نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۱
سال بیست و هفتم، پاییز ۱۳۹۸، صفحه ۳۵۸-۳۲۳

# اثر تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران با رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

**مهدیه ایرانمنش**
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران
madelin_۶۴@yahoo.com
**سیدعبدالمجید جلایی**
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان (نویسنده مسئول)
jalaee@uk.ac.ir
**محسن زاینده رودی**
استادیار، گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران
m_roody۲۰۰۰@yahoo.com

تراز تجاری از مهم‌ترین مباحث کلان و از محدودیت‌های استراتژیک اقتصاد کلان برای کشورهای در حال توسعه می‌باشد. نرخ ارز، به عنوان یکی از عوامل کلیدی مؤثر بر تراز تجاری کشورها شناخته می‌شود و نوسانات نرخ ارز که نوسان قیمت‌های نسبی را به دنبال دارد، با ناپایدار کردن شرایط اقتصادی و افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی در عرصه تجارت خارجی می‌شود، که از پیامدهای آن می‌توان به کاهش حجم تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی اشاره کرد. در این مطالعه به بررسی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر تراز تجاری با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای یک اقتصاد باز، برای اقتصاد ایران پرداخته شده است. موفقیت الگو در شبیه‌سازی با بررسی گشتاورهای متغیرهای مورد مطالعه با داده‌های واقعی اقتصاد ایران، قابل مشاهده می‌باشد. با برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۸، نتایج حاصل از شبیه‌سازی متغیرهای مدل بیانگر آن است که شوک مثبت وارد شده از ناحیه نرخ ارز منجر به افزایش در صادارت نفتی و غیرنفتی شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده شوک ارزی منجر به بهبود صادرات و کاهش در واردات شده و از طرف دیگر منجر به بهبود در حساب جاری و حساب سرمایه شده است.

طبقه‌بندی JEL: E۳۲، C۶۳، F۱۴
واژگان کلیدی: تکانه ارزی، تراز تجاری، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE).

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۰۸

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

## ۱. مقدمه

اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه به طور خاص نسبت به شوک‌های خارجی آسیب‌پذیر هستند. این آسیب‌پذیری از طریق کانال‌هایی مانند کانال تجاری یا مالی رخ می‌دهد. در این گروه از اقتصادها، کشورهای صادرکننده نفت حتی بیشتر از این شوک‌ها نیز در معرض خطر هستند. در واقع، اقتصادهای نفتی به شدت به درآمد صادراتی ناشی از نفت خود وابسته هستند و رشد آن‌ها وابستگی قوی به واردات را نشان می‌دهد. به عنوان یک نتیجه، آن‌ها تمایل دارند که چرخه کسب‌وکار پایدارتری داشته باشند و بحران بیشتری نسبت به سایر اقتصادهای کوچک باز دارند (آلگرات و همکاران[۱]، ۲۰۱۱).

نرخ ارز به عنوان یکی از شاخص‌های اقتصادی که به صورت گسترده در تحلیل‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد و از سوی دیگر نرخ ارز اسمی است که اختلافات تورمی بین کشورها را درنظر می‌گیرد (عزه[۲]، ۲۰۱۱). در تجارت بین‌الملل اهمیت نرخ ارز به علت بازتاب آن در رقابت تجاری است. از عوامل مهم و اثرگذار بر تراز تجاری، نرخ ارز می‌باشد. تراز تجاری که به عنوان صادرات خالص نیز یاد می‌شود، با بررسی وضعیت تراز تجاری یک کشور می‌توان به وضعیت اقتصادی آن کشور در عرصه بین‌المللی پی برد. عدم توازن حساب تجاری از عوامل نگران‌کننده کشورهاست زیرا منجر به عدم تعادل اقتصاد کلان می‌شود و در بلندمدت مانع پیشرفت اقتصادی کشور می‌باشد. در ایران طی دهه‌های گذشته، به علت وجود تحریم‌ها، استقراض از بازار سرمایه جهانی و امکان تأمین کسری تراز تجاری با مشکل رو به رو بوده است. توسعه صادرات غیرنفتی و بهبود تراز تجاری با سیاست کاهش ارزش پول امکان پذیر است ولی در ایران علیرغم کاهش

۱. Allegret et al.

۲. Al-Ezzee

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

شدید ارزش ریال طی سال‌های اخیر، کشور همواره با کسری تراز تجاری (غیرنفتی) مواجه بوده است زیرا اقتصاد ایران دارای ویژگی‌های خاصی است که ممکن است موجب تضعیف رابطه نرخ ارز با تراز تجاری گردد. یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران، وابستگی شدید آن به درآمدهای دلاری حاصل از فروش نفت است. این در حالی است که درآمدهای نفتی ذاتاً بی‌ثبات است و موجب بی‌ثباتی فضای اقتصاد کلان ایران می‌شود.

با توجه به اقتصاد نفتی ایران و اینکه قیمت نفت در معرض تکانه‌های نفتی قرار می‌گیرد، و این شوک‌ها درآمدهای ارزی را متأثر می‌کند، هدف این مطالعه، بررسی اثرات تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری می‌باشد. و تمرکز اصلی این بحث بر پویایی‌های تراز تجاری می‌باشد. بیشتر مطالعات موجود در اقتصاد ایران در خصوص بخش خارجی که بر پایه رویکرد نئوکینزی شکل گرفته‌اند، حساب جاری را مبنای کار قرار داده‌اند (زهابی، ۱۳۹۶). در صورتی که رویکرد اصلی این مطالعه، بررسی تکانه‌های برون‌زا به ویژه تکانه‌های ارزی در تراز تجاری و تعیین سیاست‌های بهینه می‌باشد. در این راستا، از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در یک اقتصاد باز بهره گرفته شده است که این الگو شامل: خانوار، بنگاه، دولت (مقام پولی) و بخش خارجی است. در ادامه این مطالعه و در بخش دوم به بررسی پیشینه تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم، به مبانی نظری و تصریح الگوی تحقیق پرداخته شده و پس از استخراج معادلات الگو، در بخش چهارم با تعیین مقادیر ورودی الگو و ارزیابی اعتبار آن، آثار تکانه‌های نرخ ارز بررسی شده است. درنهایت، نتایج تحقیق در بخش پنجم ارائه شده است.

## ۲. مبانی نظری

تراز تجاری از مهم‌ترین مسائل اقتصادی کشورها است و نقش مهمی در رشد اقتصادی کشورها ایفا می‌کند. رابطه نرخ ارز و تراز تجاری از لحاظ تاریخی در تئوری‌های تجارت بسیار مشهور است. رویکرد انعطاف‌پذیری تراز پرداخت‌ها، نشان می‌دهد که که با کاهش نرخ ارز، تراز پرداخت‌ها بهبود می‌یابد. اثرات نرخ ارز بر تراز تجاری در بلند مدت و کوتاه مدت می‌باشد که

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

مطابق با شرط مارشال- لرنر[۱]، اثرات در بلندمدت رخ می‌دهد (مسیح[۲]، ۲۰۱۸). درباره اثرات نرخ ارز بر تراز تجاری، محققان اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش پول را جداگانه بررسی کرده‌اند. کروگمن و آبستفلد[۳] (۲۰۰۱) عنوان می‌کنند که تغییر نرخ ارز بر روی تراز تجاری دو اثر می‌گذارد: اثر قیمتی و اثر مقداری. در کل، این اعتقاد وجود دارد که در عملکرد کوتاه‌مدت، اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه می‌کند، در حالی که در عملکرد بلندمدت، با فرض اینکه شرط مجموع کشش‌های صادرات و واردات یا شرط مارشال- لرنر برقرار باشد، وضعیت بر عکس می‌شود و اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه خواهد کرد (معماریان و همکاران، ۱۳۸۹). اثرات کوتاه‌مدت که تحت عنوان منحنی J[۴] مطرح می‌شود و از آن به اثر قیمتی یاد می‌شود. اثر بلندمدت که به اثر مقداری یاد می‌شود همان شرط مارشال-لرنر است که در آن با ارزان‌تر شدن صادرات، تقاضا برای کالاهای داخلی بیشتر شده و موجب افزایش صادرات و کاهش واردات می‌گردد و در نتیجه آن باعث بهبود در حساب جاری می‌شود (خداوردی زاده، ۱۳۹۶).

با پیوستن کشورها به شبکه‌های جهانی تولید، نوسانات نرخ ارز تأثیر کمتری در رقابت صادرات کالاهای عمومی دارد. افزایش نرخ ارز با افزایش رقابت قیمت‌ها در اقتصادهای کوچک، تراز تجاری را بهبود می‌بخشد اما ممکن است در مورد اقتصادهای بزرگ این اثر را نداشته باشد، زیرا قیمت‌های بین‌المللی را از طریق صادرات و واردات کاهش می‌دهد. همچنین، افزایش قیمت صادرات با افزایش قیمت کالای واسطه وارداتی یا کاهش ارزش افزوده تولید داخلی تعیین می‌شود (میونگ[۵]، ۲۰۱۹). بنابراین نوسانات نرخ ارز، از طریق تأثیرگذاری در قدرت رقابت کشور در بازارهای خارجی باعث تغییر وضعیت تراز تجاری می‌گردد. این اثرات نامتقارن

۱. Marshal-Lerner

۲. Masih et al.

۳. Krugman and Bstfld

۴. Curve

۵. Myoung Shik Choi et al.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

تراز تجاری، نقش دوگانه نرخ ارز را در اقتصاد بیان می‌کند. منظور از نامتقارن بودن اثرات تراز تجاری، شرایطی است که کاهش ارزش پول اثرات متفاوتی بر تراز تجاری دارد که این اثرات از طریق رویکرد عرضه و تقاضا بررسی می‌شود. در طرف تقاضا، کاهش ارزش پول از طریق افزایش قیمت نسبی کالاهای خارجی و افزایش رقابت پذیری بین‌المللی صنایع داخلی و انتقال مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی، موجب گسترش فعالیت‌های اقتصادی داخلی شود. در طرف عرضه، اثر نرخ ارز بر تراز تجاری انقباضی است (برقی اسکویی، ۱۳۹۶).

## ۳. پیشینه پژوهش

رابطه بین تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری برای بسیاری از کشورها مورد بررسی قرار گرفته و آنچه از مجموع این مطالعات بر می‌آید، عدم وجود یک اجماع کلی در ارتباط با موضوع است. مطالعات داخلی و خارجی که در زمینه تراز تجاری صورت گرفته است، به شرح زیر می‌باشد:

### ۳-۱. مطالعات داخلی

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی را در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران بررسی کرده‌اند. آن‌ها بیان کردند که سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران به نحوی است که بیشتر جنبه صلاحدیدی دارد و مبتنی بر قاعده یا هدف‌گذاری خاصی نیست. نتایج کار آن‌ها نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران پولی در بیشتر دوره‌ها، هدف‌گذاری صورت گرفته در برنامه‌های توسعه را رعایت نکرده‌اند. تابع ضربه واکنش سیاست پولی نیز بیشتر قادر به توضیح دادن سیاست پولی در دهه ۱۳۹۰ شمسی است. نتیجه دیگر مدل آن است که فاصله بین زمان تصویب پروژه‌های سرمایه‌گذاری دولت تا زمان اتمام پروژه‌ها، تأثیر معناداری بر روی تولید و مصرف دارد.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید اقتصاد باز به ارزیابی اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر اقتصاد ایران پرداخته‌اند. در این الگو، درآمدهای نفتی در بخشی مجزا لحاظ گردیده است. همچنین، چسبندگی قیمت‌ها در الگو وارد شده. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که تأثیر اولیه تکانه‌های پولی، مخارج دولت و

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

درآمد نفت بر تولید غیرنفتی و تورم مثبت می‌باشد اما تکانه فناوری، اثر منفی بر تورم و مثبت بر تولید دارد.

