فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، تابستان و پاییز ۱۳۹۲

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

اثر سیاست توسعه صادرات بر متغیرهای عمده اقتصاد کلان[۱]

منصور عسگری*
دکتر کریم آذربایجانی**
دکتر سید کمیل طیبی***
دکتر محمد واعظ برزانی****

تاریخ دریافت ۹۳/۶/۱۵ تاریخ پذیرش ۹۳/۱۱/۱۹

چکیده

هدف از این مقاله، ارائه یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد کینزی جدید جهت ارزیابی اثر سیاست توسعه صادرات غیرنفتی بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، نسبت تراز تجاری به تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ بهره داخلی و نرخ ارز در اقتصاد ایران. در این مطالعه شوک توسعه صادرات به عنوان منبع نوسان در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران تعریف شده‌است. در این تحقیق شبیه‌سازی و حل (کالیبراسیون) مدل با استفاده از داده‌های فصلی در طی دوره (۴)۸۸-(۱)۱۳۵۰ به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۰ و برآوردگر بیزین انجام شده‌است. نتایج حاصل از حل مدل، نشان دهنده آن است مدل مورد استفاده برای شبیه‌سازی اقتصاد ایران تا حدود خیلی زیادی مناسب است. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که شوک صادراتی سبب افزایش تولید ناخالص

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری منصور عسگری است.

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان و پژوهشگر موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، (نویسنده مسئول)
ma.asgari@gmail.com
** دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان azarbaiejani@yahoo.co.in
*** استاد دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان komail38@yahoo.com
**** دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان mo.vaez1340@gmail.com

داخلی واقعی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تراز تجاری می‌گردد که بیشترین افزایش مربوط به تولید ناخالص داخلی و پس از آن سرمایه‌گذاری است. در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت شوک سیاست توسعه صادرات از مهم‌ترین عوامل نوسان‌های رشد تولید ناخالص داخلی است که حدود ۴۰ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد.

کلید واژه‌ها: *سیاست توسعه صادرات غیرنفتی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، ایران.*

طبقه‌بندی JEL : *C63,E32,C61,E12,F1,E27*

۱- مقدمه

مدل‌سازی از نوع مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] برای اولین بار توسط کیدلند و پرسکات[2] (۱۹۸۲) ارائه گردید. استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی بعنوان ابزاری برای تحلیل‌های اقتصاد کلان توسط مکتب ادوار تجاری حقیقی بکار گرفته می‌شد به گونه‌ای که برای فهم پویایی‌های کلان اقتصادی، در پژوهش‌های چرخه‌های تجاری حقیقی (RBC)[3] رفتار دستمزدها و قیمت‌های اسمی، چندان مورد توجه نبوده و تغییرات در تولید و اشتغال به عوامل حقیقی مانند شوک تکنولوزی نسبت داده می‌شد. مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، شاخه‌ای از تئوری تعادل عمومی کاربردی است که موضوعی مهم در اقتصاد کلان معاصر است. متدولوژی DSGE سعی در تبیین پدیده‌های کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی، چرخه‌های تجاری و اثرات سیاست‌های اقتصادی بر پایه مدل‌های ساده شده کلان اقتصادی دارد در حالی که این مدل‌ها از اصول اقتصادی خرد استخراج شده‌اند، همچین یکی دیگر از دلائلی که مدل‌های DSGE مورد اقبال و توجه واقع شده‌اند این است که این الگوها بر خلاف الگوهای سنتی

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
2. Kydland and Prescott
3. Real Business Cycles (RBC)

کلان سنجی در معرض انتقاد لوکاس[۱] نیستند. از سوی دیگر تلاش پژوهشگرانی چون کولی و هانسن[۲] (۱۹۸۹) برای وارد کردن بخش پول به مدل‌های اولیه RBC با در نظر گرفتن فرضیات مربوط به رقابت کامل و انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها و دستمزدها، تنها منجر به پیدایش مدل‌هایی گردید که خنثی بودن یا نزدیک به خنثی بودن سیاست‌های پولی را پیش‌بینی می‌کردند که این مسئله با اضافه نمودن برخی از خصوصیات اقتصاد کینزی، سبب گسترش مدل‌های DSGE و بهبود عملکرد آنها گردید.

واضح است که یکی از مهمترین مشکلات کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار، تک محصولی بودن اقتصاد آنها و بویژه وابستگی آن‌ها به مواد خام و اولیه است. این امر سبب شده، پیامدهای منفی ناگواری بر ساختار اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و حتی فرهنگی این کشورها به همراه داشته باشد. بدیهی است که در چنین شرایطی سیاست توسعه صادرات مورد توجه برنامه‌ریزان کلان اقتصادی باشد تا با دستیابی به بازارهای خارجی امکان استفاده از ظرفیت کامل و تولید با مقیاس اقتصادی را فراهم سازد که نتیجه

---

۱. لوکاس (۱۹۷۶) اداعا می‌کند تلاش برای پیش‌بینی اثر تغییر در سیاست‌های اقتصادی فقط بر پایه روابط مشاهده شده بین داده‌های مربوط به گذشته، ساده انگاری است زیرا پارامترهای برآورد شده به این ترتیب ساختاری نیستند یعنی در برابر تغییرات سیاستی ثابت نبوده و تحت تاثیر آن تغییر می‌نمایند و بعبارت دیگر، اگر روابط ساختاری نباشند هر گونه ارزیابی سیاستی که از برآوردهای اقتصادسنجی برمی‌آید از اعتبار لازم بر خوردار نخواهد بود. هم‌چنین در توضیح دیگری می‌توان گفت که فریدمن و سایر پول‌گرایان عمدتاً بر این اساس که در اجرای سیاست‌ها وقفه وجود دارد و در مورد اینکه ما درک کاملی از مدل صحیح اقتصاد کلان نداریم و با توجه به اینکه در بلندمدت پول خنثی است مخالف اجرای سیاست‌های فعال بودند و قواعد سیاستی را پیشنهاد نمودند. لوکاس با مطرح کردن انتقاد لوکاس دلیل دیگری در مخالفت با اجرای سیاست‌های فعال پیشنهاد نمود. در مدل‌های سنتی اقتصاد کلان همانند مدل‌های کلاین توابع مختلف مدل را تخمین می‌زدند و مقادیر پارامترها را بدست می‌آوردند و آنگاه با توجه به فرم‌های حل شده و پارامترهای تخمین زده شده اثر سیاست‌های اقتصاد کلان را بر متغیرهای اقتصادی ارزیابی می‌نمودند. لوکاس ادعا کرد با اجرای سیاست‌های اقتصادی مقدار پارامترهای رفتاری مدل دست خوش تغییر می‌شوند. اما با تغییر پارامترهای رفناری آنگاه اثر سیاست‌های اقتصادی غیر از آنچه خواهد بود که ابتدا با مدل تخمین زده شده یش‌بینی شده‌بود، در آن صورت استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی کلان برای بکارگیری سیاست‌های فعال اقتصادی عملاً بی فایده خواهد بود.

2. Cooley and Hansen

آن کاهش هزینه‌های تولید و تأمین منافع مصرف کننده داخلی از طریق دستیابی به کالا با قیمت‌های پایین‌تر است. صادرات پس از سرمایه‌گذاری دارای بیشترین اثر بر تولید است و از سوی دیگر صادرات پس از هزینه‌های دولت بیشترین اثر اشتغال‌زائی را در کشور دارا می‌باشد، همچنین صادرات باعث می‌شود اقتصاد کشور از طریق پیوند با اقتصاد جهانی از امکانات و توانمندی خود به نحوه مناسب‌تری استفاده نماید. لذا با توجه به اهمیت مقوله توسعه صادرات برای اقتصاد ایران، این مقاله به دنبال تجزیه و تحلیل اثرات سیاست توسعه صادرات با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در اقتصاد ایران است که در ادامه با مباحث پیشینه تحقیق، ساختار الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، نتایج و تجربی و خلاصه، جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی پیگیری خواهد شد.

۲- پیشینه تحقیق

لن و مایر[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل ریسک در قالب یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی برای آلمان می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد ریسک در این الگو دارای دو منبع متفاوت می‌باشد یکی نوسان ناشی از قیمت‌گذاری و دیگری نوسان ناشی از زمان است.

اسکن و وندیک[2] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با عنوان شواهد و ترکیب چرخه‌های تجاری در الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی همراه با دو شوک تکنولوژی و با استفاه از برآوردگر خودهمبسته برداری بیزین و داده‌های (۲)۲۰۰۹-(۱)۱۹۴۸ نتیجه‌گیری می‌کنند که تکنولوژی‌ها در این مطالعه دارای روند تصادفی هستند و نوسانات چرخه‌های تجاری نیز در بر گیرنده شوک‌های تکنولوژیکی سرمایه‌گذاری و شوک‌های طبیعی تکنولوژی هستند.

الگرت و ان‌خواجه[3] (۲۰۱۱)، در مطالعه خود از الگو سازی DSGE چند بخشی در طی دروه (۴)۲۰۱۰-(۱)۱۹۹۰ برای کشور الجزایر استفاده کرده‌اند این الگو شامل سه بخش است و اثرات چهار شوک قیمت نفت، شوک نرخ ارز، شوک تورم جهانی و شوک

1. Lan and Meyer-Gohde
2. Strachan and Van Dijk
3. Allegret and Benkhodja

نرخ بهره جهانی را بررسی می‌کند، نتایج نشان می‌دهد که در طی دوره مورد بررسی، تورم ناشی از افزایش حجم پول بر تورم و تولید داخلی موثر بوده است.

بایدس و فونفزاین[1] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ی با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد کینزی جدید و با استفاده از داده‌های (۴)۲۰۰۹- (۱)۱۹۹۲ برای کشور اردن نتیجه می‌گیرند که شوک تقاضای خارجی موجب افزایش درآمد و مصرف می‌شود، شوک در نرخ بهره خارجی موجب کاهش مصرف و تولید شده و شوک در سیاست‌های پولی سبب افزایش مصرف گردیده است و دیگری این که الگوی مورد استفاده با فروض انعطاف پذیری قیمت‌ها و دستمزدها بهترین الگو برای کشور اردن است، شوک تقاضای خارجی باعث افزایش مصرف و درآمد می‌شود، شوک در نرخ بهره سبب کاهش مصرف و تولیده شده و کاهش نرخ ارز واقعی نیز باعث بهبود تراز تجاری گشته است.

