[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران (رویکرد: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی)

بهرام سحابی[1]، حسین اصغرپور[2]، سعید قربانی[3]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۲۴

چکیده

در این مطالعه با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی فرضیه عدم تقارن شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۷ بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد آزمون قرار می‌گیرد. مدل طراحی‌شده، چارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی را با توجه به خصوصیات اقتصادی یک کشور صادرکننده نفت گسترش می‌دهد. برای استخراج ادوار تجاری نیز از روش روند زمانی فیلتر هودریک-پرسکات استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که اثرات شوک‌های پولی مثبت و منفی در دوران رکود و رونق اقتصادی نامتقارن بوده به طوری که تأثیر شوک مثبت در دوران رکود در اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد مطالعه بر روی سطح قیمت‌ها قوی‌تر از شوک منفی بوده است. از طرفی نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت در دوران رونق در اقتصاد ایران بر روی سطح قیمت‌ها میزان آن را متناسب با اندازه شوک تغییر می‌دهد؛ اما تأثیر شوک منفی در دوران رونق بر سطح قیمتها ابتدا تورم را کاهش داده و سپس بعد از مدت کوتاهی دوباره تورم افزایش می‌یابد. لذا می‌توان بیان کرد که در اقتصاد ایران در هر

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، sahabi_b@modares.ac.ir

۲. دانشیار دانشکده مدیریت، اقتصاد و بازرگانی دانشگاه تبریز، asgharpurh@yahoo.com

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس(نویسنده مسئول)، saeedghorbani10@gmail.com

دو حالت رکود و رونق اقتصادی تورم افزایش می‌یابد. در مورد تولید و سرمایه‌گذاری نیز این عدم تقارن به صورتی است که در شرایط رکود اقتصادی سیاست انبساطی بهتر نتیجه می‌دهد و در رونق اقتصادی سیاست بهینه سیاست انقباضی است.

واژه‌های کلیدی: اثرات نامتقارن شوک‌های پولی، تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری، ادوار تجاری، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، فیلتر هودریک-پرسکات.

طبقه بندی JEL: B22 ، C02، C3، E5، D5.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

۱. مقدمه

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 (مورگان[1]، ۱۹۹۳). بسیاری از اقتصاددانان چنین مفهومی را زاییده رویداد رکود بزرگ (۱۹۳۶-۱۹۲۹) تلقی می‌کنند. چرا که چنین رویدادی بسیاری را متقاعد کرد که سیاست‌های انبساطی در شرایط رکودی از اثرات کمتری نسبت به سیاست‌های انقباضی پولی در شرایط رونق برخوردار هستند. در واقع به دلیل از بین رفتن اعتماد و اطمینان بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان در دوران رکود که منجر به از بین رفتن اثربخشی سیاست‌های پولی می‌شود شوک‌های مثبت پولی در این دوران چندان اثری بر افزایش حجم فعالیت‌های اقتصادی ندارند، اما سیاست‌های انقباضی و یا شوک‌های منفی پولی از اثربخشی بیشتری بر کاهش حجم فعالیت‌های اقتصادی برخوردار هستند (ابطحی، ۱۳۸۷).

از زمان پیدایش رکود بزرگ و بروز تردیدهایی نسبت به اثربخشی سیاست‌های پولی، اقتصاددانان بحث می‌کنند که اثرات سیاست پولی بر اقتصاد متقارن نیست و سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی نمی‌توانند به یک اندازه فعالیت‌های حقیقی را تحت تأثیر قرار دهند. مطالعات انجام‌شده طی دهه‌های اخیر ادبیات وسیعی را پیرامون این موضوع به وجود آورده و موضع عدم تقارن اثرات سیاست‌ها و یا شوک‌های پولی را در چند جهت گسترش داده است.

سومین نوع از اثرات نامتقارن، تفکیک بین تأثیر تغییرات پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده در عرضه پول است که با ادبیات کلاسیک‌های جدید مرتبط است. مطابق با این دیدگاه اثرات شوک‌های پیش‌بینی‌شده خنثی است درحالی‌که شوک‌های پیش‌بینی‌نشده از اثرات حقیقی برخوردار هستند. چنین دیدگاه‌های توسط مطالعات مختلفی همچون مطالعات بارو[2] (۱۹۷۸) و میشکین[3] (۱۹۸۲) مورد بررسی قرار گرفته است.

1. Morgan
2 . Barro
3 . Mishkin

در نتیجه در این مطالعه اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی[1] در ادوار تجاری ایران بررسی و مقایسه می‌شود و با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE[2]) فرضیه عدم تقارن شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران 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 حاضر 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 به حل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و استخراج شوک‌های پولی خواهیم پرداخت و در بخش پنجم نتایج شبیه سازی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و مقایسه شوک‌های پولی با استفاده از توابع واکنش به ضربه خواهیم پرداخت. بخش ششم و پایانی نیز به جمع‌بندی و تحلیل نتایج اختصاص یافته است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری تحقیق

موفقیت آشکار سیاست پولی در جهت مقابله با رکود سال‌های ۱۹۲۷-۱۹۲۴ اروپا، منجر به تقویت اعتقاد به اثربخشی سیاست پولی انبساطی در جهت افزایش فعالیت‌های اقتصادی و خروج اقتصاد از رکود شد اما این اعتقاد با پیدایش رکود بزرگ سال‌های ۱۹۳۴-۱۹۲۹ از بین رفت و بسیاری از اقتصاددانان را متقاعد کرد که تنها سیاست انقباضی پولی بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد مؤثر است.

با افول فعالیت‌های اقتصادی و پیدایش رکود در سال ۱۹۲۹ و سپس کاهش نرخ‌های سپرده به سطحی پایین‌تر از یک درصد، بانک مرکزی آمریکا اقدام به اجرای سیاست پولی انبساطی نمود؛ اما با وجود این، رکود همچنان تا سال ۱۹۳۴ پابرجا مانده و بسیاری از

۱. در مقاله حاضر لذا منظور از متغیرهای کلان اقتصادی متغیرهای تورم، تولید و سرمایه‌گذاری می‌باشد.

2. Dynamic Stochastic General Equilibrium

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

اقتصاددانان را به نتیجه‌گیری در خصوص بی‌ثمر بودن سیاست پولی انبساطی رهنمون گشت. به دنبال این تجربه اصطلاح «فشار روی یک رشته» پیرامون بی‌تأثیری سیاست‌های پولی انبساطی رایج گردید (ابطحی، ۱۳۸۷).

مطابق با تاریخ پولی، عقیده عدم تقارن به طور گسترده‌ای در دهه‌های ۱۹۴۰ و ۱۹۵۰ مورد پذیرش واقع شد. به گونه‌ای که اگر تا دو دهه قبل از آن، بی تأثیری کنترل بانک‌های مرکزی به نرخ بهره و اعمال سیاست پولی به عنوان یک بدعت شمرده می‌شد در دهه‌های ۱۹۴۰ و ۱۹۵۰ این بدعت به یک اعتقاد در بین اقتصاددانان تبدیل شد (مورگان[1]، ۱۹۹۳)؛ اما اعتقاد به عدم تقارن در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ و پس از بررسی تاریخ پولی رکود بزرگ توسط فریدمن و شوارتز[2] (۱۹۶۳) از یک سیر نزولی برخوردار شد. چرا که تحلیل‌های آن‌ها نشان می‌داد که سیاست پولی در اوایل دهه ۱۹۳۰ نه تنها انبساطی نبوده بلکه در حقیقت انقباضی بوده است؛ بنابراین بررسی‌های آن‌ها، شواهد اولیه مبنی بر بی‌تأثیری سیاست پولی انبساطی را تضعیف نمود و عدم تقارن سیاست‌های پولی تا اندازه‌ای حمایت‌های خود را از دست داد. با این وجود مشاهدات فریدمن و شوارتز تنها توانست ثابت کند که سیاست پولی انبساطی نیز می‌تواند بر تولید حقیقی اثر بگذارد؛ اما مطالعات اخیر پیرامون ارتباط نوسانات حجم پول و تولید و نیز اثربخشی سیاست‌های پولی مجدداً اعتقاد به توانایی سیاست‌های پولی انبساطی را تضعیف نموده و دلایل نظری متعددی را در خصوص اثربخشی بسیار کمتر سیاست‌های پولی انبساطی نسبت به سیاست‌های انقباضی ارائه نموده است