منظور و همکاران (۱۳۹۵)، آثار شوک‌های پولی و بودجه‌ی دولت و درآمدهای نفتی بر متغیرهای اقتصاد در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی از نوع مدل کینزی جدید بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که میزان اثرگذاری شوک پولی بر متغیرها در سیاست‌گذاری به روش قاعده و صلاحدیدی تا حدودی متفاوت است. شوک‌های مالی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد را تحریک می‌کنند، ولی نکته قابل توجه آن است که بودجه‌ی عمرانی دولت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به صورت آنی افزایش نداده است، ولی با وقفه سرمایه‌گذاری خصوصی تحریک می‌شود که این امر ممکن است به دلایل مختلفی نظیر طولانی بودن اجرای پروژه‌های عمرانی و کم دقتی در انتخاب پروژه‌ها اتفاق بیافتد. شوک‌های نفتی به دلیل وابستگی ساختار اقتصادی کشور به درآمدهای ارزی حاصل از نفت کلیه متغیرها در نتیجه این شوک متأثر می‌شوند.

فرازمند و همکاران (۱۳۹۵)، یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا با چسبندگی‌های اسمی و حقیقی جهت بررسی اثرات اصلاح قیمت انرژی بر اقتصاد کلان ایران طراحی کرده است. در این راستا، مصرف انرژی در سبد مصرفی خانوار به عنوان یک کالای مصرفی به طور جداگانه لحاظ شده است. نتایج توابع واکنش تکانه‌ای نشان می‌دهد، یک شوک در قیمت حقیقی انرژی (به اندازه یک انحراف معیار) منجر به کاهش تولید، افزایش تورم و نیز کاهش مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری می‌گردد. همچنین بررسی افزایش قیمت نفت در این الگو باعث افزایش تولید، تورم، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود.

درگاهی و همکاران (۱۳۹۵)، با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید و روش کالیبراسیون به بررسی آثار تکانه‌های پولی و مالی بر نوسانات متغیرهای اقتصادی کلان پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که کاهش نسبت سپرده قانونی باعث رشد خفیف تولید و افزایش تورم می‌شود. همچنین تکانه افزایش مخارج عمرانی دولت باعث افزایش تورم و تحریک تولید می‌شود. در مجموع، نتایج بیانگر آن است که در نظر گرفتن بخش بانکی در

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

مدل‌سازی اقتصاد کلان، به دلیل انتقال اثرات تکانه‌ها به ترازنامه بانک‌ها و بازخور اثرات آن در بخش حقیقی، اطلاعات بیشتری برای تحلیل نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی برای سیاست‌گذار فراهم می‌نماید که در مدل‌های رقیب وجود ندارد.

### ۳-۲. مطالعات خارجی

الگرت و بنخودجا[۱] (۲۰۱۱) در مطالعه خود از الگوسازی DSGE چندبخشی در طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ برای کشور الجزایر استفاده کرده‌اند. این الگو شامل سه بخش است و اثرات چهار شوک قیمت نفت، شوک نرخ ارز، شوک تورم جهانی و شوک نرخ بهره جهانی را بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در طی دوره مورد بررسی، تورم ناشی از افزایش حجم پول بر تورم و تولید داخلی مؤثر بوده است.

بایدس و فونفزاین[۲] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد کینزی جدید و با استفاده از داده‌های ۲۰۰۹-۱۹۹۲ برای کشور اردن نتیجه می‌گیرند که شوک تقاضای خارجی موجب افزایش درآمد و مصرف می‌شود، شوک در نرخ بهره خارجی موجب کاهش مصرف و تولید شده و شوک در سیاست‌های پولی سبب افزایش مصرف گردیده است و دیگر این که الگوی مورد استفاده با فروض انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و دستمزدها بهترین الگو برای کشور اردن است، شوک تقاضای خارجی باعث افزایش مصرف و درآمد می‌شود، شوک در نرخ بهره سبب کاهش مصرف و تولید شده و کاهش نرخ ارز واقعی نیز باعث بهبود تراز تجاری گشته است.

دورته و اشنبال[۳] (۲۰۱۵)، در مطالعه خود پس از بحران‌های سال ۲۰۰۷ به بررسی کانال‌های تعدیل ناترازی در حساب جاری پرداخته‌اند. مطالعات آن‌ها برای ۸۶ اقتصاد نوظهور بین سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ نشان می‌دهد که علاوه بر نرخ ارز اسمی، سیاست‌های پولی و مالی نیز می‌توانند در

۱. Allegret and Benkhodja

۲. Beidas-Strom and Poghosyan

۳. Duarte and Schnabal

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

تعدیل ناترازی حساب جاری مؤثر باشد. برای بسیاری از کشورهای مورد مطالعه، سیاست پولی انبساطی که با سیاست انبساطی نسبی همراه است، به عنوان یک کاتالیزور مهم برای موقعیت منفی (مثبت) حساب جاری است.

اگورن[۱] (۲۰۱۶)، در مقاله خود با توجه به شتاب در شکل‌گیری بی‌ثباتی‌های جهانی پس از آخرین بحران مالی، به بررسی اثر رژیم های نرخ ارز انعطاف پذیر بر تعدیلات حساب جاری با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۱۸۰ کشور پرداخته‌اند. نتایج حاکی از تعدیلات حساب جاری بین کشورهای غیرصنعتی با توجه به نرخ ارز می‌باشد. از سویی دیگر در این مطالعه کانال‌های تأثیرگذار دیگر مورد بررسی قرار گرفته و نشان داده است که صادرات، با تغییرات قیمت نسبی بین‌المللی، رفتار متغیر مصرفی را پاسخ می‌دهد.

جرویس[۲] (۲۰۱۶)، نیز در مطالعه خود نشان داده‌اند که تعدیل نرخ ارز می‌تواند پایداری تراز تجاری را به دنبال داشته باشد و در کاهش ناترازی حساب جاری نقش مهمی داشته باشد. مدل مورد استفاده مطالعه، مدل تصحیح و خطای برداری در بین اقتصادهای در حال توسعه است. در نهایت نتایج حاکی از آن است که تعیین سیاست بهینه به عواملی مثل تغییرات نرخ ارز و نوع شوک‌ها بستگی دارد.

در بین مطالعات داخلی صورت گرفته، اگرچه توجه نسبتاً خوبی در زمینه طراحی الگوهای DSGE متناسب با شرایط اقتصادی ایران صورت گرفته است، اما این توجه در زمینه تراز تجاری کم‌تر قابل مشاهده است. در مطالعه حاضر، علاوه بر استفاده از چارچوب کلی مدل‌های DSGE ارائه شده توسط محققان داخلی و خارجی تحت پارادایم نیوکینزی، بخش خارجی اقتصاد با تأکید تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری بررسی شده است.

در مطالعات موجود در ایران اثر تکانه‌های ارز و تورم بر حساب جاری بررسی شده است در حالی که در پژوهش حاضر به بررسی این تکانه‌ها روی تراز پرداخت‌ها تمرکز شده است. از سوی

۱. Eguren

۲. Gervais

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

دیگر، عمده مطالعات شوک‌های وارده بر مدل را در اتباط با شوک‌های نفتی بررسی کرده‌اند و اینکه در این مطالعه سبد کالای خانوار به صورت کالاهای داخلی و خارجی در نظرگرفته شده است و همچنین یارانه‌ها در قید بودجه دولت در نظر گرفته شده است.

## ٤. تصریح مدل

الگوی پیشنهادی برای این تحقیق به صورت یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد باز کوچک در نظر گرفته و فرض چسبندگی قیمت از نوع کالوو[۱] (۱۹۸۳) می‌باشد. به منظور لحاظ نمودن پایداری تورم، از مکانیزم قیمت‌گذاری سرانگشتی[۲] استنسون (۲۰۰۳) استفاده می‌شود. فرض می‌شود سیاست‌گذار پولی یکی از این دو سیاست پولی را اجرا می‌کند: هدف‌گذاری تورم و هدف‌گذاری تولید. مهمترین متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق شامل حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، نرخ ارز، نرخ تورم، درآمد مالیاتی، تراز پرداخت، حساب جاری، حساب سرمایه، مخارج جاری و عمرانی دولت، مخارج مصرفی خانوارها، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، شاخص قیمت تولید کننده، صادرات، واردات، تراز تجاری، اشتغال، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری، استهلاک و... می‌باشد.

### ٤-١. خانوارها

در این الگو فرض شده که دامنه پیوسته‌ای از خانوارها با افق زمانی بی‌نهایت وجود دارد که هدف خانوار نوعی حداکثر نمودن تابع مطلوبیت تنزیل شده بین دوره‌ای خود به صورت رابطه زیر است:

$$\max: \quad U = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \; u(C_t, L_t, \frac{M_t}{P_t}) \qquad (۱)$$

۱. Calvo

۲. Rule-of-thumb

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

که $L_t$ عرضه نیروی کار، $(\frac{M_t}{P_t})$ تراز حقیقی پول و $C_t$ شاخص مصرف کل است. مصرف کل ترکیبی از مصرف کالاهای داخلی $(C_{H,t})$ و مصرف کالاهای خارجی $(C_{F,t})$ است و براساس یک تابع جانشینی با کشش ثابت (CES) به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$C_t = \left[ (1-\gamma_1)^{1/\theta_1} C_{F.t}^{\frac{\theta_1-1}{\theta_1}} + \gamma_1^{1/\theta_1} C_{F.t}^{\frac{\theta_1-1}{\theta_1}} \right]^{\frac{\theta_1}{\theta_1-1}} \quad (۲)$$

که در آن پارامتر $\theta_1$ کشش جانشینی بین مصرف کالاهای داخلی و خارجی و پارامتر $\gamma_1$ سهم کالاهای خارجی در مصرف کل را نشان می‌دهد. از حداقل کردن هزینه سبد مصرفی، توابع تقاضا برای مصرف کالاهای داخلی و خارجی به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$C_{F,t} = (1-\gamma_1)\left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{-\theta_1} C_t \quad (۳)$$

$$C_{H,t} = \gamma_1\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\theta_1} C_t \quad (۴)$$

که $P_t$ شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) است و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$P_t = \left[ (1-\gamma_1)(P_{F,t})^{1-\theta_1} + \gamma_1 (P_{H,t})^{1-\theta_1} \right]^{\frac{1}{(1-\theta_1)}} \quad (۵)$$

