "اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال در دوره پس از انقلاب اسلامی"، *گزارش سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی*، تهران، صص ۱۲۰-۸۷.

تشکینی، احمد، احمد، مولود و سوری، امیررضا (۱۳۸۷)، "تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران"، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۸، صص ۳۹-۱۵.

دقیقی‌اصلی، علی‌رضا، مومنی‌وصالیان، هوشنگ و هراتی، محدثه (۱۳۹۰)، "بررسی اثرات نااطمینانی تورم و نرخ ارز بر سرمایه گذاری و مصرف بخش خصوصی در ایران"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.*

رجایی، یداله و شهلا احمدی (۱۳۹۱)، "برآود تابع مصرف بخض خصوصی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۳۸"، *فصلنامه مدیریت توسعه و تحول*، شماره ۸، صص ۷۵-۶۷.

سوری، علی (۱۳۹۴)، *اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviese & Stata*، چاپ پنجم، تهران: نشر فرهنگ‌شناسی، ۲جلد.

شاکری، عباس (۱۳۹۰)، *تئوری و ساست‌های اقتصاد کلان*، چاپ شانزدهم، تهران: نشر نی، ۸۰۸صفحه، ترجمه کتاب "Macroeconomics theory and policy"، تالیف V.H.Branson.

شاکری، عباس (۱۳۹۱)، "*اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌ها*"، چاپ سوم، تهران: انتشارات رافع، ۲جلد.

شجری، هوشنگ، اربابیان، شیرین و رفعت، بتول (۱۳۸۵)، "بررسی رابطه متقابل تورم و کاهش ارزش خارجی پول در ایران"، *مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، شماره ۲، صص ۵۰-۴۱.

طهرانچیان، امیرمنصور؛ علمی، زهرا(میلا) و مژده دوست‌جاوید (۱۳۹۵)، "تأثیر تکانه‌های نرخ ارز واقعی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در ایران"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.*

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

لعل‌خضری، حمید؛ ناجی‌میدانی، علی‌اکبر و مصطفی کریم‌زاده (۱۳۹۳)، "اثر تلاطم نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی ایران(۱۳۵۲-۹۰)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۵۹، صص ۲۳۶-۲۱۱.

محسنی‌زنوزی، سیدجمال‌الدین، فیضی‌ینگجه، سلیمان و اکرم موسوی (۱۳۹۶)، "اثر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف داخلی ایران"، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، شماره ۳، صص۲۱۴-۱۹۵.

محمدی، تیمور و علی حسین نبی‌زاده (۱۳۹۲)، "بررسی ارتباط بین نامیزانی نرخ ارز حقیقی و واردات کالاهای واسطه‌ای-سرمایه‌ای و مصرفی در ایران"، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره۵۱، صص ۱۴۹-۱۱۳.

مرادپوراولادی، مهدی؛ ابراهیمی، محسن و وحید عباسیون (۱۳۸۷)، "بررسی عدم‌اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۵، صص۱۷۶-۱۵۹.

میرزامحمدی، سعید و سجاد انجم‌شعاع (۱۳۹۳)، "اثر نوسانات نرخ ارز واقعی موثر بر مصرف در ایران"، *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی* دانشگاه شهید بهشتی، شماره ۱۹و۲۰، صص ۱۸۱-۱۶۵.

Alam, M.I. and R.M. Quazy (2003), "Determinant of Capital Flight: an Econometric Case Study of Bangladesh", *Review of Applied Economics*, Vol. 17, PP. 85-103.

Alexander, S.S. (1952). "Effects of a Devaluation of Trade Balance". *International Monetary Fund Staff Papers*, 2(2), pp. 263–278.

Ando, A., & Modigliani, F. (1963). "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests". *The American economic review*, 53(1), pp. 55-84.

Bahmani-Oskooee, M. and M. Aftab (2017). "On the Asymmetric Effects of Exchange Rate Volatility on Trade Flows: New Evidence from US-Malaysia Trade at the Industry Level", *Economic Modelling*, No. 63, pp. 86-103.

