نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۵

سال بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۹، صفحه ۵۳ - ۷

تعیین قاعده مالی تراز بودجه‌ای برای دولت در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)

حسین توکلیان

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

tavakolianh@gmail.com

تیمور محمدی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

mohammadi@atu.ac.ir

ابراهیم صیامی عراقی

دانشجوی دکتری، دانشگاه علامه طباطبائی

ebrahimsiami@gmail.com

در طول سه دهه گذشته استفاده از قواعد مالی در بودجه‌ریزی کشورها بیش از پیش گسترش یافته به‌طوری‌که در دهه ۹۰ میلادی تنها پنج کشور از قواعد مالی در سطح دولت مرکزی استفاده می‌کردند اما امروزه تعداد کشورهای دارای قواعد مالی به بیش از نود کشور رسیده‌است. هدف مقاله حاضر معرفی و انتخاب قاعده مناسب تعادل بودجه‌ای برای اقتصاد ایران بوده و بر این اساس از رویکرد مدل‌سازی الگوی تعادل عمومی پویایی تصادفی(DSGE) با در نظر گرفتن سه قاعده بودجه متوازن، قاعده مازاد بودجه ساختاری و قاعده ضد چرخه‌ای استفاده شده‌است. نتایج بیانگر آن است که در پی وقوع یک شوک بهره‌وری تابع زیان سیاست‌گذاری با استفاده از قاعده تراز بودجه به حداقل می‌رسد و در حالت بروز یک شوک نفتی (قیمتی و تکنولوژی) قاعده ضد چرخه‌ای با در نظر گرفتن شکاف درآمدهای مالیاتی به حداقل خواهد رسید. از مهم‌ترین پیشنهادات مقاله حاضر توجه به مقوله قواعدمالی در چارچوب اصلاح نظام بودجه‌ریزی در کشور است که می‌تواند نقش اساسی در هموارسازی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران ایفا نماید.

طبقه‌بندی JEL: E62,H62,C63.

واژگان کلیدی: قواعدمالی، سیاست مالی، الگوی تعادل عمومی پویایی تصادفی (DSGE).

تاریخ دریافت: ۲۸ / ۱۱ / ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش: ۱۵ / ۷/ ۱۳۹۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

۱. مقدمه

کشورهای صادرکننده نفت اغلب با اتخاذ سیاست‌های مالی چرخه‌ای موجب تشدید و نوسانات اقتصاد کلان می‌شوند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که دلیل اصلی عدم ثبات در کشورهای صادرکننده نفت مدیریت نامناسب منابع نفتی در این کشورهاست (سنودن[1]،۲۰۱۶). براساس مطالعه انجام شده توسط حسین و همکاران[2] (۲۰۰۸) تغییرات قیمت نفت، با تحت‌تأثیر قرار دادن سیاست‌های مالی کشورهای صادرکننده نفت سیکل‌های تجاری این کشورها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. در اقتصاد ایران شواهد آماری و مطالعات انجام شده، این پدیده را مورد تأیید قرار می‌دهد (زارعی(۱۳۹۴)، قاسمی و مهاجری (۱۳۹۳) و صمدی و اوجی مهر(۱۳۹۰ و ۱۳۹۱)). با توجه به این موضوع، کشورهای صادرکننده منابع طبیعی برای کاهش این آثار واکنش‌های متفاوتی انجام می‌دهند که مهمترین آن به‌کارگیری قواعد مالی برای دولت است. با این حال گزارش صندوق بین‌المللی پول (IMF) در زمینه اتخاذ قواعد مالی برای مقابله با این نوسانات اختلاف‌هایی در زمینه به‌کارگیری این قواعد را نشان می‌دهد. به‌طور نمونه اقتصاد شیلی به عنوان یک اقتصاد صادرکننده منابع طبیعی با یک قاعده مالی واضح و با قابلیت اجرایی بالا توانسته اقتصاد خود را در برابر شوک‌های ناشی از تغییرات قیمت کالای جهانی حفظ نماید.

در اقتصاد ایران بررسی عملکرد گذشته سیاست‌های مالی نشان می‌دهد که قواعد مالی متناسب با برنامه‌های توسعه اجرا نشده‌اند (قاسمی و مهاجری، ۱۳۹۳). دلیل این ادعا را می‌توان به ایجاد حساب ذخیره ارزی[3]، قاعده هدفگذاری تراز عملیاتی[4] و تأسیس صندوق توسعه ملی[5] بیان

1. Snudden.
2. Husian & et al.

۳. ماده ۶۰ قانون برنامه سوم توسعه.

۴. بند الف ماده ۲ قانون برنامه چهارم توسعه.

۵. ماده ۸۴ و ۸۵ قانون برنامه پنجم توسعه.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

کرد. اگرچه در حال حاضر و براساس قانون برنامه ششم توسعه سی درصد از درآمدهای نفتی برای ایجاد ثبات اقتصادی و عدالت بین نسلی به صندوق توسعه ملی واریز می‌گردد و هر ساله به آن می‌بایست دو واحد درصد افزوده شود (قانون برنامه ششم توسعه، ۱۳۹۶) اما بررسی بودجه‌های سنواتی طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد که پای‌بندی به این قاعده درآمدهای نفتی وجود نداشته و در بیشتر مواقع به‌صورت صلاحدیدی رفتار شده است[۱].

همچنین بررسی سه شاخص تراز عملیاتی، تراز واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تراز تملک دارایی‌های مالی از ابتدای برنامه چهارم توسعه تا سال ۱۳۹۷، شرایط مطلوبی از وضعیت بودجه و کنترل کسری آن را نشان نمی‌دهد. براساس اطلاعات منتشر شده توسط وزارت اموراقتصادی و دارایی[۲] تراز عملیاتی از ابتدای برنامه چهارم توسعه تا سال ۱۳۹۷ همواره منفی بوده است. به‌طوری‌که کسری تراز عملیاتی از ۱۳۰/۵ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ به ۹۴۹/۷ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۷ افزایش یافته و تقریبا ۷/۳ برابر شده است. در تراز دوم کسری (مازاد) واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (صادرات نفت خام و فروش اموال مازاد) در مقابل تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (سرمایه‌گذاری‌ها و فعالیت‌های عمرانی دولت) با توجه به منابع حاصل از صادرات نفت، عمدتاً مثبت بوده (به‌جز سال‌های ۸۸-۱۳۸۷) و بخشی از کسری تراز عملیاتی از مازاد این تراز پوشش داده شده است.

در تراز سوم، تراز واگذاری دارایی‌های مالی به معنای تأمین بخشی از کسری تراز عملیاتی یا سرمایه‌ای است. به عبارت دیگر کسری تراز واگذاری دارایی‌های مالی بیانگر کسری بودجه دولت است. براساس اطلاعات منتشره این میزان کسری بودجه از ۶۹/۶ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ به ۳۴۵ هزار میلیارد ریال در انتهای سال ۱۳۹۷ رسیده که حدود ۵/۷ برابر شده است.

---

۱. بررسی قوانین بودجه سنواتی کشور نشان می دهد از ابتدای برنامه ششم توسعه براساس تبصره (۱) این قوانین سهم صندوق توسعه ملی در سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ به ترتیب برابر با ۳۰ و ۳۲ درصد در نظر گرفته شده است. اما در سال ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ این رقم به ۲۰ درصد کاهش یافته است.

2.https://databank.mefa.ir/data?from=1384&to=1397&f=1&d=2&indicators=338,340,341,346,363,342,362,343,344,345,355

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

از سوی دیگر بررسی تأمین مالی کسری بودجه دولت طی سال‌های ۹۷-۱۳۸۴ نشان می‌دهد، این تأمین مالی به سه دوره قابل تفکیک است. در دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۴،که به‌طور متوسط ۷۹درصد از واگذاری دارایی‌های مالی ناشی از برداشت از حساب ذخیره ارزی بوده و در نتیجه بیشترین سهم کسری بودجه دولت از این محل تأمین شده است. دوره زمانی ۹۳-۱۳۸۹، که با تشکیل صندوق توسعه ملی و به حاشیه رفتن حساب ذخیره ارزی و همچنین اجرایی شدن سیاست‌های ابلاغی اصل چهل و چهارم قانون اساسی در رابطه با خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی، ترکیب تأمین مالی دولت تغییر کلی نمود به‌طوری‌که در این دوره ۷۷ درصد از واگذاری دارایی‌های مالی ناشی از واگذاری شرکت‌های دولتی بوده و در نتیجه بیشترین سهم کسری بودجه دولت از این ناحیه تأمین شده است. اما از سال ۹۷-۱۳۹۴ دولت برای تأمین کسری بودجه به انتشار اوراق خزانه و اوراق مشارکت اسلامی روی آورده و حدود ۷۰ درصد از کسری بودجه از این محل تأمین شده است.

با توجه به موارد بالا انتخاب قاعده‌ای که بتواند وضعیت مالی و کسری بودجه دولت را بهبود بخشد و سیاست‌های متناسب مالی ایجاد نماید برای اقتصاد ایران ضروری به نظر می‌رسد. اگرچه امروزه برخی کشورهای توسعه یافته نفتی (نروژ)[1] از قواعدمالی تراز بودجه‌ای صریح برای مقابله با شرایط چرخه‌ای استفاده می‌کنند (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۷) اما مطالعه‌ای که به‌طور خاص بر روی یک کشور نفتی در حال توسعه در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی انجام شده باشد تاکنون صورت نپذیرفته است. از این رو هدف مقاله حاضر بررسی قواعد مالی بودجه‌ای است که می‌تواند در اقتصاد ایران سیکل‌های تجاری را هموار ساخته و تابع زیان سیاست‌گذار را حداقل نماید. براین اساس در این مقاله برای پاسخ به این سؤال که کدام یک از قواعد تراز بودجه برای اقتصاد ایران مناسب هستند با استفاده از الگوی DSGE که برای یک اقتصاد باز کوچک به

۱. از جمله کشورهای نفتی که از قواعد مالی تراز بودجه‌ای استفاده می‌کنند می‌توان به اقتصاد نروژ اشاره کرد که با استفاده از قواعد مالی هدف‌گذاری تعادل ساختاری غیرنفتی و همچنین ضدچرخه‌ای عمل کردن سعی در کاهش نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

همراه در نظر گرفتن خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی طراحی شده، سه قاعده بودجه متوزان[1]، مازاد تراز ساختاری[2] و ضد چرخه‌ای[3] مورد بررسی قرار خواهد گرفت. ساختار نوشتاری مقاله به این صورت است که در بخش دوم به بررسی مطالعات داخلی و خارجی پرداخته خواهد شد در بخش سوم و چهارم پس از معرفی الگو و برآورد آن، قواعد مختلف مالی از منظر توابع واکنش آنی و تابع زیان سیاست‌گذار مورد بررسی قرار خواهند گرفت و در نهایت نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

استفاده از قواعد مالی طی سه دهه گذشته در نظام بودجه‌ریزی کشورها توجه سیاست‌گذاران و محققان را به خود جلب کرده است، به طوری‌که گزارش صندوق بین‌المللی پول (IMF) نشان می‌دهد، در سال ۲۰۱۷ بیش از ۱۰۰ کشور از این قواعد در نظام بودجه‌ریزی خود استفاده کرده‌اند.[4] اهداف اصلی از ایجاد این قواعد مالی، کنترل کسری بودجه، جلوگیری از افراط در هزینه‌ها به ویژه در دوران رونق، ضدچرخه‌ای عمل کردن سیاست‌های مالی، کنترل شوک‌های قیمتی ناشی از نوسان در منابع طبیعی از جمله نفت و ایجاد توازن بین نسلی می‌باشد. قواعد مالی تا قبل از بحران مالی سال ۲۰۰۹ بسیار ساده و انعطاف‌پذیر بودند و تأکید چندانی بر قابلیت اجرا صورت نمی‌پذیرفت، اما پس از بحران مالی، قواعدمالی (بخصوص در اتحادیه اروپا) معرفی شده‌اند که قابلیت اجرا، انعطاف‌پذیر و عملیاتی بودن بالایی را داشتند. عمده تجربیات جهانی در استفاده از قواعد مالی مربوط به کشورهای توسعه یافته است، اما تمایل فزاینده‌ای از سوی اقتصادهای نوظهور و کشورهای متکی به درآمدهای نفتی در جهت اتخاذ قواعد مالی وجود دارد (کاستا و رودریگز[5]، ۲۰۱۸).

1. Budget balanced rule (BBR)
2. Structural surplus rule (SSR)
3. Counter cyclical rule (CCR)
4. Fiscal rules database
5. Costa & Rodriguez

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

بر اساس این تجربیات، استفاده از قواعد مالی برای پیشگیری از کسری‌های افراطی به کار گرفته می‌شوند که در نتیجهٔ تشخیص سیاستیِ نامحدود به‌وجود آمده‌اند. این موضوع باعث طرح این سؤال شده است که در وهلهٔ اول چرا دولت‌ها، سیاست‌های ناپایدار از لحاظ مالی را آغاز می‌کنند. به هر حال، محدودیت بودجه بین‌زمانی[1] همواره و در عمل، الزام‌آور است و غفلت از آن، ناگزیر منجر به اجبار به استفاده از اقدامات بسیار پرهزینه برای بازیابی آن می‌شود (تجدیدساختار بدهی[2]، نکول، تورم بالا). با این حال، در عمل، کشورها برای مدتی طولانی می‌توانند با سیاست‌های ناپایدار مالی به راحتی دوام آورند تا زمانی‌که این محدودیت بودجه شروع به ضربه زدن به اقتصاد نماید (ویپلوچ[3] ۲۰۱۳). انگیزه‌های سیاسی برای تأخیر در اقدامات ریاضتی در بودجه، منجر به دوره‌های طولانی کسری‌های افراطی و انباشت بدهی می‌گردد (السینا و درازن[4] ۱۹۹۱). ادبیات گسترده اقتصاد سیاسی نشان می‌دهد که چگونه تشخیص مالیِ نامحدود می‌تواند کسری‌هایی ایجاد کند که به نسبت زمانی که سیاست‌گذاران متعهدِ به روش عملکرد بهینه هستند، بزرگ‌تر خواهد بود (پرسون و تابلینی[5] ۲۰۰۰).

تورش کسری به عنوان جزءلاینفک عملکرد سیاست مالی، دلایل متعددی دارد. یک پیش‌شرط آشکار این است که میل و رغبت زیادی برای تولید کالاهای عمومی وجود دارد. این موضوع به عنوان نمونه در موردی صادق است که افراد یا گروه‌های ذینفع برای برنامه‌های دولتی رقابت می‌کنند که بدون پذیرش کامل هزینه‌های اجتماعی به ویژه از لحاظ مالیات‌های پرداختیِ بیشتر توسط همه افراد جامعه، به طور خاص، آن‌ها را منتفع می‌سازند. وون هاگن و هاردن[6] (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که قواعد مالیِ الزام‌آور می‌تواند تقاضاهای رقیب برای مخارج عمومی را هماهنگ کرده و اثرات جانبیِ مالیاتی[7] را به وجود آورند. با این وجود، حتی اگر بودجه به درستی

1. Intertemporal budget constraint
2. Debt restructuring
3. Wyplosz
4. Alesina and Drazen
5. Persson and Tabellini
6. Von Hagen and Harden
7. Tax externality

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

متمرکز شده و محدودیت بودجه‌ای بین‌زمانی هم از طریق سیستم‌های مدیریت مالی عمومی و شفافیت مالیِ مناسب به طور کامل اجرا شود، باز هم قواعد مالی می‌توانند سودمند باشند، زیرا ممکن است سیاست‌گذاران انگیزه‌های کوتاه‌مدت منحرفی داشته باشند که مسیر مالی غیربهینه با کسری‌های بالا و متعاقب آن ریاضت در آینده را برگزینند (السینا و تابلینی[1]، ۱۹۹۰).

