فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال هفدهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۹۶ ـ صفحات ۹۹-۷۳

عدم تقارن شوک‌های پولی در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

بهرام سحابی[۱]
حسین اصغرپور[۲]
سعید قربانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱/۲۹ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۱۰**

چکیده

موضوع اثرگذاری نامتقارن شوک‌های پولی بر اقتصاد، از جمله مباحث جدیدی است که از طرف کینزین‌های جدید مورد بررسی قرار گرفته است. یکی از مباحث مهم اقتصاد کلان، چگونگی تأثیرگذاری شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی است. نحوه تأثیرگذاری شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، قیمت و سرمایه‌گذاری خصوصی، در شرایط مختلف اسمی و حقیقی اقتصاد و در سیاستگذاری حائز اهمیت است.

لذا در تحقیق حاضر، اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر مکتب کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران طی دوره ۹۰-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شوک‌های مثبت و منفی پولی درونزا بوده و به رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران بستگی دارد؛ به طوری که اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری خصوصی در رژیم تورمی پایین، بیشتر از رژیم تورمی بالا می‌باشد. همچنین اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر سطح عمومی قیمت‌ها در رژیم تورمی بالا، بیشتر از رژیم تورمی پایین می‌باشد.

واژگان کلیدی: اثرات نامتقارن شوک‌های پولی، تولید ناخالص داخلی، رژیم‌های تورمی، سرمایه‌گذاری، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی
طبقه بندی JEL: B22، C02، C3، E5، D5

۱. عضو هیأت علمی دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس sahabi_b@modares.ac.ir
۲. دانشیار دانشکده مدیریت، اقتصاد و بازرگانی دانشگاه تبریز Asgharpurh@gmali.com
۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس Saeedghorbani10@gmail.com

۱. مقدمه

موضوع اثرگذاری نامتقارن شوک‌های پولی بر اقتصاد، از جمله مباحث جدیدی است که از طرف کینزین‌های جدید مورد بررسی قرار گرفته است. وجود چسبندگی‌های حقیقی (Ball and Romer, 1990)، هزینه‌های فهرست بها (Mankiw, 1985) و وقفه‌های تولید (Lindbeck and Snover, 1989) موجب پیدایش نواقصی در بازارهای کالا، کار و اعتبار می‌شوند. در این صورت، حتی با وجود انتظارات عقلایی، شوک‌های پولی می‌توانند به صورت نامتقارن محصول واقعی را تحت تأثیر قرار دهند. در واقع کینزین‌های جدید با ارائه مفهوم عدم تقارن شوک‌های اسمی، در پی پاسخ به برخی رویدادهای تاریخ پولی هستند که ادبیات موجود در مکاتب مختلف اقتصادی، قادر به تبیین آنها نیست (Morgan, 1993).

موضوع عدم تقارن اثرات شوک‌های اسمی، دلالت‌های مهمی از نظر سیاست‌های پولی در بر دارد. نظریه عدم تقارن سنتی کینزی که در آن، اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی بر متغیرهای کلان مورد آزمون قرار می‌گیرد، توضیح می‌دهد که سیاست‌های انقباضی پولی در جهت کاهش تولید و سایر متغیرهای حقیقی با قدرت بیشتری عمل می‌کند و سیاست‌های انبساطی، ممکن است در بسیاری از موارد، اثر چندانی بر رشد تولید و یا سایر متغیرهای حقیقی نداشته باشد؛ بنابراین از این دیدگاه، سیاستگذاران همواره نمی‌توانند از ابزارهای پولی در جهت افزایش و یا کاهش فعالیت‌های اقتصادی به صورت کاملاً یکسان استفاده کنند.

از طرف دیگر، مطابق با نتایج مطالعه شن (Shen, 2000)، یک دلالت سیاستی مهم در نظریه عدم تقارن سنتی کینزی، آن است که شوک‌های انقباضی به کاهش تولید منجر شده و شوک‌های انبساطی پولی، ممکن است تنها رشد بالاتر قیمت‌ها را در پی داشته باشد.

از طرفی، ارتباط بین اثرات سیاست‌های پولی و وضعیت تورمی اقتصاد، از دلالت‌های مهم نظریه عدم تقارن متغیر شوک‌های پولی است که ضرورت توجه به اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران را که با رژیم‌های مختلف تورمی مواجه است، آشکار می‌سازد. با توجه به دیدگاه‌های عدم تقارن متغیر، از آنجا که اقتصاد ایران طی دهه‌های گذشته دامنه وسیعی از نرخ‌های تورم را تجربه کرده است، آثار اعمال سیاست‌های پولی در این اقتصاد، به صورت تنگاتنگی به وضعیت موجود و آینده رژیم‌های تورمی آن وابسته است، به گونه‌ای که در رژیم‌های تورم پایین، اثرات نامتقارن ناشی از شوک‌های پولی وارد شده بر اقتصاد چندان آشکار نمی‌شود؛ اما با افزایش نرخ تورم و انتقال به یک رژیم تورمی بالاتر، تفاوت بین اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی نمایان می‌شود.

در این مطالعه، اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی[1] در اقتصاد ایران بررسی و مقایسه می‌شود و با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE[2])، فرضیه عدم تقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد آزمون قرار خواهد گرفت. بدین منظور، مقاله حاضر در شش بخش به شرح زیر ساماندهی شده است. پس از مقدمه در بخش دوم، به ادبیات موضوع متشکل از مبانی نظری اثرات نامتقارن شوک‌های پولی و نیز مطالعات صورت گرفته در این رابطه پرداخته می‌شود. در بخش سوم، ضمن بیان روش‌شناسی تحقیق، به طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر رویکرد کینزین‌های جدید خواهیم پرداخت. در بخش چهارم، حل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و استخراج شوک‌های پولی مورد بحث قرار گرفته و در بخش پنجم، نتایج شبیه سازی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و مقایسه شوک‌های پولی با استفاده از توابع ضربه - واکنش ارائه گردیده و بخش ششم و پایانی نیز به جمع‌بندی و تحلیل نتایج اختصاص یافته است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری تحقیق

فرضیه عدم تقارن، بیانگر آن است که تغییرات مثبت و منفی در شوک‌های اسمی پول، اثرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد. این نوع عدم تقارن که معمولاً بر دیدگاه سنتی کینزی مبنی بر چسبندگی رو به پایین دستمزدها استوار است، توضیح می‌دهد که شوک‌های مثبت عرضه پولی، خنثی خواهد بود؛ درحالی‌که شوک‌های منفی غیر خنثی است و بنابراین، تأثیر سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی بر متغیرهای حقیقی و اسمی از جمله تولید حقیقی، سرمایه‌گذاری خصوصی و سطح عمومی قیمت‌ها یکسان نبوده و نامتقارن است. همچنین این نوع از عدم تقارن بیانگر آن است که اثرگذاری شوک‌های پولی به وضعیت تورمی مورد مطالعه، بستگی دارد؛ به گونه‌ای که با افزایش نرخ تورم، تأثیر شوک‌های پولی بر تولید کاهش یافته و حتی در سطوح بسیار بالای تورم می‌تواند اثر منفی بر تولید حقیقی داشته باشد. طی سال‌های اخیر، تلاش‌های زیادی توسط نظریه‌پردازان کینزین‌های جدید صورت گرفته است تا دلایل نظری و مبانی خرد اقتصادی برای چنین شواهدی فراهم کنند و آن را از مدل‌هایی با وجود عاملان حداکثر کننده، استخراج کنند.

واکنش نامتقارن و غیر یکسان تولید حقیقی به شوک‌های مثبت و منفی پولی به عنوان یک پدیده طرف عرضه، از مهمترین دلالت‌های تحدب و یا شکستگی منحنی عرضه کل اقتصاد به شمار می‌رود. چنانچه منحنی

---

۱. در مقاله حاضر، اثرات نامتقارن شوک های پولی بر عملکرد مهم ترین متغیرهای کلان اقتصادی (تولید، سرمایه‌گذاری و تورم) مورد بحث و بررسی قرار می گیرد؛ لذا منظور از متغیرهای کلان اقتصادی، متغیرهای تورم، تولید و سرمایه گذاری می باشد.

2. Dynamic Stochastic General Equilibrium

عرضه کل به شکل محدب باشد، شوک‌های مثبت و منفی طرف تقاضا، اثرات کاملاً متفاوتی بر تولید حقیقی و سطح قیمت‌ها بر جای می‌گذارد؛ به طوری که در سطوح پایین قیمت‌ها، میزان تغییرات تولید به ازای تغییرات معین سطح قیمت‌ها بیشتر است؛ اما در سطوح بالاتر قیمت‌ها به دلیل افزایش شیب منحنی عرضه کل، تغییرات تولید کمتر خواهد بود. از این رو، شوک‌های یکسان مثبت و منفی پولی و انتقال کاملاً برابر تقاضای کل در طول منحنی عرضه به بالا و پایین، اثرات غیر یکسانی بر تولید حقیقی و سطح قیمت‌ها بر جای می‌گذارد.

۲-۲. مروری بر مطالعات انجام‌شده

موضوع اثرگذاری شوک‌های پولی بر تولید، همواره مورد مناقشه جدی بین اقتصاددانان بوده است. رومر[1] (۱۳۸۴) بحث می‌کند که شاید مهم‌ترین تفاوت نظریه ادوار تجاری واقعی و نظریه ادوار تجاری کینزی، پیش‌بینی‌های آنها در مورد تأثیر تغییرات حجم پول می‌باشد؛ به گونه‌ای که در الگوی ادوار تجاری واقعی، فرض می‌شود که اختلالات پولی خالص، اثر واقعی ندارند اما بر طبق الگوی کینزی، این اختلالات تأثیر عمده‌ای بر اشتغال و تولید بر جای می‌گذارند.

در این بخش، به بررسی مطالعات انجام‌شده در زمینه اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در دو قسمت مطالعات خارجی (جدول ۱) و داخلی (جدول ۲) خواهیم پرداخت.

جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام‌شده خارجی در زمینه اثرات نامتقارن شوک‌های پولی

ردیف	نویسنده / گان	تاریخ انتشار	کشور	نتیجه‌گیری
۱	بال و منکیو[2]	۱۹۹۴	آمریکا	در مطالعه‌ای با استفاده از مدل قیمتگذاری بر اساس زمان و قیمتگذاری بر اساس وضعیت، تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و سپس اثرات نامتقارن شوک‌های اسمی را مورد بررسی قرار داده‌اند. به نظر آنها، یکی از فروض اساسی برای مطالعه نوسان‌های اقتصادی، چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها است اما عدم تقارن تعدیل قیمت‌ها در عکس‌العمل به شوک‌های مثبت و منفی به دلیل روند مثبت تورم است.
۲	شن[3]	۲۰۰۰	تایوان	سیاست پولی در رژیم‌های مختلف تورمی اثر نامتقارن دارد، به طوری که انتظار می‌رود اثر مثبت هیچ تأثیری نداشته باشد و اثر منفی شوک پولی در رژیم‌های تورمی بالا، تأثیرپذیری بیشتری دارد.
۳	تلاتار[4]	۲۰۰۲	ترکیه	اثرات شوک‌های منفی پولی بر رشد تولید بخصوص در چند ماه اولیه پس از وقوع شوک، بسیار بزرگ‌تر از اثرات شوک‌های مثبت است و پس از مدت کوتاهی اثر هر دو شوک مثبت و منفی به صفر گرایش پیدا می‌کند.
۴	فلدینگ وشیلدز[5]	۲۰۰۷	۹ ایالت آفریقای جنوبی	از نظر آماری اختلافات معنی‌دار و بزرگی در واکنش قیمت‌ها به سیاست‌های پولی انقباضی و انبساطی در نواحی مختلف آفریقای جنوبی وجود دارد.
۵	تان و همکاران[6]	۲۰۱۰	۴ کشور عضو آ. س. آن[7]	مقدار تأثیرگذاری سیاست‌های پولی انقباضی بر تولید بیشتر از سیاست‌های پولی انبساطی است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که با افزایش تورم، شدت اثرگذاری سیاست پولی بر تولید بیشتر می‌شود.

1. David Romer
2. Ball and Mankiw
3. Shen
4. Telatar
5. Fielding and Shields
6. Tan, Habibulah and Mohamad

۷. چهار کشور عضو آ. س. آن عبارتند از: اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند.

جدول ۲. مروری بر مطالعات انجام‌شده داخلی در زمینه اثرات نامتقارن شوک‌های پولی

ردیف	نویسنده / گان	سال انتشار	نتیجه‌گیری
۱	نظیفی	۱۳۸۰	فرضیه عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی در اقتصاد ایران تأیید می‌شود.
۲	اصغر پور	۱۳۸۴	۱- شوک‌های منفی پولی تولید حقیقی را بیشتر از شوک‌های مثبت پولی تحت تأثیر قرار می‌دهد ولی تأثیر شوک‌های مثبت پولی بر قیمت، بیش از شوک‌های منفی پولی است. ۲- شرایط تورمی پایین، متوسط و بالا، اثرات شوک‌های پولی بر تولید، به ترتیب مثبت، خنثی و منفی است.
۳	ابطحی	۱۳۸۷	نتایج تحقیق با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) فرضیه عدم تقارن ثابت را رد می‌کند؛ اما با تفکیک رژیم‌های تورمی از طریق مدل‌های انتقال رژیم مارکوف، نظریه عدم تقارن متغیر شوک‌های پولی بر تولید از حمایت تجربی در اقتصاد ایران برخوردار می‌شود.
۴	اصغر پور و همکاران	۱۳۹۰	در طول چرخه‌های تجاری، میزان تأثیرگذاری شوک‌های مثبت پولی بر سطح قیمت‌ها، متفاوت از شوک‌های منفی پولی است. به طوری که تأثیر شوک‌های مثبت پولی، هم در دوران رونق و هم، در دوران رکود اقتصادی بر قیمت بیشتر از شوک‌های منفی پولی است. از این رو، می‌توان چنین بیان کرد که استفاده از نتایج هرگونه مدل‌های خطی در سیاستگذاری، عاری از ایراد نبوده و بانک مرکزی می باید در اتخاذ سیاست‌های پولی به این مساله توجه نماید تا بتواند کارآیی سیاست‌های اتخاذشده را حداکثر نماید.
۵	دل‌انگیزان و همکاران	۱۳۹۰	پول در اقتصاد ایران خنثی نبوده و اثرات سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران نامتقارن است؛ به طوری که تکانه‌های منفی، رشد اقتصادی را بیشتر از تکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند.
۶	همتی و جلالی نائینی	۱۳۹۰	۱- شوک پولی اثر تأخیری بر روی قیمت‌های جزئی دارد و بیشتر قیمت‌ها با تأخیر قابل توجهی به شوک پولی واکنش نشان می‌دهند. ۲- تفاوت‌های محسوسی در بین واکنش قیمت گروه‌های مختلف وجود دارد؛ در حالی که بنابر فواصل اطمینان به دست آمده، معنی‌داری این تفاوت‌ها از لحاظ آماری مورد تأیید قرار نگرفته است.
۷	فرزین وش و همکاران	۱۳۹۱	برازش مدل غیرخطی بر مدل خطی اولویت دارد و اثربخشی سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در وضعیت‌های بالا و پایین رشد درآمد حاصل از نفت متفاوت بوده است. با اعمال سیاست پولی انبساطی، تولید در وضعیت پایین رشد درآمد حاصل از نفت بیش از وضعیت بالای رشد درآمد حاصل از نفت افزایش یافته است. همچنین، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مخارج دولتی تولید را در وضعیت پایین رشد درآمد حاصل از نفت، بیش از وضعیت بالای رشد درآمد حاصل از نفت افزایش داده‌اند.

در بررسی مطالعات انجام‌شده، دو ویژگی جلب توجه می‌نماید. ابتدا اینکه در بخش قابل توجهی از مطالعات، بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای تولید و به صورت خاص بر روی تورم مطرح شده، همچنین در مطالعات کاربردی صورت گرفته، به ندرت از مدل‌های غیرخطی استفاده شده است؛ لذا می‌توان وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات پیشین را به شرح زیر برشمرد:

الف) بررسی عدم تقارن ثابت و متغیر شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی؛

ب) بررسی عدم تقارن ثابت و متغیر شوک‌های پولی بر سرمایه‌گذاری خصوصی.

۳. طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران با لحاظ چسبندگی‌های اسمی

چارچوب اصلی مدل DSGE این تحقیق با استفاده از مقالات ایرلند (Ireland, 1997)، دیب و پانئوف (Dib and Phaneuf, 2001)، والش (Walsh, 2003)، لداک و سیل (Leduc and Sill, 2004)، فرناندز و روبیو (Fernandez and Rubio-Ramirez, 2006)، مدینا و سوتو (Medina and Soto, 2006)، شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹) و متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) ساخته شده است.

این مدل، چارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی را با توجه به خصوصیات اقتصادی یک کشور صادرکننده نفت گسترش می‌دهد.

مهم‌ترین فرض‌ها در ساخت این مدل عبارت‌اند از:

۱- از آموزه‌های کینزین‌های جدید یعنی فضای رقابت انحصاری و وجود چسبندگی‌های اسمی برای ایجاد بستر اصلی مدل استفاده شده است.

۲- با وجود آنکه در اکثر مدل‌های DSGE کینزین‌های جدید، دولت حضور مؤثری ندارد و اصولاً این مدل‌ها برای تحلیل سیاست‌های پولی گسترش یافته‌اند، لیکن در تحقیق حاضر، به دلیل نقش پر رنگ دولت در اقتصاد ایران، دولت وارد مدل شده است.

۳- همچنین بنا به واقعیات اقتصاد ایران، چون بانک مرکزی از استقلال چندانی از دولت برخوردار نیست، بر خلاف مدل‌های معمول DSGE کینزین‌های جدید که یک مقام مستقل و حاکم بر سیاست‌های پولی در نظر می‌گیرند، در مدل حاضر دولت- مقام پولی، یک کارگزار واحد تعریف شده است.

۴- کل تولید و مصرف کشور متشکل از کالاهای واسطه، نهایی و نفت است.

۵- تولیدکننده نهایی در اقتصاد مانند یک جمعگر عمل می‌کند[۱].

۶- خانوارها صاحبان بنگاه‌ها هستند.

۷- نیروی کار و سرمایه در سطح بین‌المللی غیر متحرک اند.

۸- کالاهای تولید و مصرف‌شده در اقتصاد، جزئی از کالاهای نرمال می باشند.

با در نظر گرفتن فرض‌های فوق، مدل از سه بخش خانوارها، بنگاه‌ها و دولت- مقام پولی تشکیل شده است و در بخش تولید (بنگاه‌ها)، سه بخش بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بخش نفت حضور دارد.

الف) خانوارها

در اقتصاد خانوار، نماینده‌ای زندگی می‌کند که عمری نامحدود دارد. خانوار نماینده از مصرف کالاها و نگهداری مانده‌های حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند و به دلیل کار کردن، از مطلوبیت خانوار کاسته می‌شود. لذا با توجه به شکل تبعی تابع مطلوبیت، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که این خانوار در طول حیات خود به دست می‌آورد، به شکل زیر خواهد بود:

$$\cdot \ {}_{0}\sum_{\cdot=0}^{\infty}\beta \cdot \left\{\log(\cdot\ \ -\cdot\ \cdot\ \ _{-1})+\upsilon\log(\frac{\cdot}{\cdot\ \cdot})-\varphi\,\psi\cdot\frac{\cdot\ \ ^{1+\gamma}}{1+\gamma}\right\} \qquad (۱)$$

۱. منظور از رفتار جمعگر این است که تولید کننده کالای نهایی با ترکیب تعداد زیادی از کالاهای واسطه، یک سبد کالای نهایی را مانند یک کالای مرکب در اختیار مصرف‌کنندگان قرار می‌دهد.