لداک و سیل[2] (۲۰۰۴) در مقاله‌ای با عنوان "تحلیل کمی شوک‌های نفتی، سیاست‌های پولی سیستماتیک و رکود اقتصادی" یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیو کینزی را برای اقتصاد امریکا طراحی نموده و با بهره‌گیری از آن به بررسی عملکرد سیاست‌های پولی در هنگام بروز شوکهای افزایش قیمت نفت در اقتصاد امریکا پرداخته‌اند.

کیم[3] (۲۰۰۰) بررسی سیکل‌های تجاری متغیرهای کلان اقتصادی ایالات متحده امریکا را با فرض وجود چسبندگی‌های اسمی و واقعی در یک مدل DSGE مورد تجزیه و تحلیل و آزمون قرار داد. این پژوهش در مورد اثر سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی نتیجه گرفته است زمانی که هیچ چسبندگی در مدل وجود ندارد شوک‌های باندازه یک انحراف معیار سیاست پولی، اثر مثبت بر نرخ بهره اسمی و اثر منفی محصول خواهد داشت.

ابراهیمی (۱۳۸۹) در مطالعه خود یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE کینزی جدید را برای اقتصاد ایران با تاکید بر نقش سیاست‌های پولی در انتقال اثر شوکهای نفتی بر اقتصاد طراحی کرده‌است، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که الگو پویای تصادفی

1. Beidas-Strom and Poghosyan
2. Leduc and Sill
3. Kim

طراحی شده برای ایران موفقیت نسبی دارد و استفاده از این الگو برای بررسی اهمیت سیاست پولی در انتقال و تسری اثرات شوکهای درآمد نفت به اقتصاد ایران دارای نقش بسیار مهمی است و بستن این کانال از نوسانات ناشی از این شوکها به صورت قابل ملاحظه‌ای موثر است.

ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان "نقش نوسانات نرخ ارز در تبیین نوسانات تجاری اقتصاد ایران (رویکرد DSGE)" نتیجه‌گیری می‌کنند که اعمال سیاستهای مالی انبساطی با وجود آن که در ابتدا منجر به افزایش تولید غیرنفتی می‌شود، لیکن به دلیل اثر برون‌زائی مخارج دولت بر فعالیتهای بخش خصوصی در بلندمدت باعث کاهش تولید غیر نفتی و دور شدن آن از مسیر رشد بلند مدتش خواهد شد، لذا سیاستگذاران در اعمال سیاستهای انبساطی مالی باید اثرات سوء آن در درازمدت را مد نظر داشته باشند و سیاستهای انبساطی پولی با آن که دارای اثر آنی شدیدی بر افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی و تولید غیر نفتی هستند ولی اثر آنها بسیار زود گذر و کوتاه بوده و در بلند مدت تنها سطح قیمتها را به میزان بالاتری افزایش می‌دهند، از این رو اقتصاددانان کینزی جدید، سیاستهای انبساطی پولی را تنها برای مقابله با اثر یک شوک منفی توصیه کرده و آن را به صورت مستقل برای رونق بخشیدن به اقتصاد در بلند مدت فاقد کارایی می‌دانند.

فخرحسینی (۱۳۹۰) در مطالعه خود نتیجه می‌گیرد که اگر افزایش درآمدهای نفتی از کانال رشد پول عبور کند افزایشی حدود ۰/۱۵ درصد انحراف از حالت با ثبات تورم بوجود می‌آید از طرف دیگر وقتی که این افزایش درآمدهای نفتی، از طریق فروش ارز به بانک مرکزی، تامین مالی نگردد، افزایش تورم کمتر از ۰/۱ درصد انحراف از حالت باثبات خواهد شد همچنین شوکهای نرخ رشد پولی باعث افزایش تورم در اقتصاد شده و اثر آن بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۱- درصد انحراف از حالت با ثبات خواهد بود به عبارت دیگر پول در این الگوی ادوار تجاری پولی بدون چسبندگی، خنثی است.

متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان "طراحی یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی نیو کینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت" با

استفاده از داده‌های سالیانه ۸۶-۱۳۴۵ نتیجه‌گیری می‌کنند که شوک‌های پولی با گذشت زمان تنها منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و اثر آن بر تولید غیر نفتی به سرعت از بین می‌رود و شوکهای مالی نیز بر اثر ایجاد اثر برون‌زائی در نهایت موجب کاهش تولید غیر نفتی می‌شود.

۳- ساختار الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی

مکتب کینزین‌های جدید در مسیر جریان‌های اصلی فکری کینزی است که بر این اساس، دستمزد و قیمت‌های چسبنده برای توضیح وجود بیکاری غیر ارادی و غیر خنثی بودن پول در اقتصاد است. یکی از جاذبه‌های این مکتب فکری آن است که در تجزیه و تحلیل خود از مبانی اقتصاد خرد که در آن هر عامل اقتصادی به دنبال حداکثر مطلوبیت و یا سود خود با توجه به مجموعه خاصی از محدودیت‌های مربوطه استفاده می‌کند. نتایج حاصل از چنین رفتارهایی بهینه‌سازی مجموعه‌ای از معادلات است که در درون چارچوب اقتصاد کلان گنجانیده شده را تشکیل می‌دهند. کینزین‌های جدید از نظر منشاء چرخه‌های تجاری هم به شوک‌های تقاضا اهمیت می‌دهند و هم به شوکهای عرضه، گرچه شوکهای تقاضا از اهمیت بیشتری برای تحلیل چرخه‌های تجاری برخوردار است.

کینزین‌های جدید فرض انتظارات عقلایی و بهینه‌یابی را بعنوان مبنای تحلیل‌های اقتصاد کلان می‌پذیرند و غالباً به سیاست‌های پولی اهمیت بیشتری می‌دهند. کینزین‌های جدید با لحاظ چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها که هر دو مبنای عقلائی دارند نتیجه می‌گیرند هر نوع شوکی و از جمله شوک‌های تقاضا سبب تغییر در متغیرهای حقیقی خواهد شد. کینزین‌های جدید فرض تعادل پیوسته بازارها در مدل‌های کلاسیک جدید را نمی‌پذیرند و به همین دلیل معتقد به دخالت‌های دولت در اقتصاد می‌باشند گرچه دخالت دولت از نظر آنها محدودتر از تفکر کینزی ارتدوکس است.

کینزین‌های جدید کم و بیش خنثی بودن پول در بلند مدت را می‌پذیرند و اینکه نتیجه تغییرات (افزایش) حجم پول در بلندمدت تورم است مورد قبول اغلب کینزین‌های جدید می‌باشد، پس می‌توان گفت مکتب کینزین‌های جدید برای استفاده در قالب مدل‌های

DSGE دارای نتایج و قابلیت‌های بهتری است که در این مقاله نیز از الگوی DSGE استفاده شده است. الگوی DSGE بر خلاف الگوهای خودهمبسته برداری و الگوی خودهبسته برداری ساختاری (SVAR)[1] بر پایه نظری بنا می‌شوند و با توسل به رهیافت تعادل عمومی برای الگوسازی، از روش‌های بهینه‌یابی تصادفی بین دوره‌ای[2] برای حل مسائل حداکثر سازی تصمیمات خانوارها و بنگاه‌ها استفاده می‌کند.

رهیافت مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی بر مبنای پارامترهای ساختاری[3] نظیر پارامترهای مربوط به ترجیحات، فنون تولید و توزیع‌های احتمال‌های مربوط به شوک‌های برون‌زا و ترجیحات شکل می‌گیرد، یعنی قواعد تصمیم‌گیری بهینه استخراج شده از حل مسئله حداکثر سازی، توابع پیچیده‌ای از متغیرهای کلان می‌باشند و عمدتاً حول و حوش مقادیر وضعیت پایدار[4] متغیرهای کلان تقریب زده می‌شوند تا نهایتاً یک سیستم لگاریتم خطی[5] از معادلات انتظارات عقلایی (RE)[6] همراه با اجزای گذشته نگر[7] و آینده نگر[8] و اجزای مربوط به زمان t، تشکیل می‌شود که حل معادلات برای این سیستم با فرض برقراری موارد زیر است:

۱. برقراری شرایط انتقال[9]

۲. الگوی DSGE باید بتواند خصوصیات صحیح اقتصاد مورد نظر را به تصویر بکشد

۳. قابل قبول بودن الگوی خانوار و بنگاه نماینده

۴. فرآیندی که در الگو مد نظر قرار گرفته است باید در آینده‌ای نامحدود با ثبات باشد.

از سوی دیگر، طرفداران رهیافت DSGE معتقدند که این رهیافت بر مبنای چارچوب

1. Structural VAR (SVAR)
2. Stochastic Intertemporal Optimization
3. Structural Parameters
4. Steady State
5. Log Linear
6. Rational Expectation (RE)
7. Backward Looking
8. Forward Looking
9. Transversality Condition

تعادل عمومی است و تعادل بر اساس موجودی[1] را تضمین می‌کند و این در حالی است که الگوهای کلان سنجی فقط بر تعادل جاری[2] تمرکز دارند و استخراج روابط اقتصادی از روش حداکثر سازی بین دوره‌ای، مبنای نظری را برای این الگوها فراهم می‌کند که الگوی کلان‌سنجی حاوی چنین ویژگی‌های نیستند.

یک مدل استاندارد DSGE بر اساس فروض کینزی جدید را می‌توان در مطالعات وودفورد[3] (۲۰۰۳) یافت، این مدل شامل تعداد زیادی از مصرف کنندگان و تولید کنندگان کنندگان است که با توجه به مصرف، کار، اوراق قرضه اسمی، درآمد و قیمتها به ترتیب مطلوبیت و سود خود را به حداکثر می‌رسانند. خانوار نماینده با توجه به مصرف و عرضه نیروی کار و قید بودجه خود مطلوبیتش را حداکثر می‌سازد و تولید کننده نماینده نیز با توجه به تولید و تکنولوژی، سود خود را حداکثر می‌کند. خانوارها از مصرف مطلوبیت کسب می‌کنند و از کار عدم مطلوبیت و رفاه خود را با حداکثر کردن ارزش انتظاری مصرف و کار خویش بهینه می‌کنند.