قواعد مالی دارای انواع مختلفی است که می‌توان به قواعد تراز بودجه، قاعده بدهی، قواعد مخارج و قواعد درآمد اشاره نمود. در میان قواعد ذکر شده، قواعد تراز بودجه در بیشتر کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین برخی از کشورها ترکیبی از قواعد مالی را اجرا می‌کنند و به‌طور نمونه در کشورهای توسعه یافته از قواعد بدهی و تراز بودجه به‌طور همزمان استفاده می‌گردد. دلیل استفاده همزمان از این دو قاعده را می‌توان داشتن لنگر قوی برای پایداری بدهی دولت عنوان نمود. در قواعد تراز بودجه، پاسخ تعادل بودجه به تغییرات درآمدهای مالیاتی و شکاف تولید است این پاسخ در کشورهای صادرکننده نفت علاوه بر دو مورد بالا درآمدهای نفتی را نیز شامل می‌شود. از جمله مهمترین ویژگی قواعد تراز بودجه نسبت به سایر قواعد پیش گفت در بالا می‌توان به اثرگذاری این دسته قواعد بر نسبت‌های بدهی دولت اشاره نمود و از آنجایی که معمولاً بیشتر متغیرهای مربوطه تحت اختیار سیاست‌گذار مالی است از توجیه‌پذیری عملیاتی بالایی برخوردار است. اما از معایب این قاعده می‌توان به قابلیت پایش پایین به‌دلیل پیچیدگی‌های محاسبه شکاف تولید و غیراجماعی بودن آن اشاره نمود که می‌تواند اختلاف نظر میان مجری و ناظر ایجاد نماید.

همچنین در خصوص نحوه اثرگذاری قواعد مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه اول که معتقد است قواعد مالی منجر به رشد و ثبات اقتصادی می‌شوند که این آثار محیط مساعدی برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی فراهم می‌آورد و از آن طریق ایجاد اشتغال را تسهیل می‌نماید. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری عمومی می‌تواند نقش ثانویه ایفا نموده و متمرکز بر ایجاد زیرساخت‌ها باشد. این دیدگاه توسط نهادهایی همچون کمیسیون اروپا، بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و سازمان همکاری اقتصادی و توسعه مورد حمایت قرار می‌گیرد.

1. Alesina

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

اقتصاددانان طرفدار این دیدگاه، قواعد مالی را به مثابه علائمی از تعهد دولت به ثبات میان‌مدت اقتصاد کلان در نظر می‌گیرند. لذا آن‌ها بر الزامی بودن اعتبار و پایداری این قواعد به جای اثر طراحی آن‌ها بر سرمایه‌گذاری عمومی و سایر متغیرهای اقتصادی تأکید می‌کنند. فروض ضمنی در اینجا آن است که این اعتبار و فضای سرمایه‌گذاری ایجاد شده، جبران کاهش سرمایه‌گذاری عمومی یا مخارج حمایت‌های اجتماعی ناشی از این قواعد را می‌کند و اینکه این قواعد بازسازی اقتصادی ناشی از این کاهش را تسریع می‌نماید.

اما در مقابل مخالفان به‌کارگیری قواعد مالی معتقدند که این قواعد به مثابه محدودیت الزام‌آور، اختیاری و غیرشرطی با تمرکز افراطی بر اهداف کمی می‌باشند (کیدلند و پرسکات[1]، ۱۹۹۷، ویپلوز[2] ۲۰۱۳). برخی از تنظیم‌کنندگان معاهده ثبات و رشد اقتصادی در اتحادیه اروپا اذعان دارند که اهداف کسری بودجه ۳ درصدی و بدهی دولتی ۶۰ درصدی نسبت به GDP اختیاری بوده و مستخرج از نظریه یا تجربه شخصی نمی‌باشد (بوفینگر[3]، ۲۰۰۳). سیمارماتا[4] (۲۰۰۷) اهداف کمی تعیین شده توسط صندوق بین‌المللی پول برای اندونزی را کاملاً اختیاری قلمداد می‌کند. او این اهداف را از این‌رو که شرایط اقتصادی اندونزی و تاریخ نهادی سیاست مالی دولت را مدنظر نمی‌گیرد، مورد نقد قرار داده است. محققان به دشواری پیش‌بینی دقیق شکاف تولید و مناسب بودن استفاده از دامنه‌ای برای اهداف به جای یک هدف مشخص تأکید داشته‌اند (برای مثال بُرگر و مارنیکوف[5]،۲۰۱۲). در همین راستا معیارهای ماستریخت و سایر قواعد مالی طراحی شده با این ریسک مواجه هستند که دولت‌ها به این معیارها اولویت بیشتری نسبت به رشد داخلی و اهداف توسعه بدهند.

1. Kydland and Prescott
2. Wyplosz
3. Bofinger
4. Simarmata
5. Burger and Marinkov

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

سایر محققان از جمله گلویدوز[1] (۲۰۱۳)، شاروما و ستواروس[2] (۲۰۱۳) اهداف کمی را از منظر گرایش آن‌ها به اثر محدود مورد بررسی قرار داده‌اند. این قواعد اگر همراه با قواعد رفتاری شوند، مؤثرتر هستند. اما به تنهایی فضای سیاست اقتصادی را محدود و انعطاف‌ناپذیر می‌کنند. نهایتاً اهداف کمی اغلب اقدامات حسابداری ابتکاری را به منظور تأمین اهداف و محدود کردن اثربخشی آن‌ها در دست‌یابی به اهداف مالی ترغیب می‌کند (پرمتی[3]، ۲۰۰۷). همچنین این خطر وجود دارد که قواعد مالی کانون تمرکز و غایت اهداف سیاست مالی شوند و دولت کمتر به سایر ملاحظات مربوط به ادوار اقتصادی و اهداف توسعه توجه کند.

۳. پیشینه تحقیق

سیوسوکان[4] (۲۰۱۹) در مقاله خود الگوی میان‌مدت مالی برای دولت را در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی کرده است. این مدل که براساس ویژگی کشورهای در حال توسعه بنا شده در ابتدا قواعد مالی را به دلیل مجبور بودن سیاست مالی برای مقابله با چرخه‌های تجاری و ناپایداری بدهی‌ها در نظر می‌گیرد. با توجه به میان‌مدت بودن الگوی حاضر این مدل به شوک‌های تک متغیره و تک دوره‌ای محدود نشده و به‌صورت دوره زمانی چند ساله تعریف شده‌است. در نهایت نویسنده مقاله این الگو را به عنوان ابزاری برای بررسی چالش‌های مالی دولت، ارائه پیش‌بینی‌های کلان در زمینه سیاست‌های مالی میان‌مدت و ارزیابی پیامدهای کمی از اصلاحات گذشته و سیاست مالی جایگزین معرفی نموده است. همچنین از داده‌های کشور کلمبیا و پرو برای کالیبراسیون و شبیه‌سازی الگو استفاده شده‌است.

زیلنلو[5] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با استفاده از الگوی DSGE با در نظر گرفتن برخی چسبندگی‌های اسمی و رقابت ناقص اثر دو قاعده مالی بر اثر بخشی سیاست مالی را تحلیل نموده‌است. قاعده اول که قاعده طلایی نامیده می‌شود به گونه‌ای هست که سهم سرمایه‌گذاری بخش عمومی از کل

1. Gollwitzer
2. Sharma and Strauss
3. Perotti
4. Suescun
5. Zeyneloglu

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

مخارج دولت در حال افزایش است اما این سیاست تحت محدودیت بدهی‌های دولت انجام می‌شود. در قاعده دوم تغییر در تخصیص میان سرمایه‌گذاری و مصرف بخش دولت اتفاق نخواهد افتاد اما مصرف دولت از طریق بدهی‌ها تأمین مالی خواهند شد. نتایج نشان می‌دهد که گسترش مالی دولت تحت قاعده طلایی منجر به افزایش تولید و پایین باقی ماندن سطح بدهی خواهد شد. علاوه بر این، نتایج حاصل از توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که تفاوت دو رویکرد در میان مدت در قاعده طلایی بیشتر از قاعده دوم است.

مدینا و ساتو[1] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای به بررسی اثرات اقتصاد کلان ناشی از شوک‌های قیمتی مواد اولیه بر کشورهای صادرکننده این‌گونه کالاها پرداخته‌اند. بدین منظور، از یک مدل DSGE که برای کشور شیلی طراحی گردیده استفاده شده است. در این پژوهش اثرات ناشی از شوک‌ها تحت قواعد مالی مختلف مورد بررسی قرار گرفته که نتایج نشان می‌دهد در صورت پس‌انداز کردن درآمدهای ناشی از افزایش قیمت کالاهای صادراتی توسط دولت نرخ ارز حقیقی ۰/۵درصد و تولید ۰/۲درصد افزایش خواهند یافت. در مقابل هنگامی‌که سیاست مالی براساس رویکرد انبساطی صورت گیرد افزایش قیمت کالاهای صادراتی حاکی از افزایش نرخ ارز حقیقی خواهد بود و به میزان ۰/۵ درصد تولید را افزایش خواهد داد.

ملینا و همکاران[2] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان پایداری بدهی، سرمایه‌گذاری عمومی و منابع طبیعی در کشورهای در حال توسعه مدلی تحت عنوان DIGNAR[3] را معرفی کرده‌اند. این الگو به‌گونه‌ای است که با در نظر گرفتن پایداری بدهی‌های بخش عمومی اثرات اقتصاد کلان سرمایه‌گذاری عمومی تحت شرایط و سناریوهای مختلف را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. در این الگو که برای یک کشور با اقتصاد باز و کوچک در نظر گرفته شده دو نوع خانوار وجود دارد. خانوار نوع اول به بازارهای مالی دسترسی ندارد و عمدتاً فقیر هستند و خانوار نوع دوم به بازارهای مالی دسترسی داشته و نقش مهم در شکل‌گیری سرمایه در اقتصاد دارند.

1. Mediana & Sato
2. Mellina & et al.
3. Debt, Investment, Growth, Natural Resource Management.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

بخش تولیدی شامل دو بخش غیرنفتی و نفتی است که در بخش غیرنفتی آن تابع تولید برای کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله در نظر گرفته شده‌اند. سرمایه بخش دولتی به عنوان مکمل تولید سایر بخش‌ها در تابع تولید در نظر گرفته شده با توجه به این موضوع که سرمایه‌گذاری دولت با محدودیت‌هایی از قبیل ناکارآیی سرمایه‌گذاری و جذب منابع مواجه است. همچنین بخش دولت به سه نوع تأمین مالی بدهی (داخلی، خارجی و بانکی) دسترسی دارد و از صندوق منابع طبیعی (ثروت ملی) می‌تواند طرح‌های سرمایه‌گذاری عمومی خود را تأمین مالی نماید. همچنین صندوق منابع طبیعی به عنوان یک باند مالی عمل می‌کند که می‌تواند تعادل بودجه‌ای برای دولت را به‌وجود آورد. در حالی که منابع مالی در وضعیت کاهشی قرار دارند یک ترکیب بدهی داخلی و خارجی می‌تواند شکاف مالی را در کوتاه‌مدت و میان‌مدت پوشش دهد.

شواتزملر و ولترس[1] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان اثرات اقتصاد کلان با تحکیم مالی دولت در الگوی تعادل عمومی پویا به بررسی مکانیزم‌های انتقال و باثبات‌سازی مالی از طریق ابزارهای سیاست مالی در یک الگوی تعادل عمومی پویایی تصادفی با مقیاس متوسط پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که باثبات‌سازی مالی دولت از طریق افزایش در نرخ‌های مالیات سرمایه و نیروی کار و کاهش در سرمایه‌گذاری دولتی منجر به کاهش مشارکت عوامل تولید می‌گردد که این موضوع یک رکود اقتصادی پایدار را به‌وجود خواهد آورد. در مقابل پایداری و استحکام‌سازی بودجه از طریق کاهش مخارج مصرفی دولت، انتقال‌ها یا مالیات بر مصرف باعث می‌گردد موجودی سرمایه کاهش نیابد و تولید بتواند به سرعت خود را در وضعیت بهبود و رونق اقتصادی پس از دوره‌ای کوتاه از رکود قرار دهد.

کامهوف و لاکستون[2] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان قواعد سیاست مالی برای کشورهای باز کوچک به بررسی و تحلیل سیاست مالی پادچرخه‌ای در اقتصادهای باز کوچک پرداخته‌اند. در این مقاله یک مدل سیستماتیک بر پایه سیاست مالی پادچرخه‌ای در یک اقتصاد باز بر پایه مدل DSGE با در نظر گرفتن محدودیت مالی خانوار مورد توجه قرار گرفته

1. Schwarzmüller & Wolters.
2. Kumhof & Laxton.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

است. براساس قواعد مالی معرفی شده در این مقاله قواعد مازاد ساختاری نسبت به قواعد بودجه متعادل به‌طور معناداری رفاه خانوار در اقتصاد شیلی را بهبود داده و این ابزارها سیکل‌های تجاری را تا حدودی هموار می‌سازند.

لیپر[1] و همکاران (۲۰۱۰) یک الگوی DSGE را برای اقتصاد آمریکا طراحی نمودند که شامل قواعد سیاستی برای مخارج دولت، پرداخت‌های انتقالی و مالیات‌های سرمایه، مصرف و درآمد بوده‌است. به عقیده نویسندگان سیاست‌های مالی باید از قواعدی پیروی کنند که سه ویژگی اصلی داشته‌باشند. نخست باید دارای اجزای تثبیت‌کننده خودکار باشند تا تغییرات حرکت متغیرهای مالی را مؤثر سازد این ویژگی به‌صورت واکنش آنی به انحرافات تولید از سطح پایدار لحاظ شده‌است. دوم، تمام ابزارها و قواعد مجازند تا وضعیت بدهی دولت پاسخ دهند. سوم، سیاست‌گذاران مالی غالباً تغییر همزمان در نرخ مالیات باید به‌صورت همزمان بر نرخ‌های دیگر هم اثر داشته‌باشند. بدین ترتیب در این مقاله قواعد مالی بر مالیات‌ها و پرداخت‌های انتقالی اعمال شده‌است و آثار آن بر متغیرهای اقتصاد کلان دیده شده است.

