

## 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 این منظور، ابتدا نوسانات نرخ ارز واقعی، با استفاده از مدل IGARCH استخراج شده و به شوک‌های مثبت و منفی تجزیه شده است. 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 گرفته است. در حالت کلی، نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد رفتار مصرفی بخش خصوصی به جای 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، به طوری که اثر شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در کوتاه مدت، 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، به جای 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 پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۳

## ۱. مقدمه

براساس ادبیات اقتصاد کلان، مصرف یکی از 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 ۱۳۹۴ بیش از ۴۰ درصد بوده و بیشترین سهم را در بین اجزای تقاضای کل داشته است. همچنین مصرف یکی از اجزاء تشکیل دهنده تولید ناخالص ملی اقتصاد هر کشور است که درصد قابل توجهی از درآمد ملی را به خود اختصاص می‌دهد و از طرفی بر چرخه‌های تجاری تأثیر می‌گذارد، لذا تصمیمات سیاست پولی را در کوتاه‌مدت شکل می‌دهد (کارول<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶)؛ به‌همین منظور لازم است 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 با گسترش دامنه اقتصاد بین‌الملل، نرخ ارز به عنوان یک عامل کلیدی برای بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله مصرف تبدیل شده است (بهمنی اسکویی، کوتان و جی<sup>۲</sup>، ۲۰۱۵)، لذا تعدادی از مطالعات به بررسی تأثیر این متغیر بر مصرف پرداخته‌اند. مطالعات انجام شده در این راستا با توجه به شواهد تجربی برای مناطق مختلف، تأثیرات متفاوتی را برای نرخ ارز بر مصرف گزارش کرده‌اند که در برخی موارد با توجه به روش‌های به کار گرفته شده اثر نوسانات نرخ ارز بر مصرف در دوره مورد بررسی منفی و در برخی موارد این اثر، مثبت بوده است.

با توجه به این که 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

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، ناطمینانی 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 ناطمینانی بر مصرف بخش خصوصی یکسان است؟ آیا ناطمینانی بالای نرخ ارز با حالت ناطمینانی 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 بیان شده، مقاله حاضر از چندین بخش تشکیل شده است؛ بعد از مقدمه، بخش دوم مقاله اختصاص به پیشینه تحقیق دارد که شامل مبانی نظری، مطالعات خارجی و مطالعات داخلی می‌باشد. در بخش سوم، روش تحقیق و پایگاه داده‌های مورداستفاده در پژوهش و همچنین مدل تحقیق معرفی شده است. در بخش چهارم، برآورد مدل و تفسیر نتایج تحقیق صورت گرفته است و در بخش پایانی مقاله به نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته شده است.

## ۲. ادبیات تحقیق

### ۲-۱. مبانی نظری

کینز<sup>۱</sup> (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 از جمله آن‌ها می‌توان به نظریات ذیل اشاره نمود. فرضیه درآمد نسبی دوزنبری<sup>۲</sup> (۱۹۴۹) که عنوان می‌کرد رفتار مصرفی به درآمد جاری در سطوح درآمدی گذشته بستگی دارد؛ فرضیه درآمددائمی فریدمن<sup>۳</sup> (۱۹۵۷) که بیان می‌داشت مردم مصرف خود را با درآمد دائمی تطبیق می‌دهند نه درآمد جاری؛ فرضیه دوره

- 
1. Keynes
  2. Dusenbery
  3. Friedman

زندگی آندو-مادیگلیانی<sup>۱</sup> (۱۹۶۳) که رفتار مصرفی را به دوره‌های زندگی فرد تقسیم‌بندی می‌کرد (شاکری، ۱۳۹۱)؛ بارو<sup>۲</sup> (۱۹۷۴) فرضیه هم‌ارزی 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<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲)، همچنین دیدگاه هال<sup>۴</sup> (۱۹۷۸) که نقش انتظارات (عقلایی) را بر مصرف در نظر 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 یکی از مهمترین اجزای تقاضای کالاها و خدمات از دو کانال تورم و نااطمینانی آن می‌توان توضیح داد. بدین صورت که یکی از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر تورم در ایران، نرخ ارز تشخیص داده شده است (عباسی نژاد و تشکینی، ۱۳۸۳)؛ به‌طوری که با کاهش ارزش پول ملی، قیمت کالاهای وارداتی و در نتیجه هزینه نهاده‌های وارداتی افزایش یافته و تولید و قیمت‌های داخلی تحت تأثیر 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 (لعل خضری و همکاران، ۱۳۹۳)، لذا نااطمینانی<sup>۵</sup> (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. به این معنا که، صرف‌نظر از تغییرات نرخ ارز واقعی، نوسانات آن نیز ممکن است در میزان مصرف داخلی، تعیین‌کننده باشد (الکساندر<sup>۶</sup>،

---

1. Ando- Modigliani

2. Barro

3. Bahmani-Oskooee and Xi

4. Hall

5. Uncertainty

6. Alexander

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 در حال 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 خواهد ماند. اما اگر به دلیل 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 به‌طور مداوم و پی‌درپی افزایش یابد، در نتیجه انتظار می‌رود افزایش نرخ ارز واقعی در بلندمدت اثر چندانی بر نرخ تورم نداشته باشد. از این‌رو، 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، سرمایه‌گذاری 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 (مرادپوراو لادی 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). از این‌رو، 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 فوق‌الذکر در تحقیق حاضر سعی شده است اثر نوسانات (نااطمینانی) نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی در افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد مطالعه و

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

بهمنی اسکویی و جی (۲۰۱۲)؛ در مطالعه‌ای با عنوان 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 مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که نوسانات نرخ ارز منجر به مصرف کمتر در کانادا و مصرف بیشتر در ایالات متحده و ژاپن می‌شود.

هامانو<sup>۱</sup> (۲۰۱۳)؛ به بررسی مصرف و ناهنجاری<sup>۲</sup> نرخ ارز واقعی از ادبیات اقتصاد کلان باز تحت عنوان پازل بکوس-اسمیت پرداخته است. وی با استفاده از داده‌های مربوط به کشورهای مختلف و به کارگیری مدل‌های تعادل عمومی<sup>۳</sup>، همبستگی مثبت را میان این دو متغیر تأیید کرد.

پاولیدیس، پایا و پیل<sup>۴</sup> (۲۰۱۵)؛ علیت گرنجری را برای ارتباط مصرف و نرخ ارز واقعی به صورت خطی و غیرخطی، با استفاده از داده‌های فصلی در ۱۴ کشور OECD آزمون کردند. دوره بررسی آن‌ها برای کشورهای مختلف، متفاوت بوده است، به نحوی که طولانی‌ترین دوره از ۱۹۵۷:۱ تا ۲۰۱۰:۴ و کوتاه‌ترین دوره از ۱۹۷۷:۱ تا ۱۹۹۸:۴ بوده است. نتایج به دست آمده توسط آن‌ها نشان داد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود علیت گرنجری برای اکثر کشورها رد شد.

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

1. Hamano

2. Anomaly

3. General equilibrium models

4. Pavlidis, Paya and Peel

ارز تأثیر کوتاه مدت بر مصرف داخلی در همه کشورها دارد، اثرات کوتاه مدت تنها در ۶ کشور به تأثیرات بلندمدت منتهی می شود.

اوسنی<sup>۱</sup> (۲۰۱۶)؛ به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی با استفاده از داده های سالانه ۱۹ کشور جنوب صحرای آفریقا (SSA)<sup>۲</sup> در یک دوره ۱۶ ساله از ۲۰۱۴-۱۹۹۹ با به کارگیری روش پانل پویا<sup>۳</sup> S-GMM و با استفاده از مدل GARCH، شاخص نااطمینانی یا نوسانات نرخ ارز، پرداخته است و دریافت که نوسانات نرخ ارز دارای یک رابطه منفی با مصرف بخش خصوصی در کشورهای SSA می باشد. محدودیت اصلی این مطالعه این است که یافته های آن نمی تواند منعکس کننده تجربه های خاص کشورها باشد، زیرا نتایج آن براساس روش داده های پانلی پویا است.