چارچوب اصلی مدل DSGE مورد استفاده در این پژوهش با پیروی از فرنی[4] (۲۰۰۹)، ویکنز[5] (۲۰۰۸)، کانوا[6] (۲۰۰۷)، وودفورد[7] (۲۰۰۳)، برگوئین و ستو[8] (۲۰۰۲)، شرفاید[9] (۲۰۰۰)، نیسون و کگلی[10] (۱۹۹۴)، کولی و هانسن[11] (۱۹۸۹)، کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲) و هم‌چنین استفاده از برخی از مقاله‌های ارائه شده در پیشینه پژوهش بوده است. هم‌چنین پرداختن به سیاست توسعه صادرات غیرنفتی یکی از سیاست‌های مهم اقتصاد کلان ایران در دوران اخیر است که با توجه به مطالب مطرح شده در فوق، در ادامه، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران ارائه می‌شود که شامل بخش‌های خانوار، بنگاه‌ها، بانک (واسطه‌های مالی) و تجارت خارجی است.

1. Stock
2. Flow
3. Woodford
4. Ferroni
5. Wickens
6. Canova
7. Woodford
8 . Bergoeing and Soto
9. Schorfheide
10. Nason and Cogley
11. Cooley and Hansen

- خانوارها

هدف خانوارها به حداکثر رساندن مطلوبیت خود است که این تابع مطلوبیت وابسته به میزان مصرف C_t و میزان ساعات کار کردن H_t است همچنین خانوارها باید برای دوره بعد خود پول نقد M_{t+1} داشته باشند که این رفتار به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$ax\ E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[(1-\phi)LnC_t+\phi Ln(1-H_t\right]\right] \quad (۱)$$
$$\{C_t,\ \ H_t, M_{t+1}, D_t\}$$

β : پارامتر عامل تنزیل

$\emptyset$ عدم مطلوبیت ناشی از کار

C_t: سطح مصرف جاری

H_t: ساعات کار

M_{t+1} : پول نگهداری شده برای دوره بعد

D_t: سپرده نزد بانک

E_0: اپراتور انتظارات در زمان صفر

حداکثر کردن تابع مطلوبیت فوق دارای سه قید است که به شرح زیر توضیح داده می‌شود:

اولین قید مربوط به محدودیت پیشاپیش نقد[1] است، مفهوم این قید آن است که خانوارها با استفاده از درآمد حاصل از نیروی کار می‌توانند یک کالا را بخرند و آن‌را از دوره گذشته تا دوره حال با خود بیاورند. همچنین خانوارها می‌توانند مقداری از درآمد خود را در نزد بانک قرار دهند که این رابطه به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$C_t \leq M_t - D_t + W_t H_t \quad (۲)$$

P_t: سطح قیمت‌ها

M_t: پول نقد آورده شده از دوره قبل

D_t: سپرده نزد بانک

1. Cash in Advance (CIA)

W_t: نرخ دستمزد اسمی

H_t: ساعات کارکرد

دومین محدودیت عدم وجود بدهی برای خانوار است :

$$0 \leq D_t \qquad (۳)$$

سومین قید توصیف محدودیت منابع خانوار است یعنی این‌که خانوارها می‌توانند منابع خود را به صورت سپرده در بانک‌ها، مصرف و یا برای خرید دوره بعد صرف کنند ولی منابع آنها شامل درآمد حاصل از کار، درآمد حاصل از بهره سپرده‌ها و نگهداری پول نقد است.

$$M_{t+1} \leq f_t + b_t + R_{H,t}D_t + W_tH_t + M_t - D_t - P_tC_t \qquad (۴)$$

f_t: سود دریافتی خانوار از بنگاه‌ها

b_t: سود دریافتی خانوار از بانک‌ها

- بنگاه‌ها

در مدل چرخه‌های تجاری پولی تصریح شده توسط نیسون و کولی (۱۹۹۴) و هچنین مطالعه شرفاید[1] (۲۰۰۰) بنگاه‌ها موجودی سرمایه دوره بعد K_{t+1}، تقاضای نیروی کار N_t، سود F_t و وام را L_t را انتخاب می‌کنند. از آن‌جا که خانوارها سود را در دوره $t+1$ دریافت می‌کنند و هم‌چنین وام را نیز در دوره $t+1$ می‌پردازند مسئله حداکثر سازی خود را به صورت زیر حل می‌کنند:

$$\underset{\{F_t,\ N_t, K_{t+1}, L_t\}}{\text{Max}}\ E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t+1}\frac{F_t}{C_{t+1}P_{t+1}}\right] \qquad (۵)$$

C_{t+1} : مصرف در دوره بعد

N_t : تقاضای نیروی کار

β^{t+1} : پارامتر عامل تنزیل انتظاری در دوره بعد

L_t: وامها

1. Schorfheide

K_{t+1}: موجودی سرمایه در دوره بعد

P_{t+1}: قیمت‌ها در دوره بعد

این بنگاه دارای دو محدودیت است که یکی تابع تولید کاب داگلاس و دیگری اتحاد حسابداری برابری مصرف و سرمایه‌گذاری با درآمد است:

$$\begin{aligned} Y_t &= K_t^{\alpha}(Z_t N_t)^{1-\alpha} \\ C_t + I_t &= Y_t \\ I_t &= K_{t+1} + (1-\delta)K_t \end{aligned} \qquad (۶)$$

δ و α پارامتر هستند.

که این محدودیت را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$F_t \le L_t + P_t\left[K_t^{\alpha}(Z_t N_t)^{1-\alpha} - K_{t+1} + (1-\delta)K_t - W_t N_t - L_t R_{F,t}\right] \qquad (۷)$$

$R_{F,t}$: درآمد ناخالص خانوار حاصل از وام

و محدودیت دوم نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$W_t N_t \le L_t \qquad (۸)$$

- بانک‌ها

بانک نماینده که در این اینجا واسطه مالی است از خانوارها سپرده دریافت می‌کند و در مقابل تزریق منابع X_t را انجام می‌دهد که این تزریق برابر است با خالص تغییرات در ترازنامه اسمی پول یا $(M_{t+1} - M_t)$ که بانکها از آن برا ی وام دادن به بنگاه‌ها استفاده می‌کنند و درآمد کسب می‌کنند که با مسئله بهینه‌یابی زیر روبر هستند[۱]:

$$\underset{\{B_t, L_t, D_t\}}{\text{Max}}\ E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t+1}\frac{B_t}{C_{t+1}P_{t+1}}\right] \qquad (۹)$$

β^{t+1}: پارامتر عامل تنزیل انتظاری در دوره بعد

این بهینه یابی نیز دارای دو قید است:

یکی این‌که میزان اوراق قرضه در زمان t برابر با سپرده خانوارها است، نرخ بهره بدست

۱. ماقبل

توسط وام و پول ترزیق شده بابت بهره سپرده‌ها و کل وام‌ها که به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$B_t = D_t + R_{F,t}L_t - R_{H,t}D_t - L_t + X_t \quad (۱۰)$$

و دیگری محدودیت تعریف ترازنامه بانک (واسطه مالی) است:

$$L_t = X_t + D_t \quad (۱۱)$$

B_t: اوراق در دوره t

D_t: سپرده‌ها

$R_{F,t}$: درآمد ناخالص نرخ بهره وام‌ها

$R_{H,t}$: نرخ بهره ناخالص سپرده‌های خانوارها

L_t: وامها

- تجارت خارجی

در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد باز بخش صادرات (در این مقاله صادرات غیرنفتی) یک کانال برای ورود به سیستم مورد بررسی است[1] فرض می‌شود که اقتصاد دو کالا تولید می‌کند یکی هم در داخل تولید می‌شود و هم واردات می‌گردد و کالای دوم قابل صادرات است و صرفاً برای صادرات تولید می‌شود. حال با توجه به مدل تجارت ریکاردویی که فرض می‌کند الگوی تجارت بر اساس قیمت‌های نسبی یا همان رابطه مبادله است، رابطه صادرات به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$EX_i = EX_0(\frac{\Pi_i}{PX_i})^{\eta_i} \quad (۱۲)$$

EX_i : صادرات بخش i ام

Π_i : متوسط وزنی قیمت صادراتی جهانی بخش i ام

η_i : پارامتر کشش تقاضای صادراتی i ام

EX_0 : مقدار ثابت

PX_i : قیمت صادراتی بخش i ام

1. Duncan

یکی دیگر از عوامل موثر بر صادرات، قیمت و علامت‌های قیمتی است، عرضه صادرات با کشش، امکان دارد نسبت به تغییرات قیمت داخلی واکنش نشان دهد، با افزایش قیمت داخلی تولید و عرضه افزایش می‌یابد ولی مصرف کننده عقلایی تقاضای خود را کاهش می‌دهد. در دنیای واقعی صادرات نمی‌تواند به همان سرعتی که پیش‌بینی می‌شود افزایش یابد زیرا بازار کالاهای داخلی و خارجی با هم متفاوت است، بعضی از کالاها قابل تجارت هستند و بعضی دیگر غیر قابل تجارت. در حالی که ممکن است بین کیفیت کالاهای صادراتی و داخلی تفاوت وجود داشته باشد که در این حالت می‌توان رابطه صادرات با فرم کشش ثابت[1] نشان داد یعنی تولید تابعی از تقاضای داخلی و صادرات است که به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$= A_i\left[\mu_i EX_i^{\varphi_i} + (1-\mu_i)XD^{\varphi_i}\right]^{\frac{1}{\varphi_i}} \qquad (۱۳)$$

Y_i: تولید داخلی

EX_i: عرضه صادرات

XD_i: تقاضای داخلی

θ_i : کشش جانشینی بین تقاضای داخلی و عرصه صادراتی به‌طوری‌که $\theta_i = \frac{1}{1-\varphi_i}$

μ_i : پارامتر سهم تخصیص تولید

A_i : پارامتر بهروه‌وری بخش iام

معادله (۱۳) توضیح می‌دهد که چگونه تولید بخش iام بین بازار داخلی و بازار خارجی تخصیص می‌یابد که در واقع نشان دهنده تمایل جانشینی کالا بین بازار داخلی و خارجی است. درآمد (ارزش پولی) تولید برابر با P_iY_i است که معادل فروش در هر دو بازار داخلی و خارجی است که به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$P_iY_i = PD_i \cdot XD_i + PX_i \cdot EX_i \qquad (۱۴)$$

بر اساس مفروضات بسیار محدود می‌توان گفت که قیمت وارداتی PM_i بسیار با

1. Constant Elasticity of Transformation (CET)

قیمت‌های داخلی PD_i نزدیک است و قیمت صادراتی PX_i است که در نتیجه رابطه برابر با $ToT = \frac{PX_i}{PM_i}$ است.