مقالات و مطالعات داخلی در زمینه سیاست و قواعد مالی که با استفاده از الگوی DSGE مدل‌سازی شده باشند بسیار محدود است. از جمله مطالعاتی که اخیراً در این زمینه انجام شده می‌توان به مقاله افشون و همکاران (۱۳۹۸) اشاره نمود. در این پژوهش اثرات مخارج عمومی بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت قاعده بودجه متوازن مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش برای ایجاد توازن بودجه در پاسخ به تکانه‌های وارده از شش قاعده مالی شامل سه قاعده مبتنی بر مخارج و سه قاعده مبتنی بر مالیات استفاده شده‌است. نتایج حاصل از الگو بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت و در صورتی که هدف دولت افزایش سطح تولید و اشتغال باشد افزایش مخارج مصرفی به عنوان بهترین راهکار می‌باشد و اگر هدف دولت کنترل بدهی و تورم باشد تکانه پرداخت‌های انتقالی نسبت به سایر اجزای مخارج دولت اولویت دارد. همچنین در صورتی که هدف دولت در کوتاه‌مدت افزایش رفاه اجتماعی باشد تکانه مخارج سرمایه‌گذاری نسبت به سایر

1. Leeper & et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

تکانه‌ها در اقتصاد ایران مؤثر خواهد بود. صمیمی و همکاران[1] (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان اثرگذاری ابزارهای مالی دولت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران به بررسی تأثیر این قواعد پرداخته‌اند. براساس نتایج حاصل شده، بیشتر پارامترهای برآوردی سیاست مالی علامت‌دهی مورد انتظار را داشته‌اند. با این حال واکنش هزینه‌های جاری دولت و مالیات بر دستمزد به بدهی معنادار نبوده‌است. با توجه به نتایج حاصل، نرخ مالیات بر مصرف مهمترین نقش را در کنترل بدهی دولت ایفا می‌کند و پس از آن مالیات بر سود و سرمایه‌گذاری عمومی (از نظر قدر مطلق) قرار می‌گیرند. همچنین بررسی ضرایب واکنش ابزارهای مالی دولت نسبت به تولید نشان داد که مالیات بر دستمزد، سرمایه‌گذاری عمومی و مالیات بر مصرف بیشترین واکنش را به تغییرات تولید دارند.

کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با موضوع اثرات تحکیم مالی بر شاخص‌های اقتصاد کلان ایران به بررسی این سیاست مبتنی بر تکانه‌های درآمدی و هزینه‌ای بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته است. در این مطالعه اثرات پویایی این سیاست بر متغیرهای رشد تولید حقیقی، رشد سرمایه‌گذاری، رشد مصرف بخش خصوصی و تورم طی بازه ۱۳۹۴:۴-۱۳۶۳:۱ با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده (FAVAR) بررسی شده است. این چارچوب تحلیل که به عنوان مدل FAVAR شناخته شده اخیراً به طور گسترده‌ای برای بررسی اثرات سیاست مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در پژوهش مذکور به دلیل اینکه رشد تولید حقیقی عامل مهم و تأثیرگذار در اقتصاد بوده‌است و می‌تواند سایر متغیرها را تحت‌تأثیر قرار دهد مورد توجه قرار گرفته است. نتایج پژوهش مذکور بر این موضوع تأکید دارد که ابزار سیاستی مناسب برای تحکیم مالی در کوتاه‌مدت ترکیبی از کاهش مخارج جاری و افزایش مالیات بر واردات است. در میان‌مدت و بلندمدت کاهش مخارج امور اجتماعی دولت به عنوان ابزار سیاستی مناسب انتخاب می‌شود.

خیابانی و دلفان (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان تأثیر شوک‌های نفتی، سیاست مالی بر تخصیص مجدد منابع میان بخش عمومی و خصوصی در ایران: چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی تأثیر تکانه‌های نفتی و مخارج مصرفی دولت را بر فعالیت‌های اقتصاد کلان ایران بررسی نموده و شواهد

1. Samimi & et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

جدیدی درباره تخصیص مجدد میان منابع نفتی بخش خصوصی و دولتی در یک کشور صادرکننده نفت را ارائه می‌کند. نتایج شبیه‌سازی، این مطالعه نشان می‌دهد بعد از بروز یک تکانه مثبت نفتی بخش دولتی گسترش می‌یابد این در حالی است که بخش خصوصی بعد از بروز تکانه مذکور کوچکتر می‌شود. به طور کلی نتایج پژوهش شواهد قوی از اثرات برون‌رانی[1] برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بعد از گسترش بخش دولتی به دلیل تکانه مثبت درآمدهای نفتی تأیید می‌نماید.

قاسمی و مهاجری (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی در ایران پرداخته‌اند. در این بررسی با استفاده از آمارهای بانک مرکزی مدلی به منظور آزمون رفتار ضد چرخه‌ای سیاست مالی در ایران برآورد شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد فرضیه ضدچرخه‌ای بودن سیاست مالی در ایران پذیرفته نمی‌شود و ثانیاً نحوه ورود منابع حاصل از صادرات نفت به بودجه دولت و عدم رعایت قواعد مالی دو عامل اساسی تعیین‌کننده ضدچرخه‌ای نبودن سیاست مالی در ایران است. در نهایت پژوهشگران اصلاحات نهادی به ویژه اصلاحات ساختار بودجه‌ریزی در کشور را که می‌تواند عملکرد سیاست مالی در طول چرخه‌های اقتصادی را بهبود بخشد را پیشنهاد داده‌اند.

بهرامی و رافعی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی عکس‌العمل‌های مالی در برابر تکانه‌های متغیرهای اقتصاد کلان در دو سناریوی حضور فعال و منفعلانه دولت پرداخته‌اند. نتایج این الگو بیانگر آن است در حالتی که دولت به‌صورت ضدچرخه‌ای و از طریق قواعد مالی گذشته‌نگر (حضور فعال) عکس‌العمل نشان دهد انحراف متغیرها از وضعیت با ثبات‌شان بسیار کمتر از حالت حضور منفعلانه دولت در اقتصاد است. به بیان دیگر سیاست‌های مالی مبتنی بر قاعده، انحرافات ایجاد شده در متغیرهای تولید غیرنفتی، سرمایه‌گذاری، مصرف و تورم پس از بوجود آمدن تکانه‌های نفتی، پولی و مخارج دولت را کاهش می‌دهد. از جمله مهمترین توصیه سیاستی این

1. Crowding out

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

مقاله آن است که با پای‌بندی دولت به قواعد مالی ضد ادواری و حفظ بدهی، نوسانات اقتصادی ناشی از بروز تکانه‌های اقتصادی کاهش می‌یابد.

خیابانی و امیری (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی جایگاه سیاست‌های پولی و مالی با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE می‌پردازند. شبیه‌سازی تحلیل توابع عکس‌العمل آنی شوک‌ها نشان می‌دهد که شوک‌های قیمتی تولید نفت خام تأثیر معنادار و مثبت بر تولید در ایران دارند. از سوی دیگر شوک‌های یادشده بر مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی نیز اثر معنادار و مثبت دارند. این نتایج بیانگر آن است که سیاست‌های پولی و مالی در ایران به شدت به درآمدهای نفتی وابسته بوده و سلطه مالی در اقتصاد ایران وجود دارد.

جمع‌بندی مطالعات انجام شده در زمینه قواعد مالی نشان می‌دهد توجه اصلی مقالات بین‌المللی به دو جنبه پایداری بدهی‌های دولت و ضد چرخه‌ای عمل کردن سیاست‌های مالی معطوف بوده و در کشورهای در حال توسعه متکی به صادرات مواد اولیه به‌کارگیری این قواعد به عنوان یک ضرورت شناخته شده‌است.

بررسی پژوهش‌های انجام شده برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد مطالعات در این حوزه به دو دسته قابل تفکیک است. دسته اول که نشان داده‌اند که سیاست مالی به‌صورت ضد چرخه‌ای در اقتصاد ایران عمل نمی‌کند و دسته دوم که سعی در معرفی قاعده مالی مناسب برای دولت داشته‌اند. در مطالعات دسته دوم که بسیار محدود بوده اغلب اقتصاد به‌صورت بسته در نظر گرفته‌شده و از رویکرد کالیبراسیون برای پارامترها استفاده کرده‌اند. از این رو جنبه‌های نوآوری در مقاله حاضر به گونه‌ای است که اقتصاد ایران به‌صورت باز در نظر گرفته خواهد شد و پارامترهای الگو در سناریوی پایه برآورد می‌شوند. همچنین سعی شده بخش‌های مختلف اقتصاد تا حد امکان وارد الگو شده تا نتایج از قابلیت اتکای بالایی برخوردار باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

٤. معرفی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

با توجه به مطالب بالا، الگوی در نظر گرفته شده در این مقاله تعادل عمومی پویایی تصادفی است که شامل بخش خانوار، بنگاه‌ها، بانک مرکزی(مقام پولی)، دولت و بخش خارجی می‌باشد. براین اساس برای یک اقتصاد باز و کوچک این الگو با توجه به شرایط اقتصاد ایران طراحی شده است.

بخش خانوار شامل دو نوع است که خانوار نوع اول به بازار مالی دسترسی دارند و خانوارهایی که دسترسی به منابع مالی ندارند و از طرفی به‌دلیل پایین بودن سطح درآمد از پرداخت مالیات بر دستمزد معاف هستند. بخش بنگاه‌ها به سه قسمت تقسیم شده است: ۱- بنگاه تولیدکننده داخلی که در واقع بخش غیرنفتی اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهند؛ ۲- بنگاه صادرکننده؛ ۳- بنگاه واردکننده. ۴- بخش تولید نفت که در اختیار دولت قرار دارد و در زیر بخش آن قرار گرفته است. در این الگو برخی از چسبندگی‌های بخش واقعی و اسمی از جمله بخش سرمایه‌گذاری، قیمت‌ها و دستمزد در نظر گرفته شده تا نتایج حاصل از برآورد با شرایط اقتصادی مطابقت نماید.

٤-۱. بخش خانوارها

در این مقاله دو دسته خانوار در نظر گرفته شده است. دسته اول مصرف‌کنندگان با درآمد دائمی هستند که با یک قید بودجه طول عمر مواجه هستند و می‌توانند آزادانه با قرض گرفتن و قرض دادن مصرفشان را هموار سازند. همچنین این خانوار با توجه به اینکه صاحبان بنگاه‌های خصوصی هستند و سود دریافت می‌کنند می‌بایست مالیات مربوط به سود خود را پرداخت نمایند. این خانوارها با توجه به اینکه حقوق و دستمزد هم دریافت می‌کنند مالیات متعلق به این درآمد (مالیات بر دستمزد) را پرداخت می‌نمایند. خانوار نوع دوم یا غیرریکاردویی به گونه‌ای هستند که تنها درآمد آنها از محل دستمزد و حقوق دریافتی است. ورود خانوار غیرریکاردویی در مطالعات مربوط به بررسی سیاست‌های مالی از اهمیت بسزایی برخوردار است و این موضوع اولین بار توسط

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

منکیو[1](۲۰۰۰) مطرح شد. بعد از آن بیشتر تحقیقات سعی در کالیبره کردن این نوع خانوار و سهم‌شان در اقتصاد داشتند و برخی مطالعات دیگر سعی در برآورد این سهم داشتند. گلی و همکاران[2] (۲۰۰۴) تأثیر سهم‌های مختلف خانوار غیرریکاردویی را بر روی قاعده نرخ بهره مورد ارزیابی قرار دادند و در ادامه در سال ۲۰۰۷ این تحلیل با گسترش پویایی‌های تعادل زمانی که چسبندگی در سطوح قیمتی وجود دارد توسط آنها مورد ارزیابی مجدد قرار گرفت. از جمله مطالعاتی که در زمینه ارزیابی سیاست‌های مالی بر روی این نوع خانوار صورت گرفته و اثرات مالیات و مخارج دولت را مورد بررسی قرار داده می‌توان به مطالعه فورانی[3] (۲۰۰۹) و ایواتا[4] (۲۰۱۰) اشاره نمود. دلیل این نوع تقسیم‌بندی خانوار به ریکاردویی و غیرریکاردویی آن است که اثرات قواعد و سیاست‌های مالی با توجه به توابع مطلوبیت و قیود بودجه متفاوتی که خانوارها دارند یکسان نیست بنابراین این نوع تفکیک می‌تواند تصویر شفاف‌تر و واضح‌تری از اجرای قواعد و سیاست‌های مالی ارائه نماید.

همچنین با توجه به باز بودن الگو در مقاله حاضر تقاضا خانوار برای کالاهای تولید داخل و وارداتی به‌صورت یک تابع CES در نظر گرفته شده است. از این رو تابع هزینه خانوار به‌صورت زیر حداقل می‌گردد. در معادله (۱) منظور از OPT خانوار ریکاردویی است که در هر دوره مصرف خود را هموار می‌سازد و قادر به پس‌انداز است و منظور از ROT خانوار غیرریکاردویی می‌باشد که در هر دوره تمامی درآمد خود را مصرف می‌کند و قادر به پس‌انداز نمی‌باشد.

$$Min \qquad p_t c_t^i = p_{d,t} c_{d,t}^i + p_{m,t} c_{m,t}^i \quad i = OPT, ROT \tag{۱}$$

$$c_t^i = \left[\varphi^{\frac{1}{\theta}} \left(c_{D,t}^i \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\varphi)^{\frac{1}{\theta}} \left(c_{m,t}^i \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\theta/1-\theta} \qquad i = OPT, ROT \tag{۲}$$

در روابط (۱) و (۲) شاخص $c_{d,t}^i$ مصرف کالاهای داخلی برای خانوار i و $c_{m,t}^i$ شاخص مصرف کالاهای وارداتی برای خانوار i است. φ سهم کالاهای داخلی و $1-\varphi$ سهم کالاهای

1. Mankiv.
2. Gali & et al.
3. Froni.
4. Iwata.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

وارداتی در سبد خانوار است. θ کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و وارداتی است. رابطه (۲) نشان می‌دهد شاخص مصرف کالاها یک ترکیب خطی از کالاهای داخلی و وارداتی است که سهم هریک از آنها در مصرف جاری خانوار تابعی از کشش جانشینی θ و سهم φ خواهد بود. در ابتدا لازم است که خانوار ترکیب بهینه میان کالاهای مصرفی داخلی و خارجی را به گونه‌ای مشخص نماید که مخارج کل آن حداقل گردد. با حداقل‌سازی این تابع هدف به صورت زیر و توابع تقاضا برای شاخص مصرف کالاهای داخلی و وارداتی به صورت زیر خواهند بود.

$$c_t^{d,j} = \varphi\left(\frac{P_t^d}{P_t^c}\right)^{-\theta} c_t^i \qquad c_t^{m,j} = (1-\varphi)\left(\frac{P_t^m}{P_t^c}\right)^{-\theta} c_t^i \tag{۳}$$

همچنین با استفاده از روابط فوق و برخی عملیات ریاضی می‌توان ارتباط میان سطح عمومی قیمت‌ها با سطح عمومی قیمت کالاهای داخلی و وارداتی را به صورت زیر به‌دست آورد:

$$P_t^c = \left[\varphi P_{d,t}^{(1-\theta)} + (1-\varphi) P_{m,t}^{(1-\theta)}\right]^{1/1-\theta} \tag{۴}$$

باتوجه به مطالب بالا خانوار ریکاردویی با تابع مطلوبیت و قیود زیر روبرو است. هدف این خانوار نمونه حداکثرسازی مطلوبیت در یک افق زمانی بلندمدت، با توجه به قیود مربوطه است.

$$u_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{OPT,1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{1}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi \frac{L_t^{OPT,1+\eta}}{1+\eta}\right]$$

$$\left(1+\tau_t^c\right)c_t^{OPT} + m_t + b_t + i_t = \left(1-\tau_t^w\right)w_t + \frac{m_{t-1}}{\Pi_t} + \left(1+r_{t-1}\right)\frac{b_{t-1}}{\Pi_t} + \left(r_t^k z_t k_{t-1} + \psi(z_t) k_{t-1}\right) + \left(1-\tau_t^D\right)d_{t-1}$$

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + i_t\left[1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right] \tag{۵}$$

در این رابطه β عامل تنزیل خانوار ریکاردویی، C_t^{OPT} شاخص مصرف خانوار ریکاردویی، M_t تقاضای پول، P_t شاخص قیمتی و L_t عرضه نیروی کار توسط خانوار ریکاردویی است. σ درجه ریسک گریزی نسبی، b عکس کشش بهره‌ای تقاضای مانده حقیقی پول، η عکس کشش عرضه نیروی کار و χ پارامتر ثابت در تابع مطلوبیت خانوار است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

در رابطه قید بودجه، τ_t^c بیانگر نرخ مالیات بر مصرف خانوار ریکاردویی، c_t^{OPT} مصرف خانوار ریکاردویی، m_t تقاضای حقیقی پول، b_t مانده حقیقی اوراق قرضه در اختیار خانوار و i_t سرمایه‌گذاری توسط بخش خصوصی است. τ_t^w نرخ مالیات بر دستمزد، w_t درآمد ناشی از دستمزد، r_t^k نرخ بازده، $0 < z_t \leq 1$ نرخ کاربری سرمایه، k_t حجم سرمایه و $\psi(z_t)$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه است. d_{t-1} سود توزیع نشده توسط بنگاه‌های غیرنفتی در نظر گرفته شده است.