ایک و هو<sup>۴</sup> (۲۰۱۷)؛ تأثیر نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف داخلی را با تمرکز بر یک کشور کوچک از SSA، غنا، که دارای یک اقتصاد باز و نوسانات نرخ ارز است، مورد بررسی قرار دادند و با استفاده از داده های سالانه دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ و واریانس سالانه نرخ ارز واقعی به عنوان یک شاخص از نوسانات نرخ ارز واقعی، از طریق روش ARDL<sup>۵</sup>، دریافتند که نوسانات نرخ ارز واقعی تأثیر منفی بر مصرف داخلی در کوتاه مدت دارد که به عنوان اثرات منفی به طولانی مدت منتقل می شود.

## ۲-۳. مطالعات داخلی

بهمنی اسکویی (۱۳۷۲) در مقاله ای تحت عنوان اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران، اثرات کاهش ارزش ریالی، روی تولید داخلی، تورم و تراز تجاری را برای دوره زمانی ۱۳۵۹-۱۳۹۰ با استفاده از تکنیک هم انباشتگی<sup>۶</sup> و مدل تصحیح خطا<sup>۷</sup> (ECM)، بررسی کرده است،

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. Error correction model

نتایج این تحقیق نشان داد کاهش ارزش ریالی تأثیر مثبت روی تراز تجاری و تورم، همچنین تأثیر منفی بر تولید داخلی داشته است.

شجری و همکاران (۱۳۸۵)، به تحلیل عبور نرخ ارز در ایران پرداخته‌اند، با این مفهوم که تغییرات ایجاد شده در نرخ‌های ارز تا چه حد منجر به تغییر سطح قیمت‌ها و در نتیجه باعث تورم می‌شوند، آن‌ها با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری<sup>۱</sup> (VAR) و با تصریح مدل تصحیح خطای برداری<sup>۲</sup> (VECM) به این نتیجه رسیدند که اساساً در ایران عبور نرخ ارز در کوتاه مدت به صورت ناقص بوده و به تدریج که دوره زمانی طولانی تر می‌شود، بر شدت عبور نرخ ارز افزوده می‌گردد، در حالی که کماکان در بلندمدت نیز عبور نرخ ارز به صورت ناقص است.

دقیقی اصلی و همکاران (۱۳۹۰)؛ به بررسی اثرات نااطمینانی تورم و نرخ ارز بر سرمایه گذاری و مصرف بخش خصوصی در ایران، با استفاده از مدل TGARCH<sup>۳</sup> مبتنی بر نااطمینانی تورم و نرخ ارز طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۰ بصورت فصلی، پرداخته‌اند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم و نااطمینانی نرخ ارز واقعی، به ترتیب 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 به حساب می‌آیند و همواره یکی از اهداف سیاستی در اینگونه کشورها کنترل و کاهش آن‌ها می‌باشد. علاوه بر این، در کشورهای مذکور، بخش خصوصی به دلیل سرمایه گذاری و مصرف که به رشد اقتصادی منجر می‌گردد، از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و از این جهت شناسایی عوامل مؤثر بر این بخش، ضروری به نظر می‌رسد.

لعل خضری و همکاران (۱۳۹۳)؛ اثر تلاطم نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی ایران را با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۲ و روش ARDL و GARCH مبتنی بر بی‌ثباتی نرخ ارز بررسی کردند، آن‌ها معتقد بودند بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی از طریق واردات و صادرات بر تقاضای کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد که سبب تغییر و نوسان شاخص قیمت‌های

1. Vector auto-regressive

2. Vector error correction model

3. Threshold generalized autoregressive conditional heteroskedastisity



مصرف کننده که درواقع مبنای محاسبه تورم هستند می شود، همچنین دریافتند که در بلندمدت، درآمد قابل تصرف، نقدینگی، نرخ ارز حقیقی، بی ثباتی نرخ ارز حقیقی، اثر مثبت و نرخ بهره حقیقی اثر منفی بر مصرف بخش خصوصی ایران داشته است.

میرزامحمدی و انجم شعاع (۱۳۹۳)؛ اثر نوسانات نرخ ارز واقعی موثر بر مصرف در ایران را با استفاده از داده های فصلی دوره ۱۳۸۹-۱۳۶۷ با به کارگیری روش ARDL و ECM<sup>۱</sup> و با استفاده از شاخص GARCH مبتنی بر نوسانات نرخ ارز موثر واقعی، بررسی کرده اند. نتایج آن ها نشان داد تولید ناخالص داخلی اثر مثبت، اما نرخ سود سپرده های بلندمدت بانکی و نوسانات نرخ ارز واقعی موثر اثر منفی بر مصرف دارند.

طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۵)؛ اثر تکانه های نرخ واقعی ارز بر مصرف بخش خصوصی در ایران را با استفاده از داده های آماری سال های ۱۳۹۰:۳-۱۳۵۹:۳ و روش چرخشی مارکوف<sup>۲</sup> و شاخص GARCH مبتنی بر تکانه های نرخ ارز، مورد آزمون تجربی قرار دادند. نتایج به دست آمده نشان داد اثر تکانه های نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی نامتقارن است، همچنین اثر کاهنده تکانه های منفی نرخ ارز واقعی، زمانی که مصرف در شرایط رکودی باشد، قابل توجه بوده است، اما زمانی که مصرف در شرایط رونق است، این تکانه های منفی قادر به تغییر شرایط رونق به رکود مصرف نیستند. علاوه بر این، زمانی که مصرف در شرایط رکودی باشد، تکانه های مثبت نرخ ارز، نمی توانند مصرف را از شرایط رونق به رکود انتقال دهند. اما در صورتی که مصرف در شرایط رونق قرار داشته باشد، این تکانه های مثبت با احتمال زیادی به تداوم شرایط رونق کمک می کنند.

محسنی زنوزی و همکاران (۱۳۹۶)؛ تأثیر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف داخلی در اقتصاد ایران را برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۷ به صورت فصلی و شاخص GARCH مبتنی بر نااطمینانی های نرخ ارز و با روش ARDL، همچنین برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)، مورد بررسی قرار دادند و نتایج حاکی از آن بود که تأثیر نرخ ارز بر مصرف معنادار و دارای رابطه مثبت می باشد و همچنین اثر نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف معنادار بوده و دارای رابطه منفی است.

1. Error correction model  
2. Markov-switching

همچنین برآورد الگوی تصحیح خطا نشان می‌داد که تعدیل بین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود خواهد داشت، 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<sup>۱</sup> 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 شده است. داده‌های مورد نیاز برای انجام پژوهش نیز از سایت‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران<sup>۲</sup> و بانک جهانی<sup>۳</sup> استخراج گردیده است.

در این تحقیق برای بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی<sup>۴</sup> NARDL ارائه شده توسط شین و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۴) استفاده شده است که یکی از روش‌های هم‌انباشتگی نامتقارن تلقی می‌شود. در مقالات اخیر روش هم‌انباشتگی نامتقارن در مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی به گونه‌ای 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<sup>۶</sup> 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

مزیت‌هایی دارد. اول این که، می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل  $I(0)$ ،  $I(1)$  یا به صورت متقابل هم‌انباشته باشند، به کار برد. دوم این که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بنرجی و همکاران<sup>۱</sup>، ۱۹۹۳). سوم این که، این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (نارایان و نارایان<sup>۲</sup>، ۲۰۰۴) و چهارمین مزیت این است که، استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند نیز، ممکن است (آلام و کوازی<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳).

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

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:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (1)$$

که  $x_t$  و  $y_t$  متغیرهای انباشته از مرتبه یک  $I(1)$  هستند و

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (2)$$

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 به دلیل رعایت اختصار و تکرار در مطالعات تجربی،

آورده نشده است (جهت مطالعه‌ی بیشتر رک: سوری (۱۳۹۴)؛ فصل ۱۴ و ۱۶)

است، به نحوی که

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \text{Max}(\Delta x_j, 0) \quad \text{و} \quad x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \text{Min}(\Delta x_j, 0) \quad (3)$$

این رویکرد ساده برای مدل‌سازی نامتقارن هم‌انباشتگی براساس تجزیه مجموع تجمعی مؤلفه‌ها توسط شودرت<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) در زمینه رابطه غیرخطی بین بیکاری و تولید مطرح شد.