در ادامه بهینه‌یابی صادرات با فرض وجود کالاهای همگن، حداکثر کردن درآمد مورد انتظار آینده است نسبت به قید تولید که به صورت زیر نشان داده می‌شود (درویس و همکاران،(۱۹۸۵))[1]

$$Max \quad E_t[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t+1}(PD_i XD_i + PX_i EX_i)]$$
S.t

(۱۵)

$$Y_i = A_i\left[\mu_i EX_i^{\varphi_i} + (1-\mu_i)XD^{\varphi_i}\right]^{\frac{1}{\varphi_i}}$$

β^{t+1} : عامل تنزیل

Y_i: تولید

XD_i: مصرف داخلی کالای iام

EX_i: صادرات کالای iام

PX_i: قیمت صادراتی کالای iام

PD_i: قیمت داخلی کالای iام

φ : پارامتر کشش جانشینی ثابت

حال شرایط مرتبه اول این بهینه‌یابی به صورت زیر است:

$$X_i = \left[\left(\frac{1-\mu}{\mu}\right)\left(\frac{PX_i}{PD_i}\right)\right]^{\frac{1}{1-\varphi}} \cdot XD_i \qquad (۱۶)$$
$$D_i = Y_i - EX_i$$

$$X_i = \frac{PWE_t.ER}{1+te_i} \qquad (۱۷)$$

PWE_i : قیمت جهانی صادرات (در اینجا بر حسب دلار)

te_i : نرخ مالیات (یارانه) صادرات

EX_t : کل صادرات در زمان t

1. Dervis

و با قرار دادن $PM_t=PD_t$ که رابطه مبادله به صورت $rp_t = \frac{PX_t}{PM_t}$ بدست می‌آید.

لازم به ذکر است که در مدل‌های تعادل عمومی باید جریان دایره‌وار وجوه هیچ‌گونه نشتی نداشته باشد که برای دستیابی به این موضوع از برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری استفاده خواهد شد که به آن بسته شدن[1] مدل تفسیر می‌شود و شرایط تسویه بازارها را به صورت زیر نشان داده می‌شود:

۱- بازار کار

$$H_t = \mathrm{N_t} \qquad (۱۸)$$

۲- بازار کالا

$$P_t C_t = M_t + X_t \qquad (۱۹)$$

M_t و X_t به ترتیب پول نگهداری شده و پول تزریق شده در زمان t

$$C_t + (K_{t+1} - (1-\delta)K_t) + EX_t = K_t^{\alpha}(Z_t N_t)^{1-\alpha} \qquad (۲۰)$$

$$R_{F,t} = R_{H,t} \qquad (۲۱)$$

معادله (۲۱) نشان دهنده برابری نرخ بهره ناخالص بر وام‌ها با نرخ بهره ناخالص روی سپرده‌ها است (ریسک وام‌ها با ریسک سپرده‌ها با هم برابر است)

یکی از ویژگی‌های بارز و مهم مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی روشی است که برای فرآیندهای تصادفی در نظر گرفته می‌شود و از طرف دیگر از آن جائی که در این مقاله، تجزیه و تحلیل شوک صادراتی مورد نظر است معادلات آن به قرار زیر است[2]:

با توجه به اینکه رابطه مبادله را به صورت $rp_t = \frac{PX_t}{PM_t}$ داشتیم برای آن فرآیند تصادفی خودهمبسته مرتبه اول زیر را تعریف می‌کنیم.

$$rp_t = \rho_{rp} rp_{t-1} + (1-\rho_{rp}) rp_0 + \varepsilon_{rp,t} \qquad (۲۲)$$
$$\varepsilon_{z,t} \approx Niid(0, \sigma_z^2)$$

1. Closing the flow - of - funds
2. Nason and Cogley

$$0 < \rho_{rp} < 1 \qquad \text{و} \qquad rp_0 > 0$$

rp_t رابطه مبادله در زمان t

ρ_{pr} ضریب خودهمبستگی

واضح است که مجموعه معادلات ارائه شده را به راحتی نمی‌توان برآورد نمود زیرا این معادلات شامل اهداف چندگانه، متغیرهای پیش‌رو، متغیرهای تاخیری، نااطمینانی و شوک هستند، پس برای تخمین این مدل‌ها در کلاس مدل‌های DSGE روش حل عددی برای حل مدل‌های غیر تصادفی و بدست آوردن شرایط مرتبه اول برای مدل‌های تصادفی که اولین مرتبه توسط کریسیانو و ایچونبان[1] (۱۹۹۲) ارائه گردیده وجود دارد، روش دیگری نیز توسط هانسن و پرسکات[2] (۱۹۹۵) ارائه شده است که این روش نیاز به تقریب خطی معادلات دارد.

از آنجائی که مسئله تعادل در مدل‌های تعادل عمومی پویا، فوق‌العاده دارای اهمیت است باید در این خصوص دقت کافی مبذول داشت. با توجه به مطالعه کولی و نیسون (۱۹۹۴) تعادل مستلزم تسویه بازارهای کالا، نیروی کار و پول است، لذا می‌توان گفت این بازارها رقابتی هستند، بعنوان مثال گوئیم بازار کالا در تعادل است اگر تولید برابر باشد با مصرف بعلاوه سرمایه‌گذاری و صادرات یعنی:

$$C_t + K_{t+1} - (1-\delta)K_t + EX_t = K_t^{\alpha}[A_t N_t]^{1-\alpha} \qquad (۲۳)$$

برای تعادل در بازار پول نیز، باید تقاضای پول با عرضه پول برابر باشد، که می‌توان گفت تقاضای پول برابر است با تقاضای اسمی مصرف و عرضه پول هم برابر است با تعادل جاری اسمی پول بعلاوه پول تزریفی، بنابراین تعادل در بازار پول را به صورت زیر نشان می‌دهیم:

$$P_t C_t = M_t + Z_t \qquad (۲۴)$$

تعادل در بازار اعتبار نیز مستلزم برابری میان سود سهام پرداخت شده توسط موسسات مالی به خانوارها با نرخ بهره اسمی است یعنی :

$$B_t = R_t Z_t \qquad (۲۵)$$
$$RH_t = RF_t \equiv R$$

1. Christiano and Eichenbaum
2. Hansen and Prescott

تعادل در بازار صادراتی نیز زمانی است که تقاضای صادرات با عرضه صادرات برابر باشد. شرایط مرتبه اول، شرایط تعادل، بسته شدن مدل و همچنین فرآیندهای تصادفی دستگاه معادلات را تشکیل می‌دهند، البته اقدامات دیگری نیز مانند بدست آوردن حالت پایا و لگاریتم خطی کردن از مراحل حل مدل می‌باشد.

۴- نتایج و تجزیه و تحلیل

در این قسمت بدنبال یافتن راه حلی برای مجموعه معادلات تشکیل دهنده مدل DSGE مورد نظر این مقاله هستیم، می‌دانیم که برای یافتن مسیر تعادل بر اساس متغیرهای درونی اقتصاد و یا متغیرهای کنترل با مشکلاتی مواجه خواهیم بود و مدل تعادلی پویا با این توصیف قابل حل نخواهد بود. لذا این امر باعث توسعه روش‌های حل عددی برای بدست آوردن قواعد تصمیم‌گیری تقریبی شده‌اند که می‌توان به مطالعه آروبا، فرناندز و ربیو[1] (۲۰۰۳ و ۲۰۰۶) اشاره نمود که روش‌های مختلفی را برای تقریب توابع تصادفی سیاست‌های مختلف ارائه می‌کنند.

پیچلر[2] (۲۰۰۵) با مطالعه و جمع‌بندی روش‌های ارائه شده در تحقیق آروبا و همکاران (۲۰۰۳) و مشاهده نقاط ضعف و قوت هر کدام ادعا می‌کند که ادبیات موجود سبب ارائه راهنمائی متناقض برای انتخاب روش حل برای مدل‌های تعادل عمومی پویا می‌شود. وی برای بررسی رقابت بین هر کدام از روش‌های حل عددی، از یک مدل رشد نئوکلاسیک استفاده می‌کند. روش‌های مورد استفاده وی شامل روش اغتشاش[3]، الگوریتم پارامتر انتظاری[4]، طرح گالرکین[5] می‌باشد، روش اغتشاش مرتبه اول که به لگاریتم خطی کردن معروف است مورد استفاده بسیاری از محققین می‌باشد که بعنوان قاعده‌ای برای تقریب خطی مدل‌های پویا است که در این زمینه می‌توان به مطالعات بلانچارد و کان[6]

---

۱. همان

2. Pichler
3. Perturbation
4. Parameterized Expectations Algorithm (PEA)
5. Galerkin Projection
6. Blanchard and Khan

(۱۹۸۰)، اوهلیگ (۱۹۹۹)، کلاین[1] (۲۰۰۰) و سیمز[2] (۲۰۰۲) اشاره نمود[3].

برآورد و شبیه‌سازی مدل DSGE-VAR این مقاله با استفاده از کدهای داینر نسخه سازگار با نرم افزار مطلب[4] انجام شده‌است و دلیل انتخاب این بسته نرم افزاری، کاربری نسبتاً ساده‌تر آن در قیاس با سایر نرم افزارهای موجود در این زمینه می‌باشد. گریفول[5] (۲۰۱۳) ادعا می‌کند که داینر یک موتور قدرتمند و بسیار قابل کنترل برای تخمین و شبیه‌سازی مدل‌های DSGE است. مزیت استفاده از این نرم افزار این است که نوشتن معادلات مدل DSGE را می‌توان به طور ساده‌تر انجام داد. به طور کلی، داینر قادر به محاسبه حالت پایا[6]، محاسبه و حل مدل غیر تصادفی، محاسبه تقریب‌های مرتبه اول و دوم جهت حل مدل‌های تصادفی، برآورد پارامترهای مدل DSGE با استفاده از حداکثر درست‌نمائی و یا رویکرد بیزی و محاسبه سیاست بهینه در مدل‌های خطی و درجه دوم است.