کالاهای داخلی مصرف شده یا از طریق تولید داخلی یا واردات قابل تأمین است. بنابراین مصرف کالاهای داخلی بوسیله یک تابع جانشینی با کشش ثابت (CES) به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$C_{H,t} = \left[ (1-\gamma_2)^{\frac{1}{\theta_2}} (C_{H,t})^{\frac{(\theta_2-1)}{\theta_2}} + (\gamma_2)^{\frac{1}{\theta_2}} (C_{F,t})^{\frac{(\theta_2-1)}{\theta_2}} \right]^{\frac{\theta_2}{(\theta_2-1)}} \quad (۶)$$

که در آن $\theta_2$ کشش جانشینی بین مصرف کالاهای تولید در داخل $C_{H.t}$ و کالاهای وارداتی $C_{F.t}$ را نشان می‌دهد و پارامتر $\gamma_2$ سهم کالاهای وارداتی در کل مصرف کالاهای داخل کشور را نشان

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

می‌دهد. همانند بحثی که در بالا راجب مصرف کل صورت گرفت از حداقل کردن مخارج سبد کالاهای مصرفی، توابع تقاضا برای مصرف کالاهای تولید شده در داخل و کالاهای وارداتی به صورت رابطه زیر است:

$$C_{H,t} = (1-\gamma_2)\left(\frac{P_{H,t}}{P_{T,t}}\right)^{-\theta_2} C_{T,t} \quad (۷)$$

$$C_{F,t} = \gamma_2\left(\frac{P_{F,t}}{P_{T,t}}\right)^{-\theta_2} C_{T,t} \quad (۸)$$

که در آن $P_{H.t}$ و $P_{F.t}$ به ترتیب قیمت کالاهای تولید شده در داخل و قیمت کالاهای وارداتی هستند. شاخص قیمت کالاهای داخلی به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$P_{h,t} = \left[(1-\gamma_2)(P_{H,t})^{1-\theta_2} + \gamma_2(P_{F,t})^{1-\theta_2}\right]^{\frac{1}{(1-\theta_2)}} \quad (۹)$$

کل مخارج مصرفی خانوارها بوسیله مجموع مخارج کالاهای مصرف شده به صورت رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$P_t\ C_t = P_{F,t}C_{F,t} + P_{H,t}C_{H,t} \quad (۱۰)$$

فرم لگاریتم خطی شده معادلات مربوط به مصرف کل، تقاضای مصرف و شاخص قیمت کل و شاخص قیمت کالاهای مصرفی در زیر آورده شده است. (سنبتا[۱]، ۲۰۱۱)

$$\hat{c}_t = (1-\gamma_1)\hat{c}_{F,t} + \gamma_1\hat{c}_{H,t} \quad (۱۱)$$

$$\hat{p}_t = (1-\gamma_1)\hat{p}_{F,t} + \gamma_1\hat{p}_{H,t} \quad (۱۲)$$

$$\hat{c}_{F,t} = -\theta_1(\hat{p}_{F,t} - \hat{p}_t) + \hat{c}_t \quad (۱۳)$$

$$\hat{c}_{H,t} = -\theta_1(\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t) + \hat{c}_t \quad (۱۴)$$

[۱] Senbeta

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

هدف هر خانوار حداکثر کردن تابع مطلوبیت تنزیل شده بین دوره‌ای خود با توجه به قید بودجه‌اش است. تابع مطلوبیت تنزیل شده انتظاری خانوار بر اساس مطالعه اسمتز و وترز[۱] (۲۰۰۳) در قالب معادله زیر تصریح می‌شود:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_t^P \left( \frac{1}{1-\sigma_c} \left( C_t - h\, C_{t-1} \right)^{1-\sigma_C} - \frac{\varepsilon_t^L}{1+\sigma_L} \left( L \right)^{1+\sigma_L} + \frac{\varepsilon_t^M}{1-\sigma_M} \left( \frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\sigma_M} \right) \qquad (۱۵)$$

در این معادله پارامتر β نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار، $\varepsilon_t^P$ شوک ترجیحات، $\varepsilon_t^L$ عرضه نیروی کار، $\varepsilon_t^M$ شوک تقاضای پول، $\sigma_C$ معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، $\sigma_L$ معکوس کشش نیروی کار فریش، $\sigma_M$ معکوس کشش تراز حقیقی پول و پارامتر h نشان‌دهنده عادت مصرفی است.

قید بودجه خانوار به صورت معادله زیر تصریح می‌گردد:

$$\begin{aligned} C_t + I_t + \frac{M_t}{P_t} + T_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{e_t B_t^f}{P_t} &= \frac{W_t}{P_t} L_t + r_t^K Z_t K_{t-1} - \psi(Z_t)\ K_{t-1} \\ &+ \frac{R_{t-1}\ B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{e_t R_t^f B_{t-1}^f}{P_t} + Div_t \end{aligned} \qquad (۱۶)$$

که در رابطه بالا، $I_t$ سرمایه‌گذاری، $T_t$ مالیات پرداختی خانوار، $B_t$ ارزش اسمی اوراق مشارکت داخلی، $B_t^f$ اوراق مشارکت خارجی، $R_{t-۱}$ نرخ سود ناخالص اوراق مشارکت داخلی، $R_{t-۱}^f$ نرخ سود ناخالص اوراق مشارکت خارجی، $W_t$ نرخ دستمزد اسمی، $r_t^K$ نرخ حقیقی اجاره سرمایه، $div_t$ سود توزیع شده بنگاه تولید کننده کالاهای واسطه و $\psi(Z_t)$ هزینه بهره‌برداری سرمایه هستند. در مورد هزینه بهره‌برداری از سرمایه فرض می‌شود که اگر به طور کامل از سرمایه استفاده شود این هزینه صفر خواهد بود و در صورت بهره‌برداری کمتر از ظرفیت بالقوه هزینه بهره‌داری وجود خواهد داشت و برای این هزینه رابطه زیر در نظر گرفته شده است:

۱. Smets and Wouters.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

$$\psi(Z_t) = \begin{cases} \psi(1) = 0 \\ \psi'(Z_t) > 0 \end{cases} \quad (۱۷)$$

معادله تشکیل سرمایه به صورت معادله زیر تصریح می‌گردد:

$$K_t = (1-\delta)\ K_{t-1} + \left[1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}})\right] I_t\ \varepsilon_t^I \quad (۱۸)$$

در معادله بالا $\delta$نرخ استهلاک سرمایه، $S(\frac{I_t}{I_{t-1}})$ نشان‌دهنده هزینه تعدیل سرمایه و $\varepsilon_t^I$ شوک تکنولوژی مانا مختص سرمایه‌گذاری[۱] است. تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری یک تابع محدب فزاینده و دارای ویژگی‌های زیر است:

این فرم تابعی دلالت بر این دارد که تغییر دادن سطح سرمایه‌گذاری هزینه‌بر است که مرتبط با هزینه نصب و استفاده از سرمایه‌گذاری است و نشان‌دهنده وجود اینرسی (ایستایی) در سرمایه‌گذاری است. هزینه تعدیل در وضعیت پایدار صفر است.

$$S(\frac{I_t}{I_{t-1}}) = \begin{cases} S(1) = 0 \\ S'(1) = 0 \\ S''(1) > 0 \end{cases} \quad (۱۹)$$

تابع لاگرانژ مربوط به مسأله خانوار به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\ell_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \begin{array}{l} \varepsilon_t^P \left( \frac{1}{1-\sigma_c} \left(C_t - h\ C_{t-1}\right)^{1-\sigma_C} - \frac{\varepsilon_t^L}{1+\sigma_L} \left(L_t\right)^{1+\sigma_L} + \frac{\varepsilon_t^M}{1-\sigma_M} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\sigma_M} \right) \\ + \lambda_t \left[ \begin{array}{l} \frac{W_t}{P_t} L_t + r_t^K Z_t K_{t-1} - \psi(Z_t)\ K_{t-1} + \frac{R_{t-1}\ B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{e_t R_t^f B_{t-1}^f}{P_t} + Div_t \\ - C_t - I_t - \frac{M_t}{P_t} - T_t - \frac{B_t}{P_t} - \frac{e_t B_t^f}{P_t} \end{array} \right] \\ + Q_t \left[ (1-\delta)\ K_{t-1} + \left[1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}})\right] I_t \varepsilon_t^I - K_t \right] \end{array} \right] \quad (۱۸)$$

۱. Stationary investment-specific technology shock

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

که در آن $\ell_t$ تابع لاگرانژ و $\lambda_t$ و $Q_t$ ضرایب لاگرانژ هستند. شرایط مرتبه اول برای مسأله بهینه‌یابی خانوار به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$(C_t): \quad \varepsilon_t^p (C_t - h\ C_{t-1})^{-\sigma_C} - \lambda_t = 0 \quad \Rightarrow \quad \lambda_t = \varepsilon_t^p (C_t - h\ C_{t-1})^{-\sigma_C} \tag{۲۱}$$

$$(\frac{B_t}{P_t}): \quad \beta\ E_t\ \lambda_{t+1} R_t (\frac{P_t}{P_{t+1}}) - \lambda_t = 0 \quad \Rightarrow \quad \beta\ E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} = \frac{1}{R_t} \tag{۲۲}$$

$$(\frac{M_t}{P_t}): \quad \varepsilon_t^p \varepsilon_t^M (\frac{M_t}{P_t})^{-\sigma_M} + \beta\ E_t \lambda_{t+1} (\frac{P_t}{P_{t+1}}) - \lambda_t = 0 \tag{۲۳}$$

$$\Rightarrow \quad \varepsilon_t^M (\frac{M_t}{P_t})^{-\sigma_M} = (C_t - h\ C_{t-1})^{-\sigma_C} (1 - \frac{1}{R_t})$$

$$(L_t): -\varepsilon_t^p \varepsilon_t^L (L_t)^{\sigma_L} + \lambda_t (\frac{W_t}{P_t}) = 0 \quad \Rightarrow \quad \lambda_t (\frac{W_t}{P_t}) = \varepsilon_t^p \varepsilon_t^L (L_t)^{\sigma_L} \tag{۲۴}$$

$$(I_t): \lambda_t = Q_t \varepsilon_t^I \left[ 1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}}) - S'(\frac{I_t}{I_{t-1}})(\frac{I_t}{I_{t-1}}) \right] + \beta\ E_t\ \lambda_{t+1}\ Q_{t+1}\ \varepsilon_{t+1}^I\ S'(\frac{I_{t+1}}{I_t}) \left[ \frac{I_{t+1}}{I_t} \right]^2 \tag{۲۵}$$

$$\Rightarrow 1 = q_t \varepsilon_t^I \left[ 1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}}) - S'(\frac{I_t}{I_{t-1}})(\frac{I_t}{I_{t-1}}) \right] + \beta\ E_t\ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} Q_{t+1}\ \varepsilon_{t+1}^I\ S'(\frac{I_{t+1}}{I_t}) \left[ \frac{I_{t+1}}{I_t} \right]^2$$

$$(Z_t): \quad r_t^K\ K_{t-1} - \psi'(Z_t)\ K_{t-1} = 0 \quad \Rightarrow \quad r_t^K = \psi'(Z_t) \tag{۲۶}$$

$$(\frac{e_t B_t^f}{P_t}): -\lambda_t + \beta\ E_t \lambda_{t+1}\ R_t^f (\frac{e_{t+1}}{e_t})(\frac{P_t}{P_{t+1}}) = 0 \tag{۲۷}$$