بیانگر عملگر (اپراتور) انتظارات، مصرف خانوارها، مانده واقعی پول (سطح عمومی قیمت ها است) و مجموع نیروی کار عرضه شده از سوی خانوار نماینده برای استفاده در فرایند تولید کالاها می باشد.

$0 \le \beta \le 1$ عامل تنزیل، پارامتری که نشان دهنده عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، $\gamma(\gamma \succ 0)$ عکس کشش عرضه نیروی کار، υ کشش تقاضای پول، ψ ضریب وزنی فراغت در تابع مطلوبیت و φ برابر است با شوک عرضه نیروی کار که از رابطه زیر تبعیت می کند:

$$\log \varphi = \alpha + \rho_{\varphi} \log \varphi_{-1} + \sigma_{\varphi} \varepsilon_{\varphi} \rightarrow \quad \varepsilon_{\varphi} \sim (0,1) \qquad (۲)$$

تابع مطلوبیت انتخاب شده، یک رابطه جانشینی بین مصرف و اوقات فراغت را بیان کرده، همچنین تصریح این نوع تابع مطلوبیت جهت همگرا شدن اقتصاد به سمت مسیر رشد متوازن ضروری است.

از طرفی خط بودجه خانوار از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$+ + + = + (r - \mu^{-1} [u])k_{-1} + + + \qquad (۳)$$

بیانگر نرخ دستمزد حقیقی،[۱] قیمت واقعی اجاره سرمایه (نرخ سود بانکی)،[۲] $u \succ 0$ شدت استفاده از سرمایه،[۳] $\mu^{-1} [u]$ هزینه‌های فیزیکی استفاده از سرمایه،[۴] μ بیانگر شوک تکنولوژی سرمایه که به صورت لحظه‌ای اتفاق می‌افتد.[۵] همچنین خانوار مقدار از اوراق قرضه دولتی[۶] را با نرخ سود ناخالص اسمی نگهداری می‌کند. هزینه انتقال و [۷] سود بنگاه‌ها در اقتصاد[۸] می‌باشد. فرض می‌کنیم که $[1] = 0, a', \quad '' \succ 0$ می‌باشد.

خانوار نماینده دوره t را با ریال (یا هر واحد پولی دیگر) شروع می‌کند که از فعالیت اقتصادی دوره قبل به جا مانده است و واحد سرمایه در اختیار دارد.

طی دوره t خانوارها اقدام به عرضه عوامل تولید، یعنی کار و سرمایه به بنگاه های تولیدکننده کالاهای واسطه می‌کنند. خانوار از محل عرضه نیروی کار و سرمایه خود، عایدی به دست می‌آورد و

---

1. The real wage
2. The real rental price of capital
3. The intensity of use of capital
4. The physical cost of use of capital in resource terms
5. An investment specific technological shock to be described momentarily

۶. در این بخش، از اوراق مشارکت به عنوان اوراق قرضه دولتی استفاده شده است.

7. lump-sum transfer
8. The profits of the firms in the economy

به دولت، مالیات پرداخت می‌کند. خانوار منابع خود را صرف خرید محصول تولیدی بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بخشی از آن را سرمایه‌گذاری کرده و استهلاک موجودی سرمایه اقتصاد به شیوه زیر تغییر می‌کند:

$$. \quad = (1-\delta). \quad _{-1} + \mu \quad (1- . \quad [\frac{\cdot \quad}{\cdot \quad _{-1}}]) \, x \quad \qquad (۴)$$

δ[۱] نرخ استهلاک سرمایه، x سرمایه‌گذاری خصوصی و $[0]$.[۲] تابع هزینه تنظیم شده است؛ به طوری که $0 \succ [0]$ ، $[\Lambda \quad] = 0$, . $[\Lambda \quad] = 0$, . جایی که Λ . نرخ رشد سرمایه‌گذاری در طول مسیر رشد تعادلی می‌باشد. شوک تکنولوژیک سرمایه‌گذاری نیز از یک رابطه AR(۱) تبعیت می‌کند.

خانوار در تلاش است ارزش حال مطلوبیت‌های خود را در طول زمان (رابطه ۱) با توجه به محدودیت‌هایی که دارد (روابط ۳ و ۴) حداکثر کند. برای حداکثر کردن تابع مطلوبیت خانوار، از تابع لاگرانژ استفاده شده است.

ب) بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت[۳] ε بین آنها برقرار است. تولیدکننده کالای نهایی، آنها را بر اساس یک جمعگر دیکسیت - استیگلیتز که به شکل ذیل تعریف می‌شود، ترکیب می‌کند (متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)، شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹)، مشیری و همکاران (۱۳۹۰) و بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)):

$$. \quad = (\int_0^1 . \quad ^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \, d \quad)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \qquad (۵)$$

تولیدکننده نهایی، تابع تولید فوق را بر اساس قید زیر حداکثر خواهد کرد:

$$\max . \quad . \quad . \quad - \int_0^1 . \quad . \quad . \quad . \quad . \qquad (۶)$$

که در قید فوق . برابر قیمت کالای نهایی و . برابر با قیمت کالای واسطه ای می باشد.

پ) بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه

اقتصاد از زنجیره ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه تشکیل شده

1. The depreciation rate
2. An adjustment cost function
3. Constant elasticity of substitution.

است که هر یک از بنگاه‌ها، کالایی متمایز تولید می‌کنند که در نهایت، پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده، کالای نهایی توسط خانوارها خریداری می‌شود.

در بخش کالاهای واسطه، بنگاه، i واحد از کالا را به صورت زیر تولید می‌کند (Fernández and Rubio, 2006):

$$y_{it} = A_t k_{it-1}^{\alpha} (l_{it})^{1-\alpha} - \phi \qquad \alpha \in (0,1) \qquad (۷)$$

k_{it-1} سرمایه اجاره‌ای توسط بنگاه، l_{it} مقدار نیروی کار اجاره‌ای توسط بنگاه و A_t یک شوک بهره‌وری مشترک در میان تمام بنگاه‌ها است که به صورت برونزا ((AR(۱)) وارد مدل خواهد شد و تابع تولید از نوع کاب - داگلاس[1] با بازده ثابت به مقیاس می‌باشد.

در بازار رقابت انحصاری، با توجه به اینکه ورود و خروج بنگاه‌ها آزاد می‌باشد، سود خالص تولیدکنندگان در بلندمدت برابر صفر خواهد بود.

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای با حل دو تابع لاگرانژ (یک بار برای حداقل کردن هزینه و یک بار برای حداکثر کردن سود) رفتار خود را بهینه خواهند کرد.

ت) بخش نفت

در این مطالعه، تولید نفت از طریق بنگاه‌های تولیدی و بر اساس رابطه (۷) مدل‌سازی، و درآمدهای حاصل از صادرات نفت به شکل تابعی از سرمایه‌گذاری و نیروی کار لحاظ شده است. علت این امر نیز به مشکل اقتصاد ایران در سال‌های اخیر و عدم سرمایه‌گذاری مناسب در زمینه نفت و کاهش ظرفیت تولید نفت مربوط می شود.

$$\log y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log k + \alpha_2 \log l + \varepsilon_t$$
$$\alpha_0 = (1-\rho)\bar{y} \qquad (۸)$$

ث) دولت- مقام پولی

در این مدل، فرض بر این است که دولت- مقام پولی، کارگزاری واحد در اقتصاد است که با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی در بسیاری از کشورهای نفت‌خیز، چنین فرضی دور از ذهن نیست. لذا برای تبیین رفتار دولت، از رابطه زیر استفاده خواهد شد (فرناندز و روبیو، ۲۰۰۶):

$$\frac{M_t}{M_{t-1}} = \left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\gamma_\Pi} \left(\left(\frac{\frac{Y_t}{Y_{t-1}}}{\frac{\Lambda_t}{\Lambda_{t-1}}} \right)^{\gamma_y} \right)^{1-\gamma_r} \exp(M_t) \qquad (۹)$$

از طرف دیگر، بنا به واقعیات آشکار شده کشورهای نفتی، به خوبی می‌دانیم که تبدیل دلارهای

1. Cobb-Douglas

حاصل از درآمدهای نفتی به پول داخلی به ناچار ارتباطی اجتناب‌ناپذیر بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی ایجاد می‌کند.

نرخ رشد ناخالص پول در دوره t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\varpi = \frac{\cdot\cdot\cdot}{\cdot\ \cdot_{-1}} \qquad (۱۰)$$

برای نرخ رشد ناخالص پول، قاعده زیر در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، علاوه بر تغییراتی که در اثر تصمیمات مستقل مقام پولی در نرخ رشد پول ایجاد می‌شود، شوک‌های وارد شده بر درآمدهای نفتی نیز نرخ رشد پول را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

$$\varpi_{\cdot} = \rho_{\varpi}\varpi_{\cdot_{-1}} + (1-\rho_{\varpi})\beta\bar{\varpi} + \omega_{\cdot\cdot}\varepsilon_{\cdot\cdot} + \varepsilon_{\varpi} \qquad (۱۱)$$

که $\rho_{\varpi} \in (-1,1)$ و ε_{ϖ} شوک عرضه پول بوده که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{ϖ} است. در صورتی که $\omega_{\cdot\cdot}$ صفر باشد، سیاست پولی کاملاً برونزا و تنها بر اساس تصمیمات بانک مرکزی و مستقل از نوسانات درآمدهای نفتی اعمال خواهد شد.

باید متذکر شد با جایگذاری $\frac{\cdot_{-1}}{\cdot\ \cdot}$ از رابطه (۹)، شرایط تسویه بازار (محدودیت منابع کل[1]) به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\cdot_{\cdot} + \cdot_{\cdot} = \cdot_{\cdot\cdot}\cdot_{\cdot} + (\cdot_{\cdot\cdot} - \mu_{\cdot}^{-1}\cdot[\mathrm{u}_{\cdot}])\mathrm{k}_{\cdot_{-1}} + \cdot_{\cdot} \qquad (۱۲)$$

۴. حل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)

مدل به دست آمده، یک سیستم پویای تصادفی است که برای تحلیل نیازمند حل است. روش‌های متفاوتی برای حل این قبیل مدل‌ها در ادبیات مربوطه گفته شده است.