با توجه به تعریف گرنجر و یوان<sup>۲</sup> (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 (مقارن)، 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 خواهد بود:

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^- y_t^- + \beta_1^+ x_t^+ + \beta_1^- x_t^- \quad (4)$$

اگر  $z_t$  انباشته از مرتبه صفر  $I(0)$  باشد، در این صورت گفته می‌شود که  $x_t$  و  $y_t$  به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند؛ چنانچه  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  و  $\beta_1^+ = \beta_1^-$  باشد، در این صورت هم‌انباشتگی متقارن خواهد بود (شودرت<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳).

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

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در رابطه فوق  $p$  و  $q$  تعداد وقفه‌های بهینه،  $\phi_j$  ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته،  $\theta_j^+$  و  $\theta_j^-$  ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر مستقل و  $\varepsilon_t$  جمله اخلاص با میانگین صفر و واریانس ثابت (همسان) است.

- 
1. Schorderet
  2. Granger and Yoon
  3. Schorderet

هر رابطه بلندمدت در مدل  $ARDL(p,q)$ ، یک  $ECM$  کوتاه مدت دارد که دستیابی به آن، تعادل را تضمین می کند. بر این اساس، در مدل  $NARDL$  نیز الگوی تصحیح خطا به صورت زیر تنظیم می شود:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (6)$$

که در آن:

$$\rho = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1, \quad \gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i \quad \text{for } j = 1, \dots, p-1$$

$$\theta^+ = \sum_{j=0}^q \theta_j^+, \quad \theta^- = \sum_{j=0}^q \theta_j^-$$

$$\varphi_0^+ = \theta_0^+, \quad \varphi_0^- = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^+ \quad \text{for } j = 1, \dots, q-1$$

$$\varphi_0^- = \theta_0^-, \quad \varphi_0^+ = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^- \quad \text{for } j = 1, \dots, q-1$$

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 می دهند.

لذا با به کارگیری آزمون کرانه های<sup>۱</sup> پسران و همکاران<sup>۲</sup> می توان به بررسی عدم وجود هم انباشتگی و آزمون تعادل بلندمدت پرداخت که فرضیه صفر آن مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی به صورت زیر می باشد:

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

و فرضیه مقابل آن به صورت زیر تعریف می شود:

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

چون توزیع  $F$  نامتقارن است، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی را برای آماره  $F$  در دو مرحله تخمین زده اند؛ ابتدا با فرض اینکه همه متغیرها  $I(0)$  هستند و بار دیگر با این فرض که همه متغیرها  $I(1)$  هستند و سپس کران پایین را برای رگرسورهای  $I(0)$  و کران بالا را برای رگرسورهای  $I(1)$  تعریف کرده اند؛ اگر آماره  $F$  محاسباتی بزرگتر از مقدار کران بالا باشد، فرضیه

1. Bound test  
2. Pesaran et al.

صفر رد می‌شود و اگر کوچکتر از کران پایین باشد، فرضیه  $H_0$  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 رگرورها نیز به صورت متقارن وارد رابطه بلندمدت شده‌است:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \lambda_w w_t + u_t \quad (7)$$

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

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \theta_w w_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^- + \varphi_{w,j} \Delta w_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

بدیهی است که آزمون کرانه‌های پسران و سایر آزمون‌ها برای این برآورد صرف نظر از آنکه  $x_t$  و  $w_t$ ،  $I(1)$  یا به صورت متقابل هم‌انباشته باشند، مشابه آن‌چه در بالا توضیح داده شد می‌باشد.

### ۲-۳. معرفی مدل تحقیق

برای بررسی دقیق‌تر موضوع ابتدا حالت خطی مدل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. بدین صورت که 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 به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln PC = f(\ln Y, \ln INF, \ln REX)$$

درواقع،  $\ln PC$  بیانگر لگاریتم مصرف بخش خصوصی؛  $\ln Y$  لگاریتم درآمد ملی؛  $\ln INF$  لگاریتم نرخ تورم؛  $\ln REX$  لگاریتم نرخ ارز واقعی است. که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta \ln PC_t = \beta_0 + \rho \ln PC_{t-1} + \theta_y \ln Y_{t-1} + \theta_{inf} \ln INF_{t-1} + \theta_{rex} \ln REX_{t-1} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \ln PC_{t-j} + \sum_{j=1}^q (\varphi_{y,j} \Delta \ln Y_{t-j} + \varphi_{inf,j} \Delta \ln INF_{t-j} + \varphi_{rex,j} \Delta \ln REX_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

به‌طوری‌که  $\rho$ ،  $\theta_y$ ،  $\theta_{inf}$  و  $\theta_{rex}$  پارامترهای بلندمدت و  $\gamma_j$ ،  $\varphi_{y,j}$ ،  $\varphi_{inf,j}$  و  $\varphi_{rex,j}$  پارامترهای کوتاه‌مدت هستند.

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

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

$$\ln PC = f(\ln Y, \ln INF, \ln REX, \ln V)$$

به‌صورتی‌که  $\ln PC$  بیانگر لگاریتم مصرف بخش خصوصی؛  $\ln Y$  لگاریتم درآمد ملی؛  $\ln INF$  لگاریتم نرخ تورم؛  $\ln REX$  لگاریتم نرخ ارز واقعی؛  $\ln V$  لگاریتم نوسانات نرخ ارز واقعی است. که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta \ln PC_t = \beta_0 + \rho \ln PC_{t-1} + \theta_y \ln Y_{t-1} + \theta_{inf} \ln INF_{t-1} + \theta_{rex} \ln REX_{t-1} + \theta \ln V_{t-1} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \ln PC_{t-j} + \sum_{j=1}^q (\varphi_{y,j} \Delta \ln Y_{t-j} + \varphi_{inf,j} \Delta \ln INF_{t-j} + \varphi_{rex,j} \Delta \ln REX_{t-j} + \varphi \Delta \ln V_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

به‌طوری‌که  $\rho$ ،  $\theta_y$ ،  $\theta_{inf}$  و  $\theta_{rex}$  پارامترهای بلندمدت و  $\gamma_j$ ،  $\varphi_{y,j}$ ،  $\varphi_{inf,j}$  و  $\varphi_{rex,j}$  و  $\varphi$  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:

$$\ln PC = f(\ln Y, \ln INF, \ln RE, \ln V^+, \ln V^-)$$

به صورتی که  $\ln PC$  بیانگر لگاریتم مصرف بخش خصوصی؛  $\ln Y$  لگاریتم درآمد ملی؛  $\ln INF$  لگاریتم نرخ تورم؛  $\ln REX$  لگاریتم نرخ ارز واقعی؛  $\ln V^+$  لگاریتم نوسانات مثبت نرخ ارز واقعی و  $\ln V^-$  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  $\ln V$  به صورت جمع جزئی  $\ln V^+$  و  $\ln V^-$  اشاره می‌کنیم. معادله زیر رگرسیون نامتقارن بلندمدت را با توجه به معادله (۷) نشان می‌دهد:

$$\ln PC_t = \beta_0 + \lambda_y \ln Y_t + \lambda_{inf} \ln INF_t + \lambda_{rex} \ln REX_t + \beta^+ \ln V_t^+ + \beta^- \ln V_t^- + u_t \quad (11)$$

بدین صورت که  $\ln V_t = \ln V_0 + \ln V_t^+ + \ln V_t^-$  است. در حقیقت مدل NARDL با تجزیه متغیرها به شوک‌های مثبت و منفی، به تفکیک، اثرات مربوط به افزایش<sup>۱</sup> و کاهش<sup>۲</sup> 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<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) به صورت زیر استخراج می‌شوند:

$$\ln V_t^+ = \sum_{i=1}^{58} \Delta \ln V_i^+ = \sum_{i=1}^{58} \text{Max}(\Delta \ln V_i, 0) \quad (12)$$

$$\ln V_t^- = \sum_{i=1}^{58} \Delta \ln V_i^- = \sum_{i=1}^{58} \text{Min}(\Delta \ln V_i, 0)$$

