

ارزیابی اثرات شوک مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در یک اقتصاد نفتی با رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)

روح‌الله عبدخانی^۱، * سید نعمت‌اله موسوی^۲، شراره مجدزاده طباطبایی^۳

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد نفت و گاز، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مرودشت، ایران

۲. دانشیار گروه اقتصاد، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مرودشت، ایران

۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مرودشت، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۷/۲۴ پذیرش: ۱۳۹۸/۹/۲۵)

Study the Effects of Tax Shock on Macroeconomic Variables in an Oil Economy with the Approach of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

Ruhollah Abdkhani¹, *Seyyed Nematollah Mosavi², Sharareh Majd Tabatabai³

1. Ph.D. Student in Department of Oil and Gas Economics, Marvdasht Branch, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran

2. Associate Professor, Department of Economics, Marvdasht Branch, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran

3. Assistant Professor, Department of Economics, Marvdasht Branch, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran

(Received: 16/Oct/2019

Accepted: 16/Dec/2019)

Original Article

Doi: 10.30473/EGDR.2019.49195.5481

مقاله پژوهشی

چکیده:

Abstract:

Oil revenues and taxes, respectively, are the first and second sources of government revenues in Iran's economy, with changes in their volume having significant effects on production, employment and ultimately, economic growth, which are the major objectives of the economy. The purpose of this paper was to assess the effects of tax shock on macroeconomic variables in an oil economy with the DSGE model approach. Estimation of model parameters was performed using seasonal adjustment time series data for the period of 1989 to 2017. The results indicate that a short-term tax shock has a negative effect on macroeconomic variables such as economic growth and consumption, but in the long run, with an increase in tax revenue, GDP growth and, consequently, consumption and investment in the economy have increased. In addition, the results reflect the fact that the effect of oil revenues alone on economic growth is positive, but with the introduction of explanatory variables, the amount of capital accumulation, due to the effect of oil revenues on this variable (effective mechanisms), has been negative.

درآمدهای نفتی و مالیات‌ها، به ترتیب اولین و دومین منبع تأمین‌کننده درآمدهای دولت در اقتصاد ایران محسوب می‌گردند که تغییرات در حجم آنها اثرات قابل توجهی بر تولید، اشتغال و نهایتاً رشد اقتصادی، که از اهداف کلان اقتصاد است، دارند. هدف مقاله حاضر ارزیابی اثرات شوک مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در یک اقتصاد نفتی با رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بود. برآورد پارامترهای مدل با استفاده از داده‌های سری زمانی تعدیل فصلی شده برای دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۶ صورت گرفته است. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که یک شوک مالیاتی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل رشد اقتصادی و مصرف دارد اما در بلندمدت با افزایش درآمد مالیاتی میزان تولید ناخالص داخلی و به تبع آن مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد افزایش یافته است. علاوه بر این نتایج بیانگر این واقعیت است که تأثیر درآمدهای نفتی به تنهایی بر روی رشد اقتصادی مثبت است اما با ورود متغیر توضیحی، میزان انباشت سرمایه، به دلیل اثری که درآمدهای نفتی بر این متغیر (مکانیسم‌های اثرگذاری) دارد، اثر آن بر رشد اقتصادی، منفی شده است.

واژه‌های کلیدی: درآمد مالیاتی، درآمد نفتی، رشد اقتصادی، تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: E62, O13, F38.

Keywords: Tax Revenue, Oil Revenue, Dynamic Stochastic General Equilibrium.

JEL: E62, O13, F38.

* نویسنده مسئول: سید نعمت‌اله موسوی

E-mail: seyyed_1976mo@yahoo.com

*Corresponding Author: Seyyed Nematollah Mosavi

۱- مقدمه

در قرن نوزده و نیمه اول قرن بیستم منابع طبیعی به عنوان موتور رشد اقتصادی معرفی شد. لیکن از اواسط قرن بیستم تاکنون بیشتر مطالعات، فراوانی منابع را باعث کندی رشد اقتصادی دانسته‌اند (صیادی و خوشکلام خسروشاهی، ۱۳۹۹: ۱۲۵). منابع طبیعی به خودی خود سبب عملکرد نامطلوب اقتصادی نمی‌شوند بلکه درآمد سرشار ناشی از منابع به طور غیرمستقیم از طریق اثرگذاری بر روی دیگر عوامل رشد باعث عقب ماندگی اقتصاد می‌شود. این مطالعه اثر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی را از کانال فروپاشی نهادی توضیح می‌دهد. علاوه بر اینکه وجود نهادهای ضعیف ممکن است باعث اثر منفی منابع بر رشد اقتصادی شود؛ خود منابع نیز ممکن است زمینه برای رانت‌جویی را فراهم آورد و سبب افت کیفیت زیرساخت‌های نهادین شده و به نفع منابع منجر می‌شود. در نتیجه گسترش درآمدهای مالیاتی به عنوان منبع درآمدی پایدار می‌تواند رشد اقتصادی را در صورت بهینه بودن نرخ‌های مالیاتی بهبود بخشد (فراهتی، ۱۳۹۸: ۱۲۵).

مالیات اگرچه همواره به عنوان منبع اصلی برای تأمین مالی دولت‌ها مطرح بوده و ابزاری مؤثر برای دولت در جهت نیل به اهداف خود تلقی می‌شود اما از طرف دیگر این ابزار پر اهمیت باعث بروز اختلالاتی در اقتصاد شده و در نتیجه موجب شکل‌گیری اختلافات گسترده در بین اقتصاددانان در زمینه نقش و اندازه دولت در اقتصاد بوده است. چه آنکه مالیات‌ها همواره دارای اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر رشد و توسعه اقتصادی کشورها می‌باشد، به طوری که از یک سو بر شرایط توزیعی جامعه تأثیرگذار بوده و فاصله طبقاتی را دستخوش تغییرات کرده و از سوی دیگر با جابه‌جایی منابع از بازاری به بازار دیگر آثار تخصیصی به همراه دارد (قنبری و همکاران، ۱۳۹۸: ۶۹). بنابراین و به طور کلی، همواره وضع مالیات با چالش‌هایی مواجه بوده و از این رو، تأثیر مالیات بر رشد و توسعه اقتصادی مشخص نبوده و به کارکردهای درآمدی، اجتماعی و اقتصادی آن بستگی دارد. این در حالی است که اخذ مالیات دارای اثرات غیرمستقیم بر رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد که از این میان با توجه به کارکرد اقتصادی می‌تواند منجر به تأثیر بر سرمایه‌گذاری روی سرمایه‌فیزیکی و سرمایه انسانی شود. چه آنکه کاهش بیشتر درآمدها به دلیل اخذ مالیات بیشتر به معنی انباشت کمتر سرمایه‌های فیزیکی و انسانی و ابداع و نوآوری بوده و منجر به وقوع نرخ رشد پایین‌تر می‌شود.

مسئله اصلی این مقاله طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای ارزیابی اثرات شوک مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در یک اقتصاد نفتی است. در مطالعه حاضر از این الگو استفاده شده است که بخش‌های اصلی در این الگو شامل خانوارها، تولیدکنندگان کالاهای نهایی و واسطه، دولت و بانک مرکزی است. به منظور بررسی جایگزین سازی درآمدهای مالیاتی به جای درآمدهای نفتی بخش تولید به دو بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله تفکیک شده است. در این الگو دولت به‌عنوان سیاست‌گذار مالی حضور دارد که فرض می‌شود نه براساس بهینه‌یابی اقتصادی، بلکه تحت فرایندهای سیاسی و براساس سیاست‌های خود (به‌صورت برون‌زا) با تخصیص بودجه به عرضه کالا و خدمات عمومی می‌پردازد. بانک مرکزی نیز در این الگو به‌عنوان سیاست‌گذار پولی براساس یک قاعده سیاست‌گذاری فعالیت می‌نماید. در این مقاله سعی می‌گردد از طریق باز کردن بودجه دولت و به‌طور خاص ترکیب درآمدی دولت از طریق روش‌های کسب درآمد مالیاتی، امکان ارزیابی اثرات شوک مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در یک اقتصاد نفتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور ابتدا در بخش دوم ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق مورد بازبینی اجمالی قرار می‌گیرد. در بخش سوم ساختار الگوی تحقیق معرفی می‌شود. بخش چهارم مقاله نتایج تخمین پارامترهای الگوی پیشنهادی گزارش می‌گردد. بخش پنجم نتیجه‌گیری تحقیق ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

گرچه انتظار می‌رود افزایش درآمدهای نفتی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت داشته باشد، مطالعات تجربی انجام گرفته نشان می‌دهند کشورهایی که از نظر منابع طبیعی غنی هستند در مقایسه با کشورهایی که از این نظر محروم‌اند، رشد اقتصادی پایین‌تری دارند. بنا بر آنچه بیان شد، می‌توان گفت افزایش درآمدهای نفتی در کشورهای صاحب منابع طبیعی می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد (شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۲: ۲۱).

نفت به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی بودجه کشورهای عضو اوپک شمرده می‌شود، از این رو مهم‌ترین کانال اثرگذاری نوسانات نفتی بر اقتصاد، بودجه‌ی دولت‌هاست. از طرفی بودجه‌ی دولت بخش قابل توجهی از تقاضای کل اقتصاد را شکل می‌دهد. از طرفی دیگر، دولت‌هایی که خود را

کالاهای غیرقابل تجارت برابر C_1B_1 خواهد بود و اضافه تقاضای مؤثر برای کالاهای قابل تجارت از طریق واردات تأمین می‌گردد. براساس مباحث این بخش روشن می‌گردد که چارچوب نهادی - ساختاری مستقر در یک کشور نفتی نقش تعیین‌کننده در میزان و نحوه ورود رانت حاصل از منابع نفتی به زیرنظام اقتصادی، تغییرات بین بخش‌های مولد و غیرمولد و در نهایت کاهش رشد و توسعه اقتصادی کشورهای نفت‌خیز خواهد داشت.

