فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره 9، شماره 3، پاییز 1391، صفحات 59 - 25

طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی

دکتر ناصر خیابانی و حسین امیری*

تاریخ وصول: 1393/4/3 تاریخ پذیرش: 1393/11/30

چکیده:

این مقاله، تأثیر شوک‌های قیمت و تولید نفت خام را بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران و در قالب یک مدل DSGE اقتصاد باز بررسی می‌نماید. برای این منظور، کانال انتقال شوک‌های نفتی متناسب با ساختار اقتصاد ایران تصریح گردیده است. نتایج شبیه‌سازی مدل نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی بر تولید، سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه اثر منفی دارد، ولی تورم، مصرف و هزینه‌ی نهایی را افزایش می‌دهد. از طرفی، شوک‌های نفتی بر مخارج دولت و حجم پول اثر مثبت دارد. این نتایج ضمن تأیید فرضیه‌ی نفرین منابع در اقتصاد ایران، نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی نقش کلیدی در شکل‌گیری سیاست‌های پولی و مالی و تورم بازی می‌کند. ازاین‌رو، به‌منظور جلوگیری از پیامدهای سوء ناشی از شوک‌های نفتی پیشنهاد می‌گردد، ضمن انجام نظارت مستمر بر موجودی حساب ذخیره‌ی ارزی و صندوق توسعه‌ی ملی، سازوکارهایی در جهت کاهش سلطه‌ی دولت بر بانک مرکزی و حفظ اصالت بانک مرکزی در انجام دو وظیفه‌ی عمده‌ی این نهاد یعنی حفظ ارزش پول ملی و کنترل تورم صورت پذیرد.

طبقه‌بندی JEL: C2، Q43

واژه‌های کلیدی: *شوک قیمت نفت، درآمدهای نفتی، مدل DSGE اقتصاد باز، اقتصاد ایران*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، استادیار و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (n.khiabani@imps.ac.ir)

1- مقدمه

به دنبال افزایش ناگهانی قیمت نفت در سال 1973 که در پی تحریم کشورهای غربی از سوی اعراب رخ داد، سهم درآمدهای نفتی در تولید ناخالص ملی و بودجه‌ی سالیانه دولت در اقتصاد ایران، به‌عنوان سومین تولیدکننده‌ی نفت در بین کشورهای عضو اوپک[1]، به‌صورت قابل ملاحظه‌ای افزایش پیدا کرد. افزایش درآمدهای نفتی از یک‌سو و سوء مدیریت این درآمدها از سوی دیگر، ایران را عملاً به یک اقتصاد تک‌محصولی تبدیل کرد (ارشدی و موسوی، 1393). بر پایه‌ی آمارهای رسمی مربوط به سال‌های اخیر، 80 تا 90 درصد درآمدهای حاصل از صادرات و حدود 40 تا 50 درصد از بودجه‌ی سالیانه دولت در اقتصاد ایران را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهد (صمدی و همکاران، 1388).

از این رو، درآمدهای نفتی نقش کلیدی را در اقتصاد ایران بازی می‌کند و بررسی تأثیر شوک‌های برون‌زا و غیرقابل کنترل نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تورم و رشد اقتصادی، همواره در کانون توجه اقتصاددانان و محققان داخلی بوده است (امامی و ادیب پور، 1388، کمیجانی و اسدی مهمان‌دوستی، 1389، التجائی و ارباب افضلی، 1391، ارشدی و موسوی، 1393). این مطالعات عموماً از مدل‌های سری زمانی نظیر خودرگرسیونی برداری[2] و تصحیح خطای برداری[3] بهره گرفته‌اند (صمدی و همکاران، 1388، شیرین بخش و مقدس بیات، 1389، کمیجانی و اسدی مهمان‌دوستی، 1389). این در حالی است که، بر مدل‌های مذکور چندین انتقاد عمده و اساسی وارد شده است. نبود پایه‌های تئوریک و بهینه‌سازی خرد اقتصادی، افزایش سریع تعداد پارامترهای قابل تخمین مدل با افزایش بعد مدل و عدم امکان استفاده از این مدل‌ها در موضوعات با حجم کم از داده‌ها، مهم‌ترین انتقادات وارده بر این مدل‌ها هستند (سیمز[4]، 2002).

در مقابل، مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی[5] بر پایه‌ی بهینه‌سازی پویای رفتار عاملان اقتصادی شکل می‌گیرد و بر پایه پارامترهای ساختاری خاص اقتصاد مورد مطالعه شکل می‌گیرند. این مدل‌ها را در مقیاس بزرگ می‌توان

---

[1] Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC)
[2] Vector Autoregressive Model (VAR)
[3] Vector Error Correction Model (VECM)
[4] Sims
[5] Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE)

شبیه‌سازی و تحلیل نمود و نیازی به وجود داده‌های با حجم بالا نیست. مطالعات متوسلی و همکاران (1389)، فخرحسینی و همکاران (1391) و جعفری صمیمی و همکاران (1393) جزو مطالعات داخلی هستند که به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر پایه مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته‌اند. مطالعه‌ی فخرحسینی و همکاران (1391) تأثیر شوک‌های نفتی را در چارچوب یک اقتصاد بسته بررسی کرده است، درحالی‌که بدون لحاظ نقش نرخ ارز و تجارت خارجی مطالعه‌ی تأثیر شوک‌های نفتی ناقص است. ضمن آنکه در این مطالعه کانال‌های انتقال شوک‌های نفتی تصریح نشده است. در مطالعه‌ی متوسلی و همکاران (1389) نیز کانال‌های انتقال شوک‌های نفتی که اجزای تشکیل‌دهنده‌ی پایه‌ی پولی هستند، تبیین نشده است. همچنین از آنجا که درجه‌ی استقلال بانک مرکزی در ایران پایین است، لازم است که بین قیود دولت و بانک مرکزی تلفیق صورت گیرد که در مطالعات متوسلی و همکاران (1389) و جعفری صمیمی و همکاران (1393) این کار صورت نگرفته است. از سوی دیگر، در هیچ‌کدام از مطالعات مذکور در بالا رفتار بنگاه‌های صادراتی و وارداتی مدل‌سازی نشده است.

بر این اساس، هدف اصلی این مقاله، بازنگری تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با بهره‌گیری از یک مدل *DSGE* اقتصاد باز با مقیاس بزرگ[6] است.

ویژگی بارز و متفاوت این مطالعه بهره‌گیری از یک چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی متناسب با ساختار اقتصاد ایران جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی و با لحاظ کانال‌های انتقال شوک‌های نفتی، بهینه‌سازی رفتار بنگاه‌های صادراتی و وارداتی و استخراج منحنی فیلیپس هیبریدی برای این بنگاه‌ها و تلفیق دولت و بانک مرکزی است. در واقع، یک مدل *DSGE* نیوکینزی اقتصاد باز با مقیاس بزرگ برای اقتصاد ایران طراحی شده است به‌طوری‌که در آن، مطابق با واقعیت و ساختار اقتصاد ایران، نقش درآمدهای نفتی از دو کانال دولت و بانک مرکزی در مدل گنجانده شده است.

ساختار این مقاله به شیوه‌ای است که در بخش دوم مروری بر ادبیات تئوریک موضوع صورت گرفته است. در بخش سوم مطالعات تجربی خارجی و داخلی صورت گرفته مرور شده است. بخش چهارم به معرفی مدل *DSGE*

[6] Large Scale

طراحی‌شده اختصاص دارد. در بخش پنجم نتایج تجربی حاصل از کالیبراسیون و شبیه‌سازی مدل ارائه می‌گردد. در نهایت بخش ششم مقاله، خلاصه و نتیجه‌گیری مقاله را ارائه می‌کند.

2- مبانی نظری

از اوایل دهه‌ی 1970، در پی افزایش تنش در خاورمیانه و تحریم نفتی کشورهای غربی از سوی اعراب از یک‌سو و بروز رکود تورمی در کشورهای غربی در نتیجه افزایش قیمت نفت از طرف دیگر، مطالعه‌ی انرژی به‌عنوان یکی از نهاده‌های اصلی تولید و بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کانون توجه محققان قرار گرفت.بر پایه‌ی مطالعات تئوریک، شوک‌های نفتی، اقتصادهای صادرکننده‌ی نفت را از کانال‌های مختلفی تحت تأثیر قرار می‌دهد (لوایمی و فاووه[7]، 2011، فیلیز و همکاران[8]، 2011).

در ادبیات کلاسیک کلان اقتصادی،تأثیر افزایش قیمت یا تولید نفت بر اقتصادهای صادرکننده‌ی نفت در قالب پدیده‌ی بیماری هلندی[9] بررسی می‌شود. این پدیده به‌صورت خلاصه بیان می‌کند که تزریق مازاد درآمدهای نفتی به اقتصاد سبب تقویت بخش‌های غیرقابل‌مبادله و تضعیف بخش‌های قابل‌مبادله در این اقتصادها و در نهایت گسترش بخش‌های غیر قابل مبادله و افزایش قیمت‌ها در این بخش‌ها خواهد شد. این پدیده در اکثر کشورهای صادرکننده‌ی نفت با مدیریت صحیح درآمدهای نفتی کنترل شده است. از طرفی، بررسی تأثیر شوک‌های نفتی در قالب دو فرضیه‌ی متقابل نفرین[10] و موهبت منابع قابل بررسی است. بر پایه‌ی فرضیه‌ی نفرین منابع، شوک‌های مثبت قیمت نفت سبب افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی در کشورهای واردکننده‌ی نفت می‌شوند که اثرات سرریز آن به شکل تورم و کاهش تولید به کشورهای صادرکننده‌ی نفت نیز می‌رسد (کمیجانی و همکاران، 1391، کولگنی و مانرا[11]، 2013).

[7] Lwayemi,A. and Fawowe, B.
[8] Filis, G. and Degiannakis, S and Floros,CH.
[9] Dutch Disease
[10] Resource Curse
[11] Cologni, A. and Manera, M.

فرضیه‌ی نفرین منابع در قالب سه تفسیر مختلف شکل می‌گیرد. رویکرد اقتصاد سیاسی که از کانال تأثیر مخرب درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر کیفیت نهادی فرضیه‌ی نفرین منابع را توجیه می‌نماید (مهرآرا و همکاران، 1389، مهرآرا و همکاران، 1390). درواقع، ثروت حاصل از منابع طبیعی سبب تضعیف نهادهای سیاسی و اقتصادی و به دنبال آن اختلال در تخصیص منابع، کاهش فعالیت‌های مولد و کاهش کارایی اقتصادی و در نهایت کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (مهرآرا و همکاران، 1390). تفسیر بعدی مربوط به نوسانات بالای درآمدهای نفتی و وابستگی بودجه‌ی دولت به درآمدهای نفتی می‌باشد که در آن نوسانات و عدم اطمینان در درآمدهای نفتی منجر به ایجاد اختلال در بودجه‌ریزی دولت و نظام اقتصادی و در نهایت کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. سومین تفسیر از فرضیه‌ی نفرین منابع، تفسیر بیماری هلندی است که قبلاً اشاره گردید.