تابع مطلوبیت در نظر گرفته شده برای خانوار غیرریکاردویی و قید بودجه‌ای که با آن مواجه است به‌صورت زیر در نظر گرفته شده‌است. در رابطه زیر C_t^{ROT} و $L_t^{ROT,1+\eta}$ به ترتیب مصرف خانوار غیرریکاردویی و عرضه نیروی کار خانوار غیرریکاردویی است.

$$u_t = \frac{C_t^{ROT,1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{L_t^{ROT,1+\eta}}{1+\eta}$$
$$\left(1+\tau_t^c\right)c_t^{ROT} = \left(1-\tau_t^w\right)w_t \qquad (۶)$$

برای الگوسازی فرآیند تعدیل دستمزد فرض می‌شود که خانوارها خود در بازار کار تعیین کننده دستمزد هستند زیرا خانوار در شرایط رقابت انحصاری نیروی کار خود را عرضه می‌کند، اما این امکان وجود ندارد که در هر دوره دستمزد خود را تعدیل نماید. احتمال اینکه یک خانوار نماینده که در این مقاله یک خانوار ریکاردویی در نظر گرفته شدهد بتواند دستمزد اسمی خود را تعدیل نماید برابر است با $1-\xi_w$ اما خانوارهایی که چنین فرصتی برای تعدیل دستمزد خود ندارند فرض می‌شود که دستمزد آنها براساس روند گذشته شاخص بندی خواهد شد که به‌صورت $W_{t+1} = (\pi_t)^{\kappa_w} W_t$ است. زمانی $\kappa_w = 0$ شاخص‌بندی دستمزد صورت نمی‌گیرد اما در صورت $\kappa_w = 1$ شاخص‌بندی به صورت کامل انجام خواهد شد (توکلیان و جلالی نائینی، ۱۳۹۶، کولمن[1]، ۱۹۹۷ و ارسگ و همکاران[2]، ۲۰۰۰).

1. Kollmann.
2. Erceg & et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

٤-۲. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

در الگوی حاضر فرض شده است بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در اقتصاد وجود دارد که $y_t(j)$ واحد از تولید بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش غیرنفتی که کالای واسطه‌ای تولید می‌کنند را در قیمت اسمی $P_t(j)$ خریداری می‌کند تا y_t واحد کالای نهایی را با استفاده از بازده نسبت به مقیاس ثابت که به‌صورت فرم تبعی زیر در نظر گرفته شده است، تولید نماید. در رابطه (۷) $\lambda_{d,t}$ بیانگر مارک آپ قیمت است.

$$y_t^{no} = \left[\int_0^1 y_t^{no}(j)^{\frac{1}{\lambda_{d,t}}} \right]^{\lambda_{d,t}} \tag{۷}$$

٤-۳. بنگاه‌های تولیدکننده واسطه‌ای در بخش غیرنفتی

در این مقاله فرض شده است که بخش غیرنفتی از تعدادی بنگاه در فضای رقابت انحصاری تشکیل شده و هرکدام از بنگاه‌ها کالاهای متمایزی را تولید می‌کنند که در نهایت پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، توسط خانوار خریداری می‌شود. بنگاه عوامل تولید نیروی کار و سرمایه را به‌گونه‌ای به‌کار می‌گیرند که سود خود را حداکثر نمایند.

$$y_t^{no}(j) = A_t \left(k_{t-1}(j)\right)^{1-\alpha} \left(L_t(j)\right)^{\alpha} \left(k_{t-1}^{G}\right)^{\alpha_G} \tag{۸}$$

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای با استفاده از فناوری کاب-داگلاس نیروی کار $L_t(j)$ سرمایه خصوصی خانوار ریکاردویی $k_{t-1}(j)$ و سرمایه عمومی $k_{t-1}^{G}(j)$ را به تولید واسطه‌ای $y_t^{no}(j)$ تبدیل می‌کنند. α کشش تولید نسبت به سرمایه $1-\alpha$ کشش تولید نسبت به نیروی کار و α_G کشش تولید نسبت به سرمایه بخش عمومی است. در واقع میزان اثرگذاری سرمایه عمومی بر تولید غیرنفتی را نشان می‌دهد. همچنین A_t تکانه تکنولوژی است که به نوعی تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید را نشان می‌دهد و از فرایند $\log A_t = \rho_w \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A$ خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

با توجه به اینکه دولت از سود بنگاه‌های تولیدی مالیات دریافت می‌کند تفاوت درآمد و هزینه کل بنگاه‌های تولیدی به‌صورت زیر خواهد بود که درصدی از آن بعنوان مالیات از درآمد خانوار ریکاردویی کسر خواهد شد.

$$D_t(j) = P_t^d y_t(j) - mc_t(j) P_t^d y_t(j) \tag{۹}$$

$$d_t(j) = y_t(j) - mc_t(j) y_t(j)$$

فرض می‌شود چسبندگی قیمت از نوع کالوو (۱۹۸۳) در بازار کالای تولید داخل وجود دارد و در هر دوره $1-\xi_d$ درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت خود را بهینه نمایند و برای ξ_d درصد باقی‌مانده از آنها که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند قیمت به تورم گذشته $P_{t+1}^d = (\pi_t^d)^{\kappa_d} P_t^d$ شاخص‌بندی می‌شود. در رابطه زیر β عامل تنزیل υ_{t+s} مطلوبیت نهایی خانوار از درآمد اسمی در دوره $t+s$ است که برای بنگاه تولیدکننده واسطه‌ای در بخش غیر نفتی برون‌زا محسوب می‌گردد. $MC_{i,t}$ هزینه نهایی بنگاه در زمان t است.

$$\max_{P_{new,i}^d} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left(\beta \xi_d\right)^s \upsilon_{t+s} \left[\left(\left(\pi_t^d \pi_{t+1}^d \ldots \pi_{t+s-1}^d \right)^{\kappa_d} P_{new,t}^d \right) Y_{i,t+s}^{no} - MC_{i,t+s} Y_{i,t+s}^{no} \right] \tag{۱۰}$$

با در نظر گرفتن معادله (۷) مشتق مرتبه اول مسئله حداکثر سازی بنگاه به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\max E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left(\beta \xi_d\right)^s \upsilon_{t+s} \left(\frac{\left(\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}}\right)^{\kappa_d}}{\left(\frac{P_{t+s}}{P_{t-1}}\right)} \right)^{-\frac{\lambda_{d,t+s}}{\lambda_{d,t+s}-1}} Y_{t+s} P_{t+s} \times \left(\frac{\left(\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}}\right)^{\kappa_d}}{\left(\frac{P_{t+s}}{P_{t-1}}\right)} - \frac{\lambda_{d,t} MC_{i,t+s}}{P_{t+s}} \right) = 0$$

٤-٤. بنگاه‌های واردکننده

در این مقاله فرض شده است که بنگاه واردکننده وجود دارد و این بنگاه‌ها کالاها را از بازارهای جهانی خریداری کرده و به صورت کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی نهایی متمایز در بازار داخل عرضه خواهند کرد. کالاهای مصرفی توسط خانوار (ریکاردویی و غیرریکاردویی) خریداری خواهند شد. با توجه به دسترسی خانوار ریکاردویی به کالاهای سرمایه‌ای این‌گونه کالاها توسط خانوار مذکور خریداری خواهند شد. فرض می‌شود چسبندگی قیمتی وجود دارد و

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

بنگاه‌های واردکننده از روش قیمت‌گذاری کالوو[1] (۱۹۸۳) استفاده می‌کنند. با توجه به این روش قیمت‌گذاری، بنگاه‌ها زمانی که یک سیگنال تغییر قیمتی تصادفی دریافت می‌کنند قادرند قیمت‌های خود را تغییر دهند. هر بنگاه وارد کننده با یک احتمال تصادفی $1-\xi_m$ روبرو است که می‌تواند قیمت‌های خود را بهینه نماید. با فرض اینکه بنگاه واردکننده نمی‌تواند با احتمال ξ_m و قیمت‌های خود را بهینه نماید بر این اساس از شاخص‌بندی آخر دوره که به‌صورت $P_{t+1}^m = (\pi_t^m)^{\kappa_m} P_t^m$ است تبعیت خواهد نمود.

$$\max_{P_{new,i}^m} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\xi_m)^s \upsilon_{t+s} \left[\left(\left(\pi_t^m \pi_{t+1}^m ... \pi_{t+s-1}^m \right)^{\kappa_{m,c}} P_{new,t}^m \right) \mathrm{Im}_{i,t+s} - S_{t+s} P_{t+s}^* \mathrm{Im}_{i,t+s} \right] \quad (۱۱)$$

در رابطه بالا سود بنگاه واردکننده به‌صورت $(\beta\xi_m)\upsilon_{t+s}$ تنزیل شده است. S_t و P_t^* به ترتیب بیانگر قیمت اسمی ارز و شاخص قیمتی شرکای اقتصاد ایران است. همچنین کالای مصرفی وارداتی یک ترکیب از کالای مصرفی/سرمایه‌گذاری وارداتی متمایز می‌باشد که به‌وسیله بنگاه‌ها عرضه می‌گردد که از تابع CES به فرم زیر تبعیت می‌کنند.

$$C_t^m = \left[\int_0^1 (C_{i,t}^m)^{\frac{1}{\lambda_t^{m,c}}} di \right]^{\lambda_t^{m,c}} \quad I_t^m = \left[\int_0^1 (I_{i,t}^m)^{\frac{1}{\lambda_t^{m,i}}} di \right]^{\lambda_t^{m,i}} \quad (۱۲)$$

با توجه به روابط فوق، توابع تقاضا برای کالاهای وارداتی مصرفی/سرمایه‌گذاری به شکل زیر خواهد بود و λ_t^m بیانگر قدرت بازاری کالاهای وارداتی هستند.

$$C_{i,t}^m = \left(\frac{P_{i,t}^m}{P_t^m} \right)^{-\frac{\lambda_t^m}{\lambda_t^m - 1}} C_t^m \quad I_{i,t}^m = \left(\frac{P_{i,t}^m}{P_t^m} \right)^{-\frac{\lambda_t^m}{\lambda_t^m - 1}} I_t^m \quad (۱۳)$$

قدرت بازاری کالاهای وارداتی مصرفی و سرمایه‌گذاری از یک فرایند اتورگرسیو مرحله اول به شکل زیر تبعیت خواهد کرد $j = c, i$.

1. Calvo.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

$$\lambda_t^{m,j} = (1-\rho_{\lambda^{m,j}})\lambda^{m,j} + \rho_{\lambda^{m,j}}\lambda_{t-1}^{m,j} + \varepsilon_{\lambda^{m,j},t} \tag{۱۴}$$

٤-٥. بنگاه‌های صادرکننده کالای غیر نفتی

در این مقاله اقتصاد ایران یک اقتصاد باز اما کوچک فرض شده که قادر است بخشی از کالاهای غیرنفتی خود را صادر نماید. بنگاه‌های صادرکننده، کالاهای نهایی داخلی غیرنفتی را خریداری کرده و با تغییر برند، کالاهای متمایز شده را به کشورهای خارجی صادر می‌کنند. هر بنگاه صادر کننده از رابطه زیر برای تقاضا برای کالاهایش تبعیت می‌کند و قدرت بازاری کالاهای صادرات از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت خواهد کرد.

$$X_{i,t}^{no} = \left(\frac{P_{i,t}^{x}}{P_t^{x}}\right)^{-\frac{\lambda_t^x}{\lambda_t^x - 1}} X_t^{no} \tag{۱۵}$$

$$\lambda_t^x = (1-\rho_{\lambda^x})\lambda^x + \rho_{\lambda^x}\lambda_{t-1}^x + \varepsilon_{\lambda^x,t} \tag{۱۶}$$

فرض شده که قیمت‌های صادراتی در پول خارجی دارای چسبندگی هستند و در الگوسازی مقاله حاضر از روش کالوو (۱۹۸۴) استفاده شده است. مشابه الگوی بنگاه‌های وارد کننده، بنگاه‌های صادرکننده به‌دنبال حداکثرسازی سود خود به شکل زیر هستند:

$$\max_{P_{new,i}^X} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\xi_x)^s \upsilon_{t+s} \left[\left(\left(\pi_t^X \pi_{t+1}^X \ldots \pi_{t+s-1}^X \right)^{\kappa_x} p_{new,t}^X \right) X_{i,t+s}^{no} - \frac{P_{t+s}}{S_{t+s}} \left(X_{i,t+s}^{no} \right) \right] \tag{۱۷}$$

تابع تقاضا برای کالاهای صادراتی غیرنفتی به فرم تبعی زیر در نظر گرفته شده است. در این رابطه Y_t^* تولید ناخالص داخلی کشورهای طرف تجاری محسوب می‌گردد.

$$X_t^{no} = \left(\frac{P_t^x}{P_t^*}\right)^{\eta} Y_t^* \tag{۱۸}$$

٤-٦. بانک مرکزی و دولت

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در اقتصاد ایران نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به‌صورت دو بخش مجزا در الگوسازی در نظر گرفت. با توجه به شرایط اقتصاد ایران فرض بر این

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

است که هدف دولت تأمین مالی برای هزینه‌های جاری و عمرانی است و بانک مرکزی در جهت تحقق اهداف اصلی دولت کمک می‌نماید. همچنین به‌دلیل اینکه هدف بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، در کنار کمک به دولت در رسیدن به اهداف خود سعی دارد با سیاست‌گذاری پولی در جهت اهداف مذکور گام بردارد (توکلیان و جلالی نائینی، ۱۳۹۵). هدف دولت در اقتصاد حفظ و توزان بودجه است و سعی می‌نماید مخارج جاری و عمرانی خود را از طریق درآمدهای عمومی(مالیات بر سود بنگاه‌ها، مالیات بر مصرف، مالیات بر واردات، مالیات بر حقوق دستمزد و سایر درآمدها)، فروش نفت و واگذاری دارایی‌های مالی(فروش اوراق مشارکت، اوراق مالی اسلامی و استقرض از بانک مرکزی) متوازن نماید. براین اساس درآمدهای عمومی و نفت به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$GR_t = \tau_t^c C_t + \tau_t^m IM_t + \tau_t^d D_t + \tau_t^w W_t + Other_t \qquad (۱۹)$$

$$OR_t = \tau_t^o yo_t$$

در رابطه بالا GR_t بیانگر درآمدهای غیر نفتی دولت، $\tau_t^c C_t$ مالیات بر مصرف، $\tau_t^m IM_t$ مالیات بر واردات، $\tau_t^d D_t$ مالیات بر سود بنگاه‌ها، $\tau_t^w W_t$ مالیات بر دستمزد، $other_t$ سایر درآمدهای دولت می‌باشد. همچنین درآمدهای نفتی براساس سهم دولت از صادرات نفت τ_t^o مدل‌سازی شده است.