بلانچارد و کان (Blanchard and Kahn, 1980) بر مبنای تجزیه جردن روشی را برای حل مدل‌های خطی شامل انتظارات عقلایی بیان کردند. پس از بلانچارد و کان، مطالعات بسیاری به طرح روش‌های مختلف برای حل اینگونه مدل‌ها اختصاص یافته است. استفاده از روش ضرایب نامعین، به پیروی از الگوی مطرح‌شده از سوی اوهلیگ، از عمده روش‌هایی است که در راستای سادگی حل مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا استفاده می‌شود؛ چرا که دستیابی به حصول سیستم تعادلی معادلات لگاریتم خطی از یک سیستم، معادلاتی غیرخطی را سبب می‌شود که در آن، متغیرها به صورت انحراف لگاریتمی خود، از مقادیر باثبات شان در مدل ظاهر می‌شوند (بهرامی و اصلانی، ۱۳۹۰).

1. Aggregate Resource Constraint

برای حل مدل، ابتدا کارگزاران اقتصادی یعنی خانوارها و بنگاه‌ها، اقدام به بهینه‌یابی می‌کنند و بازارها (اعم از بازار کالا، کار و پول) تسویه می‌شوند. در نهایت، این اجزا به شکلی از سیستم غیرخطی معادلات دیفرانسیل انتظاری، منتهی می‌شوند. چنین سیستمی به صورت مستقیم قابلیت تحلیل تجربی را ندارد؛ لیکن با انجام تبدیلاتی می‌توان آنها را به سیستم‌های قابل کاربرد تجربی تبدیل کرد (شاهمرادی و ابراهیمی، ۱۳۸۹). برای این تبدیل، می باید با استفاده از تقریب تیلور[1] سیستم غیرخطی را تقریب خطی زد. در مرحله بعد، ابتدا اجزایی از داده‌ها که در مدل حضور ندارند، تا حد امکان از آنها خارج می‌شود و سپس با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات[2] جزء روند از داده‌ها جدا می‌شود و تحلیل‌ها بر روی جزء ادواری صورت می‌گیرد. سپس با استفاده از تکنیک کالیبراسیون، مدل ارائه شده مورد بررسی تجربی قرار می‌گیرد.

همچنین برای مانا کردن متغیرهای مدل، می باید آنها را بر نرخ رشد اقتصادی[3] تقسیم کرد که با تعریف روابط زیر و اعمال آن در مدل متغیرهای مدل مانا خواهند شد.

$$\tilde{\quad} = \frac{\cdot}{\cdot}, \tilde{\lambda} = \lambda \cdot, \tilde{\mathrm{r}} = \cdot \mu, \tilde{\mathrm{q}} = \cdot \mu, \tilde{\quad} = \frac{\cdot}{\cdot},$$
$$\tilde{\quad} = \frac{\cdot}{\cdot}, \tilde{\quad}^{*} = \frac{\cdot}{\cdot}, \tilde{\mathrm{k}} = \frac{\cdot}{\cdot \mu}, \ldots \quad \tilde{\quad} = \frac{\cdot}{\cdot} \qquad (۱۳)$$

با جایگزین کردن این تعاریف جدید برای متغیرها، سیستم معادلاتی متشکل از متغیرهای مانا شده حاصل می‌شود که الگو طبق آن مورد تحلیل قرار می‌گیرد. پیش از استخراج متغیرها، فرض می‌شود که در وضعیت تعادل پایدار، مقدار متغیرها مستقل از زمان بوده و در کلیه دوره‌های زمانی با یکدیگر برابر هستند؛ به گونه‌ای که می‌توان اندیس‌های $\cdot, \cdot+1, \cdot-1, \cdot$ را از متغیرها حذف کرد. سپس مدل را نسبت به متغیرها حل کرده و کلیه متغیرهای مدل بر حسب پارامترها بازنویسی می شوند. در مرحله بعد، پس از کالیبراسیون و مقداردهی به پارامترها، مقدار عددی متغیرهای الگو در وضعیت تعادل پایدار محاسبه‌شده و به عنوان مقادیر اولیه متغیرهای مدل لحاظ می‌شود (بهرامی و قریشی، ۱۳۹۰). با تعریف روابط فوق معادلات موجود برای حل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تغییر خواهند یافت.

لذا در این بخش، ابتدا به کالیبره‌کردن پارامترهای مدل خواهیم پرداخت، سپس مقدار تعادلی متغیرها بر حسب پارامترهای داده شده به دست خواهد آمد. در پایان نیز به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای تعادل نهایی خواهیم پرداخت. دوره مورد بررسی در تحقیق حاضر

1. Taylor Approximation
2. Hodrick- Prescott Filter
۳. نرخ رشد اقتصادی، از روند تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی در اقتصاد ایران استخراج شده است.

۹۰-۱۳۵۷ در نظر گرفته شده تا صرفاً به بررسی دوران بعد از انقلاب اسلامی بپردازیم که شامل برنامه‌های پنج‌ساله توسعه اقتصادی و ۸ سال دوران جنگ تحمیلی است. همچنین تمامی داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و بعضی داده‌ها مانند دستمزد از بانک جهانی داده‌ها (WDI) استخراج شده است.

۱-۴. کالیبراسیون پارامترهای مدل DSGE

در این مطالعه، از روش مقداردهی پارامترها برای تحلیل مدل استفاده شده است؛ به این معنا که سعی شده پارامترهای الگو به گونه‌ای مقداردهی شوند که بالاترین تطابق میان آمارهای واقعی و شبیه‌سازی‌های صورت گرفته توسط مدل حاصل شود. آمارهای مورد استفاده، داده‌های سری زمانی ۹۰-۱۳۵۷ می‌باشند که با فیلتر هدریک-پرسکات روند زدایی شده و مقادیر تعادل پایدار آنها محاسبه شده است.

در معرفی پارامترهای الگو، توجه به یک سری نکات ضروری است. مقادیر مربوط به پارامترها باید به گونه‌ای تعیین شوند که نه تنها در معادلات مرتبه اول مربوط به حداکثرسازی رفتار عوامل اقتصادی صدق کنند؛ بلکه با مقادیر مربوط به متغیرهای الگو در شرایط تعادل پایدار نیز سازگار باشند.

بر اساس رابطه (۲) به برآورد شوک برونزای عرضه نیروی کار به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) خواهیم پرداخت. نتیجه برآورد بر اساس نرم‌افزار Eviews7 به شرح زیر می‌باشد:

$$\log \varphi_{.} = 0.1939 + 0.8825 \log \varphi_{.-1}, \quad R^2 = 0.9958 \qquad (۱۴)$$
$$(1.7472) \quad (85.7368)$$

اعداد داخل پرانتز، آماره آزمون (t) و نشان‌دهنده معنی‌داری ضریب برآورد شده است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_{\varphi} = 0.0173$ و ضریب اتو رگرسیون نیز $\rho_{\varphi} = 0.8825$ می‌باشد.

پارامترهای فرایند درآمدهای نفتی با استفاده از لگاریتم متغیر کل درآمدهای واقعی نفت (or) بر اساس داده‌های ۹۰-۱۳۵۷ برآورد شده است. چون در الگوهای ادوار تجاری تأکید بر انحرافات نسبی متغیر درآمد واقعی نفت از مقدار باثبات آن می‌باشد، ابتدا با استفاده از رهیافت هدریک-پرسکات، بخش سیکلی این متغیر استخراج شد. آنگاه آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، عدم وجود ریشه واحد در بخش سیکلی درآمد نفت را تأیید نمود. در این شرایط، می‌توان معادله (۸) برای درآمد واقعی نفت را به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، برآورد نمود:

$$\log .\tilde{} = 10.2354 + 0.698675 \log k + 0.29754 \log .$$
$$(3.3211) \qquad (4.1124) \qquad (16.7463) \qquad (۱۵)$$
$$.^2 = 0.9231$$

در رابطه بالا، $\tilde{\ }$ .. بیانگر انحرافات نسبی درآمد واقعی نفت، و مقدار درون پرانتز، آماره آزمون (t) است.

برای محاسبه شوک بهره‌وری مشترک میان تمام بنگاه‌ها، ابتدا از تابع تولید بر حسب نیروی کار و سرمایه، لگاریتم گرفته، سپس برآورد شده، پسماند این رابطه به عنوان بهره‌وری در نظر گرفته می‌شود. مقدار برآورد شده تابع لگاریتم تولید حقیقی بر حسب لگاریتم نیروی کار و لگاریتم سرمایه به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به شرح زیر می‌باشد:

$$\log . \ = \alpha_1 + \alpha_1 \log . \ + \alpha_2 \log . \ + \varepsilon$$

$$\log . \ = \underset{(-2.2504)}{-3.9412} + \underset{(2.6876)}{0.0289} \log . \ + \underset{(8.6406)}{0.9625} \log . \ , \quad . \ ^2 = 0.9491 \qquad (۱۶)$$

در رابطه برآوردی فوق بر اساس ضریب آماره (t)، تمامی ضرایب معنی‌دار بوده و جزء پسماند رگرسیون (۱۶) نشان‌دهنده بهره‌وری موجود در اقتصاد ایران می‌باشد. همچنین جمع ضرایب logl و logk تقریباً نزدیک یک بوده که نشانگر بازدهی ثابت نسبت به مقیاس می‌باشد. لذا با استفاده از داده‌های بهره‌وری، مدل AR(1) برآورد می شود تا شوک بهره‌وری موجود بین تمامی بنگاه‌ها استخراج گردد. البته ابتدا داده‌های بهره‌وری بر اساس فیلتر هدریک-پرسکات روند زدایی شده، سپس به استخراج شوک بهره‌وری می‌پردازیم. رابطه برآورد شده به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، به شرح زیر می‌باشد:

$$. \ = \underset{(2.127)}{0.24682} + \underset{(25.2434)}{0.6854} . \ _{-1} , \quad . \ ^2 = 0.93567 \qquad (۱۷)$$

در رابطه بالا، . بیانگر بهره‌وری موجود در اقتصاد ایران و مقادیر درون پرانتز آماره آزمون (t) است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma \ = 0.5321$ و ضریب اتو رگرسیون نیز $\rho \ = 0.6854$ به دست آمد.