در مقابل فرضیه‌ی نفرین منابع، در ادبیات تئوریک موهبت ناشی از وجود منابع طبیعی ارائه شده است. به‌عبارتی‌دیگر اگر افزایش درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی سبب بهبود سطح کیفیت نهادی، افزایش سرمایه‌گذاری و انباشت ثروت و افزایش رشد اقتصادی گردد، منابع طبیعی به‌عنوان یک موهبت برای اقتصاد تلقی خواهد شد (مهرآرا و همکاران، 1389).

از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت با توجه به نوع نظام ارزی کشورهای صادرکننده‌ی نفت نیز اثرات مختلفی بر متغیرهای پولی اقتصاد این کشورها دارد. در نظام ارز مدیریت شده، ورود ارزهای نفتی در پی شوک مثبت قیمت نفت، سبب افزایش پایه‌ی پولی و به دنبال آن افزایش حجم پول و نقدینگی می‌گردد (صمدی و همکاران، 1388). در مقابل اگر نظام ارزی شناور باشد، افزایش درآمدهای نفتی به سبب بروز شوک‌های مثبت قیمت نفت منجر به تقویت پول داخلی و کاهش توان صادراتی این کشورها خواهد شد (صمدی و همکاران، 1388). همچنین افزایش درآمدهای نفتی به سبب بروز شوک مثبت قیمت نفت سبب گسترش بخش عمومی و وقوع اثر برون‌رانی در اقتصاد می‌گردد که منجر به کاهش حضور بخش خصوصی می‌گردد و در نهایت تأثیر منفی بر اشتغال و تولید خواهد داشت (کولگنی و مانرا، 2013).

در اقتصاد ایران به دلیل عدم وجود قاعده‌ی سیاست پولی مشخص و منسجم، نظام ارزی شناور مدیریت شده، درجه‌ی پایین استقلال بانک مرکزی

(شاهمرادی و همکاران، 1391، توکلیان، 1391) و وابستگی بودجه‌ی عمومی به درآمدهای ارزی ناشی از فروش نفت، افزایش درآمدهای نفتی سبب ایجاد انبساط بودجه‌ای و اجبار بانک مرکزی برای تأمین معادل ریالی سهم درآمدهای نفتی در بودجه شده است. نتیجه این امر افزایش پایه‌ی پولی به سبب افزایش ذخایر دلاری بانک مرکزی و افزایش نقدینگی و تورم شده است (سامتی و همکاران، 1388).

3- مطالعات تجربی

در این بخش، ابتداً مروری بر چند مطالعه‌ی تجربی خارجی انجام‌شده در زمینه‌ی بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده‌ی نفت صورت می‌گیرد.

رومرو[12] (2008) در قالب یک مدل *DSGE*، تأثیر شوک قیمت نفت را بر متغیرهای کلان اقتصادی چهار تولیدکننده‌ی نفت آمریکا، نروژ، کانادا و انگلستان مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه منحنی فیلیپس با لحاظ درآمدهای نفتی که ایجادکننده‌ی فشار تورمی بیشتر است، طراحی شده است. نتایج حاصل از تحلیل توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که، مصرف، تورم، هزینه‌ی نهایی و دستمزد به شوک قیمت نفت واکنش مثبت نشان می‌دهد. در مقابل واکنش تولید به شوک قیمت نفت منفی است. بر پایه‌ی نتایج، به‌منظور تثبیت تورم و مصرف، اقتصادهای مورد مطالعه واکنش بهتری نسبت به قاعده‌ی سیاست پولی تیلور با لحاظ هر دو رده‌ی کالاهای نهایی و تولید نفت نشان می‌دهد.

دو و وی[13] (2010) در مطالعه‌ای تجربی برای کشور چین و با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری، اثر شوک‌های نفتی را بر تورم و رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی اثر معنادار بر هر دو متغیر تورم و رشد اقتصادی کشور چین دارد.

لوایمی و فاووه (2011) اثر شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی نیجریه با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیونی برداری و آزمون علیت گرنجر بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی اثر معنادار و منفی بر تولید در اقتصاد نیجریه دارد.

---

[12] Romero, R.E.
[13] Du, L. and Wei, H.Y. Ch.

امانی و بردالی[14] (2012) در مطالعه‌ای تجربی برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت اوپک، بر پایه‌ی رهیافت داده‌های تابلویی پویا، تأثیر شوک‌های نفتی را بر سیاست‌های مالی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد، افزایش قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش اندازه‌ی دولت در اقتصادهای صادرکننده‌ی نفت می‌گردد.

کولگنی و مانرا[15] (2013) با استفاده از یک مدل *DSGE* در چارچوب مکتب چرخه‌های تجاری واقعی، اثر شوک‌های قیمت نفت و سیاست‌های انبساطی مالی را بر اقتصاد کشورهای صادرکننده‌ی نفت عضو شورای همکاری خلیج بررسی کرده‌اند. نتایج آنها بیانگر اثر برون‌رانی بخش عمومی به‌جای بخش خصوصی و کاهش تولید غیرنفتی به سبب افزایش درآمدهای نفتی است.

کاوال کانتی جالیس[16] (2013)، در مطالعه‌ای تجربی برای دو کشور برزیل و آمریکا، با استفاده از یک مدل ساختاری خودرگرسیونی برداری، اثر شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که اولاً، شوک‌های نفتی اثر کاهنده‌ای بر نوسانات رشد اقتصادی امریکا در طی زمان دارد. ثانیاً، شوک‌های نفتی اثر معناداری بر رشد اقتصادی برزیل ندارد.

در زمینه‌ی بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی، در داخل کشور مطالعات زیادی بر پایه مدل‌های مختلف اقتصادسنجی سری زمانی صورت پذیرفته است. به‌عنوان مثال، امامی و ادیب پور (1388) در پژوهشی به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، اثر شوک مثبت نفتی از شوک منفی بیشتر است ولی در بلندمدت برعکس است. صمدی و همکاران (1388) با استفاده از مدل سری زمانی *VAR*، اثر شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی نموده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران به شوک‌های نفتی واکنش معنادار نشان می‌دهند. در مطالعه‌ای دیگر، شیرین بخش و مقدس بیات (1389) اثر شوک‌های نفتی را بر ارزش افزوده‌ی بخش‌های کشاورزی و خدمات در ایران با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری بررسی نموده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که بخش کشاورزی به‌عنوان بخش قابل‌مبادله واکنش

[14] Amany, A.E.A. and Bradley, M.D.
[15] Cologni, A. and Manera, M.
[16] Cavalcanti, T. and Jalles, J.T.

منفی به شوک‌های نفتی نشان می‌دهد. در مقابل، بخش خدمات به‌عنوان یک بخش غیرقابل‌مبادله از شوک‌های نفتی تأثیر مثبت می‌پذیرد. نتایج آنها وجود بیماری هلندی در اقتصاد ایران را تأیید می‌نماید. کمیجانی و اسدی مهمان‌دوستی (1389) اثرات پویای شوک‌های نفتی را بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل *VAR* بررسی نموده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که، شوک‌های نفتی اثر معنادار و مثبت بر رشد اقتصادی در ایران دارند. نظری و مبارک (1389) در مطالعه‌ای تجربی و با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های تابلویی، رابطه بین وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی و رشد اقتصادی را در کشورهای تولیدکننده‌ی نفت بررسی کرده‌اند. نتایج آنها حاکی از وجود پدیده‌ی بیماری هلندی در این اقتصادها است. التجائی و ارباب افضلی (1391) اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های منفی بر رشد اقتصادی از شوک‌های مثبت، بیشتر است. ارشدی و موسوی (1393) در مطالعه‌ای تجربی با بهره‌گیری از رویکرد خودرگرسیونی برداری تأثیر پویای شوک‌های قیمت نفت را بر روی متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند. بر پایه‌ی نتایج، شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت اثرات نامتقارنی بر رشد اقتصادی در ایران دارند. به‌طوری‌که شوک‌های مثبت اثر مثبت و شوک‌های منفی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند.

در زمینه‌ی بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بر پایه مدل‌های *DSGE*، در داخل کشور چند مطالعه صورت گرفته است. متوسلی و همکاران (1389) در مطالعه‌ای، یک مدل *DSGE* نیوکینزی را برای ایران طراحی کرده‌اند. نتایج حاصل از مقداردهی و شبیه‌سازی مدل نشان می‌دهد که تولید غیرنفتی و تورم واکنش مثبت به شوک درآمدهای نفتی نشان می‌دهند. فخرحسینی و همکاران (1391) در مطالعه‌ای با تأکید بر نقش چسبندگی قیمت و دستمزد، یک مدل ساده نیوکینزی را با حضور شوک قیمت نفت برای ایران طراحی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تولید غیرنفتی و تورم به شوک‌های نفتی واکنش معنادار و مثبت نشان می‌دهند. صمیمی و همکاران (1393) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید اقتصاد باز به ارزیابی اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان

می‌دهد که تأثیر اولیه تکانه‌های درآمد نفت بر تولید غیرنفتی و تورم مثبت می‌باشد.

4- مدل تحقیق

مدل طراحی‌شده برای بررسی اثر شوک‌های قیمت و تولید نفت بر متغیرهای عمده‌ی کلان اقتصادی ایران، شامل شش بخش خانوار، بنگاه‌های اقتصادی به تفکیک داخلی، وارداتی و صادراتی، دولت، بانک مرکزی، بخش نفت و بخش خارجی است.