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

$$\begin{aligned} \Delta \ln PC_t = & \beta_0 + \rho \ln PC_{t-1} + \theta_y \ln Y_{t-1} + \theta_{inf} \ln INF_{t-1} + \theta_{rex} \ln REX_{t-1} + \theta^+ \ln V_{t-1}^+ \\ & + \theta^- \ln V_{t-1}^- + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \ln PC_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^q (\varphi_{y,j} \Delta \ln Y_{t-j} + \varphi_{inf,j} \Delta \ln INF_{t-j} + \varphi_{rex,j} \Delta \ln REX_{t-j} \\ & + \varphi_j^+ \Delta \ln V_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta \ln V_{t-j}^-) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

1. Increased

2. Decreased

3. Bahmani-Oskooee and Aftab



به طوری که  $\theta^+$  و  $\theta^-$  پارامترهای بلندمدت هستند و  $\varphi_{y,j}$ ،  $\varphi_{inf,j}$ ،  $\varphi_{rex,j}$  و  $\gamma_j$  پارامترهای کوتاه مدت هستند. لازم به ذکر است که  $\beta^+ = -\theta^+/\rho$  و  $\beta^- = -\theta^-/\rho$  بیانگر اثرات نامتقارن بلندمدت نوسانات نرخ ارز واقعی است.

#### ۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

##### ۴-۱. آمار توصیفی و آزمون مانایی متغیرها

در این قسمت پس از بررسی مانایی متغیرها و ارائه آمار توصیفی آن‌ها به مدل سازی نوسانات نرخ ارز واقعی با استفاده از خانواده ARCH پرداخته، سپس مدل مصرف بخش خصوصی را بدون در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز واقعی برآورد می کنیم، در ادامه متغیر نوسانات نرخ ارز واقعی را بدون تجزیه وارد مدل کرده و نتایج حاصل از برآورد را ارائه می کنیم، پس از آن، با تجزیه نوسانات نرخ ارز واقعی به برآورد مدل NARDL، که مدل اصلی این پژوهش می باشد می پردازیم. در نهایت با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون‌ها و معناداری ضرایب، مدل جدیدی را تصریح می نماییم.

در ابتدا می بایست مانایی متغیرها آزمون شود و درجه مانایی آن‌ها مشخص شود. در این تحقیق به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلیپس-پرون (PP) و آزمون ریشه واحد با لحاظ نقطه شکست زیووت-اندروز (Z-A) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها به همراه آمار توصیفی متغیرها در جدول ۱، آمده است. براساس نتایج این جدول، متغیرها از نوع  $I(0)$  یا  $I(1)$  می باشند. همچنین لازم به ذکر است که از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده شده است، لذا نتایج حاصل از برآورد ضرایب به صورت "کشش" تفسیر خواهند شد.

جدول ۱. آمار توصیفی و نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه‌واحد

| متغیر          | آمار توصیفی |        |        |        | آزمون‌های ریشه‌واحد |              |             |        |
|----------------|-------------|--------|--------|--------|---------------------|--------------|-------------|--------|
|                | میانگین     | میان   | حدافل  | 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 | -                   | -            | -           | -      |
| $\Delta lnY$   | -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 | -                   | -            | -           | -      |
| $\Delta lnV$   | -۰/۰۴۳      | -۰/۱۶۰ | -۰/۲۹۷ | ۱/۷۷۹  | -                   | -            | -           | -      |
| $\Delta lnV^+$ | -۰/۱۷۷      | ۰      | ۰      | ۱/۷۷۹  | -                   | -            | -           | -      |
| $\Delta lnV^-$ | -۰/۱۳۳      | -۰/۱۶۰ | -۰/۲۹۷ | ۰      | -۸/۹۶۵(۰)*          | -۱۰/۴۵۲(۱۱)* | -۵/۰۰۷(۳)*  | مانا   |

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

مآخذ: نتایج تحقیق

## ۴-۲. 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:

$$\text{نرخ ارز اسمی} \times \frac{\text{شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) آمریکا}}{\text{شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) ایران}} = \text{نرخ ارز واقعی}$$

برای محاسبه نوسان‌پذیری نرخ ارز در مطالعات مختلف از معیارهای متفاوتی استفاده شده است. از این دست معیارها می‌توان به: انحراف معیار میانگین متحرک<sup>۱</sup>، انحرافات از روند<sup>۲</sup> و الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون<sup>۳</sup> 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 خودرگرسیون 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-جنکینز<sup>۴</sup> و با در نظر گرفتن یکی از معیارهای اطلاعاتی آکائیک<sup>۵</sup>، شوارتز-بیزین<sup>۶</sup> یا حنان کوئین<sup>۷</sup> تعداد جملات خودرگرسیون<sup>۸</sup> و تعداد جملات میانگین متحرک<sup>۹</sup> برای تخمین معادله میانگین به صورت  $ARMA(p,q)$ <sup>۱۰</sup> تعیین می‌شوند. پس از آزمون فروض کلاسیک برای معادله مذکور، در صورتی می‌توان با استفاده از خانواده ARCH نوسانات را برای نرخ ارز واقعی استخراج کرد که مدل میانگین دارای ناهمسانی واریانس باشد. از آن‌جا که متغیر نرخ ارز واقعی با لحاظ یک نقطه شکست در سال ۱۳۵۶ مانا می‌باشد (جدول ۱)، با استفاده از معیار شوارتز-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

میانگین با حضور یک متغیر مجازی<sup>۱</sup> به صورت  $ARMA(1,1)$  تعیین شد. براساس نتایج حاصل از روش باکس-جنکیز، در بین حالت‌های مختلف، فرآیند یادشده به عنوان بهترین حالت لحاظ شد.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل  $ARMA(1,1)$ 

| $lnREX_t = c_0 + c_1 lnREX_{t-1} + c_2 \vartheta_{t-1} + DUM + \vartheta_t$                    |        |              |         |              |
|------------------------------------------------------------------------------------------------|--------|--------------|---------|--------------|
| متغیر                                                                                          | ضریب   | انحراف معیار | z آماره | سطح معناداری |
| constant                                                                                       | ۹/۴۱۳  | ۰/۳۵۲        | ۲۶/۷۱۸  | ۰/۰۰۰        |
| $lnREX_{t-1}$                                                                                  | ۰/۹۳۹  | ۰/۰۴۱        | ۲۲/۵۵۲  | ۰/۰۰۰        |
| $\vartheta_{t-1}$                                                                              | 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        |
| $R^2 = ۰/۹۶۳$ $SIC = -۱/۴۶۹$ $F\text{-statistic} = ۳۴۲/۶۵۱$ $prob(F\text{-statistic}) = ۰/۰۰۰$ |        |              |         |              |

مأخذ: نتایج تحقیق

در صورتی که مدل به درستی تصریح شده باشد، نباید همبستگی سریالی در اجزای اخلاص وجود داشته باشد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون همبستگی نگار<sup>۲</sup> (پیوست: شکل ۳)، فرضیه وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلاص رد شده، 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 شده است. 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

جدول ۳. نتیجه آزمون ARCH-LM

| ضریب تعیین ( $R^2$ ) | 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  $IGARCH(1,1)$  را تأیید می‌کند. بنابراین، مقادیر نوسانات نرخ ارز با توجه به جدول ۴، قابل محاسبه خواهد بود.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل  $IGARCH(1,1)$

| $\sigma_t^2 = \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 \delta_{t-1}^2$ , $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ |       |              |         |              |
|----------------------------------------------------------------------------------------------|-------|--------------|---------|--------------|
| متغیر                                                                                        | ضریب  | انحراف معیار | آماره Z | سطح معناداری |
| $\sigma_{t-1}^2$                                                                             | ۰/۲۹۷ | ۰/۰۸۴        | ۳/۵۱۸   | ۰/۰۰۰        |
| $\delta_{t-1}^2$                                                                             | ۰/۷۰۲ | ۰/۰۸۴        | ۸/۳۱۶   | ۰/۰۰۰        |