در برآورد مدل‌های DSGE، نوع توزیع‌های پیشین[7] پارامترها نقش مهمی بازی می‌کند. همان‌گونه که آن و شرفاید[8] (۲۰۰۶) ذکر می‌کنند در فضای نمونه‌ای مورد نظر، اگر توزیع‌های پیشین در تقابل با مشاهدات قرار نگرفته باشند آنگاه دارای وزن کمتری در برآورد پارامتر مورد نظر هستند. همچنین توزیع‌های پیشین نیز ممکن است انحنای تابع درست‌نمائی را در برخی از ابعاد فضای پارامتر و در نتیجه شکل توزیع پسین[9] را تحت تاثیر

1. Klein
2. Sims

۳. روش لگاریتم خطی معمولاً برای حل دستگاه معادلات انتظارات عقلائی دارای کاربرد فراوانی است. در استفاده از روش لگاریتم خطی روش‌ها و رویه‌های مخصوص به خود وجود دارد به گونه‌ای که می‌توان مسئله را با استفاده از روش‌های برنامه نویسی پویای تصادفی حل کرد و این روش ترکیبی از زمان و عدم قطعیت است و مسئله افق نامحدود را با استفاده از ساختار برگشتی مرتفع نموده‌است.

4. Matlab
5. Griffoli
6. Steady State
7. Prior Distribution
8. An and Schorfheide
9. Posterior Distribution

قرار دهند. زلنر[1] (۱۹۷۱)، ماهیت اطلاعات پیشین را از دو ریشه می‌داند یکی مبتنی بر داده[2] و دیگری غیر مبتنی بر داده[3]، که اولی بر اطلاعات موجود در نمونه از داده‌های گذشته اشاره دارد و دومی بر اطلاعات پیشینی که از درون‌گرایی، مشاهده گاه به گاه و یا ملاحظات نظری ناشی می‌شود توجه دارد. لذا می‌توان گفت روش‌های متعددی برای انتخاب توزیع پیشین در مطالعات اقتصاد کلان وجود دارد که می‌توان به مطالعات (زلنر (۱۹۷۱) و کامرون و تراویدی[4] (۲۰۰۵)) اشاره نمود. نوع توزیع‌های پیشین استفاده شده در این مقاله در جدول (۲) ارائه شده‌است.

بعد از خطی سازی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، پارامترهای ساختاری مدل و نسبت‌های پایا با توجه به دوره زمانی (۴)۸۸- (۱)۱۳۵۰ محاسبه شده است. پارامترهای ساختاری شامل پارامترهای تکنولوژی، پارامترهای ترجیحات و پارامترهای کمکی و انحراف معیار شوک‌های برون‌زا هستند و نسبت‌های پایا با توجه به متغیرهای اقتصاد کلان در توابع مربوطه محاسبه شده‌اند. مدل DSGE خطی شده با روش بیزین برآورد شده است که در این روش برای محاسبه حداکثر درست‌نمائی متغیرهای مشاهده شده (متغیرهای واقعی) اقتصاد کلان و برای حداکثر سازی توزیع‌های پسین استفاده می‌کند. برای محاسبه مد[5] در توزیع‌های پسین و ماتریس هشین از روش مونت کارلوئی زنجیره مارکوف (MCMC)[6] استفاده می‌شود و برای رسم توزیع‌های پسین نیز از الگوریتم مترو پولیس هسیتنگز[7] استفاده می‌شود.

نتایج مربوط به کالیبراسیون مدل DSGE طراحی شده برای اقتصاد ایران در جدول (۱) ارائه شده‌است، لازم به ذکر است که در کالیبراسیون پارامترها از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در طی دوره (۴)۸۸-(۱)۱۳۵۰ و در بعضی موارد با توجه به ماهیت پارامترها از داده‌های سالیانه ۸۸-۱۳۵۰ استفاده شده است.

1. Zellner
2. Data Based
3. Non Data Based
4. Cameron and Trivedi
5. Mode
6. Monte Carlo Markov Chain (MCMC)
7. Metropolis-Hastings (MH) Algorithm

جدول (۱): کالیبراسیون پارامترها

توضیح پارامتر	مقدار کالیبره شده
کشش تولید نسبت به سرمایه	۰/۵۵۷
عامل تنزیل	۰/۹۸۰
نرخ استهلاک (سه ماه)	۰/۰۳۷
جزء ثابت پیشرفت تکنولوژی	۰/۹۹۸
نرخ پایای رشد پول	۰/۸۶۰
سهم واردات از تولید	۰/۲۵۶
سهم صادرات از تولید	۰/۲۰۳
کشش جانشینی بین تولید داخلی و واردات کالاها	۰/۵۶۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

همچنین در جدول (۲) مقادیر نسبت‌های پایای بلندمدت ارائه شده‌است، همان‌گونه که قبلاً نیز ذکر گردید آمار و اطلاعات مورد استفاده قرار گرفته در این قسمت شامل دوره (۴)۸۸-(۱)۱۳۵۰ است. مقادیر حالت پایای بعضی از متغیرهای مدل را نشان می‌دهد، این جدول نشان می‌دهد که با این مقادیر باید اطمینان حاصل شود که سیستم اقتصادی مورد نظر در امتداد یک مسیر حالت ثابت و بدون هر گونه تمایل به انحراف از آن حرکت می‌کند.

توزیع پسین از ترکیب توزیع پیشین و تابع درست‌نمائی بدست خواهد آمد، با توجه به مطالعه ولز[1] (۲۰۰۶) این روش بدست آوردن توزیع پسین سبب بروز تراکم غیر قابل اصلاح در توزیع پسین خواهد شد که برای غلبه بر این مشکل از یک زنجیره گام برداری تصادفی الگوریتم متروپولیس- هستینگز[2] همراه با یک چگالی احتمال نرمال چند متغیره اغلب استفاده می‌شود.

نتایج این تخمین در جدول (۳) ارائه شده است، همان گونه که ملاحظه می‌گردد این جدول توزیع پیشین تعدادی از پارامترها را نشان می‌دهد، لازم به ذکر است که از این پارامترها به عنوان پارامترهای یادگیری نیز تعبیر می‌شود.

1. Welz
2. Metropolis-Hastings Algorithm

جدول (۲): نسبت‌های پایای بلندمدت

توضیح پارامتر	مقدار کالیبره شده
نسبت پایای مصرف به تولید	۰/۴۷۵
نسبت پایای مصرف بنگاه‌ها به تولید	۰/۰۵۰
نسبت پایای سرمایه به تولید	۰/۳۴۵
نسبت پایای مخارج دولت به تولید	۰/۱۶۸
نسبت پایای صادرات به تولید	۰/۲۱۳
نسبت پایای واردات به تولید	۰/۲۵۱
نسبت پایای قیمت تولیدات داخلی به CPI	۱/۱۳۹
نسبت پایای قیمت وارداتی به CPI	۱/۰۴۱
نسبت پایای CPIکشورهای منتخب به CPI ایران	۰/۷۶۰
نسبت پایای صادرات ایران به مصرف جهانی	۰/۰۰۳
نسبت پایای تورم سالیانه	۱/۰۴۰
نرخ پایای بهره سرمایه	۰/۰۴۸
نرخ پایای بهره کشورهای منتخب	۰/۰۲۲
نسبت پایای واردات به جذب داخلی	۰/۲۵۸
نسبت پایای قیمت به حجم پول	۰/۰۰۰۳
نسبت پایای مصرف به حجم پول	۱/۴۳۵

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۳): نتایج تخمین توزیع پیشین پارامترها

پارامتر	شکل توزیع	میانگین	انحراف معیار
انحراف معیار شوک تکنولوژی	INV_GAMMA	۰/۱۰۰	۲/۰۰۰
انحراف معیار شوک سیاست پولی	INV_GAMMA	۰/۶۵۰	۲/۰۰۰
انحراف معیار شوک سیاست صادراتی	INV_GAMMA	۰/۵۵۰	۲/۰۰۰
انحراف معیار شوک سیاست ارزی	INV_GAMMA	۰/۱۰۰	۲/۰۰۰
ضریب ماندگاری تکنولوژی (ضریب خود همبستگی)	BETA	۰/۸۵۰	۰/۱۰۰
ضریب ماندگاری شوک سیاست پولی (ضریب خود همبستگی)	BETA	۰/۸۵۰	۰/۱۰۰
ضریب ماندگاری شوک سیاست صادراتی (ضریب خود همبستگی)	BETA	۰/۸۵۰	۰/۱۰۰
ضریب ماندگاری شوک سیاست ارزی (ضریب خود همبستگی)	BETA	۰/۸۵۰	۰/۱۰۰
شاخص قیمت در بخش تولید کالا	BETA	۰/۴۰۰	۰/۱۵۰
پارامتر کالوا در بخش واردات کالا	BETA	۰/۵۷۰	۰/۰۵۰
شاخص قیمت در بخش واردات کالا	BETA	۰/۴۰۰	۰/۱۵۰
پارامتر کالوا در بخش تولید کالا	BETA	۰/۵۷۰	۰/۰۵۰
سهم تولید قابل تجارت	BETA	۰/۹۵۰	۰/۱۵۰
کشش جانشینی	BETA	۰/۹۵۰	۰/۱۵۰
نرخ رشد فصلی تولید واقعی	NORMAL	۱/۵۰۰	۰/۲۵۰

ماخذ: محاسبات تحقیق، این نتایج با استفاده از Dynare ویراست 4.4.2 قابل محاسبه است

نتایج جدول (۴) شامل دو قسمت است که در قسمت اول مد توزیع‌های پسین ارائه گردیده که بر اساس بهینه‌یابی عددی لگاریتم چگالی پسین پارامترها و تقریب برابری انحراف معیار در ماتریس هشین است و قسمت دوم شامل میانگین ۱۰ درصد و ۹۰ درصد توزیع‌های پسین است که بر اساس الگوریتم مترو پولیس هسیتنگز بدست آمده است.