4-1- بخش خانوار

در چارچوب مدل طراحی‌شده، فرض می‌گردد که بخش خانوار ترجیحاتی روی مصرف (c_t^i)، سرمایه‌گذاری (I_t^i)، عرضه‌ی نیروی کار (L_t^i)، اوراق مشارکت (B_t^i) و نقدینگی (M_t^i) دارد. بر این اساس، تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل شده بخش خانوار طی ادوار زندگی به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_t^{\beta} \left\{ \frac{1}{1-\sigma_c} \left(c_t^i\right)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1-\sigma_L} \left(L_t^i\right)^{1+\sigma_L} + \frac{M}{1+\sigma_M} \left(M_t^i\right)^{1+\sigma_M} \right\} \quad (1)$$

در معادله‌ی (1)، $\{c_t^i : t \geq 0\}$ نشان‌دهنده‌ی مصرف بخش خانوار، $\{L_t^i : t \geq 0\}$ میزان عرضه‌ی نیروی کار، $\{M_t^i : t \geq 0\}$ تقاضای نقدینگی بخش خانوار، β نرخ تنزیل ذهنی و ε_t^{β} شوک ترجیحات است. فرض می‌شود که شوک ترجیحات از یک فرآیند خودرگرسیونی مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. همچنین σ_c،σ_L،σ_M و M به ترتیب معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ی مصرف، معکوس کشش نیروی کار با توجه به دستمزد واقعی، معکوس کشش تراز پرداخت‌های نقدی و ضریب ترجیح مانده‌ی پولی است. از طرفی قید بودجه‌ی اسمی بخش خانوار به‌صورت زیر تبیین می‌شود:

$$P_t^c C_t^i + P_t^I I_t^i + B_t^{i,n} + M_t^{i,n} = R_{t-1}^n B_{t-1}^{i,n} + W_t^i L_t^i + R_t^k K_{t-1}^{i,n} + M_{t-1}^{i,n} + div_t^{i,n} + T_t^{i,n} \quad (2)$$

در معادله‌ی (2)، I_t^i نشان‌دهنده‌ی سرمایه‌گذاری بخش خانوار، $B_t^{i,n}$ میزان اوراق مشارکت داخلی نگهداری شده توسط خانوارها، T_t^i خالص مالیات‌ها، div_t^i

سود تقسیم‌شده توسط بنگاه نهایی، P_t^c شاخص CPI، W_t^i دستمزد نیروی کار و R_t^k بازدهی (عایدی) سرمایه می‌باشد.

همچنین خانوار در هر دوره‌ی زمانی $(t \geq 0)$ با معادله‌ی تشکیل سرمایه زیر روبرو است:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right] I_t X_t \qquad (3)$$

فرض بر این است که معادله‌ی فوق برای تمامی خانوارها یکسان است. در معادله‌ی (3)، δ نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد.

$logx_t = \rho_x logx_{t-1} + u_t^{x_i}, u_t^{x_i} \sim N(0, \sigma_{x_i}^2)$ شوک تکنولوژی مانای خاص سرمایه‌گذاری[17] می‌باشد.

در این معادله، $S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$ تابع هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌گذاری می‌باشد که در آن تابع هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌گذاری وابسته به سرمایه‌گذاری جاری و با وقفه می‌باشد. به طوریکه $S(.)$ یک تابع محدب و فزاینده می‌باشد. این تابع دارای ویژگی‌هایی به شرح زیر است:

$$S''(1) = A > 0 \text{ و } S(1) = S'(1) = 0 \qquad (4)$$

که در آن نماد A دلالت بر جمع[18] دارد (کریستیانو، ایچنبایوم و ایونس، 2005[19]). این فرم تابعی دلالت بر این دارد که تغییر دادن سطح سرمایه‌گذاری هزینه‌بر است و هیچ هزینه‌ی تعدیلی در شرایط باثبات وجود ندارد. پویایی‌های لگاریتم- خطی شده در اطراف شرایط باثبات تنها با انحنای تابع هزینه‌ی تعدیل تحت تأثیر قرار می‌گیرد (A). وجود هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری، ایستایی در سرمایه‌گذاری را بیان می‌کند به گونه‌ای که در وقفه‌ی سرمایه‌گذاری منعکس می‌شود. تصمیم سرمایه‌گذاری همچنین آینده‌نگر است، به طوری که تغییر دادن سطح سرمایه گذاری هزینه‌بر می‌شود. کشش سرمایه‌گذاری با توجه به افزایش موقتی در مقدار سرمایه‌ی جاری نصب شده به صورت معکوس با پارامتر هزینه‌ی تعدیل مرتبط است که با $\xi^A = \frac{1}{A}$ نشان داده می‌شود.

[17] Stationary Investment-Specific technology Shock
[18] Aggregate
[19] Christiano, L.J. and Eichenbaum, M. and Evans, Ch.L.

در معادله‌ی قید بودجه‌ی خانوار، C_t و I_t دارای فرم *CES* از کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی به صورت زیر می‌باشند:[20]

$$C_t = \left[(1-a_c)^{\frac{1}{c}}(C_t^D)^{\frac{c-1}{c}} + (\alpha_c)^{\frac{1}{c}}(C_t^F)^{\frac{c-1}{c}}\right]^{\frac{c}{c-1}} \quad (5)$$

به‌طوری‌که در آن، C_t^D مصرف کالاهای داخلی و C_t^F مصرف کالاهای خارجی (وارداتی) می‌باشد. همچنین a_c سهم واردات در مصرف کل و c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخل و وارداتی می‌باشد. خانوار C_t را با توجه به قید هزینه‌ی زیر حداکثر می‌کند:

$$P_t^D C_t^D + P_t^{F,c} C_t^F = P_t^c C_t \quad (6)$$

که در آن P_t^D شاخص قیمت کالاهای داخلی و $P_t^{F,c}$ شاخص قیمت کالاهای مصرفی وارداتی می‌باشد. همچنین شاخص کل قیمت $CPI(P_t^c)$ دارای فرم *CES* به صورت زیر است:

$$\mathrm{P_t^C} = \left[(1-a_c)(P_t^D)^{1-c} + (\alpha_c)(P_t^{F,c})^{1-c}\right]^{\frac{1}{1-c}} \quad (7)$$

در نتیجه حداکثرسازی مصرف بخش خانوار نسبت به قید هزینه‌ی رابطه‌ی (7)، معادلات زیر برای مصرف کالاهای داخلی و وارداتی به دست می‌آید:

$$C_t^D = (1-a_c)\left(\frac{P_t^D}{P_t^c}\right)^{-c} C_t \quad (8)$$

$$C_t^F = \alpha_c\left(\frac{P_t^{F,C}}{P_t^c}\right)^{-c} C_t \quad (9)$$

مشابه با سبد مصرفی، سرمایه‌گذاری کل به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$I_t = \left[(1-\alpha_I)^{\frac{1}{I}}(I_t^D)^{\frac{I-1}{I}} + (\alpha_I)^{\frac{1}{I}}(I_t^F)^{\frac{I-1}{I}}\right]^{\frac{I}{I-1}} \quad (10)$$

که در آن، I_t^D کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی، I_t^F کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی (خارجی)، α_I سهم واردات در سرمایه‌گذاری و I کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی می‌باشد. خانوار I_t را نیز با توجه به قید هزینه‌ی زیر حداکثر می‌نماید:

[20] Gelain, P and Julikov, D

$$P_t^D I_t^D + P_t^{F,I} I_t^F = P_t^I I_t \quad (11)$$

که در آن، $P_t^{F,I}$ شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی می‌باشد و شاخص کل قیمت سرمایه گذاری (P_t^I) برابر است با:

$$\mathrm{P_t^I} = \left[(1-a_I)(P_t^D)^{1-I} + (\alpha_I)(P_t^{F,I})^{1-I}\right]^{\frac{1}{1-I}} \quad (12)$$

در معادله‌ی (12)، P_t^D شاخص قیمت داخلی و $P_t^{F,I}$ شاخص قیمتی کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی می‌باشد. فرآیند حداکثرسازی فوق نتیجه می‌دهد:

$$I_t^D = (1-a_I)\left(\frac{P_t^D}{P_t^I}\right)^{-I} I_t \quad (13)$$

$$I_t^F = \alpha_I\left(\frac{P_t^{F,I}}{P_t^I}\right)^{-I} I_t \quad (14)$$

حال با تشکیل تابع لاگرانژ مسأله‌ی بهینه‌سازی رفتار بخش خانوار به صورت زیر می‌باشد:[21]

$$E_t \frac{\varepsilon_t^\beta C_t^{-\sigma_C}}{\varepsilon_{t+1}^\beta C_{t+1}^{-\sigma_C}} = \beta E_t\left\{R_t^n \frac{1}{\pi_{t+1}^C}\right\} \quad (15)$$

$$(L_t)^{\sigma_L} = C_t^{-\sigma_C}\frac{W_t}{P_t^C} \quad (16)$$

$$\kappa_M M_t^{-\sigma_M} = C_t^{-\sigma_C}\left(1-\frac{1}{R_t^n}\right) \quad (17)$$

$$\frac{P_t^I}{P_t^C} = q_t\left[1-s\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)-S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t\left\{q_{t+1}\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2\right\} \quad (18)$$

$$q_t = \beta E_t\left\{\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\left(R_{t+1}^k + q_{t+1}(1-\delta)\right)\right\} \quad (19)$$

[21] لازم به ذکر است که استخراج معادلات (15) الی (19) به ترتیب از مشتق‌گیری تابع لاگرانژ نسبت به متغیرهای مصرف، نیروی کار، حجم نقدینگی، سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه به دست آمده است. تابع لاگرانژ به صورت زیر می‌باشد:

$$l_t = E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left\{\varepsilon_t^\beta\left[\frac{1}{1-\sigma_c}(c_t^i)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_L}(L_t^i)^{1+\sigma_L} + \frac{\kappa_M}{1-\sigma_M}(M_t^i)^{1-\sigma_M}\right]\right.$$
$$+\lambda_t\left[R_{t-1}^n\frac{B_{t-1}^i}{\pi_t^C} + \frac{W_t^i}{P_t^C}L_t^i + R_t^k K_{t-1}^i + \frac{M_{t-1}^i}{\pi_t^C} + div_t^i + T_t^i - C_t^i - \frac{P_t^I}{P_t^C}I_t^i\right.$$
$$\left.\left.-B_t^i - M_t^i\right] + Q_t\left[(1-\delta)K_{t-1}^i + \left[1-S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)\right]I_t^i x_t - K_t^i\right]\right\}$$

معادله‌ی (15) بده بستان مصرف بین دوره‌ای را نشان می‌دهد و به معادله‌ی اولر مشهور است. معادله‌ی (16) عرضه‌ی بهینه‌ی نیروی کار توسط بخش خانوار را به نمایش می‌گذارد. معادله‌ی (17) تابع تقاضای بهینه‌ی پول بخش خانوار است. معادله‌ی (18) و (19) صورت بهینه توابع تقاضای سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه بخش خانوار است. در این 2 معادله، q_t بیانگر نسبت ضریب لاگرانژ قید تشکیل سرمایه (Q_t) به ضریب لاگرانژ قید بودجه‌ی خانوار (λ_t) است و نشان دهنده‌ی نسبت ارزش بازاری بر حسب ارزش جایگزینی یا ارزش سرمایه‌ی نصب شده بر حسب هزینه‌ی جایگزینی می‌باشد که اصطلاحاً q_t توبین نهایی نامیده می‌شود. معادله‌ی (18) بیان می‌کند که اگر $S(.) = 0$ باشد (یعنی هزینه‌های تعدیل وجود ندارد)، داریم:

$$q_t = \frac{P_t^I}{P_t^C} \qquad (20)$$

معادله‌ی (19) نیز بیانگر قیمت‌گذاری سرمایه است و بیان می‌کند که قیمت نسبی سرمایه برابر است با بازدهی مورد انتظاری که در دوره‌ی بعد دریافت می‌گردد.