Bahmani-Oskooee, M.; Kutan, A. M. and D. Xi (2015). "Does Exchange Rate Volatility Hurt Domestic Consumption? Evidence from Emerging Economies". *International Economics*, 144(4), pp. 53-65.

Bahmani-Oskooee, M. and D. Xi (2012). "Exchange Rate Volatility and Domestic Consumption: Evidence from Japan". *Economic Systems*, 36(2), pp. 326-335.

Banerji, A; Dolado, J; Galbraith, J. W. and D. F. Hendry (1993), "*Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*", Oxford University Press.

Barro, R. J. (1974). "Are Government Bonds net Wealth?". *Journal of political economy*, 82(6), pp. 1095-1117.

www.SID.ir

Archive of SID

Carroll, C.D. (2006). "Consumption and Saving: Theory and Evidence". NBER Working Paper, *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA.

Dusenbery, J.S. (1949). "*Income, Saving and the Theory of Consumer behavior*", *Harvard University Press*, Cambridge, Mass.

Friedman, M. (1957). "The Permanent Income hypothesis. In A theory of the consumption function". *Princeton University Press*, pp. 20-37.

Granger, C. W. and G. Yoon (2002). *Hidden Cointegration*. University of California San Diego. *Economics Working Paper* Series, 2.

Hall, Robert E. (1978). "The Stochastic Implications of the life Cycle-permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, No.86, pp. 971-987.

Hamano, M. (2013). "The Consumption-real Exchange Rate Anomaly with Extensive Margins". *Journal of International Money and Finance*, No. 36, pp. 26-46.

Iyke, B. N. and Ho, S. Y. (2017). "The Real Exchange Rate, the Ghanaian Trade Balance, and the J-curve". *Journal of African Business*, 18(3), pp. 380-392.

Keynes, J. M. (1936). "The General Theory of Money, Interest and Employment". *Reprinted in The Collected Writings of John Maynard Keynes*.

Narayan, P. K. & S. Narayan (2004), "Estimating Income and Price Elasticity's of Imports for Fiji in a Cointegration Framework", *Economic Modeling*, Vol. 22, pp. 423-438.

Oseni, I. O. (2016). "Exchange Rate Volatility and Private Consumption in Sub-Saharan African Countries: A System-GMM Dynamic Panel Analysis". *Future Business Journal*, 2(2), pp. 103-115.

Pavlidis, E.G.; Paya, I. and D.A. Peel (2015). "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Real Exchange Rate–consumption Relation". *Economics Letters*, No. 132, pp. 13-17.

Pesaran, H.M.; Shin, Y. and R.J. Smith (2001). "Bounds Testing Approach to the Analysis of level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289–326.

Schorderet, Y. (2003). "Asymmetric Cointegration". *Université de Genève/Faculté des sciences économiques et sociales*.

Schorderet Y. (2001). "Revisiting Okun's Law: An Hysteretic Perspective". Mimeo: *University of California San Diego*.

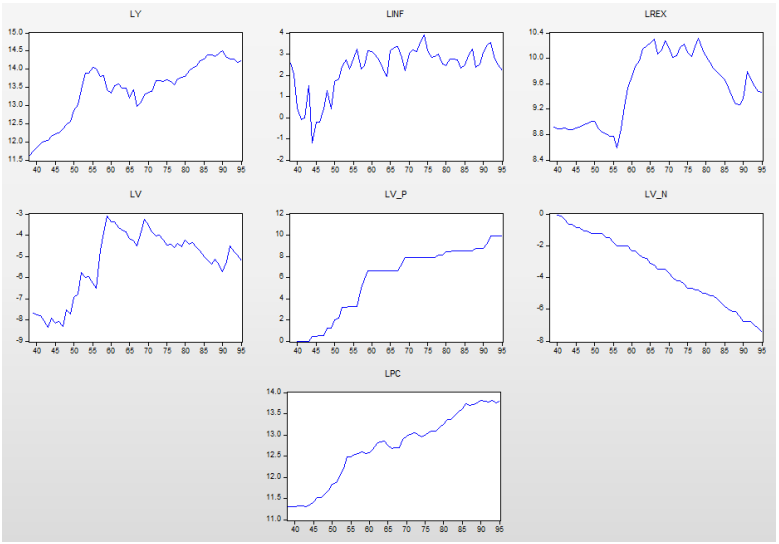
Shin, Y.; Yu, B.; M. Greenwood-Nimmo (2014). "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework", *Festschrift in Honor of Peter Schmidt.* Springer, New York, pp. 281–314.