جدول (۴): نتایج تخمین توزیع پسین پارامترها

پارامتر	تخمین با بهینه یابی		توزیع پسین با MH		
	مد	انحراف‌معیار (هشین)	۱۰ درصد	میانگین	۹۰ درصد
انحراف معیار شوک تکنولوژی	۲/۷۶۱۸	۰/۰۵۳۸	۲/۷۶۱۲	۲/۷۸۵۱	۲/۸۰۹۰
انحراف معیار شوک سیاست پولی	۲/۸۲۶۷	۰/۰۰۶۷	۳/۷۹۹۵	۳/۸۲۸۴	۳/۸۵۷۴
انحراف معیار شوک سیاست صادراتی	۳/۴۳۵۳	۰/۰۱۱۴	۳/۴۵۲۰	۳/۴۷۶۱	۳/۵۰۰۳
انحراف معیار شوک سیاست ارزی	۸/۰۰۰۰	۰/۰۰۷۰	۷/۹۸۰۶	۷/۹۸۹۲	۷/۹۹۷۸
ضریب ماندگاری تکنولوژی	۰/۹۰۴۷	۰/۰۰۲۳	۰/۸۹۹۹	۰/۹۰۱۴	۰/۹۰۲۸
ضریب ماندگاری شوک سیاست پولی	۰/۷۳۷۰	۰/۰۰۵۴	۰/۷۲۸۲	۰/۷۳۳۳	۰/۷۳۸۵
ضریب ماندگاری شوک سیاست صادراتی	۰/۹۳۳۰	۰/۰۰۶۷	۰/۹۲۹۶	۰/۹۳۲۲	۰/۹۳۴۸
ضریب ماندگاری شوک سیاست ارزی	۰/۹۷۸۴	۰/۰۰۵۳	۰/۹۷۷۴	۰/۹۷۸۲	۰/۹۷۹۰
شاخص قیمت در بخش تولید کالا	۰/۶۶۰۹	۰/۰۰۴۵	۰/۶۶۷۳	۰/۶۷۵۱	۰/۶۸۳۰
پارامتر کالوا در بخش واردات کالا	۰/۵۷۸۷	۰/۰۰۰۵	۰/۵۷۵۶	۰/۵۷۶۶	۰/۵۷۷۵
شاخص قیمت در بخش واردات کالا	۰/۵۳۴۷	۰/۰۰۰۹	۰/۵۳۴۸	۰/۵۳۶۲	۰/۵۳۷۶
پارامتر کالوا در بخش تولید کالا	۰/۶۵۰۴	۰/۰۰۲۱	۰/۶۴۷۹	۰/۶۴۹۹	۰/۶۵۱۸
سهم تولید قابل تجارت	۰/۵۰۶۰	۰/۰۰۲۶	۰/۴۹۲۰	۰/۴۹۸۳	۰/۵۰۴۵
کشش جانشینی	۰/۲۶۹۳	۰/۰۰۲۵	۰/۲۶۳۳	۰/۲۶۵۱	۰/۲۶۶۸
نرخ رشد فصلی تولید واقعی	۱/۳۱۸۵	۰/۰۰۸۲	۱/۳۰۵۵	۱/۳۱۵۷	۱/۳۲۵۸

ماخذ: محاسبات تحقیق، این با استفاده از Dynare ویراست 4.4.2 قابل محاسبه است.

در جدول (۵) انحراف معیار شوک برون‌زائی توسعه صادرات ارائه شده است.

جدول (۵): انحراف معیار شوک‌های برون‌زا

شوک	میانگین پیشین	مد پیشین	انحراف معیار	شکل توزیع	انحراف پسین
توسعه صادرات غیرنفتی	۳/۵۰	۸/۰۰	۰/۰۱	INV_GAMMA	۲

ماخذ: محاسبات تحقیق

لازم به ذکر است که روش برآورد مدل DSGE-VAR گویای آن است که این برآورد دارای خروجی‌های به نام توابع واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی خواهد بود.

از طرف دیگر می‌دانیم که حالت پایا (پایدار) یک راه حل رقابتی و یا راه حل برنامه ریز اجتماعی است که در طول زمان تمام متغیرها را با ثبات در نظر می‌گیرد[1]. در حل مدل اگر اقتصاد از یک راه حل پایا داده شده شروع کند از آن هرگز دور نمی‌شود، در واقع، حتی اگر اقتصاد از حالتی متفاوت از حالت پایا شروع کند در طی زمان تمایلی به بازگشت به حالت پایا را نخواهد داشت و در آن نقطه باقی می‌ماند. از این رو استفاده از مقادیر حالت پایا برای شروع تحلیل دینامیکی در اطراف حالت پایدار برای بدست آوردن یک تقریب مناسب برای تصمیم‌گیری بهینه عوامل اقتصادی الزامی خواهد بود.

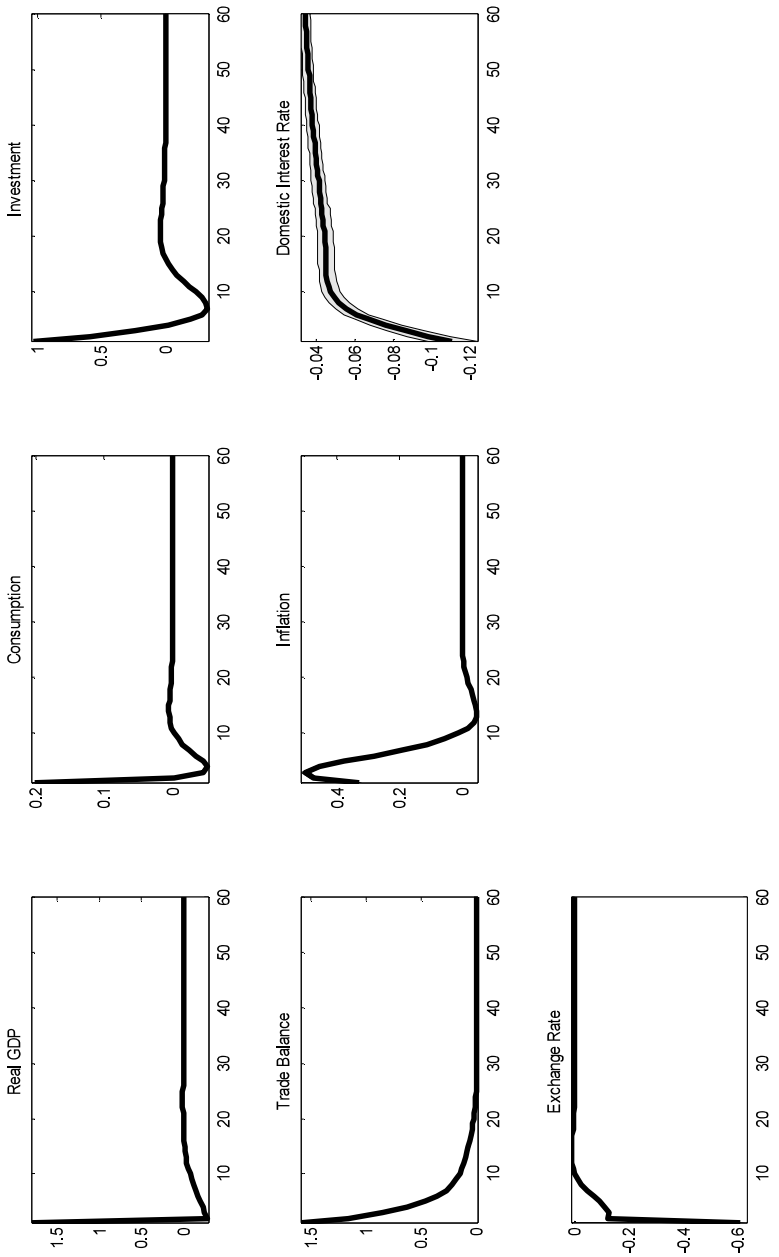
حال بعد از کالیبراسیون پارامترهای مدل مورد استفاده و محاسبه نسبت‌های پایا در طی دوره (۴) ۸۸-(۱)۱۳۵۰ در ادامه به تجزیه و تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای مهم اقتصاد کلان پرداخته می‌شود.

استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای ما را قادر خواهد ساخت تا رفتار پویای متغیرها را تجزیه و تحلیل کنیم. این توابع پاسخ متغیرهای درون‌زائی مدل را نسبت به شوک‌های وارده بر جملات اخلال که در اینجا همان شوک‌های برون‌زا هستند بیان می‌کنند. همچنین

1. Hahn and Matthews (1964)

زمان تاثیرات شوک‌های مختلف بر متغیرهای درون‌زا در مدل اصلی می‌تواند با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای آزمون شود، یکی از مزیت‌های اصلی استفاده از این توابع این است که رابطه صریحی بین تخمین مدل و شوک‌های برون‌زا بر قرار می‌کند. منظور از تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای، تجزیه و تحلیل پاسخ متغیرهای اقتصاد کلان به شوک‌های برون‌زا و مقایسه نتایج کمی آن با حالتی که هیچ‌گونه شوکی وارد نشود است که این کار بر اساس مدل DSGE ارائه شده و استفاده از داده‌های اقتصاد کلان ایران صورت می‌گیرد. همچنین تجزیه و تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای این امکان را فراهم می‌آورد تا ما بتوانیم رفتار پویای مدل و پایداری آن را مورد آزمون قرار دهیم. شبیه‌سازی توابع واکنش ضربه‌ای با استفاده از تغییر موقت یک انحراف معیار مثبت در شوک برون‌زا انجام خواهد شد. در این تحقیق اثرات شوک در سیاست توسعه صادرات بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، نسبت تراز تجاری به تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره داخلی و نرخ ارز مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

نمودار(۱) اثر شوک سیاست توسعه صادرات را بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان مورد نظر این تحقیق یعنی تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، نسبت تراز تجاری به تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره داخلی و نرخ ارز نشان می‌دهد. شوک در توسعه صادرات باعث می‌شود که تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تراز تجاری افزایش یابند، بیشترین افزایش مربوط به تولید ناخالص داخلی و پس از آن سرمایه‌گذاری است. افزایش بیشتر در سرمایه‌گذاری نسبت به مصرف بیشتر از حاکی از آن است که با افزایش صادرات امکان واردات بیشتری نیز فراهم می‌گردد و برای حفظ تولید داخلی باید منابع بیشتری جذب سرمایه‌گذاری گردد. افزایش تقاضای خارجی‌ها از محصولات داخلی باعث افزایش تورم خواهد شد ولی دوباره تورم با افزایش تولید شروع به کاهش می‌کند، نرخ ارز نیز با افزایش مواجه خواهد شد به گونه‌ای که ترقی نرخ ارز به طور کامل جبران افزایش تورم ناشی از اقدام مقام پولی است. نرخ بهره داخلی نیز در کمتر از حالت تعادل پایای خود است (افزایش اولیه نرخ ارز باعث می‌شود که نرخ بهره داخلی به صورت هموار باقی بماند و آن را در این حالت نگه دارد).