با جای‌گذاری معادلات فوق و حذف ضریب لاگرانژ و نوشتن معادله جدید بر حسب مصرف و لگاریتم خطی کردن آن، معادله اویلر مصرف بین دوره‌ای به صورت معادله زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{c}_t = \frac{h}{1+h} \hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h} \hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma_C} (\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-h}{(1+h)\sigma_C} (\hat{\varepsilon}_t^p - \hat{\varepsilon}_{t+1}^p) \tag{۲۸}$$

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

از جای‌گذاری معادلات و حذف ضریب لاگرانژ و نوشتن معادله جدید بر حسب تقاضای تراز حقیقی پول و لگاریتم خطی کردن آن، معادله تقاضای پول به صورت معادله زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{m}_t = \frac{1}{\sigma_M}\left[\frac{\sigma_C(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1})}{(1-h)} - \frac{1}{(1+\bar{r})}\hat{r}_t + \hat{\varepsilon}_t^M\right] \quad (۲۹)$$

از جای‌گذاری معادلات فوق و حذف ضریب لاگرانژ و نوشتن معادله جدید بر حسب عرضه نیروی کار و لگاریتم خطی کردن آن، معادله عرضه نیروی کار به صورت معادله زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{l}_t = \frac{1}{\sigma_L}\left[\hat{w}_t - \frac{\sigma_C}{1-h}(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) - \hat{\varepsilon}_L\right] \quad (۳۰)$$

از معادلات فوق معادله تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری خانوار به‌دست می‌آید که فرم لگاریتم خطی شده آن به صورت زیر است:

$$\hat{i}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{i}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}\ E_t\ \hat{i}_{t+1} + \frac{1}{(1+\beta)\varphi}\ \hat{q}_t + \hat{\varepsilon}_{t+1}^I \quad (۳۱)$$

در رابطه بالا $\hat{q}_t = \frac{Q_t}{\lambda_t}$ نسبت دو ضریب لاگرانژ یا نسبت ارزش بازاری سرمایه نصب شده بر حسب هزینه جایگزینی آن است که در اصلاح q توبین نهایی نامیده می‌شود و از رابطه فوق به‌دست می‌آید و معادله فرم لگاریتم خطی آن به صورت معادله زیر است:

$$\hat{q}_t = -(\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + \left(\frac{1-\delta}{1-\delta+\bar{r}^K}\right)\ E_t\ \hat{q}_{t+1} + \left(\frac{\bar{r}^K}{1-\delta+\bar{r}^K}\right)\ E_t\ \hat{r}_{t+1}^K \quad (۳۲)$$

با در نظر گرفتن $d_t = \left(\frac{e_t}{e_{t-1}}\right)$به عنوان تغییرات ارزش نرخ ارز اسمی و $\pi_t = \left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ به عنوان نرخ تورم ناخالص، معادله برابری نرخ بهره بدون پوشش (UIP) به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$R_t = R_t^{fr}\ E_t\ d_{t+1} \quad \Rightarrow \quad \hat{R}_t = \hat{R}_t^{fr} + E_t\ \hat{d}_{t+1} \quad (۳۳)$$

این معادله بیان می‌کند که در تعادل و به منظورحذف فرصت آربیتراژ، با فرض تحرک کامل سرمایه بین کشور داخلی و دنیای خارج، بایستی نرخ بهره داخلی برابر با نرخ بهره خارجی به علاوه تغییرات انتظاری نرخ ارز اسمی باشد.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

از آنجا که در طراحی مدل به عنوان یک اقتصاد باز کوچک در نظر گرفته شده است. لذا در ادامه، تعریف نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله، با فرض گذار ناقص[۱] نرخ ارز بیان می‌گردد. یکی از پیشرفت‌های مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی در نظر گرفتن وجود انحراف از قانون قیمت واحد، از طریق در نظر گرفتن قانون شکاف قیمت واحد است. این ادعا وجود دارد که بازار داخلی برای کالاهای وارداتی، بنگاه‌های واردکننده کالا به دلیل خصوصیت رقابت انحصاری، دارای قدرت قیمت‌گذاری در کالاهای وارداتی و توزیع آن هستند. این قدرت بازار باعث ایجاد تحریف قیمتی می‌شود که نتیجه آن به صورت اختلاف بین قیمت داخلی و قیمت خارجی کالای وارداتی وقتی بر حسب یک نرخ ارز بیان گردد، می‌شود. این تحریف قیمتی به صورت قانون شکاف قیمت واحد به صورت معادله زیر بیان می‌گردد:

$$\zeta_t = \frac{e_t \; P_t^{fr}}{P_{F,t}} \qquad \Rightarrow \qquad \hat{\zeta}_t = \hat{e}_t + \hat{p}_t^{fr} - \hat{p}_{F,t} \tag{۳۴}$$

در معادله بالا $\xi_t$ شکاف قیمت واحد، $e_t$ نرخ ارز اسمی، $P_t^{fr}$ شاخص قیمت جهانی و $P_{F.t}$ متوسط قیمت کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی است. به عبارت دیگر قانون شکاف قیمت واحد از نسبت شاخص قیمت کالاهای خارجی بر حسب پول داخلی به شاخص قیمت داخلی واردات به‌دست می‌آید. اگر این نسبت برابر یک باشد قانون شکاف قیمت واحد به قانون قیمت واحد تبدیل می‌شود.

نرخ ارز حقیقی به صورت نسبت شاخص قیمت جهانی (سایر نقاط جهان) برحسب پول داخلی به شاخص قیمت داخلی، به صورت معادله زیر تعریف می‌شود:

$$RER_t = \frac{e_t \; P_t^{fr}}{P_t} \qquad \Rightarrow \qquad \hat{RER}_t = \hat{e}_t + \hat{p}_t^{fr} - \hat{p}_t \tag{۳۵}$$

۱. Incomplete pass-through

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

رابطه مبادله به عنوان معیاری از قدرت رقابت پذیری اقتصاد به صورت نسبت قیمت صادرات به قیمت کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی تعریف می‌گردد.

$$V_t = \frac{p_{H,t}}{p_{F,t}} \qquad \Rightarrow \qquad \hat{v}_t = \hat{p}_{H,t} - \hat{p}_{F,t} \tag{۳۶}$$

با جای‌گذاری و ساده‌سازی می‌توان نرخ ارز حقیقی را به صورت لگاریتم خطی شده بر حسب شکاف از قیمت واحد و رابطه مبادله به صورت معادله زیر نوشت:

$$R\hat{E}R_t = \hat{\zeta}_t - [1-\gamma_2(1-\gamma_1)]\ \hat{v}_t - \gamma_1(\hat{p}_{N,t} - \hat{p}_{H,t}) \tag{۳۷}$$

همچنین تغیرات نرخ ارز حقیقی را می‌توان بر حسب تغیرات نرخ ارز اسمی و تفاضل نرخ تورم داخلی از نرخ تورم خارجی به صورت رابطه زیر به‌دست آورد که نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز اسمی امسال نسبت به سال قبل باعث افزایش نرخ ارز حقیقی می‌شود. از طرف دیگر اگر رشد قیمت‌های داخلی بیشتر از قیمت‌های خارجی باشد نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد.

$$R\hat{E}R_t - R\hat{E}R_{t-1} = \hat{e}_t - \hat{e}_{t-1} + \hat{\pi}_t^{fr} - \hat{\pi}_t \tag{۳۸}$$

یکی دیگر از فروض مدل‌های اقتصاد باز این است که کارگزارن اقتصادی دسترسی به مجموعه کاملی از اوراق بهادار به طور بین‌المللی مبادله شده دارند. از این رو بر اساس این فرض، مسأله سهیم شدن در ریسک بین المللی مطرح می‌شود. این فرض نقش مهمی در مرتبط کردن مصرف داخلی با مصرف بقیه کشورهای جهان دارد و شرایط لازم برای یک مدل مانا را فراهم می‌کند. البته این شرط برای اقتصادهای با درآمد پایین غیرواقعی است. در صورت در نظر نگرفتن این فرض بایستی فرض گردد که کارگزاران اقتصادی مواجه با بازارهای دارایی ناقص مواجه هستند و با چنین فرضی بایستی پاداش ریسک وابسته به بدهی در مدل معرفی گردد به طوری که نرخ بهره خارجی که اقتصاد داخلی با آن مواجه است با افزایش بدهی خالص کشور افزایش می‌یابد. اشمیت-گروهه و یوریبه[۱] (۲۰۰۳) نشان دادند که مدل‌های مختلف با فرض بازارهای دارایی کامل و ناکامل پویای یکسانی در نوسانات ادوار تجاری ارائه می‌دهند.

۱. Schmitt-Grohe & Uribe

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

همان‌طور که در بالا اشاره شد فرض سهیم شدن در ریسک بین‌المللی باعث مرتبط کردن مصرف داخلی با سطح مصرف خارجیان (سایر کشورهای جهان) می‌شود. این ارتباط از طریق معادله اویلر مصرف از مسأله بهینه‌یابی خانوار داخلی به‌دست می‌آید که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$\beta\ E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} = \frac{1}{R_t} \qquad \Rightarrow \qquad \beta\ E_t \frac{(C_{t+1} - h\ C_t)^{-\sigma_c}}{(C_t - h\ C_{t-1})^{-\sigma_c}} \frac{P_t}{P_{t+1}} = \frac{1}{R_t} \tag{۳۹}$$

تا زمانی که سایر کشورهای جهان به مجموعه مشابهی از اوراق مشارکت داخلی دسترسی داشته باشند معادله اویلر مصرف آن‌ها بر اساس رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\begin{aligned} &\beta E_t \frac{(C_{t+1}^{fr} - h\ C_t^{fr})^{-\sigma_c}}{(C_t^{fr} - h\ C_{t-1}^{fr})^{-\sigma_c}} \frac{e_t P_t^{fr}}{e_{t+1} P_{t+1}^{fr}} = \frac{1}{R_t} \quad \Rightarrow \\ &E_t \frac{(C_{t+1} - h\ C_t)^{-\sigma_c}}{(C_t - h\ C_{t-1})^{-\sigma_c}} \frac{P_t}{P_{t+1}} = E_t \frac{(C_{t+1}^{fr} - hC_t^{fr})^{-\sigma_c}}{(C_t^{fr} - hC_{t-1}^{fr})^{-\sigma_c}} \frac{e_t P_t^{f}}{e_{t+1} P_{t+1}^{fr}} \end{aligned} \tag{۴۰}$$

از آنجا که اندازه اقتصاد سایر کشورهای جهان نسبت به اندازه اقتصاد داخلی خیلی بزرگ است می‌توان فرض کرد که $\hat{c}_t^{fr} = \hat{y}_t^{fr}$ باشد. پس از محاسبات جبری و ساده‌سازی می‌توان به معادله زیر برای فرض سهیم شدن در ریسک بین‌المللی رسید:

$$\hat{c}_t - h\ \hat{c}_{t-1} = \hat{c}_t^{fr} - h\ \hat{c}_{t-1}^{fr} + \frac{(1-h)}{\sigma_c} R\hat{E}R_t = \hat{y}_t^{fr} - h\ \hat{y}_{t-1}^{fr} + \frac{(1-h)}{\sigma_c} R\hat{E}R_t \tag{۴۱}$$

از طریق فرض بازارهای دارایی کامل می‌توان بین نرخ سود داخلی و خارجی بر اساس شرط برابری نرخ بهره پوشش داده نشده، ارتباط برقرار کرد (سنبتا، ۲۰۱۱).