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

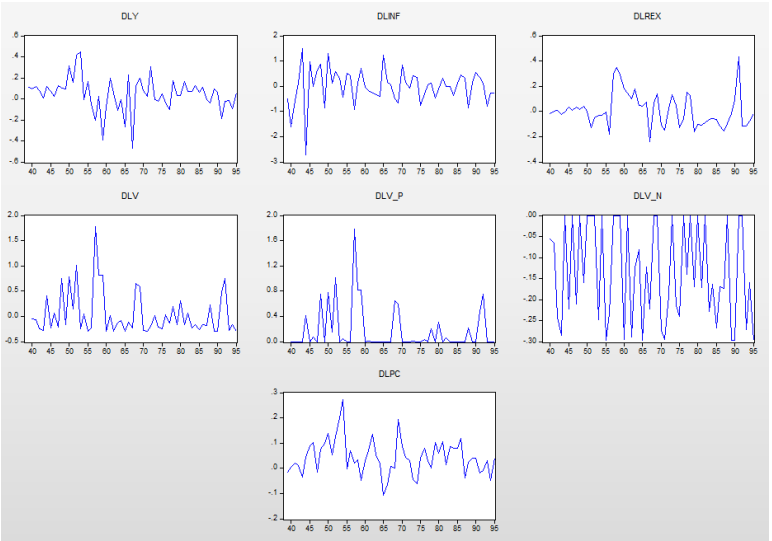
www.SID.ir

Archive of SID

پیوست‌ها : نمودار متغیرها در طول زمان



شکل ۱. سطح متغیرها



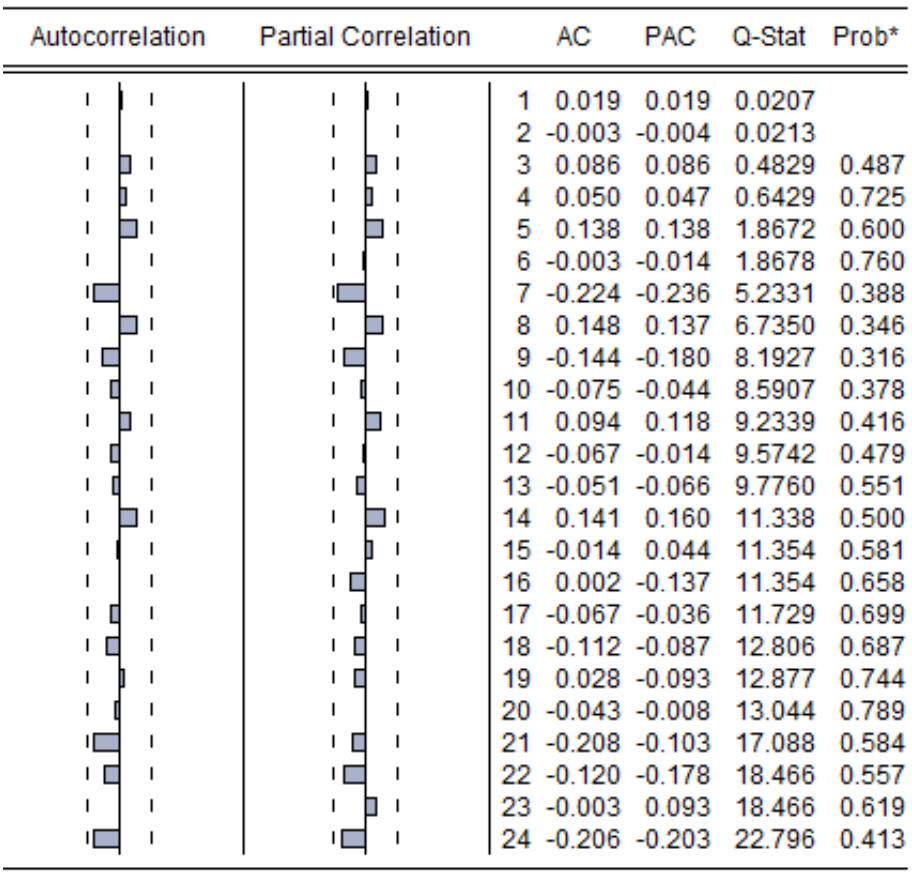
شکل۲. تفاضل مرتبه‌اول متغیرها

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

www.SID.ir

Archive of SID

نمودارهای همبستگی‌نگار برای اجزاء اخلال مدل ARMA(۱و۱):



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	0.019	0.019	0.0207	
		2	-0.003	-0.004	0.0213	
		3	0.086	0.086	0.4829	0.487
		4	0.050	0.047	0.6429	0.725
		5	0.138	0.138	1.8672	0.600
		6	-0.003	-0.014	1.8678	0.760
		7	-0.224	-0.236	5.2331	0.388
		8	0.148	0.137	6.7350	0.346
		9	-0.144	-0.180	8.1927	0.316