نمودار ۱: توابع واکنش ضربه‌ای نسبت به شوک توسعه صادرات غیرنفتی

به منظور تجزیه و تحلیل برون‌زائی متغیرها، از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. با استفاده از روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر نسبت به شوک‌های برون‌زائی وارد شده بر متغیرهای مدل مشخص خواهد شد. با توجه به واریانس خطای پیش‌بینی، ما می‌توانیم اثر شوک وارده به هر متغیر را بر سایر متغیرها در طول زمان اندازه بگیریم. لذا در این تحقیق اثر شوک سیاست توسعه صادرات غیرنفتی را بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان در سه دوره زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهیم داد.

جدول (۶) اثرات شوک صادرات غیرنفتی را بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد (رشد تولید ناخالص داخلی، رشد مصرف، رشد سرمایه‌گذاری و تراز تجاری) و متغیرهای اسمی اقتصاد (تورم، نرخ بهره داخلی و نرخ ارز) را در کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. در کوتاه‌مدت، یعنی در دوره یک ساله، شوک توسعه صادرات غیرنفتی هدایت‌کننده رشد تولید ناخالص داخلی خواهد بود که در کوتاه‌مدت به طور متوسط حدود ۴۴ درصد واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی مربوط به این شوک خواهد بود. از دلائل موثر بودن این شوک بر نوسان‌های سرمایه‌گذاری آن است که افزایش صادرات از یک سو و افزایش درآمد حاصل از صادرات از سوی دیگر باعث افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری خواهد شد. هم‌چنین شوک توسعه صادرات غیرنفتی هدایت‌کننده نوسان‌های تراز تجاری نیز است. تجزیه و تحلیل متغیرهای اسمی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت شوک توسعه صادرات غیرنفتی از عوامل هدایت‌کننده تورم خواهد بود به طوری که حدود ۳۸ درصد واریانس خطای پیش‌بینی تورم مربوط به این شوک است، زیرا شوک صادراتی بر افزایش تقاضا و نهایتاً افزایش قیمت‌ها موثر خواهد بود. شوک صادراتی از عوامل هدایت‌کننده نوسانات نرخ بهره داخلی نیز است به گونه‌ای که حدود ۵۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی نرخ بهره داخلی مربوط به شوک صادراتی است.

در میان مدت، یعنی در دوره دو تا هشت ساله، شوک صادرات غیرنفتی هدایت‌کننده

رشد تولید ناخالص داخلی خواهد بود که در میان‌مدت به طور متوسط حدود ۴۲ درصد واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی مربوط به شوک صادراتی خواهد بود. تجزیه و تحلیل پیش‌بینی خطای واریانس سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که حدود ۴۶ درصد نوسانات سرمایه‌گذاری توسط شوک صادراتی توضیح داده خواهد شد، از دلائل موثر بودن این شوک بر نوسانات سرمایه‌گذاری می‌توان به افزایش تقاضای صادراتی از یک سو و افزایش درآمد حاصل از صادرات و تاثیر آن بر افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری اشاره نمود. شوک صادراتی هدایت‌کننده نوسانات تراز تجاری است به طوری که حدود ۵۷ درصد خطای پیش‌بینی تراز تجاری مربوط به شوک صادراتی خواهد بود. نکته مهم و ظریفی در فصل ۳۲ مشاهده می‌شود آن است که سهم شوک صادراتی در نوسانات تراز تجاری کاهش یافته و بر سهم سایر متغیرها افزوده می‌شود. تجزیه و تحلیل متغیرهای اسمی نشان می‌دهد که در میان‌مدت شوک سیاست توسعه صادرات غیرنفتی از عوامل هدایت‌کننده تورم خواهند بود به‌طوری که بیش از ۲۸ درصد واریانس خطای پیش‌بینی تورم مربوط به شوک صادرات غیرنفتی است زیرا این شوک بر افزایش تقاضا و نهایتاً افزایش قیمت‌ها موثر خواهد بود. شوک صادرات غیرنفتی از عوامل هدایت‌کننده نوسان‌های نرخ بهره داخلی است به گونه‌ای که حدود ۷۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی نرخ بهره داخلی مربوط به شوک صادراتی است.

در بلندمدت، یعنی در دوره بیش از هشت سال، هم‌چنان شوک سیاست توسعه صادرات غیرنفتی دارای بیشترین تاثیر را بر رشد تولید ناخالص داخلی خواهد داشت، تجزیه و تحلیل متغیرهای اسمی نشان می‌دهد که در بلندمدت شوک صادراتی از عوامل هدایت‌کننده تورم خواهد بود و شوک صادراتی از عوامل هدایت‌کننده نوسان‌های نرخ بهره نیز داخلی خواهد بود.

جدول (۶): تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی شوک صادراتی

متغیر	کوتاه مدت			میان مدت			بلندمدت		
	دوره	صادراتی	سایر*	دوره	صادراتی	سایر*	دوره	صادراتی	سایر*
تولید ناخالص داخلی	t=۱	۴۱/۶۶	۵۸/۳۴	t=۸	۴۲/۴۰	۵۷/۶۰	t=۶۴	۴۳/۹۷	۵۶/۰۳
مصرف		۲۹/۴۵	۷۰/۵۵		۲۹/۴۵	۷۰/۵۵		۲۹/۵۶	۷۰/۴۴
سرمایه گذاری		۴۵/۹۶	۵۴/۰۴		۴۵/۹۷	۵۴/۰۳		۴۷/۵۱	۵۲/۴۹
تورم		۱۷/۹۵	۸۲/۰۵		۲۸/۰۳	۷۱/۹۷		۲۸/۱۶	۷۱/۸۴
نرخ بهره		۵۵/۱۱	۴۴/۸۹		۶۴/۵۵	۳۵/۴۵		۷۸/۶۷	۲۱/۳۳
نرخ ارز		۰/۱۶	۹۹/۸۴		۰/۱۹	۹۹/۸۱		۰/۱۹	۹۹/۸۱
تراز تجاری		۳۹/۲۹	۶۰/۷۱		۵۷/۳۶	۴۲/۶۴		۵۴/۹۱	۴۵/۰۹
تولید ناخالص داخلی	t=۲	۴۴/۳۰	۵۵/۷۰	t=۱۶	۴۳/۹۹	۵۶/۰۱	t=۱۰۰	۴۳/۹۷	۵۶/۰۳
مصرف		۲۹/۳۵	۷۰/۶۵		۲۹/۵۵	۷۰/۴۵		۲۹/۵۶	۷۰/۴۴
سرمایه گذاری		۴۸/۵۴	۵۱/۴۶		۴۷/۵۸	۵۲/۴۲		۴۷/۵۲	۵۲/۴۸
تورم		۲۰/۶۱	۷۹/۳۹		۲۸/۱۶	۷۱/۸۴		۲۸/۱۶	۷۱/۸۴
نرخ بهره		۵۵/۹۸	۴۴/۰۲		۷۱/۵۳	۲۸/۴۷		۷۵/۶۴	۲۴/۳۶
نرخ ارز		۰/۱۷	۹۹/۸۳		۰/۱۹	۹۹/۸۱		۰/۱۹	۹۹/۸۱
تراز تجاری		۴۳/۱۲	۵۶/۸۸		۵۵/۸۵	۴۴/۱۵		۵۵/۲۷	۴۴/۷۳
تولید ناخالص داخلی	t=۴	۴۴/۹۱	۵۵/۰۹	t=۳۲	۴۳/۹۸	۵۶/۰۲			
مصرف		۲۸/۷۸	۷۱/۲۲		۲۹/۵۵	۷۰/۴۵			
سرمایه گذاری		۴۹/۹۹	۵۰/۰۱		۴۷/۵۳	۵۲/۴۷			
تورم		۲۴/۳۲	۷۵/۶۸		۲۸/۱۱	۷۱/۸۹			
نرخ بهره		۵۹/۰۶	۴۰/۹۴		۷۷/۳۳	۲۲/۶۷			
نرخ ارز		۰/۱۸	۹۹/۸۲		۰/۱۹	۹۹/۸۱			
تراز تجاری		۴۹/۲۵	۵۰/۷۵		۵۳/۵۹	۴۶/۴۱			

ماخذ: محاسبات تحقیق

* منظور سهم سایر شوک‌های مطالعه است که در اینجا فقط عدد مربوط به شوک صادرات غیرنفتی ارائه شده‌است.

به طور خلاصه می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت شوک سیاست توسعه صادرات از مهم‌ترین عوامل نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی است که این شوک حدود ۴۰ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهد.

۵- خلاصه، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله با توجه به ویژگی‌های مکتب کینزی جدید، برای تجزیه و تحلیل اثرات سیاست توسعه صادرات غیرنفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان کشور بر دو دسته از متغیرهای حقیقی (تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری و نسبت ترازتجاری به تولید ناخالص داخلی) و متغیرهای اسمی (نرخ تورم، نرخ بهره داخلی و نرخ ارز) اقدام به ارائه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران شده‌است. بعد از تصریح مدل مناسب، در مرحله بعدی شرایط مرتبه اول بهینه کارگزان اقتصادی انجام شده‌است و در ادامه متغیرهای غیر ساکن مدل روندزدایی شده و مدل غیر خطی با استفاده از روش اوهلیگ خطی‌سازی گردیده و بعد از آن کالیبراسیون مدل انجام شده‌است.