برای محاسبه رشد اقتصادی (.) نیز از روند تغییرات تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در دوره مورد بررسی استفاده شده است. لذا بر اساس داده‌های رشد اقتصادی، می‌توان رابطه زیر را به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد کرد.

$$. \ = \underset{(3.830499)}{0.710691} + \underset{(1.833746)}{0.323606} . \ _{-1} , \quad . \ ^2 = 0.100790 \qquad (۱۸)$$

در رابطه بالا، . بیانگر بهره‌وری موجود در اقتصاد ایران و مقادیر درون پرانتز، آماره آزمون (t) است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma \ = 0.0987$ و ضریب اتو رگرسیون نیز $\rho \ = 0.323606$ به دست آمد.

به این ترتیب، مقادیر عددی پارامترهای کالیبره، و در جدول ۳ خلاصه شده است. از مقادیر پارامترها در مقداردهی پارامترهای الگو، هنگام تحلیل الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده خواهد شد.

جدول ۳ . پارامترهای مقداردهی شده (کالیبره شده)

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل	۰/۹۸	متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، مشیری و همکاران، (۱۳۹۰) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
.	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵	زنگنه، (۱۳۸۸)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
γ	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۱۷	شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
υ	کشش تقاضای پول	۰/۷۵	شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹) و متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)
ψ	ضریب وزنی فراغت در تابع مطلوبیت	۰/۹۵	تقوی و صفر زاده، (۱۳۸۸)
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	ابراهیمی، (۱۳۸۹)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، مشیری و همکاران، (۱۳۹۰) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
ε	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه ای	۴/۳۳	متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، ابراهمیمی، (۱۳۸۹)، بهرامی و قریشی، (۱۳۹۰) و مشیری و همکاران، (۱۳۹۰)
α	سهم سرمایه در تولید	۰/۴۱۲	شاهمرادی، (۱۳۸۷)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، مشیری و همکاران، (۱۳۹۰) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
$\omega_{..}$	ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و رشد پول	۰/۲۴۰۳۸ ۰/۰۸	یافته های تحقیق فخر حسینی، (۱۳۹۰)
ρ_{μ}	ضریب اتورگرسیو فرایند تکنولوژیک سرمایه گذاری	۰/۷۲	فخر حسینی، (۱۳۹۰)
σ_{μ}	انحراف استاندارد شوک تکنولوژیک سرمایه‌گذاری	۰/۰۴۵	فخر حسینی، (۱۳۹۰)
$\sigma_{..}$	انحراف استاندارد شوک درآمدهای نفتی	۰/۰۳۵	شاهمرادی، (۱۳۸۷)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)،
$\rho_{..}$	ضریب اتورگرسیو فرایند درآمدهای نفتی	۰/۴	شاهمرادی، (۱۳۸۷)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)،

۲-۴. بررسی شوک‌های وارده بر مدل DSGE

بررسی پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های اسمی بر اقتصاد، نیازمند تعریف این شوک‌ها، استخراج آنها از داده‌ها و اطلاعات اولیه و سپس ارائه یک تصریح مناسب در جهت نحوه اثرگذاری این شوک‌ها بر تولید و یا سایر متغیرهای کلان می‌باشد. به طور خاص، تعریف و استخراج شوک‌های پولی و سپس تجزیه این شوک‌ها به مؤلفه‌های مثبت و منفی، از جمله اساسی‌ترین بخش مربوط به بحث روش‌شناسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی به شمار می‌رود؛ به گونه‌ای که وجود تعاریف و روش‌های مختلف جهت استخراج شوک‌های پولی در تحقیقات قبلی، منجر به اخذ نتایج متفاوتی از اثرگذاری شوک‌های پولی بر اقتصاد شده است. لذا در این بخش، ابتدا شوک‌های پولی مثبت و منفی، با و بدون در نظر گرفتن رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران طی دوره ۹۰-۱۳۵۷ استخراج خواهد شد.

الف) استخراج شوک‌های پولی بدون در نظر گرفتن رژیم‌های تورمی

تمایز بین تغییرات دائمی و موقت یک متغیر در طول زمان، برای بسیاری از تئوری‌های اقتصادی، از اهمیت فراوانی برخوردار است. یافته‌های نلسون و پلاسر (Nelson and Plosser, 1982) نشان می‌دهد که بسیاری از سری‌های زمانی در اقتصاد، از یک روند تصادفی به اضافه یک جزء پایا برخوردار هستند؛ بنابراین با استفاده از روش‌های تجزیه می‌توان یک سری زمانی را به مؤلفه‌های سازنده آن تفکیک نمود و از جمله این روش‌ها، روش تجزیه و یا فیلتر هدریک- پرسکات می‌باشد.

برای نرخ رشد ناخالص پول، قاعده زیر در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، علاوه بر تغییراتی که در اثر تصمیمات مستقل مقام پولی در نرخ رشد پول ایجاد می‌شود، شوک‌های وارد شده بر درآمدهای نفتی نیز نرخ رشد پول را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

$$\varpi_t = \rho_\varpi \varpi_{t-1} + (1-\rho_\varpi)\beta\overline{\varpi} + \omega_{oil}\varepsilon_{oil} + \varepsilon_\varpi \qquad (۱۹)$$

که در آن، $\rho_\varpi \in (-1,1)$ و ε_ϖ شوک عرضه پول، و از نظر سریالی، مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_ϖ است. در صورتی که ω_{oil} صفر باشد، سیاست پولی کاملاً برونزا و تنها بر اساس تصمیمات بانک مرکزی و مستقل از نوسانات درآمدهای نفتی اعمال خواهد شد.

پس از محاسبه نرخ رشد ناخالص پول، اقدام به روند زدایی متغیر نرخ رشد سالانه ناخالص پول کردیم، سپس شوک‌های پولی به صورت تفاضل نرخ رشد پول از روند زمانی حاصل می‌شوند.

روش فوق، امکان استخراج شوک‌های پولی از داده‌های مربوط به نرخ رشد پول را فراهم نموده و سپس با تفکیک مقادیر مثبت و منفی این شوک‌ها، می‌توان اثرات آنها را در مدل تعادل عمومی پویای

تصادفی بر سایر متغیرها ارزیابی نمود. در این بخش، به برآورد معادله (۱۹) به روش OLS در نرم‌افزار Eviews خواهیم پرداخت.

$$\begin{aligned} \varpi_{\cdot} &= \underset{(7.022570)}{0.188106} + \underset{(39.43253)}{0.847567}\,\varpi_{\cdot-1} + \underset{(12.39093)}{0.240387}\,\varepsilon_{\cdot\cdot}, \quad \cdot^{2} = 0.989602 \\ \varepsilon^{+}_{\varpi_{\cdot}} &= \max(0, \varepsilon_{\varpi_{\cdot}}) = 0.005087848 \\ \varepsilon^{-}_{\varpi_{\cdot}} &= \min(\varepsilon_{\varpi_{\cdot}}, 0) = -0.0102178 \end{aligned} \qquad (۲۰)$$

در رابطه فوق، $\rho_{\varpi} = 0.847567 \in (-1,1)$ و ε_{ϖ} شوک عرضه پول، و از نظر سریالی، مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار ۲/۲۳۶ است. میزان $\varepsilon_{\cdot\cdot}$ نیز از رابطه (۱۵) استخراج، و در معادله (۱۹) قرار گرفته، و بر اساس نتایج به دست آمده، شوک پولی نیز به تفکیک مثبت و منفی بیان شده است که میزان شوک پولی مثبت برابر ۰/۰۰۵ و شوک پولی منفی نیز ۰/۰۱- می‌باشد.

همچنین $\omega_{\cdot\cdot}$ نیز برابر ۰/۲۴۰۳ می‌باشد که نشان‌دهنده این است که در اقتصاد ایران شوک‌های پولی، درونزا بوده و به نوسانات درآمدهای نفتی بستگی دارد که بر اساس سلطه مالی حاکم بر اقتصاد ایران و عدم استقلال بانک مرکزی در اقتصاد ایران، این نتیجه دور از انتظار نیست. همچنین تمامی ضرایب بر اساس آماره آزمون t معنی‌دار می‌باشند.

بر اساس رابطه (۱۹) و برآورد آن (۲۰)، مقدار باثبات رشد سالانه عرضه پول ($\overline{\varpi}$) در اقتصاد ایران بدون در نظر گرفتن رژیم‌های تورمی در دوره مورد بررسی، برابر با ۱/۲۵۹۲ می‌باشد.

ب) استخراج شوک‌های پولی با در نظر گرفتن رژیم‌های تورمی[1]

با بررسی نرخ تورم در اقتصاد ایران و به دلیل اجرای سیاست‌های تعدیل ساختاری، یکسان‌سازی اول نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ و یکسان‌سازی دوم نرخ ارز در اواخر سال ۱۳۸۱ و همچنین اجرای چهار برنامه توسعه اقتصادی و اجتماعی، شاهد تغییرات بنیادی بوده ایم، لذا احتمال وجود انتقال در رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران کاملاً قابل بررسی است و با توجه به نتایج مطالعات انجام‌شده و همچنین شواهد ارائه شده توسط بال و منکیو (Ball & Mankiw, 1994)، چنانچه وجود چنین پدیده‌ای از نظر آزمون‌های تجربی ثابت شود، نظریه عدم تقارن، ثابت شده و بررسی و تحلیل آثار سیاست‌های پولی بر اقتصاد بدون توجه به رژیم‌های تورمی حاصل آمده، از اعتبار چندانی برخوردار

1. Regime Switching Models

نخواهد بود. از این رو، لازم است قبل از استخراج شوک‌های پولی و بررسی فرضیه عدم تقارن عمومی، ابتدا وضعیت رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران مورد ملاحظه قرار گیرد.

با توجه به محدودیت‌های موجود در روش‌های معمول جهت استخراج شوک‌های پولی و آزمون اثرات نامتقارن آنها، یک روش مؤثر برای برخورد با این موضوع، استفاده از تکنیک مدل‌های انتقال رژیم برای مدل‌سازی یک سری زمانی بوده که توسط همیلتون (Hamilton, 1989) معرفی شده است. از مهم‌ترین مزایای استفاده از چنین روشی، آن است که ما را قادر می‌سازد تا انواع متفاوت اثرات نامتقارن شوک‌های پولی را مورد بررسی قرار داده و آنها را از یکدیگر مجزا کنیم (ابطحی، ۱۳۸۷).

$$. \quad = . (.) + \sum \alpha (s_{.}) y_{. -.} + \ldots + \sum \beta (s_{.}) X_{. -.} + \varepsilon (s_{.}) \qquad (۲۱)$$

تمامی عناصر سمت راست رابطه (۲۱)، تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (۰) می‌باشند. ۰ یک متغیر تصادفی گسسته و غیرقابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرد. در رابطه (۲۱)، هر یک از اجزا رژیمی، می‌توانند به صورت غیر رژیمی نیز ظاهر شوند که در این صورت، با چندین مدل چرخشی متفاوت مواجه خواهیم بود.

در مدل‌های چرخشی مارکوف، متغیر قابل‌مشاهده نیست و لذا نمی‌توان دقیقاً مشخص کرد که در زمان t در کدام رژیم یا وضعیت به وسیله توابع احتمالی انتقالی یک فرایند محدود K وضعیتی مارکوف، با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد؛ بدین مفهوم که بر اساس زنجیره K وضعیتی مارکوف، متغیر گسسته تابعی از مقادیر گذشته خودش می‌باشد که برای سادگی، فرض می‌شود زنجیره مارکوف از نوع مرتبه اول است. با پیگیری این زنجیره، فرایند ایجاد داده (DGP[1]) در مورد رژیم تکمیل می‌شود.

$$. \quad \in \{1,2,\ldots,K\}, P(. \quad = . \mid . \quad = . , \Omega_{-1}) = . \ (. \quad = . \mid . \quad = .) = P \qquad (۲۲)$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای تصادفی در مدل‌های چرخشی مارکوف، حداکثر کردن تابع لگاریتم درستنمایی (logL) احتمال مشترک بین وقوع ۰ و تمام ۰ ها نسبت به پارامترهای تصادفی می‌باشد (Ming Kuan, 2002).

بر اساس مطالب بیان‌شده در قسمت فوق، برای به دست آوردن رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران از رابطه زیر استفاده خواهد شد.

$$\Pi_{.} = . (.) + \sum \alpha (s_{.}) \Pi_{. -.} + \varepsilon (s_{.}) \qquad (۲۳)$$

که در رابطه فوق، $\Pi_{.}$ بیانگر شاخص تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۹۰-۱۳۵۷ می‌باشد. در تخمین مدل‌های چرخشی مارکوف، ابتدا بر اساس کمترین مقدار معیار AIC تعداد بهینه رژیم‌ها و تعداد

1. Data Generating Process (DGP)

وقفه‌ها تعیین می‌شود؛ که برای تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۹۰-۱۳۵۷ تعداد بهینه رژیم بر اساس معیار AIC برابر ۲ و تعداد بهینه وقفه‌ها برابر ۳ می‌باشد. در ادامه، از آزمون LR برای آزمون فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل در برابر فرض چرخشی بودن آن، نشان‌دهنده غیرخطی بودن مدل برآورد شده می‌باشد.

نتایج نشان‌دهنده وجود دو رژیم تورمی در اقتصاد ایران می‌باشد که بر اساس ضریب متغیر وضعیت (عرض از مبدأ)، می‌توان این‌طور بیان کرد که رژیم صفر و رژیم یک، به ترتیب نشان‌دهنده رژیم تورمی پایین و بالا در اقتصاد ایران می‌باشد. همچنین یکی دیگر از خروجی‌های مدل‌های مارکوف، توابع احتمال انتقالات و خصوصیات رژیمی می‌باشد که اطلاعات سودمندی را در مورد کیفیت ارتباط بین متغیرها در رژیم‌های مختلف ارائه می‌کنند. بر اساس نتایج برآورد مدل، می‌توان گفت احتمال ثبات و پایداری رژیم پایین تورم تقریباً ۰/۸۷ و احتمال ماندگاری و یا پایداری در رژیم تورمی بالا ۰/۹۳ می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، احتمال انتقال از رژیم پایین به بالا، برابر با ۰/۱۳ و احتمال انتقال از رژیم بالا به پایین، برابر ۰/۰۷ می‌باشد؛ که این امر نشان‌دهنده این حقیقت است که رژیم تورمی بالا نسبت به رژیم تورمی پایین از ثبات و پایداری بیشتری برخوردار است.

بعد از به دست آوردن رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران، در این بخش، به استخراج شوک‌های پولی مثبت و منفی در رژیم‌های تورمی بالا و پایین خواهیم پرداخت. روند کار به این شرح می‌باشد که در معادله (۲۳) که به روش مارکوف برآورد شد، میزان خطای $\varepsilon_{.}(S_0)$ و $\varepsilon_{.}(S_1)$ استخراج شده است، سپس به استخراج معادله (۱۳) می‌پردازیم، با این تفاوت که در این قسمت رژیم‌های تورمی نیز در مدل وارد خواهد شد.

$$\varpi_{.} = \rho_{\varpi}\varpi_{.-1} + (1-\rho_{\varpi})\beta\bar{\varpi} + \omega_{..}\varepsilon_{..} + \rho_{..}\varepsilon_{.}(.) + \varepsilon_{\varpi} \qquad (۲۴)$$

که $\rho_{\varpi} \in (-1,1)$ و ε_{ϖ} شوک عرضه پول، و از نظر سریالی، مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{ϖ} است.

پس از محاسبه نرخ رشد ناخالص پول ($\varpi_{.}$)، اقدام به روند زدایی متغیر نرخ رشد سالانه ناخالص پول کردیم، $\rho_{..}$ نیز نشان‌دهنده میزان وابستگی شوک‌های پولی به رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران می‌باشد.

رابطه (۲۴) یک بار در رژیم تورمی بالاتر برآورد، سپس میزان شوک مثبت و منفی استخراج خواهد شد؛ یک بار نیز در رژیم تورمی پایین‌تر برآورد شده تا میزان شوک مثبت و منفی پولی در رژیم تورمی پایین نیز استخراج گردد.

در نتیجه میزان برآوردی معادله (۲۴) در رژیم تورمی پایین (رژیم صفر) به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به شرح زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} \varpi_t &= \underset{(8.733476)}{0.701367}\,\varpi_{t-1} + \underset{(3.485971)}{0.343311} + \underset{(4.157017)}{3.373587}\,\varepsilon_t - \underset{(-2.672579)}{0.214339}\,\varepsilon_t(.)_0 + \varepsilon_\varpi \\ \varepsilon^+_{\varpi,t} &= \max(0, \varepsilon_{\varpi,t}) = 0.356015 \\ \varepsilon^-_{\varpi,t} &= \min(\varepsilon_{\varpi,t}, 0) = -0.16338 \end{aligned} \qquad (۲۵)$$

در رابطه فوق، $\rho_\varpi = 0.701367 \in (-1,1)$ و ε_ϖ شوک عرضه پول، که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار ۰/۱۰۶۳، و میزان ε_t نیز از رابطه (۱۵) استخراج و در معادله (۲۴) قرار داده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، شوک پولی در رژیم تورمی پایین به تفکیک مثبت و منفی، و میزان شوک پولی مثبت برابر ۰/۳۵۶ و شوک پولی منفی نیز ۰/۱۶۳۳- می‌باشد.

همچنین ω_t نیز برابر ۳/۳۷۳۵ می‌باشد که نشان‌دهنده این است که در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی شوک‌های پولی در رژیم تورمی پایین، درونزا بوده و به نوسانات درآمدهای نفتی بستگی دارد که بر اساس سلطه مالی حاکم بر اقتصاد ایران و عدم استقلال بانک مرکزی در اقتصاد ایران، این نتیجه دور از انتظار نمی‌باشد.

مقدار عددی ω_t از حالتی که رژیم تورمی در نظر گرفته نشود، بیشتر بوده و این بدان معنی است که در رژیم تورمی پایین، تأثیر شوک درآمدهای نفتی بر سیاست پولی بیشتر می‌باشد. همچنین تمامی ضرایب بر اساس آماره آزمون t معنی‌دار می‌باشند. همچنین میزان وابستگی شوک‌های پولی به رژیم تورمی پایین برابر $\rho_t = -0.214339$ می‌باشد.

بر اساس رابطه (۲۴) و برآورد آن (۲۵)، مقدار باثبات رشد سالانه عرضه پول ($\overline{\varpi}$) در اقتصاد ایران در رژیم تورمی پایین در دوره مورد بررسی، برابر با ۱/۱۷۳۰۷ می‌باشد.

همچنین میزان برآوردی معادله (۲۴) در رژیم تورمی بالا به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، به شرح زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} \varpi_t &= \underset{(9.562760)}{0.751144}\,\varpi_{t-1} + \underset{(2.963017)}{0.292622} + \underset{(3.627705)}{2.719164}\,\varepsilon_t - \underset{(-2.208635)}{0.001501}\,\varepsilon_t(.)_1 + \varepsilon_\varpi \\ \varepsilon^+_{\varpi,t} &= \max(0, \varepsilon_{\varpi,t}) = 0.39731 \\ \varepsilon^-_{\varpi,t} &= \min(\varepsilon_{\varpi,t}, 0) = -0.18454 \end{aligned} \qquad (۲۶)$$

در رابطه فوق، $\rho_{\varpi} = 0.751144 \in (-1,1)$ و ε_{ϖ} شوک عرضه پول، که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار ۰/۱۱۲ است. میزان $\varepsilon_{..}$ نیز از رابطه (۱۵) استخراج و در معادله (۲۴) قرار داده شده است.