### ٤-۲. بنگاه‌ها

مدل‌سازی بخش واردات بر اساس مطالعه گلین و کولیکف[۱] (۲۰۰۹) و آدلفسون و همکاران[۱] (۲۰۰۷) صورت گرفته است. بخش واردات شامل تعداد زیادی بنگاه است که کالاهای همگن از

۱. Gelain and Kulikov

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

بازار خریداری کرده و آن را به کالاهای مصرفی متمایز (ازطریق برندسازی) تبدیل می‌کنند. این کالاهای مصرفی متمایز به خانوارهای داخلی بر اساس چسبندگی قیمت در پول ملی فروخته می‌شود. چارچوبی که بنگاه‌های واردکننده بر اساس آن عمل می‌کنند همانند رفتار قیمت‌گذاری تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای است. بنابراین در هر دوره $(1-\theta_F)$ درصد از بنگاه‌های واردکننده اجازه دارند به صورت بهینه قیمت خود را تعدیل کنند و $\theta_F$ درصد واردکننده دیگر، قیمت خود را به صورت فرمول شاخص‌بندی به صورت زیر تعدیل می‌کنند:

$$P^{j}_{F,t+1} = \left(\pi_{F,t}\right)^{\tau_F} P^{j}_{F,t} \qquad (۴۲)$$

که در رابطه بالا، $\tau_F$ درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای وارداتی است و $\pi_{F,t} = \frac{P_{F,t}}{P_{F,t-1}}$ نرخ تورم ناخالص قیمت کالاهای وارداتی است.

شاخص قیمت کالاهای وارداتی از طریق رابطه زیر محاسبه می‌گردد.

$$P_{F,t} = \left( \int_0^1 (P^{j}_{F,t})^{\frac{-1}{\lambda^{p}_{F,t}}} dj \right)^{-\lambda^{p}_{F,t}} \qquad (۴۳)$$

که در آن $\lambda^{p}_{F.t}$ شوک مارک آپ قیمت مانا برای واردات است و به صورت فرم لگاریتم خطی شده از یک فرایند (۱) ARبه صورت زیر پیروی می‌کند:

$$\hat{\lambda}^{p}_{F,t} = \rho^{p}_{M} \hat{\lambda}^{p}_{F,t-1} + \hat{u}^{p}_{F,t} \qquad (۴۴)$$

کالاهای وارداتی نهایی یک ترکیب پیوسته $j \in [0,1]$ از کالاهای وارداتی متمایز شده است که به صورت یک جمع‌گر با کشش جانشینی ثابت (CES) به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$C_{F,t} = \left( \int_0^1 (C^{j}_{F,t})^{\frac{1}{\lambda^{p}_{F,t}}} dj \right)^{1+\lambda^{p}_{F,t}} \qquad (۴۵)$$

---

۱. Adolfson et al

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

از شرط حداقل کردن هزینه در بخش واردات می‌توان تابع تقاضای کالای مصرفی وارداتی $C^j_{F.t}$ به صورت زیر نوشت:

$$\min \int_0^1 P^j_{F,t}\ C^j_{F,t} dj \quad \Rightarrow \quad s.t.\ \ C_{F,t} \le \left( \int_0^1 (C^j_{F,t})^{\frac{1}{\lambda^p_{F,t}}} dj \right)^{1+\lambda^p_{F,t}} \tag{۴۶}$$

$$C^j_{F,t} = \left( \frac{P^j_{F,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\frac{1+\lambda^p_{F,t}}{\lambda^p_{F,t}}} C_{F,t} \tag{۴۷}$$

مشابه تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌های واردکننده جریان سود تنزیل شده انتظاری خود را با توجه به محدودیت چسبندگی قیمت و بر اساس روش کالوو (۱۹۸۳) حداکثر می‌کنند. در نهایت فرم لگاریتم خطی سازی شده منحنی فیلیپس نیوکینزی هیبریدی برای کالاهای وارداتی به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_{F,t} &= \frac{\beta}{1+\beta\ \tau_F} E_t \hat{\pi}_{F,t+1} + \frac{\tau_F}{1+\beta\ \tau_F} \hat{\pi}_{F,t-1} \\ &+ \frac{1}{1+\beta\ \tau_F} \frac{(1-\beta\theta_F)(1-\theta_F)}{\theta_F} \hat{mc}_{F,t} + \hat{\lambda}^p_{F,t} \end{aligned} \tag{۴۸}$$

که در رابطه بالا $\hat{mc}_{F,t} = \hat{p}^{fr}_t + \hat{e}_t - \hat{p}_{F,t}$ هزینه نهایی حقیقی بنگاه‌های واردکننده است.

## ٤-۳. بنگاه‌های صادرکننده

هر بنگاه داخلی کالاهای خود را هم در بازار داخلی و هم در بازارهای جهانی می‌فروشد فرض می‌شود که تقاضا برای کالاهای صادراتی مشابه تقاضا برای محصولات داخلی است. شایان ذکر است با وجود اینکه صادرات غیرنفتی نیزمی‌تواند متغیرهای مدل را متأثر سازد، ولی به دلیل اینکه در مورد صادرات غیرنفتی و تأثیراتش در مطالعات قبلی به اندازه کافی پرداخته شده و همچنین به واسطه اینکه صادرات غیرنفتی واقعی (که شامل میعانات گازی و مواد پتروشیمی و

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

شیمیایی و... می‌شود) از نظر عددی نسبت به کل مدل برآوردی مقاله، قابل توجه نمی‌باشد، استنباط این است که این متغیر مدل را چندان تغییر نخواهد داد، از این رو تابع برای کالاهای صادراتی کشور به صورت رابطه زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$EX_t = \left( \frac{P_{E,t}}{P_t^f} \right)^{-\eta f} C_t^{fr} \qquad (۴۹)$$

که $\eta_f$ کشش جانشینی بین کالاهای صادراتی داخلی و کالاهای خارجی را در کشور خارجی نشان می‌دهد و $C_t^{fr}$ مصرف کل جهان است. از آنجایی که اقتصاد مورد مطالعه در مقایسه با جهان کوچک است بنابراین اقتصاد جهان نسبت به اقتصاد ایران بسته محسوب می‌شود. از این رو فرض می‌شود که $C_t^{fr} = Y_t^{fr}$ باشد در نتیجه تابع تقاضای صادرات برای تولیدات کشور به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$EX_t = \left( \frac{P_{E,t}}{P_t^{fr}} \right)^{-\eta fr} Y_t^{fr} \qquad (۵۰)$$

همچنین فرض می‌شود که در بازار کالاهای صادراتی قانون قیمت واحد برقرار است به این دلیل که سهم صادرات کشور نسبت به تولید جهانی ناچیز است از این رو کالاهای صادراتی ایران در بازار جهانی گیرنده قیمت هستند. بنابراین شاخص قیمت کالاهای صادراتی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_{E,t} = \frac{P_{H,t}}{e_t} \qquad (۵۱)$$

که در آن $P_{H.t}$ شاخص قیمت کالاهای قابل تجارت تولید داخل و $e_t$ نرخ ارز اسمی است.

همچنین تورم و تولید خارجی (جهانی) به صورت برونزا و دارای فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر فرض می‌شود:

$$\pi_t^{fr} = \rho_{\pi fr} \log \pi_{t-1}^{fr} + \varepsilon_t^{\pi fr} \quad , \quad \varepsilon_t^{\pi fr} \approx iid.N(0, \sigma^2_{\pi fr}) \qquad (۵۲)$$

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

$$y_t^{fr} = \rho_{y^{fr}} \log y_{t-1}^{fr} + \varepsilon_t^{y^{fr}} \quad , \quad \varepsilon_t^{y^{fr}} \approx iid.N(0, \sigma^2_{y^{fr}}) \tag{۵۳}$$

## ٤-٤. سیاست‌گذار مالی (دولت)

ابتدا فرض می‌شود که قید بودجه دولت به صورت زیر می‌باشد (ایرلند، ۲۰۰۳) [۱]:

$$\mathrm{T_t} + s_t(۱ + r^*)F^*_{t-۱} = p_t^g G_t + (R_{t-۱} - ۱)B + s_t F_t^* \tag{۵۴}$$

به‌طوری‌که در معادله فوق $T_t$ بیانگر مالیات می‌باشد. همچنین $F_t^*$ ارزش دارایی‌های خارجی بوده، $G_t$ مخارج دولت با قیمت‌های نسبی $p_t^g$ می‌باشد.

## ٤-٥. بانک مرکزی و سیاست‌گذار پولی

در چارچوب این مدل، بانک مرکزی از استقلال و ابزارهای کافی جهت تعیین حجم پول برخوردار نیست که در آن سیاست مالی دولت بر سیاست پولی بانک مرکزی جهت تعیین حجم پول مسلط است. فرض می‌کنیم که پایه پولی شامل بدهی دولت به بانک مرکزی $(GD)$ و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی $(FR)$ است (توکلیان، ۱۳۹۳):

$$H_t = GD_t + FR_t \tag{۵۵}$$

بدهی دولت به بانک مرکزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز در هر دوره از روابط زیر تبعیت می‌نمایند:

$$GD_t = GBD_t + GD_{t-۱} \tag{۵۶}$$

$$FR_t = FR_{t-۱} + ER_t(CR_tOR_t) \tag{۵۷}$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بدهی دولت به بانک مرکزی به طور کامل توسط سیاست مالی دولت و کسری بودجه دولت تعیین می‌گردد. دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز ضریبی از درآمدهای نفتی است که بانک مرکزی تنها از طریق تغییر این ضریب قادر است بر فرآیند انباشت دارایی‌های خارجی خود تأثیرگذار باشد. به عبارت بهتر در چارچوب این مدل، دولت

۱. Ireland

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

عامل اصلی تعیین پایه پولی از مسیر سیاست مالی است و بانک مرکزی تنها از طریق تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی($CR$) قادر است بر پایه پولی اثرگذار باشد. در عین حال، در این الگو فرض می‌شود که ضریب فزاینده پولی برابر یک است. بنابراین میزان حجم پول در اقتصاد در هر دوره عبارت است از:

$$M_t = H_t = (GD_t + FR_t) \quad (۵۸)$$

بنابراین با توجه به عوامل تعیین‌کننده پایه پولی، تنها ابزار بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی، تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی ($CR$) است. فرض می‌کنیم که بانک مرکزی بر اساس یک ملاحظه سیاستی که در آن نرخ ارز به عنوان لنگر اسمی است به سیاست‌گذاری می‌پردازد:

$$\left(\frac{CR_t}{CR}\right) = \left(\frac{ger_t}{ger}\right)^{-\mu_{er}} \quad (۵۹)$$

با تقسیم طرفین این رابطه بر $P_t$ پایه پول حقیقی رابطه زیر خواهد بود. فرض می‌شود که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت زیر باشد:

$$mb_t = dc_t + fr_t \quad (۶۰)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega o_t \quad (۶۱)$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت $O_t$ به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد.