از سمت مخارج نیز هزینه‌های جاری C_t^G و عمرانی I_t^G به‌صورت یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول در نظر گرفته شده است.

$$GE_t = C_t^g + I_t^g \qquad (۲۰)$$

کسری بودجه دولت از مخارج دولت منهای درآمدهای عمومی و نفتی به‌دست آمده که با توجه به ساختار نظام GFS-2001 همواره با کسری مواجه است که بخشی از آن با استفاده از فروش

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

اوراق اسلامی و مشارکت و بخشی دیگر از آن از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین مالی می‌گردد[۱].

$$BS_t = GR_t - GE_t \tag{۲۱}$$

$$B_t = (GD_t - GD_{t-1}) + (1 + r_{t-1})B_{t-1} + BS_t \tag{۲۲}$$

براین اساس در رابطه بالا BS_t مازاد بودجه دولت، B_t اوراق قرضه منتشر شده توسط دولت، GD_t سپرده دولت نزد بانک مرکزی می‌باشند. در این مقاله برای بررسی قاعده تراز بودجه‌ای سه سناریوی قاعده بودجه متوازن شده[۲]، قاعده مازاد ساختاری[۳] و قاعده ضدچرخه‌ای[۴] به صورت خطی-لگاریتمی به‌کار گرفته شده است:

$$bs_t = \eta^{tax}(gr_t) + \eta^{oil}(or_t) + \eta^{y}\left(\dot{y}_t\right) \tag{۲۳}$$

در معادله (۲۳) bs_t مازاد بودجه، gr_t درآمدهای غیرنفتی، or_t درآمدهای نفتی و $\dot{y}_t$ شکاف تولید می‌باشند. قاعده مالی در نظر گرفته شده بر اساس مطالعات کامهوف و لاکستون (۲۰۱۳)، بی و کامهوف[۵] (۲۰۱۱)، گارسیا[۶] (۲۰۱۱)، و سنودان (۲۰۱۶) می‌باشند. رابطه ۲۳ دارای دو ویژگی است، اول آنکه با توجه به هدف‌گذاری کسری بودجه، بدهی‌ها در بلندمدت از یک روند باثباتی برخوردار خواهند بود. ویژگی دوم آن است که این قواعد به گونه می‌باشند که با در نظر گرفتن شکاف تولید به ادوار تجاری پاسخ می‌دهند. ضرایب η^{tax}، η^{oil} و η^{y} به ترتیب پاسخ تعادل بودجه‌ای به تغییرات درآمدهای غیرنفتی و نفتی و شکاف تولید هستند که با توجه به این ضرایب می‌توان سه قاعده اصلی را معرفی نمود. قاعده بودجه متوازن که کالیبراسیون آن $\eta^{tax} = 1$ و $\eta^{y} = \eta^{oil} = 0$ است در این قاعده بودجه دولت همواره در تعادل بوده و به صورت چرخه‌ای

---

۱. اصغرپور و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند در اقتصاد ایران دولت به منظور تأمین کسری بودجه همواره از بانک مرکزی استقراض نموده و سلطه مالی در اقتصاد حاکم بوده است.

2. Budget balanced rule (BBR)
3. Structural surplus rule (SSR)
4. Counter cyclical rule (CCR)
5. Bi & Kumhof
6. Garcia

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

عمل می‌کند. هرگونه تغییر در درآمدهای دولت بین خانوارها از طریق ابزار سیاست مالی مثل نرخ‌های مالیاتی و مخارج دولت توزیع خواهند شد. زمانی که $\eta^{tax}=\eta^{oil}=1$ باشند بیانگر قاعده مازاد ساختاری در بودجه است و تحت این قاعده، تغییر در درآمدهای نفتی و مالیاتی پس‌انداز می‌شوند. در نهایت قاعده ضدچرخه‌ای که ضرایب η^{tax} و η^{oil} بزرگ‌تر از یک و یا η^{y} کمتر از صفر، حاکی از یک قاعده ضدچرخه‌ای است.

در این مقاله سیاست پولی به‌گونه‌ای است که پایه پولی M_t تابعی از ذخایر خارجی بانک مرکزی FR_t و خالص سپرده دولت نزد بانک مرکزی GD_t در نظر گرفته شده است. در این رابطه تغییر در نرخ ارز باعث تغییر در ذخایر خارجی بانک مرکزی می‌گردد.

$$M_t = S_t FR_t - GD_t \tag{۲۷}$$

$$FR_t = FR_{t-1} + OR_t + NOX_t - IM_t \tag{۲۸}$$

در رابطه بالا فرض شده FR_t یک متغیر انباشتی است و علاوه بر مقدار دوره قبلی خود به درآمد ارزی حاصل از فروش نفت، صادرات غیرنفتی و واردات نیز بستگی دارد. با توجه به رابطه بالا فروش نفت و صادرات غیرنفتی باعث افزایش خالص ذخایر بانک مرکزی می‌شود و افزایش واردات باعث کاهش این ذخایر خواهد شد.

در چارچوب الگوی $DSGE$ رفتار بانک مرکزی در سیاست‌گذاری پولی براساس قاعده تیلور در نظر گرفته می‌شود. براساس این قاعده مقام پولی نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی به عنوان یک ابزار سیاستی واکنش نشان خواهد داد. در اقتصاد ایران با توجه به اینکه قاعده تیلور اجرا نمی‌شود و در واقع بانک مرکزی سعی در استفاده از نرخ رشد پایه پولی دارد در این مطالعه به پیروی از مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران به جای استفاده از این قاعده از نرخ رشد پایه پولی و به صورت زیر استفاده خواهد شد.

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t-1} + \phi_{m,\pi}\pi_t^c + \phi_{m,y}\dot{y}_t + \varepsilon_t^m \tag{۲۹}$$

$$\dot{m}_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t^c \tag{۳۰}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

از سوی دیگر با توجه به اینکه نظام ارزی در اقتصاد ایران به‌صورت شناور مدیریت شده است بانک مرکزی با توجه به ذخایر ارزی، نرخ تورم و شکاف تولید متغیر نرخ ارز اسمی s_t را از طریق قاعده (۳۱) تحت کنترل قرار می‌دهد. در این حالت بانک مرکزی با دو قاعده پولی و ارزی مواجه خواهد شد. به‌طوری‌که امکان مدیریت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از طریق سیاست ارزی و دارایی‌های داخلی از طریق سیاست پولی را مهیا می‌سازد. این موضوع و نحوه تصریح در مطالعات قبلی که در اقتصاد ایران انجام شده مورد توجه قرار گرفته که می‌توان به مقاله توکلیان و افضلی (۱۳۹۵) اشاره نمود[۱].

$$\dot{s}_t = \rho_s \dot{s}_{t-1} + \phi_{s,\pi}\pi_t^c + \phi_{s,y}\dot{y}_t + \phi_{s,fr} fr_t + \varepsilon_t^s \qquad (۳۱)$$

٤-۷. بخش نفت

همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد در این الگو سهم دولت از درآمدهای نفتی τ_t^o در نظر گرفته شده و $1-\tau_t^o$ سهم شرکت ملی نفت ایران برای توسعه و سرمایه‌گذاری در این بخش است. همچنین تابع تولید نفت با توجه به ماهیت سرمایه‌بر بودن آن تابعی از میزان سرمایه در این بخش در نظر گرفته شده و کشش تولید بخش نفت نسبت به سرمایه برابر α^o است (الگوژینا[۲]،۲۰۱۶). همچنین A_t^o یک فرآیند تصادفی مرتبه اول به عنوان متغیر تکنولوژی در این بخش در نظر گرفته شده است.

$$q_t^o(j) = A_t^o \left(k_t^o\right)^{\alpha_o} \qquad (۳۲)$$

$$k_t^o = (1-\delta^o)k_{t-1}^o + I_t^o \qquad (۳۳)$$

$$I_t^o = (1-\tau_t^o)OR_t \qquad (۳۴)$$

۱ . توکلیان، حسین، افضلی ابرقویی، وجیهه. (۱۳۹۵). مقایسه عملکرد اقتصاد کلان و رژیم‌های مختلف ارزی با رویکرد (DSGE) .پژوهشنامه اقتصادی.

2. Algozhina

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

درآمدهای نفتی به‌صورت زیر در نظر گرفته شده که از حاصل‌ضرب تولید نفت، قیمت نفت $oilp_t$ و نرخ ارز حقیقی rer_t در نظر گرفته شده است. در رابطه (۳۵) منظور از p_t^* شاخص قیمتی جهانی و p_t^c شاخص قیمتی مصرف‌کننده است. همچنین فرض می‌شود که قیمت نفت ایران از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌نماید.

$$rer_t = \frac{s_t p_t^*}{p_t^c} \tag{۳۵}$$

$$yo_t = q_t^o oilp_t rer_t \tag{۳۶}$$

$$oilp_t = \rho_{oilp} oilp_{t-1} + \varepsilon_t^{oilp} \tag{۳۷}$$

٤-۸. شرط تسویه بازار

از شرط تسویه بازار کالا می‌توان به تعریف تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت به‌صورت معادلات زیر دست یافت. در رابطه (۳۷) منظور از c_t^d, I_t^d به ترتیب تقاضای مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از داخل است و منظور از c_t^g, I_t^g مصرف و سرمایه‌گذاری بخش دولتی در اقتصاد می‌باشد.

$$y_t^{no} = c_t^d + I_t^d + c_t^g + I_t^g + x_t^{no} \tag{۳۷}$$

$$y_t = y_t^{no} + y_t^o \tag{۳۸}$$

$$c_t^d = c_t^{d,OPT} + c_t^{d,ROT} \tag{۳۹}$$

$$im_t = c_t^m + I_t^m \tag{۴۰}$$

با توجه به باز بودن الگو تورم و تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری اقتصاد ایران به‌صورت فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول و برون‌زا در نظر گرفته شده است.

$$p_t^* = \rho_{p*} p_{t-1}^* + \varepsilon_t^{p*} \tag{۴۱}$$

$$y_t^* = \rho_{y*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y*} \tag{۴۲}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

۵. برآورد پارامترهای الگو

در این مطالعه قبل از برآورد پارامترهای الگو، معادلات معرفی شده در قسمت قبل لگاریتم-خطی شده‌اند. برای برآورد پارامترهای مورد نظر از رویکرد بیزی و از الگوریتم متروپولیس-هستینگز[1] استفاده شده است. اطلاعات مورد استفاده در این مقاله شامل تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، تورم مصرف‌کننده، تورم شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی، تورم واردکننده، تورم صادرکننده، پایه پولی، مالیات بر حقوق و دستمزد، مالیات بر مصرف، مالیات بر اشخاص حقوقی، مالیات بر واردات، درآمدهای ریالی دولت از نفت، سایر درآمدهای دولت، تولید نفت، قیمت نفت، پایه پولی، شاخص دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور، تورم شرکای تجاری و تولید ناخالص شرکای تجاری استفاده شده است. در انتخاب متغیرها سعی شده تا بخش واقعی اقتصاد، بخش پولی-ارزی، دولت و بخش خارجی تا حد امکان پوشش داده شود. برای مقادیر پیشین پارامترها از مقالات و مطالعات گذشته که عبارتند از جلالی نائینی و توکلیان (۱۳۹۴)، توکلیان و افضلی ابرقوئی، صمیمی و همکاران (۱۳۹۷) و ادلفسون و همکاران (۲۰۰۷) استفاده شده‌است.

داده‌های مورد استفاده از سال ۹۷-۱۳۸۴ به‌صورت فصلی در نظر گرفته شده است. با توجه فصلی بودن اطلاعات پس از فصلی‌زدایی با استفاده از روش $x-12$، داده‌ها لگاریتم‌گیری شده‌اند و پس از آن با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات[2] و در نظر گرفتن λ ۶۷۷ براساس مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) در نظر گرفته شده است. برای برآورد پارامترهای الگو ابتدا باید توزیع، میانگین پیشین و انحراف معیار پیشین پارامترها مشخص گردد و سپس با استفاده از روش بیزی پارامترهای الگو برآورد شوند. از جمله مشخصه‌های برآورد پارامترها آن است که نمودارهای چگالی پسین و پیشین پارامترها به‌صورت شکلی از استاندارد برخوردار باشند و به‌صورت شکسته یا چند مد نباشند. همچنین مدها باید در جایی تعیین شوند که بیشترین فراوانی در توزیع پسین را بخود اختصاص داده‌اند.

1. Metropolis-Hastings
2. Hodrick & Perscat

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

در این مقاله نمودارهای چگالی پیشین که با رنگ خاکستری و نمودارهای چگالی پسین با رنگ سیاه مشخص شده است (پیوست ۱). دلیل تفاوت در توزیع پیشین و پسین در این نمودارها نشان‌دهنده اطلاعاتی است که در داده‌ها یا به بیان دیگر تابع راست‌نمایی وجود دارد. بنابراین هرقدر شباهت بیشتر و انطباق میان این دو توزیع وجود داشته‌باشد یا اطلاعات پیشین کامل‌تر بوده که تابع درست‌نمایی نتوانسته اطلاعات جدیدی به آن اضافه کند یا داده‌های به‌کارگرفته شده مناسب نیستند. در این شرایط که اطلاعات پیشین کامل باشد و توزیع پسین و پیشین کامل روی هم منطبق گردند برآورد بیزی تبدیل به کالیبراسیون خواهد شد. یکی دیگر از روش‌های بررسی صحت پارامترها و درستی الگو طراحی شده استفاده از نمودارهای بروکز و گلمن[1] (۱۹۹۸) است. در این آزمون اگر نتایج زنجیره‌های مارکوف که توسط الگوریتم متروپولیس-هستیگز اجرا شده است به یکدیگر همگرا شوند، نشان‌دهنده صحت برآورد پارامترهای الگو است. آزمون تشخیص بروکز و گلمن (۱۹۹۸) دارای سه مشخصه با نام‌های interval,m2,m3 است که به ترتیب بیانگر فاصله اطمینان ۸۰ درصد از میانگین، واریانس و گشتاور مرتبه سوم پارامترهاست. با استفاده از این نمودارها که در پیوست (۲) آمده است شرایط همگرایی و ثبات نسبی در پارامترهای الگو وجود دارد. با توجه به نمودارهای چگالی پیشین و پسین و آزمون‌های انجام شده نتایج حاصل از برآورد پارامترها قابل اتکا بوده و در جدول (۱) گزارش شده است.