۲-۲. مروری بر مطالعات انجام‌شده

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

1 . Morgan

2. Friedman and Schwarts

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

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

ردیف	نویسندگان	تاریخ انتشار	کشور	نتیجه‌گیری
۱	دولادو و ماریا دالارس[1]	۲۰۰۶	اسپانیا	ر مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش مارکوف- سوئیچینگ به بررسی اثرات نامتقارن وک‌های پولی در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی کشور اسپانیا پرداخته و چنین نتیجه ی‌گیرند که در طول دوره مورد بررسی ۱۹۹۷-۱۹۷۷ آثار شوک‌های پولی بر رشد تولید ر طول دوره سیکل تجاری (رکود و رونق) نامتقارن است.
۲	تان و حبیب الله[2]	۲۰۰۷	۴ کشور عضو آسان[3]	ر مطالعه تجربی خود با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۴ کشور عضو آسان اثرات امتقارن شوک‌های پولی را در دوره رکود و رونق مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. برای ین منظور از روش غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ همیلتون استفاده کرده و نتایج تحقیق سمن تأیید وجود دو رژیم رکود و رونق اقتصادی، نشان می‌دهد که در کشورهای مورد رسی، تأثیر سیاست‌های پولی بر تولید در دوره‌های رکود به طور معنی‌دار بیشتر از وره‌های رونق نامتقارن بوده است.
۳	تراپکین[4]	۲۰۰۹	آرژانتین	ا استفاده از اطلاعات سری زمانی فصلی آرژانتین طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۷ و با بهره‌گیری از وش مارکوف- سوئیچینگ به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در سیکل‌های جاری پرداخته و به این نتیجه می‌رسد که اثرات شوک‌های پولی در دوره‌های رکود و ونق به طور معنی‌دار متفاوت است.
۴	آراگون و پرتغال[5]	۲۰۰۹	برزیل	ر مطالعه خود با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۹۹۵ الی ۲۰۰۶ برزیل اثرات نامتقارن وک‌های پولی بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد (تولید) را به روش مارکوف- سوئیچینگ در وره‌های مختلف سیکل‌های تجاری مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که در وره رکود و رونق اقتصادی شوک‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد آثار نامتقارن ارند. به طوری که اولاً در دوره رونق آثار شوک‌های پولی منفی بر تولید بیشتر از آثار وک‌های پولی مثبت بوده است. ثانیاً در دوره رکود، شوک‌های مثبت و منفی پولی آثار کسانی بر تولید داشته‌اند. ثالثاً در دوره رکود و رونق اقتصادی، سیاست‌های پولی آثار تقارن بر تولید داشته است.

1 . Dolado and Maria- Dolres
2 . Tan and Habibullah

۳. چهار کشور عضو آسان عبارتند از: اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند.

4 . Trupkin
5 . Aragon and Portugal

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

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

ردیف	نویسندگان	سال انتشار	نتیجه‌گیری
۱	فاردار	۱۳۸۲	در مطالعه خود اشاره می‌کند که پایه پولی نمی‌تواند در فرآیند شکل‌گیری در مورد نرخ رشد نقدینگی کمک نماید. فاردار در مطالعه خود به بررسی اثر نامتقارن نوع سوم پرداخته و نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های منفی پولی چه در دوران رکود و چه در دوران رونق تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته است؛ اما شوک‌های مثبت نه در دوران رکود و نه در دوران رونق، تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته است.
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	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 هر گونه مدل‌های خطی در سیاست‌گذاری عاری از ایراد نبوده و بانک مرکزی بایستی در اتخاذ سیاست‌های پولی به این مسئله توجه نماید تا بتواند کارایی سیاست‌های اتخاذشده را حداکثر نماید.
۴	شریفی رنانی و همکاران	۱۳۹۱	در مقاله‌ای تلاش کرده‌اند تا اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید را در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی، طی دوره زمانی ۱۳۸۷:۲- ۱۳۶۸:۱ و با استفاده از مدل چرخش مارکوف مورد آزمون و تحلیل قرار دهند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سیاست‌های مثبت و منفی پولی در دوره رکود و همچنین در دوره رونق اقتصادی دارای اثرات نامتقارن بر رشد تولیدات داخلی هستند. به طور کلی، شوک‌های پولی در دوره رکود اقتصادی تأثیرگذارتر از شوک‌های پولی در دوره رونق اقتصادی می‌باشند.

در بررسی مطالعات انجام‌شده دو ویژگی جلب توجه می‌نماید. نخست اینکه در بخش قابل توجهی از مطالعات بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای تولید و به صورت خاص بر روی تورم مطرح گردیده است. نکته دیگر آنکه 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:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

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؛ لازم به ذکر است که در مطالعه حاضر علاوه بر متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی، متغیرهای تولید و تورم نیز بررسی خواهد شد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران با لحاظ چسبندگی‌های اسمی

چارچوب اصلی مدل DSGE این تحقیق با استفاده از مقالات ایرلند[1] (۱۹۹۷)، دیب و پانئوف[2] (۲۰۰۱)، والش[3] (۲۰۰۳)، لداک و سیل[4] (۲۰۰۴)، فرناندز و روبیو[5] (۲۰۰۶)، مدینا و سوتو[6] (۲۰۰۶)، 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.

1. Ireland
2. Dib and Phaneuf
3. Walsh
4. Leduc and Sill
5. Fernandez and Rubio-Ramirez
6. Medina and Soto

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

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.
۶- خانوارها صاحبان بنگاه‌ها هستند.
۷- نیروی کار و سرمایه در سطح بین‌المللی غیر متحرک هستند.
۸- کالاهای تولید و مصرف‌شده در اقتصاد جزئی از کالاهای نرمال هستند.

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 خاطر کار کردن، از مطلوبیتش کاسته می‌شود. لذا با توجه به شکل تبعی تابع مطلوبیت، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که این خانوار در طول حیات خود به دست می‌آورد، به صورت زیر خواهد بود:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \log(c_{jt} - hc_{jt-1}) + \upsilon \log(\frac{m_{jt}}{p_t}) - \varphi_t \psi \frac{l_{jt}^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right\} \qquad (۱)$$

E، بیانگر عملگر (اپراتور) انتظارات، c_{jt} مصرف خانوارها، $\frac{m_{jt}}{p_t}$، مانده واقعی پول p_t (سطح عمومی قیمت‌ها است) و l_{jt} مجموع نیروی کار عرضه‌شده از سوی خانوار نماینده برای استفاده در فرآیند تولید کالاها می‌باشد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

β عامل تنزیل، h پارامتری که نشان‌دهنده 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_i برابر است با شوک عرضه نیروی کار که از رابطه AR(1) تبعیت می‌کند.

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.

$$c_{jt} + x_{jt} + \frac{m_{jt}}{p_t} + \frac{b_{jt+1}}{p_t} = w_{jt} l_{jt} + (\mathrm{r}_t u_{jt} - \mu_t^{-1} a[\mathrm{u}_{jt}])\mathrm{k}_{jt-1} + \frac{m_{jt-1}}{p_t} + R_{t-1}\frac{b_{jt}}{p_t} + T_t + F_t \qquad (۲)$$

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

خانوار نماینده دوره t را با M_{t-1} ریال (یا هر واحد پولی دیگر) شروع می‌کند که از فعالیت اقتصادی دوره قبل به جا مانده است و k_t واحد سرمایه در اختیار دارد. طی دوره t خانوارها اقدام به عرضه عوامل تولید، یعنی کار و سرمایه به بنگاه-های تولیدکننده

1. Real wage
2. Real Rental Price of Capital
3. Intensity of Use of Capital
4. Physical Cost of Use of Capital in Resource Terms
5. Is an Investment Specific Technological Shock to be Described Momentarily
۶. در این قسمت از اوراق مشارکت به عنوان اوراق قرضه دولتی استفاده شده است.
7. Is a Lump-sum Transfer
8. Profits of the Firms in the Economy

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

کالاهای واسطه می کنند. خانوار از محل عرضه نیروی کار و سرمایه خود عایدی به دست می‌آورد و به دولت مالیات پرداخت می کند. خانوار منابع خود را صرف خرید محصول تولیدی بنگاه تولیدکننده کالای نهایی کرده و بخشی از آن را سرمایه‌گذاری کرده و استهلاک، موجودی سرمایه اقتصاد به شیوه زیر تغییر می کند:

$$k_{jt} = (1-\delta)k_{jt-1} + \mu_t(1 - S[\frac{x_{jt}}{x_{jt-1}}])\,\mathrm{x}_{jt} \qquad (۳)$$

δ[1] نرخ استهلاک سرمایه، x_{jt} سرمایه گذاری خصوصی و $S[0]$[2] تابع هزینه تنظیم شده است به طوری که $S[\Lambda_x] = 0, S'[\Lambda_x] = 0, \quad S''[0] \succ 0$ جائیکه Λ_x نرخ رشد سرمایه‌گذاری در طول مسیر رشد تعادلی می‌باشد. شوک تکنولوژیک سرمایه‌گذاری نیز از یک رابطه AR(۱) تبعیت می کند.