4-2- بخش بنگاه

در چارچوب اقتصاد باز به‌طور کلی سه دسته از بنگاه‌ها فعالیت می‌کنند؛ بنگاه‌های داخلی، وارداتی و صادراتی. بنگاه‌های داخلی خود به دو دسته تولیدکنندگان نهایی و تولیدکنندگان واسطه‌ای تقسیم می‌شوند. تولیدکنندگان واسطه‌ای یک کالای متمایز را با استفاده از نهاده‌های سرمایه و نیروی کار تولید می‌کنند و آن را به تولیدکننده‌ی کالای نهایی که یک طیف پیوسته‌ای از کالاهای واسطه‌ای را در تولید خود استفاده می‌کند، می‌فروشد. بنگاه‌های وارداتی یک کالای همگن را از بازار خارج خریداری می‌کند، سپس آن را به یک کالای وارداتی متمایز تبدیل می‌کنند و آنها را به خانوارهای داخلی می‌فروشد. بنگاه‌های صادراتی کالای نهایی داخلی را خریداری می‌کنند و با برندسازی آن را متمایز می‌کنند؛ لذا بنگاه صادراتی عرضه‌کننده‌ی انحصاری محصول خودش در بازار جهانی است.

در مدل طراحی‌شده، بخش بنگاه در سه سطح بنگاه‌های داخلی، بنگاه‌های صادراتی و وارداتی مدل‌سازی می‌گردد.

4-2-1- بنگاه‌های داخلی

بنگاه‌های داخلی شامل دو دسته می‌باشند. یک دسته از بنگاه‌ها برای تولید کالاهای واسطه‌ای نیروی کار را خریداری و سرمایه را اجاره می‌کنند و آن را به تولید کننده‌ی کالای نهایی می‌فروشند. یک طیف پیوسته از تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای وجود دارد که هر یک عرضه‌کننده‌ی انحصاری کالای خودشان هستند و در بازار نهاده‌ها رقابتی هستند. دسته‌ی دوم از بنگاه‌ها تولیدات واسطه‌ای را به یک کالای نهایی همگن تبدیل می‌کنند که این محصولات برای مصرف و سرمایه‌گذاری توسط خانوارها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

4-2-1-1- تولیدکنندگان نهایی

فرض می‌گردد که، کالای نهایی با استفاده از تکنولوژی زیر تولید می‌شود:

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t^j)^{\frac{1}{1+\lambda_t^p}} dj\right]^{1+\lambda_t^p} \quad (21)$$

که در آن Y_t^j تولید بنگاه jام و Y_t کل تولید است. مارک آپ ناخالص $(1+\lambda_t^p)$ برابر با $(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1})$ می‌باشد، به‌نحوی‌که εکشش قیمتی تقاضا برای کالای jام می‌باشد. همچنین فرض شود که ε متغیر و برابر با $\varepsilon_t = \frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}$ می‌باشد. همچنین λ_t^p مارک آپ قیمت متغیر در طول زمان می‌باشد.

$$\log \lambda_t^p = log\bar{\lambda}^p + u_t^p \ , \ u_t^p \sim N(0, \sigma_{\lambda^p}^2) \quad (22)$$

که در آن، $\bar{\lambda}^p$ مقدار باثبات[22] λ_t^p می‌باشد. این معادله به‌عنوان شوک فشار هزینه برای معادله‌ی تورم شناخته می‌شود. همچنین شروط حداقل سازی هزینه در بخش کالاهای نهایی به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y_t^i = \left(\frac{P_t^j}{P_t^D}\right)^{\frac{-1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} Y_t \quad (23)$$

$$P_t^D = \left[\int_0^1 \left(P_t^j\right)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} dj\right]^{-\lambda_t^p} \quad (24)$$

[22] Steady State

که در آن، P_t^j قیمت کالای واسطه‌ای j ام و P_t^D شاخص قیمت داخلی می‌باشد.

4-2-1-2- تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای

بنگاه‌های تولیدکننده‌ی کالای واسطه‌ای در بازار نهادها به صورت رقابتی فعالیت می‌کنند. آنها نیروی کار را از خانوارها کرایه نموده و حقوق W_t را به آنها پرداخت می‌کنند. همچنین سرمایه را اجاره می‌کنند و عایدی R_t^K را پرداخت می‌کنند. بنگاه jام، Y_t^jرا بر اساس تابع تولید کاب- داگلاس زیر تولید می‌کند:

$$Y_t^j = A_t\left(K_{t-1}^j\right)^{\alpha}\left(L_t^j\right)^{1-\alpha} - \phi \quad (25)$$

$$\log A_t = P_a \log A_{t-1} + U_t^a, u_t^a : N(0, \sigma_A^2) \quad (26)$$

که در آن، ϕ هزینه‌ی ثابت بنگاه می‌باشد که تضمین کننده‌ی سود صفر در شرایط باثبات می‌باشد. معادله‌ی (26)، فرآیند شوک تکنولوژی مانا را نشان می‌دهد. بنگاه‌های واسطه‌ای هزینه‌ی خود را با توجه به قید تابع تولید حداقل می‌کنند. مسأله‌ی پیش روی بنگاه‌های واسطه‌ای به صورت زیر است:

$$Min(\frac{W_t}{P_t^D})L_t^j + R_t^K K_{t-1}^j \quad (27)$$

$$(L_t^j, K_{t-1}^j)$$

که نسبت به قید (25) دارای تابع لاگرانژی به فرم زیر خواهد بود:

$$Minl_t = \left(\frac{W_t}{P_t^D}\right)L_t^j + R_t^k K_{t-1}^j + \xi_t\left[Y_t^j - A_t\left(K_{t-1}^j\right)^{\alpha}\left(L_t^j\right)^{1-\alpha}\right] \quad (28)$$

شرایط مرتبه‌ی اول برای مسأله‌ی فوق به صورت زیر است:

$$\frac{\partial l_t}{\partial K_{t-1}^j} = 0 \Longrightarrow R_t^K - \xi_t A_t \alpha (K_{t-1}^j)^{\alpha-1}(L_t^j)^{1-\alpha} = 0 \quad (29)$$

$$\frac{\partial l_t}{\partial L_t^j} = 0 \Longrightarrow \frac{W_t}{P_t^D} - \xi_t A_t (1-\alpha)(K_{t-1}^j)^{\alpha}(L_t^j)^{-\alpha} = 0 \quad (30)$$

ضریب لاگرانژ ξ_t بیانگر هزینه‌ی نهایی واقعی است. ترکیب و ساده‌سازی معادلات (29) و (30)، رابطه‌ی زیر را به‌دست می‌دهد:

$$\frac{L_t^j}{K_{t-1}^j} = \left(\frac{W_t}{P_t^D}\right)^{-1} R_t^k \frac{1-\alpha}{\alpha} \quad (31)$$

با جایگذاری (31) در (29) معادله‌ی هزینه‌ی نهایی تولید به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$MC_t = \frac{1}{A_t}\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\left(\frac{W_t}{P_t^D}\right)^{1-\alpha}\left(R_t^k\right)^{\alpha} \quad (32)$$

نکته‌ی قابل توجه آن است که، تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای با مسأله‌ی دیگری نیز روبرو هستند. در هر دوره تنها بخشی از آنها یعنی معادل با $(1-\theta)$ از بنگاه‌ها می‌توانند به صورت بهینه قیمت‌هایشان را تعدیل کنند و فرآیند قیمت‌گذاری را انجام دهند (کالو 1983). برای بنگاه‌هایی که نمی‌توانند بهینه یابی کنند، قیمت‌ها با تورم دوره‌ی قبل شاخص بندی[23] می‌شود:

$$P_{t+1}^D = (\pi_t^D)^{\tau_\pi} P_t^D \quad (33)$$

که τ_πپارامتری است که درجه‌ی شاخص‌بندی قیمت را مشخص می‌کند. بدین ترتیب، مسأله‌ی حداکثرسازی سود تنزیل شده انتظاری بنگاه به صورت زیر می‌باشد:

$$\mathrm{Max} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t}\left\{\left[\prod_{s=1}^{i}(\pi_{t+s-1}^D)^{\tau_\pi}\frac{P_t^j}{P_{t+j}^D} - MC_{t+j}\right]Y_{t+j}^j\right\} \quad (34)$$

$\{P_t^j\}$

که با توجه به تابع تقاضای کالای واسطه‌ای به وسیله‌ی تولیدکنندگان نهایی حداکثر می‌شود:

$$\mathrm{Y_{t+j}^j} = \left[\prod_{s=1}^{i}(\pi_{t+s-1}^D)^{\tau_\pi}\frac{P_t^j}{P_{t+j}^D}\right]^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} Y_{t+j} \quad (35)$$

شرط مرتبه‌ی اول برای قیمت بهینه P_t^* به صورت زیر است.[24]

[23] Indexation

[24] از آنجائی که همه‌ی بنگاه‌ها با شوک تکنولوژی یکسانی روبرو هستند و نسبت سرمایه به تولید بهینه برای همه‌ی تولیدکنندگان واسطه‌ای مشابه است، قیمت بهینه P_t^* برای همه‌ی بنگاه‌ها یکسان است. حل معادله‌ی فوق برای P_t^* و با فرض اینکه قیمت‌ها انعطاف‌پذیر است $(\theta = 0)$، نتیجه‌ای مطابق با رقابت انحصاری استاندارد به‌دست می‌آید که در آن همه‌ی بنگاه‌ها قیمت‌هایشان را مساوی با مارک آپی بر روی هزینه‌ی نهایی اسمی تنظیم می‌کنند. $P_t^* = (1+\lambda_t^p)MC_t$

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty}(\beta\theta)^i \lambda_{t+i} \left\{ \left[\left(\left(-\frac{1}{\lambda_t^p}\right) \prod_{s=1}^{i} \left(\frac{\pi_{t+s-1}^D}{\pi_{t+s}^D}\right)^{\tau_\pi} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} \frac{P_t^*}{P_t^D} + \right.\right.$$

$$\left.\left. \left(\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}\right) \left[\prod_{s=1}^{i} \left(\frac{\pi_{t+s-1}^D}{\pi_{t+s}^D}\right)^{\tau_\pi} \right]^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} MC_{t+i} \right] Y_{t+i}^j \right\} = 0 \qquad (36)$$

با فرض بر اینکه در هر دوره‌ی زمانی بخشی از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌های خود را به صورت بهینه تنظیم کنند و بقیه‌ی قیمت‌های خود را با استفاده از نرخ تورم گذشته شاخص بندی می‌کنند، شاخص قیمت کل مطابق با متوسط وزنی زیر است:

$$P_t^D = \left[\int_0^{\theta} [P_{t-1}^D (\pi_{t-1}^D)^{\tau_\pi}]^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} + \int_0^1 (P_t^*)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} \right]^{-\lambda_t^p} \qquad (37)$$

$$(P_t^D)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} = \theta [P_{t-1}^D (\pi_{t-1}^D)^{\tau_\pi}]^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} + (1-\theta)(P_t^*)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} \qquad (38)$$

ترکیب معادلات (37)، (38) با (36) منحنی فیلیپس هیبری کینزین‌های جدید[25] را به‌دست می‌دهد. صورت لگاریتم خطی سازی شده[26] این منحنی به صورت زیر است:

$$\hat{\pi}_t^D = \frac{\beta}{1+\beta\tau_\pi} E_t \hat{\pi}_{t+1}^D + \frac{\tau_\pi}{1+\beta\tau_\pi} \hat{\pi}_{t-1}^D + \frac{1}{1+\beta\tau_\pi} \frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)}{\theta\theta} (\widehat{mc}_t + \hat{u}_t^p) \qquad (39)$$

توجه شود که، اگر قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر باشند ($\theta = 0$) و مارک آپ قیمت صفر باشد، معادله‌ی فوق به معادله‌ای که در آن هزینه‌ی نهایی واقعی مساوی با یک است، تبدیل می‌شود.