		10	-0.075	-0.044	8.5907	0.378
		11	0.094	0.118	9.2339	0.416
		12	-0.067	-0.014	9.5742	0.479
		13	-0.051	-0.066	9.7760	0.551
		14	0.141	0.160	11.338	0.500
		15	-0.014	0.044	11.354	0.581
		16	0.002	-0.137	11.354	0.658
		17	-0.067	-0.036	11.729	0.699
		18	-0.112	-0.087	12.806	0.687
		19	0.028	-0.093	12.877	0.744
		20	-0.043	-0.008	13.044	0.789
		21	-0.208	-0.103	17.088	0.584
		22	-0.120	-0.178	18.466	0.557
		23	-0.003	0.093	18.466	0.619
		24	-0.206	-0.203	22.796	0.413

شکل ۳. نمودارهای همبستگی‌نگار

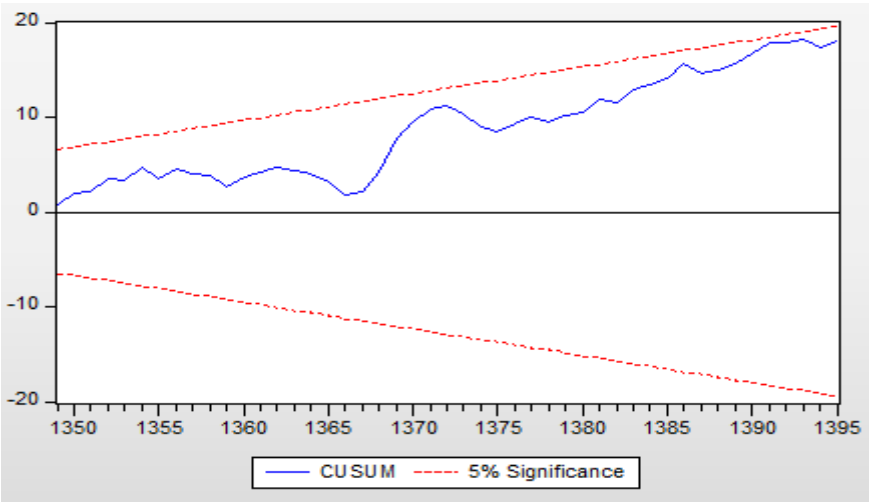
بدین ترتیب با توجه به اینکه نمودارهای همبستگی‌نگار برای تمامی وقفه‌های جزء اخلال درون فضای نقطه‌چین قرار گرفته‌اند، لذا فرضیه وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلال رد می‌شود.