مأخذ: نتایج تحقیق

#### ۳-۴. برآورد مدل $ARDL$ خطی

نتایج حاصل از برآورد مدل‌های  $ARDL$  خطی در جدول ۵، گزارش شده است. باتوجه به نتایج به‌دست آمده 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 وارد کردن نوسانات نرخ ارز واقعی به مدل، تأثیر نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت بی‌معنی شده است. 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.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL خطی

| بدون لحاظ نوسانات نرخ ارز واقعی |          | با لحاظ نوسانات نرخ ارز واقعی |         |                              |                 |
|---------------------------------|----------|-------------------------------|---------|------------------------------|-----------------|
| (مدل ۹)                         |          | (مدل ۱۰)                      |         | متغیر                        |                 |
| ضریب                            | آماره t  | ضریب                          | آماره t |                              |                 |
| -۱/۰۹۲                          | ۳/۷۴۰ *  | -۰/۶۸۰                        | -۱/۵۹۲  | Constant                     | روابط بلندمدت   |
| -۰/۱۵۸                          | ۴/۴۴۱ *  | -۰/۱۴۵                        | ۳/۶۵۲ * | $\ln PC_{t-1}$               |                 |
| ۰/۱۸۵                           | ۵/۰۸۲ *  | ۰/۱۶۹                         | ۴/۲۱۶ * | $\ln Y_{t-1}$                |                 |
| -۰/۰۳۹                          | ۲/۹۹۴ *  | -۰/۰۴۸                        | ۲/۸۳۰ * | $\ln INF_{t-1}$              |                 |
| ۰/۰۷۷                           | ۲/۹۶۱ *  | ۰/۰۵۰                         | ۱/۶۲۳   | $\ln REX_{t-1}$              |                 |
| -                               | -        | ۰/۰۱۵                         | ۱/۱۰۲   | $\ln V_{t-1}$                |                 |
| ۰/۰۹۰                           | ۰/۵۱۷    | ۰/۰۷۹                         | ۰/۴۸۲   | $\Delta \ln PC_t$            | روابط کوتاه‌مدت |
| ۰/۲۱۵                           | ۴/۲۴۰ *  | ۰/۲۱۱                         | ۴/۱۱۷ * | $\Delta \ln Y_t$             |                 |
| -۰/۰۴۳                          | ۲/۹۲۶ *  | -۰/۰۴۵                        | ۲/۹۷۸ * | $\Delta \ln INF_t$           |                 |
| -۰/۱۲۳                          | ۲/۵۳۱ ** | -۰/۱۰۴                        | ۱/۳۷۱   | $\Delta \ln REX_t$           |                 |
| -                               | -        | ۰/۰۲۲                         | ۱/۰۵۳   | $\Delta \ln V_t$             |                 |
| R <sup>۲</sup> (SIC)            |          | ۰/۵۱۳ (-۲/۶۰۳)                |         | ۰/۵۳۲ (-۲/۴۹۹)               |                 |
| F-statistic (prob)              |          | ۶/۲۰۷ (۰/۰۰۰)                 |         | ۵/۱۳۱ (۰/۰۰۰)                |                 |
| $\chi^2_N$ (prob)               |          | ۱/۶۵۸ (۰/۴۳۶)                 |         | ۰/۵۹۴ (۰/۷۴۹)                |                 |
| $\chi^2_{LM}$ (prob)            |          | ۰/۵۰۰ (۰/۷۷۸)                 |         | ۰/۷۸۹ (۰/۶۷۳)                |                 |
| $\chi^2_{ARCH}$ (prob)          |          | ۲/۰۰۲ (۰/۱۵۷)                 |         | ۲/۱۳۹ (۰/۱۴۳)                |                 |
| F-bound (k)                     |          | ۶/۹۰ (۴)                      |         | ۵/۲۳ (۵)                     |                 |
| [مقادیر بحرانی در سطح ۰/۹۹]     |          | [ 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 ۰/۱، ۰/۵ و ۱٪ است؛ مقادیر

بحرانی F-bound از جداول پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۰۰).

#### ۴-۴. برآورد مدل به روش NARDL (ARDL غیرخطی)

در این قسمت ابتدا حالت غیرخطی مدل تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد. بدین صورت که در این حالت عدم تقارن شوک های مثبت و منفی نرخ ارز واقعی در مدل لحاظ شده و مورد آزمون قرار می گیرند. سپس با توجه به نتایج به دست آمده از آن، جهت بررسی دقیق تر موضوع به تصریح مجدد مدل پرداخته و نتایج را مورد بحث قرار می دهیم. نتایج حاصل از برآورد مدل (۱۳) در جدول ۶، قابل مشاهده است.

| جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL غیرخطی |        |                    |
|----------------------------------------------|--------|--------------------|
| مدل (۱۳)                                     |        | متغیر              |
| آماره t                                      | ضریب   |                    |
| ۲/۲۳۷ **                                     | ۲/۰۲۳  | Constant           |
| -۵/۲۸۹ *                                     | -۰/۴۳۶ | $\ln PC_{t-1}$     |
| ۵/۶۸۹ *                                      | ۰/۲۲۷  | $\ln Y_{t-1}$      |
| -۳/۲۷۲ *                                     | -۰/۰۴۹ | $\ln INF_{t-1}$    |
| ۰/۵۵۱                                        | ۰/۰۱۹  | $\ln REX_{t-1}$    |
| ۲/۷۹۹ *                                      | ۰/۰۵۳  | $\ln V_{t-1}^+$    |
| -۱/۶۹۰ ***                                   | -۰/۰۲۶ | $\ln V_{t-1}^-$    |
| ۱/۴۸۹                                        | ۰/۱۸۴  | $\Delta \ln PC_t$  |
| ۳/۷۰۶ *                                      | ۰/۱۸۵  | $\Delta \ln Y_t$   |
| -۳/۲۳۴ *                                     | -۰/۰۴۰ | $\Delta \ln INF_t$ |
| -۱/۳۰۵                                       | -۰/۰۹۴ | $\Delta \ln REX_t$ |
| ۱/۵۴۳                                        | ۰/۰۴۱  | $\Delta \ln V_t^+$ |
| -۰/۳۳۸                                       | -۰/۰۲۵ | $\Delta \ln V_t^-$ |
| ۳/۳۲۹ *                                      | ۰/۱۲۱  | $\beta^+$          |
| -۱/۹۱۳ ***                                   | -۰/۰۶۰ | $\beta^-$          |

روابط بلندمدت

روابط کوتاه مدت

اثرات بلندمدت

| مدل (۱۳)                          |      | متغیر                      |
|-----------------------------------|------|----------------------------|
| آماره t                           | ضریب |                            |
| ۰/۶۳۹ (-۲/۵۹۱)                    |      | $R^2$ (SIC)                |
| ۶/۲۱۲ (۰/۰۰۰)                     |      | F-statistic (prob)         |
| ۱/۱۲۸ (۰/۵۶۸)                     |      | $\chi_N^2$ (prob)          |
| ۲/۲۵۸ (۰/۳۲۳)                     |      | $\chi_{LM}^2$ (prob)       |
| ۰/۰۱۱ (۰/۹۱۵)                     |      | $\chi_{ARCH}^2$ (prob)     |
| ۷/۳۸ (۶)                          |      | F-bound (k)                |
| [ $I(0) = ۲/۸۸$ , $I(1) = ۳/۹۹$ ] |      | [مقادیر بحرانی در سطح 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، به نحوی 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 به صورت نامتقارن، تأثیر نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی بی‌معنی شده است. همچنین همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثرات بلندمدت نوسانات نرخ ارز واقعی،  $\beta^+$  و  $\beta^-$ ، 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.