خانوار در تلاش است ارزش حال مطلوبیت‌های خود را در طول زمان (رابطه ۱) را با توجه به محدودیت‌هایی که دارد (روابط ۲ و ۳) حداکثر کند. برای حداکثر کردن تابع مطلوبیت خانوار تابع از لاگرانژ استفاده شده است.

ب- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی؛

کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت[3] ε بین آنها برقرار است. تولیدکننده کالای نهایی، آنها را بر اساس یک جمعگر دیکسیت - استیگلیتز که به شکل ذیل تعریف می‌شود، ترکیب می کند (متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، مشیری و همکاران، (۱۳۹۰) و بهرامی و قریشی، (۱۳۹۰)):

$$y_t^d = (\int_0^1 y_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\,\mathrm{d}_i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \qquad (۴)$$

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

1. Depreciation Rate
2. an Adjustment Cost Function
3. Constant Elasticity of Substitution.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

$$\max_{y_{it}} p_t y_t^d - \int_0^1 p_{it} y_{it} di \qquad (۵)$$

که در قید فوق p_t برابر قیمت کالای نهایی و p_{it} برابر با قیمت کالای واسطه‌ای می‌باشد.

پ- بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه؛

اقتصاد از زنجیرهای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه تشکیل شده است که هر کدام 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 (فرناندز و روبیو[1]، ۲۰۰۶):

$$y_{it} = A_t k_{it-1}^{\alpha} (l_{it}^d)^{1-\alpha} - \phi z_t \qquad \alpha \in (0,1) \qquad (۶)$$

k_{it-1} سرمایه اجاره‌ای توسط بنگاه، l_{it}^d 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[2] 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، بر اساس رابطه (۶) مدل‌سازی

1. Fernández and Rubio
2. Cobb-Douglas

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

شده و درآمدهای حاصل از صادرات نفت به شکل تابعی از سرمایه‌گذاری و نیروی کار لحاظ شده است. علت این امر نیز این می‌باشد که مشکل اقتصاد ایران در سال‌های اخیر عدم سرمایه‌گذاری مناسب در زمینه نفت و کاهش ظرفیت تولید نفت است.

$$\log or_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log k + \alpha_2 \log l + \varepsilon_{or}$$
$$\alpha_0 = (1-\rho_{or})o\overline{r} \qquad (۷)$$

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):

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R} \left(\left(\frac{\prod_t}{\prod}\right)^{\gamma_\Pi} \left(\frac{\frac{y_t^d}{y_{t-1}^d}}{\Lambda_{y^d}} \right)^{\gamma_y} \right)^{1-\gamma_R} \exp(M_t) \qquad (۸)$$

از طرف دیگر، بنا به واقعیات آشکار شده کشورهای نفتی، به خوبی می‌دانیم که تبدیل دلارهای 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 نسبت نقدینگی در زمان t به نقدینگی در زمان -t تعریف می‌شود. 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.

$$\varpi_t = \rho_\varpi \varpi_{t-1} + (1-\rho_\varpi)\beta\overline{\varpi} + \omega_{or}\varepsilon_{or} + \varepsilon_\varpi \qquad (۹)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

که $\rho_{\varpi} \in (-1,1)$ و ε_{ϖ} شوک عرضه پول است که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{ϖ} است. در صورتی که ω_{or} 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 شرایط تسویه بازار (محدودیت منابع کل[1]) به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$c_t + x_t = w_t l_t^d + (r_t u_t - \mu_t^{-1} a[\mathrm{u}_t])\,\mathrm{k}_{t-1} + F_t \qquad (۱۰)$$

٤. 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 بیان شده است. بلانچارد وکان[2] (۱۹۸۰) بر مبنای تجزیه‌ی جوردن 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 معادلات غیرخطی را سبب می‌شود که در آن متغیرها به صورت انحراف لگاریتمی خود از مقادیر باثبات‌شان در مدل ظاهر می‌شوند (بهرامی و اصلانی، ۱۳۹۰).

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

1. Aggregate Resource Constraint
2. Blanchard and Kahn

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

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 کار 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، بایستی آنها را بر نرخ رشد اقتصادی تقسیم کرد که با تعریف روابط زیر و اعمال آن در مدل متغیرهای مدل مانا خواهند شد.

$$\tilde{c}_t = \frac{c_t}{z_t}, \tilde{\lambda}_t = \lambda_t z_t, \tilde{r}_t = r_t \mu_t, \tilde{q}_t = q_t \mu_t, \tilde{x}_t = \frac{x_t}{z_t},$$
$$\tilde{w}_t = \frac{w_t}{z_t}, \tilde{w}_t^* = \frac{w_t^*}{z_t}, \tilde{k}_t = \frac{k_t}{z_t \mu_t}, and \quad \tilde{y}_t^d = \frac{y_t^d}{z_t} \qquad (۱۱)$$

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 $t-1, t+1, t$ را از متغیرها حذف کرد. سپس مدل را نسبت به متغیرها حل کرده و کلیه متغیرهای مدل بر حسب پارامترها بازنویسی می‌شوند. 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 به شرح پیوست (۱) تغییر پیدا خواهند کرد.

1. Taylor Approximation
2. Hodrick- Prescott Filter

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

لذا در این قسمت 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. لازم به ذکر است که دوره مورد بررسی در تحقیقی حاضر ۹۰-۱۳۵۷ در نظر گرفته شده است تا صرفا 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.

٤-١. 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 ۱۳۹۰-۱۳۵۷ می‌باشند که با فیلتر هودریک-پرسکات روند زدایی شده و مقادیر تعادل پایدار آنها محاسبه شده است؛ لازم به ذکر است که 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.

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

$$\log\varphi_t = \underset{(1.7472)}{0.1939} + \underset{(85.7368)}{0.8825}\log\varphi_{t-1}, \quad R^2=0.9958 \qquad (۱۲)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

اعداد داخل پرانتز، آماره آزمون (t) است که 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 فرآیند درآمدهای نفتی با استفاده از لگاریتم متغیر کل درآمدهای واقعی نفت (or) بر اساس داده‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۷ برآورد شده است. چون در الگوهای ادوار تجاری تأکید بر انحرافات نسبی متغیر درآمد واقعی نفت از مقدار باثبات آن است، ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک-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 (۷) برای درآمد واقعی نفت به صورت یک رابطه انحراف از وضعیت باثبات، سرمایه‌گذاری و نیروی کار به صورت زیر، به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، برآورد نمود:

$$\begin{aligned} \log o\tilde{r}_t &= 10.2354 + 0.698675\log k + 0.29754\log l \\ &\quad (3.3211) \qquad (4.1124) \quad (16.7463) \\ R^2 &= 0.9231 \end{aligned} \tag{۱۳}$$

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

برای محاسبه شوک بهره‌وری مشترک میان تمام بنگاه‌ها می‌باشد، 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:

$$\begin{aligned} &\log y_t = \alpha_1 + \alpha_1 \log l_t + \alpha_2 \log k_t + \varepsilon_t \\ &\log y_t = \underset{(-2.2504)}{-3.9412} + \underset{(2.6876)}{0.0289}\log l_t + \underset{(8.6406)}{0.9625}\log k_t, \quad R^2 = 0.9491 \end{aligned} \tag{۱۴}$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

در رابطه برآوردی فوق بر اساس ضریب آماره (t) تمامی ضرایب معنی‌دار بوده و جز پسماند رگرسیون (۱۴) نشان‌دهنده بهره‌وری موجود در اقتصاد ایران می‌باشد. همچنین جمع ضرایب logاو logk تقریبا نزدیک یک بوده که نشانگر بازدهی ثابت نسبت به مقیاس می‌باشد. لذا با استفاده از داده‌های بهره‌وری به برآورد مدل AR(1) برآورد می شود تا تا شوک بهره‌وری موجود بین تمامی بنگاه‌ها استخراج گردد. البته ابتدا داده‌های بهره‌وری بر اساس فیلتر هودریک-پرسکات روند زدایی شده سپس به استخراج شوک بهره‌وری می‌پردازیم، رابطه برآورد شده به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به شرح زیر می‌باشد:

$$A_t = \underset{(2.127)}{0.24682} + \underset{(25.2434)}{0.6854} A_{t-1}, \quad R^2 = 0.93567 \qquad (۱۵)$$

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

برای محاسبه رشد اقتصادی (z_t) 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 به شرح زیر به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد کرد.

$$z_t = \underset{(3.830499)}{0.710691} + \underset{(1.833746)}{0.323606} z_{t-1}, \quad R^2 = 0.10079 \qquad (۱۶)$$

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

با این مقدمه مقادیر عددی پارامترهای کالیبره‌شده در پیوست ۲ ارائه شده است، از مقادیر پارامترها در مقداردهی پارامترهای الگو در هنگام تحلیل الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده خواهد شد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

٤-٢. استخراج شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران

اولین اقدام برای آزمون فرضیه تحقیق، تشخیص دوران‌های رکود و رونق است. در واقعیت، هیچ‌وقت نمی‌توان مرز دقیقی بین شروع و خاتمه دوران‌های اقتصادی (رکود و رونق) قائل شد. به بیان دیگر تشخیص دقیق رکود و رونق اقتصادی به شکل ملموس در واقعیت کار دشواری است. لذا برای حل این مشکل از روش‌هایی استفاده می‌کنند که بتواند تا حدود زیادی به واقعیت نزدیک شوند.

بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، دوران‌های اقتصادی را می‌توان در قالب انحراف از روند تولید تعریف کرد. دوران اقتصادی به مفهوم انحراف از تولید از روند طبیعی بوده و هرگونه انحراف به زیر و بالای روند طبیعی به ترتیب رکود و رونق نامیده می‌شود (اختر و انیس، ۱۳۸۲). از دیدگاه کلاسیک‌ها دوران‌های اقتصادی در قالب نرخ رشد تشریح می شود. در این چارچوب رکود اقتصادی به معنای حداقل داشتن دو دوره نرخ رشد منفی اقتصادی است. از آنجا که بعد از جنگ جهانی دوم در کشورهای توسعه‌یافته شرایط فوق کمتر مشاهده می‌شود، لذا روش فوق کارایی خوبی برای تشخیص دوران‌های رکود و رونق اقتصادی ندارد. از این رو می‌توان از روش‌های عمومی‌تر برای استخراج دوران‌های اقتصادی استفاده کرد (اصغرپور، ۱۳۸۴).

یکی از روش‌های به دست آوردن دوران‌های اقتصادی استفاده از روند زمانی متغیر سری زمانی تولید حقیقی است. برای این منظور می‌توان از روش‌های روند زدایی استفاده کرد؛ که مهم‌ترین این روش‌ها، میانگین متحرک و فیلتر هودریک-پرسکات می‌باشد.

شاید به نظر برسد که استفاده از روش میانگین متحرک می‌تواند به حل مشکل کمک نماید. در روش میانگین متحرک سعی می‌شود طول دوره میانگین متحرک به گونه‌ای انتخاب شود که با مدت دوران اقتصادی برابر باشد (دانش جعفری، ۱۳۸۰). مشکل اصلی این روش تعیین طول دوره میانگین متحرک است و علاوه بر آن، استفاده از این روش اختلالات بسیاری را در فرآیندهای میان‌مدت و بلندمدت به وجود می‌آورد.

یکی از متداول‌ترین روش‌های استخراج دوران‌های اقتصادی استفاده از روش روند زمانی فیلتر هودریک-پرسکات است. لوگی و نیسون (۱۹۹۵) در مطالعه خود ثابت می‌کند که فیلترهای هودریک-پرسکات می‌توانند در یک سری زمانی ایجاد دوران نمایند.

این روش به خاطر اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌های تجاری را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و همچنین اجزا دوره‌ای متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می سازد، از اهمیت به سزایی برخوردار بوده و بیش‌ترین کاربرد را دارد. فیلتر هودریک-پرسکات با توجه به دیدگاه حاکم بر مدل‌های دوران‌های حقیقی اقتصادی در مورد نوسان های متغیرهای کلان اقتصادی شکل گرفته است و مهم‌ترین ویژگی استفاده از فیلتر در این است که هیچ‌گونه پیش‌نیاز اطلاعاتی در خصوص اوج و حضیض ندارد و می‌توان آن را به صورت مکانیکی مورد استفاده قرار داد. در روش میانگین متحرک، انتخاب تعداد سال ها می‌تواند نتایج رکود و رونق اقتصادی را تغییر دهد اما در فیلتر هودریک-پرسکات این‌گونه نیست (اصغرپور، ۱۳۸۴).

منطق استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات آن است که این روش می‌تواند به تفکیک یک شوک مشاهده‌شده به اجزای دایمی و موقت کمک نماید. برای فیلتر یک متغیر سری زمانی تنها تفاوت مشخص بین شوک دایمی و موقت در این است که شوک دایمی آثار دایمی بر متغیر حقیقی دارد و لیکن شوک موقت آثار موقتی بر متغیر حقیقی دارد. با این وجود تداوم شوک‌های موقت منجر به پیچیده‌تر شدن تمایز بین دو شوک دایمی و موقت می‌شود.

البته این فیلتر دارای مشکلاتی نیز می‌باشد که از آن جمله می‌توان به نامشخص بودن مقدار دقیق پارامتر اشاره کرد. این مشکل در تشخیص دوران‌های رکود و رونق اقتصادی ایجاد اختلال نمی‌کند و فقط مقدار انحراف را با تغییر مواجه می‌سازد. به طوری که اگر پارامتر مذکور کاهش و یا افزایش یابد در این صورت مقدار روند دایمی و موقت تغییر می یابد اما قطعاً علامت انحراف از روند (مثبت و یا منفی بودن) بدون تغییر می‌ماند. استخراج دوران رکود و رونق بر اساس فیلتر هودریک-پرسکات به شرح زیر است:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

ابتدا اندازه روند تولید ناخالص داخلی بدون نفت را بر اساس فیلتر هودریک-پرسکات استخراج کرده و آن را HPGDPN می‌نامیم و در ادامه نوسانات اقتصادی را در حول روند طبیعی آن به دست آورده و آن را تحت عنوان مقدار نوسان تولید ناخالص داخلی بدون نفت نام‌گذاری نموده و سپس بر اساس آن رکود و رونق را استخراج می‌کنیم. اگر مقدار GDPN از روند طبیعی خود بیش‌تر باشد، در این صورت رونق اقتصادی حاکم بوده و در سال‌هایی که مقدار تولید ناخالص داخلی حقیقی از روند طبیعی خود کم‌تر باشد، بر اساس تعریف در آن سال، رکود اقتصادی وجود خواهد داشت. بدین ترتیب می‌توان از تفاوت مقدار فیلتر تولید ناخالص داخلی و مقدار واقعی آن، انحراف از روند طبیعی SDGPN را به شرح زیر به دست آورد:

$$\begin{aligned} SDGDPN_t &= GDPN_t - HPGDPN_t \\ BOO_t &= Max\,(0, SDGDPN_t) \\ REC_t &= Min(SDGDPN_t, 0) \end{aligned} \qquad (۱۷)$$

که در آن BOO و REC به ترتیب نشان‌دهنده مقدار انحراف از تولید ناخالص داخلی بدون نفت از روند طبیعی آن در سال‌های رونق و رکود اقتصادی است. در نتیجه با استفاده از نرم‌افزار Eviews اقدام به روند زدایی متغیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت به روش هودریک-پرسکات انجام‌شده و مقدار سری زمانی متغیر SDGDPN استخراج گردید. همچنین مقدار انحراف از تولید ناخالص داخلی بدون نفت از روند طبیعی آن در سال‌های رونق (BOO) و رکود (REC) اقتصادی به ترتیب برابر ۹۴۸/۸۶۲۲ و ۹۳۳/۸۷- میلیارد ریال محاسبه شد.

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:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

۱- گشتاورهای متغیرهای تئوریک حاضر در مدل که از کالیبراسیون مدل به دست آمده است (این متغیرها به شکل انحراف لگاریتمی از مقدار باثبات یا مسیر رشد متوازن هستند) با گشتاورهای متغیرهای متناظر در دنیای واقعی (که آنها هم به صورت انحراف لگاریتمی از روند هستند)، مقایسه شده و میزان نزدیکی آنها به هم معیار خوبی و مناسب بودن مدل طراحی‌شده قرار می‌گیرد (جدول ۵).