در تاریخچه ادبیات اقتصادی بحث‌های مفصلی در زمینه قدرت تأثیرگذاری مالیات‌ها بر مقادیر واقعی اقتصاد از سوی پیروان کلاسیک‌ها و کینزی‌ها صورت گرفته است؛ اما در بررسی اثر مالیات بر رشد اقتصادی در مدل‌های رشد درون‌زا، یکی از نخستین مطالعات انجام شده (۱۹۹۳) کار لوکاس است که در آن در یک اقتصاد بسته با استفاده از یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت نشان داده می‌شود که تغییر سیاست‌های مالیاتی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد. کینگ و ربلو^۱ با بسط مدل لوکاس و تبدیل آن از اقتصاد بسته به باز نتیجه می‌گیرند که با افزایش مالیات بر سرمایه و درآمد حاصل از نیروی کار، نرخ رشد اقتصادی به طور معناداری کاهش می‌یابد. جونز، منولی و راسی^۲ با ترکیب اصول هر دو مدل قبلی نتیجه می‌گیرند که افزایش مالیات‌ها اثر اختلالی بزرگ‌تری نسبت به کار لوکاس دارد، لذا کاهش مالیات‌ها در افزایش رشد اقتصادی مؤثر خواهد بود.

از طرفی تمرکز اصلی مطالعات مربوط به بررسی رابطه بین تغییرات در ساختار مالیاتی و عملکرد اقتصادی، بررسی تأثیرات این تغییرات بر سطوح تولید ناخالص داخلی است. اگرچه در عمل بسیار سخت است که میان تأثیرات بر سطوح و نرخ‌های رشد اقتصادی تفاوت قائل شویم. در حقیقت، هر سیاستی که سطح تولید ناخالص داخلی را افزایش دهد، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را نیز افزایش خواهد داد، چرا که وقوع تأثیرات بر روی سطح تولید ناخالص داخلی زمان زیادی لازم دارد. علاوه بر این، رشد انتقالی ممکن است برای مدت زیادی دوام داشته باشد، بنابراین تشخیص اینکه چنین تأثیری رشد بلندمدت را هدف قرار داده یا رشد انتقالی را، بسیار مشکل است. به عنوان مثال، این امکان وجود دارد که مالیات‌هایی که فعالیت‌های مربوط به کارآفرینی و نوآوری را تحت تأثیر قرار

به نوعی صاحبان درآمدهای کلان نفتی می‌دانند، در واقع از رانت عظیم نفتی بهره می‌برند. تمایلات رانت‌جویانه در این کشورها نه تنها رشد اقتصادی را به تعویق می‌اندازد بلکه منجر به تقویت بخش دولتی و تضعیف بخش خصوصی می‌گردد. از آنجا که کشورهای مورد مطالعه در این تحقیق، همگی اقتصادهای در حال توسعه محسوب می‌شوند و بخشی از تولید کل آنها از طریق واردات تأمین می‌شود، طبیعی است که در دوران وفور درآمدهای نفتی، میزان واردات افزایش یابد؛ که این خود به معنای ضربه زدن به تولید داخلی و مانعی بر سر رشد اقتصادی می‌باشد. نمودار (۱) نحوه تأثیر درآمدهای نفتی در یک اقتصاد رانتی را نمایش می‌دهد. اگر رانت نفت از کانال بودجه دولت وارد زیرنظام اقتصادی گردد، برای رشد اقتصادی چه اتفاقی می‌افتد؟

اقتصاد ابتدا در E_0 در تعادل قرار دارد که در آن مقدار Y_0 از کالاهای قابل تجارت در سطح بین‌المللی و مقدار X_0 از کالاهای غیرقابل تجارت تولید می‌گردد و قیمت‌های نسبی برابر P_0 است. با فرض اینکه نسبت مصرف از کالاهای قابل تجارت به کالاهای غیرقابل تجارت برابر A_0B_0 / C_0B_0 می‌باشد. با ورود رانت نفت یا افزایش آن به میزان W_0W_1 ، تقاضای کل از کانال بودجه دولت افزایش یافته که در نتیجه آن در تخصیص اولیه تولید اقتصاد داخلی و با توجه به واردات، عدم تعادل میان تولید و مصرف وجود داشته و قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه دولت پس از ورود و افزایش رانت نفت، تأکید بیشتری بر سرمایه‌گذاری در بخش کالاهای غیرقابل مبادله دارد، سرمایه‌گذاری‌های دولتی در این بخش (خصوصاً زیرساخت‌ها)، موجب افزایش فزاینده تقاضا در این بخش و سرازیر شدن منابع سرمایه‌گذاری به این سمت می‌شود. در نتیجه این امر با افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت، سودآوری در این بخش افزایش یافته و منابع تولید بیش از زمانی که بخش خصوصی درآمدهای ارزی را هزینه می‌نماید، از بخش قابل تجارت به سمت تولید کالاهای غیرقابل تجارت منتقل می‌شود. در نهایت بخش غیرنفتی اقتصاد در E_1 به تعادل مجدد دست می‌یابد که در آن تولید کالاهای قابل تجارت تا Y_1 کاهش یافته و تولید کالاهای غیرقابل تجارت تا X_1 افزایش می‌یابد؛ تقاضای دولت برای کالاهای قابل تجارت برابر A_1B_1 و برای

1. King & Rebelo

2. Jones, Manuelli & Rossi.

اقتصادی می‌شوند، اما چالش و بحث اصلی بر سر این می‌باشد که شدت این تأثیر ملایم و بی‌معناست یا قوی و معنادار (انجن و اسکینر، ۱۹۹۶: ۳).

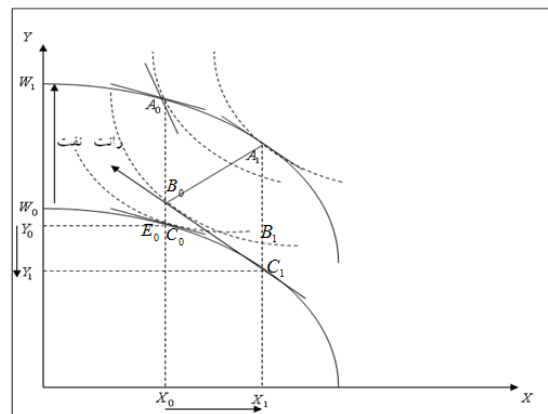
دیسو^۳ در مطالعه‌ای با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای بین بخشی اثرات یک افزایش قیمت نفت را بر روی تعدیل پویا و بین بخشی در اقتصاد کانادا مورد بررسی قرار داد. این مطالعه به بررسی کانال‌های انتقال و اثرگذاری شوک افزایش قیمت نفت بر روی اقتصاد داخلی پرداخته و نتایج شبیه‌سازی‌های آن نشان می‌دهد که شوک افزایشی قیمت نفت دارای اثرات کلی مثبت بوده در حالی که انتقال بین بخشی را افزایش داده و منجر به تعدیلات بین بخشی نامتوازن شده است. همچنین این مطالعه بیان می‌کند که کاهش تولید در برخی از صنایع لزوماً قابل انتساب به بیماری هلندی نیست زیرا اثر فشار هزینه در پی افزایش قیمت نفت نیز می‌تواند از دلایل این کاهش باشد (دیسو، ۲۰۱۰: ۵۶۲).

یوهانس ون هافن^۴ در مطالعه خود اهمیت انضباط مالی را در مواجهه با شوک‌های نفتی برای یک اقتصاد کوچک باز صادرکننده نفت مورد بررسی قرار می‌دهد. در این مطالعه به نقش سیاست مالی به عنوان مکانیسم انتقال شوک قیمت نفت در کشورهای صادرکننده توجه شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که وابستگی ساختار درآمدی دولت‌ها به فروش منابع طبیعی منجر به کاهش قدرت نظام مالیاتی و مالیات ستانی می‌شود (یوهانس ون هافن، ۲۰۱۵: ۵).

متوسلی و همکاران براساس یک مدل DSGE کینزین جدید، به بررسی اثرات شوک‌های مختلف و به طور مشخص شوک‌های نفتی بر روی عملکرد اقتصاد ایران پرداخته‌اند. در این مدل نفت هم به عنوان بخشی مجزا و هم به عنوان منبع تأمین مالی دولت مد نظر قرار گرفته است. براساس نتایج این مطالعه، شوک نفتی موجب افزایش تولید غیرنفتی و نیز افزایش نرخ تورم در کوتاه‌مدت می‌شود (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۸۷).

مالیان و همکاران امکان جایگزینی درآمد مالیاتی با درآمد نفت در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه با در نظر گرفتن داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۷ به بررسی این موضوع پرداخت که آیا افزایش درآمد مالیاتی کشور، کاهش درآمد نفتی را می‌تواند جبران کند و اینکه افزایش درآمد مالیاتی

می‌دهند، تأثیرات بلندمدتی بر روی رشد اقتصادی داشته باشند، در حالی که مالیات‌هایی که بر سرمایه‌گذاری مؤثر هستند ممکن است در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشند؛ اما این تأثیر در بلندمدت کاهش خواهد یافت؛ اما مالیات مؤثر بر عرضه نیروی کار، عمدتاً سطح تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار داده و می‌تواند موجب افزایش رشد اقتصادی گردد و در صورت غیربهبوده بودن این گونه مالیات‌ها تأثیر این مالیات‌ها بر رشد اقتصادی می‌تواند منفی باشد.