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                                                     | X آماره | 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

#### ۴-۵. تصریح مجدد مدل

با توجه به نتایج به‌دست آمده 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 وارد کردن نرخ ارز واقعی و با لحاظ نوسانات نرخ ارز واقعی به‌صورت متقارن در کوتاه‌مدت، مجدداً به‌صورت زیر تصریح می‌کنیم:

$$\begin{aligned} \Delta \ln PC_t = & \beta_0 + \rho \ln PC_{t-1} + \theta_y \ln Y_{t-1} + \theta_{\ln F} \ln INF_{t-1} + \theta^+ \ln V_{t-1}^+ + \theta^- \ln V_{t-1}^- \\ & + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \ln PC_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^q (\varphi_{y,j} \Delta \ln Y_{t-j} + \varphi_{\ln F,j} \Delta \ln INF_{t-j} + \varphi \Delta \ln V_{t-j}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

به‌طوری‌که  $\rho$ ،  $\theta_y$ ،  $\theta_{\ln F}$ ،  $\theta^+$  و  $\theta^-$  پارامترهای بلندمدت هستند و  $\gamma_j$ ،  $\varphi_{y,j}$ ،  $\varphi_{\ln F,j}$  و  $\varphi$  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

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 به‌طوری که ۱ درصد افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی منجر به افزایش ۰/۰۵۳ درصدی مصرف می‌شود درحالی که با ۱ درصد افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی، مصرف بخش خصوصی نیز به میزان ۰/۰۳۲ درصد کاهش می‌یابد. به‌نحوی که 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. به‌طوری که 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

| مدل (۱۴)  |        | متغیر              |  |
|-----------|--------|--------------------|--|
| آماره $t$ | ضریب   |                    |  |
| ۳/۶۸۵ *   | ۲/۴۵۰  | Constant           |  |
| -۵/۲۳۶ *  | -۰/۴۳۶ | $\ln PC_{t-1}$     |  |
| ۵/۵۷۳ *   | ۰/۲۰۹  | $\ln Y_{t-1}$      |  |
| -۲/۳۹۰ ** | -۰/۰۳۹ | $\ln INF_{t-1}$    |  |
| ۴/۰۵۸ *   | ۰/۰۵۳  | $\ln V_{t-1}^+$    |  |
| -۲/۲۹۳ ** | -۰/۰۳۲ | $\ln V_{t-1}^-$    |  |
| -۱/۰۵۳    | ۰/۲۰۴  | $\Delta \ln PC_t$  |  |
| ۳/۶۲۴ *   | ۰/۱۸۴  | $\Delta \ln Y_t$   |  |
| -۲/۱۸۶ *  | -۰/۰۳۵ | $\Delta \ln INF_t$ |  |
| ۰/۵۹۲     | ۰/۰۱۱  | $\Delta \ln V_t$   |  |

روابط بلندمدت

روابط کوتاه‌مدت

| مدل (۱۴)                            |          | متغیر                      |               |
|-------------------------------------|----------|----------------------------|---------------|
| ضریب                                | آماره t  |                            |               |
| ۰/۱۲۱                               | ۵/۴۵۴ *  | $\beta^+$                  | اثرات بلندمدت |
| -۰/۰۷۴                              | -۲/۹۷۱ * | $\beta^-$                  |               |
| R <sup>۲</sup> (SIC)                |          |                            |               |
| ۷/۶۳۹ (۰/۰۰۰)                       |          | F-statistic (prob)         |               |
| ۰/۵۵۳ (۰/۷۵۸)                       |          | $\chi^2_N$ (prob)          |               |
| ۴/۰۶۵ (۰/۱۳۱)                       |          | $\chi^2_{LM}$ (prob)       |               |
| ۰/۰۰۰۴ (۰/۹۸۳)                      |          | $\chi^2_{ARCH}$ (prob)     |               |
| ۶/۹۰ (۵)                            |          | F-bound (k)                |               |
| [ I(۰) = ۳/۰۶    ,    I(۱) = ۴/۱۵ ] |          | [مقادیر بحرانی در سطح 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).

## ۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مصرف یکی از اجزاء تشکیل‌دهنده تولید ناخالص ملی اقتصاد هر کشور است که درصد قابل توجهی از درآمد ملی 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.

با توجه به یافته‌های تحقیق، مصرف بخش خصوصی ایران تابعی از نرخ ارز واقعی نمی‌باشد اما این مصرف در بلندمدت تابعی از مصرف دوره قبل، درآمد ملی، نرخ تورم، افزایش نوسانات نرخ ارز واقعی و کاهش نوسانات نرخ ارز واقعی است، به نحوی که کشش مصرف بخش خصوصی به ازای هر کدام به ترتیب برابر با  $-۰/۴۳۶$ ،  $۰/۲۰۹$ ،  $-۰/۰۳۹$ ،  $۰/۰۵۳$  و  $-۰/۰۳۲$  می‌باشد. همچنین در کوتاه مدت نوسانات نرخ ارز واقعی متقارن و در عین حال مانند مصرف بخش خصوصی دوره قبل بر دوره جاری بی تأثیر است. کشش مصرف بخش خصوصی نیز نسبت به درآمد ملی و نرخ تورم در کوتاه مدت به ترتیب برابر  $۰/۱۸۴$  و  $-۰/۰۳۵$  است.

با توجه به نتایج به دست 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. بدین صورت که در بلندمدت اثر شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز واقعی روی مصرف بخش خصوصی، نامتقارن و معنی دار می‌باشد اما در کوتاه مدت متقارن بوده و تأثیر آن بی معنی است. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت 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 برنامه ریزان و سیاست گزاران ارزی کشور توصیه می‌شود به جای توجه و تمرکز بر سطح مطلق نرخ ارز واقعی، به نوسانات و نااطمینانی‌های آن توجه داشته باشند و سیاست کنترل نوسانات و برقراری ثبات در بازار ارز (بجای سطح مطلق نرخ ارز) می‌تواند بر رفتار مصرفی بخش خصوصی اثرگذار باشد.

## 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 ۸۳-۱۰۵.
- 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 ۸۷-۱۲۰.
- 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 سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی در ایران"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی*.
- رجایی، یداله و شهلا احمدی (۱۳۹۱)، "برآورد تابع مصرف بخش 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 Eviews & Stata*، چاپ پنجم، تهران: نشر فرهنگ‌شناسی، ۲جلد.
- شاکری، عباس (۱۳۹۰)، *تئوری و سیاست‌های 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 (میلاد و مؤده دوست‌جاوید (۱۳۹۵)، "تأثیر تکانه‌های نرخ ارز واقعی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در ایران"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران*.

لعل خضری، 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، صص ۲۱۴-۱۹۵.

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، شماره ۵۱، 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، صص ۱۷۶-۱۵۹.

میرزاحمدی، سعید و سجاد انجم‌شعاع (۱۳۹۳)، "اثر نوسانات نرخ ارز واقعی موثر بر مصرف در ایران"، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی، شماره ۱۹ و ۲۰، 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.; Kutun, A. M. and D. Xi (2015). "Does Exchange Rate Volatility Hurt Domestic Consumption? Evidence from Emerging Economies". *International Economics*, 144(4), pp. 53-65.

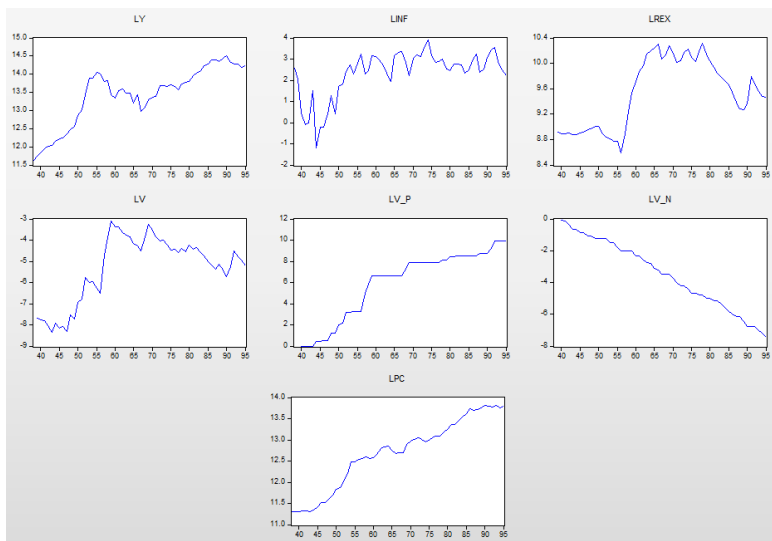
Bahmani-Oskooee, M. and D. Xi (2012). "Exchange Rate Volatility and Domestic Consumption: Evidence from Japan". *Economic Systems*, 36(2), pp. 326-335.