## ٤-٦. شرایط بین‌المللی و تسویه بازار

کشور داخلی از دو راه تحت تأثیر جهان خارج قرار می‌گیرد. یکی از طریق تجارت کالای مصرفی و دیگری از طریق بازارهای مالی بین‌المللی. در اینجا متغیر حساب سرمایه را با $\mathrm{cap_t}$ و متغیر حساب جاری با $\mathrm{cur_t}$ نمایش داده شده است. طبق تعریف، حساب سرمایه نمایانگر سطح بدهی خالص و حساب جاری می‌باشد.

$$\mathrm{cap_t} = \left(\mathrm{d^f_{t+1}} - \mathrm{d^f_t}\right)\mathrm{Q_t} \quad (۶۲)$$

$$\mathrm{cur_t} = (\mathrm{ex_t} - \mathrm{Q_t im_t}) - \mathrm{r^f_t d^f_t Q_t} \quad (۶۳)$$

در این مدل فرض شده است که تراز پرداخت‌ها $\mathrm{bp_t}$ در تعادل باشد.

$$\mathrm{bp_t} = ۰$$

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

$$bp_t = cap_t + cur_t$$
$$0 = cap_t + cur_t \quad (۶۴)$$

بر این اساس معادلات مربوط به تراز پرداخت‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$0 = (ex_t - Q_t im_t) - r_t^f d_t^f Q_t \quad (۶۵)$$

$$\left(d_{t+1}^f - d_t^f\right)Q_t = (ex_t - Q_t im_t) - r_t^f d_t^f Q_t \quad (۶۶)$$

$$d_{t+1}^f = \left(1 + r_t^f\right)d_t^f - \left(\frac{ex_t}{Q_t} - im_t\right) \quad (۶۷)$$

روابط فوق در برگیرنده این مفهوم هستند که کشور داخلی جهت پوشش دادن پرداخت‌های بهره‌ای سررسید شده، بر حجم بدهی خارجی خود می‌افزاید که این امر موجب نقصان در تراز پرداخت‌ها می‌شود. نرخ بهره‌ی مربوط به بدهی خارجی به صورت متغیر برونزایی در نظر گرفته می‌شود که به میانگین جهانی نرخ بهره $\bar{r}^w$ و بدهی خارجی( $d_t^f$مقدار انحراف از حالت تعادلی آن) بستگی دارد.

با فرض وجود جابجایی کامل سرمایه، در بلندمدت، میانگین نرخ بهره در جهان خارج برابر با مقدار تعادلی داخل کشور و نرخ‌های بهره بدهی خارجی.

بنابراین: $\bar{r}^w = \bar{r}^f$

که در آن $\bar{r}^f$مقدار تعادلی $r^f$ است. جهت ایستا کردن، کشش نرخ بهره بدهی خارجی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$r_t^f = \bar{r}^f + \varphi\left(e^{\left(d_t^f - \bar{d}^f\right)} - 1\right) \quad (۶۸)$$

اضافه پرداخت بدهی کشور داخلی عبارتست از:

$$prem_t = \varphi\left(e^{\left(d_t^f - \bar{d}^f\right)} - 1\right) \quad (۶۹)$$

که در آن $\bar{d}^f$مقدار تعادلی $d_t^f$ و $\varphi$ یک پارامتر است.

## ۵. مقداردهی الگو و نتایج تحقیق

پس از معرفی الگو، ضرایب از روش مقدارهی (کالیبراسیون)، تخمین (مانند تخمین بیزی) و یا هر دو می‌تواند محاسبه گردد که تصمیم‌گیری در مورد استفاده از این روش‌ها به ویژگی محاسباتی

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

الگو می‌تواند ارتباط داشته باشد. در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده است که در آن مقادیر اولیه برای پارامترها به عنوان توزیع پیشین تعیین می‌شود و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد حداکثر درست‌نمایی بر اساس داده‌های واقعی ترکیب می‌شود. اگر اطلاعات اولیه در توزیع پیشین کامل و دقیق بوده و تخمین حداکثر درست‌نمایی نتواند کمکی به تخمین مدل کند روش بیزین تبدیل به کالیبراسیون (درجه‌بندی) می‌شود. اما اگر اطلاعات توزیع پیشین کاملاً نادرست و غیردقیق بوده باشد روش بیزین تبدیل به روش حداکثر درست‌نمایی می‌شود. در حالت بینابینی روش بیزین تلفیقی از دو روش کالیبراسیون و حداکثر درست‌نمایی است.

برای محاسبه مقادیر لگاریتم خطی شده متغیرها (انحراف از وضعیت پایدار متغیرها) با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات (HP) با $\lambda = ۶۷۷$ اجزای سیکلی، لگاریتم داده‌ها استخراج گردیده است. قبل از تخمین پارامترهای مدل لازم است پارامترها و شاخص‌هایی که به صورت سهمی بوده یا نیازی به برآورد ندارند را کالیبره کرد. این پارامترها از طریق مقادیر وضعیت متغیرها در حالت با ثبات به‌دست می‌آیند و میانگین داده‌های این نسبت‌ها به عنوان مقادیر وضعیت پایدار آن‌ها در نظر گرفته می‌شود و نیازی به برآورد آن‌ها وجود ندارد. نتایج متغیرها در حالت با ثبات در جدول شماره ۱ نشان داده شده است:

جدول ۱. متغیرها در حالت با ثبات

| متغیر | تعریف | مقدار |
|---|---|---|
| $(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}})$ | نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی | ۰/۵۳۱ |
| $(\frac{\overline{IM}}{\bar{Y}})$ | نسبت کل واردات | ۰/۲۳۳ |
| $(\frac{\overline{YN}}{\bar{Y}})$ | نسبت تولید قابل تجارت به تولید کل | ۰/۵۷۵ |
| $(\frac{\bar{X}}{\bar{Y}})$ | نسبت صادرات غیرنفتی به تولید | ۰/۰۸۳ |
| $(\frac{\overline{OIL}}{\bar{Y}})$ | نسبت صادرات نفتی به تولید | ۰/۲۱ |

مأخذ: نتایج تحقیق

برای برآورد بیزی پارامترهای مدل ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین پارامترها تعیین گردد، سپس با استفاده از نرم افزار داینر (Dynare) تحت نرم‌افزار متلب (MATLAB)

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

بر اساس روش مونت کارلو با زنجیره مارکوف در قالب الگوریتم متروپولیس- هستینگز، مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین پارامترها محاسبه می‌شود. در جدول شماره (۲) توزیع و میانگین پیشین و پسین پارامترهای مدل گزارش شده است که مقادیر میانگین پسین، برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین را نشان می‌دهد.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

جدول ۲. توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

| پارامتر | توضیحات | توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | توزیع پارامتر | میانگین پیشین | میانگین پسین | منبع |
| $\beta$ | نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار | بتا | ۰/۹۶۸ | ۰/۹۶۷ | کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) |
| h | عادت مصرفی | بتا | ۰/۶۵ | ۰/۵۳۹ | لاما و مدینا [۱] (۲۰۱۲) |
| $\theta_1$ | کشش جانشینی بین مصرف کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت | نرمال | ۰/۸۹ | ۰/۱۹۳ | داگر و همکاران [۲] (۲۰۱۲) |
| $\theta_2$ | کشش جانشینی بین مصرف کالاهای داخلی و وارداتی | نرمال | ۱/۵۶ | ۲/۵۶۷ | خیابانی و امیری (۱۳۹۳) |
| $\gamma_1$ | سهم کالاهای غیرقابل تجارت در مصرف کل | بتا | ۰/۴ | ۰/۳۹۴ | داگر و همکاران [۳] (۲۰۱۲) |
| $\gamma_2$ | سهم کالاهای وارداتی در کالاهای قابل تجارت مصرفی در داخل | بتا | ۰/۴ | ۰/۳۸۲ | لاما و مدینا [۴] (۲۰۱۲) |
| $\rho_N^a$ | ضریب خودتوضیح شوک تکنولوژی در بخش غیرقابل تجارت | گاما | ۰/۸ | ۰/۹۰۴ | آکوستا و همکاران [۵] (۲۰۰۹) |
| $\rho_H^a$ | ضریب خودتوضیح شوک تکنولوژی در بخش قابل تجارت | گاما | ۰/۸ | ۰/۹۳۸ | آکوستا و همکاران (۲۰۰۹) |
| $\lambda_{RER}$ | ضریب حساسیت بانک مرکزی به نرخ ارز در تابع عکس‌العمل پولی | نرمال | ۰/۸ | ۰/۶۹ | تقی پور و منظور (۱۳۹۴) |
| $K.$ | ضریب خودتوضیح نرخ ارز در تابع | بتا | ۰/۹ | ۰/۹۵ | محاسبات محقق |

۱. Lama and medina.

۲. dagher et al.