1. Brooks & Gelman

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد پارامترهای الگو و نوع توزیع آنها

پارامتر	نام متغیر	نوع توزیع	میانگین پیشین	نما پسین	فاصله اطمینان
β	نرخ تنزیل ذهنی	بتا	۰/۹۷۰	۰/۹۷۲۱	۰/۰-۹۵۳۳/۹۸۶۱
σ	درجه ریسک گریزی نسبی خانوار	گاما	۱/۲	۱/۱۲۳۱	۰/۱-۹۹۴۲/۲۱۶۶
b	عکس کشش بهره‌ای تقاضا برای مانده حقیقی پول	گاما	۲/۱۴۶	۲/۱۷	۲/۲-۰۰۵۰/۳۳۵۷
η	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	۲/۹۰۲	۲/۹۱۳۰	۲/۳-۷۴۳۱/۰۷۹۳
θ_c	کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و وارداتی مصرفی	بتا	۴/۹۰۴	۴/۸۸۹۴	۴/۵-۷۲۶۷/۰۴۹۳
θ_i	کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و وارداتی سرمایه‌ای	بتا	۱/۷۶۹	۱/۷۸۰۴	۱/۱-۶۴۵۴/۹۴۴۹
ω_i^c	سهم کالاهای داخلی در سبد مصرفی خانوار	بتا	۰/۸۳۲	۰/۸۴۳۴	۰/۰-۸۱۶۷/۸۶۶۳
α	کشش تولید غیرنفتی به سرمایه	بتا	۰/۴۲۰	۰/۴۶۳۲	۰/۰-۳۷۶۵/۵۴۴۶
ξ_d	احتمال بنگاه‌های داخلی که قیمت را نمی‌توانند بهینه کنند	بتا	۰/۸۲۸	۰/۷۲۶۹	۰/۰-۶۶۹۱/۷۹۱۴
ξ_m	احتمال بنگاه‌های واردکننده که قیمت را نمی‌توانند بهینه کنند	بتا	۰/۴۶۳	۰/۳۸۳۳	۰/۰-۳۲۰۴/۴۵۸۷
ξ_x	احتمال بنگاه‌های صادرکننده که قیمت را نمی‌توانند بهینه کنند	بتا	۰/۶۳۹	۰/۴۸۳۱	۰/۰-۴۱۳۴/۵۶۰۸
κ_d	درجه شاخص بندی قیمت کالاهای داخلی	بتا	۰/۶۸۷	۰/۶۷۳۶	۰/۰-۵۸۵۴/۷۵۲۷
κ_m	درجه شاخص بندی قیمت کالاهای وارداتی	بتا	۰/۱۶۱	۰/۱۵۹۴	۰/۰-۱۴۴۱/۱۷۶۷
κ_x	درجه شاخص بندی قیمت کالاهای صادراتی	بتا	۰/۱۳۹	۰/۱۳۸۰	۰/۰-۱۲۲۲/۱۵۴۳
ρ_c	ضریب اتورگرسیو نرخ مالیات بر مصرف	بتا	۰/۵۴۰	۰/۴۶۰۲	۰/۰-۳۸۱۶/۵۴۱۴
ρ_d	ضریب اتورگرسیو نرخ مالیات بر سود بنگاه‌ها	بتا	۰/۶۳۸	۰/۵۶۰۴	۰/۰-۴۷۵۱/۶۴۵۴

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

پارامتر	نام متغیر	نوع توزیع	میانگین پیشین	نما پسین	فاصله اطمینان
ρ_m	ضریب اتورگرسیو نرخ مالیات بر واردات	بتا	۰/۶۰۰	۰/۵۲۱۴	۰/۰-۴۳۸۷/۶۰۷۴
ρ_w	ضریب اتورگرسیو نرخ مالیات بر دستمزد	بتا	۰/۶۴۶	۰/۵۶۷۳	۰/۰-۴۸۱۹/۶۵۴۰
ρ_o	ضریب اتورگرسیو نرخ درآمدهای نفتی	بتا	۰/۶۵۵	۰/۶۰۵۰	۰/۰-۵۷۴۴/۶۵۸۴
ρ_{other}	ضریب اتورگرسیو سایر درآمدهای دولت	بتا	۰/۴۶۸	۰/۳۹۳۹	۰/۰-۳۱۶۴/۴۷۳۱
ρ_m	ضریب اتورگرسیو پایه پولی	بتا	۰/۳۸۰	۰/۳۷۰۴	۰/۰-۲۹۰۱/۴۵۶۸
$\phi_{m,\pi}$	ضریب واکنش تورم به سیاست پولی	نرمال	۱/۴۷۸	۱/۱۹۳۵	۱/۱-۳۵۵۷/۰۳۸۴
$\phi_{m,y}$	ضریب واکنش تولید به سیاست پولی	نرمال	۲/۳۴۳	۲/۲۴۳۸	۲/۲-۰۸۱۰/۴۱۰۶
ρ_s	ضریب اتورگرسیو نرخ ارز اسمی	بتا	۰/۶۷۸	۰/۷۶۴۵	۰/۰-۶۱۰۰/۸۸۲۵
$\phi_{s,\pi}$	ضریب واکنش تورم به سیاست ارزی	نرمال	۱/۹	۱/۲۱۷۲	۲/۱-۶۱۶۲/۳۸۳۲
$\phi_{s,y}$	ضریب واکنش تولید به سیاست ارزی	نرمال	۱/۳	۱/۹۳۷۶	۱/۱-۲۲۰۴/۳۸۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی توابع واکنش آنی و تابع زیان تحت سناریوهای مختلف

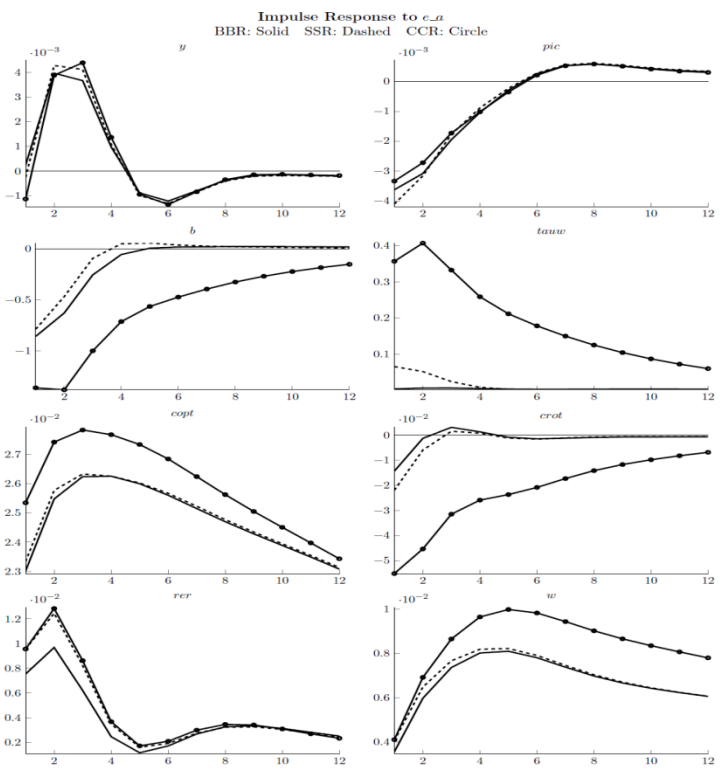
قبل از ورود به بررسی تابع زیان سیاست‌گذاری لازم است توابع واکنش آنی برخی متغیرهای کلان اقتصادی در برابر شوک تکنولوژی بخش غیر نفتی، شوک تکنولوژی بخش نفت و قیمت نفت مورد بررسی قرار گیرد.

نتایج حاصل از شوک‌های تکنولوژی به میزان ۱ درصد در سناریوی BBR با توجه به چرخه‌ای بودن این قاعده اثر مثبت بر تولید داشته است اما در دو قاعده SSR و CCR با توجه به رویکرد ضدچرخه‌ای بودن بر تولید در ابتدا اثر ناچیزی بر تولید داشته است. در هر سه سناریوی مورد بررسی تورم کاهش یافته که دلیل آن کاهش هزینه‌های ناشی از تولید است. در هر سه سناریو مورد بررسی در این مقاله مصرف خانوار ریکاردوئی COPT افزایش یافته است و سطح

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

مصرف در حالت CCR بالاتر از دو سناریوی دیگر است که با یافته‌های کامهوف و لاکستون (۲۰۱۳) برای اقتصاد شیلی مطابقت دارد. درحالی که مصرف خانوار غیر ریکاردوئی CROT با توجه به اینکه تنها منبع درآمدی آنها ناشی از دستمزد است به‌دلیل کاهش اشتغال این نوع خانوار در ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است. در مجموع مصرف خانوار در هر سه سناریو افزایش یافته است. نرخ ارز حقیقی در هر ۳ سناریو با توجه به شوک مثبت تکنولوژی افزایش یافته که دلیل آن کاهش بیشتر تورم مصرف‌کننده نسبت به افزایش نرخ ارز اسمی است. همان‌طور که در بخش معرفی الگو توضیح داده شد نرخ ارز اسمی براساس تابع عکس‌العمل بانک مرکزی به شکاف تولید، تورم و ذخایر ارزی مشخص می‌گردد. این موضوع افزایش هزینه برای بنگاه‌های واردکننده و کاهش هزینه برای بنگاه‌های صادرکننده غیرنفتی را نیز به همراه دارد.



نمودار۱. توابع واکنش آنی به شوک تکنولوژی به میزان ۰/۰۱ انحراف معیار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

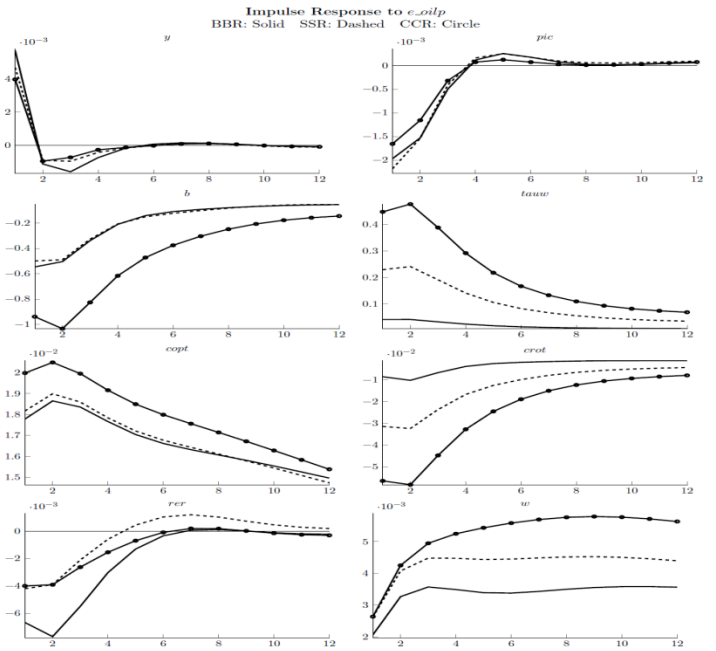
[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

نتایج حاصل از شوک قیمت نفت به میزان ۰/۱ انحراف معیار به قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در نمودار ۲ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد به‌کارگیری قواعد مالی تراز بودجه‌ای بر دو متغیر اقتصادی تورم و تولید در هر سه سناریو تفاوت چندانی با یکدیگر ندارند که مطابق با یافته‌های مقاله کامهوف و لاکستون (۲۰۱۳) است اما بر متغیر نرخ ارز حقیقی و مصرف خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی اثرات قابل مقایسه‌ای داشته‌اند. دلیل کاهش نرخ ارز حقیقی افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی است که باعث کنترل بازار ارز می‌گردد و نرخ ارز اسمی تغییرات چندانی نخواهد داشت. از سوی دیگر با کاهش هزینه نهایی واردات، تورم کالاهای وارداتی کاهش خواهد یافت و این موضوع باعث کاهش تورم مصرف‌کننده خواهد شد. در نهایت برآیند این دو متغیر باعث کاهش نرخ ارز حقیقی خواهد شد که این نتایج با واقعیت اقتصاد ایران مطابقت دارد (توکلیان و افضلی(۱۳۹۵)). با به‌کارگیری ابزار سیاست مالی نرخ مالیات بر دستمزد، نرخ مالیات در حالت CCR نسبت به دوسناریو به دلیل رفتار ضد چرخه‌ای بیشتر افزایش یافته است که این موضوع باعث کاهش عرضه نیروی کار و افزایش دستمزد حقیقی می‌گردد. در این شرایط مصرف خانوار ریکاردویی COPT در سناریوی CCR بالاتر از دو سناریوی دیگر قرار خواهد گرفت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]



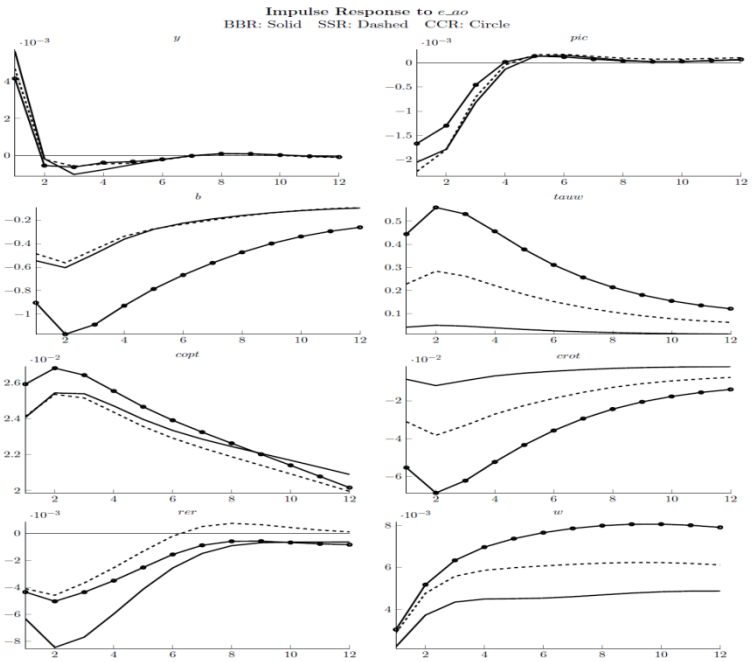
نمودار۲. توابع واکنش آنی به شوک قیمت نفت به میزان ۰/۱ انحراف معیار

نتایج حاصل از توابع واکنش آنی به شوک تکنولوژی بخش نفت در نمودار (۳) ارائه شده است. دلیل در نظر گرفتن این شوک آن است که تکانه بهره‌وری در بخش نفت به صورت افزایش (کاهش) در مقدار تولید به دلیل ارتقا فناوری به‌کار گرفته شده در این بخش است و با توجه به شرایط اقتصاد ایران که طی سال‌های اخیر با شوک‌های زیادی در این بخش روبرو بوده می‌تواند مفید واقع شود. نتایج نشان می‌دهد پاسخ دو متغیر تولید و تورم رفتار بسیار نزدیکی با حالت شوک قیمتی نفت دارند. در خصوص نرخ مالیات بر دستمزد که در این مقاله به عنوان ابزار مالی در نظر گرفته شده از روند مشابه شوک قیمت نفتی تبعیت می‌کند اما نکته مهم در این باره آن است که میزان افزایش در حالت شوک تکنولوژی بخش نفت بیشتر از حالت شوک قیمت نفت است. این مسئله باعث اثرگذاری بر مصرف خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی شده و میزان مصرف آن را به ترتیب بیشتر افزایش و کاهش داده‌است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

روند متغیر نرخ ارز حقیقی در این حالت اگرچه شبیه افزایش قیمت نفت است اما میزان ماندگاری شوک وارد شده به این متغیر کلیدی بیشتر است. به‌طوری‌که اثر یک شوک تکنولوژی بر بخش نفت تا ۱۴ دروه بر نرخ ارز حقیقی ماندگار خواهد بود اما در حالت شوک قیمتی نفت این اثر پس از حدود ۸ دوره از بین رفته است.