شبیه‌سازی و حل مدل با استفاده از برنامه داینر سازگار با نرم افزار مطلب و استفاده از داده‌های فصلی (۴)۸۸-(۱)۱۳۵۰ و به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۰ و برآوردگر بیزین صورت گرفته‌است که خلاصه نتایج را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

نتایج حاصل از حل (کالیبراسیون) مدل حاکی از آن است که مدل مورد استفاده برای شبیه‌سازی اقتصاد ایران تا حدود خیلی زیادی مناسب است.

نتایج بدست آمده از توابع واکنش ضربه‌ای ناشی از شوک در سیاست توسعه صادرات غیرنفتی نشان می‌دهد که شوک صادراتی سبب افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تراز تجاری می‌گردد که بیشترین افزایش مربوط به تولید ناخالص داخلی و پس از آن سرمایه‌گذاری است.

افزایش بیشتر در سرمایه‌گذاری نسبت به مصرف بیشتر از حاکی از آن است که با افزایش صادرات امکان واردات بیشتری نیز فراهم می‌گردد و برای حفظ تولید داخلی باید تقاضای سرمایه‌گذاری افزایش یابد.

افزایش تقاضای خارجی‌ها از محصولات داخلی باعث افزایش تورم خواهد شد ولی با افزایش تولید تورم شروع به کاهش خواهد نمود.

سیاست صادراتی باعث افزایش نرخ ارز شده به گونه‌ای که ترقی نرخ ارز به طور کامل جبران افزایش تورم ناشی از اقدام مقام پولی خواهد بود.

تغییرات نرخ بهره داخلی در اثر سیاست توسعه صادرات غیرنفتی نیز در کمتر از حالت تعادل پایای خود است (افزایش اولیه نرخ ارز باعث می‌شود که نرخ بهره داخلی به صورت هموار باقی بماند و آن را در این حالت نگه دارد).

در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت شوک سیاست توسعه صادرات غیرنفتی از مهم‌ترین عوامل نوسان‌های رشد تولید ناخالص داخلی است که این شوک حدود ۴۰ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهد.

با توجه به نتایج ارائه شده در فوق و سازگاری نسبتاً زیاد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد کینزی جدید در اقتصادهای در حال توسعه، می‌توان ادعا نمود که استفاده از این مدل‌ها برای ارزیابی سیاست‌های مختلف کلان اقتصادی و شبیه‌سازی عملکرد اقتصادی در ایران مناسب خواهد بود به گونه‌ای که این مدل‌ها از توانائی قابل قبولی در این زمینه برخوردار هستند.

هم‌چنین با توجه به این‌که شوک سیاست توسعه صادرات غیرنفتی با گذشت زمان منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری، مصرف و تراز تجاری شده و از سوی دیگر موجبات افزایش نرخ بهره داخلی را نیز فراهم می‌کند لذا توصیه می‌گردد این سیاست با سیاست پولی مناسب همراه گردد تا اثر بخشی بیشتری داشته باشد.

منابع:

۱. ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹)، طراحی یک تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد صادر کننده نفت، پایان نامه دکتری، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

۲. ابراهیمی، ایلناز و حسین توکلیان (۱۳۹۰)، نقش نوسانات نرخ ارز در تبیین نوسانات تجاری اقتصاد ایران (رویکرد DSGE)، بیست و یکمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی کشور، پژوهشکده پولی و بانکی.

۳. بسته آماری سری زمانی اقتصادی ETSD، (۱۳۹۲)، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی.

۴. عسگری، منصور (۱۳۹۳)، چرخه‌های تجاری و سیاست‌های اقتصاد کلان در ایران رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی، پایان نامه دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم ادارای و اقتصاد.
۵. فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۰)، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران، فصلنامه مدل سازی اقتصادی، شماره ۳.
۶. متوسلی، محمود و همکاران (۱۳۸۹)، طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیو کینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره چهارم، زمستان ۱۳۸۹.
7. All egret, J. P. and Benkhodja, M.T. (2011), External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy. Working Paper, Université de Paris Ouest Nanterre La Défense
8. An, S. and Schorfheide, F. (2007), Bayesian Analysis of DSGE Models, Econometric Reviews, 26, pp. 113-172
9. Aruoba, S.B., J. Fernandez-Villaverde and Rubio-Ramirez, J.F. (2003), Comparing Solution Methods for Dynamic Economies, Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper Series 2003-27.
10. Beidas-Strom S. and Poghosyan, T. (2011), an Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Jordanian Economy, IMF Working Paper, WP/11/28.
11. Bergoeing, R. and Soto, R. (2002), Testing the Real Business Cycle Models in an Emerging Economy, Central Bank of Chile.
12. Blanchard, O. and Khan, C.M. (1980), The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations, Econometrica, Vol. 48(5), pp. 1305-1312.
13. Cameron, A. C. and Trivedi, P.K. (2005), Microeconometrics: Methods and Applications, Cambridge University Press, New York.
14. Canova, F. (2007), Methods for Applied Macroeconomic Research, Princeton University Press.
15. Christiano, L. and Eichenbaum, M. (1992), Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labour Market Fluctuations, American Economic Review, 82. pp. 617-52
16. Cooley, T. F and Hansen, G. (1989), The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model, American Economic Review, American

Economic Association, Vol. 79(4), pp. 733-48.
17. Cooley T. and Hansen, G. (1995), Money and the Business Cycles, in Frontiers of Business Cycle Research, T. Cooley (ed.), Princeton University Press.
18. Dervis, K., De Melo, J., and Robinson, S. (1985), General Equilibrium Models for Development Policy: A World Bank Research Publication, Cambridge University Press, Cambrigde.
19. Duncan, k. (2002), How Well Does a Monetary Dynamic Equilibrium Model Account for Chilean Data, Working Papers of the Central Bank of Chile.
20. Duval, R. and Vogel, L. (2007), How do nominal and Real Rigidities Interact? A Tale of the Second Best, MPRA paper, No. 7282.
21. Dynare (2005): Software available from http://www.dynare.org/download
22. Ferroni, F. (2009), Trend Agnostic One Step Estimation of DSGE Models, UPF Macro Breakfast seminars.
23. Gali, J. (2008), Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework, Princeton University Press.
24. Griffoli, T. M. (2013), Dynare v4 - User Guide Public beta version, An Introduction to the Solution & Estimation of DSGE Models, http://www.gnu.org/licenses/fdl.txt
25. Hahn, Frank and Matthews, R.C.O. (1964), The Theory of Economic Growth: a Survey, Economic Journal. 74: 779902
26. Hansen, G.D. and Prescott, E.C. (1995), Recursive Methods for Computing Equilibria of Business Cycle Models" in Cooley T.F.(ed.), Frontiers of Business Cycle Research, Princeton University Press, Princeton.
27. Judd, K.L. (1992), Projection Methods for Solving Aggregate Growth Models, Journal of Economic Theory, Vol. 58(2), pp. 410-452
28. Lan, H. and Meyer-Gohde, A. (2013), Decomposing Risk in Dynamic Stochastic General Equilibrium, SFB, 649 Discussion Paper, Economic Risk Berlin.
29. Leduc, S.L. and Keith, S. (2004), A Quantitative Analysis of Oil-Price Shocks, Systematic Monetary Policy, and Economic Downturns," Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 51(4), pp. 781-808.
30. Kim, J. (2000), Constructing and Estimating a Realistic Optimizing

Model of Monetary Policy, Journal of Monetary Economics 45 (2), pp. 329 – 359

31. Klein, P. (2000). Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model, Journal of Economic Dynamics and Control 24 (10): 1405-1423.
32. Kremer, J. Lombardo, G. Thadden, L. and Werner, T. (2006), Dynamic Stochastic General Equilibrium Models as a Tool for Policy Analysis, CESifo Economic Studies, Vol. 52(41), PP. 640-665.
33. Kydland, F. E. and Prescott, E.C. (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations, Econometrica, Vol, 50, PP, 1345-70.
34. Kydland, F. E. and Prescott, E.C. (1991), The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 93(2), PP. 161–178.
35. Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1996), The Computational Experiment: An Econometric Tool, Journal of Economic Perspectives, Vol. 10(1), PP. 69–86.
36. Lucas, R. J. (1976), Econometric Policy Evaluation: a Critique, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 1, pp. 19-46.
37. Nason, J. M. and Cogley, T. (1994), Testing The Implications of Long-Run Neutrality for Monetary Business Cycle Models, Journal of Applied Econometrics, Vol. 9, PP. 37-70.
38. Onatski, A. and Ruge-Murcia, F. (2013), Factor Analysis of A Large DSGE Model, Journal of Applied Econometrics, Vol. 28(6). PP. 903-928.
39. Pichler, P. (2005), Evaluating Approximate Equilibria of Dynamic Economic Models. Department of Economics University of Vienna, Working Paper No. 0510.
40. Romer, D. (2001), Advanced Macroeconomics, McGraw-Hill Irwin, NY, Third Edition.
41. Schorfheide, F. (2000), Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models, Journal of Applied Econometrics, Vol. 15, PP. 645-670.
42. Sims, C. (2002), the Role of Models and Probabilities in the Monetary Process, Brookings Papers on Economic Activity, PP.1-38.
43. Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and Reality, Econometrica, Econometric Society, Vol. 48(1), PP. 1-48.
44. Strachan, R. and Dijk, H.K. (2012), Evidence on Features of a DSGE Business Cycle Model from Bayesian Model Averaging, Tinbergen

Institute Discussion Paper, TI 025/4.
45. Uhlig, H, (1995), A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Institute for Empirical Macroeconomics.
46. Welz, P. (2006), Assessing Predetermined Expectations in the Standard Sticky-price model: A Bayesian Approach, European Central Bank, Working Paper series No. 621.
47. Wickens, M. (2008), Macroeconomic Theory A Dynamic General Equilibrium Approach, Princeton University Press, Princeton.
48. Woodford, M. (2003), Interest and Prices: Foundation of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press, Princeton.
49. Zellner, A. (1971), an Introduction to Bayesian Inference in Econometrics, John Wiley & Sons, INC. New York