۳. Benkhodja

۴. Lama and medina

۵. Acosta et al.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

| پارامتر | توضیحات | توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | توزیع پارامتر | میانگین پیشین | میانگین پسین | منبع |
| | عکس‌العمل ارزی بانک مرکزی | | | | |
| $K_1$ | ضریب حساسیت بانک مرکزی به تولید در تابع عکس‌العمل ارزی | نرمال | -۱/۹ | -۱/۷۶ | محاسبات محقق |
| $K_2$ | ضریب حساسیت بانک مرکزی به نسبت ذخایر خارجی به پایه پولی در تابع عکس‌العمل ارزی | نرمال | -۱/۵۸ | -۱/۴۰ | محاسبات محقق |
| $\alpha_N$ | سهم سرمایه خصوصی در تولید کالاهای غیرقابل تجارت | بتا | ۰/۳ | ۰/۵۳ | لاما و مدینا (۲۰۱۲) |
| $\alpha_H$ | سهم سرمایه خصوصی در تولید کالاهای قابل تجارت | بتا | ۰/۲ | ۰/۴۳ | لاما و مدینا (۲۰۱۲) |
| $\alpha_{LN}$ | سهم تولید کالای غیرقابل تجارت از نیروی کار | بتا | ۰/۵۱ | ۰/۶۸ | بنخودجا (۲۰۱۱) |
| $\alpha_{KN}$ | سهم تولید کالای غیرقابل تجارت از سرمایه خصوصی | بتا | ۰/۲۳ | ۰/۴۲ | بنخودجا (۲۰۱۱) |
| $\theta_N$ | پارامتر چسبندگی قیمت کالوو در کالاهای غیرقابل تجارت | بتا | ۰/۷۵ | ۰/۴۴ | بنخودجا (۲۰۱۱) |
| $\theta_H$ | پارامتر چسبندگی قیمت کالوو در کالاهای قابل تجارت | بتا | ۰/۷۵ | ۰/۳۹ | بنخودجا (۲۰۱۱) |
| $\theta_M$ | پارامتر چسبندگی قیمت کالوو در کالاهای وارداتی | بتا | ۰/۵ | ۰/۸۹ | خیابانی و امیری (۱۳۹۳) |
| $\theta_E$ | پارامتر چسبندگی قیمت کالوو در کالاهای صادراتی | بتا | ۰/۵ | ۰/۵۶ | خیابانی و امیری (۱۳۹۳) |
| $\tau_N$ | درجه‌بندی شاخص قیمت کالاهای غیرقابل تجارت | بتا | ۰/۵ | ۰/۷۵ | محاسبات محقق |
| $\tau_H$ | درجه‌بندی شاخص قیمت کالاهای قابل تجارت | بتا | ۰/۵ | ۰/۶۸ | محاسبات محقق |
| $\tau_F$ | درجه‌بندی شاخص قیمت کالاهای وارداتی | بتا | ۰/۵ | ۰/۶۸ | خیابانی و امیری (۱۳۹۳) |

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

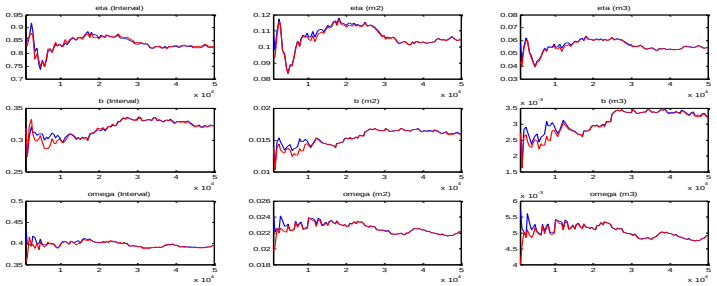
| پارامتر | توضیحات | توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | توزیع پارامتر | میانگین پیشین | میانگین پسین | منبع |
| $\eta_f$ | کشش جانشینی بین کالاهای صادراتی داخلی و کالاهای خارجی | نرمال | ۷/۲۴ | ۲/۶۱ | خیابانی و امیری (۱۳۹۳) |
| $\sigma_{An}$ | انحراف معیار شوک تکنولوژی در بخش غیرقابل تجارت | گامای معکوس | ۰/۰۱ | ۰/۰۹ | آکوستا و همکاران (۲۰۰۹) |
| $\sigma_{At}$ | انحراف معیار شوک تکنولوژی در بخش قابل تجارت | گامای معکوس | ۰/۰۱ | ۰/۴۶ | آکوستا و همکاران (۲۰۰۹) |
| $\rho_{Cu}$ | ضریب خودتوضیح شوک حساب جاری | گاما | ۱/۶۶۰ | ۱/۴۸۵ | محاسبات محقق (۱۳۹۷) |
| $\rho_{ca}$ | ضریب خودتوضیح شوک حساب سرمایه | گاما | ۲/۸۹۱ | ۲/۲۵۶ | محاسبات محقق (۱۳۹۷) |
| $\rho_{ca}^{rer}$ | ضریب خودتوضیح شوک نرخ ارز در بخش حساب سرمایه | گاما | ۰/۸ | ۰/۹۰۴ | آکوستا و همکاران (۲۰۰۹) |
| $\rho_{cu}^{rer}$ | ضریب خودتوضیح شوک نرخ ارز در بخش حساب جاری | گاما | ۰/۸ | ۰/۹۳۸ | آکوستا و همکاران (۲۰۰۹) |

مأخذ: مطالعات تجربی و محاسبات تحقیق

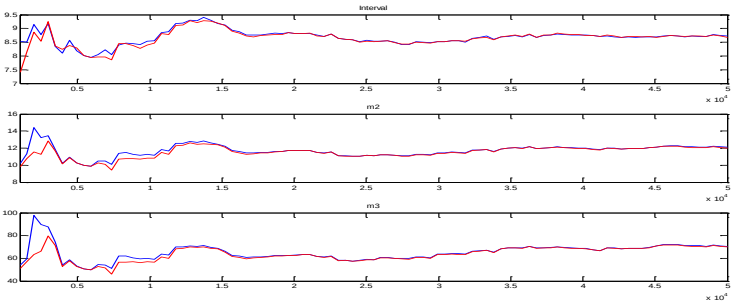
یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان MCMC است. داینر چندین بار شبیه‌سازی متروپولیس هستینگز را اجرا می‌کند و در هر بار از یک نقطه کار خود را آغاز می‌کند. اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد باید رفتار این زنجیره‌ها شبیه به‌هم باشد و یا به سمت یکدیگر همگرا شوند. داینر سه شاخص با نام‌های m۲, m۳, interval از طریق نمودارهای MCMC ارائه می‌دهد که به ترتیب بیانگر فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارامترها است. در نمودار multivariate diagnostic همین نمودارها با ماهیت مشابه هستند که شاخص کلی را براساس مقادیر ویژه از ماتریس واریانس-کوواریانس هر پارامتر ارائه می‌دهد. این نمودارها

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

شواهدی برای همگرایی و ثبات نسبی در تمام گشتاورهای پارامترها هستند. در صورتی که در این نمودارها شباهت نموداری نباشد، بیانگر این است که توزیع‌های پیشین درست نیست و باید تخمین را با توزیع‌های پیشین جدید تکرار کرد و یا اعداد شبیه‌سازهای متروپلیس –هستینگ را بالا برد. در نمودار شماره (۱) و نمودار شماره (۲) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول، دوم و سوم MCmc و multivariate diagnostic آورده شده است.




نمودار ۱. MCMC




نمودار ۲. multivariate diagnostic

همان‌طور که مشاهده می‌شود نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد.

مقایسه نتایج مقادیر گشتاورهای شبیه‌سازی‌شده توسط مدل با داده‌های واقعی و همچنین ضریب خودهمبستگی متغیرها تا وقفه سه، بیانگر آن است که مدل طراحی‌شده از قدرت برازش و دقت نسبتاً مناسبی برخوردار است و توانایی توضیح‌دهندگی اقتصاد ایران را دارد.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

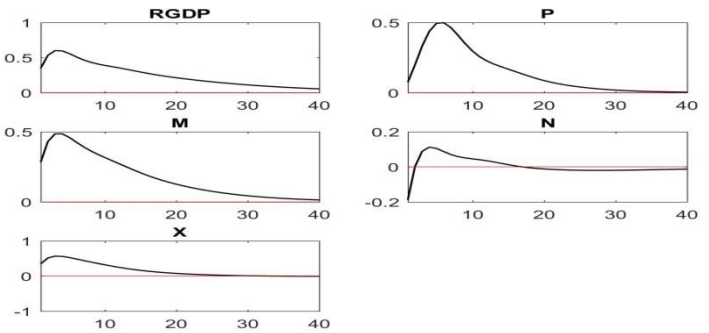
جدول ۳. گشتاورهای مقایسه روندهای واقعی و شبیه‌سازی‌شده متغیرها

| متغیر | انحراف معیار | | ضریب خودهمبستگی در وقفه | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | واقعی | | | شبیه سازی شده | | |
| | واقعی | شبیه‌سازی شده | ۱ | ۲ | ۳ | ۱ | ۲ | ۳ |
| تولید | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۲۱ | ۰/۹۷ | ۰/۹۴ | ۰/۹۱ | ۰/۹۷ | ۰/۹۳ | ۰/۸۷ |
| تورم | ۰/۲۹ | ۰/۱۵ | ۰/۹۶ | ۰/۹۲ | ۰/۸۸ | ۰/۹۵ | ۰/۹۱ | ۰/۸۵ |
| حجم پول | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۲ | ۰/۹۰ | ۰/۸۱ | ۰/۷۲ | ۰/۹۷ | ۰/۹۱ | ۰/۸۵ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

## ٦. شبیه‌سازی و تحلیل نمودارهای عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی[۱]، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن تکانه‌هایی به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. در این قسمت با قرار دادن نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل، تأثیر شوک نرخ ارز بر روی حساب جاری و سرمایه مورد بررسی قرار می‌گیرد.




نمودار ۳. واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک نرخ ارز

مأخذ: محاسبات تحقیق

توضیحات: خط کمرنگ (قرمز) نمایانگر وضعیت باثبات متغیر در بلندمدت و خط پررنگ (سیاه) نمایانگر وضعیت متغیر پس از بروز شوک ارزی است.

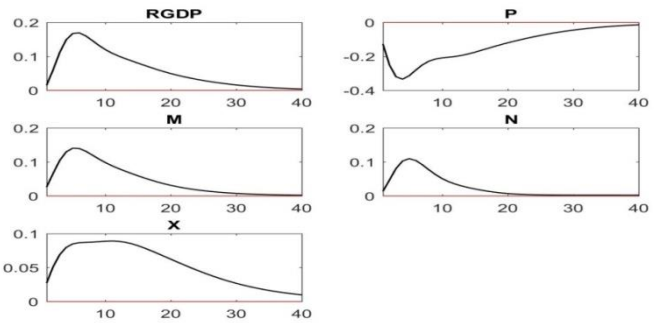
۱. Impulse Response Function (IRF)

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

نتایج توابع عکس‌العمل آنی در شکل بالا مشخص است که به تشریح مهمترین آن‌ها پرداخته می‌شود. نتایج به‌دست آمده بیانگر این موضوع می‌باشد که شوک وارد شده از ناحیه نرخ ارز منجر به افزایش در صادارت نفتی و غیرنفتی شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده شوک ارزی منجر به بهبود صادرات و کاهش در واردات شده و از طرف دیگر منجر به بهبود در حساب جاری و حساب سرمایه شده است.

بررسی رابطه نرخ دلار با حساب جاری حاکی از آن است که طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ با کاهش منابع ارزی در دسترس بانک مرکزی به دنبال کاهش مازاد حساب جاری، بی‌ثباتی قابل توجهی بازار ارز را فرا گرفت که نهایتاً منجر به افزایش نرخ برابری ریال با دلار شده و تضعیف شدید ریال را به همراه داشت.

در نمودارهای فوق شوک وارد شده از نرخ ارز منجر به افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه شده است. افزایش تولید ناخالص داخلی باعث افزایش صادرات و بهبود وضعیت تراز تجاری می‌شود و این نشان می‌دهد کشش صادرات نسبت به واردات برای متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران بیشتر است. نکته لازم به ذکر این می‌باشد که تغییرات بالای در نرخ ارز منجر به افزایش در بی‌ثباتی و کاهش در ارزش پول ملی و تورم و کاهش سرمایه‌گذاری در بلندمدت شده است. البته بی ثباتی نرخ ارز اثر منفی بر تراز تجاری ایران داشته و این نوسانات ارزی ناشی از تأثیرات اندازه دولت، اختلاف نرخ بهره‌ها و درجه باز بودن اقتصاد است.