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

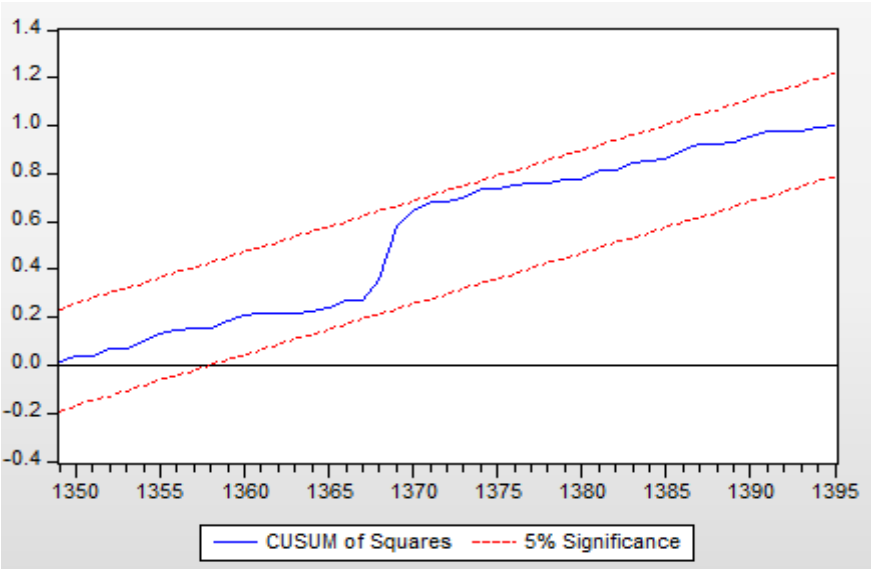
www.SID.ir

Archive of SID

نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ برای مدل‌های برآوردشده



شکل۴. نمودار CUSUM برای مدل (۱۱)



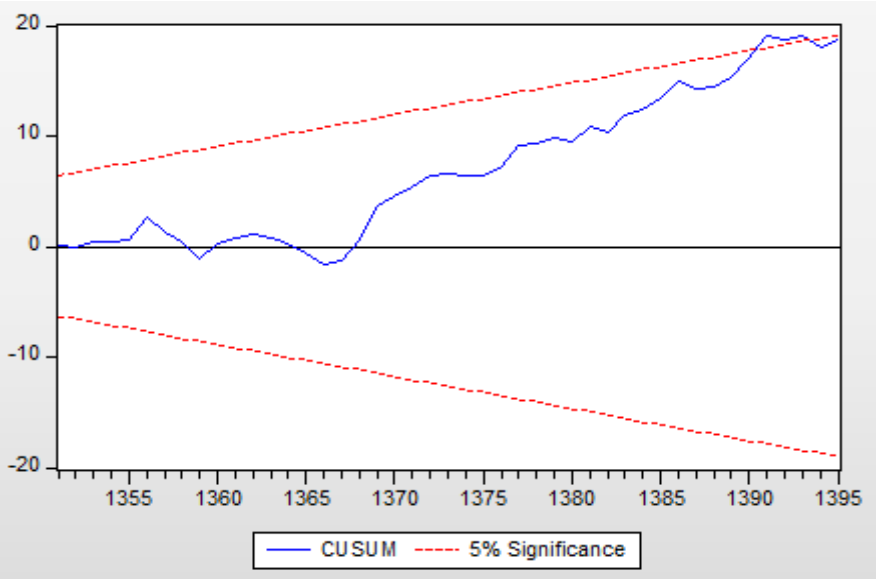
شکل۵. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۱)