4-2-2- واردکنندگان و صادرکنندگان

بخش واردات و صادرات به تبعیت از مطالعه‌ی آدولفسون و همکاران[27] (2007) تبیین شده است. بخش واردات شامل تعداد زیادی بنگاه می‌باشد که کالای همگن

[25] Hybrid New Keynesian Phillips Curve
[26] Log-Linearization
[27] Adolfson and et.al.

را از خارج خریداری می‌کنند و در عوض آن را تبدیل به کالاهای متمایز می‌کنند (این کار با استفاده از برندسازی انجام می‌شود). این کالاهای متمایز سپس به خانوارهای داخلی و با توجه به مسأله‌ی چسبندگی پول ملی[28] فروخته می‌شود. بنگاه‌ها کالاهای همگن را در قیمت PR_t^* خریداری می‌کنند (CPI خارجی). چارچوبی که در اینجا برای بنگاه‌های وارداتی در نظر می‌گیریم با چارچوب بنگاه‌های واسطه‌ای در مورد تنظیم قیمت یکسان است. بخشی از واردکنندگان $(1-\theta_F)$ می‌توانند در هر دوره بهینه یابی کنند. برای آن دسته از بنگاه‌هایی که نمی‌توانند بهینه یابی کنند قیمت به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$P_{t+1}^F = (\pi_t^F)^{\tau_F} P_t^F \quad (40)$$

که در آن، τ_F درجه‌ی شاخص بندی قیمت کالاهای وارداتی می‌باشد. شاخص قیمت کالاهای وارداتی به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t^F = \left[\int_0^1 \left(P_t^{j,F}\right)^{-\frac{1}{\lambda_t^F}} dj\right]^{-\lambda_t^F} \quad (41)$$

و معادله‌ی مارک آپ قیمت کالاهای وارداتی به صورت زیر می‌باشد:

$$\log \lambda_t^F = \log \bar{\lambda}^F + u_t^F,\ u_t^F : N(o, \sigma_F^2) \quad (42)$$

کالاهای وارد شده (IMP_t^F) ترکیبی پیوسته از j کالای وارداتی متمایز می‌باشد که هر یک به وسیله‌ی بنگاهی متمایز و با قیمت $P_t^{j,F}$ عرضه می‌شود و از یک تابع CES به صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$IMP_t^F = \left[\int_0^1 \left(IMP_t^{j,F}\right)^{\frac{1}{1+\lambda_t^F}} dj\right]^{1+\lambda_t^F} \quad (43)$$

این معادله دلالت بر این دارد که تقاضا برای کالاهای وارد شده به صورت زیر است:

$$IMP_t^{j,F} = \left(\frac{P_t^{j,F}}{P_t^F}\right)^{-\frac{1+\lambda_t^F}{\lambda_t^F}} IMP_t^F \quad (44)$$

مشابه با تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌های واردکننده سود خود

[28] Local currency

را با توجه به محدودیت چسبندگی قیمت کالو (1983) حداکثر می‌کنند.[29] جهت خلاصه‌سازی به مسأله‌ی قیمت‌گذاری بهینه‌ی بنگاه‌های واردکننده پرداخته نمی‌شود. در نهایت فرم لگاریتم خطی سازی شده‌ی منحنی فیلیپس تورم کالاهای وارداتی از ترکیب شاخص قیمت کل کالاهای وارداتی و شرط مرتبه‌ی اول به‌دست آمده از مسأله‌ی حداکثر سازی سود بنگاه‌های وارداتی به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t^F = \frac{\beta}{1+\beta\tau_F} E_t\hat{\pi}_{t+1}^F + \frac{\tau_F}{1+\beta\tau_F}\hat{\pi}_{t-1}^F + \frac{1}{1+\beta\tau_F}\frac{(1-\theta_F\beta)(1-\theta_F)}{\theta_F}(\widehat{mc}_t^F + \hat{u}_t^F) \qquad (45)$$

که در آن $\hat{\pi}_t^F$ تورم ناشی از قیمت کالاهای وارداتی در دوره‌ی t اماست.

در یک چارچوب مشابه با فرض آنکه θ_x ضریب چسبندگی قیمت کالاهای صادراتی و τ_X درجه‌ی شاخص بندی قیمت کالاهای صادراتی باشد، مشابه با بخش وارداتی، منحنی فیلیپس تورم کالاهای صادراتی دارای فرم لگاریتم خطی سازی شده به صورت زیر خواهد بود:[30]

---

[29] بنگاه‌های وارداتی جریان سود تنزیل شده خود را نسبت به تابع تقاضای کالای وارداتی حداکثر می‌کنند:

$$MaxE_t\sum_{i=0}^{\infty}(bq_F)^i\frac{l_{t+i}}{l_t}\{[\prod_{s=1}^{i}(p_{t+s-1}^F)^{t_F}\frac{P_t^{j,F}}{P_{t+i}^F} - MC_{t+i}^F]IMP_{t+i}^{j,F}\}$$

$$\{P_t^j\}$$

$$s.t$$

$$IMP_{t+i}^{j,F} = [\prod_{s=1}^{i}(p_{t+s-1}^F)^{t_F}\frac{P_t^{j,F}}{P_{t+i}^F}]^{-\frac{1+l_t^F}{l_t^F}} IMP_{t+i}^F$$

[30] بنگاه‌های صادراتی سود خود را با توجه به محدودیت چسبندگی قیمت کالو (1983) حداکثر می‌کنند. برای این منظور بنگاه‌های صادراتی جریان سود تنزیل شده خود را نسبت به تابع تقاضای کالای صادراتی حداکثر می‌کنند:

$$MaxE_t\sum_{i=0}^{\infty}(bq_X)^i\frac{l_{t+i}}{l_t}\{[\prod_{s=1}^{i}(p_{t+s-1}^X)^{t_X}\frac{P_t^{j,X}}{P_{t+i}^X} - MC_{t+i}^X]EXP_{t+i}^{j,X}\}$$

$$\{P_t^j\}$$

$$s.t$$

$$EXP_{t+i}^{j,X} = [\prod_{s=1}^{i}(p_{t+s-1}^X)^{t_X}\frac{P_t^{j,X}}{P_{t+i}^X}]^{-\frac{1+l_t^X}{l_t^X}} EXP_{t+i}^X$$

که در آن تابع صادرات EXP_t^X مطابق با معادله‌ی (47) می‌باشد.

$$\hat{\pi}_t^X = \frac{\beta}{1+\beta\tau_X} E_t\hat{\pi}_{t+1}^X + \frac{\tau_X}{1+\beta\tau_X}\hat{\pi}_{t-1}^X + \frac{1}{1+\beta\tau_X}\frac{(1-\theta_X\beta)(1-\theta_X)}{\theta_X}(\widehat{mc}_t^X + \hat{u}_t^X) \quad (46)$$

ضمن آنکه، با فرض پیروی صادرات از یک تابع *CES*، تقاضای خارجی برای کالاهای داخلی به صورت زیر می‌باشد:

$$EXP_t^X = \left(\frac{P_t^X}{PR_t^*}\right)^{-\eta^*} Y_t^* \quad (47)$$

که در آن، P_t^X شاخص قیمت کالاهای صادراتی، PR_t^* شاخص قیمت مصرف کننده برای مصرف کننده‌ی کشورهای خارجی، η^* کشش جانشینی بین کالاهای صادرات داخلی و خارجی و Y_t^* کل صادرات خارجی می‌باشد.

4-3- دولت و بانک مرکزی

فرض می‌شود که مخارج دولتی (G_t) تابعی کاب داگلاس از درآمدهای نفتی (OR_t)، مالیات‌ها (T_t) و شوک مخارج دولت (ε_t^g) باشد:

$$G_t = \mathrm{f}(OR_t, T_t) = OR_t^v \times T_t^{1-v} \times e^{\varepsilon_t^g} \quad (48)$$

که در آن، v کشش درآمدهای نفتی و ε_t^g شوک مخارج دولت است.

بر اساس خان و ناجام (1993)[31] در کشورهای صادرکننده‌ی نفت هزینه‌های دولتی عمدتاً بر اساس نفت تنظیم می‌شود. اگر درآمدهای نفتی افزایش پیدا کند، هزینه‌های دولتی در طول زمان خودشان را مطابق با درآمدهای نفتی تعدیل می‌کند.

با توجه به اینکه با افزایش درآمد ملی، پایه‌های مالیاتی و به تبع آن مالیات افزایش پیدا می‌کند. لذا مالیات را به صورت تابعی از درآمدهای ملی در نظر می‌گیریم، به‌طوری که از یک قاعده به صورت زیر پیروی می‌کند:

$$\log T_t = \rho_T \log Y_T + \varepsilon_t^T \,, \varepsilon_t^T : N(o, \sigma_T^2) \quad (49)$$

با توجه به اینکه قیمت نفت به صورت برون‌زا تعیین می‌شود، لذا صادرات ناشی از نفت بر حسب ریال به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$Eoil_t = re_t \times P_t^o \times Y_t^o \quad (50)$$

[31] Khan, Ashfaque H., and Najam-us-Saqib, 1993.

که در آن P_t^o قیمت نفت، Y_t^o تولید نفت و re_t نرخ ارز واقعی است. همچنین قیمت نفت و تولید نفت از یک فرآیند *AR(1)* به صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$\log P_t^o = \rho_{po} \log P_{t-1}^o + \varepsilon_t^{po} , \varepsilon_t^{po} : N(o, \sigma_{po}^2) \quad (51)$$

$$\log Y_t^o = \rho_{YO} \log Y_{t-1}^o + \varepsilon_t^{YO} , \varepsilon_t^{YO} : N(O, \sigma_{YO}^2) \quad (52)$$

از طرفی فرض می‌شود که درآمدهای نفتی (OR) معادل ضریب ρ_{OR} از صادرات نفتی می‌باشد که ضریب فوق در واقع مشخص کننده‌ی این موضوع است که چند درصد از درآمدهای نفتی از صادرات نفتی به‌دست می‌آید و چند درصد به حساب ذخیره‌ی ارزی منتقل می‌شود.