بر اساس نتایج به دست آمده، شوک پولی در رژیم تورمی بالا به تفکیک مثبت و منفی بیان شده است که میزان شوک پولی مثبت برابر ۰/۳۹۷ و شوک پولی منفی نیز ۰/۱۸۴۵- می‌باشد. همچنین $\omega_{..}$ نیز برابر ۲/۷۱۹۱ می‌باشد که نشان‌دهنده این است که در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی، شوک‌های پولی در رژیم تورمی بالا درونزا بوده و به نوسانات درآمدهای نفتی بستگی دارد که بر اساس سلطه مالی حاکم بر اقتصاد ایران و عدم استقلال بانک مرکزی در اقتصاد ایران، این نتیجه دور از انتظار نمی‌باشد. این ضریب از مقدار آن در رژیم‌های تورمی پایین کمتر بوده و نشان‌دهنده این می‌باشد که در رژیم تورمی پایین میزان تأثیرگذاری شوک درآمدهای نفتی بر شوک‌های پولی، بیشتر از حالت رژیم تورمی بالا می‌باشد. همچنین تمامی ضرایب بر اساس آماره آزمون t معنی‌دار می‌باشند و میزان وابستگی شوک‌های پولی به رژیم تورمی پایین برابر $\rho_{.} = -0.001501$ می‌باشد.

بر اساس رابطه (۲۴) و برآورد آن در رژیم تورمی بالا (۲۶)، مقدار باثبات رشد سالانه عرضه پول ($\overline{\varpi}$) در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی برابر با ۱/۱۹۹۸۶ می‌باشد.

۵. نتایج شبیه‌سازی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

برای ارزیابی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید، دو دسته اطلاعات و یافته‌های حاصل از مدل، مورد توجه قرار می‌گیرد:

۱- گشتاورهای متغیرهای تئوریک حاضر در مدل که از کالیبراسیون مدل به دست آمده[۱]، با گشتاورهای متغیرهای متناظر در دنیای واقعی[۲] مقایسه شده است و میزان نزدیکی آنها به هم، معیار خوبی و مناسب بودن مدل طراحی‌شده، قرار می‌گیرد (جدول ۴).

۲- توابع ضربه - واکنش متغیرهای حاضر در مدل در برابر شوک‌های مختلف تعریف‌شده در مدل، مورد بررسی قرارگرفته و اغلب بر اساس شواهد و قراین حاصل از دنیای واقعی و مباحث تئوریک و انتظارات علمی محقق در خصوص چگونگی عکس‌العمل متغیرهای مختلف در برابر یک شوک فرضی بر یک متغیر خاص، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

---

۱. به شکل انحراف لگاریتمی از مقدار باثبات یا مسیر رشد متوازن.

۲. به صورت انحراف لگاریتمی از روند.

پس از کالیبره کردن پارامترها، به منظور حل مدل و دستیابی به مقادیر متغیرها در وضعیت تعادل پایدار سیستم و سپس شبیه‌سازی آثار شوک‌های پولی بر متغیرهای الگو، از برنامه داینار (Dynare[1] (4.3.3)) استفاده شده است. نتایج مقایسه انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و دنیای واقعی در جدول (۴) خلاصه شده است. نمونه مورد بررسی، حاوی داده‌های سالانه از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۰ است. تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی استفاده‌شده به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ بوده که پس از لگاریتم‌گیری با استفاده از فیلتر هدریک- پرسکات (با احتساب $\lambda = 100$) روند زدایی شده‌اند.

با توجه به نتایج به دست آمده، قدرت توضیح دهی الگو بر اساس روش متداول در ادبیات ادوار تجاری بررسی شده است. جدول (۴) این مقادیر را با مقادیر متناظر به دست آمده از شبیه‌سازی الگو، مقایسه می‌کند. بر اساس این جدول، مشاهده می‌شود که الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه‌سازی نموده است.

جدول ۴. مقایسه انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی	انحراف معیار	
	داده‌های واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
تولید ناخالص داخلی واقعی بدون احتساب نفت	۰/۹۹۳۳	۰/۸۸۶
مصرف خصوصی	۰/۲۰۵۳	۰/۱۹۵
سرمایه گذاری خصوصی	۱/۰۴۴۸	۱/۱۴
تورم	۰/۳۹	۰/۴۳۵

همانند دنیای واقعی، در مدل کالیبره‌شده نیز سرمایه‌گذاری پر نوسان‌تر از تولید غیر نفتی و مصرف کم نوسان‌تر از آن می‌باشد.

۱-۵. بررسی توابع ضربه - واکنش (IRF[2])

توابع ضربه - واکنش، رفتار پویای متغیرهای مدل را در طول زمان به هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به متغیری نشان می‌دهد که به آن شوک وارد می‌شود.

در این بخش، به بررسی اثرات شوک‌های پولی در حالت‌های مختلف بر روی متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت (y)، تورم (p) و سرمایه‌گذاری خصوصی (i) خواهیم پرداخت. مدل تعادل

---

۱. Dynare برنامه ای است که به منظور حل و شبیه سازی مدل های تعادل عمومی پویای تصادفی پایدار در فضای نرم افزار Matlab طراحی شده است. این برنامه در نسخه های مختلفی موجود است و مرتباً بر امکانات آن افزوده می شود. در این مطالعه از آخرین نسخه (۴,۳,۳) آن استفاده شده است.

2. Impuls Response Function

عمومی پویای تصادفی در محیط داینار نوشته شده است. برای بررسی اثرات شوک‌های پولی در قسمت شوک‌های مدل، به ترتیب یک درصد انحراف معیار مقدار عددی شوک‌های استخراج‌شده در قسمت (۴-۲) وارد شده است. با واردکردن شوک‌های استخراج‌شده در قسمت (۴-۲) مدل از حالت تعادلی خارج شده و دچار تغییراتی می‌گردد. با مقایسه این تغییرات و شدت آنها (مقدار عددی)، به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در اقتصاد ایران خواهیم پرداخت.

الف) بررسی اثر شوک مثبت و منفی پولی بدون رژیم تورمی (عدم تقارن ثابت)

همان طور که در معادله (۲۰) استخراج شد، شوکی به اندازه ۰/۰۰۵ به عنوان شوک مثبت و شوکی به اندازه ۰/۰۱- به عنوان شوک منفی در نظر گرفته شد، ولی چون بایستی مقدار قدر مطلق این دو شوک برابر باشد تا اثرات نامتقارن مقایسه گردد، لذا یک درصد انحراف هر کدام از شوک‌ها وارد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی شده تا تأثیر این دو شوک بر روی متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت، سرمایه‌گذاری خصوصی و تورم مورد بررسی قرار گیرد.

از لحاظ تئوریک، انتظار بر این است که شوک‌های منفی تولید را بیشتر از شوک‌های مثبت تحت تأثیر قرار دهد؛ لیکن در مورد قیمت‌ها، بر عکس بوده و عکس‌العمل قیمت‌ها نسبت به شوک‌های مثبت، بیشتر از شوک‌های منفی باشد. وجود منحنی عرضه محدب، چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها و دستمزدها از جمله دلایل این نوع اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر قیمت و تولید می‌باشد. علت نیز این می‌باشد که عاملان اقتصادی در مقابل سیاست‌های پولی انبساطی (شوک مثبت)، تعدیلات لازم را انجام می‌دهند، اما در مقابل سیاست‌های انقباضی (شوک منفی)، تعدیل لازم را انجام نمی‌دهند.

در مورد سرمایه‌گذاری خصوصی نیز می‌توان بیان کرد که اثر شوک منفی، بیش از شوک مثبت می‌باشد. همچنین سرمایه‌گذاری خصوصی دیرتر از تولید ناخالص داخلی به تعادل پایدار می‌رسد. تمامی این نتایج با دیدگاه کینزین‌های جدید نیز سازگار می‌باشد. علت نیز این می‌باشد که چون سرمایه‌گذاری خصوصی تابعی از تولید ملی می‌باشد، در اثر اعمال شوک پولی سرمایه‌گذاری خصوصی از دو مجرا افزایش پیدا می‌کند، هم از طریق شوک‌های پولی و هم، از طریق تولید ملی. این امر باعث می‌گردد تا سرمایه‌گذاری خصوصی دیرتر به تعادل اولیه برسد.

ب) بررسی اثر شوک مثبت و منفی پولی در رژیم‌های تورمی (عدم تقارن دورنزا)

همان طور که در معادله (۲۵) استخراج شد، شوکی به اندازه ۰/۳۵۶ به عنوان شوک مثبت و شوکی به اندازه ۰/۱۶۳۳- به عنوان شوک منفی در رژیم تورمی پایین استخراج شد. لازم به ذکر است که چون در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی بررسی خواهد شد.

از طرفی، برای بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی، می باید قدر مطلق شوک مثبت و منفی باهم برابر باشند؛ لذا در هنگام واردکردن شوک‌ها مقدار یک درصد انحراف از هر یک از شوک‌ها وارد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی شده و همچنین همان طور که در معادله (۲۶) استخراج شد، شوکی به اندازه ۰/۳۹۷ به عنوان شوک مثبت و شوکی به اندازه ۰/۱۸۴۵- به عنوان شوک منفی در رژیم تورمی بالا استخراج گردید.

از طرف دیگر، برای بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بایستی قدر مطلق شوک مثبت و منفی باهم برابر باشند؛ لذا در هنگام واردکردن شوک‌ها، مقدار یک درصد انحراف از هر یک از شوک‌ها وارد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی شده تا تأثیر این شوک‌ها بر روی متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت، سرمایه‌گذاری خصوصی و تورم در رژیم تورمی بالا مورد بررسی قرار گیرد.