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.

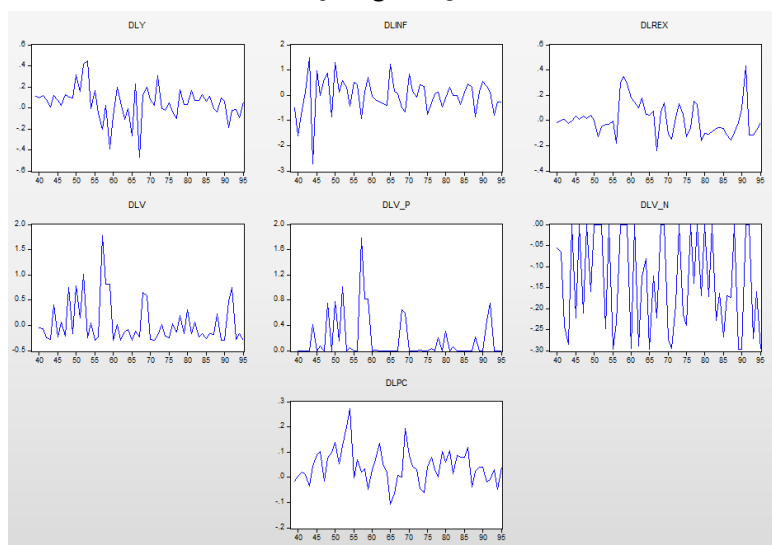
Barro, R. J. (1974). "Are Government Bonds net Wealth?". *Journal of political economy*, 82(6), pp. 1095-1117.

- 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.

## پیوست‌ها : نمودار متغیرها در طول زمان



شکل ۱. سطح متغیرها



شکل ۲. تفاضل مرتبه‌اول متغیرها



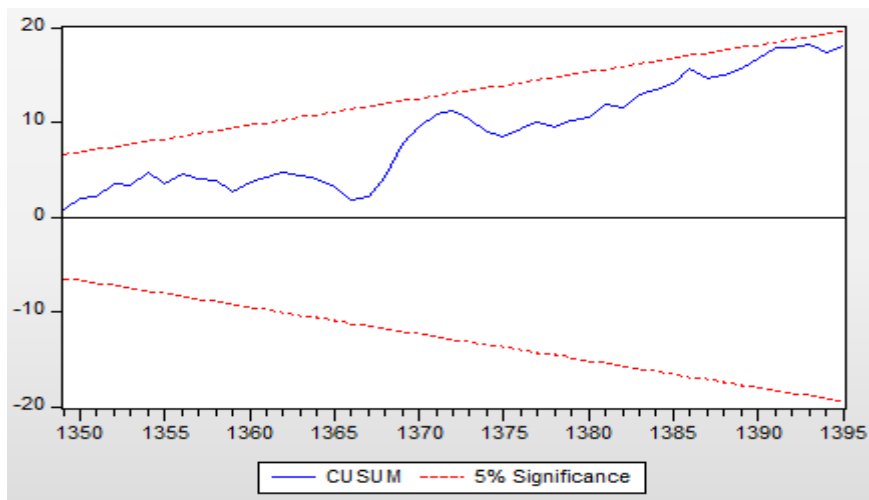
### نمودارهای همبستگی نگار برای اجزاء اخلاص مدل (1)ARMA:

| 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 |

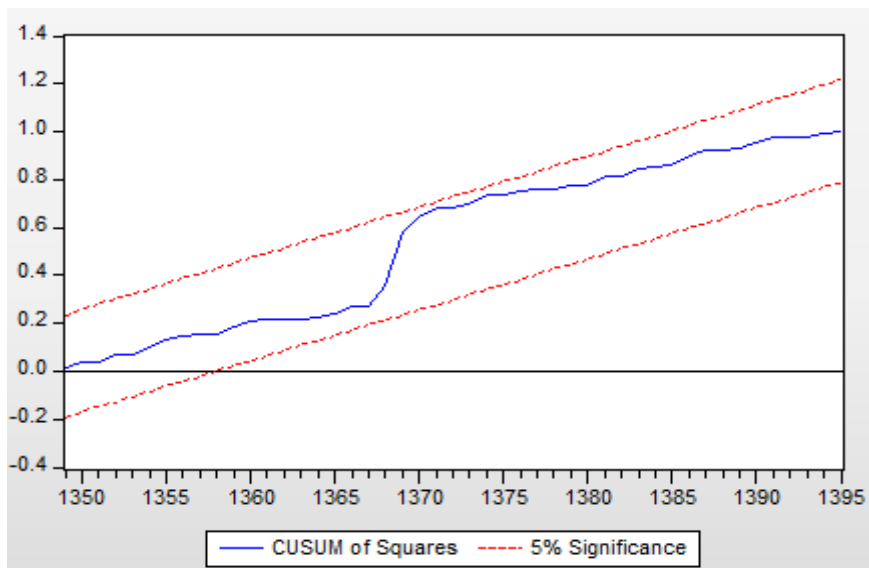
شکل ۳. نمودارهای همبستگی نگار

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

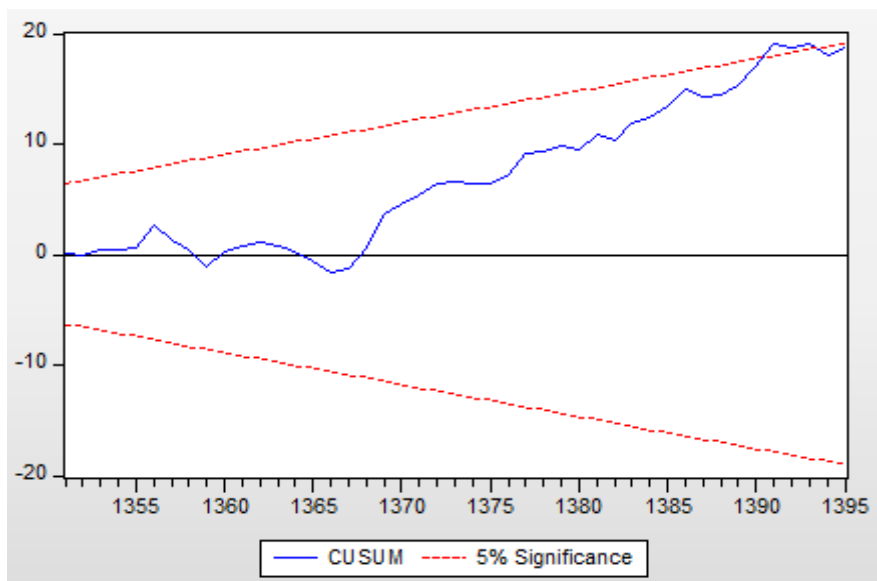
نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ برای مدل‌های برآورد شده