نمودار۳. توابع واکنش آنی به شوک تکنولوژی بخش نفت به میزان ۰/۱ انحراف معیار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی تابع زیان سیاست‌گذار از رابطه (۴۳) استفاده شده است. این رابطه بیانگر آن است که سیاست‌گذار به‌دنبال کاهش شکاف تولید و نرخ تورم مصرف‌کننده در اقتصاد ایران است.

$$L_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\lambda_y (y_{t+i})^2 + \lambda_\pi (\pi_{t+i})^2 \right] \quad (۴۳)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

در رابطه (۴۳) β_t عامل تنزیل در نظر گرفته شده که بین صفر و یک قرار دارد و λ_y, λ_π ضرایبی هستند که به متغیرهای شکاف تولید و تورم داده شده و برابر با ۱ در نظر گرفته شده است.

در ابتدا سه سناریوی در نظر گرفته شده در شرایطی که یک شوک تکنولوژی در بخش غیرنفتی بر اقتصاد وارد می‌شود مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تابع زیان در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از قواعد مالی تراز بودجه‌ای بر اثر یک شوک تکنولوژی بخش غیر نفتی

	$\eta^y=\eta^{tax}=0 \ \eta^{oil}=1$	$\eta^y=0 \ \eta^{tax}=\eta^{oil}=1$	$\eta^y=-0.5 \ \eta^{tax}=5 \ \eta^{oil}=1$
Loss Function	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۴۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شبیه‌سازی صورت گرفته بیانگر آن است که در حالتی که قاعده BBR توسط دولت اتخاذ گردد تابع زیان سیاست‌گذار برابر با ۰/۰۰۳۵ خواهد شد. مقایسه این سناریو با دو قاعده دیگر بیانگر آن است که اجرای سیاست‌های مالی چرخه‌ای در حالت یک شوک تکنولوژی به بخش غیرنفتی با توجه به داده‌های اقتصاد ایران و الگوی در نظر گرفته شده در مناسب به نظر می‌آید و نسبت به دو سناریوی دیگر میزان زیان سیاست‌گذار کمتر است. در حالتی که سیاست‌گذار از یک قاعده تراز ضدچرخه‌ای برای اقتصاد استفاده نماید تابع زیان برابر با ۰/۰۰۴۲ خواهد شد که نسبت به قاعده مربوط مازاد بودجه ساختاری، تابع زیان سیاست‌گذار بیشتر است.در صورت وقوع یک شوک قیمت نفت و یک شوک تکنولوژی بخش نفت به اندازه ۰/۱ انحراف معیار به قیمت نفت با توجه به متفاوت بودن اتخاذ سیاست مالی توسط دولت، الگو به صورت جدول زیر کالیبره شده و نتایج حاصل از آن در جدول(۳) آمده است

جدول ۳. نتایج حاصل از قواعد مالی تراز بودجه‌ای بر اثر یک شوک قیمت نفت

	$\eta^y=\eta^{oil}=0 \ \eta^{tax}=1$	$\eta^y=0 \ \eta^{tax}=\eta^{oil}=1$	$\eta^{tax}=1 \ \eta^{oil}=2$ $\eta^y=-0.5$
Loss Function oilprice	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۸
Loss Function oil Tech	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

براساس نتایج حاصل از شبیه‌سازی الگو در حالت وقوع یک شوک نفتی (قیمتی و تکنولوژی) به اقتصاد ایران استفاده از قاعده BBR تابع زیان سیاست‌گذار را نسبت به دو قاعده SSR و CCR بالاتر خواهد برد. نتیجه مهم در این شبیه‌سازی نزدیک بودن دو قاعده ضدچرخه‌ای است و بیانگر این موضوع می‌باشد که استفاده از قواعد ضدچرخه‌ای در هنگام بروز یک شوک نفتی اجتناب‌ناپذیر است و سیاست‌گذار مالی می‌بایست از این دو قاعده استفاده نماید. از دیگر یافته‌های مهم در این زمینه وقوع یک شوک مثبت به تکنولوژی بخش نفت است که با توجه به خاصیت برون‌زا بودن در این حالت نیز قاعده CCR کمترین تابع زیان را داشته است.

٦. نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی و ارزیابی قاعده مالی مناسب براساس قواعد تراز بودجه‌ای در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویایی تصادفی پرداخته‌شد. دلیل اصلی انجام پژوهش حاضر انتخاب یک قاعده مناسب مالی در هنگام بروز شوک‌های نفتی (قیمتی و تکنولوژی) برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت در چارچوب اقتصاد باز است. بررسی مطالعات خارجی نشان داد که استفاده از این قواعد تا حد زیادی می‌تواند از بروز بحران بدهی جلوگیری نماید و در کشورهای صادرکننده نفت از سرایت نوسانات نفتی از طریق بودجه تا حد زیادی ممانعت نماید. از طرف دیگر مطالعات داخلی نشان داده‌اند که سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران به صورت ضدچرخه‌ای عمل نکرده‌اند و لزوم به‌کارگیری قواعد مالی را اجتناب‌ناپذیر ارزیابی نموده‌اند.

بررسی قوانین بودجه‌ای و برنامه‌های توسعه نشان می‌دهد اگرچه تخصیص بخشی از درآمدهای نفتی به صندوق توسعه ملی به عنوان یک قاعده درآمدی شناخته می‌شود، اما ذکر دو نکته در این زمینه ضروری است. اول اینکه بررسی قوانین بودجه‌ای طی سال‌های اخیر نشان داد که پای‌بندی به این قاعده بسیار ضعیف بوده و در اکثر مواقع به‌صورت صلاحدیدی عمل شده است و هنوز سهم زیادی از منابع مالی دولت به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم از طریق صندوق توسعه ملی تأمین می‌گردد. دوم بررسی تجربیات کشورها در به‌کارگیری قواعد مالی نشان می‌دهد در حال حاضر تنها ۹ کشور از جمله ایران از قاعده درآمدی استفاده می‌کنند و حدود ۸۷ کشور قواعد تراز

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

بودجه‌ای را به‌کار می‌گیرند. دلیل استفاده گسترده کشورها از این قواعد را می‌توان تأثیرگذاری بر متغیر بدهی در راستای پایداری آن و تحت اختیار بودن متغیرهای مالی در اختیار سیاست‌گذار دانست. دلیل رغبت بسیاری از کشورها در به‌کارگیری این قاعده را می‌توان ناشی از بحران سال ۲۰۰۹ دانست که این کشورها تلاش کردند قواعد مالی طراحی کنند که ضمن قابلیت اجرا از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار باشند که امکان عمل آزاد تثبیت‌کننده‌های خودکار را از طریق محدودیت‌های ناشی از کسری بودجه تعدیل شده فراهم آورد. بر این اساس در مقاله حاضر با استفاده از الگوی DSGE سه قاعده بودجه متوازن، قاعده مازاد بودجه ساختاری و قاعده ضد چرخه‌ای در نظر گرفته شد.

قبل از بررسی تابع زیان سیاست‌گذار توابع واکنش آنی به سه شوک تکنولوژی در بخش نفتی، غیرنفتی و قیمت نفت و با در نظر گرفتن نرخ مالیات بر دستمزد نشان دادند که در حالت شوک تکنولوژی به بخش نفت و در سناریو قاعده ضدچرخه‌ای نرخ مالیات بر دستمزد بیشتر از سایر سناریوها افزایش خواهد یافت که این موضوع بر مصرف خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی اثرگذار می‌باشد. از سوی دیگر تحت این شرایط نرخ ارز حقیقی در هر دو شوک قیمت نفت و تکنولوژی بخش نفت رفتار یکسانی را دارد اما زمان از بین رفتن آثار شوک تکنولوژی بر بخش نفت بیشتر از شوک قیمت نفت بود. در نهایت نتایج حاصل از تابع زیان سیاست‌گذار نشان داد که در اقتصاد ایران و در پی بروز شوک قیمت نفت و تکنولوژی بخش نفت این تابع در سناریوی قاعده ضدچرخه‌ای حداقل خواهد شد و کمترین شکاف تولید و تورم را خواهد داشت. براین اساس با توجه به نتایج حاصل از مقاله می‌توان پیشنهادات سیاستی ذیل را ارائه نمود.

- در اصلاحات ساختاری بودجه در اقتصاد ایران به مقوله قواعد مالی توجه خاص شود و از کلی‌گویی و انتخاب قواعدی که در سال‌های گذشته از عملکرد مطلوبی برخوردار نبوده‌اند اجتناب گردد و قواعدی انتخاب شوند که ضمن مطابقت با شرایط اقتصادایران از انعطاف‌پذیری و قابلیت اجرایی بالایی برخوردار باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

- در صورت اجرای قواعد مالی نظارت و امکان پایش آن از الزامات موفقیت به حساب می‌آید و در صورت نداشتن این ابعاد ساختاری و نهادی، قواعد مالی به تنهایی نمی‌توانند از کسری بودجه و انباشت بدهی جلوگیری نمایند.

منابع

بهرامی، جاوید و میثم رافعی (۱۳۹۲). "عکس‌العمل‌های مالی مناسب در برابر تکانه‌های تصادفی (رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی)". *پژوهش‌های اقتصادی ایران، صص*۳۷-۱.

توکلیان، حسین و احمدرضا جلالی نائینی (۱۳۹۶). "سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاحدیدی و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده برای اقتصاد ایران". *پژوهش‌های اقتصادی ایران.*

خیابانی ناصر و محبوبه دلفان (۱۳۹۶) "آثار تکانه مخارج مصرفی دولت بر متغیرهای کلان بخش خصوصی در ایران؛ رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، *پژوهشنامه اقتصادی، صص* ۶۷-۱۷.

خیابانی، ناصر و حسین امیری (۱۳۹۳). "جایگاه سیاست‌های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE ". *پژوهشنامه اقتصادی،صص* ۱۷۳-۱۳۳.

قاسمی، محمد و پریسا مهاجری (۱۳۹۴). "بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی در ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، (۵۶)۱۵، صص ۱۰۴-۷۵.

قانون برنامه پنج ساله ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور (۱۳۹۶)، انتشارات سازمان برنامه و بودجه کشور.

کریمی پتانلار، سعید؛ جعفری صمیمی، احمد و حمید لعل خضری (۱۳۹۷). "اثرات سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران با تأکید بر رشد تولید: رویکرد FAVAR ". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، (۳۳)۹، صص ۴۰-۱۵.

هادیان، ابراهیم؛ افشون، حبیب اله؛ صمدی، علی حسین و احمد صدرائی جواهری (۱۳۹۸). "بررسی اثرات مخارج عمومی بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت قاعده بودجه متوازن در ایران: رهیافت DSGE". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی.* ۲۷(۹۲)، صص ۱۳۲-۸۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

زارعی، ژاله (۱۳۹۳). قواعد مالی و پیاده سازی آن در ایران، پژوهشکده پولی و بانکی، مقاله سیاستی،MBRI-PP-93035.

صمدی، علی حسین و سکینه اوجی مهر (۱۳۹۰). ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت رفتار ادواری آن: مورد ایران(۱۳۸۶-۱۳۵۳) دوفصلنامه جستارهای اقتصادی، (۸)۱۶، صص۷۵-۴۹.

Alesina A. and A. Drazen (1991). "Why Are Stabilizations Delayed?" *American Economic Review*, No. 81, pp. 88-1170.

Alesina A. (2000). "The Political Economy of the Budget Surplus in the United States." *Journal of Economic Perspectives* 14 (3): 3–19.

Alesina A. (2007). "Bureaucrats or Politicians? Part 1: A Single Policy Task." *American Economic Review*, No. 97, pp. 169–179.

Alesina A. and G. Tabellini (1990). "Voting on the Budget Deficit." *American Economic Review* 80 (1), pp. 37-49.

Algozhina A. (2016). Monetary Policy Rule, Exchange rate regime and Fiscal Policy Cyclicality in a Developing oil Economy. CERGE-EI Working Paper Series (572).

Bi H. and M. Kumhof (2011). "Jointly Optimal Monetary and Fiscal Policy rules under Liquidity Constraints". Journal of Macroeconomics, 33(3), pp. 373-389.

Bofinger P. (2003). "The Stability and Growth Pact Neglects the Policy mix between Fiscal and Monetary Policy", *Intereconomics*, Vol. 38(1), pp.4-7.

Brooks S.P. and A. Gelman (1998). "General Methods for Monitoring Convergence of Interative Simulations". Journal of Computational and Graphical Statistics, 7(4), pp. 434-455.

Burger P. and M. Marinkov (2012). "Fiscal Rules and Regime-dependent Fiscal Reaction Functions: The South African case", *OECD Journal on Budgeting*, Volume 12(1), pp. 14-44.

Calvo G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics*, Sept 12(3), pp. 983–998.

Erceg Christopher J., Henderson Dale W. and T. Levin Andrew (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 46(2), pp. 281-313.

Eyraud L., Debrun X., Hodge A., Duarte V. and C. Pattillo (2018)., "Second-Generation Fiscal Rules: Balancing Simplicity, Flexibility, and Enforceability"

Forni L., Monteforte L. and L. Sessa (2009). "The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy: Estimates for the Euro Area". *Journal of Public Economics*, 93(3), pp.559-585.

Galí Jordi J., David López-Salido and Javier Vallés (2004), "Rule-of-Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules", *Journal of Money, Credit, and Banking*, No. 36, pp. 739–763.