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019

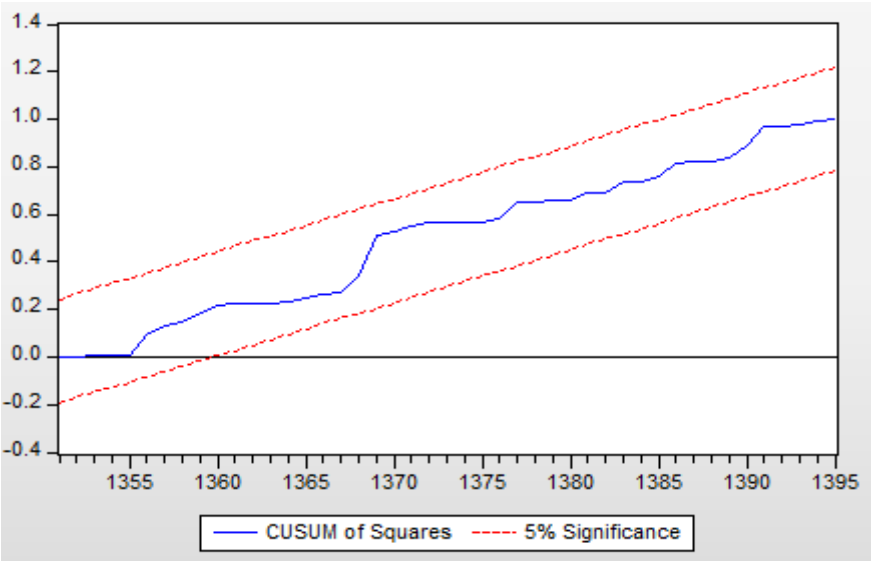
www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019



شکل۶. نمودار CUSUM برای مدل (۱۴)

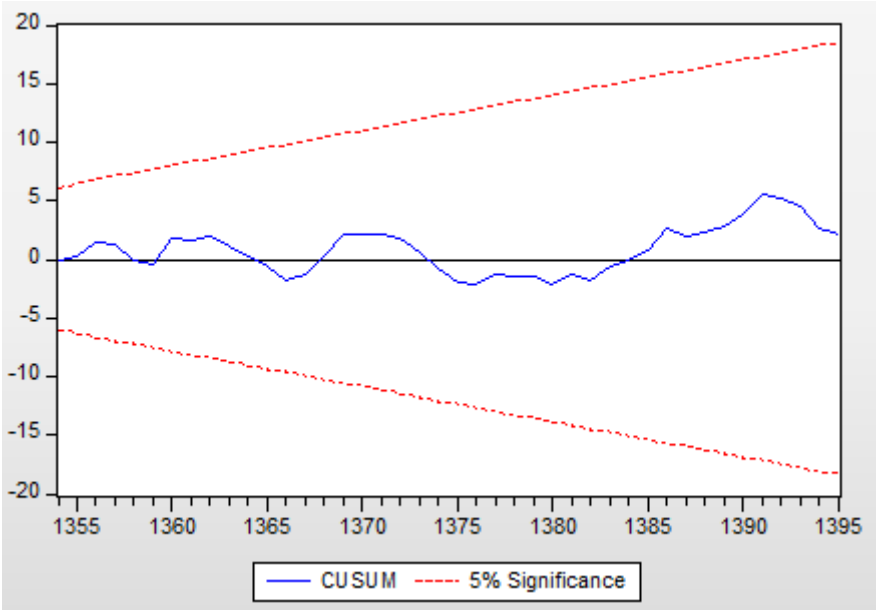


شکل۷. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۴)

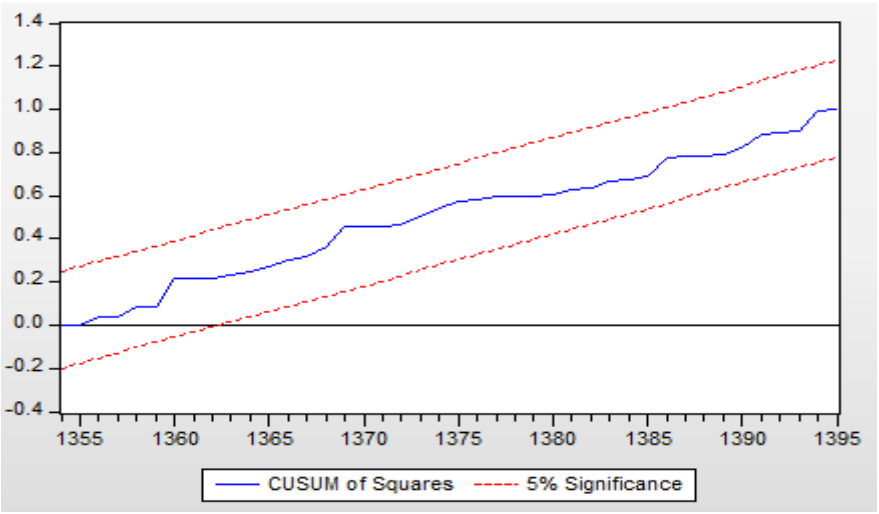
www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019