۲- توابع عکس‌العمل آنی 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 که محقق در خصوص چگونگی عکس‌العمل متغیرهای مختلف در برابر یک شوک فرضی بر یک متغیر خاص، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

پس از کالیبره‌کردن 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 (4.3.3)) استفاده شده است. نتایج مقایسه انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و دنیای واقعی در جدول (۳) 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 ۳ این مقادیر را با مقادیر متناظر به دست آمده از شبیه‌سازی الگو، مقایسه می‌کند. بر اساس نتایج جدول ۳ مشاهده می‌شود که الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه‌سازی نموده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

جدول (۳). 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	۰/۱۱۹۵
سرمایه‌گذاری خصوصی	۱/۰۴۴۸	۱/۱۵۱
تورم	۰/۳۹	۰/۴۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

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

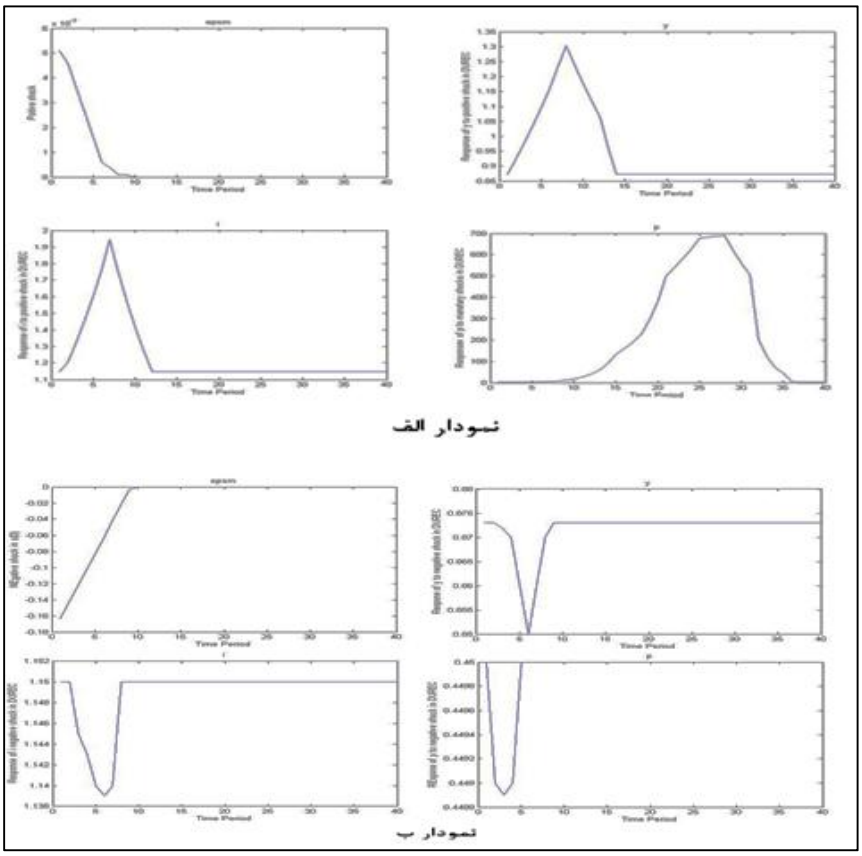
۵-۱. بررسی توابع عکس‌العمل آنی (IRF[1])

همان طور که در معادله (۱۷) استخراج شد، DUBOO برای نشان دادن دوران‌های رونق اقتصادی بوده و DUREC نیز می‌تواند برای نشان دادن سال‌های رکود اقتصادی به کار گرفته شود. لذا بر اساس ادبیات اقتصادسنجی متغیرهای مجازی برای شرایط حقیقی اقتصاد دو حالت رکود و رونق در نظر گرفته می‌شود. حال اگر در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی از متغیر مجازی DUBOO استفاده شود، مقدار DUBOO برای دوران‌های رونق برابر یک و در شرایط رکود مقدار صفر اختیار می‌کند؛ اما چنانچه از متغیر مجازی DUREC استفاده شود، مقدار این متغیر برای سال‌های رکود مقدار یک و برای سال‌های رونق مقدار صفر اختیار می‌کند. لذا ابتدا تأثیر شوک مثبت[2] و منفی در دوران رکود مورد بررسی قرار خواهد گرفت (نمودار ۱) سپس تأثیر شوک‌های مثبت و منفی در دوران رونق (نمودار ۲) مورد بررسی قرار خواهد گرفت. نتایج به شرح زیر می‌باشد.

1. Impuls Response Function

۲. شوکی به اندازه ۰/۰۰۵ به عنوان شوک مثبت و شوکی به اندازه ۰/۰۱- به عنوان شوک منفی وارد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی شده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]



نمودار (۱). بررسی تأثیر شوک مثبت و منفی در دوران رکود اقتصادی بر متغیرهای اقتصادی

منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۱) در قسمت «الف» تأثیر شوک مثبت در دوران رکود و در قسمت «ب» تأثیر شوک منفی در دوران رکود مورد بررسی قرار گرفته است. همان طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی در دوران رکود از همدیگر متفاوت بوده است. به عبارتی، شدت تأثیرگذاری شوک‌های مثبت و منفی پولی بر متغیرهای اقتصادی از هم متفاوت می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت در دوران رکود در اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد مطالعه بر روی سطح قیمت‌ها قوی‌تر از

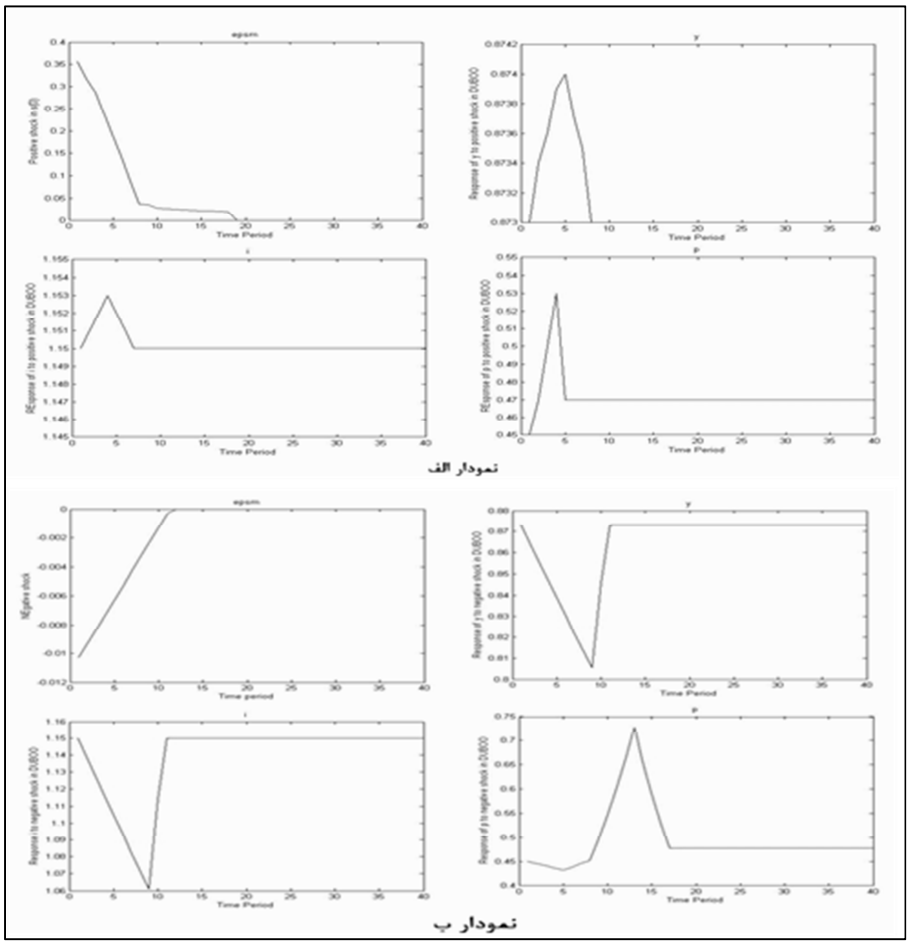
[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

شوک منفی بوده است. این نتیجه‌گیری با فرضیه نامتقارن بودن اثرت شوک‌های مثبت و منفی پولی یکسان است که در آن اثربخشی شوک پولی مثبت بر سطح قیمت‌ها بیشتر از شوک پولی منفی است که این نتیجه‌گیری با تئوری‌های اقتصادی نیز سازگار است. در مورد تولید و سرمایه‌گذاری نیز همان طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر تولید و سرمایه‌گذاری در دوران رکود اقتصادی نامتقارن بوده و این عدم تقارن به صورتی است که در شرایط رکود اقتصادی سیاست انبساطی بهتر نتیجه می‌دهد؛ و متغیرهای تولید و سرمایه‌گذاری را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجه توصیه می‌گردد سیاست‌گذار پولی هنگام اعمال سیاست پولی، سیکل‌های تجاری را در نظر بگیرد و بر اساس نتایج به دست آمده اعمال سیاست پولی انبساطی (شوک مثبت) در دوران رکود اقتصادی کاراتر می‌باشد.

البته در زمان رکود اقتصادی با اعمال سیاست پولی انبساطی (شوک مثبت) متغیرهای سرمایه‌گذاری افزایش‌یافته، ولی میزان این افزایش و دوره آن کم بوده و بعد از یک دوره کوتاه مدت دوباره متغیر سرمایه‌گذاری و تولید به تعادل اولیه بر می‌گردد. نکته قابل‌توجه در این زمینه افزایش تورم در هنگام اعمال شوک مثبت در دوره رکود در اقتصاد ایران می‌باشد. چون میزان این افزایش قابل‌توجه می‌باشد. علت این امر نیز این می‌باشد که در دوران رکود اقتصادی درآمدهای نفتی در اقتصادی ایران کاهش می‌یابد و دولت دچار کسری بودجه می‌شود. دولت برای رفع کسری بودجه خود اقدام به استقراض از بانک مرکزی کرده و یا بر سیستم بانکی فشار می‌آورد که در حالت اول بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش می‌یابد و در حالت دوم نیز بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی افزایش می‌یابد. در هر دو حالت بیان‌شده پایه پولی افزایش‌یافته و منجر به افزایش عرضه پول شده و به دنبال آن تورم افزایش می‌یابد.