نمودار ۴. واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک نفت

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

توضیحات: خط کمرنگ (قرمز) نمایانگر وضعیت باثبات متغیر در بلندمدت و خط پررنگ (سیاه) نمایانگر وضعیت متغیر پس از بروز شوک نفتی است.

با وارد شدن شوک نفتی به مدل، مازاد تراز تجاری افزایش و همراه با درآمد ارز حاصل از فروش نفت، باعث کاهش نرخ ارز و تقویت پول ملی می‌شود که در نهایت واردات افزایش و صادرات کاهش می‌یابد. با ورود درآمدهای نفتی به کشور، دولت مخارج را افزایش داده که منجر به افزایش حجم پول می‌شود و قیمت‌ها کم‌کم افزایش یافته و تا انتهای دوره تکانه، کل اثرات قیمتی آن از بین رفته و کشور با دچار تورم ناشی از رشد درآمدهای نفتی می‌شود و متغیرها در نهایت با گذشت زمان به حالت تعادل خود برمی‌گردند. در زمان وارد شدن تکانه نفتی، پویایی‌های تراز تجاری از قواعد اثرگذاری نرخ ارز و سیاست‌های پولی متأثر نمی‌شوند البته باید به این نکته توجه داشت که دولت در این زمان به شکاف نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد و در نهایت کاهش واردات و افزایش تراز تجاری و مازاد حساب جاری را به دنبال خواهد داشت.

## ۷. نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت پویایی‌های ترازتجاری و در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز، این مطالعه به بررسی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با هدف تحلیل اثرات تکانه‌های نرخ ارز بر تراز تجاری ایران در قالب یک مدل اقتصاد باز کوچک پرداخته و ضمن بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری، به بررسی اثر تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی نیز پرداخته شده است. نتایج و تجربه تحولات اقتصادی ایران در دهه‌های گذشته نشان می‌دهد شوک مثبت نرخ ارز منجر به افزایش در صادارت نفتی و غیرنفتی شده است و بهبود صادرات و کاهش در واردات را در میان مدت و بلندمدت به دنبال دارد که منجر به بهبود در حساب جاری و حساب سرمایه شده است اما در کوتاه مدت با توجه به کم کشش بودن واردات (به دلیل سهم عمده کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از واردات) شوک‌های ارزی اثر معکوس بر بهبود تراز تجاری دارند. از سوی دیگر، نمودارهای توابع عکس‌العمل نشان می‌دهد که شوک وارد شده از نرخ ارز منجر به افزایش در تولید ناخالص داخلی شده است.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

نکته لازم به ذکر این می‌باشد که تغییرات بالای در نرخ ارز منجر به افزایش در بی‌ثباتی و کاهش در ارزش پول ملی و تورم و کاهش سرمایه‌گذاری در بلندمدت شده است. بررسی اثرات تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری کل، سیاست‌گذاران اقتصادی را قادر به پیش‌بینی و اعمال سیاست ارزی مناسب جهت بهبود تراز تجاری خواهند کرد که در نتیجه آن بتوانند برنامه‌ریزی ارزی و مالی مورد نیاز را برای آرام‌سازی بازار ارز داشته باشند و این امر باعث کنترل متغیرها در کشور و مانع بروز مشکلاتی نظیر تورم ناشی از واردات، بی اعتنایی به پول داخلی و ایجاد رانت برای عده‌ای معدود در کشور گردد. نتیجه دیگر ناشی از توابع عکس‌العمل آنی، اثرگذاری نوسانات اقتصادی بر کسری بودجه دولت است بدین صورت که با نوسان درآمدهای ارزی و افزایش هزینه‌های دولتی، تأمین بودجه دولتی با مشکل روبه رو می‌شود. از سوی دیگر، در شرایطی که اقتصاد کشور علاوه بر مواجهه با مشکلات داخلی، به‌شدت تحت تأثیر تحریم‌های اقتصادی از سوی کشورهای توسعه‌یافته است، ارائه الگوهایی که بتواند در بلندمدت موجب رونق فضای صادرات کشور باشد، مسلماً به‌شدت مورد نیاز است. در مجموع باید گفت سیاست‌گذاران می‌بایست پیش از اجرای سیاست، به سایر پارامترهای رفتاری تأثیرگذار بر تراز تجاری توجه خاصی داشته باشند.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

## منابع

**امیری، حسین و ناصـــــر خیابانی** (۱۳۹۱)، "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی"، *اقتصاد مقداری*، دوره نهم، شماره ۳.

**امیری، حسین و ناصـــر خیابانی** (۱۳۹۳)، "جایگاه سیاست‌های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE"، *پژوهشنامه اقتصادی* (دانشگاه علامه طباطبایی)، شماره ۴۵.

**برقی اسکویی، محمد مهدی؛ کازرونی، علیرضـا؛ سـلمانی، بهـزاد و صـابر خـداوردی‌زاده** (۱۳۹۶)، "اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی: رویکرد مارکوف سوئیچینگ"، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۴ .

**بهراد امین، مهدی؛ زمانیان، غلامرضا و مرضـــیه اسفندیاری**(۱۳۹۶)،"بررسی نقش سیاست هدف‌گذاری تورم در اثرگذاری شوک‌های نفتی بر تجارت خارجی ایران"، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال‌چهـارم، شماره ۱ .

**پدرام، مهدی؛ شیرین بخش، شمس اله و مریم رحمـانی** (۱۳۹۰)، "پویـایی‌هـای منحنـی J در تجـارت خارجی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره ۶۰، زمستان، ۱۸-۵.

**تقی‌پور، انوشیروان و هما اصفهانیان** (۱۳۹۵)، "تحلیل ادوار تجاری تکانه‌های نفتی و مخارج دولت و مکانیزم‌های اثرگذاری آنها بر متغیرهای کلان اقتصادی رهیافت مدل DSGE"، *علوم اقتصادی*، شماره۵۳ .

**توکلیان، حسین** (۱۳۹۳)، "برآورد درجه سـلطه مـالی و هزینـه‌هـای رفـاهی آن، یـک مـدل تعـادل عمومی پویای تصادفی"، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، دوره ۷، شماره ۲۱.

**جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز و روزبـه بـالونژاد نـوری** (۱۳۹۳)، "اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمـومی پویـای تصـادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران"، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی*، شماره ۳۲.

**درگاهی، حسن و مهدی هادیان** (۱۳۹۵)، "ارزیابی آثار تکانه‌های پولی و مالی با تأکیـد بـر تعامـل ترازنامه نظام بانکی و بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد DSGE "، *فصلنامه نظریه‌های کـاربردی اقتصاد*، سال سوم، شماره ۱.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

**فرازمند، حسن؛ آرمن، سید عزیز و سیدمرتضی افقه** (۱۳۹۵)، "ارزیابی اثرات اصلاح قیمت انرژی بر اقتصاد کلان ایران: رویکرد الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویاگ"، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال سوم، شماره ۲.

**کاوند، حسین** (۱۳۸۸)، "تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست پولی در قالب الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران"، *رساله دکتری*. تهران: دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

**کمیجانی، اکبر و حسین توکلیان** (۱۳۹۱)، "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، سال ۲، شماره ۸.

**معماریان، عرفان و سید احمد رضا جلالی نائینی** (۱۳۸۹)، "آثار کوتاه‌مدت و بلند مدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی **J** بر اساس یک الگوی VECM)"؛ *پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، صص ۶۹-۴۵.

**منظور، داوود و انوشیروان تقی پور** (۱۳۹۴)، "تحلیل آثار شوک‌های پولی و مخارج مالی دولت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۴.

**Adolfson et al** (۲۰۰۷). "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through" *Journal of International Economics* ۷۲, ۴۸۱–۵۱۱

**Al-Ezzee I.** (۲۰۱۱). "Realinfluencesofrealexchangerateandoilprice changes on the growth of real GDP: case of Bahrain", *International Proceedings of Economics Development & Research*, vol.۸, p.۱۵۵.

**All egret, J. P. & Benkhodja, M.T.** (۲۰۱۱) , "External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy". *Working Paper*, Université de Paris Ouest Nanterre La Défense

**Beidas-Strom S. and Poghosyan, T.** (۲۰۱۱) , "an Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Jordanian Economy", *IMF Working Paper*, WP/۱۱/۲۸ .

**Burriel P., Fernández-Villaverde J. and J.F. Rubio-Ramírez** (۲۰۱۰), "MEDEA: a DSGE model for the Spanish Economy". *SERIEs*, ۱(۱-۲), pp. ۱۷۵-۲۴۳.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

**Calvo G.A.** (۱۹۸۳), "Staggered Prices in a Utility-Maximising Framework", *Journal of Monetary Economics*. No. ۱۲. Pp. ۳۸۳-۳۹۸.

**Duarte P. and G. Schnabl** (۲۰۱۵), "Macroeconomic Policy Making, Exchange Rate Adjustment and Current Account Imbalances in Emerging Markets", *Review of Development Journal*, Vol. ۱۹, pp. ۵۳۱-۵۴۴.

**Eguren Fernando** (۲۰۱۶), "Exchange Rate Regimes and Current Account Adjustment: An Empirical Investigation", *Journal of International Money and Finance*, Vol. ۶۵, pp. ۶۹-۹۳.

**Gelain P. and D. Kulikov** (۲۰۰۹), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Estonia". *Working Papers of Eesti Pank*, No. ۵.

**Gervais O., Schembri L. and L. Suchanek** (۲۰۱۶), "Current Account Dynamics, Real Exchange Rate Adjustment, and the Exchange Rate Regime in Emerging Market Economies", *Journal of Development Economics*, Vol. ۱۱۹, PP. ۸۶-۹۹.

**Ireland P.** (۲۰۰۳), "Endogenous Money or Sticky Prices?" *Journal of Monetary Economics*, No. ۵۰.

**Ireland P.** (۲۰۰۴), "Money's Role in the Monetary Business Cycle, J of Money", *Credit and Banking*, ۳۶(۶).

**Masih J., Liu D. and J. Pervaiz** (۲۰۱۸), "The Relationship between RMB Exchange Rate and Chinese Trade Balance: Evidence from a Bootstrap Rolling Window Approach", *International Journal of Economics and Financ*, Vol. ۱۰, No.۲.

**Senbeta S.** (۲۰۱۱), "A Small Open Economy New Keynesian DSGE model for a foreign Exchange Constrained Economy". *Department of Economics Research Paper*.

**Senbeta S.** (۲۰۱۱), "How Applicable are the New Keynesian DSGE Models to a Typical low-income economy?" *MPRA Paper* ۳۰۹۳۱, University Library of Munich, Germany.

**Shik Choi M., Sung B. and W. Song** (۲۰۱۹), "The Effects of the Exchange Rate on Value-Added International Trade to Enhance Free Trade Sustainability in GVCs", Sustainability, ۱۱(۱۰).

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]

**Smets F. and R. Wouters** (۲۰۰۳), "Monetary Policy in an Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area". *Journal of the European Economic Association*, No. ۱, pp. ۱۱۲۳–۱۱۷۵.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-01 ]