نتیجه بررسی به این شرح است که مطابق با مطالعه اصغر پور (۱۳۸۴) و ابطحی (۱۳۸۷)، شوک‌های پولی برونزا نبوده و تحت تأثیر رژیم‌های تورمی قرار می‌گیرند. نتایج نمودارها نشان می‌دهد که تفاوت اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر تولید کل و سرمایه‌گذاری در رژیم تورمی پایین، بیشتر از رژیم تورمی بالا می‌باشد. ولی تفاوت اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر سطح قیمت‌ها (تورم) در رژیم تورمی بالا، بیشتر از رژیم تورمی پایین می‌باشد. این‌گونه استدلال به راحتی با وجود منحنی عرضه کل محدب[1] قابل استنباط بوده، که در بحث تئوریک به آن اشاره شده است. به دلیل وجود منحنی عرضه کل محدب، در سطوح پایین تورم، میزان تغییرات تولید و سرمایه‌گذاری خصوصی به ازای تغییرات سطح قیمت‌ها بیشتر است؛ اما در سطوح بالای تورم به دلیل افزایش شیب منحنی عرضه کل، تغییرات تولید کمتر خواهد بود. همانند قسمت قبلی، سرمایه‌گذاری دیرتر از تولید کل به تعادل می‌رسد.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله، اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی، پولی با و بدون رژیم تورمی در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) مورد بررسی قرار گرفت. روند کار به این صورت بود که ابتدا یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس فرض‌های مکتب کینزین‌های جدید برای اقتصاد ایران طراحی گردید. سپس بر اساس روش‌های اقتصادسنجی، اقدام به استخراج شوک‌های پولی کردیم. در پایان، از طریق شبیه‌سازی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، هر سه اثر نامتقارن شوک‌های پولی در توابع ضربه - واکنش مورد بررسی قرار گرفت و تأثیر این شوک‌ها بر متغیرهای

۱. بر اساس مطالعه اصغرپور (۱۳۸۴) و ابطحی (۱۳۸۷) منحنی عرضه کل در اقتصاد ایران محدب می باشد.

تولید ناخالص داخلی، تورم و سرمایه‌گذاری خصوصی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

- در بررسی تأثیر شوک‌های پولی مثبت و منفی، بدون در نظر گرفتن رژیم‌های تورمی، به این نتیجه رسیدیم که شوک‌های منفی، تولید و سرمایه‌گذاری را بیشتر از شوک‌های مثبت تحت تأثیر قرار داد. لیکن در مورد قیمت‌ها بر عکس بوده و عکس‌العمل قیمت‌ها نسبت به شوک‌های مثبت، بیشتر از شوک‌های منفی بود. وجود منحنی عرضه محدب، چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها و دستمزدها، از جمله دلایل این نوع اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر قیمت و تولید می‌باشد.

در مورد سرمایه‌گذاری نیز می‌توان این‌طور بیان کرد که اثرات نامتقارن شوک‌های پولی نوع اول سازگار می‌باشد؛ به شرحی که اثر شوک منفی، بیشتر از شوک مثبت می‌باشد. همچنین سرمایه‌گذاری، دیرتر از تولید ناخالص داخلی به تعادل پایدار می‌رسد. تمامی این نتایج با دیدگاه کینزین‌های جدید نیز سازگار می‌باشد.

- در بررسی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی پولی در رژیم‌های تورمی مختلف، ابتدا با روش انتقال رژیم مارکوف، رژیم های تورمی استخراج گردید که در دوره مورد بررسی (۹۰-۱۳۵۷)، دو رژیم تورمی بالا و پایین مشاهده گردید. سپس اثر شوک‌های مثبت و منفی در رژیم‌های تورمی بالا (رژیم یک) و پایین (رژیم صفر) مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه این بررسی به این شرح است که مطابق با مطالعه اصغر پور (۱۳۸۴) و ابطحی (۱۳۸۷)، شوک‌های پولی برونزا نبوده و تحت تأثیر رژیم‌های تورمی قرار می‌گیرند. نتایج نشان داد که تفاوت اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر تولید کل و سرمایه‌گذاری در رژیم تورمی پایین، بیشتر از رژیم تورمی بالا می‌باشد. ولی تفاوت اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر سطح قیمت‌ها (تورم) در رژیم تورمی بالا، بیشتر از رژیم تورمی پایین می‌باشد. این‌گونه استدلال به راحتی با وجود منحنی عرضه کل محدب قابل استنباط است.

- در بررسی تأثیر شوک ناشی از نوسانات درآمدهای نفتی بر شوک‌های پولی، به این نتیجه رسیدیم که شوک‌های پولی علاوه بر رژیم‌های تورمی، از شوک ناشی از درآمدهای نفتی نیز تأثیر می‌پذیرد و این تأثیرپذیری در حالت رژیم تورمی پایین، از بقیه حالات (بدون رژیم تورمی و رژیم تورمی بالا)، بیشتر می‌باشد. این امر با وجود سلطه مالی حاکم بر اقتصاد ایران دور از انتظار نمی‌باشد.

منابع و مآخذ

ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹) طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت؛ رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

ابطحی مهرجردی، سید یحیی (۱۳۸۷) بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران؛ رساله دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات.

اصغر پور، حسین (۱۳۸۴) اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت‌ها در اقتصاد ایران؛ رساله دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.

اصغرپور، حسین؛ فلاحی، فیروز و تلسچی، الناز (۱۳۹۰) بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر قیمت در ادوار تجاری ایران با استفاده از تکنیک مارکوف- سوئیچینگ؛ *اقتصاد و الگوسازی*، شماره ۸ و ۷، پائیز و زمستان.

بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی بانک مرکزی.

بهرامی، جاوید و اصلانی، پروانه (۱۳۹۰) بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی؛ *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۴.

بهرامی، جاوید و قریشی، نیره سادات (۱۳۹۰) تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی؛ *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱ (پیاپی ۱۳)، صفحات ۲۲-۱.

تقوی، مهدی و صفر زاده، اسماعیل (۱۳۸۸) نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید (DSGE)؛ *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۳ (پیاپی ۹)، صفحات ۱۰۴-۷۷.

دل‌انگیزان، سهراب؛ فلاحتی، علی و رجبی، مهدی (۱۳۹۰) بررسی عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کینزی‌های جدید؛ *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، ش ۳.

رومر، دیوید (۱۳۸۴) اقتصاد کلان پیشرفته؛ دکتر مهدی تقوی؛ نشر دانشگاه آزاد اسلامی.

زنگنه، محمد (۱۳۸۸) ادوار تجاری در قالب یک مدل DSGE کینزی جدید با وجود نقصان در بازارهای مالی؛ رساله دکتری، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

شاهمرادی، اصغر (۱۳۸۷) بررسی اثرات تغییر قیمت‌های انرژی بر روی سطح قیمت، تولید و رفاه در اقتصاد ایران؛ تهران: وزارت اقتصاد و دارایی.

شاهمرادی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹) ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نئوکینزی؛ *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۳.

فرزین وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ جعفری صمیمی، احمد و غلامی، ذبیح‌الله (۱۳۹۱) بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران؛ *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیستم، صفحات ۲۸-۵.

فخر حسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۰) الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران؛ *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۳.

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹) طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت؛ *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، ش ۴: ۱۱۶-۸۷.

مشیری، سعید؛ باقری، شعله و موسوی نیک، هادی (۱۳۹۰) بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی؛ *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره پنجم.

مهرگان، نادر؛ حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۱) تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD و OPEC با تاکید بر محیط شکل‌گیری شوک‌ها و تغییرات رژیمی؛ *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال ششم، شماره ۴ (پیاپی ۲۰)، صفحات ۱۹-۱.

نظیفی، فاطمه (۱۳۸۰) بررسی تأثیرات نامتقارن تکانه‌های اسمی بر تولید و آزمون عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی در ایران؛ پایان‌نامه دکتری، دانشگاه علامه طباطبایی.

همتی، مرم و جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۹۰) بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR؛ *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال شانزدهم، شماره ۴۹: ۲۳۹-۲۰۵.

Ball, L., & Mankiw, G. (1994) Asymmetric Price-Adjustment and Economic Fluctuyions; .... , 423: 247-261.

Ball, L. and Romer, D. (1990) Real Rigidities and the Non-neutrality of Money; Article provided by Wiley Blackwell in its .... 183-203.

Blanchard. O. J. and Kahn, C. (1980) The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations; .... 48, 1305-11.

Bodman, P. M. (1988) Asymmetric and Duration Dependence in Australian GDP and Unemployment; .... 74: 227.

Dib, A. and Phaneuf, L. (2001) An Econometric U.S. Business Cycle Model with Nominal and Real Rigidities; University of Couebec. CREFE Working Paper, 137.

Fernandez, J., & Rubio-Ramirez, J. (2006) A Baseline DSGE Model; Department of Money and Banking, National Chengchi University.

Fielding, D., & Shields, K. (2007) Asymmetries in The Effect of Monetary Policy: The case Of South Africa; Economics Discussion Paper, No. 0509.

Hamiltonm J. D. (1989) A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle; .... 57: 357-384.

Ireland, P. N. (1997) A Small, Structural; . ... Carnegie- Rochester Series on Public Policy, 47: 83-108

Leduc, S. and Sill, K. (2004) A quantitative analysis of oil price shocks, Systematic Monetary Policy, and economic downturns; . ... , 51: 781-808.

Linbeck, A. and Snower, D. J. (1989) Macroeconomic Policy and insider Power; .. .. , Vol. 79, No. 2: 370-376.

Mankiw, N. G. (1985) Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconimic Model of Monopoly; .... Vol. 100, Issue 2, 529-538.

Medina, J. and Soto, C. (2006) Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile; Central Bank of Chile, Research Department: www.norges-bank.no.

Ming Kuan, CH. (2002) Lecture on the Markov Switching Model, Institue of Economics; Academia Sinica, Taipei 115, Taiwan.

Morgan, D. (1993) Asymmetric Effects of Monetary Policy; Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 78, 21-33.

Shen, CH. H. (2000) Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric? The Case of Taiwan; Department of Money and Banking; National Chengchi University.

Tan S. H.; Habibullah, M. S. and Mohamed, A. (2010) Asymmetric Effects of Monetary Policy in ASEAN-4 Economies; ... . , Issue 44.

Telatar, E. (2002) Empirical determination of the economic policy regime in Turkey; *İktisat İşletme ve Finans*. 17: 61-70.

Walsh, C. (2003) Monetary Theory and Policy; Mass: MIT Press.