نمودار ۱. تأثیر رانت درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی

پیکورینو^۱ در تحلیل دیگری اثرات تغییر ساختار مالیاتی را بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار می‌دهد. موضوعی که مد نظر او می‌باشد این است که چه ترکیبی از مالیات‌ها بالاترین رشد اقتصادی را پدید می‌آورند؟ تحقیق او به این نتیجه می‌انجامد در زمانی که سرمایه فیزیکی با شدت بیشتری در تولید کالاهای سرمایه‌ای نسبت به کالاهای مصرفی استفاده می‌شوند باید مالیات بر درآمد حاصل از نیروی کار بیشتر از مالیات بر درآمد ناشی از سرمایه فیزیکی باشد و برعکس (پیکورینو، ۱۹۹۳: ۲۵۱).

انجن و اسکینر^۲ به دنبال مرور مبانی نظری و تئوریک مربوط به تأثیر مالیات‌ها بر رشد اقتصادی و مطالعات تجربی صورت گرفته نتیجه می‌گیرند که متأسفانه تأثیر مثبت کاهش مالیات‌ها بر رشد اقتصادی تا حد زیادی به فرضیات در نظر گرفته شده در مدل‌های رشد حساس است و تنها توافق کمی در زمینه پارامترها و مباحث کلیدی وجود دارد. به نظر آنها گرچه اکثر مطالعات تجربی در زمینه رابطه مالیات‌ها و رشد اقتصادی منتج به رابطه مستقیم و منفی بین مالیات و رشد

3. Dissou (2010)

4. Yohans Von Hafen (2015)

1. PeCorino (1993)

2. Engen & Skinner (1996)

سرمایه‌گذاری در اقتصاد می‌شود (رستم‌زاده و گودرزی، ۱۳۹۶: ۱۲۱).

نوآوری مطالعه حاضر در این موضوع است که برخلاف مطالعات پیشین شوک‌های مالیاتی را به صورت درون‌زا در نظر گرفته و در قالب بودجه دولت به این موضوع پرداخته است. در حالی که در مطالعات پیشین اثر شوک مالیاتی با در نظر گرفتن یک فرایند اتورگرسیو و به صورت برون‌زا در مدل وارد شده است. علاوه بر این در مطالعه حاضر با در نظر گرفتن یک اقتصاد باز و تراز پرداخت‌ها موضوع شوک‌های نفتی بر اساس نوسانات در نرخ ارز بر اقتصاد مورد ارزیابی قرار گرفته است.

۳- ساختار الگوی پیشنهادی

خانوار

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 (۱) است:

$$\max : U = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t, \frac{M_t}{P_t}) \quad (1)$$

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 بر اساس یک تابع جانشینی با کشش ثابت (CES) به صورت رابطه (۲) بدست می‌آید:

$$C_t = \left[(1-\gamma_1)^{1/\theta_1} C_{F,t}^{\frac{\theta_1-1}{\theta_1}} + \gamma_1^{1/\theta_1} C_{H,t}^{\frac{\theta_1-1}{\theta_1}} \right]^{\frac{\theta_1}{\theta_1-1}} \quad (2)$$

که در آن پارامتر θ_1 کشش جانشینی بین مصرف کالاهای داخلی و خارجی و پارامتر γ_1 سهم کالاهای خارجی در مصرف کل را نشان می‌دهد. از حداقل کردن هزینه سید مصرفی، توابع تقاضا برای مصرف کالاهای داخلی و خارجی از رابطه (۳) بدست می‌آید:

تأثیری بر کاهش کسری بودجه دارد. بدین منظور از برآورد یک سیستم معادلات همزمان به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR) استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که توجه بیشتر دولت به درآمدهای مالیاتی، کاهش درآمدهای نفتی و جایگزینی درآمدهای مالیاتی در سیستم درآمدی دولت، می‌تواند وابستگی بیش از حد اقتصاد ایران را به درآمد نفتی کاهش دهد. همچنین در بلندمدت این درآمدهای مالیاتی هستند که بیشترین اثر را بر کاهش کسری بودجه دولت می‌گذارند (مالیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۷).

صیادی و همکاران به ارائه چارچوبی برای استفاده بهینه از درآمدهای نفتی در ایران با مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا پرداختند. نتایج آنها بیانگر این بود که تکانه درآمدهای نفتی موجب افزایش مصرف، مخارج جاری و عمرانی دولت و کاهش تورم در کوتاه‌مدت شده است، هرچند که در میان‌مدت به دلیل انتقال تکانه‌های نفتی به بخش تقاضا تورم در اقتصاد با افزایش مواجه می‌شود. با تکانه افزایشی درآمدهای نفتی، صندوق توسعه ملی و به تبع آن سهم تسهیلات اعطایی از سوی صندوق به بخش خصوصی با افزایش روبه‌رو می‌شود. همچنین به دلیل ساختار اقتصاد ایران از جمله گسترده بودن فعالیت‌های غیرمولد و اثر برون‌رانی فعالیت دولت در اقتصاد، افزایش درآمدهای نفتی تأثیر کمی بر رشد و گسترش تولید بخش غیرنفتی کشور داشته است. همچنین نتایج نشان داد با کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری دولتی، سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی اثرات مثبت بیشتری بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید بخش دولتی دارد (صیادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۱).

رستم‌زاده و گودرزی فراهانی به بررسی رابطه بین درآمدهای مالیاتی و نفتی در اقتصاد کشور پرداختند. به منظور جایگزین سازی درآمدهای مالیاتی به جای درآمدهای نفتی، دو سناریو طراحی شد. در سناریوی اول، فرض شد که دولت درآمد نفتی دارد و قیمت آن به صورت برون‌زا تعیین شده و تمامی درآمدهای نفتی توسط دولت خرج می‌شود و دولت اتکایی به درآمدهای مالیاتی ندارد. در سناریوی دوم، فرض می‌شود که تمامی درآمدهای نفتی دولت به صندوق توسعه تزریق شده و دولت با اتکاء به انواع درآمدهای مالیاتی از قبیل مالیات بر ارزش افزوده، مالیات بر مصرف، مالیات بر درآمد و ... هزینه‌های جاری و عملیاتی خود را تأمین می‌کند. نتایج به دست آمده بیانگر این بود که یک شوک مالیاتی منجر به افزایش میزان تولید ناخالص داخلی و به تبع آن، مصرف و

$$P_t C_t = P_{F,t} C_{F,t} + P_{H,t} C_{H,t} \quad (۸)$$

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 (سبنتا، ۲۰۱۱: ۱۲).

$$\hat{C}_t = (1-\gamma_1)\hat{C}_{F,t} + \gamma_1\hat{C}_{H,t} \quad (۹)$$

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

$$\hat{C}_{F,t} = -\theta_1(\hat{P}_{F,t} - \hat{P}_t) + \hat{C}_t$$

$$\hat{C}_{H,t} = -\theta_1(\hat{P}_{H,t} - \hat{P}_t) + \hat{C}_t$$

هدف هر خانوار حداکثر کردن تابع مطلوبیت تنزیل شده بین دوره‌ای خود با توجه به قید بودجه‌اش است. تابع مطلوبیت تنزیل شده انتظاری خانوار براساس مطالعه اسمتزر و وترز (۲۰۰۳) در قالب معادله (۱۰) تصریح شده است:

(۱۰)

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

در این معادله پارامتر β نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار، ε_t^P شوک ترجیحات، ε_t^L عرضه نیروی کار، ε_t^M شوک تقاضای پول، σ_C معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ_L معکوس کشش نیروی کار فریش، σ_M معکوس کشش تراز حقیقی پول و پارامتر h نشان دهنده عادت مصرفی است.

قید بودجه خانوار به صورت معادله زیر تصریح می‌گردد:

(۱۱)

$$C_t + I_t + \frac{M_t}{P_t} + T_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{e_t B_t^f}{P_t} = \frac{W_t}{P_t} L_t + r_t^K Z_t K_{t-1} -$$

$$\psi(Z_t) K_{t-1} + \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{e_t R_{t-1}^f B_{t-1}^f}{P_t} + Div_t$$

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-1} نرخ سود ناخالص اوراق مشارکت داخلی، R_{t-1}^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

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

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

که P_t شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) است و از رابطه (۴) بدست می‌آید:

(۴)

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

کالاهای داخلی مصرف شده یا از طریق تولید داخلی یا واردات قابل تأمین است. بنابراین مصرف کالاهای داخلی به وسیله یک تابع جانشینی با کشش ثابت (CES) به صورت رابطه (۵) نشان داده می‌شود:

(۵)

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

که در آن θ_2 کشش جانشینی بین مصرف کالاهای تولید شده در داخل $C_{H,t}$ و کالاهای وارداتی $C_{F,t}$ را نشان می‌دهد و پارامتر γ_2 سهم کالاهای وارداتی در کل مصرف کالاهای داخل کشور را نشان می‌دهد. همانند بحثی که در بالا راجع به 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 (۶) است:

(۶)

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

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

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

(۷)

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

کل مخارج مصرفی خانوارها به وسیله مجموع مخارج کالاهای مصرف شده به صورت رابطه (۸) نشان داده می‌شود:

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

$$\Rightarrow \quad \lambda_t = \varepsilon_t^p (C_t - h C_{t-1})^{-\sigma_c}$$

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

$$\Rightarrow \quad \beta E_t \frac{\lambda_{t+1} P_t}{\lambda_t P_{t+1}} = \frac{1}{R_t}$$