Galí Jordi J., David López-Salido and Javier Vallés (2007), "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption", *Journal of the European Economic Association*, No. 5, pp. 227–270.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

Garcia C.J., Restrepo J.E. and E. Tanner (2011). "Fiscal Rules in a Volatile World: A welfare-based Approach". *Journal of Policy Modeling*, 33(4), pp. 649-676.

Giovanni Melina, Shu-Chun S. Yang, Luis-Felipe Zanna, (2016) Debt sustainability, public investment, and natural resources in developing countries: The DIGNAR model,

Gollwitzer S. (2012). Budget Institutions and Fiscal Performance in Africa, Research Paper No. 10/02, *Centre for Research in Economic Development and International Trade*, University of Nottingham: Nottingham.

IMF Fiscal Affairs Department (2017). Fiscal Rules Dataset 1985 – 2015 https://www.imf.org/external/datamapper/fiscalrules/reference.htm

Zeyneloglu, I. (2018). Fiscal Policy Effectiveness and the Golden Rule of Public Finance. Central Bank Review, 18(3), pp. 85-93.

Iwata Y. (2009). Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Japanese Economy: Do Non-Ricardian Households Explain All? ESRI Discussion paper series, Economic and Social Research Institute (ESRI).

Kollmann R. (1997). The Exchange Rate in a Dynamic-optimizing Current Account Model with Nominal Rigidities: a Quantitative Investigation. Working paper, International Monetary Fund.

Kydland F.E. and E. Prescott (1977). "Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans", *Journal of Political Economy* 85(3), pp.473-491.

Leeper E.M., Walker T. and S.C. Yang (2010), "Government Investment and Fiscal Stimulus." *Journal of Monetary Economics*(57), pp. 1000–1012.

Lorenzo Forni, Libero Monteforte, Luca Sessa, (2009), "The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy: Estimates for the Euro area", *Journal of Public Economics*,Volume 93, Issues 3–4, pp. 559-585.

Mankiw Gregory N. (2000), "The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy", *American Economic Review*, No. 90, pp. 120–125.

Medina J.P. and C. Soto (2016). "Commodity prices and fiscal policy in a commodity exporting economy". *Economic Modelling*, No. 59, pp. 335-351.

Michael Kumhof, Douglas Laxton (2013), "Simple Fiscal Policy Rules for Small open Economies", *Journal of International Economics*, Volume 91, Issue 1, pp.113-127.

Perotti R. (2007). "Fiscal Policy in Developing Countries: A Framework and Some Questions", *Policy Research Working Paper* No.4365, World Bank Development Research Group: Washington, DC.

Persson T. and G. Tabellini (2000). "Political Economics: Explaining Economic Policy". Cambridge, MA: The MIT Press.

Persson T. and G. Tabellini (2000). "Political Economics: Explaining Economic Policy". Cambridge, MA: The MIT Press.

Samimi A., Khiabani N., Mila Elmi Z. and N. Akbarpour Roshan (2017). "The Impact of Fiscal Policy on Macroeconomic Variables: New Evidence from a DSGE Model." *International Journal of Business and Development Studies*, 9(2), pp.29-54. doi: 10.22111/ijbds.2017.3703

Schwarzmüller Tim and Wolters Maik, (2015), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation in Dynamic General Equilibrium", No 43, Dynare Working Papers, CEPREMAP.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

Sharma N. and T. Strauss (2013). “Special Fiscal Institutions for Resource-rich Developing Economies: The State of the Debate and Implications for Policy and Practice”, Overseas Development Institute: London.

Simarmata D.J. (2007). “Keberlanjutan Fiskal di Indonesia/Fiscal Sustainability in Indonesia”, *Jurnal Ekonomi Indonesia/Indonesian Economic Journal*, No.1, pp.1-24.

Snudden S. (2016). “Cyclical Fiscal Rules for Oil-exporting Countries”. Economic Modelling, No. 59, pp. 473-483.

Snudden Stephen (2016), “Cyclical fiscal rules for oil-exporting Countries”, *Economic Modelling*,Volume 59, pp. 473-483.

Suescun R (2019), “A tool for Fiscal Policy Planning in a Medium-term Fiscal Framework: The FMM-MTFF model”, Economic Modelling.

Tazhibayeva K., Ter-Martirosyan A. and A. Husain (2008). Fiscal Policy and Economic Cycles in Oil-exporting Countries. IMF Working Paper 08/253.

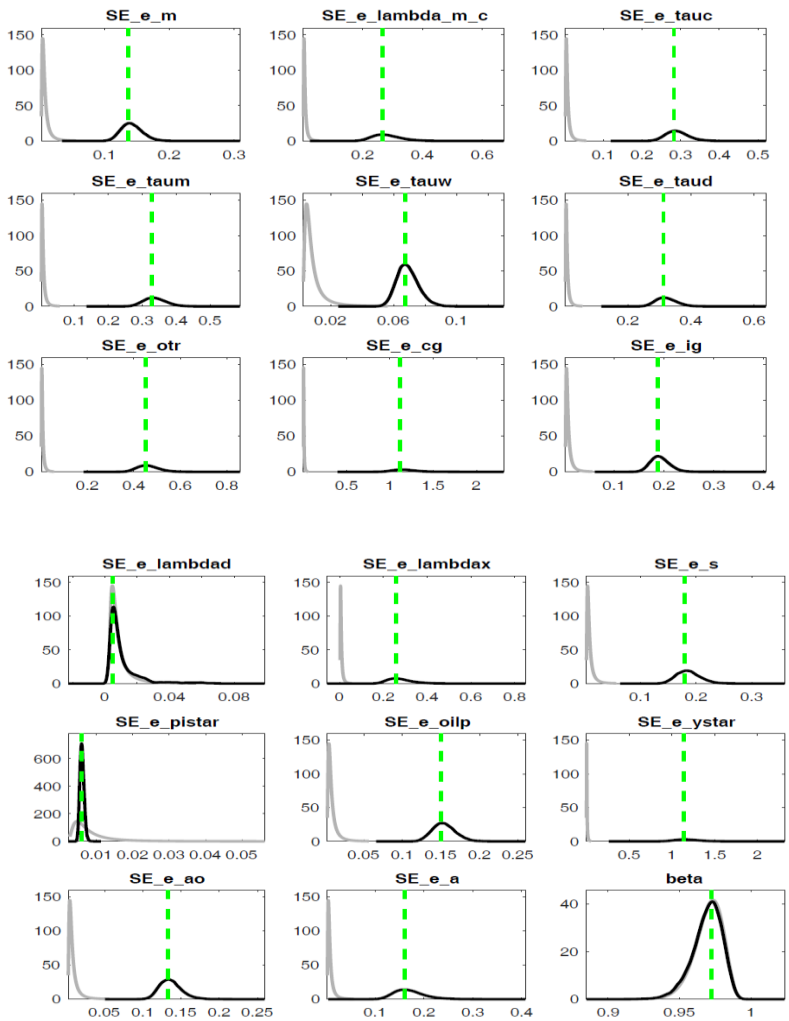
von Hagen J. and I.J. Harden (1995). “Budget Processes and Commitment to Fiscal Discipline.” *European Economic Review*, No. 39, pp. 771–79.

Wyplosz C. (2013). “Fiscal Rules: Theoretical Issues and Historical Experience.” In *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, edited by A. Alesina and F. Giavazzi. Chicago: University of Chicago Press.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

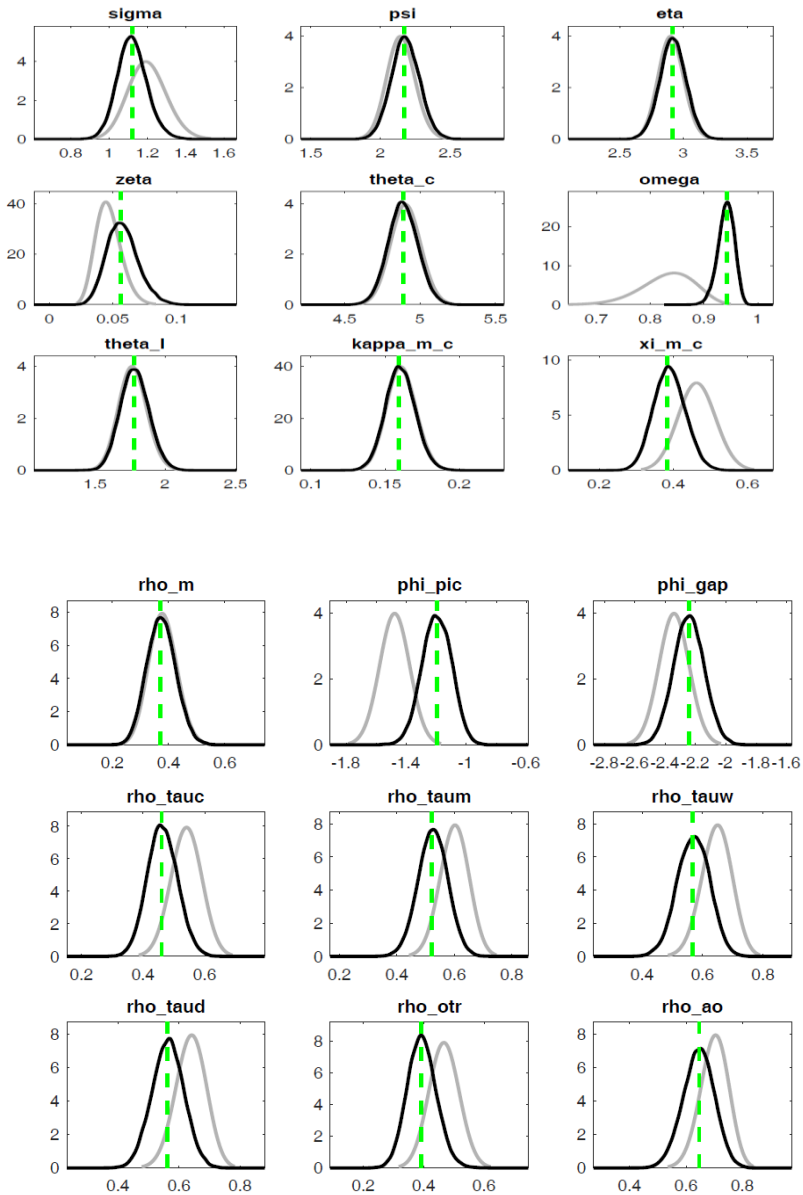
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]

پیوست ۱. نمودار توزیع پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده



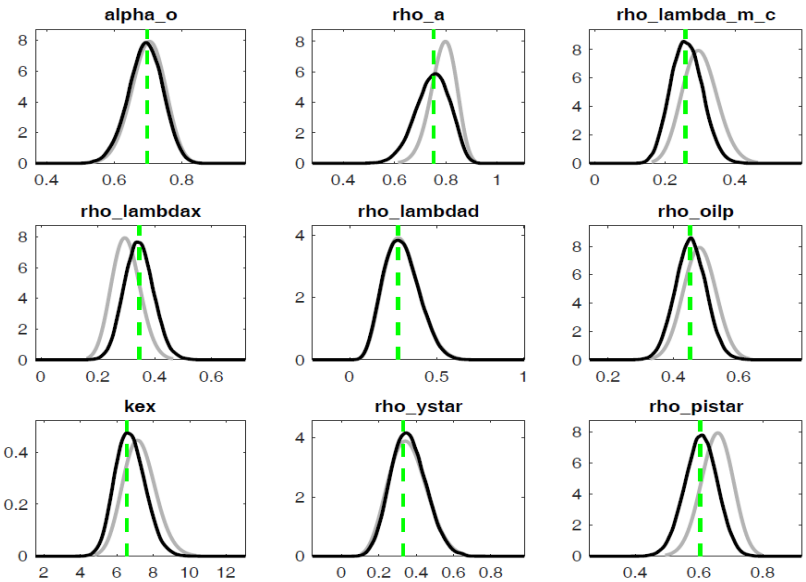
[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

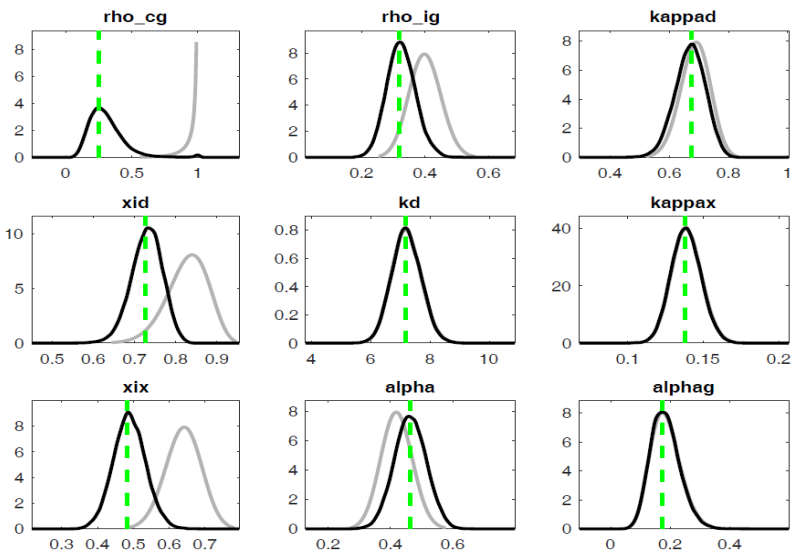
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]



[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

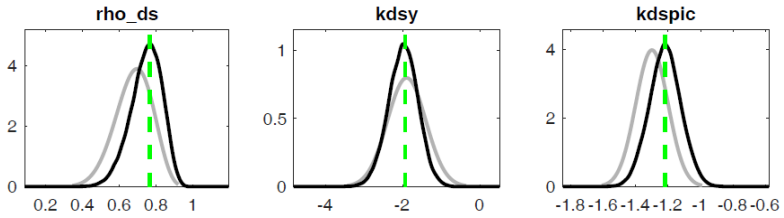
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]



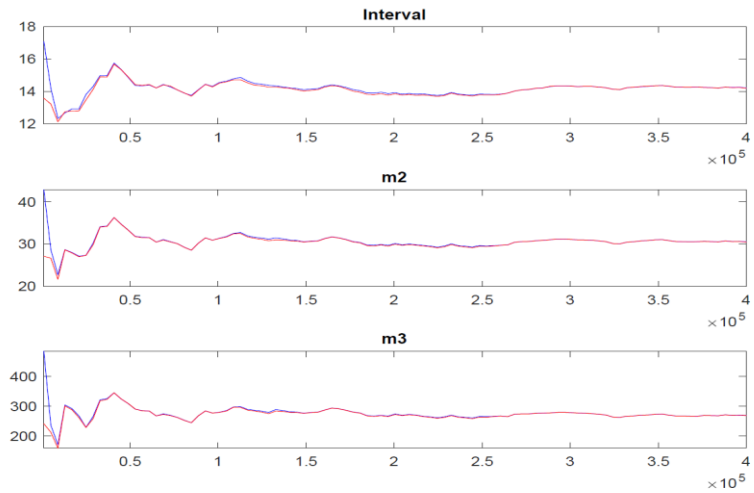


[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]



پیوست۲. نتایج حاصل از آزمون بروکز و گلمن



[Downloaded from qjerp.ir on 2025-11-04]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.7]