از طرفی قید بودجه‌ی اسمی دولت به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\Delta B_t^{m,n} + \Delta B_t^n = G_t^n + i_{t-1} B_{t-1}^n - T_t^n \quad (53)$$

که در آن، $\Delta B_t^{m,n}$ تغییرات اوراق مشارکت اسمی دولت است که به‌وسیله‌ی بانک مرکزی نگهداری می‌شود و ΔB_t^n بیانگر تغییرات اوراق مشارکت نگهداری شده به‌وسیله مردم است. از طرف دیگر، ترازپرداخت‌های بانک مرکزی به صورت زیر است:

$$\Delta M_t^{c,n} + \Delta RB_t^n = e_t \Delta Z_t^n + \Delta B_t^{m,n} \quad (54)$$

که در آن، $\Delta M_t^{c,n}$ تغییرات اسمی پول، ΔRB_t^n تغییرات اسمی منابع بانک‌ها، e_t نرخ ارز اسمی، ΔZ_t^n تغییرات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به صورت اسمی و $\Delta B_t^{m,n}$ تغییرات اوراق مشارکت اسمی دولت که به‌وسیله‌ی بانک مرکزی نگهداری می‌شود، می‌باشند. در معادله‌ی (54)، $\Delta M_t^{c,n} + \Delta RB_t^n$ همان تغییرات پایه‌ی پولی یا پول پرقدرت است که با نماد ΔM_t^n نشان داده می‌شود، لذا:

$$M_t^n = M_t^{c,n} + RB_t^n \quad (55)$$

ترکیب معادلات (53)، (54) و (55) حساب تلفیقی دولت و بانک مرکزی را به صورت زیر به‌دست می‌دهد:

$$M_t^n - e_t Z_t^n + B_t^n = M_{t-1}^n - e_t Z_{t-1}^n + G_t^n + R_{t-1}^n B_{t-1}^n - T_t^n \quad (56)$$

با تقسیم دو طرف معادله‌ی (56) بر شاخص *CPI*، معادله‌ی مربوط به حساب تلفیقی دولت و بانک مرکزی به صورت واقعی به‌دست می‌آید:

$$M_t - re_t Z_t + B_t = \frac{M_{t-1}}{\pi_t^c} - re_t Z_{t-1} + G_t + R_{t-1}^n \frac{B_{t-1}}{\pi_t^c} - T_t \quad (57)$$

که در آن، re_t نرخ ارز واقعی است و از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$re_t = \frac{e_t PR_t^*}{P_t^c} \quad (58)$$

ضمن آنکه، مقادیر اوراق مشارکت واقعی و منابع خارجی واقعی نگهداری شده توسط بانک مرکزی از روابط زیر تبعیت می‌کنند:

$$\log(B_t) = b_1 \log(re_t \times Z_t) + b_2 \log(\pi_t^c) + b_3 \log(Y_{t-1}) + b_4 \log(B_{t-1}) + \varepsilon_t^b \, , \varepsilon_t^b : N(o, \sigma_B^2) \quad (59)$$

$$\log(re_t \times Z_t) = Z_1 \log(re_{t-1} \times Z_{t-1}) + Z_2 \log(re_t) + Z_3 \log \pi_t^c + Z_4 \log(P_t^o \times Y_t^o) \quad (60)$$

معادلات بالا نشان‌دهنده‌ی توابع عکس‌العمل بانک مرکزی می‌باشند که به عنوان قاعده‌های پولی در اقتصاد استفاده می‌شود. بدین مفهوم که واکنش بانک مرکزی را از کانال اوراق مشارکت و ذخایر خارجی بانک مرکزی در مقابل شوک‌های نفتی به نمایش می‌گذارد. به عبارت دیگر ضرایب متغیرهای معادلات فوق پارامترهای سیاستی بوده که می‌توان با تعیین آنها عکس‌العمل بانک مرکزی را در نظام‌های مختلف ارزی، قواعد مختلف هدف‌گذاری تورم و تغییر درآمدهای ناشی از صادرات نفت مورد بررسی قرار داد.

4-3- بخش خارجی

فرض‌می‌شود که تولید (Y_t^*) و تورم (π_t^*) بخش خارجی برای سادگی از فرآیندهای زیر تبعیت نمایند:

$$\log Y_t^* = \rho_{Y^*} \log Y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{Y^*} \, , \varepsilon_t^{Y^*} : N(o, \sigma_{Y^*}^2) \quad (61)$$

$$\log \pi_t^* = \rho_{\pi^*} \log \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \, , \, \varepsilon_t^{\pi^*} : N(o, \sigma_{\pi^*}^2) \quad (62)$$

که در آن، $\varepsilon_t^{Y^*}$ و $\varepsilon_t^{\pi^*}$ به ترتیب شوک تولید و تورم بخش خارجی هستند.

4-4- شرط تسویه‌ی بازارها

یکی از ویژگی‌های بارز مدل‌های *DSGE*، تسویه‌ی کامل بازارهاست. در این مقاله، تسویه بازارها در قالب شرط‌های برقراری اتحاد درآمد ملی در رابطه‌ی (63 و 64) و تراز حساب پرداخت‌ها در رابطه‌ی (65) به صورت زیر بیان شده است:

$$GDP_t = C_t^D + C_t^F + I_t^D + I_t^F + G_t + EXP_t^X - IMP_t + Eoil_t \,, IMP_t = C_t^F + I_t^F \quad (63)$$

$$GDP_t = Y_t + Eoil_t \quad (64)$$

$$re_t \Delta Z_t = Eoil_t + re_t EXP_t^X - IMP_t \quad (65)$$

لازم به ذکر است که مجموعه پارامترهای ساختاری و سیاستی مدل را در قالب مجموعه‌ی زیر می‌توان بیان نمود.[32]

$$A = \{\sigma_c, \sigma_L, \sigma_M, \alpha_c, \alpha_I, \delta, \beta, \kappa_M, \xi^A, \bar{\lambda}^p, \bar{\lambda}^F, \bar{\lambda}^X, \bar{\varepsilon}, \alpha, \tau_p, \tau_F, \tau_{X,} v, \rho_T, \rho_{po}, \rho_{YO} \eta^{F,I}, \eta^{F,C} \rho_{YO}, \rho_\alpha, \rho_{Y^*}, \rho_{p^*}, \eta^*, \eta_c, \eta_I, \theta, \theta_F, \theta_X, b_1, b_2, b_3, b_4, z_1, z_2, z_3, z_4\} \quad (66)$$

5- نتایج

به‌منظور تحلیل تجربی مدل، مجموعه پارامترهای تصریح‌شده در رابطه‌ی (65) را کالیبره و برآورد می‌نماییم. نتایج در جدول شماره‌ی (1) ارائه شده است. در این جدول مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل به همراه منبع مورد استفاده آورده شده است. همچنان که در جدول (1) مشاهده می‌گردد، مقادیر کالیبره شده برخی از پارامترها را از مطالعات گذشته اخذ شده است و مقادیر دیگر پارامترها از محاسبات اقتصادسنجی صورت گرفته بر روی داده‌های حقیقی از اقتصاد ایران حاصل شده‌اند. در جدول (1)، سهم واردات در مصرف و سرمایه‌گذاری و کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی از برآورد تابع *CES* تصریح شده در روابط (7) و (10) با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره‌ی زمانی 1357 تا 1382 به‌دست آمده‌اند. کشش درآمدهای نفتی از برآورد تابع مخارج کاپ داگلاس مخارج دولت با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره‌ی زمانی 1344 تا 1389 برآورد شده است. ضرایب خودرگرسیونی معادلات مربوط به قیمت، تولید و صادرات نفت از

[32] خوانندگان مقاله می‌توانند محاسبات مربوط به لگاریتم خطی سازی معادلات و محاسبه‌ی تعادل بلندمدت متغیرها را از نویسندگان درخواست کنند.

برآورد یک مدل خودرگرسیونی سری زمانی بر روی داده‌های قیمت، تولید و صادرات نفت طی دوره‌ی زمانی 1352 تا 1389 به‌دست آمده‌اند. همچنین ضرایب مربوط به معادلات اوراق مشارکت واقعی بانک مرکزی در معادله‌ی (59) و ضرایب معادله‌ی دارایی‌های خارجی واقعی بانک مرکزی در معادله‌ی (60) از برآورد رگرسیونی برای داده‌های سری زمانی طی دوره‌ی زمانی 1355 تا 1388به‌دست آمده است. شایان ذکر است که، کلیه‌ی داده‌های سری زمانی مورد نیاز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی اخذ شده است.

جدول 1: کالیبراسیون و برآورد پارامترهای مدل

نام پارامتر	توضیحات	مقدار کالیبره شده	منبع
β	فاکتور تنزیل	0/96	توکلیان (1391)
δ	نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت	0/042	شاهمرادی و ابراهیمی (1389)
σ_c	معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	1/571	توکلیان (1391)
σ_L	معکوس کشش عرضه نیروی کار	2/17	طائی (1385)، توکلیان (1391)
σ_M	معکوس کشش تراز پرداخت‌های نقدی	2/39	توکلیان (1391)
α_c	سهم واردات در مصرف کل	0/11	محاسبات تحقیق
α_I	سهم وارداتدر سرمایه گذاری	0/35	محاسبات تحقیق
α	سهم سرمایه از تولید	0/42	توکلیان (1391)
κ^M	ضریب ترجیح مانده پولی	0/2	شاه حسینی و بهرامی (1391)
$\xi^A = \frac{1}{\kappa^A}$	پارامتر هزینه تعدیل	1/1	فرانسیسکو و لوئیس[33] (2002) برای کشور ونزوئلا
θ	ضریب چسبندگی قیمت تولیدکنندگان داخلی	0/5	توکلیان (1391)
θ_F	ضریب چسبندگی قیمت کالاهای وارداتی	0/5	گلاین و کولیکوف (2009)
θ_X	ضریب چسبندگی قیمت کالاهای صادراتی	0/5	گلاین و کولیکوف (2009)
v	کشش درآمدهای نفتی	0/74	محاسبات تحقیق
η^*	کشش جانشینی بین کالاهای صادرات داخلی و خارجی	7/24	خیابانی (1387)
τ_p	درجه بندی شاخص قیمت کالاهای داخلی	0/715	توکلیان (1391)
τ_F	درجه بندی شاخص قیمت کالاهای وارداتی	0/5	گلاین و کولیکوف[34] (2009)
τ_X	درجه بندی شاخص قیمت کالاهای صادراتی	0/5	گلاین و کولیکوف (2009)
$\bar{\lambda}^p$	مقدار باثبات مارک آپ قیمت داخلی	1/3 (30 درصد)	متوسلی و همکاران (1389)
$\bar{\varepsilon}$	کشش جانشینی بین کالاهای مختلف داخلی	4/33	متوسلی و همکاران (1389)
$\bar{\lambda}^F$	مقدار باثباتمارک آپ قیمت کالاهای وارداتی	1/25	گلاین و کولیکوف (2009)
$\bar{\lambda}^X$	مقدارباثبات مارک آپ قیمت کالاهای صادراتی	1/25	گلاین و کولیکوف (2009)
η_c	کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخل و وارداتی	1/56	محاسبات تحقیق
$\eta^{F,C}$	کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی وارداتی	3	گلاین و کولیکوف (2009)
$\eta^{F,I}$	کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی	3	گلاین و کولیکوف (2009)

[33] *Francisco J. S. and Luis A. Puch.*
[34] Gelain, P. and Kulikov, D.