در نمودار (۲) نیز به بررسی اثرات شوک‌های پولی مثبت و منفی در دوران رونق خواهیم پرداخت. نتایج به شرح زیر می‌باشد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]



نمودار (۲). بررسی تأثیر شوک مثبت و منفی در دوران رونق اقتصادی بر متغیرهای اقتصادی

منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۲) در قسمت «الف» تأثیر شوک مثبت در دوران رونق و در قسمت «ب» تأثیر شوک منفی در دوران رونق مورد بررسی قرار گرفته است بر اساس نمودار (۲) اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی در دوران رونق از همدیگر متفاوت بوده است. به عبارتی، شدت تأثیرگذاری شوک‌های مثبت و منفی پولی بر متغیرهای اقتصادی از هم متفاوت می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت در دوران رونق در اقتصاد ایران در بازه

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

زمانی مورد مطالعه بر روی سطح قیمت‌ها میزان آن را متناسب با اندازه شوک تغییر می‌دهد؛ اما تأثیر شوک منفی در دوران رونق بر سطح قیمت‌ها ابتدا تورم را کاهش داده و سپس بعد از مدت کوتاهی دوباره تورم افزایش می‌یابد. علت این امر این می‌باشد که در دوران رونق نیز درآمدهای نفتی افزایش‌یافته و به دنبال آن ذخایر ارزی بانک مرکزی افزایش می‌یابد و به دنبال آن پایه پولی افزایش‌یافته و منجر به تورم در کشور می‌شود. لذا می‌توان این طور بیان کرد که در اقتصاد ایران در هر دو حالت رکود و رونق اقتصادی تورم افزایش می‌یابد. در نتیجه علاوه بر تأثیر شوک‌های پولی بر تورم پایه پولی نیز منجر به افزایش تورم می‌گردد.

در مورد تولید و سرمایه‌گذاری نیز همان طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر تولید و سرمایه‌گذاری در دوران رونق اقتصادی نامتقارن بوده و شدت تأثیر شوک‌های منفی بر تولید و سرمایه‌گذار در دوره رونق بیشتر از شوک‌های مثبت می‌باشد که این قضیه با تئوری اقتصادی نیز سازگار می‌باشد. این عدم تقارن به صورتی است که در شرایط رونق اقتصادی سیاست انقباضی بهتر نتیجه می‌دهد و متغیرهای تولید و سرمایه‌گذاری را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجه توصیه می‌گردد سیاست‌گذار پولی هنگام اعمال سیاست پولی، سیکل‌های تجاری را در نظر بگیرد و بر اساس نتایج به دست آمده اعمال سیاست پولی انقباضی (شوک منفی) در دوران رونق اقتصادی کاراتر می‌باشد.

بنابراین شواهد تجربی به دست آمده در مطالعه حاضر بیانگر آن است که رویکرد کینزین‌های جدید نسبت به سایر مکاتب اقتصادی پیرامون اثرات شوک‌های اسمی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم، تولید ملی و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مصداق بیشتری دارد. وجود نواقص و انعطاف‌ناپذیری بازارهای کار، کالا همچون چسبندگی دستمزدها، وجود وقفه‌های تولید، محدودیت‌های ظرفیت تولید، عامل عدم اطمینان و جیره‌بندی اعتبارات و سایر نواقص اسمی، از نظر نوسانات در فعالیت‌های کلان اهمیت بسیاری دارند چرا که به عقیده بال، منکیو و رومر (۱۹۹۸)، اصطکاک‌های اسمی که در

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

سطح اقتصاد خرد کوچک هستند به گونه‌ای اثرات بزرگ بر اقتصاد کلان بر جای می‌گذارند.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در دوران رکود و رونق اقتصادی 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 فروض 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 اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در توابع واکنش به ضربه مورد بررسی قرار گرفت و تأثیر این شوک‌های بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم و سرمایه‌گذاری خصوصی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

- در بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در دوران رکود و رونق اقتصادی ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت روند زدایی شد تا با استفاده از این روش دوران رکود و رونق اقتصادی استخراج گردد. سپس این دوران در قالب متغیرهای مجازی (DUREC و FUBOO) وارد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی گردیدند. سپس اثرات شوک‌های پولی مثبت و منفی در دوران رونق و رکود اقتصادی بررسی گردید. نتایج به این شرح می‌باشد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی در دوران رکود از همدیگر متفاوت بوده است. به عبارتی، شدت تأثیرگذاری شوک‌های مثبت و منفی پولی بر متغیرهای اقتصادی از هم متفاوت می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت در دوران رکود در اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد مطالعه بر روی سطح قیمت‌ها قوی‌تر از شوک منفی بوده است. این نتیجه‌گیری با فرضیه نامتقارن بودن اثرت شوک‌های مثبت و منفی پولی یکسان است که در آن اثربخشی شوک پولی مثبت بر سطح قیمت‌ها بیشتر از شوک پولی منفی است؛ که این نتیجه‌گیری با تئوری‌های اقتصادی نیز سازگار است. در مورد تولید و سرمایه‌گذاری اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر تولید و سرمایه‌گذاری در دوران رکود اقتصادی نامتقارن

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

بوده و این عدم تقارن به صورتی است که در شرایط رکود اقتصادی سیاست انبساطی بهتر نتیجه می‌دهد؛ و متغیرهای تولید و سرمایه‌گذاری را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

● همچنین اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی در دوران رونق از همدیگر متفاوت بوده است. به عبارتی، شدت تأثیرگذاری شوک‌های مثبت و منفی پولی بر متغیرهای اقتصادی از هم متفاوت می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت در دوران رونق در اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد مطالعه بر روی سطح قیمت‌ها میزان آن را متناسب با اندازه شوک تغییر می‌دهد ؛ اما تأثیر شوک منفی در دوران رونق بر سطح قیمت‌ها ابتدا تورم را کاهش داده و سپس بعد از مدت کوتاهی دوباره تورم افزایش می‌یابد. علت این امر این می‌باشد که در دوران رونق نیز درآمدهای نفتی افزایش‌یافته و به دنبال آن ذخایر ارزی بانک مرکزی افزایش می‌یابد و به دنبال آن پایه پولی افزایش‌یافته و منجر به تورم در کشور می‌شود. لذا می‌توان این طور بیان کرد که در اقتصاد ایران در هر دو حالت رکود و رونق اقتصادی تورم افزایش می‌یابد. در نتیجه علاوه بر تأثیر شوک‌های پولی بر تورم پایه پولی نیز منجر به افزایش تورم می‌گردد. در مورد تولید و سرمایه‌گذاری نیز اثر شوک‌های مثبت و منفی بر تولید و سرمایه‌گذاری در دوران رونق اقتصادی نامتقارن بوده و شدت تأثیر شوک‌های منفی بر تولید و سرمایه‌گذار در دوره رونق بیشتر از شوک‌های مثبت می‌باشد که این قضیه با تئوری اقتصادی نیز سازگار می‌باشد. این عدم تقارن به صورتی است که در شرایط رونق اقتصادی سیاست انقباضی بهتر نتیجه می‌دهد و متغیرهای تولید و سرمایه‌گذاری را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجه توصیه می‌گردد سیاست‌گذار پولی هنگام اعمال سیاست پولی، سیکل‌های تجاری را در نظر بگیرد و بر اساس نتایج به دست آمده اعمال سیاست پولی انبساطی (شوک مثبت) در دوران رکود اقتصادی و سیاست پولی انقباضی (شوک منفی) در دوران رونق اقتصادی کاراتر می‌باشد.