شکل۸. نمودار CUSUM برای مدل (۱۸)

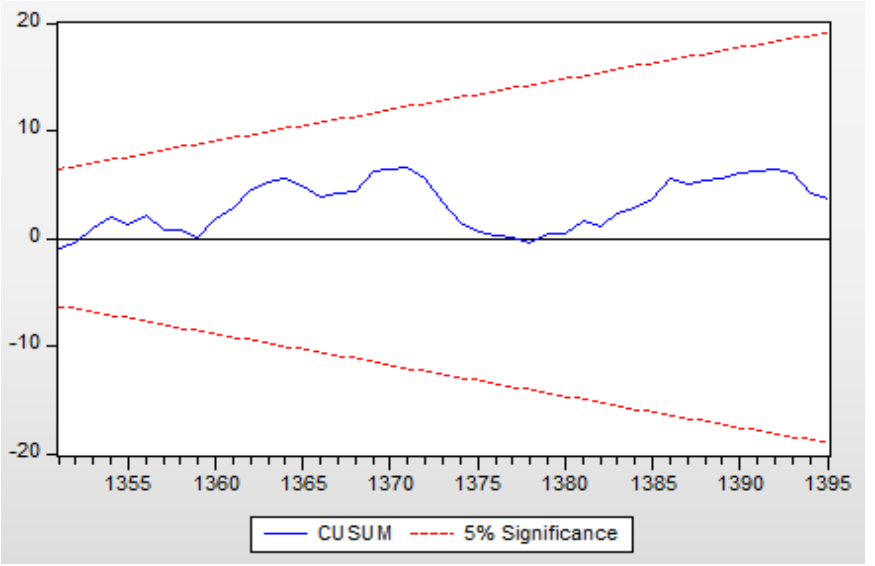


شکل۹. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۸)

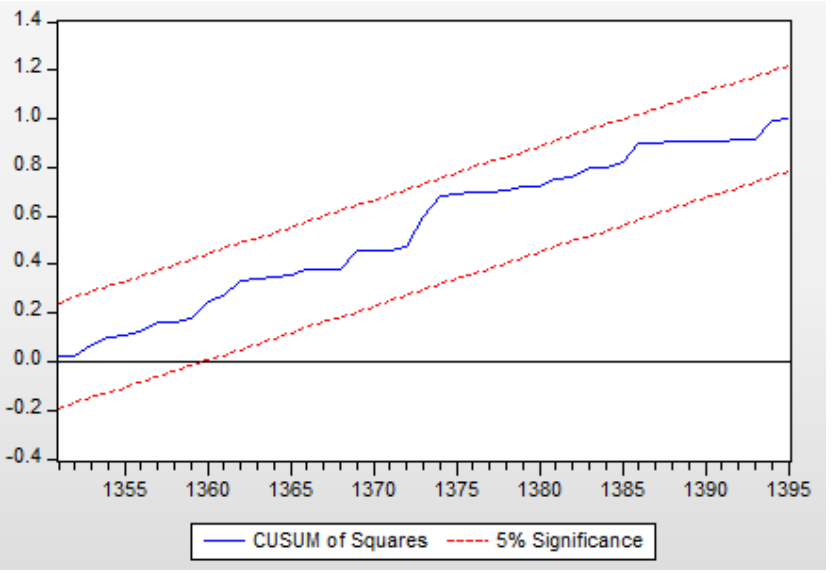
www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 11:26 +0330 on Monday February 25th 2019



شکل ۱۰. نمودار CUSUM برای مدل (۱۹)



شکل ۱۱. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۹)

www.SID.ir