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

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

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

$$\Rightarrow \quad \lambda_t \left(\frac{W_t}{P_t}\right) = \varepsilon_t^p \varepsilon_t^L (L_t)^{\sigma_L}$$

$$(I_t): \quad \lambda_t = Q_t \varepsilon_t^I \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] +$$

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

$$\Rightarrow \quad 1 = q_t \varepsilon_t^I \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] +$$

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

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

$$\Rightarrow \quad r_t^K = \psi'(Z_t)$$

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

با جای گذاری معادلات فوق و حذف ضریب لاگرانژ و نوشتن معادله جدید برحسب مصرف و لگاریتم خطی کردن آن، معادله اوپلر مصرف بین دوره‌ای به صورت معادله (۱۶) بدست می‌آید:

$$\hat{c}_t = \frac{h}{1+h} \hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h} \hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1}) +$$

$$\frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{\varepsilon}_t^p - \hat{\varepsilon}_{t+1}^p)$$

از جای گذاری معادلات و حذف ضریب لاگرانژ و نوشتن معادله جدید برحسب تقاضای تراز حقیقی پول و لگاریتم خطی کردن آن، معادله تقاضای پول از معادله (۱۷) بدست می‌آید:

$\psi(Z_t)$ 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 بهره‌برداری وجود خواهد داشت و برای این هزینه رابطه (۱۲) در نظر گرفته شده است:

$$\psi(Z_t) = \begin{cases} \psi(1) = 0 \\ \psi'(Z_t) > 0 \end{cases} \quad (12)$$

معادله تشکیل سرمایه به صورت معادله زیر تصریح می‌گردد:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] I_t \varepsilon_t^I \quad (13)$$

در معادله بالا δ نرخ استهلاک سرمایه، $S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$ نشان دهنده هزینه تعدیل سرمایه و ε_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 نشان دهنده وجود اینرسی (ایستایی) در سرمایه‌گذاری است. هزینه تعدیل در وضعیت پایدار صفر است.

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

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

که در آن تابع لاگرانژ ℓ_t تابع لاگرانژ و λ_t و Q_t ضرایب لاگرانژ هستند. شرایط مرتبه اول برای مسئله بهینه‌یابی خانوار از رابطه (۱۵) بدست می‌آید

$$(15)$$

به علاوه تغییرات انتظاری نرخ ارز اسمی باشد. 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 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 برحسب یک نرخ ارز بیان گردد، می‌شود. این تحریف قیمتی به صورت قانون شکاف قیمت واحد به صورت معادله (۲۲) بیان می‌گردد:

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

در معادله بالا ζ_t شکاف قیمت واحد، e_t نرخ ارز اسمی، p_t^{fr} شاخص قیمت جهانی و $P_{F,t}$ متوسط قیمت کالاهای وارداتی برحسب پول داخلی است. به عبارت دیگر قانون شکاف قیمت واحد از نسبت شاخص قیمت کالاهای خارجی برحسب پول داخلی به شاخص قیمت داخلی واردات بدست 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 (۲۳) تعریف می‌شود:

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

رابطه مبادله به عنوان معیاری از قدرت رقابت‌پذیری اقتصاد به صورت نسبت قیمت صادرات به قیمت کالاهای وارداتی برحسب پول داخلی تعریف می‌گردد (رابطه ۲۴).

$$V_t = \frac{P_{H,t}}{P_{F,t}} \Rightarrow \hat{v}_t = \hat{p}_{H,t} - \hat{p}_{F,t}$$

با جای‌گذاری و ساده‌سازی می‌توان نرخ ارز حقیقی را به صورت لگاریتم خطی شده برحسب شکاف از قیمت واحد و

(۱۷)

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

از جای‌گذاری معادلات فوق و حذف ضریب لاگرانژ و نوشتن معادله جدید برحسب عرضه نیروی کار و لگاریتم خطی کردن آن، معادله عرضه نیروی کار از معادله (۱۸) بدست می‌آید:

(۱۸)

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

از معادلات فوق معادله تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری خانوار بدست می‌آید که فرم لگاریتم خطی شده آن به صورت رابطه (۱۹) است:

(۱۹)

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

در رابطه بالا $\hat{q}_t = \frac{Q_t}{\lambda_t}$ نسبت دو ضریب لاگرانژ یا نسبت

ارزش بازاری سرمایه‌گذاری شده برحسب هزینه جایگزینی آن است که در اصطلاح q توین نهایی نامیده می‌شود و از رابطه فوق بدست می‌آید و معادله فرم لگاریتم خطی آن به صورت معادله (۲۰) است:

(۲۰)

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

با در نظر گرفتن $d_t = \frac{e_t}{e_t - 1}$ به عنوان تغییرات ارزش نرخ

ارز اسمی و $\pi_t = \frac{P_t}{P_t - 1}$ به عنوان نرخ تورم ناخالص،

معادله برابری نرخ بهره بدون پوشش (UIP) از رابطه (۲۱) بدست می‌آید:

(۲۱)

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

این معادله بیان می‌کند که در تعادل و به منظور حذف فرصت آربیتراژ، با فرض تحرک کامل سرمایه بین کشور داخلی و دنیای خارج، بایستی نرخ بهره داخلی برابر با نرخ بهره خارجی

رابطه مبادله به صورت معادله (۲۵) نوشت:

(۲۵)

$$\hat{RER}_t = \hat{\zeta}_t - [1 - \gamma_2(1 - \gamma_1)] \hat{v}_t - \gamma_1(\hat{P}_{N,t} - \hat{P}_{H,t})$$

همچنین تغییرات نرخ ارز حقیقی را می‌توان برحسب تغییرات نرخ ارز اسمی و تفاضل نرخ تورم داخلی از نرخ تورم خارجی به صورت رابطه زیر بدست 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.

(۲۶)

$$\hat{RER}_t - \hat{RER}_{t-1} = \hat{e}_t - \hat{e}_{t-1} + \hat{\pi}_t^{fr} - \hat{\pi}_t$$

یکی دیگر از فروض مدل‌های اقتصاد باز این است که کارگزاران اقتصادی دسترسی به مجموعه کاملی از اوراق بهادار به طور بین‌المللی مبادله شده دارند. از این رو براساس این فرض، مسئله سهام شدن در ریسک بین‌المللی 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 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 یوریه (۲۰۰۳) نشان دادند که مدل‌های مختلف با فرض بازارهای دارایی کامل و ناکامل پویایی یکسانی در نوسانات ادوار تجاری ارائه می‌دهند.

همان‌طور که در بالا اشاره شد فرض سهام شدن در ریسک بین‌المللی باعث مرتبط کردن مصرف داخلی با سطح مصرف خارجی (سایر کشورهای جهان) می‌شود. این ارتباط از طریق معادله اوپلر مصرف از مسئله بهینه‌یابی خانوار داخلی بدست می‌آید که می‌توان آن را به صورت رابطه (۲۷) نوشت:

(۲۷)

$$\beta E_t \frac{\lambda_{t+1} P_t}{\lambda P_{t+1}} = \frac{1}{R} \Rightarrow \beta E_t \frac{(C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma_c} P_t}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c} P_{t+1}} = \frac{1}{R}$$

تا زمانی که سایر کشورهای جهان به مجموعه مشابهی از اوراق مشارکت داخلی دسترسی داشته باشند معادله اوپلر

مصرف آنها براساس رابطه (۲۸) بدست می‌آید:

(۲۸)

$$\frac{e_t P_t^{fr}}{e_{t+1} P_{t+1}^{fr}} = \frac{1}{R_t} \Rightarrow E_t \frac{(C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma_c} P_t}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c} P_{t+1}} = E_t \frac{(C_{t+1}^{fr} - hC_t^{fr})^{-\sigma_c} e_t P_t^{fr}}{(C_t^{fr} - hC_{t-1}^{fr})^{-\sigma_c} e_{t+1} P_{t+1}^{fr}}$$

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 ساده سازی می‌توان به معادله زیر برای فرض سهام شدن در ریسک بین‌المللی رسید:

(۲۹)

$$\hat{C}_t - h\hat{C}_{t-1} = \hat{C}_t^{fr} - h\hat{C}_{t-1}^{fr} + \frac{(1-h)}{\sigma_c} \hat{RER}_t = \hat{Y}_t^{fr} - h\hat{Y}_{t-1}^{fr} + \frac{(1-h)}{\sigma_c} \hat{RER}_t$$

از طریق فرض بازارهای دارایی کامل می‌توان بین نرخ سود داخلی و خارجی براساس شرط برابری نرخ بهره پوشش داده نشده، ارتباط برقرار کرد (سنبتا، ۲۰۱۱: ۱۲).

بنگاه‌ها

مدل‌سازی بخش واردات براساس مطالعه گلین و کولیکف (۲۰۰۹) و آدلسون و همکاران (۲۰۰۷) صورت گرفته است. بخش واردات شامل تعداد زیادی بنگاه است که کالاهای همگن از بازار خریداری کرده و آن را به کالاهای مصرفی متمایز (از طریق برندسازی) تبدیل می‌کنند. این کالاهای مصرفی متمایز به خانوارهای داخلی براساس چسبندگی قیمت در پول ملی فروخته می‌شود. چارچوبی که بنگاه‌های واردکننده براساس 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 θ_F درصد وارد کننده دیگر، قیمت خود را به صورت فرمول شاخص‌بندی به صورت زیر تعدیل می‌کنند:

(۳۰)

$$P_{F,t+1}^j = (\pi_{F,t})^{\tau_F} P_{F,t}^j$$

که در رابطه بالا، τ_F درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای

(۳۵)

$$\hat{\pi}_{F,t} = \frac{\beta}{1 + \beta \tau_F} E_t \hat{\pi}_{F,t+1} + \frac{\tau_F}{1 + \beta \tau_F} \hat{\pi}_{F,t-1} + \frac{1}{1 + \beta \tau_F} \frac{(1 - \beta \theta_F)(1 - \theta_F)}{\theta_F} \hat{mc}_{F,t} + \hat{\lambda}_{F,t}^p$$

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

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. از این رو تابع برای کالاهای صادراتی کشور به صورت رابطه (۳۶) در نظر گرفته می‌شود:

$$EX_t = \left(\frac{P_{E,t}}{P_t^f} \right)^{-\eta_f} C_t^{fr} \quad (36)$$

که η_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 رابطه (۳۷) بدست می‌آید:

$$EX_t = \left(\frac{P_{E,t}}{P_t^f} \right)^{-\eta_f} Y_t^{fr} \quad (37)$$

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. لذا شاخص قیمت کالاهای صادراتی به صورت رابطه (۳۸) تعریف می‌شود:

$$P_{E,t} = \frac{P_{H,t}}{e_t} \quad (38)$$

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

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 (۳۱) محاسبه می‌گردد.

(۳۱)

$$P_{F,t} = \left(\int_0^1 (P_{F,t}^j)^{\frac{-1}{\lambda_{F,t}^p}} dj \right)^{-\lambda_{F,t}^p}$$

که در آن $\lambda_{F,t}^p$ شوک مارک آپ قیمت مانا برای واردات است و به صورت فرم لگاریتم خطی شده از یک فرایند AR(1) به صورت زیر پیروی می‌کند:

(۳۲)

$$\hat{\lambda}_{F,t}^p = \rho_M^p \hat{\lambda}_{F,t-1}^p + \hat{u}_{F,t}^p$$

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 رابطه (۳۳) نشان داده می‌شود:

(۳۳)

$$C_{F,t} = \left(\int_0^1 (C_{F,t}^j)^{\frac{1}{\lambda_{F,t}^p}} dj \right)^{1 + \lambda_{F,t}^p}$$

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

(۳۴)

$$\min \int_0^1 P_{F,t}^j C_{F,t}^j dj \Rightarrow s.t. C_{F,t} \leq \left(\int_0^1 (C_{F,t}^j)^{\frac{1}{\lambda_{F,t}^p}} dj \right)^{1 + \lambda_{F,t}^p}$$

$$C_{F,t}^j = \left(\frac{P_{F,t}^j}{P_{F,t}} \right)^{-\frac{1 + \lambda_{F,t}^p}{\lambda_{F,t}^p}} C_{F,t}$$

مشابه تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌های واردکننده جریان سود تنزیل شده انتظاری خود را با توجه به محدودیت چسبندگی قیمت و براساس روش کالوو (۱۹۸۳) حداکثر می‌کنند. در نهایت فرم لگاریتم خطی‌سازی شده منحنی فیلیس نیوکینزی هیبریدی برای کالاهای وارداتی به صورت رابطه (۳۵) بدست می‌آید:

می‌شود:

$$M_t = H_t = (GD_t + FR_t) \quad (۴۳)$$

بنابراین میزان حجم پول در اقتصاد در هر دوره عبارت است از: بنابراین با توجه به عوامل تعیین کننده پایه پولی، تنها ابزار بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی، تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی (CR) است. فرض می‌کنیم که بانک مرکزی براساس یک ملاحظه سیاستی که در آن نرخ ارز به عنوان لنگر اسمی است به سیاست‌گذاری می‌پردازد:

$$\left(\frac{CR_t}{CR}\right) = \left(\frac{ger_t}{ger}\right)^{-\mu_{er}} \quad (۴۴)$$

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:

$$(۴۵)$$

$$mb_t = dc_t + fr_t$$

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.

۴- برآورد مدل تجربی تحقیق

در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بی‌زین استفاده می‌شود. داده‌های استفاده شده در این مطالعه به صورت داده‌های تعدیل فصلی شده برای ۱۳۹۶-۱۳۶۸ است. برای محاسبه مقادیر لگاریتم خطی شده متغیرها (انحراف از وضعیت پایدار متغیرها) با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات (HP) با $\lambda = 677$ اجزای سیکلی، لگاریتم داده‌ها استخراج گردیده است. برای برآورد بی‌زین پارامترهای مدل ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین پارامترها تعیین گردد، سپس با استفاده از نرم‌افزار داینر تحت نرم‌افزار متلب براساس روش مونت کارلو با زنجیره مارکوف در قالب الگوریتم متروپولیس-هستینگز، مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین پارامترها محاسبه می‌شود. در جدول (۱) 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.

(۳۹)

$$\pi_t^{fr} = \rho_{\pi^{fr}} \log \pi_{t-1}^{fr} + \varepsilon_t^{\pi^{fr}}, \quad \varepsilon_t^{\pi^{fr}} \approx iidN(0, \sigma_{\pi^{fr}}^2)$$

$$y_t^{fr} = \rho_{y^{fr}} \log y_{t-1}^{fr} + \varepsilon_t^{y^{fr}}, \quad \varepsilon_t^{y^{fr}} \approx iidN(0, \sigma_{y^{fr}}^2)$$

سیاست‌گذار مالی (دولت): ابتدا فرض می‌شود که قید

بودجه دولت به صورت زیر می‌باشد:

(۴۰)

$$T_t + s_t(1+r^*)F_{t-1}^* = p_t^g G_t + (R_{t-1} - 1)B + s_t F_t^*$$

به طوری که در معادله فوق T بیانگر مالیات می‌باشد. همچنین F_t^* ارزش دارایی‌های خارجی بوده، G_t مخارج دولت با قیمت‌های نسبی p_t^g می‌باشد.

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:

(۴۱)

$$H_t = GD_t + FR_t$$

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

$$GD_t = GBD_t + GD_{t-1} \quad (۴۲)$$

$$FR_t = FR_{t-1} + ER_t(CR_t OR_t)$$

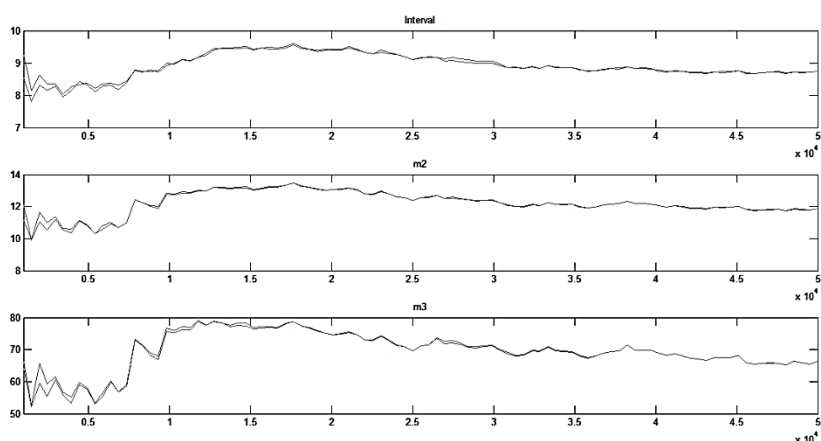
همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بدهی دولت به بانک مرکزی به طور کامل توسط سیاست مالی دولت و کسری بودجه دولت تعیین می‌گردد. دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز ضریبی از درآمدهای نفتی است که بانک مرکزی تنها از طریق تغییر این ضریب قادر است بر فرایند انباشت دارایی‌های خارجی خود تأثیرگذار باشد. به عبارت بهتر در چارچوب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

جدول ۱. توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

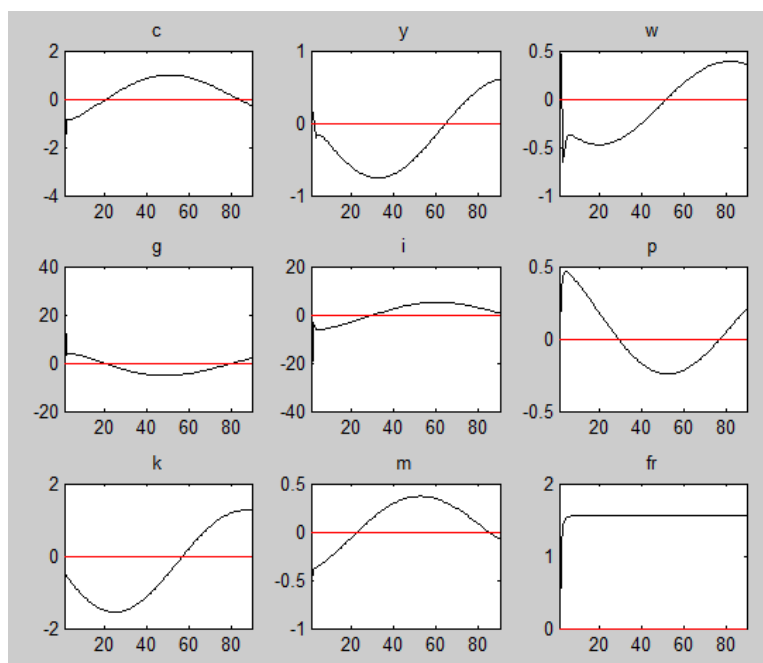
| توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل | | | | | |
|-----------------------------------|---|---------------|---------------|--------------|--------------------------------------|
| پارامتر | توضیحات | توزیع پارامتر | میانگین پیشین | میانگین پسین | منبع |
| β | نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار | بتا | ۰/۹۶۸ | ۰/۹۶۷ | کمیحانی و توکلیان، ۱۳۹۱ |
| h | عادت مصرفی | بتا | ۰/۶۵ | ۰/۵۳۹ | لاما و مدینا ^۱ ، ۲۰۱۲ |
| θ_1 | کشش جانشینی بین مصرف کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت | نرمال | ۰/۸۹ | ۰/۱۹۳ | داگر و همکاران ^۲ ، ۲۰۱۲ |
| θ_2 | کشش جانشینی بین مصرف کالاهای داخلی و وارداتی | نرمال | ۱/۵۶ | ۲/۵۶۷ | خیابانی و امیری، ۱۳۹۳ |
| γ_1 | سهم کالاهای غیرقابل تجارت در مصرف کل | بتا | ۰/۴ | ۰/۳۹۴ | بنخدجا و همکاران ^۳ ، ۲۰۱۲ |
| γ_2 | سهم کالاهای وارداتی در کالاهای قابل تجارت مصرفی در داخل | بتا | ۰/۴ | ۰/۳۸۲ | لاما و مدینا، ۲۰۱۲ |
| ρ_i | ضریب فرابند خودرگسیون مالیات بر اجاره سرمایه | بتا | ۰/۹ | ۰/۹۸ | محاسبات محقق، ۱۳۹۷ |
| σ_C | معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف | گاما | ۱/۶۶۰ | ۱/۴۸۵ | محاسبات محقق، ۱۳۹۷ |
| σ_L | معکوس کشش نیروی کار فریش | گاما | ۲/۸۹۱ | ۲/۲۵۶ | محاسبات محقق، ۱۳۹۷ |
| σ_M | معکوس کشش تراز حقیقی پول | گاما | ۱/۰۷۲ | ۱/۵۸ | کمیحانی و توکلیان، ۱۳۹۱ |
| ρ_{oilr} | ضریب خودرگسیون شوک درآمدهای نفت | بتا | ۰/۲۶۰ | ۰/۲۶۵ | کمیحانی و توکلیان، ۱۳۹۱ |
| ρ_{gc} | ضریب خودرگسیون شوک مخارج جاری دولت | بتا | ۰/۸۹۹ | ۰/۵۵۲ | کمیحانی و توکلیان، ۱۳۹۱ |
| ρ_{gi} | ضریب خودرگسیون شوک مخارج عمرانی دولت | بتا | ۰/۸۵۲ | ۰/۹۸۱ | رستم زاده و گودرزی، ۱۳۹۶ |
| σ_{oilr} | انحراف معیار شوک درآمد نفت | گامای معکوس | ۰/۰۴۲۷ | ۰/۴۶ | کمیحانی و توکلیان، ۱۳۹۱ |
| σ_{tax} | انحراف معیار شوک درآمد مالیاتی | گامای معکوس | ۰/۰۳۶۵ | ۰/۴۲ | محاسبات محقق، ۱۳۹۷ |
| σ_{mb} | انحراف معیار شوک عرضه پول | گامای معکوس | ۰/۰۹۳۰ | ۰/۰۴۲ | محاسبات محقق، ۱۳۹۷ |
| σ_{gc} | انحراف معیار شوک مخارج جاری | گامای معکوس | ۰/۰۹۲۱ | ۰/۷۴ | محاسبات محقق، ۱۳۹۷ |
| σ_{GI} | انحراف معیار شوک مخارج عمرانی | گامای معکوس | ۰/۲۴۸۰ | ۰/۴۵ | محاسبات محقق، ۱۳۹۷ |
| σ_{An} | انحراف معیار شوک تکنولوژی در بخش غیرقابل تجارت | گامای معکوس | ۰/۰۱ | ۰/۰۹ | آکوستا و همکاران، ۲۰۰۹ |
| σ_{At} | انحراف معیار شوک تکنولوژی در بخش قابل تجارت | گامای معکوس | ۰/۰۱ | ۰/۴۶ | آکوستا و همکاران، ۲۰۰۹ |

مأخذ: مطالعات تجربی و محاسبات تحقیق

1. Lama & Medina (2012)
2. Dagher et al. (2012)
3. Benkhodja et al. (2012)



شکل ۱. آزمون تشخیصی چند متغیره بروکز و گلمن



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی مربوط به شوک درآمدهای نفتی در سناریو اول

در ادامه این قسمت با قرار دادن نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل تحت سناریوهای مختلف (با تغییر پارامترها) تأثیر شوک درآمدهای مالیاتی بر روی شاخص‌های اقتصاد کلان مورد بررسی قرار می‌گیرد. در سناریو اول فرض می‌شود که تمامی درآمدهای نفتی توسط دولت خرج می‌شود و دولت اتکایی به درآمدهای مالیاتی ندارد. برای این منظور پارامتر w یعنی درصدی از درآمدهای نفتی که به دولت تعلق می‌گیرد برابر یک قرار داده می‌شود. به عبارت دیگر همه درآمدهای نفتی در بودجه دولت وارد شده و هیچ درصدی از آن به صندوق توسعه واریز نمی‌شود. نتایج توابع واکنش آنی حاصل از

به منظور بررسی صحت و درستی برآوردهای حاصل از روش مونت کارلو با زنجیره مارکوف (MCMC) در اینجا از آزمون تشخیصی بروکز و گلمن (۱۹۸۸) استفاده شده است. این آزمون تشخیصی به صورت تک متغیره و چند متغیره گزارش می‌شود که در اینجا تنها آزمون چند متغیره آن در شکل (۱) گزارش می‌گردد و آزمون‌های تک متغیره آن در پیوست آورده شده است. نتایج این آزمون تشخیصی نشان می‌دهد که واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند که بیانگر صحت مناسب برآوردهای صورت گرفته از پارامترهای مدل با استفاده از روش بی‌زین است.

در ادامه این متغیر روند مثبتی به خود گرفته و این اثر کاهش‌ی پس از طی ۶۰ دوره خنثی شده و در انتهای دوره مقادیر مثبتی را تجربه می‌کند.

همان‌طور که در نمودار (۲) ملاحظه می‌شود یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در درآمد نفتی، می‌تواند منجر به کاهش ۰/۵ درصدی متغیر حجم پول در همان ابتدای دوره شود و پس از ۲۰ دوره این کاهش خنثی و در میان مدت مقادیر مثبتی را تجربه می‌کند. در انتهای دوره نیز به سطح اولیه خود باز می‌گردد.

در نهایت اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در درآمد نفتی، بر خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی در ابتدای دوره مثبت و افزایشی است و تقریباً پس از ۵ دوره این رشد در متغیر خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی به سطح ۱/۷ درصد می‌رسد و تا انتهای دوره ثابت خواهد بود.

همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار بر درآمدهای مالیاتی، بر متغیر تولید کل منفی است. به طور جزئی‌تر این شوک در میان مدت منجر به کاهش ۰/۲ درصدی میزان تولید خواهد شد. در ادامه پس از ۶۰ دوره روند تغییر این متغیر مثبت شده و در انتهای دوره به سطح قبلی بر می‌گردد.

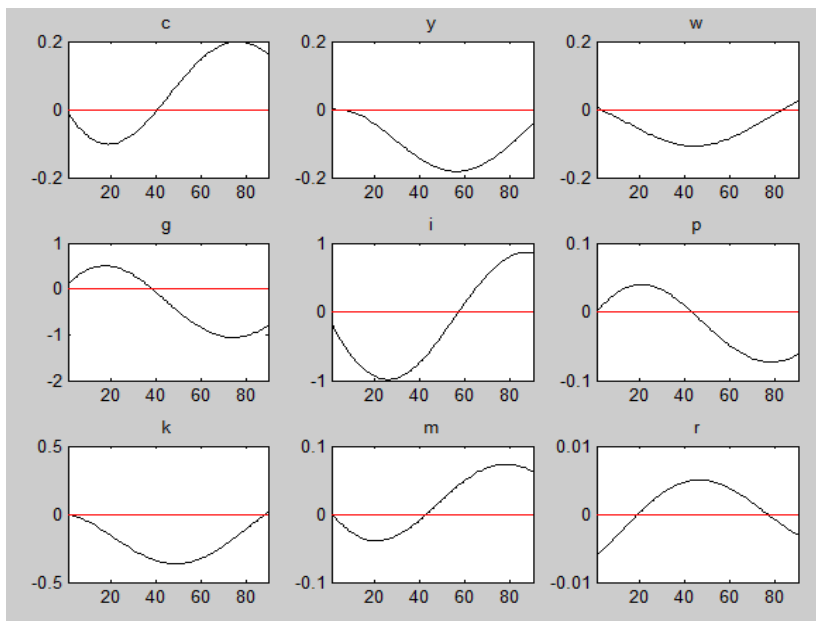
متغیر مخارج مصرفی بخش خصوصی ابتدا واکنش منفی نسبت به شوک در درآمدهای مالیاتی از خود نشان داده است. اما پس از طی ۲۰ دوره این متغیر واکنش مثبتی از خود نشان داده و در ادامه اثر این کاهش در دوره ۴۰ ام خنثی می‌شود. در انتهای دوره، عکس‌العمل این متغیر نسبت به یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر درآمدهای مالیاتی مثبت و در دوره ۸۰ ام به بیشترین میزان خود می‌رسد. متغیر دستمزد در بخش تولید ابتدا کاهش می‌یابد اما در بلندمدت و در انتهای دوره به تعادل باز خواهد گشت. نتایج ارائه شده در نمودار (۳) حاکی از آن است که اثر یک شوک مثبت در درآمدهای مالیاتی بر تورم کل ابتدا افزایشی است و پس از ۲۰ دوره به ماکزیمم خود می‌رسد. سپس با کاهش روبه‌رو شده و بعد از چند دوره اثر شوک منفی می‌شود. به طور کلی اثر شوک مورد بررسی بر مخارج عمرانی دولت ابتدا منفی اما در میان مدت و بلندمدت اثر شوک مثبت بوده است. مخارج جاری نیز ابتدا واکنش مثبت نسبت به شوک درآمدهای مالیاتی نشان داده است اما در میان مدت اثر آن منفی شده و در بلندمدت اثر شوک از بین رفته است. متغیر موجودی سرمایه فیزیکی در کوتاه مدت نسبت به یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر درآمد نفتی واکنش منفی از خود نشان داده و پس از طی ۲۰ دوره به حداقل خود می‌رسد.