متأسفانه در اقتصاد ایران در هنگام اعمال سیاست‌های پولی توسط سیاست‌گذار، سیکل‌های تجاری مد نظر قرار نمی‌گیرد و به همین دلیل سیاست‌های پولی نتایج مطلوب را نمی‌دهد. لذا توصیه می‌شود در هنگام اعمال سیاست‌های پولی سیکل‌های تجاری مورد توجه قرار گیرد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

منابع و مآخذ

- Abtahi, y. (2008); Investigating the Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Production of Different Sections of Iran's Economy; PhD dissertation; Islamic Azad University: Science and Research Branch
- Asgharpur, H. (2005); Asymmetric effects of monetary shocks on production and prices in the Iranian economy; PhD dissertation; Tarbiat Modares University.
- Asgharpur, H., Fallahi, F., Talischi, E. (2011) Investigating the Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Price in Iranian Trade Periods Using Markov-Switching Technique ;Journal of Economics and Modeling: Vol 2, No 3 4.
- Bahrami, J., Aslani, P. (2011) The Analysis of Oil Shocks Effects on Residential Investment Dynamic Stochastic General Equilibrium Model On Real Business Cycles Theory; Journal of Economic Modeling Research: Volume 1, Number 4
- Bahrami, J., Ghoreyshi, N. (2011) Analyzing the Monetary Policy in Iran Economy by Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model; Quartery Journal of Economical Modeling: Volume 5, Issue 13, Page 1-22
- Ball, L., Mankiw, G. (1994) Asymmetric Price-Adjustment and Economic Fluctuyions; The Economic Journal, 423, 247-261.
- Ball, L. and Romer, D. (1990) Real Rigidities and the Non-neutrality of Money; Article provided by Wiley Blackwell in its journal Review of Economic Studies, 183-203.
- Blanchard. O.J. and Kahn, C. (1980) The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations; Econometrica 48, 1305- 1311.
- Bodman, P.M. (1988) Asymmetric and Duration Dependence in Australian GDP and Unemployment; Economic Record, 74, 227.
- Delangizan, S., Falahati, A. (2012) Asyemmetry of the Impact of Monetary Shocks on Economic Growth in Iran at the New Keynesians; Economic Growth and Development Research: Volume 1, Issue 3, Winter 2012, Page 163-136

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

- 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.
- Ebrahimi, I. (2010) Designing a Dynamic Generalized Equilibrium Model for the Iranian Economy as an Oil Exporting Country; PhD dissertation; Faculty of Economics: University of Tehran.
- Economic Time Series Database; Central Bank of Iran. http://tsd.cbi.ir/DisplayEn/Content.aspx.
- Fakhrehoseini, F. (2011) The Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Monetary Business Cycle for Iran; Journal of Economic Modeling Research: Volume 1, Number 3.
- Farzinvash, A., Ehsani, M., Jafari Samimi, A., Gholami, G. (2012) An Investigation of Asymmetric Effects of Monetary Policies on Production in Iran Economy; Journal of Economic Research and Policies: Volume 20, Number 61.
- 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; Econometrica, 57, 357-384.
- Hemati, M., Jalali, A. (2012) Analyzing the Effect of Monetary Shocks on 12 Main Categories of Consumer Price Index (FAVAR Approach); Economic Reserach: Volume 16, Issue 49, Spring 2012, Page 205-239
- Ireland, P.N. (1997) A Small, Structural. Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation; Carnegie- Rochester Series on Public Policy, 47, 83-108
- Kydland, F. and Prescott, E. (1982) Time to Build and Aggregate Fluctuations; Econometrica, 50, 1350-72.
- Leduc, S. and Sill, K. (2004) A quantitative analysis of oil price shocks, Systematic Monetary Policy, and economic downturns; Journal of Monetary Economics, 51, 781-808.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

- Linbeck, A. and Snower, D.J. (1989) Macroeconomic Policy and insider Power; American Ecoomic /review. P 370.
- Mankiw, N.G. (1985) Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconimic Model of Monopoly; The Quarterly Journal of Economccs.
- Medina, J. and Soto, C. (2006) Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile; Central Bank of Chile, Research Department, Form www.norges-bank.no.
- Mehrara M. and rezazadeh A. (2011) Asymmetric Effect of Monetary Shocks on Economic Activities: The case of IRAN; Journal of money, investment and Banking, no 20, pp. 62-74.
- Mehregan, N., Haghani, M., Salmani, Y. (2012) Asymmetric Effects of Oil Price Shocks on Economic Growth of OPEC and OECD by focusing on Shocks Setting and Regime Changes; Journal of Economical Modeling: Volume 6, Issue 20, Page 1-20.
- 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.
- Moshiri, S., Bagheri, Sh., Mousavy nik, H. (2012) Surveying Degree of Fiscal Dominance in Iran's Economy in a General Equilibrium Dynamic Stochastic Model; Econimic Growth and Development Research: Volume 2, Issue 5, Page 90-69
- Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., Komeyjani, A. (2011) A New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model for an Oil Exporting Country; The Economic Research: Volume 10, Issue 4, Page 87-116
- Nazifi, F. (2001) Investigating the asymmetric effects of nominal impulses on the production and testing of economic cycles asymmetry in Iran; PhD dissertation; Allameh Tabatabaei University.
- Romer, D. (2005) Advanced macroeconomics; Taqavi, M. Islamic Azad University Publication., Fourth Edition.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

- Shahmoradi, A., Ebrahimi, I. (2010) Evaluation of the Effects of Monetary Policies on Iran's Economy in the Form of a Neo-Kinisian Dynamic Randomized Model; Journal of Maney and Economy, Issue 3.
- Taghavi, M., Safarzadeh, E. (2009) Optimum rate of Money Growth in New Keynesian DSGE Framework for Iran Economy; Quartery Journal of Economical Modeling: Volume 3, Issue 9, Page 77-104.
- Tan S. H., Habibullah, M. S. and Mohamed, A. (2010) Asymmetric Effects of Monetary Policy in ASEAN-4 Economies; Internation Journal of Finance and Economies, Issue 44.
- Tsiddon, D. (1993) The (mis) behavior of the Aggregate Price Level; Review of Economic Studies, 60:889-902.
- Walsh, C. (2003) Monetary Theory and Policy; Mass: MIT Press.
- Zangane, M. (2009) The business cycle in the form of a new Keynesian DSGE model despite the lack of financial markets; PhD dissertation; University of Tehran: Faculty of Economics.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

پیوست ۱: حل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)

ابتدا، در مدل شرایط مرتبه اول برای خانوار تغییراتی در مدل ایجاد می‌شود که به شرح زیر می‌باشد:

$$
\begin{aligned}
&(\tilde{c}_t - h\tilde{c}_{t-1}\frac{z_{t-1}}{z_t})^{-1} - h\beta E_t(\tilde{c}_{t+1}\frac{z_{t+1}}{z_t} - h\tilde{c}_t)^{-1} = \tilde{\lambda}_t \\
&\tilde{\lambda}_t = \beta E_t\{\tilde{\lambda}_{t+1}\frac{z_t}{z_{t+1}}\frac{r_t}{\prod_{t+1}}\} \\
&\tilde{r}_t = a'[u_t] \\
&\tilde{q}_t = \beta E_t\{\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t}\frac{z_t}{z_{t+1}}\frac{\mu_t}{\mu_{t+1}}[(1-\delta)\tilde{q}_{t+1} + \tilde{r}_{t+1}u_{t+1} - a(u_{t+1})]\} \\
&1 = \tilde{q}_{t+1}(1 - S[\frac{\tilde{x}_t}{\tilde{x}_{t-1}}\frac{z_t}{z_{t-1}}] - S'[\frac{\tilde{x}_t}{\tilde{x}_{t-1}}\frac{z_t}{z_{t-1}}]\frac{\tilde{x}_t}{\tilde{x}_{t-1}}\frac{z_t}{z_{t-1}}) \\
&+\beta E_t\tilde{q}_{t+1}\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t}\frac{z_t}{z_{t+1}}S''[\frac{\tilde{x}_{t+1}}{\tilde{x}_t}\frac{z_{t+1}}{z_t}](\frac{\tilde{x}_{t+1}}{\tilde{x}_t}\frac{z_{t+1}}{z_t})^2 \\
&f_t = \frac{\eta-1}{\eta}(\tilde{w}_t^*)^{1-\eta}\tilde{\lambda}(\tilde{w}_t)^{\eta} l_t^d + \beta\theta_w E_t(\frac{\prod_t^{\chi_w}}{\prod_{t+1}})^{1-\eta}(\frac{\tilde{w}_{t+1}^*}{\tilde{w}_t^*}\frac{z_{t+1}}{z_t})^{\eta-1} f_{t+1} \\
&f_t = \psi\varphi_t(\prod_t^{*w})^{-\eta(1+\gamma)}(l_t^d)^{1+\gamma} + \beta\theta_w E_t(\frac{\prod_t^{\chi_w}}{\prod_{t+1}})^{-\eta(1+\gamma)}(\frac{\tilde{w}_{t+1}^*}{\tilde{w}_t^*}\frac{z_{t+1}}{z_t})^{\eta(1+\gamma)} f_{t+1}
\end{aligned}
\qquad (۱)
$$

بنگاه‌ها نیز بر اساس روابط تغییریافته زیر قیمت خود را تغییر می‌دهند:

$$
\begin{aligned}
&g_t^1 = \tilde{\lambda}_t\, mc_t\, \tilde{y}_t^d + \beta\theta_p E_t(\frac{\prod_t^{\chi}}{\prod_{t+1}})^{-\varepsilon} g_{t+1}^1 \\
&g_t^2 = \tilde{\lambda}_t \prod_t^* \tilde{y}_t^d + \beta\theta_p E_t(\frac{\prod_t^{\chi}}{\prod_{t+1}})^{1-\varepsilon}(\frac{\prod_t^*}{\prod_{t+1}^*}) g_{t+1}^2 \\
&\varepsilon g_t^1 = (\varepsilon - 1) g_t^2
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

برای حداقل سازی هزینه بنگاه‌ها نیز روابط زیر برقرار است:

$$
\begin{aligned}
&\frac{u_t\tilde{k}_{t-1}}{l_t^d} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{\tilde{w}_t}{\tilde{r}_t}\frac{z_t}{z_{t-1}}\frac{\mu_t}{\mu_{t-1}} \\
&mc_t = (\frac{1}{1-\alpha})^{1-\alpha}(\frac{1}{\alpha})^{\alpha}(\tilde{w}_t)^{1-\alpha}(\tilde{r}_t)^{\alpha}
\end{aligned}
\qquad (۳)
$$

مسئله دستمزد تعادلی:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

$$1=\theta_{W}\left(\frac{\prod_{t-1}^{\chi}}{\prod_{t}}\right)^{1-\eta}\left(\frac{\tilde{w}_{t-1}}{\tilde{w}_{t}}\frac{z_{t-1}}{z_{t}}\right)^{1-\eta}+(1-\theta_{w})(\prod_{t}^{*w})^{1-} \quad (۴)$$

و مسئله قیمت تعادلی:

$$1=\theta_{p}\left(\frac{\prod_{t-1}^{\chi}}{\prod_{t}}\right)^{1-\varepsilon}+(1-\theta_{p})\prod_{t}^{*1-\varepsilon} \quad (۵)$$

شرط تعادلی تغییریافته دولت:

$$\frac{R_{t}}{R}=\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_{R}}\left(\left(\frac{\prod_{t}}{\prod}\right)^{\gamma_{\Pi}}\left(\frac{\frac{\tilde{y}_{t}^{d}}{\tilde{y}_{t-1}^{d}}\frac{z_{t}}{z_{t-1}}}{\Lambda_{y^{d}}}\right)^{\gamma_{y}}\right)^{1-\gamma_{R}}\exp(\mathrm{M}_{t} \quad (۶)$$

تسویه بازار:

$$\begin{aligned}\tilde{y}_{t}^{d}&=\tilde{c}_{t}+\tilde{x}_{t}+\frac{z_{t-1}}{z_{t}}\frac{\mu_{t-1}}{\mu_{t}}a[\mathrm{u}_{t}]\tilde{\mathrm{k}}_{t-1}\\ \tilde{y}_{t}^{d}&=\frac{\frac{A_{t}}{A_{t-1}}\frac{z_{t-1}}{z_{t}}(\mathrm{u}_{t}\tilde{\mathrm{k}}_{t-1})^{\alpha}(\mathrm{l}_{t}^{d})^{1-\alpha}-\phi}{\upsilon_{t}^{p}}\end{aligned} \quad (۷)$$

درحالی‌که:

$$\begin{aligned}l_{t}&=\upsilon_{t}^{w}\,l_{t}^{d}\\ \upsilon_{t}^{p}&=\theta_{p}\left(\frac{\prod_{t-1}^{\chi}}{\prod_{t}}\right)^{-\varepsilon}\upsilon_{t-1}^{p}+(1-\theta_{p})\prod_{t}^{*-\varepsilon}\\ \upsilon_{t}^{w}&=\theta_{w}\left(\frac{\tilde{w}_{t-1}z_{t-1}}{\tilde{w}_{t}z_{t}}\frac{\prod_{t}^{\chi_{w}}}{\prod_{t}}\right)^{-\eta}\upsilon_{t-1}^{w}+(1-\theta_{w})(\prod_{t}^{w^{*}})^{-\eta}\\ and&\\ \tilde{k}_{t}\frac{z_{t}\mu_{t}}{z_{t-1}\mu_{t-1}}&-(1-\delta)\tilde{k}_{t-1}-\frac{\mu_{t}}{\mu_{t-1}}\frac{z_{t}}{z_{t-1}}(1-\mathrm{S}[\frac{\tilde{x}_{t}z_{t}}{\tilde{x}_{t-1}z_{t-1}}])\tilde{x}_{t}=\end{aligned} \quad (۸)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

پیوست ۲: جداول

جدول ٤. پارامترهای مقداردهی شده (کالیبره‌شده)

ردیف	پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
۱	β	عامل تنزیل	۰/۹۸	متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، مشیری و همکاران، (۱۳۹۰) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
۲	h	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵	زنگنه، (۱۳۸۸)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
۳	γ	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۱۷	شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
۴	υ	کشش تقاضای پول	۰/۷۵	شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹) و متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)
۵	ψ	ضریب وزنی فراغت در تابع مطلوبیت	۰/۹۵	تقوی و صفر زاده، (۱۳۸۸)
۶	δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	ابراهیمی، (۱۳۸۹)، شاهمرادی و ابراهیمی، (۱۳۸۹)، متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، مشیری و همکاران، (۱۳۹۰) و فخر حسینی، (۱۳۹۰)
۷	ε	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای	۴/۳۳	متوسلی و همکاران، (۱۳۸۹)، ابراهیمی، (۱۳۸۹)، بهرامی و قریشی، (۱۳۹۰) و مشیری و همکاران، (۱۳۹۰)
۸	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)
۹	ρ_{φ}	ضریب اتورگرسیو شوک عرضه نیروی کار	۰/۸۸۲۵	یافته‌های تحقیق
۱۰	σ_{φ}	انحراف استاندارد شوک عرضه نیروی کار	۰/۰۱۷۳	یافته‌های تحقیق
۱۱	ρ_{or}	ضریب اتورگرسیو فرایند درآمدهای نفتی	۰/۲۹۴۸	یافته‌های تحقیق
۱۲	σ_{or}	انحراف استاندارد شوک درآمدهای نفتی	۰/۴	یافته‌های تحقیق
۱۳	ω_{or}	ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و رشد پول	۰/۲۴۰۳۸ ۰/۰۸	یافته‌های تحقیق فخر حسینی، (۱۳۹۰)
۱۴	ρ_{μ}	ضریب اتورگرسیو فرایند تکنولوژیک سرمایه‌گذاری	۰/۷۲	فخر حسینی، (۱۳۹۰)
۱۵	σ_{μ}	انحراف استاندارد شوک تکنولوژیک سرمایه‌گذاری	۰/۰۴۵	فخر حسینی، (۱۳۹۰)
۱۶	ρ_{A}	ضریب اتورگرسیو فرایند بهره‌وری	۰/۶۸۵۴	یافته‌های تحقیق
۱۷	σ_{A}	انحراف استاندارد شوک بهره‌وری	۰/۵۳۲۱	یافته‌های تحقیق
۱۸	ρ_{z}	ضریب اتورگرسیو فرایند رشد اقتصادی	۰/۳۲۳۶	یافته‌های تحقیق
۱۹	σ_{z}	انحراف استاندارد شوک رشد اقتصادی	۰/۰۹۸۷	یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.2.1]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.133]

Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Business Cycles in Iran (Approach: DSGE Model)

Bahram Sahabi[1], Hossein Asgharpur[2], Saeed Ghorbani[3*]

Received: 2016/04/24
Accepted: 2017/10/16

Abstract

In this study, using Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE model) the hypothesis of asymmetry of monetary shocks in the Iranian business cycle during the period of 1979-2012 is tested on macroeconomic variables. The designed model broadens the analytical framework of dynamic equilibrium models with respect to the economic characteristics of an oil-exporting country. To extract business cycles, the Hodrick-Prescott filtering process has been used. The results of the research indicate that the effects of positive and negative monetary shocks during ascendancy and economic prosperity are asymmetric, so that the effect of positive shock during the recession period in the Iranian economy during the studied period was stronger than the negative shock level. On the other hand, the results show that the effect of positive shocks during the boom period in the Iranian economy on the price level changes its size in proportion to the size of the shock; however, the effect of negative shocks during the boom on the level of prices initially reduced inflation and then after a short time Inflation increases again. Therefore, it can be stated that in the economy of Iran both inflation and economic boom will increase. In the case of production and investment, this asymmetry is in a way that results in a broader expansionary policy in a recession and, in economic prosperity, the optimal political policy is contractionary.

Keywords: Asymmetric Effects, Monetary Shocks, GDP, Investment, Business Cycles, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE model) and Hodrick-Prescott Filter.
JEL Classification: B22 ، C02 ،C3 ،E5 ،D5.

1. Assistant Professor of Economics, Faculty Member, Tarbiat Modares University,
Email: sahabi_b@modares.ac.ir
2. Associate Professor. of Economics, Faculty Member, University of Tabriz,
Email: asgharpurh@yahoo.com
3. M.A. of Economics, Tarbiat Modares University, (Corresponding Author),
Email: saeedghorbani10@gmail.com