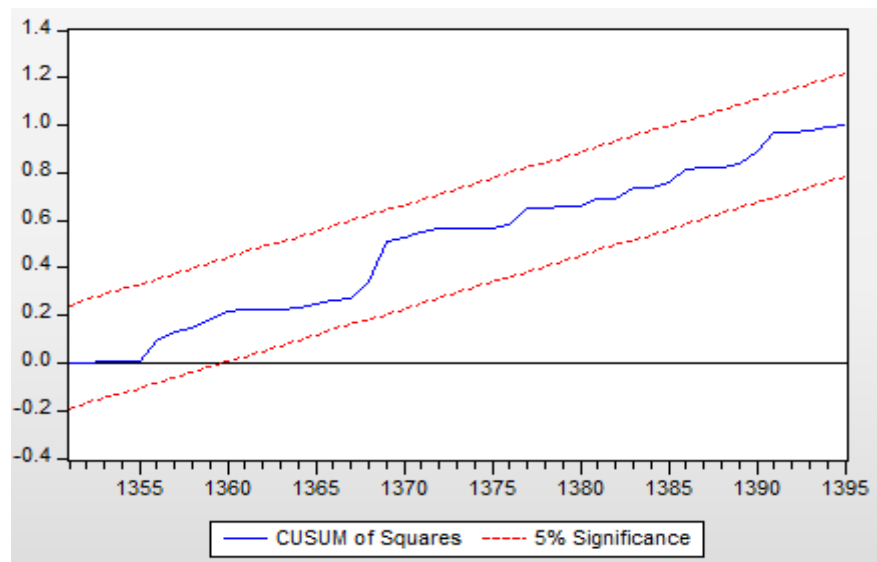
شکل ۴. نمودار CUSUM برای مدل (۱۱)



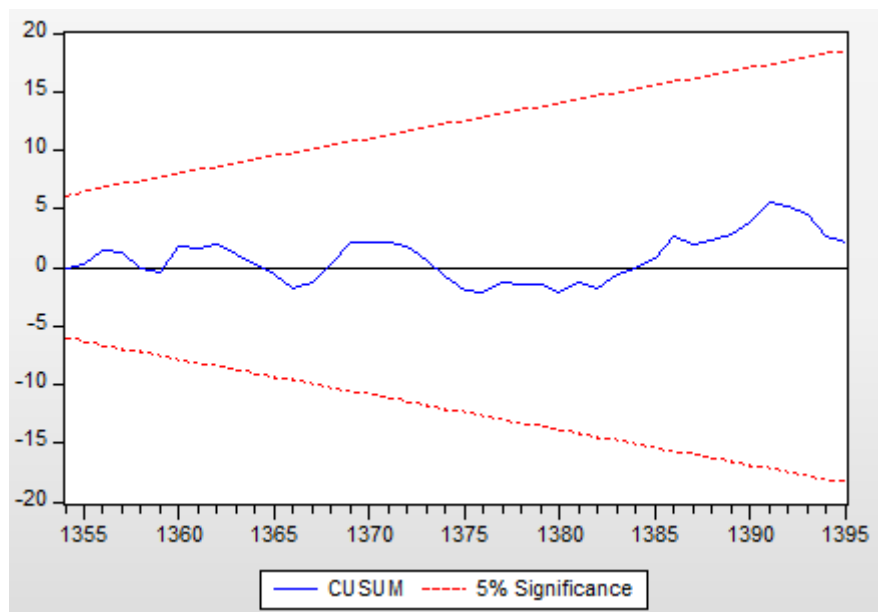
شکل ۵. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۱)



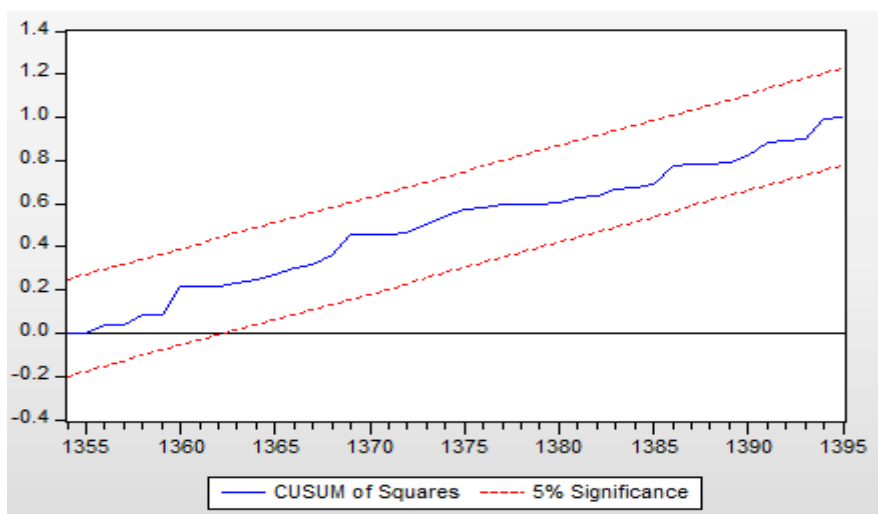
شکل ۶. نمودار CUSUM برای مدل (۱۴)



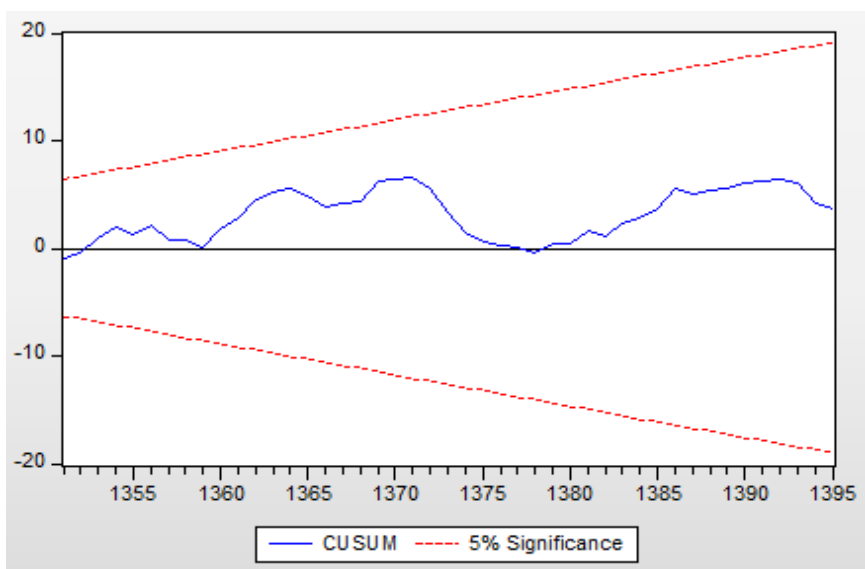
شکل ۷. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۴)



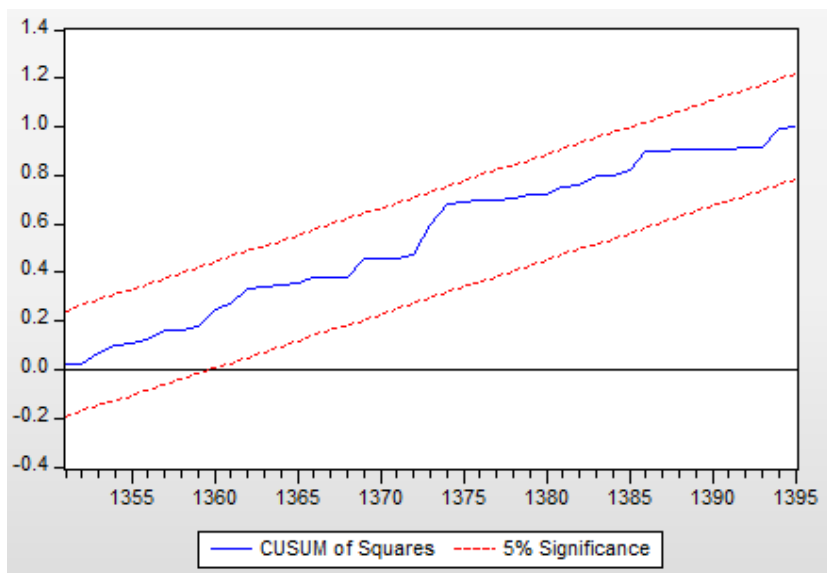
شکل ۸. نمودار CUSUM برای مدل (۱۸)



شکل ۹. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۸)



شکل ۱۰. نمودار CUSUM برای مدل (۱۹)



شکل ۱۱. نمودار CUSUMSQ برای مدل (۱۹)