η_I	کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی	1/5	آدولفسون و همکاران[35] (2007)
ρ_T	ضریب درآمد در معادله مالیات	0/59	محاسبات تحقیق
ρ_{po}	ضریب AR(1) معادله قیمت نفت	0/8	محاسبات تحقیق
ρ_{YO}	ضریب AR(1)معادله تولید نفت	0/7	محاسبات تحقیق
ρ_{po}	سهم درآمدهای نفتی از صادرات نفتی	1	انتخابی
ρ_{Y^*}	ضریب AR(1)معادله تولید خارجی	0/8	انتخابی
ρ_{p^*}	ضریب AR(1)معادله تورم خارجی	0/8	انتخابی
ρ_α	ضریب AR(1) فرآیند تکنولوژی	0/72	مشیری و همکاران (1390)
b_1	ضریب معادله اوراق مشارکتواقعی بانک مرکزی	0/06	محاسبات تحقیق
b_2	ضریب معادله اوراق مشارکتواقعی بانک مرکزی	0/53	محاسبات تحقیق
b_3	ضریب معادله اوراق مشارکتواقعی بانک مرکزی	0/18	محاسبات تحقیق
b_4	ضریب معادله اوراق مشارکتواقعی بانک مرکزی	0/97	محاسبات تحقیق
z_1	ضریب معادله دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	0/90	محاسبات تحقیق
z_2	ضریب معادله دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	0/27	محاسبات تحقیق
z_3	ضریب معادله دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	0/82	محاسبات تحقیق
z_4	ضریب معادله دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	0/09	محاسبات تحقیق

منبع: مطالعات پیشین تجربی و محاسبات تحقیق

حال به منظور شبیه‌سازی و تحلیل دینامیک مدل، معادلات مدل طراحی شده حول مقادیر تعادلی بلندمدت، لگاریتم خطی‌سازی می‌شوند. مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها بر پایه‌ی معادلات مربوط به هرکدام محاسبه شده است، که به دلیل حجم بالای سیستم معادلات خطی سازی شده و معادلات مربوط به محاسبه‌ی مقادیر تعادلی بلندمدت از گزارش آن خودداری شده است. پس از خطی سازی معادلات، مدل خطی سازی شده را با توجه به مقادیر کالیبره شده پارامترها و مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها که متناسب با اقتصاد ایران محاسبه شده‌اند، شبیه سازی شده است. فرآیند شبیه سازی به معنای پروسه تولید داده برای متغیرهای درون‌زای مدل است.

فرآیند شبیه سازی روند متغیرهای تحقیق با استفاده از نرم افزار داینار[36] تحت محیط برنامه نویسی *MATLAB*، برای یک دوره‌ی زمانی متناسب با داده‌های واقعی از اقتصاد ایران صورت گرفته است. داده‌های واقعی شامل سری‌های زمانی فصلی متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم، تشکیل سرمایه‌های ثابت، موجودی سرمایه، مصرف کل داخلی، مخارج دولت، درآمدهای نفتی دولت، درآمدهای

[35] Adolfson, M. and Laseen, S. and Linde, J. and Villani, M.
[36] Dynare

مالیاتی دولت و حجم پول طی دوره‌ی زمانی 1369 تا 1389 می‌باشد[37]. از آنجا که مدل به صورت لگاریتمی، خطی سازی شده است، لذا متغیرها به شکل انحراف از تعادل بلندمدت در مدل گنجانده شده‌اند. لذا مدل طراحی شده، انحراف از تعادل بلندمدت متغیرها (شکاف متغیرها) را شبیه سازی می‌کند. از این رو، جهت مقایسه روند داده‌های واقعی با روندهای شبیه سازی شده، سری‌های زمانی لگاریتم متغیرهای واقعی به فرم انحراف از تعادل بلندمدت تبدیل شده است. برای این منظور از فیلتر هودریک پرسکات[38] استفاده خواهد شد. پس از مهیا نمودن شکاف لگاریتم سری‌های زمانی متغیرهای واقعی، قدرت مدل شبیه سازی شده مورد سنجش قرار خواهد گرفت. این گشتاورها شامل میانگین سری‌های زمانی داده‌های واقعی و شبیه سازی شده، انحراف معیار این سری‌ها، همبستگی این سری‌ها و همچنین گشتاور هم حرکتی سری‌های زمانی واقعی و شبیه سازی شده با متغیر پایه شکاف تولید می‌باشد. نتایج مربوط به این گشتاورها در جدول 2 ارائه شده است.

جدول 2: گشتاورهای مقایسه‌ی روندهای واقعی و شبیه سازی شده

متغیر	میانگین سری زمانی		انحراف معیار سری زمانی		همبستگی	هم حرکتی با سری زمانی شکاف تولید	
	شبیه سازی	واقعی	شبیه سازی	واقعی	-	شبیه سازی	واقعی
تولید	0/9984	1/002	0/094	0/072	0/64	1	1
تورم	1/11	1/005	0/146	0/10	0/57	0/23	0/15
سرمایه گذاری	0/976	1/00	0/12	0/08	0/33	0/31	0/27
مصرف	1/03	1/00	0/075	0/032	0/58	0/69	0/96
موجودی سرمایه	1/23	1/002	0/10	0/06	0/57	0/48	0/42
حجم پول	1/13	1/001	0/067	0/05	0/52	0/27	0/34
مخارج دولت	1/008	1/02	0/32	0/19	0/34	0/22	0/17
درآمدهای نفتی	1/17	1/09	0/05	0/04	0/43	0/31	0/243
درآمدهای مالیاتی	1/16	1/02	0/26	0/18	0/61	0/178	0/12

منبع : محاسبات تحقیق

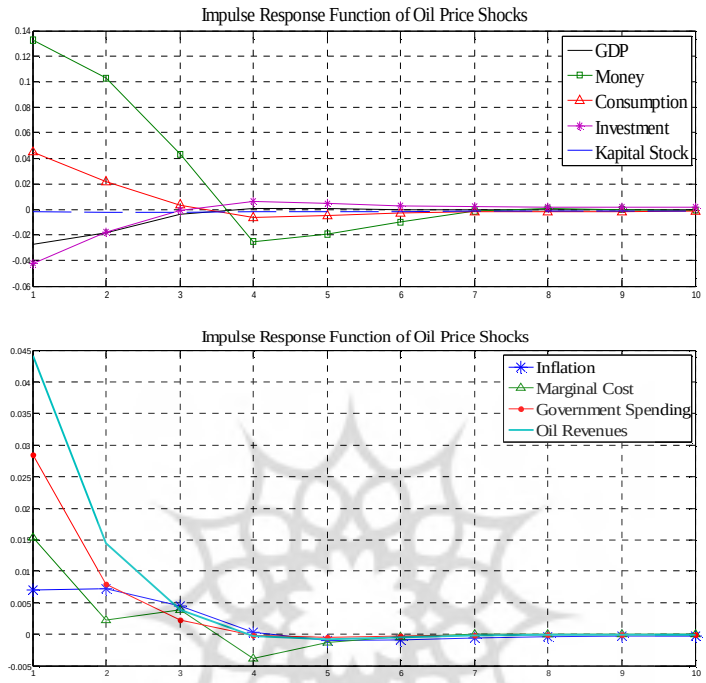
بر پایه‌ی مقادیر گشتاورهای مورد استفاده در جدول (2)، مدل طراحی شده از قدرت برازش و دقت بالایی برخوردار است و توانایی توضیح دهندگی اقتصاد

[37] این داده‌ها از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی اخذ شده‌اند.

[38] Hodrick-Prescott filter

ایران را دارد. لذا در ادامه به تحلیل توابع عکس‌العمل آنی مربوط به شوک‌ها پرداخته می‌شود. این توابع برای 10 دوره‌ی آتی ترسیم شده‌اند. محور افقی این توابع دوره‌های زمانی و محور عمودی بیانگر درصد انحراف متغیر از سطح ایستای بلندمدت است.

نمودار 1: توابع واکنش آنی به شوک قیمت نفت



منبع : محاسبات تحقیق

نمودار (1)، بیانگر توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای اصلی مدل به شوک قیمت نفت می‌باشد. همچنانکه در این نمودارها ملاحظه می‌گردد، شوک قیمت نفت باعث انحراف منفی تولید (Y)، سرمایه‌گذاری (I) و موجودی سرمایه (K) از سطح تعادلی بلندمدتشان می‌گردد که مؤید فرضیه‌ی نفرین منابع در اقتصاد ایران است. تعدیل اثر شوک قیمت نفت بر تولید و سرمایه‌گذاری حداکثر چهار دوره به طول می‌انجامد، در حالیکه تخلیه‌ی اثر منفی شوک قیمت نفت بر موجودی سرمایه بیش از پانزده دوره زمان لازم دارد. از طرفی دیگر، متغیرهای مصرف (C)، تورم

(INF)، هزینه‌ی نهایی (MC)، حجم پول (M) و مخارج دولت (G) به شوک قیمت نفت واکنش مثبت نشان می‌دهند و از سطح تعادلیشان انحراف مثبت پیدا می‌کنند. بدیهی است که شوک قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای ارزی دولت می‌گردد. دولت بانک مرکزی را ملزم به تأمین منابع ریالی بودجه می‌کند. بدین ترتیب حجم پول و مخارج دولت افزایش پیدا می‌کند.