شوک مثبت درآمدهای نفتی به اندازه یک انحراف معیار بر روی متغیرهای اقتصادی در نمودار (۲) آورده شده است.

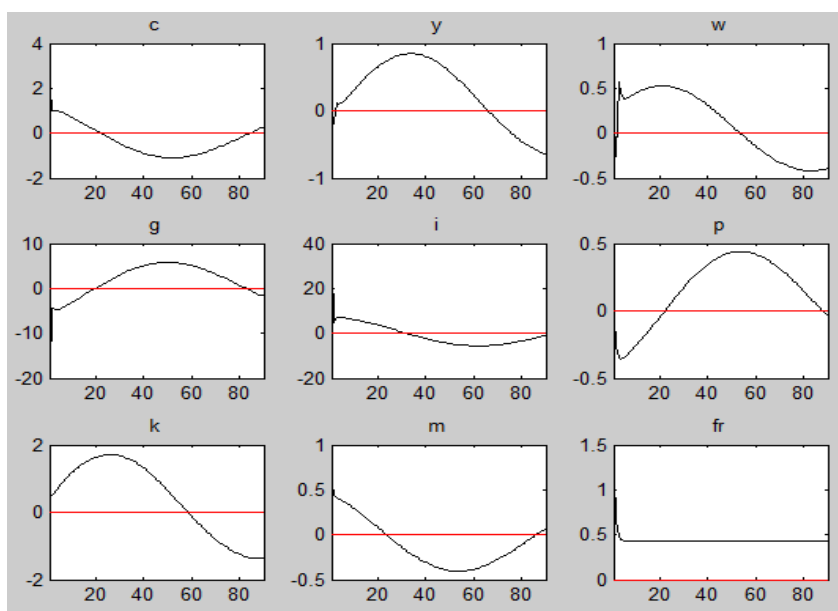
در این مدل شوک منفی به اقتصاد وارد شده است و فرض شده کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی صورت گرفته و وابستگی به درآمدهای مالیاتی افزایش یافته است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در واکنش به شوک درآمدهای نفتی، تولید کل ابتدا کاهش و در میان مدت افزایش داشته است. به طور جزئی‌تر، همان‌طور از نتایج پیداست کاهش تولید پس از اعمال سناریو اول چیزی در حدود ۱- درصد ارزیابی شد. در ادامه پس از تغییر روند نزولی به روند صعودی، با گذشت ۶۰ دوره این متغیر به سطح قبلی خود بازگشته و در انتهای دوره، رشد مثبت را تجربه می‌کند. براساس نمودار (۲) اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در درآمد نفتی می‌تواند منجر به کاهش ۱ درصدی متغیر مخارج مصرفی بخش خصوصی در ابتدای دوره شود. اما در میان مدت و بلندمدت این متغیر واکنش مثبت از خود نشان داده و پس از طی ۲۰ دوره به سطح قبلی خود برمی‌گردد. این رشد مخارج مصرفی تا اواسط دوره هم ادامه داشته و به حدود ۱ درصد می‌رسد. در ادامه در انتهای دوره به تعادل یا سطح اولیه خود باز می‌گردد. متغیر دستمزد در بخش تولید، پس از اعمال یک شوک به اندازه یک انحراف معیار بر متغیر درآمد نفتی، ابتدا کاهش یافته و این کاهش به حدود ۰/۵- درصد می‌رسد و پس از طی ۲۰ دوره روند افزایشی به خود گرفته و در میان مدت (۵۰ دوره) به سطح اولیه باز می‌گردد. در بلندمدت این متغیر عکس‌العمل مثبتی از خود نسبت به تغییر درآمد نفتی نشان می‌دهد و به بیشترین میزان خود در انتهای دوره می‌رسد. تورم کل ابتدا افزایش داشته و سپس با کاهش روبه‌رو شده و بعد از چند دوره اثر شوک مثبت شده است.

اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار بر متغیر درآمد نفتی بر مخارج عمرانی دولت ابتدا کاهش می‌یابد اما در میان مدت و بلندمدت اثر شوک مثبت بوده است. در انتهای دوره نیز این متغیر به تعادل باز می‌گردد. مخارج جاری رفتار مخالفی با مخارج عمرانی از خود نشان داده است. به طوری که اثر شوک بر متغیر درآمد نفتی، بر متغیر مخارج جاری در ابتدا دوره مثبت است. اما در میان مدت اثر آن منفی شده و در بلندمدت اثر شوک از بین رفته و به سطح اولیه خود باز می‌گردد. متغیر موجودی سرمایه فیزیکی در کوتاه مدت نسبت به یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر درآمد نفتی واکنش منفی از خود نشان داده و پس از طی ۲۰ دوره به حداقل خود می‌رسد.

در بلندمدت اثر شوک از بین رفته است. حجم پول نیز کاهش و اثر شوک درآمدهای مالیاتی بر نرخ بهره اقتصاد نیز در کوتاه‌مدت منفی و در بلندمدت واکنش مثبت را نشان می‌دهد.



نمودار ۳. توابع عکس‌العمل آنی مربوط به شوک درآمدهای مالیاتی در سناریو اول



نمودار ۴. توابع عکس‌العمل آنی مربوط به شوک درآمدهای نفتی در سناریو دوم

مالیاتی می‌باشد. این تسهیلات در تابع تولید بنگاه‌ها به عنوان یک عامل تولید (مشابه با سرمایه) لحاظ می‌گردد. همچنین در تابع هزینه نهایی حقیقی بنگاه‌ها وارد می‌شود. از آنجا که نرخ سود این تسهیلات پایین‌تر از نرخ سود اجاره سرمایه است قابلیت جایگزینی بین این تسهیلات و سرمایه در این بخش

در این سناریو دوم فرض می‌شود صندوق توسعه وجود دارد و تمامی درآمدهای نفتی به آن واریز شده و همچنین فرض می‌گردد که صندوق توسعه ملی ۶۰ درصد از منابع خود را به صورت یک ساله با نرخ سود نصف سود اجاره سرمایه به بخش تولید تسهیلات پرداخت می‌کند و دولت متکی به درآمدهای

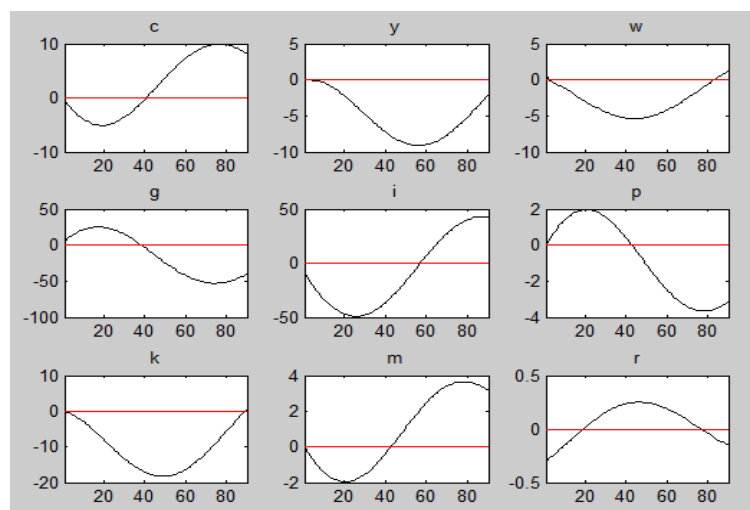
اثر شوک به اندازه یک انحراف معیار بر درآمد نفتی بر تورم کل در ابتدای دوره منفی است و می‌تواند منجر به کاهش ۰/۵ درصدی تورم در همان دوره شود. سپس این متغیر تغییرات مثبتی از خود نشان داده و پس از ۲۰ دوره اثر منفی شوک درآمد نفتی از بین می‌رود. در ادامه اثر شوک مورد نظر بر متغیر تورم مثبت ارزیابی شده و در دوره ۶۰ام رشد ۰/۵ درصدی را در پی دارد. در انتهای دوره نیز این متغیر به سطح اولیه خود باز می‌گردد.

مخارج عمرانی دولت ابتدا افزایش اما در میان‌مدت و بلندمدت اثر شوک از بین رفته است. همچنین مخارج جاری ابتدا واکنش منفی نسبت به شوک مورد نظر از خود نشان داده است، اما در میان‌مدت اثر آن مثبت شده و در بلندمدت اثر شوک از بین رفته است و متغیر مورد نظر به مقدار قبلی خود باز می‌گردد. متغیر موجودی سرمایه فیزیکی در کوتاه‌مدت به این شوک درآمدهای نفتی واکنش مثبت نشان داده است و در بلندمدت مثبت شده است. حجم پول کاهش و ذخایر خارجی واکنش مثبت نشان داده است. خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی افزایش داشته و در سطح ۰/۵۷ درصدی بالاتر از سطح قبل از شوک درآمدهای نفتی باقی مانده است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که حالتی که در آن دولت درآمدهای نفتی خود را به صندوق توسعه واریز کند و متکی به درآمدهای مالیاتی باشد عملکرد این صندوق می‌تواند به نحو مناسبی به مقابله با بیماری هلندی بپردازد و اثرات منفی آن را کاهش دهد.

وجود دارد و افزایش این تسهیلات باعث کاهش هزینه نهایی حقیقی این بنگاه‌ها می‌شود.

نتایج توابع واکنش آنی حاصل از شوک درآمدهای مالیاتی در این حالت نشان می‌دهد که در واکنش به شوک درآمدهای نفتی، تولید کل برخلاف سناریوهای قبلی افزایش چشمگیری را تجربه می‌کند و در میان‌مدت به بیشترین میزان خود می‌رسد. در ادامه روند نزولی به خود گرفته و پس از ۶۰ دوره به سطح اولیه باز می‌گردد. در انتهای دوره نیز اثر شوک به اندازه یک انحراف معیار بر متغیر درآمد نفتی بر تولید کل منفی پیش‌بینی شده است.

متغیر مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سناریو اول ابتدا واکنش مثبتی از خود نشان داده است و پس از ۲۰ دوره به سطح اولیه خود باز می‌گردد. همان‌طور که در نمودار (۴) نشان داده شد اثر شوک به اندازه یک انحراف معیار بر متغیر درآمد نفتی بر مخارج مصرفی در میان‌مدت منفی و پس از ۵۰ دوره به حداقل خود یعنی ۱/۵- درصد می‌رسد. رفتار متغیر حاکی از آن است که در انتهای دوره اثر این کاهش خنثی و به تعادل باز می‌گردد. متغیر دستمزد در بخش تولید نیز نسبت به سناریو اول افزایش داشته و در نتیجه اعمال شوک مورد نظر در ابتدای دوره رشد ۰/۵ درصدی به خود می‌گیرد. اگرچه اثر شوک درآمد مالیاتی بر متغیر دستمزد تا میان‌مدت مثبت ارزیابی شد اما رفتار متغیر به گونه‌ای است که پس از ۵۰ دوره به سطح اولیه خود برمی‌گردد. در نهایت در انتهای دوره مورد بررسی نیز شوک مورد نظر اثر منفی بر متغیر دستمزد خواهد داشت.



نمودار ۵. توابع عکس‌العمل آنی مربوط به شوک درآمدهای مالیاتی در سناریو دوم

جایگزینی درآمدهای مالیاتی به جای درآمدهای نفتی نمایش داده شده

در نمودار (۵) در مورد شوک مالیاتی وارد شده به مدل و اثر

است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در واکنش به شوک درآمدهای مالیاتی و وابستگی بیشتر به درآمدهای مالیاتی نسبت به سناریو اول، تولید کل ابتدا کاهش و در بلندمدت اثر شوک از بین رفته و اقتصاد به مسیر تعادلی برگشته است. به‌طور جزئی‌تر براساس نمودار (۵) اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار از متغیر درآمد مالیاتی بر تولید کل در طول دوره مورد بررسی منفی است. بیشترین کاهش در تولید در نتیجه اعمال سناریو مورد نظر در دوره ۶۰ام رخ می‌دهد. در نهایت در انتهای دوره مورد بررسی این متغیر به مقدار اولیه خود باز می‌گردد.

اثر شوک مورد نظر بر متغیر مخارج مصرفی در ابتدای دوره مورد بررسی منفی و در دوره ۲۰ام به بیشترین میزان خود یعنی ۵- درصد می‌رسد. در ادامه اثر منفی این سیاست خنثی شده و پس از ۴۰ دوره این متغیر به مقدار اولیه خود برمی‌گردد. اما همچنان این روند صعودی ادامه داشته و در انتهای دوره اثر مثبت شوک مورد نظر بر تورم به بیشترین میزان خود یعنی ۱۰ درصد می‌رسد. متغیر مخارج مصرفی بخش خصوصی ابتدا واکنش منفی نشان داده است اما در میان‌مدت و بلندمدت واکنش مثبت نشان داده است. اثر شوک مالیاتی مورد نظر بر متغیر دستمزد در طول دوره مورد بررسی منفی است. در بلندمدت اثر این شوک از بین رفته است. متغیر تورم نیز ابتدا افزایش داشته و سپس با کاهش روبه‌رو شده و بعد از ۴۰ دوره اثر شوک منفی می‌شود. مخارج عمرانی دولت ابتدا کاهش شدیدتری نسبت به سناریو اول داشته اما در میان‌مدت و بلندمدت اثر شوک مثبت بوده است، مخارج جاری ابتدا واکنش مثبت نشان داده است اما در میان‌مدت اثر آن منفی شده و در بلندمدت اثر شوک از بین رفته است. متغیر موجودی سرمایه فیزیکی در کوتاه‌مدت به این شوک درآمدهای مالیاتی واکنش منفی نشان داده است و در بلندمدت اثر شوک از بین رفته است. حجم پول کاهش و نرخ بهره اقتصاد نیز در کوتاه‌مدت کاهش یافته و در بلندمدت افزایش نشان می‌دهد. با مقایسه نتایج این سناریو با سناریو قبل مشاهده می‌شود که تأثیر شوک درآمدهای مالیاتی به لحاظ علامت مشابه حالت قبل است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله به ارزیابی اثرات شوک مالیاتی بر متغیرهای کلان

منابع

خیابانی، ناصر و امیری، حسین (۱۳۹۳). "جایگاه سیاست‌های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های

DSGE". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۴، ۳۶-۱۴.

فراهتی، محبوبه (۱۳۹۸). "تغییرات درآمد-خشی در ساختار مالیاتی و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۳۶-۱۲۱.

قنبری، مهرداد؛ امیری، کیومرث؛ انواری رستمی، علی اصغر و جمشیدی نوید، بابک (۱۳۹۸). "شناسایی و ارزیابی مؤلفه‌های نظام مالیاتی سازگار با توسعه اقتصادی کشور با استفاده از روش ترکیبی دلفی و تصمیم‌گیری چند معیاره". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۷، ۸۶-۶۵.

کمبجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۸، ۱۱۸-۸۷.

مالیان، مهسا، صامتی، مجید و رنجبر، همایون (۱۳۹۲). "امکان جایگزینی درآمد مالیاتی با درآمد نفت: مطالعه موردی ایران". *اقتصاد کاربردی*، دوره ۶، ۳۸-۲۷.

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز و شاهمرادی، اصغر و کمبجانی، اکبر (۱۳۸۹). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۱۰، ۱۱۶-۸۷.

رستم‌زاده، پرویز و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۶). "جایگزین سازی درآمد دولت از طریق درآمدهای مالیاتی با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، دوره ۱۷، شماره ۴، ۱۴۵-۱۲۱.

سلیمی، احسان و رهبر، فرهاد (۱۳۹۴). "نقش سیاست‌های پولی و مالی و صندوق توسعه ملی در کاهش اثرات بیماری هلندی در اقتصاد ایران: با رویکرد DSGE". *فصلنامه مطالعات کاربردی اقتصاد ایران*، دوره ۴، شماره ۱۴، ۲۴۳-۲۱۹.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و صادقی، حامد (۱۳۹۲). "مقایسه‌ی اثر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی ایران و نروژ". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۲، ۴۳-۲۱.

صیادی، محمد؛ خوشکلام خسروشاهی، موسی (۱۳۹۹). "ارزیابی پویایی بین درآمد نفتی و GDP بدون نفت ایران با تأکید بر مفهوم ناکارایی سرمایه گذاری؛ کاربرد مدل BVAR". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۸، ۱۴۱-۱۱۹.

صیادی، محمد؛ دانش جعفری، داوود؛ بهرامی، جاوید و رافعی، میثم (۱۳۹۴). "ارائه چهارچوبی برای استفاده بهینه از درآمدهای نفتی؛ رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره بیستم، شماره ۲، ۵۸-۲۱.

Acosta, P. A., Lartey, E. K. K. & Mandelman, F. S. (2009). "Remittances and the Dutch Disease". *Journal of International Economics*, 79(1), 102-116.

Benkhodja, M. T. (2011). "External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy". *EconomiX Working Papers 2011-39*, University of Paris West - Nanterre la Défense, EconomiX.

Dagher, J., Gottschalk, J. & Portillo, R. (2012). "The Short-run Impact of Oil Windfalls in Low-income Countries: A DSGE Approach". *Journal of African Economies*, 21(3), 343-372.

Dissou, Y. (2010). "Oil Price Shocks: Sectoral and Dynamic Adjustments In A Small-Open Developed and Oil-Exporting Economy". *Energy Policy, Elsevier*, 38(1), 562-572.

Engen, E. M. & Skinner, J. (1996). "Taxation and Economic Growth". *NBER Working Papers 5826*, National Bureau of Economic Research,

Inc.

Lama, R. & Medina, J. P. (2012). "Is Exchange Rate Stabilization an Appropriate Cure for the Dutch Disease?". *International Journal of Central Banking*, 8(1), 5-46.

Pecorino, P. (1993). "Tax Structure and Growth in a Model with Human Capital". *Journal of Public Economics*, 52(2), 251-271.

Senbeta, S. (2011). "A Small Open Economy New Keynesian Model for a Foreign Exchange Constrained Economy". *MPRA Paper 29996*, University Library of Munich, Germany.

Senbeta, S. R. (2011). "A Small Open Economy New Keynesian DSGE Model for a Foreign Exchange Constrained Economy". *Department of Economics Research Paper*.

Yohans, Von Hafen (2015). "The Fiscal Discipline for Oil-Exporting Countries". *European Central Bank Occasional Paper Series*, No.103.