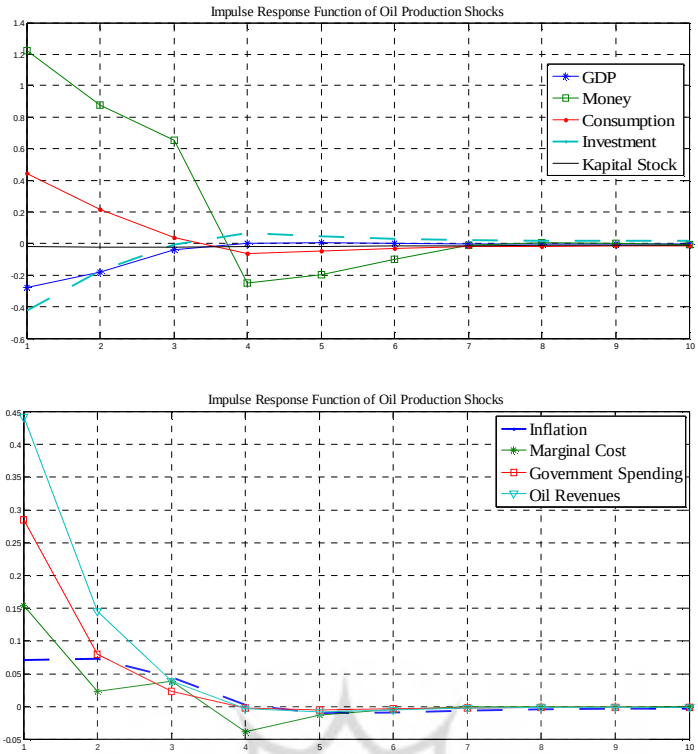
نمودار (2) توابع واکنش آنی متغیرهای عمده‌ی مدل تحقیق را نسبت به شوک تولید نفت را ارائه می‌نماید.

نمودار (2) نشان می‌دهد که اثر شوک تولید نفت بر متغیرهای مدل کاملاً مشابه با اثر شوک قیمت نفت است. به نحوی که، یک شوک تولید نفت سبب انحراف منفی تولید (Y)، سرمایه‌گذاری (I) و موجودی سرمایه (K) از سطح تعادلی بلندمدتشان می‌گردد و با گذشت چند دوره‌ی زمانی اثر شوک به صورت کامل تخلیه می‌گردد. در مقابل، بروز شوک تولید نفت سبب ایجاد انحراف مثبت مصرف (C)، تورم (INF)، حجم پول (M)، مخارج دولت (G) و هزینه‌ی نهایی تولید (MC) از سطح ایستای بلندمدتشان می‌گردد و با سپری شدن پنج دوره‌ی زمانی اثرشوک به صورت کامل تخلیه می‌گردد و متغیرهای مذکور به سطح تعادلی بلندمدتشان باز می‌گردند.

نتایج حاصل ضمن تأیید فرضیه‌ی نفرین منابع در اقتصاد ایران، نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی نقش کلیدی در شکل‌گیری سیاست‌های پولی و مالی و تورم بازی می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار 2: توابع واکنش آنی به شوک تولید نفت



منبع: نتایج تحقیق

6- خلاصه و نتیجه گیری

در این مطالعه با هدف بازنگری تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای عمده‌ی کلان اقتصادی اقتصاد ایران، از یک مدل *DSGE* اقتصاد باز استفاده شده است. برای این منظور، مدل در قالب شش بخش عمده‌ی اقتصادی و متناسب با ساختار اقتصاد ایران تصریح گردیده است. به ویژه کانال انتقال شوک‌های نفتی شناسایی و در مدل گنجانده شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی و تحلیل پویای مدل نشان داد که شوک‌های نفتی تولید، سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه را کاهش می‌دهند. از طرفی دیگر، شوک‌های مذکور مصرف، تورم، هزینه‌ی نهایی و مخارج دولت و حجم پول را افزایش می‌دهد. بر پایه‌ی این نتایج، فرضیه نفرین منابع برای اقتصاد ایران تأیید می‌گردد. نتایج حاصل شده همچنین بیانگر نقش مؤثر شوک‌های نفتی در شکل گیری انبساط مالی و پولی و تورم در ایران است.

نظارت مستمر بر موجودی حساب ذخیره‌ی ارزی و صندوق توسعه‌ی ملی، تدوین سازوکارهای در جهت کاهش سلطه‌ی دولت بر بانک مرکزی و حفظ اصالت بانک مرکزی در انجام دو وظیفه‌ی عمده این نهاد یعنی حفظ ارزش پول ملی و کنترل تورم، کاهش وابستگی دولت به درآمدهای نفتی و تأمین مالی طرح‌ها و پروژه‌های عمرانی از طریق ابزارهای مالی نظیر اوراق مشارکت و اوراق استصناع از جمله راهکارهای جلوگیری از پیامدهای سوء ناشی از شوک‌های نفتی است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

ارشدی، علی و موسوی، حبیب. (1393). بررسی تأثیر شوک‌های نفتی با تأکید بر اثرات نامتقارن آن بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های 1350-1387، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، 14(3): 179-200.

امامی، کریم و ادیب پور، مهدی. (1388). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، 3 (4): 1-26.

التجائی، ابراهیم و ارباب افضلی، محمد. (1391). اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای GARCH و SVAR. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، 7: 89-110.

توکلیان، حسین. (1391). بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. تحقیقات اقتصادی، 47 (100) : 1-22.

جعفری صمیمی، احمد، طهرانچیان، امیر منصور، ابراهیمی، ایلناز و بالونژاد نوری، روزبه. (1393). اثر تکانه‌های پولی و غیر پولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، 3(10): 1-32.

جهانی رائینی، پروانه، مرتضوی، امیر و مجاهدی، محمد مهدی. (1385). بررسی آثار درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران (به عنوان مورد مشابه بیماری هلندی)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، 14 (40) : 104-135.

خیابانی، ناصر. (1387). یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه برای ارزیابی افزایش قیمت تمامی حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران، مطالعات اقتصاد انرژی، 5(16): 1-34.

سامتی، مرتضی، خانزادی، آزاد و یزدانی، مهدی. (1388). اثرات درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعه موردی کشور ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری، 6 (4): 51-72.

شاه حسینی، سمیه و بهرامی، جاوید. (1391). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی، پژوهش‌های اقتصادی ایران، 17 (53) : 55-84.

شاهمرادی، اصغر، ابراهیمی، ایلناز. (1389). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی، فصلنامه پول و اقتصاد، 3: 31-56.

شیرین بخش، شمس الله و مقدس بیات، مریم. (1389). بررسی اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های نفتی بر ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و خدمات ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، 7 (26) : 1-20.

صمدی، سعید، یحیی آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین. (1388). تحلیل شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای کلان در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، 17(52): 5-26.

طائی، حسن. (1385). تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد، پژوهش‌های اقتصادی ایران، 29: 93-112.

فخرحسینی، سید فخرالدین، شاهمرادی، اصغر، احسانی، محمد علی. (1391). چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران، پژوهش‌های اقتصادی، 12(1): 1-30.

کمیجانی، اکبر و اسدی مهماندوستی، الهه. (1389). سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران، تحقیقات اقتصادی، 91: 239-262.

کمیجانی، اکبر، سبحانیان، سید محمدهادی و بیات، سعید. (1391). اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، 12(45): 201-226.

متوسلی محمود، ابراهیمی ایلناز، شاهمرادی اصغر و کمیجانی اکبر. (1389). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. 10 (4): 87-116.

مشیری سعید، باقری پرمهر، شعله و موسوی نیک، سید هادی. (1390). بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. 2 (1): 69-90.

مهرآرا، محسن، ابریشمی، حمید وزمان زاده نصر آبادی، حمید. (1390). تفسیری از فرضیه نفرین منابع در کشورهای صادرکننده‌ی نفت: تکانه‌های مثبت نفتی، از چه حد

آستانه‌ای برای رشد اقتصادی مضر است؟، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، 8 (28): 119-134.

مهرآرا، محسن، ابریشمی، حمید، زمان زاده نصر آبادی، حمید. (1389). مصیبت منابع یا نهادها: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده نفت، پژوهشنامه اقتصادی، 10 (38): 205-233.

نظری، محسن و مبارک، اصغر. (1389). وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی و رشد اقتصادی در کشورهای نفتی، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، 7 (27): 47-68.

Adolfson, M., Laseen, S., Linde, J. & Villani, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy model with incomplete pass-through. Journal of international economics, 72: 481-511.

Ahmed, H.J. A. & Wadud, I.K.M. (2011). Role of oil price shocks on macroeconomic activities: An SVAR approach to the Malaysian economy and monetary responses, Energy Policy, 39 (12): 8062-8069.

Amany, A.E.A. & Bradley, M.D. (2012).Oil prices and the fiscal policy response oil-exporting countries. Journal of policy modeling, 34:605-620.

Bernanke, B. S., M. Gertler, & M. Watson. (1997). Systematic Monetary Policy and the effects of Oil Price Shocks, Brookings Papers on Economic Activity, 1, 91-142.

Blanchard, O. J. & J. Gali. (2010). The Macroeconomic effects of oil price shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? In J. Galí and M. Gertler (eds.), International Dimensions of Monetary Policy.University of Chicago Press.

Blanchard, O.J. & Kahn. M.C. (1980). The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations, Econometrica, 48, 1305-1311.

Calvo, G. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing framework, Journal of Monetary Economics, 12, 383.98.

Cavalcanti, T. & Jalles, J.T. (2013). Macroeconomic effects of oil price shocks in Brazil and in the United State, Applied Energy, 104: 475-486.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M. & Evans, Ch.L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a stock to monetary policy, Journal of political economy, 113 (1) :1-45.

Cologni, A. & Manera, M. (2013). Exogenous oil shocks, fiscal policy and sector reallocation in oil producing countries. Energy Economics, 35:42-57.

Cologni, A. & Manera, M. (2013). Exogenous oil shocks, fiscal policy and sector reallocation in oil producing countries. Energy Economics, 35:42-57.

DeJong, D. & Dave, C. (2007).Structural Macro Econometrics, Published by Princeton University Press.

Du, L. & Wei, H.Y. Ch. (2010). The relationship between oil price shocks and China's macro-economy: An empirical analysis, Energy Policy, 38(8): 4142-4152.

Filis, G., Degiannakis, S & Floros, CH. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries, International Review of Financial Analysis, 20,152–164.

Gelain, P. & Julikov, D. (2009). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Estonia, Working Paper Series 5, The Working Paper is available on the EestiPank web site at: www. bank of estonia. info /pub/ en/ dokumendid/ publikatsioonid/ seeriad/uuringud.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomic since World War II, Journal of Political Economy, 91(2) , 228.248.

Khan, Ashfaque H., & Najam-us-Saqib. (1993). Exports and Economic Growth: ThePakistan Experience. International Economic Journal 7:3.

Lwayemi, A. & Fawowe, B. (2011). Impact of oil price shocks on selected macroeconomics variables in Nigeria, Energy Policy, 39: 603-612.

Romero, R.E. (2008). Monetary policy in oil-producing economies, CEPS working paper, NO. 169.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی