نشریه تصمیم‌گیری و تحقیق در عملیات

Journal of Decisions and Operational Research

دوره ۴، شماره (۲)، تابستان ۱۳۹۸

www.journal-dmor.ir

پویایی پیش‌بینی ضریب بتای سهام در چارچوب مدل‌های ساختاری اقتصاد کلان

میثم کاویانی*

گروه مدیریت مالی، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران.

چکیده

پژوهش حاضر به پیش‌بینی بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس تهران در چارچوب الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) و خودرگرسیون برداری (VAR) با لحاظ کردن داده‌های مالی شرکت‌ها و برخی از واقعیات مشاهده شده در اقتصاد ایران در دوره ۱۵ ساله (۱۳۸۱ الی ۱۳۹۵) پرداخته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد مدل VAR به جهت تأثیر شوک‌های پایه پولی و سرمایه‌گذاری مشابه نتایج مدل DSGE بوده است اما در سه شوک دیگر فقط در چند دوره نتایج مشابه بوده است. همچنین در سه رهیافت جهت پیش‌بینی بازده، مدل VAR خطای کمتری نسبت به مدل DSGE داشته است. نهایتاً اینکه با مقایسه گشتاورهای متغیرهای حاضر در مدل DSGE و گشتاورهای داده‌های واقعی اقتصاد ایران حکایت از موفقیت نسبی این مدل در واقعیات اقتصاد ایران را داشته است.

واژه‌های کلیدی: شوک، متغیرهای اقتصادی، پیش‌بینی، DSGE، VAR .

دریافت: ۱۳۹۸/۳/۲۷ اصلاح: ۱۳۹۸/۴/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۸

۱- مقدمه

پیش‌بینی شرایط آینده یکی از چالش‌های مهم انسان بوده و بشر سعی کرده است با آگاهی یافتن از شرایطی که در آینده پیش خواهد آمد خود را برای رویاروئی با آن مهیا کند. ضرورت و توجه به مسائل آینده و پیش‌بینی آن‌ها که از دیرباز در بازارهای مالی نیز مطرح بوده و با گسترش فزاینده و پیچیده تر شدن این بازارها اهمیت دو صد چندان یافته است (علی‌آب‌بر، ۱۳۹۰). در سالیان زیاد پژوهش‌های کاربردی در بازارهای توسعه یافته در ارتباط با بازار سهام و متغیرهای اقتصاد کلان صورت گرفته است. یکی از متغیرهای مالی که متأثر از شوک‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی است و مدنظر سرمایه‌گذاران می‌باشد، ضریب بتا یا ریسک سیستماتیک سهام است. ریسک از مهمترین ابزارها برای پیش‌بینی برای سرمایه‌گذاران است و شناخت عوامل موثر و میزان آن اهمیت دارد (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۱) و نقش به سزایی در تصمیم‌گیریها ایفا نماید (بادآور نهندی و همکاران، ۱۳۹۰) و از اینرو پژوهش‌های کاربردی در بازارهای توسعه یافته نشان می‌دهد ریسک با تغییر متغیرهای اقتصاد کلان تغییر می‌کند (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲). از آنجایی که طبق تعریف معیار سنجش ریسک سیستماتیک شاخص بتا است که بیانگر میزان حساسیت بازدهی دارایی ریسکی با بازده کل بازار سهام است (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۲)، لذا متأثر از شاخص قیمتی سهام و تغییرات بازار سهام است که این تغییرات خود نیز از متغیر و شوکهای کلان اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. برخی مطالعات به تاثیر مثبت، منفی و عدم رابطه بین تغییرات قیمت نفت با قیمت سهام دست یافتند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۸؛ لئو و کین، ۲۰۱۷؛ باشر و همکاران،۲۰۱۷؛ یو و همکاران، ۲۰۱۷؛ پرهاددان و همکاران، ۲۰۱۵؛ ولی‌پور و همکاران، ۲۰۱۵؛ میرهاشمی‌دهنوی، ۱۳۹٤؛ پایتختی اسکویی و شافعی، ۱۳۹۳؛ شهرکی و همکاران،۱۳۹۱). همچنین رابطه بین ارز و قیمت سهام مهم است، زیرا هر دو نقش مهمی در رشد اقتصادی یک اقتصاد بازی می‌کنند (تاسی، ۲۰۱۲) و مهمترین مطالعات صورت گرفته در این زمینه مربوط به پژوهش‌های کیم و همکاران

* عهده‌دار مکاتبات: meysamkaviani@gmail.com

(۲۰۱۸)، وونگ (۲۰۱۷)، الم و همکاران (۲۰۱۷)، جلایی و همکاران (۱۳۹۵)، بخشانی (۱۳۹٤) و استادی و همکاران (۱۳۹۳) بوده است. مطالعات دا و همکاران (۲۰۱۸)، دیسانایاکی (۲۰۱٦)، فورستی و ناپولیتانو (۲۰۱٦)، بلو و همکاران (۲۰۱۳)، آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۵)، پیری (۱۳۹۳) و طالب‌نیا و جلیلی (۱۳۸۵) بیانگر تاثیر مخارج دولتی بر بازار سهام را نشان می‌دهد و همچنین طبق مطالعه پراهیش و ویدیا (۲۰۱۷)، سرمایه‌گذاری خصوصی می‌تواند تاثیر بر بازار سهام موثر باشد. نهایتاً اینکه طبق تحقیقات کیم و رسینگو (۲۰۱۷)، چانگ و آریف (۲۰۱٦) و مولینیوکس و همکاران (۲۰۱٤) سیاستهای پولی از طریق پایه پولی و عرضه پول بر بازار سهام تأثیرگذار است. از اینرو با توجه به ادبیات موجود در این پژوهش با در نظر گرفتن پنج شوک پایه پولی، مخارج سرمایه‌ای به عنوان بخشی از مخارج دولتی، شوک ارزی، شوک نفتی و شوک سرمایه‌گذاری خصوصی به دنبال تاثیر و قدرت پیش بینی‌کنندگی این متغیرها بر ریسک سیستماتیک در قالب دو مدل DSGE و VAR هستیم. DSGE بر اساس متدلوژی کیدلند و پرسکات (۱۹۹۱ و ۱۹۹٦) مطرح شد. در این مدل رفتار کارگزاران مختلف اقتصادی با توجه به توابع هدف و قیود هر یک بهینه‌یابی می‌شود (کیدلند و پرسکات[۱]، ۱۹۹۰) . از اینرو در این مقاله به دنبال پاسخ این سوال هستیم که آیا مدل‌های VAR و DSGE در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک کارآمد هستند؟

۲- پیشینه پژوهش

میشل (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان پیش‌بینی ریسک بازار سهام از طریق ادغام رژیم سوئیچینگ، تکنیک های ANFIS و GARCH بدین نتیجه که این روش‌ها می‌تواند پیش‌بینی را از لحاظ MAPE و RMSE بهبود بخشد، بنابراین تخمین نوسانات دقیق‌تر را فراهم می‌کند. سینیسولو و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان پیش‌بینی بتای افق زمانی بلندمدت بدین نتیجه رسیدند که مدل VAR قابلیت پیش بینی دقیق بتا را دارد. پژوهش موخرجی و همکاران (۲۰۱۷) بیانگر آن است که قابلیت پیش‌بینی بازده بازار سهام خارج از نمونه را در ارتباط با چرخه‌های کسب و کار وجود دارد. میلانی (۲۰۱۷) در تحقیق خود بدین نتیجه رسید که اثر ثروت مستقیم نسبتاً کم می‌باشد، اما شوک قیمت دارایی اثر بااهمیتی بر انتظارات خروجی آتی دارد. القیسی (۲۰۱۱) در تحقیقی بدین نتیجه رسیدند که عوامل متعددی از قبیل اندازه، اهرم مالی، کسری بودجه و نرخ تورم به طور قابل توجهی بر ریسک سیستماتیک شرکت تأثیر می‌گذارند. دیمیک و همکاران (۲۰۱٦) در تحقیقی تحت عنوان اثر نااطمینانی بازار مالی و فاکتورهای کلان اقتصادی بر همبستگی سهام-قرضه در بازارهای نوظهور بدین نتیجه رسیدند که همبستگی سهام-قرضه الگوی بسیار مهمی‌بین افق‌های زمانی مشاهده گردید. مهم ترین عامل موثر بر همبستگی اوراق قرضه سهام در کوتاه‌مدت موضع سیاست پولی است در حالی که عوامل با بیشترین تاثیر در بلندمدت تورم و عدم قطعیت بازار سهام است. یتز و گوپتا[۲] (۲۰۱٦) در تحقیقی تحت عنوان تخمین پویایی قیمت سهام و چرخه تجاری در آفریقای جنوبی با مدل DSGE بدین نتیجه دست یافتند که حدود ۹ درصد نوسانات محصول بوسیله شوک‌های مالی توضیح داده ی‌شود. کالز و همکارن (۲۰۱۳) در تحقیقی با عنوان مدیریت پرتفوی بلندمدت با مدل اقتصاد کلان ساختاری ابتدا به توصیف مدل DSGE پویا در اقتصادکلان و بازارهای مالی ایالات متحده پرداخت هر دو نوع DSGE و VARمدل توانایی پیش‌بینی مشابهی برای متغیرهای کلان دارند. ویتکمپِر و استینر[۳] (۱۹۹٦) در تحقیقی با استفاده از شبکه‌های عصبی به پیش‌بینی ریسک سیستماتیک سهام پراخته که نتایج نشان می‌دهد که شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک می‌توانند مفید واقع شوند. ویتکمپِر و استینر[٤](۱۹۹٦) در تحقیقی نشان می‌دهد که شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک می‌توانند مفید واقع شوند. رحمانی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان رابطه بتای بازار سهام با متغیرهای کلان اقتصادی و اطلاعات حسابداری بدین نتیجه دست یافتند که نتایج حاکی از ارتباط برخی متغیرهای کلان و اطلاعات حسابداری با بتای بازار می‌باشد. در مدل برازش شده با توجه به سطح معناداری متغیرها، مهمترین متغیرهای حسابداری شامل اندازه شرکت ،رشد شرکت و نسبت بدهی ها از نوع اطلاعات حسابداری و متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ سود بانکی، تورم، تغییرات قیمت نفت خام و تغییرات نرخ ارز از نوع متغیرهای کلان می‌باشند. حیدری و ملابهرامی (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان برآورد پویای ریسک سیستماتیک بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات بر اساس مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس و حالت- فضا بدین نتیجه دست یافتند که پیش‌بینی بازدهی قیمت سهام بر اساس مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای نشان می‌دهد که مدل DCC دارای خطای کمتری بر اساس گشتاور ریشه دوم میانگین مجذور خطاها نسبت به مدل های رقیب در پیش‌بینی خارج از نمونه بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات است. شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۲)

---

[۱] Kydland & Prescott

[۲] Paetz & Gupta

[۳] Wittkemper & Steiner

[٤] Wittkemper & Steiner

در پژوهشی با عنوان اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران بدین نتیجه دست یافتند که ناچیز بودن آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران است. شهرآبادی و بالسینی (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ریسک سیستماتیک بر بازده سهام عادی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بدین نتیجه رسیدند که در سطح معناداری پنج درصد، ریسک سیتماتیک (b) و قیمت نفت با بازده سهام شرکت ها رابطه‌ای مثبت و مستقیم دارند و میان نرخ ارز و بازده سهام شرکت ها رابطه معنا داری وجود ندارد. سعیدی و رامسه (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان عوامل تعیین کننده ریسك سیستماتیك سهام در بورس اوراق بهادار تهران بدین نتیجه رسیدند که میان بتا و متغیرهای رشد سود عملیاتی، تغییرپذیری سود عملیاتی، همبستگی سود عملیاتی با شاخص پرتفوی بازار و اختیار رشد ارتباطی معنا دار وجود دارد. بادآور نهندی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان بررسی تاثیر نوسانات جریانات نقدی بر ریسک سیستماتیک بدین نتیجه دست یافتند که جریانات نقدی ناشی از فعالیتهای عملیاتی، نوسانات جریانات نقدی مرتبط با مالیات بر درآمد، نوسانات جریانات نقدی ناشی از فعالیتهای سرمایه گذاری و نوسانات جریانات نقدی ناشی از فعالیتهای تامین مالی بر ریسک سیستماتیک تاثیری مثبت و معنی داری دارند در حالی که نوسانات جریانات نقدی مرتبط با بازده سرمایه گذاریها و سود پرداختی بابت تامین مالی اثر معنی داری بر ریسک سیستماتیک ندارد. اسکندری و حسینی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان بررسی وضعیت ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بدین نتیجه رسیدند که بازده سهام تحت تأثیر ریسک می‌باشد و با آن رابطه معناداری دارد.

۳- روش پژوهش

از آنجایی که یکی از مدل‌های پژوهش، مدل DSGE است، لذا روش تحقیق توصیفی - تحلیلی است. همچنین از آنجایی که یکی از مدل‌های پیش بینی VAR است، از اینرو با استفاده از داده‌های واقعی مربوط به متغیرهای اقتصادی جهت پیش بینی ریسک سیستماتیک استفاده شده است، که به لحاظ جمع آوری داده‌ها جز تحقیقات پس رویدادی محسوب می‌گردد. بازه زمانی پژوهش پانزده ساله از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ بوده است و تعداد شرکتهای مورد نمونه بر اساس روش غربال‌گری (حذفی) ۱۴۸ شرکت بوده است. همچنین در این پژوهش از سه رهیافت میانگین مربعات خطاها (MSE)، میانگین خطای مطلق (MAE) و میانگین درصد خطای مطلق (MAPE) به عنوان مدلهای قدرت پیش بینی مدلها استفاده شده است.

۳-۱- مدل‌سازی با PVAR

در این پژوهش شوک‌های شناسایی شامل (شوک شاخص کل قیمت سهام، شوک تورم خارجی، شوک نرخ تعرفه واردات، شوک ارزی، شوک بهره‌وری کل عوامل تولید، شوک درآمدهای ارزی نفتی، شوک مخارج عمرانی (سیاست مالی)، شوک مخارج جاری دولت (سیاست مالی)، شوک سرمایه‌گذاری خصوصی و شوک پایه پولی (سیاست پولی)) که بالغ بر ۱۰ شوک بوده است. از اینرو با بررسی مبانی نظر و تحقیقات انجام شده تا سال ۲۰۱۸، فقط از پنج شوک بیشتر به جهت ارتباط با بازار سهام تحقیقاتی صورت گرفته است که با لحاظ کردن این پنج شوک به همراه متیغرهای GDP و نرخ کوتاه‌مدت سود بانکی به مدلسازی VAR پرداختیم. این پنج شوک شامل شوک ارزی، درآمدهای ارزی نفتی، شوک مخارج سرمایه‌ای (سیاست مالی)، سرمایه‌گذاری خصوصی و شوک پایه پولی بوده و در مدلسازی VAR در اولویت قرار گرفته است. با توّجه به ماهیت داده و نوع مطالعه، جهت ارزیابی تاثیر شوک‌های اقتصادی بر ریسک سیستماتیک در این مطالعه از مدل خودرگرسیون برداری پانل (Panel VAR) استفاده شده است. در این راستا، از آن جا که بر اساس معیار شوارتز-بیزین، وقفه دوم برای متغیرهای توضیحی بهترین معیار برای الگوسازی بوده است، بر اساس روش خودرگرسیون برداری الگوی مطالعه به صورت زیر است:

$$x_t^{(VAR)} = (\Delta Oil_t\ ,\ \Delta Mb_t\ , \Delta I_t\ , \Delta I_g_t\ , \Delta EX_t\ , GDP_t\ , r_t\ )^{'} \qquad (۱)$$

مطابق الگوی ارائه شده، معادله تشکیل دهنده سیستم مورد نظر برای شناسایی اثر متغیّرها بر یکدیگر است. برای تخمین الگوی مورد نظر در ابتدا مانایی متغیّرها و انباشتگی آنها آزمون می‌شوند.

۳-۲- آزمون مانایی

در این قسمت به بررسی مانایی یا ایستایی متغیرهای پژوهش، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر استفاده شد. با توجه به نتایج آزمون که در جدول ۱ ارائه شده است چون مقدار P برای تمامی متغیرهای کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح پایا نبوده‌اند و با تفاضل‌گیری مانا شدند.

جدول ۱- نتایج مانایی متغیرها بعد از تفاضل‌گیری دو وقفه‌ای.

متغیر	نماد	سطح معنی داری	نتیجه
ریسک سیستماتیک	RISK	۰/۰۰۰۱	مانا-I(۰)
مخارج سرمایه‌ای	IG	۰/۰۰۰۱	مانا-I(۰)
سرمایه‌گذاری	IT	۰/۰۰۰۰	مانا-I(۰)
پایه پولی	MB	۰/۰۰۰۱	مانا-I(۰)
نفت	OIL	۰/۰۰۰۰	مانا-I(۰)
ارز	EXCH	۰/۰۰۰۰	مانا-I(۰)
تولید ناخالص داخلی	GDP	۰/۰۰۰۱	مانا-I(۰)
نرخ سپرده کوتاه‌مدت بانکی	RD	۰/۰۰۰۱	مانا-I(۰)

۳-۳- تعیین وقفه‌ی بهینه در الگوی VAR

بعد از تشخیص ایستایی متغیّرهای مدل، اولین مسئله در مدل‌های خود رگرسیون برداری تعیین طول وقفه بهینه است. در اینجا برای تعیین طول وقفه از معیار شوراتز-بیزین (SC)، آکائیک (AIC)، خطای نهایی پیش بینی (FPE) و حنان کوئین (HQ) و نسبت درستنمایی (LR) استفاده شده است. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که در مدل مورد نظر در وقفه سه بر اساس معیار نسبت درستنمایی ثبات سیستم تأمین می‌شود. در حالی که بر اساس معیار خطای نهایی پیش بینی وقفه دو به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود و معیارهای آکائیک و شوراتز-بیزین و حنان کوئین وقفه دو را به عنوان وقفه بهینه مدل قرار می‌دهند. در نهایت با توجه به این که ثبات سیستم در وقفه بهینه یک تأمین خواهد شد، وقفه بهینه یک بر اساس معیار نسبت درستنمایی به عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب می‌گردد.

جدول ۲- تعیین وقفه‌ی بهینه درالگوی VAR.

Lag	LogL	LR	AIC	SC	HQ
۰	-۱۶۲۱۱۹٫۴	NA	۱۲۹٫۳۵	۱۲۹٫۳۷	۱۲۹٫۳۶
۱	۱۴۹۸۶۴-	*۲۴۴۰۹٫۲۸	*۱۳۸٫۱۲	*۱۳۸٫۳۱	*۱۳۸٫۱۹
۲	-۱۳۷۴۶۰	۲۴۶۱۳٫۲۰	۱۲۶٫۷۵	۱۲۷٫۱۱	۱۲۶٫۸۸
۳	۱۲۵۸۷۲-	۲۲۷۱۰٫۹۱	۱۱۶٫۲۳	۱۱۶٫۷۵	۱۱۶٫۴۲

۳-٤- آزمون همگرایی یوهانسن

از آنجایی که وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیّرهای الگو تأیید شد در این بخش به تعیین تعداد بردارهای همگرا پرداخته شده است. پس از تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها، اولین قدم در روش یوهانسن، تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR می‌باشد، که در بالا انجام شد و وقفه یک به عنوان وقفه بهینه مدل VAR انتخاب گردید. گام بعدی، انتخاب رتبه ماتریس اثر و لزوم وارد کردن عرض از مبدأ و روند در بردار بلندمدت است که طبق پیشنهاد یوهانسن، این اعمال بایدبه صورت همزمان صورت گیرد. چنان چه یوهانسن بیان کرده است، اگر تعداد متغیرهای موجود در بردار بلندمدت، برابر n باشد، حداکثر تعداد $(n-۱)$ بردار همگرا می‌توان به دست آورد. در

نتیجه با وجود ۸ متغیّر تنها ۷ بردار همگرا می‌تواند وجود داشته باشد که از طریق آزمون‌های حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر به دست می‌آید. نتایج به دست آمده از آزمون هم‌جمعی مبنی بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با متغیر وابسته را نشان داد.

جدول ۳- نتایج آزمون همگرایی یوهانسن.

فرضیه H0	فرضیه H1	آماره آزمون	کمیت بحرانی در سطح ۹۵%	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	کمیت بحرانی در سطح ۹۵%
r=۰	r=۱	۱۱۰۵۴۹/۸	۱۵۹/۵۲	۷۵۳۹۹/۸۹	۵۲/۳۶
$r \leq 1$	r=۲	۳۵۱۴۹/۸۶	۱۲۵/۶۱	۹۱۵۰/۸۴	۴۶/۲۳
$r \leq 2$	r=۳	۲۵۹۹۹/۰۱	۹۵/۷۵	۷۸۱۷/۸۹	۴۰/۰۷
$r \leq 3$	r=۴	۱۸۱۸۱/۱۱	۶۹/۸۱	۶۲۵۴/۲۲	۳۳/۸۷
$r \leq 4$	r=۵	۱۱۹۲۶/۸۹	۴۷/۸۵	۴۶۰۹/۹۷	۲۷/۵۸
$r \leq 5$	r=۶	۷۳۱۶/۹۱	۲۹/۷۹	۳۴۰۵/۴۷	۲۱/۱۳
$r \leq 6$	r=۷	۳۹۱۱/۴۴	۱۵/۴۹	۲۷۶۹/۳۲	۱۴/۲۶
$r \leq 7$	r=۸	۱۱۴۲/۱۲	۳/۸۴	۱۱۴۲/۱۲	۳/۸۴

۳-۵- توابع عکس العمل آنی (ضربه، واکنش)

جدول ٤ توابع عکس‌العمل آنی ارائه شده است که اطلاعات این جداول‌ها در نمودارهای هر شوک به طور جداگانه ارائه شده است.

جدول ۴- عکس العمل ریسک به شوک‌ها.

Period	RISK	IG	IT	MB	OIL	EXCH
۱	۰/۹۸۳۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
	(۰/۰۱۴۸۸)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
۲	۰/۰۲۹۸	-۰/۰۰۱۲	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۴۳	۰/۰۱۱۶
	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۶۳)	(۰/۰۱۳۲)	(۰/۰۱۵۷)
۳	۰/۰۲۷۲	-۰/۰۰۲۳	-۰/۰۰۶۹	-۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۱۴
	(۰/۰۲۱۱)	(۰/۰۱۳۴)	(۰/۰۰۸۶)	(۰/۰۱۴۷)	(۰/۰۰۸۶)	(۰/۰۱۱۳)
۴	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۴۴	-۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۴۳
	(۰/۰۰۲۰)	(۰/۰۱۰۷)	(۰/۰۰۷۵)	(۰/۰۱۰۲)	(۰/۰۰۷۶)	(۰/۰۱۲۳)
۵	۰/۰۰۰۵۸	-۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۴۳	-۰/۰۰۴۶	-۰/۰۰۲۹
	(۰/۰۰۱۴۶)	(۰/۰۰۹۲۴)	(۰/۰۰۶۳)	(۰/۰۰۷۴)	(۰/۰۰۷۲)	(۰/۰۱۱۳)
۶	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۴۰	-۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۰۵۱	۰-۰۰۶۱۰
	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۰۰۸۰)	(۰/۰۰۵۷)	(۰/۰۰۶۱)	(۰/۰۰۶۳)	(۰/۰۰۸۶)
۷	-۵/۱۶	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۳۷	-۰/۰۰۰۱۸
	(۰/۰۰۰۶۲)	(۰/۰۰۶۳)	(۰/۰۰۴۱)	(۰/۰۰۵۷)	(۰/۰۰۵۴)	(۰/۰۰۸۴)
۸	۶/۸۰	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۵۰	-۰/۰۰۲۶	-۰/۰۰۲۲
	(۰/۰۰۵۴)	(۰/۰۰۵۸)	(۰/۰۰۳۹)	(۰/۰۰۵۲)	(۰/۰۰۴۸)	(۰/۰۰۷۶)
۹	-۸/۷۱	-۰/۰۰۲۵	-۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۱۳	-۰/۰۰۳۰	-۰/۰۰۳۱
	(۰/۰۰۰۴۹)	(۰/۰۰۳۹)	(۰/۰۰۳۱)	(۰/۰۰۴۴)	(۰/۰۰۴۴)	(۰/۰۰۷۴)
۱۰	۰/۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۱۹	-۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۳۷
	(۰/۰۰۰۴۳)	(۰/۰۰۳۱)	(۰/۰۰۲۷)	(۰/۰۰۴۳)	(۰/۰۰۳۸)	(۰/۰۰۵۸)

ستون اول جدول فوق نشان می‌دهد تغیر ناگهانی یا شوکی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر ریسک در دوره اول، باعث افزایش شاخص ریسک به اندازه ۰/۹۸ واحد می‌شود. این اثر در فصل دوم موجب کاهش شاخص ریسک به اندازه ۰/۰۲۹شده است. اثر این شوک در دوره های سوم و چهارم حالت ثبات را داشته اما سپس کاهش یافته است. ستون دوم، اثر شوک وارده بر شاخص ریسک از طرف متغیر مخارج سرمایه‌ای است، به طوری که اگر مخارج سرمایه‌ای به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد در دوره اول اثری بر شاخص ریسک نداشته ولی در دوره دوم ریسک را به میزان ۰/۰۰۱ واحد افزایش می‌دهد. اما در طی ۱۰ دوره ریسک مدام بر اساس این

شوک با نوسان مواجه شده است. ستون سوم نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در سرمایه‌گذاری در دوره اول اثری بر ریسک ندارد شوک وارده بر این متغیر در دوره دوم ریسک را به اندازه ۰/۰۰۰۱۵ واحد کاهش می‌دهد و به همین ترتیب بعد از دوره دوم تا دوره دهم در ریسک نوسانات زیادی مشاهده شده است که این تغییرات به صورت افزایشی و کاهشی بوده است . ستون چهارم جدول نشان دهنده اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در پایه پولی است. با توجه به نتایج جدول شوک وارده در دوره اول هیچ اثر بر ریسک نداشته است. در دوره دوم این شوک به میزان ۰/۰۰۲۳ واحد باعث کاهش ریسک شده است ولی تا پایان دوره اثر این شوک به صورت نوسانات مثبت و منفی بر ریسک تأثیر گذاشته است. ستون پنجم اثر یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در درآمد نفتی را بر ریسک را نشان می‌دهد. در دوره اول شوک وارده بر این متغیر هیچ اثری بر ریسک نداشته ولی در دوره دوم بعد افزایش ۰/۰۰٤ تا دوره چهارم افزایش یافته ولی از دوره چهارم به بعد نوسانات زیادی در ریسک ایجاد کرده است. در ستون ششم، اثر شوک ای به میزان یک انحراف معیار در نرخ ارز بر ریسک را نشان داده شده است. در دوره اول شوک وارده بر این متغیّر هیچ اثری بر ریسک نداشته ولی در دوره دوم بعد افزایش ۰/۰۱۱ واحدی تا دوره چهارم حتی افزایش یافته ولی از دوره چهارم به بعد نوسانات زیادی در ریسک ایجاد کرده است. بنابراین با توجه به نتایج جدول فوق و نمودارهای پیوست مقاله می‌توان دریافت که تقریباً شوک وارده بر تمامی‌متغیّرها به غیر از شوک وارده بر متغیّر ریسک تقریباً از دوره دوم شروع شده و اثر آن تا پایان دوره به تدریج تعدیل می‌شود، یعنی تعدیل آن ها تا پایان دوره همراه با نوسان بوده است.

۴- مدل‌سازی با DSGE

٤-۱- خانوار

فرض می‌شود که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است که با اندیسi نشان می‌دهیم و همه آنها همگن هستند. ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول دوران زندگی خود به دست می‌آورد، به شکل زیر می‌باشد:

$$E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U_t^i(0)\,. \qquad (۲)$$

که در آن β عامل تنزیل زمانی است. شکل تابع مطلوبیت خانوار که تابعی از مصرف کل خانوار، مانده حقیقی پول و عرضه کار می‌باشد، به شرح زیر است:

$$U_t^i = \left[\frac{1}{1-\sigma_c}\left(c_t^i - hc_{t-1}\right)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l} + \frac{1}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m}\right]. \qquad (۳)$$

در معادله شماره (۳) کالاهای مصرفی از ترکیبی از کالاهای مصرفی تولید داخل و وارداتی متفاوت تشکیل شده است که توسط تولیدکنندگان داخلی و واردات تامین می‌شود. در تابع مطلوبیت شماره (۳)، σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بیان می‌کند که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد. پارامتر σ_l بیانگر عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_m عکس کشش مانده حقیقی پول ($m_t^{c,t} = \frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}$) نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد.

٤-۱-۱- انتخاب سبد مصرفی و به دست آوردن توابع تقاضای مصرف

در معادله (٤) فرض می‌شود مصرف کل به قیمت حقیقی (c_t^i)، ترکیبی از مصرف کالاهای داخلی(c_t^d) و کالاهای وارداتی(c_t^m) است که به ترتیب توسط بنگاه‌های تولیدی داخلی و وارداتی تامین می‌شود. این کالاها از طریق جمعگر دیگسیت-استیگلیتز با هم ترکیب می‌شوند، یعنی

$$c_t = \left[\xi_c^{\frac{1}{\mu_c}}(c_t^d)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} + (1-\xi_c)^{\frac{1}{\mu_c}}(c_t^m)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}}. \qquad (٤)$$

که در آن ξ_c و $\left(1-\xi_c\right)$ به ترتیب سهم کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در کل سبد مصرفی خانوارها وη_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی و وارداتی را نشان می‌دهد. در حالت کلی، مسئله تصمیم‌گیری خانوار را می‌توان در دو مرحله مورد بررسی قرار داد: در مرحله اول، خانوار تصمیم می‌گیرد که چه ترکیبی از کالاهای مصرفی را انتخاب کرد تا اینکه هزینه بدست آوردن سطح معینی

از مصرف کالای ترکیبی حداقل شود. در این مرحله، خانوارها هزینه خرید مصرف ترکیبی (c_t) را حداقل می‌کنند. در حالت کلی، مسئله تصمیم‌گیری خانوار را می‌توان در دو مرحله مورد بررسی قرار داد. در مرحله اول، خانوار تصمیم می‌گیرد که چه ترکیبی از کالاهای مصرفی را انتخاب نمود تا اینکه هزینه به دست آوردن سطح معینی از مصرف کالای ترکیبی حداقل شود. در مرحله دوم با توجه به هزینه دسترسی در هر سطح معینی از مصرف c_t، خانوار مقادیر بهینه‌ای از $c_t, L_t, \frac{M_t^c}{P_t}$، را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که مطلوبیت‌اش حداکثر شود. برای انجام مرحله اول، خانوارها هزینه خرید سطح مصرف ترکیبی c_t، را حداقل می‌کنند. در خصوص انتخاب کالاهای مصرفی تولید داخل و وارداتی، آنها مسئله زیر را حل می‌کنند:

$$\min_{c_t^i} P_t^d c_t^d + P_t^m c_t^m$$
$$s.t \qquad (۵)$$
$$c_t = \left[\xi_c^{\frac{1}{\mu_c}}(c_t^d)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} + (1-\xi_c)^{\frac{1}{\mu_c}}(c_t^m)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}}$$

که در آن c_t^d و c_t^m به ترتیب مصرف کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی و P_t^d و P_t^m به ترتیب شاخص قیمت کالاهای داخلی و کالاهای وارداتی است. از حل شرایط مرتبه اول رابطه (۵) می‌توان توابع تقاضا برای کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی به صورت زیر به دست آورد:

$$c_t^m = (1-\xi_c)\left(\frac{P_t^m}{P_t^c}\right)^{-\mu_c} c_t \,. \qquad (٦)$$

$$c_t^d = \xi_c\left(\frac{P_t^d}{P_t^c}\right)^{-\mu_c} c_t \,. \qquad (۷)$$

با جایگزینی روابط(٦) و (۷) در سبد مصرفی خانوارها $P_t^d c_t^d + P_t^m c_t^m = P_t^c c_t$ شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (P_t^c)، با اجزای آن به دست می‌آید، یعنی

$$P_t^c = [\xi_c(P_t^d)^{1-\eta_c} + (1-\xi_c)(P_t^m)^{1-\eta_c}]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \,. \qquad (۸)$$

که در آن P_t^cبیانگر شاخص کل قیمت مصرف کننده می‌باشد.

بعد از اینکه ترکیب بهینه کالاها در مرحله اول تعیین شد، در مرحله سوم، هدف خانوارها این است که تابع مطلوبیت مورد انتظار خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر کنند. در مرحله دوم، بعد از اینکه ترکیب بهینه کالاها در مرحله اول تعیین شد، هدف خانوارها این است که مقادیر بهینه‌ای از مصرف c_t ، نیروی کار L_t و دارائیهای مالی را به گونه ای انتخاب می‌کند که مطلوبیت اش حداکثر شود. دارائیهای مالی خانوارها از پول، اوراق مشارکت و سهام تشکیل شده است. به پول هیچ سودی تعلق نمی‌گیرد ولی به اوراق مشارکت سودی (بهره‌ای) با نرخ r_t^d تعلق می‌گیرد. به سهام سود تقسیمی(در صورت وجود) و عایدی سرمایه تعلق می‌گیرد. میزان دارائیهای مالی خانوارها در پایان دوره t شامل پول نقد، اوراق مشارکت، سبدی از سهام$N_t(j)$ که توسط بنگاههای واسطه‌ای j ام منتشر می‌شود. قیمت اسمی‌هر سهم بنگاه jام در دوره t با$P_t^s(j)$ نشان می‌دهیم. بنابراین، ثروت سهام خانوار iام شامل سبدی از سهام بنگاههای واسطه‌ای است، که هر کدام از این سهام دارای سود تقسیمی‌با ارزش اسمی$DV_t(j)$ می‌باشد. بنابراین، در شروع هر دوره منابع درآمدی خانوارها شامل خالص اجاره دستمزد، سرمایه و مجموعه‌ای از ثروت مالی از دوره قبل (شامل پول، اوراق مشارکت و سهام) می‌باشد. برای مدل‌سازی دارایی سهام از مطالعات نیستیکو[1](۲۰۰۳ و۲۰۱۰) استفاده می‌کنیم. دارائیهای (ثروت) سهام خانوار iام را که از دوره قبل به همراه داشته($\Omega_{t-1}^*(i)$) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Omega_{t-1}^{*,i} = \int_0^1 (P_t^s(j) + DV_t(j))N_t(j)\,dj \,. \qquad (۹)$$

همچنین قید بودجه بین دوره‌ای خانوارها بر حسب قیمت‌های حقیقی را می‌توان بصورت زیر بیان کرد:

[1] Nistico (2003, 2010)

$$c_t^i + I_t^i + b_t^i + \frac{1}{P_t^c}\int_0^1 P_t^s(j)\frac{N_t(j)}{\varepsilon_t^s}dj + m_t^{c,i} = (1+r_{t-1}^d)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + \frac{1}{P_t^c}\Omega_{t-1}^{*,i} + TR_t^i - T_t^i + y_t^i . \quad (۱۰)$$

که در آن I_t^i میزان سرمایه‌گذاری، b_t^i اوراق مشارکت، r_{t-1}^d بیانگر نرخ بهره اسمی‌اوراق مشارکت، T_t^i مالیات خانوارها (مالیات مستقیم، غیر مستقیم و ارزش افزوده)، TR_t^i پرداختهای یارانه‌ای دولت، P_t^I شاخص قیمت سرمایه‌گذاری می‌باشد و خانوار ثروت خود را بصورت مانده واقعی پول $m_t^{c,i}$ و اوراق مشارکت b_t^i نگهداری می‌کنند، π_t^c نرخ تورم بر مبنای شاخص کل قیمت مصرف کننده، ε_t^s شوک قیمت سهام می‌باشد که در واقع حباب قیمت را تشکیل می‌دهد. سایر متغیرها قبلا در متن تعریف شده است y_t^iو بیانگر درآمد خانوارها می‌باشد که بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t^i = \frac{W_t^i}{P_t^c}L_t^i + R_t^k z_t^i k_{t-1}^i - \psi(z_t^i)k_{t-1}^i + Div_t^i. \quad (۱۱)$$

درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار($\frac{W_t^i}{P_t^c}L_t^i$)، اجاره سرمایه منهای هزینه مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه و سودهای تقسیم شده بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه‌ی Div_t^i به دست می‌آید. در رابطه (۱۱)، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی حقیقی سرمایه و z_t^i شدت استفاده (نرخ بهره برداری) از ظرفیت سرمایه و $\psi(z_t^i)$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه می‌باشد. هزینه بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه $\psi(z_t^i)$ بیانگر هزینه هر واحد سرمایه فیزیکی است. در حالت تعادل بلندمدت روابط برقرار است.

$$\psi'' > 0 , \psi' > 0 , \psi(1) = 0 , z = 1 .$$

٤-۱-۲- موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری

موجودی سرمایه در مالکیت خانوارها است و به عنوان عامل تولید همگن در فرایند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد. خانوارها موجودی سرمایه خود را با نرخ R_t^k به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ی اجاره می‌دهند. خانوارها می‌توانند به دو صورت سرمایه را افزایش دهند:

- *از طریق افزایش سرمایه‌گذاری I_tکه منجر به افزایش در موجودی سرمایه می‌شود.*
- *تغییر در میزان بهره‌برداری از موجودی سرمایه.*

فرض می‌شود که فرایند انباشت سرمایه از طریق معادله زیر انجام می‌شود:

$$k_t^i = (1-\delta)k_{t-1}^i + \left[1 - S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)\right]I_t^i. \quad (۱۲)$$

که در آن δ نرخ استهلاك سرمایه‌گذاری، I_t^i سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی و $S(0)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری می‌باشد که تابعی مثبت از تغییرات در سرمایه‌گذاری می‌باشد. $S(0)$ در واقع بیانگر منابعی است که برای تبدیل سرمایه‌گذاری جدید به موجودی سرمایه از دست می‌رود.

در حالت تعادل ایستا که در آن سطح z=۱ می‌باشد، $S(1) = 0$ و $S' = 0$ و $S'' > 0$ است، لذا هزینه تعدیل تنها به مشتق دوم بستگی دارد. با توجه به توضیحات فوق، مسئله خانوارها حداکثر کردن تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه است. در فرایند بهینه یابی، خانوارها میزان مصرف، پول، سرمایه‌گذاری در سهام، سپرده‌گذاری، عرضه نیروی‌کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری و میزان بهره-برداری از سرمایه را به گونه‌ای انتخاب می‌کنند که تابع هدف‌شان نسبت به قید بودجه حداکثر شود:

که در آن λ_t ضریب فرایند مربوط به قید بودجه و Q_t ضریب فرایند مربوط به موجود سرمایه‌ای است. شرایط مرتبه اول برای هر دوره $t \geq 0$ به شرح زیر است:

نشریه تصمیم‌گیری و تحقیق در عملیات، دوره ۴ ، شماره (۲)، تابستان ۱۳۹۸، صفحه:۱۵۷-۱۳۷

$$
\begin{aligned}
max\, E_t \sum_{t=0}^{\infty} \Bigg\{ \Bigg[& \frac{1}{1-\sigma_c}\left(c_t^i - hc_{t-1}\right)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l} \\
& + \frac{1}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m} \Bigg] \\
& + \lambda_t \Bigg[(1+r_{t-1}^d)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + \frac{1}{P_t^c}\Omega_{t-1}^{*,i} + TR_t^i - T_t^i \\
& + \frac{W_t^i}{P_t^c}L_t^i + R_t^k z_t^i k_{t-1}^i - \psi\left(z_t^i\right)k_{t-1}^i + Div_t^i - c_t^i - I_t^i - b_t^i \\
& - m_t^{c,i} - \frac{1}{P_t^c}\int_0^1 P_t^s(j)\frac{N_t(j)}{\varepsilon_t^s}dj \Bigg] \\
& + Q_t \left[(1-\delta)k_{t-1}^i + \left[1 - S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)\right] I_t^i - k_t^i \right] \Bigg\}.
\end{aligned} \tag{١٣}
$$

$$(\partial c_t) \qquad (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c} = \lambda_t\,. \tag{١٤}$$

$$
\begin{aligned}
(\partial I_t) \quad & Q_t\left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t Q_{t+1} S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \\
& = \lambda_t\,.
\end{aligned} \tag{١٥}
$$

$$(\partial z_t) \quad R_t^k = \psi'(z_t)\,. \tag{١٦}$$

$$(\partial K_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1}[z_{t+1}R_{t+1}^k - \psi(z_{t+1})] + \beta(1-\delta)E_t Q_{t+1}\,. \tag{١٧}$$

$$(\partial b_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1}(1+r_t^d)\frac{1}{\pi_{t+1}^c} = \lambda_t\,. \tag{١٨}$$

$$(\partial m_t^c) \quad \varepsilon_t^M (m_t^c)^{-\sigma_m} = \lambda_t - \beta E_t \lambda_{t+1}\frac{1}{\pi_{t+1}^c}. \tag{١٩}$$

$$(\partial L_t) \quad -L_t^{\sigma_l} + \lambda_t \frac{W_t}{P_t^c} = 0. \tag{٢٠}$$

$$(\partial N_t) \quad \frac{1}{P_t^c \varepsilon_t^s}\lambda_t P_t^s(j) + E\left\{\beta \frac{1}{P_{t+1}^c}\lambda_{t+1}(P_{t+1}^s(j) + DV_{t+1}(j))\right\} = 0\,. \tag{٢١}$$

٤-١-٣- رفتار پس انداز و مصرف خانوارها

معادله (١٥) بیانگر معادله اویلر مصرف می‌باشد و از نسبت دو معادله اویلر در زمانهای t و ١+ t معادله زیر به دست می‌آید:

$$E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = E_t \frac{(c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}}{(c_{t+1} - hc_t)^{-\sigma_c}}. \tag{٢٢}$$

با استفاده از معادله (١٥) برای دوره‌های زمانی t و t+1، می‌توان به رابطه زیر رسید:

$$E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = \beta E_t \lambda_{t+1}(1+r_t^d)\frac{1}{\pi_{t+1}^c}. \tag{٢٣}$$

از ترکیب معادلات (١٤) و (١٥) می‌توان به رابطه تعادلی بین زمانی مصرف بصورت زیر رسید:

$$\beta E_t \lambda_{t+1}(1+r_t^d)\frac{1}{\pi_{t+1}^c} = E_t \frac{(c_t)^{-\sigma_c}}{(c_{t+1})^{-\sigma_c}}. \tag{٢٤}$$

معادله (١٦) تخصیص بهینه مصرف بین دوره‌ای خانوارها را نشان می‌دهد که خانوارها با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود این تخصیص را انجام می‌دهند.

٤-١-٤- تقاضای پول

از ترکیب معادله (١٩)، (٢٣) و (٢٤) می‌توان معادله تقاضای برای پول خانوارها را به دست آورد که به شرح زیر می‌باشد:

$$(m_t^c)^{-\sigma_m} = (c_t)^{-\sigma_c} \times \frac{r_t^d}{1+r_t^d}. \qquad (٢٥)$$

مانده حقیقی پول با مصرف رابطه مثبت و کشش آن برابر$\frac{\sigma_c}{\sigma_m}$ است ولی با نرخ سود(بهره)سپرده‌ها رابطه منفی دارد.

٤-١-٥- انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری

از ترکیب معادلات (٢١) و (٢٣) می‌توان رابطهQ نهایی توبین را نوشت که از نسبت $q_t = \frac{Q_t}{\lambda_t}$ به دست می‌آید و بیانگر ارزش میزان سرمایه‌گذاری بر حسب هزینه جایگزینی سرمایه می‌باشد. با توجه به تعریف رابطه Q نهایی توبین، معادلات (٢١) و (٢٣) را پس از انجام عملیات جبری لازم به ترتیب می‌توان به صورت زیر نوشت.

$$1 = q_t\left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t q_{t+1}\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2. \qquad (٢٦)$$

$$q_t = \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}[q_{t+1}(1-\delta) + z_{t+1}R_{t+1}^k - \psi(z_{t+1})]. \qquad (٢٧)$$

معادله (٢٦) را می‌توان به عنوان معادله اویلر سرمایه‌گذاری تفسیر کرد که بیانگر مسیر بهینه سرمایه‌گذاری است. در خصوص معادله (٢٦) باید گفت که وقتی که هیچ هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری وجود نداشته باشد، یعنی $S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$.

٤-١-٦- تصمیم خانوارها برای عرضه نیروی کار و معادله تعیین دستمزد

گرچه در اقتصاد کینزی جدید به دلایل مختلفی چسبندگی دستمزدها وجود دارد و این دستمزها از طریق اتحادیه‌های کارگری تعیین می‌شود ولی در این مطالعه فرایند چسبندگی تنها برای قیمت ها انجام شده و برای تبیین رفتار عرضه نیروی کار توسط خانوارها از شرایط مرتبه اول یعنی رابطه (٢٥) و (١٩) استفاده می‌شود. یعنی خانوارها نیروی کار خود را در قیمت کاملا رقابتی عرضه می‌کنند. لذا رابطه عرضه نیروی کار خانوارها را به صورت زیر بیان می‌شود:

$$-L_t^{\sigma_l} + (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}\frac{W_t}{P_t^c} = 0. \qquad (٢٨)$$

٤-١-٧- پویایی‌های قیمت سهام

معادله شماره (٢٩) پویایی‌های بازده سهام را نشان می‌دهد. با ترکیب معادلات (٢٠) و (١٤)، پویائیهای بازده سهام (شامل سود تقسیمی و عایدی سرمایه) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$P_t^s(j) = \varepsilon_t^s E\left\{\beta\frac{\varepsilon_{t+1}^{\beta}(c_{t+1} - hc_t)^{-\sigma_c}}{\varepsilon_t^{\beta}(c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}}\left(P_{t+1}^s(j) + DV_{t+1}(j)\right)\frac{P_t^c}{P_{t+1}^c}\right\}. \qquad (٢٩)$$

نشریه تصمیم‌گیری و تحقیق در عملیات، دوره ۴ ، شماره (۲)، تابستان ۱۳۹۸، صفحه:۱۵۷-۱۳۷

یا با استفاده از رابطه (۲۳)، رابطه اخیر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$P_t^s(j)=\varepsilon_t^s E\left\{\frac{\pi_{t+1}^c}{(1+r_t^d)}\left(P_{t+1}^s(j)+DV_{t+1}(j)\right)\frac{P_t^c}{P_{t+1}^c}\right\} \qquad (۳۰)$$

و یا بر حسب قیمت‌های حقیقی می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\gamma_t^{sc}(j)=\varepsilon_t^s E\left\{\frac{\pi_{t+1}^c}{(1+r_t^d)}\left(\gamma_{t+1}^{sc}(j)+dv_{t+1}(j)\right)\right\}. \qquad (۳۱)$$

که در آن $\gamma_t^{sc}(j)=\dfrac{\pi_t^s(j)}{p_t^c}$ بیانگر نسبت بازده سهام j ام به شاخص قیمت مصرف کننده است.

بر اساس رابطه (۲۹)، بازده هر سهم بنگاه jام با ارزش حال کلیه عایدات آتی آن سهم (شامل سود تقسیمی و عایدی سرمایه) برابر است. فرض شده است که تقاضا برای سهام در دوره t تحت تاثیر شوک تصادفی ε_t^s می‌گردد که در واقع حباب قیمت را تشکیل می دهد که این شوک با متغیرهای بنیادی اقتصادی که قیمت واقعی سهام را تشکیل می‌دهد، همبستگی ندارد.

به علاوه، مشابه استدلال مقاله نیستیکو (۲۰۰۵) تعادل باید به گونه‌ای باشد که شرایط تسویه بازار برای تمام $t=0,1,2,\ldots$ و برای تمام $i\in[0,1]$ به شرح زیر برقرار باشد:

$$M_t=M_{t-1}+TR_t$$
$$D_t+B_t=D_{t-1}+B_{t-1}$$
$$\frac{N_t(i)}{s_t}=N_{t-1}=1$$
$$\frac{1}{P_t^c}\int_0^1 DV_t(i)di=\frac{DV_t}{P_t}=dv_t.$$

شرایط فوق رابطه قید بودجه تعادلی به معادله زیر تبدیل می‌کند:

$$c_t+\gamma_t^{IC}I_t=\frac{W_t}{p_t^c}L_t+R_t^k z_t k_{t-1}-\psi(z_t)k_{t-1}-T_t+dv_t. \qquad (۳۲)$$

البته بیان دیگر موضوع به این صورت است که سود بنگاه برابر است با تولید منهای پرداختی به نیروی کار و سرمایه‌گذاری. به عبارتی دیگر، ارزش افزوده کل در اقتصاد بین نیروی کار، سرمایه‌گذاری و سود توزیع می‌شود. بنابراین می‌توان رابطه زیر را نوشت:

$$y_t-\frac{W_t}{p_t^c}L_t-I_t=dv_t. \qquad (۳۳)$$

٤-۲- بنگاه‌ها

٤-۲-۱- رفتار بنگاه های تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه نمونه مشابه آنچه در آیرلند[1] (۲۰۰۴a) فرض شده است، تولید کننده کالاهای نهائی از واحدهای کالای واسطه Y_{jt} است، که در آن $j\in[0,1]$، را با قیمت اسمی P_{jt} خریداری و کالای نهائی Y_t را تولید می‌کند. بر طبق معادله زیر که به تبعیت از دکسیت و استیگلیتز (۱۹۹۷) یک جمعگر است، می‌توان نوشت:

$$\left[\int_0^1 Y_{jt}^{(\theta-1)/\theta}dj\right]^{\theta/(\theta-1)}\geq Y_t.$$

[1] Ierland

که در آن $\theta > 1$ و کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت θ بین آنها برقرار است. پس در طی دوره t = 0,1,…. بنگاه نمونه تولید کننده کالاهای نهائی، Y_{jt} را برای همه $j \in [0,1]$ طوری انتخاب می‌کند تا سودش حداکثر شود:

$$\max_{Y_{jt}} \left\{ P_t Y_t - \int_0^1 P_{jt} Y_{jt} dj \right\} .$$

با توجه به قید(۶)، شرط مرتبه اول این تابع تقاضای برای محصول متمایز تولیدی برای بنگاه j بصورت زیر خواهد بود:

$$Y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t}\right]^{-\theta} Y_t \ .$$

که در آن $-\theta$ کشش قیمتی تقاضا برای کالای واسطه j را نشان می‌دهد. در بازارهای رقابتی، سود بنگاه تولید کننده کالای نهائی صفر است؛ شرط سود صفر P_t بصورت زیر تعریف می‌شود:

برای همه t=0,1,.... $P_t = \left[\int_0^1 {P_{jt}}^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{(1-\theta)}}$

۴-۲-۲- بنگاههای تولیدکننده کالاهای واسطه ای

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاههای رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه ای تشکیل شده است که در دامنه [۱ و۰] شاخص‌بندی می‌شود. هر کدام از بنگاهها کالاهای متمایزی تولید می‌کند. این بنگاهها با به کارگیری نیروی کار و سرمایه و سایر نهاده ها به تولید کالاهای واسطه‌ای lj ی‌پردازند. این بنگاهها نهاده‌های نیروی کار و سرمایه را به عنوان نهاده در فرآیند تولید استفاده می‌کنند. از آنجایی که به‌دلیل مسلط بودن دولت در اقتصاد، بودجه‌های عمرانی مهمی در بهره‌وری بخش خصوصی دارد لذا لازم است که تشکیل سرمایه دولتی به نوعی در تابع تولید بنگاههای تولید کننده کالاهای واسطه‌ی لحاظ گردد. تابع تولید بنگاههای تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای به شکل کاب- داگلاس به شرح زیر تصریح می شود:

$$y_t^j = A_t \left(z_t k_{t-1}^j\right)^{\alpha} \left(L_{t-1}^j\right)^{1-\alpha} (K_{t-1}^G)^{\kappa} . \qquad (۳۴)$$

که در آن $z_t k_{t-1}^j = \tilde{k}_{t-1}$موجودی سرمایه موثر، K_{t-1}^G تشکیل سرمایه دولتی[۱]است و فرض می‌شود که برای تمام بنگاها در این بخش مشترك است. A_tبیانگر بهره‌وری است که برای تمام بنگاهها مشترك است و فرض می شود که از فرایند زیر تبعیت می‌کند.

$$\log A_t = \rho_a \log A_{t-1} + u_t^a \quad , \quad u_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) . \qquad (۳۵)$$

بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای j ام به دنبال آن است که هزینه هایش را با توجه مقدار معین تولید حداقل می‌کند. لذا تابع هدف بنگاه jام به صورت زیر است:

$$\min_{\tilde{k}_{t-1}, L_t} \frac{W_t}{P_t^d} L_t^j + R_t^k z_t k_{t-1}^j \qquad (۳۶)$$

s.t.

$$y_t^j = A_t \left(z_t k_{t-1}^j\right)^{\alpha} \left(L_{t-1}^j\right)^{1-\alpha} (K_{t-1}^G)^{\kappa}.$$

که در آن W_t دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی سرمایه و y_t^j تقاضای کالای j ام است.

[۱] تشکیل سرمایه دولتی به عنوان مکمل نهاده‌های بخش خصوصی است به این معنا که افزایش در K^G باعث افزایش در بهره‌وری نهایی نیروی کار و سرمایه بخش خصوصی می‌شود.

اگر شرط مرتبه اول مربوط به مسئله بهینه یابی بنگاهها را بدست آوریم، بنابراین هزینه نهایی بنگاه بر حسب قیمت‌های واقعی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$mc_t = \frac{Mc_t}{P_t} = \frac{1}{A_t}\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\left(\frac{W_t}{P_t}\right)^{1-\alpha}(R_t^k)^{\alpha}(k_{t-1}^G) \qquad (۳۷)$$

مسئله دیگری که بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای با آن مواجه است، تعدیل قیمت‌ها است. در این مطالعه برای تعدیل قیمتها از روش کالو[۱](۱۹۸۳) استفاده می‌کنیم. یعنی در هر دوره فقط$(1-\theta_P)$ درصد از آنها قادر خواهند بود تا بطور بهینه قیمت محصول خود را تعدیل کنند، بقیه بنگاه‌ها (θ_Pدرصد) که نمی‌توانند در دوره جاری قیمت‌ها را بصورت بهینه تعیین کنند براساس قیمت‌های گذشته با استفاده از فرمول زیر بصورت جزئی قیمت ها را شاخص‌بندی می‌کنند[۲].

$$P_{t+1}^i = \left(\pi_t^i\right)^{\tau_p} P_t^i. \qquad (۳۸)$$

که در آن $\pi_t^i = \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i}$ بیانگر نرخ تورم تولیدات بخش i و τ_p پارامتری است که درجه شاخص‌بندی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. قیمتی که توسط بنگاه iام در زمان t، تعیین می‌شود تابعی از هزینه‌های نهایی مورد انتظار آینده است و برابر است با یك مقدار افزوده[۳] (مارك آپ) بر روی هزینه‌های نهایی موزون. اگر قیمت‌ها کاملاً انعطاف پذیر باشد$(\theta_P = 0)$، مقدار افزوده (مارك آپ) در زمان t برابر است با $(\frac{\zeta}{\zeta-1})$ که در این صورت $\bar{P} = \left(\frac{\zeta}{\zeta-1}\right) mc_t^i$ می‌باشد که همان شرط رقابت انحصاری در حالت انعطاف پذیری کامل قیمتها است که در آن قیمت برابر است با یك مقدار افزوده(مارك آپ) به علاوه هزینه نهایی اسمی.

ولی وقتی قیمت‌ها چسبندگی داشته باشند$(\theta_P > 0)$، مقدار افزوده (مارك آپ) در طول زمان وقتی که اقتصاد با شوک برون‌زا مواجه می‌شود، تغییر می‌کند.[۴]با توجه به اینکه در هر دوره زمانی تنها$1-\theta_P$ درصدی از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌هایشان را بصورت بهینه تعدیل کنند و مابقی بنگاه‌ها، قیمت‌ها را براساس قیمت دوره‌های قبل شاخص‌بندی می‌کنند. لذا با استفاده از رابطه (۳۹)، شاخص قیمت کل در زمان t براساس فرمول متوسط وزنی زیر عمل می‌کند.

$$[P_t^d]^{1-\zeta} = \theta_P[(\pi_{t-1}^d)^{\tau_p} P_{t-1}^d]^{1-\zeta} + (1-\theta_P)[\bar{P}_t]^{1-\zeta}. \qquad (۳۹)$$

٤-۳- دولت و بانک مرکزی

٤-۳-۱- دولت

مشابه مطالعه برگ و همکاران[۵](۲۰۱۰) برای کشورهای در حال توسعه با درآمد پائین و دارای درآمد نفتی و و مطالعه دقیر[۶](۲۰۱۰) برای کشور غنا، قید بودجه دولت به قیمت حقیقی از طریق رابطه زیر بیان می‌شود:

$$g_t + \frac{(1+r_{t-1}^d)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega.EX_t.o_t}{P_t^c} + T_t + other_t + fa_t + \frac{GBD_t}{P_t^c}. \qquad (٤٠)$$

که در آن g_tکل مخارج دولت، EX_t نرخ ارز اسمی، o_t درآمدهای ارزی نفتی، b_tاوراق مشارکت T_t درآمدهای مالیاتی، $other_t$ سایر درآمدها و fa_t واگذاری شرکتهای دولتی، GBD_t کسری بودجه دولت است. همان طور که مشخص است دولت ω درصد از

---

[۱] Calvo

[۲] برخی از مطالعات مثلاً Adolfsonet al (2007) برای شاخص بندی از توسط تورم دوره قبل و تورم مورد انتظار دوره بعدی استفاده کرده‌اند.

[۳] mark-up

[٤] یك شوک مثبت طرف تقاضا مارك آپ را پایین آورده و اشتغال، سرمایه‌گذاری و محصول را تحریك می‌کند.

[۵] Berg et al.

[۶] Dagher et al.

درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند. فرض می‌شود درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به صورت برون‌زا بوده و فرض می‌شود که از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول تبعیت نموده و به شکل لگاریتم- خطی می‌توان آن را به شکل زیردر نظر گرفت:

$$\hat{o}_t = \rho_{\circ}\hat{o}_{t-1} + u_t^o, \qquad u_t^o \sim i.i.dN(0,\sigma_o^2). \tag{٤١}$$

که در آن $\hat{O}_t$ انحراف لگاریتم درآمد ارزی صادرات نفت (بر حسب دلار) در دوره t است.

۲-۳-۴- سیاست‌گذاری پولی

فرض می‌شود که سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد بدهی بانکها به بانك مرکزی (ابزار پولی) را به‌صورت کاملاً صلاحدیدی در جهت رسیدن به دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف تعیین می‌کند. به‌علاوه، فرض می‌شود که بانک مرکزی هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی برای تورم که برای عموم اعلام گردد، ندارد. با این حال به دلیل وجود هدف‌گذاری در برنامه‌های توسعه، سیاست‌گذاران همیشه سعی دارند تا یک هدف ضمنی را دنبال نمایند. تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به‌شکل لگاریتم-خطی) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\theta}_t = \rho_{\Theta}\hat{\theta}_{t-1} + \theta_{\pi}\hat{\pi}_t^c + \theta_y\hat{y}_t + \theta_{rer}\widehat{rer}_t + \theta_{\pi^s}\hat{\pi}_t^s + \varepsilon_t^{\theta}. \tag{٤٢}$$

$$\hat{\theta}_t = \hat{m}_t^c - \hat{m}_{t-1}^c + \hat{\pi}_t^c. \tag{٤٣}$$

$$\varepsilon_t^{\theta} = \rho_{\Theta}\varepsilon_{t-1}^{\theta} + u_t^{\theta} \qquad u_t^{\theta} \sim N(0,\sigma_{\theta}^2). \tag{٤٤}$$

که در آن $\hat{\theta}_t$ نرخ رشد اسمی پایه پولی[1]، $\hat{\pi}_t$، $\hat{y}_t$ و $\widehat{rer}_t$ به‌ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید و نرخ ارز حقیقی از مقادیر وضعیت پایدارشان، θ_{π}، θ_y و θ_{rer}، θ_{π^s} ضریب اهمیتی که سیاست‌گذاری به‌ترتیب برای شکاف تورم، تولید ، نرخ ارز و شاخص کل قیمت سهام لحاظ می‌کند. ε_t^{θ} تکانه سیاست‌گذاری پولی است که خود از یک فرایند تصادفیAR(1) تبعیت می‌کند.

۳-۳-۴- تعادل بازار

بازار کالای نهایی وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد:

$$y_t = c_t + i_t + g_t + \frac{ex_t(P_t^e x_t + o_t)}{P_t^c} - \frac{P_t^{m_c}c_t^{im} + P_t^{m_c}I_t^{im}}{P_t^c}. \tag{٤٥}$$

مقدار تولید کل برابر است با تولید غیر نفتی و نفتی به صورت زیر است:

$$Y_t = \left[\alpha_{\mu}^{\frac{1}{\mu_o}}(Y_t^{no})^{\frac{\mu_o-1}{\mu_o}} + (1-\alpha_{\mu})^{\frac{1}{\mu_o}}(Y_t^{o})^{\frac{\mu_o-1}{\mu_o}}\right]^{\frac{\mu_o}{\mu_o-1}}. \tag{٤٦}$$

۵- داده‌های آماری و کالیبره پارامترها

شوک‌های معرفی شده در این تحقیق، بیانگر وضعیت تاثیر شوکهای کلان اقتصادی بر ضریب بتای سهام خواهد بود. شکاف تولید به صورت انحراف لگاریتم تولید حقیقی از تولید بالقوه تعریف می‌شود. تولید بالقوه نیز با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات[2] (*HP*)

[1] البته این ابزار ممکن است نرخ رشد نقدینگی نیز باشد که در مرحله کالیبره کردن و برآورد پارامترها آزمون خواهد شد.

[2] Hodrick-Prescott

نشریه تصمیم‌گیری و تحقیق در عملیات، دوره ۴ ، شماره (۲)، تابستان ۱۳۹۸، صفحه:۱۵۷-۱۳۷

محاسبه می‌شود. همچنین بر اساس تعریف نرخ رشد در ادبیات مکتب کینزی جدید، نرخ رشد متغیر به صورت نسبت متغیر در دوره t به متغیر در دوره t-۱ تعریف می‌شود و از آنجا که کلیه متغیرها در مدل به صورت انحراف لگاریتم متغیر از مقدار وضعیت پایدار تعریف شده‌اند، نرخ تورم‌ها و نرخ رشد پایه پول از استخراج فیلتر HP با λ=۶۷۷[1] لگاریتم نسبت هر متغیر به مقدار دوره گذشته آن بدست آمده است. بر این اساس پارامترهایی که بر اساس داده‌های اقتصاد ایران قابل کالیبره کردن هستند در جدول ۵ خلاصه شده‌اند.

جدول ۵- پارامترهای مقداردهی‌شده (کالیبره‌شده).

پارامتر		مقدار	منبع
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	۰/۹۷	یافته های پژوهش
h	درجه پایداری عادات	۰/۳	فخرحسینی(۱۳۹۳)
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۰/۸	کاوند(۱۳۸۸)
σ_m	عکس کشش مانده حقیقی پول	۱/۳۱۵	زنگنه(۱۳۸۸)
φ	کشش تابع هزینه تعدیل گذاري سرمایه	۳/۹۴۳	رهبر و همکاران(۱۳۹۳)
σ_l	عکس کشش نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی	۲/۹۲	طائي(۱۳۸۵)
α	ضریب سرمایه در تولید	۰/۴۲	شاهمرادي(۱۳۸۷)
ψ	عکس کشش تابع هزینه نسبت به هزینه بهره‌برداری	۰/۲۱	رهبر و همکاران(۱۳۹۳)
τ_p	درجه شاخص بندي قیمت	۰/۵۱۱	رهبر و همکاران(۱۳۹۳)
θ_p	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	۰/۲۰	پارسا و همکاران(۱۳۹۴)
η_c	کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی و وارداتی در داخل	۱/۰۵	پارسا و همکاران(۱۳۹۴)
μ^o	کشش جانشینی بین تولید نفت و غیر نفتی	۰/۱۵	منظور و تقی پور(۱۳۹۴)
ρ_0	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ درآمدهای نفتی	۰/۲۴۹	پارسا و همکاران(۱۳۹۴)
ϖ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	-۱/۵۴۸	شاه‌حسینی و همکاران(۱۳۹۲)
ϖ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	-۱/۷۰	شاه‌حسینی و همکاران(۱۳۹۲)
ϖ_s	ضریب اهمیت شاخص کل قیمت سهام در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۹	بیات و همکاران(۱۳۹۵)
ϖ_{rer}	ضریب اهمیت نرخ ارز حقیقی در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۰/۸۰	منظور و تقی پور(۱۳۹۴)

۶- سنجش اعتبار مدل

برای بررسی و ارزیابی میزان موفقیت مدل ارایه شده، از میزان سازگاری و نزدیکی گشتاروهای تولید شده از کالیبراسیون مدل ساخته با گشتاورهای دنیای واقعی استفاده می‌کنیم. در جدول (٦) نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای مربوط به تولید، تورم، مصرف و سرمایه‌گذاری که از جمله متغیرهای مهم مدل هستند که نوسانات آنها بیانگر نوسانات و ادواری تجاری یک کشور است، نشان داده شده است که بیانگر موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی است.

[1] بنابراین با $\lambda = 677$ فرض می‌کنیم که طول هر چرخه معادل ۳۲ فصل یا ۴ سال می‌باشد.

جدول ۶- مقایسه گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی.

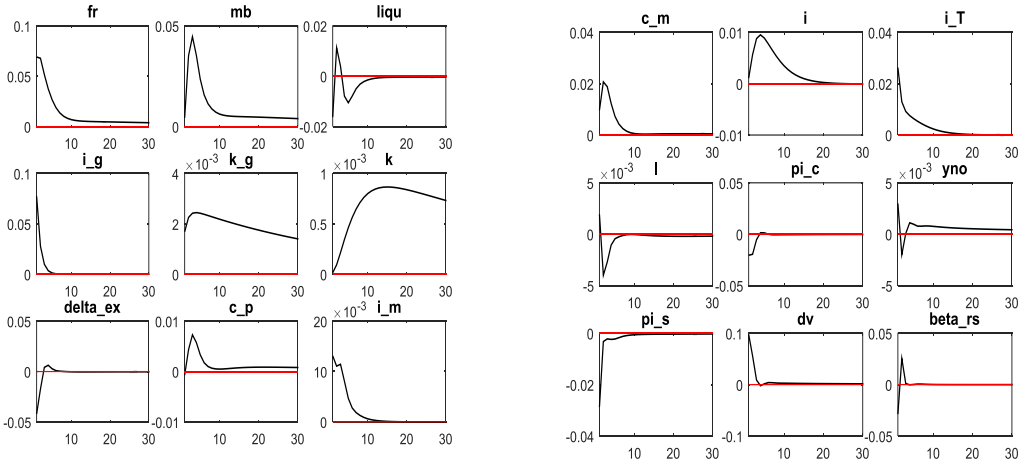
متغیرها	نوسانات معیار) (انحراف		نسبی نوسانات به متغیر معیار انحراف (نسبت تولید) معیار انحراف	
	شده مشاهده مقدار واقعی هاي‌در داده	شده کالیبره مقدار مدل در	شده مشاهده مقدار واقعی هاي‌در داده	شده کالیبره مقدار در مدل
تورم	۰/۰۱۸	۰/۰۲۵	۰/۶۲	۰/۹۶
مصرف	۰/۰۳۲	۰/۰۲۱	۱/۱۰	۰/۸۴
گذاري‌سرمايه	۰/۰۴۴	۰/۰۴۳	۱/۵۲	۱/۶۵
تولید	۰/۰۲۹	۰/۰۲۶	۱	۱

۷- نتایج حاصل از شبیه سازی

در این پژوهش برای شبیه سازی تاثیر شوک‌های اقتصادی بر ریسک سیستماتیک، شوکی به اندازه یک انحراف معیار ۱۰ درصدی در نظر گرفته شده است که نتایج بدست آمده به شرح زیر است.

۷-۱- آثار شوک نفتی

همانطور که در شکل ۱ ملاحظه می‌گردد، اثرگذاری نفت در این مدل هم از طریق تغییر در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی که باعث تغییر در پایه پولی و حجم پول شده و هم از طریق تغییر در درآمدهای نفتی دولت که مخارج دولت به ویژه مخارج عمرانی را تحت تاثیر قرار می‌دهد و نهایتاً تقاضای کل را در اقتصاد تحریك می‌کند. همانطوری که ملاحظه می‌گردد، با افزایش درآمدهای ارزی باعث افزایش ذخایر خارجی بانك مرکزی و نهایتاً پایه پولی را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش درآمدهای ارزی دولت، باعث کاهش نرخ ارز در بازار آزاد شده به گونه‌ای که رشد نرخ ارز در بازار به میزان ۳/۵ درصد پایین می‌آید. با توجه به شوک ایجاد شده از بخش نفتی و تاثیر آن بر ریسک سیستماتیک ملاحظه می‌شود که ابتدا کاهش ۲/۸ درصدی داشته و سپس با افزایش نرخ تورم در بازار، افزایش یافته است به عبارتی دیگر تورم ایجاد شده از طریق افزایش نقدینگی، منجر به کاهش فعالیت‌های حقیقی و کاهش نرخ رشد در بلندمدت می‌شود، و این بیانگر عدم قطعیت و اصطحکاک بازارهای مالی در تخصیص منابع به شکل ناکارامد می‌گردد لذا ریسک سیستماتیک نیز تغییر می‌یابد ولی یک دوه کوتاه مدت افزایش، سپس بدلیل کاهش نرخ تورم کاهش می‌یابد.

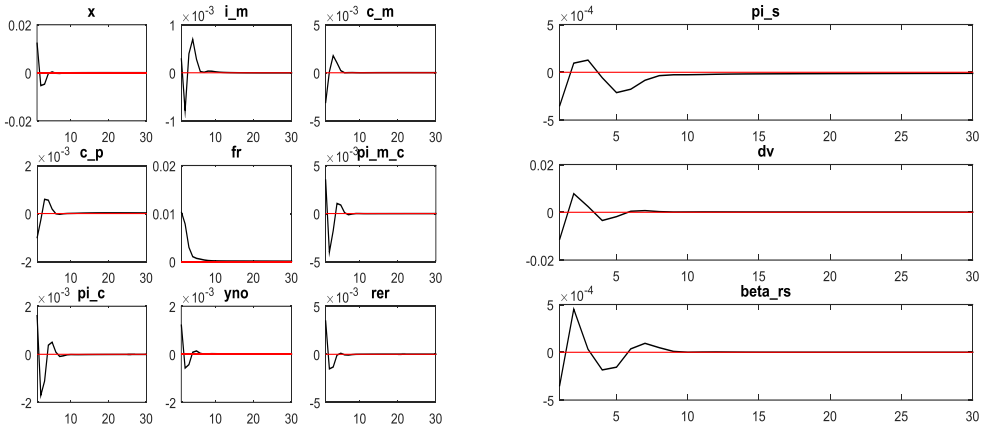


شکل ۱- توابع عکس العمل آنی به شوک نفتی.

نشریه تصمیم‌گیری و تحقیق در عملیات، دوره ۴ ، شماره (۲)، تابستان ۱۳۹۸، صفحه:۱۵۷-۱۳۷

۷-۲- آثار شوک ارزی

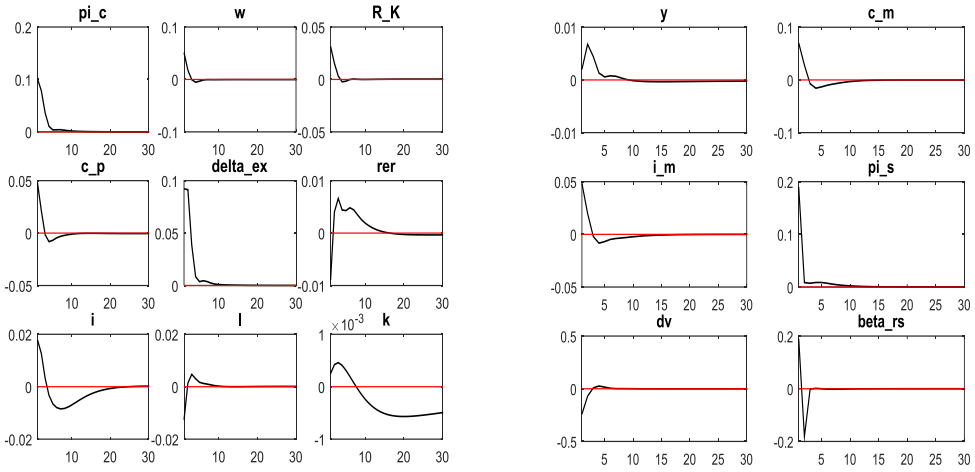
براساس شکل ۲ صادرات غیر نفتی به میزان ۱/۵درصد افزایش ولی واردات کالاهای مصرفی کاهش یافته است، واردات مصرفی در مقایسه با واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای بیشتر کاهش می‌یابد، لذا واردات مصرفی به اندازه ۰/۵ درصد کاهش ولی مجدداً افزایش می‌یابد، به همین صورت واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای در ابتدا تغییر نکرده و سپس بتدریج کاهش و حداکثر به میزان ۰/۱ درصد کاهش یافته و سپس بطور سریع افزایش می‌یابد شوک ارزی بر مصرف بخش خصوصی تاثیر منفی می‌گذارد. شوک ارزی همچنین دارای تاثیر مثبت بر خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی داشته است که حدود ۱ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس این شوک ریسک سیستماتیک به اندازه ۰/۰٤ درصد کاهش می‌یابد و سپس بعد از افزایش تورم ناشی از این این شوک، ریسک سیستماتیک تا ۰/۰٤ درصد افزایش و سپس کاهش یافته است.



شکل ۲- توابع عکس العمل آنی متغیرها به شوک ارزی.

۷-۳- آثار شوک پایه پولی

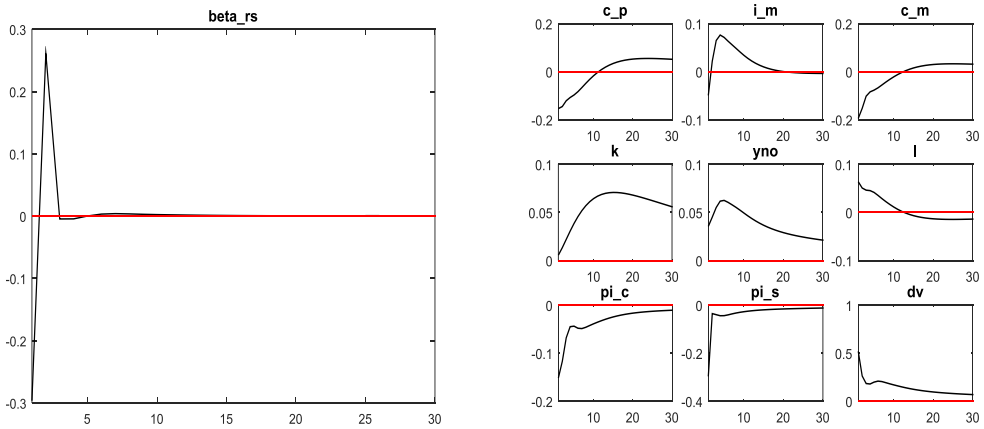
بر اساس شوک پایه پولی، تورم به میزان ۱۰ درصد افزایش یافته و به تبع آن دستمزدها افزایش می‌یابد. مصرف خصوصی به میزان ٤/۵ درصد افزایش می‌یابد. شوك پولی، رشد نرخ ارز اسمی را افزایش می‌دهد زیرا بخش از پولی ایجاد شده از طریق تقاضا برای واردات و احتمالا سفته بازی به بازار ارز هدایت شده و از طریق تقاضا برای ارز در این بازار، نرخ ارز را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به گونه‌ای که رشد نرخ ارز اسمی‌را به میزان ۹/۵ درصد افزایش می‌دهد ولی به دلیل شرایط تورمی‌بوجود آمده، نرخ ارز حقیقی به میزان ۰/۱ درصد کاهش می‌یابد ولی مجدداً به تدریج افزایش می‌یابد. سرمایه‌گذاری نسبت به شوک پولی، ابتدا کمتر از ۲ واحد درصد افزایش یافته و سپس به تدریج کاهش یافته و باعث کاهش اشتغال می‌گردد. طبق این شوک باافزیش تقاضا در این بازار ابتدا ریسک سیستماتیک به ازای افزایش افزایش یافته و سپس خیلی زود در یک دوره سه ماهه یا کوتاه مدت کاهش می‌یابد و سپس افزایش می‌یابد و به تعادل می‌رسد.



شکل ۳- توابع عکس العمل آنی متغیرهای به شوک پایه پولی.

۷-٤- آثار شوک سرمایه‌گذاری

در نتیجه این شوك، اولاً مصرف خصوصی در مرحله اول کاهش و در سال‌های بعد مصرف خصوصی افزایش می‌یابد. مصرف خصوصی به میزان ۱۷/۵ درصد کاهش ولی از فصل اول شروع به افزایش می‌کند. شوك سرمایه‌گذاری واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای را کاهش می دهد. از طرفی، افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی بدلیل افزایش حجم موجود سرمایه کل کشور، منجر به افزایش تولید غیرنفتی به میزان ۷ درصد می‌شود. به علاوه، افزایش سرمایه‌گذاری، تقاضا برای اشتغال را به میزان ۷ درصد افزایش می‌یابد. همچنین با بررسی تأثیر این شوک بر ریسک سیستماتیک از آنجایی که یکی از روشهای مناسب و کارآمد جذب سرمایه‌های بخش خصوصی انتشار و فروش سهام می‌باید، لذا بازار سرمایه مکان مناسبی برای این امر تلقی می‌شود و چون که اغلب متقاضیان و سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار از بخش خصوصی می‌باشند، با افزایش عرضه سهام در بورس جهت تامین مالی بخش سرمایه‌گذاری خصوصی به اندازه ۰/۳ درصد می‌گردد اما سپس بعد از کاهش اثرات این شوک قیمت سهام افزایش یافته و در دوره بلندمدت به تعادل خود می‌رسد.



شکل ٤- توابع عکس العمل آنی متغیرها به شوک سرمایه‌گذاری.

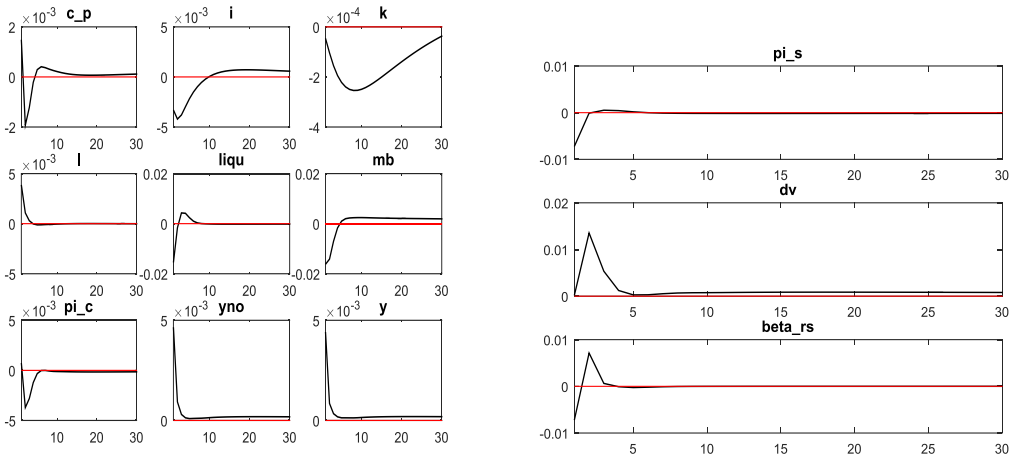
۷-۵- مخارج سرمایه‌ای دولت

این شوک از طریق افزایش سرمایه‌گذاری دولتی منجربه افزایش سرمایه دولتی می‌گردد. همچنین، حجم پول را ابتدا با کاهش روبرو کرده و با تکمیل سرمایه‌گذاری دولتی و افزایش مخارج کل دولت، شروع به افزایش می‌کند. از آنجایی که مخارج دولتی بر مصرف خانوار تاثیرگذار است، لذا افزایش یا کاهش مطلوبیت نهایی مصرف کننده تأثیر می‌گذارد لذا اگر مخارج دولتی به گونه‌ای باشد که در

نشریه تصمیم‌گیری و تحقیق در عملیات، دوره ۴ ، شماره (۲)، تابستان ۱۳۹۸، صفحه:۱۵۷-۱۳۷

آینده برای افراد مطلوبیت داشته باشد و مخارج دولتی مکمل کالاها و خدمات مصرفی بخش خصوصی باشد، در این صورت افزایش مخارج دولتی، مصرف بخش خصوصی را افزایش می‌دهد، لذا سرمایه‌گذاری افراد در بازارهای مالی از جمله سهام کمتر می‌شود و لذا قیمت سهام در ابتدا به دلیل کاهش تقاضای سرمایه گذاری در سهام کاهش می‌یابد که منجربه کاهش ریسک سیستماتیک سهام می‌گردد.

شکل ۵- توابع عکس العمل آنی متغیرها نسبت به شوک مخارج سرمایه‌ای.



۸- معیارهای سنجش قدرت پیش‌بینی دو مدل

همانطوری که در بدان اشاره شده به منظور مقایسه قدرت پیش بینی و انتخاب بهترین روش پیش‌بینی، از معیارهای مختلفی از جمله، میانگین قدرمطلق خطا (MAE)، میانگین مجذور خطا (MSE) و معیار میانگین درصد قدر مطلق خطا (MAPE) استفاده شده است. با توجه به برآوردهای صورت گرفته با دو مدل DSGE و VAR و استخراج پیش‌بینی متغیرهای ریسک سیستماتیک، به مقایسه قدرت پیش‌بینی این دو مدل پرداخته شده است. از اینرو مقادیر شبیه‌سازی شده با این دو رهیافت مورد بررسی قرار گرفته می‌شود که نتایج آن در جدول زیر آمده است.

جدول ۶- مقایسه توانایی رهیافت‌های مختلف در پیش‌بینی.

نوع رهیافت	میانگین قدرمطلق خطا (MAE)	میانگین مجذور خطا (MSE)	معیار میانگین درصد قدر مطلق خطا (MAPE)
VAR	۰/۲۳۹	۰/۹۵۰	۱۱۹/۲۹
DSGE	۰/۶۰۲	۱/۳۳۸	۲۶۲/۱۹

ارزیابی قدرت پیش‌بینی مدل VAR و مقایسه آن با مدل DSGE نشان می‌دهد که مدل VAR در تمامی رهیافت خطای کمتری نسبت به مدل DSGE در دوره ۱۵ ساله دارد.

۹- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

گروه‌های مختلف شرکت‌کنندگان در بازار، سرمایه‌گذاران و کارشناسان مالی همچنین سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی خواهان بررسی آثار ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی بر بازارهای سرمایه از جمله ریسک سیستماتیک را در شرایط مختلف در برنامه‌های سیاست‌گذاری نیاز دارند و خواستار چارچوبی هستند که نشان دهند تغییرات این شوک‌ها بر ریسک سیستماتیک چه تأثیری می‌گذارد. از اینرو مقاله حاضر برای اولین بار در کشورمان با رویکرد DSGE و VAR به بررسی و پیش‌بینی در بازار سرمایه ایران پرداخته که نتایج نشان می‌دهد شوک‌ها به طور مستقیم یا غیر مستقیم بر ریسک سیستماتیک تأثیر گذارند و از بین متغیرهای اقتصادی به جهت نوع تغییرپذیری آن، متأثر از تغییرات تورمی ایجاد شده از هر شوک است. همچنین نتایج بدست آمده از مدلسازی DSGE و VAR نشان می‌دهد لحاظ کردن شوک‌های مختلف در مدل DSGE بیانگر قابلیت بالا این مدل‌ها برای نشان دادن تأثیر شوک‌های

اقتصادی بر ریسک سیستماتیک است به طوری که این مدل با در نظر گرفتن پویایی بخش‌های مختلف اقتصادی توانسته به مدلسازی ریسک سیستماتیک بپردازد. نتایج نیز نشان دهنده توانمندی یا بهتر بودن مدل VAR نسبت به مدل DSGE نیست زیرا اولا مدل DSGE تحت تاثیر متغیرهای بیشتری در مدل است و لذا ممکن است حضور زیاد این متغیرها در مدل منجربه خطای بیشتر در پیش‌بینی گردد و یا اینکه از آنجایی که این دو مدل در دوره‌های کوتاه مدت و بلندمدت پیش بینی متغیرهای اقتصادی بر یکدیگر برتری دارند، لذا در دوره بلندمدت ۱۵ ساله این مدل در قیاس با مدل DSGE خطای کمتری در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک دارد. از اینرو همانطوری که پیش از این بدان اشاره شده می‌توان به این موضوع اشاره کرد که علی رغم قابلیت بالای مدل DSGE نسبت به مدل VARبر خلاف بیانات دِلنگرو و اسچورفید (۲۰۱۳) به هیچ وجه این سخن نمی‌تواند صحیح باشد که پیش‌بینی‌های مدل‌های DSGE پایه و اساس پیش‌بینی‌ها باشد.

منابع

استادی، ح؛ شجری، ه؛ رئیسی، ع. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر ریسک نرخ ارز بر ریسک قیمت سهام صنعت پتروشیمی (۱۳۹۰-۱۳۸۱). فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۳، ۲۴-۱.

بخشانی، ص. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت سهام و نسبت P/E با استفاده از SEM-PLS. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۳(۱۲)، ۱۶۴-۱۴۹.

بیات، م؛ افشاری، ز؛ توکلیان، ح. (۱۳۹۵). سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۴(۷۸)، ۱۷۱- ۲۰۶.

پایتختی اسکویی، س. ع؛ شافعی، ا. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام (بازده سهام) در ایران: رویکرد مدل خود توضیح برداری ساختاری. فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۱(۴۷)، ۲۴۰-۲۰۵.

تقی‌پور، ا؛ منظور، د. (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده‌ی نفت: مورد مطالعه‌ی ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست.های اقتصادی

جلایی، س. ع؛ میر، ه؛ رحیمی‌پور، ا. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عبور نرخ ارز بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. دانش سرمایه‌گذاری، ۲(۱۹)، ۲۱۲-۱۹۱.

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

رهبر، ف ؛ سلیمی، ا. (۱۳۹۴). نقش انضباط مالی دولت و صندوق توسعه ملی در کاهش بیماری هلندی در اقتصاد ایران. فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۴(۴)، ۲۴۳ - ۲۱۹.

شاه‌حسینی، س؛ بهرامی، ج. (۱۳۹۱). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۷(۵۳)، ۸۳ - ۵۵.

شاهمرادی، ا. (۱۳۸۷). بررسی اثرات تغییر قیمتهای انرژی بر روی سطح قیمت، تولید و رفاه در اقتصاد ایران. وزارت امور اقتصادی و دارایی.

طائی، ح. (۱۳۸۵). تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۲۹، ۹۳-۱۱۲.

فخرحسینی، س. ف. (۱۳۹۳). ادوار تجاری حقیقی تحت ترجیحات مصرفی و فراغت در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳(۱۱)، ۸۱-۱۰۶.

کاوند، ح. (۱۳۸۸). تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران (رساله دکتری، تهران، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد).

میرهاشمی‌دهنوی، س. م. (۱۳۹۴). آثار نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر بازار سهام: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده نفت. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی. ۳(۱۱)، ۱۰۸-۸۵.

هادیان، ا؛ صمدی، ع. ح؛ زیبایی، م. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر راهبردهای مختلف در مدیریت درآمدهای نفتی بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران. فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران،۴(۱۵)، ۱۰۷-۱۳۱.

Alam, M., Uddin, G., & Taufique, K. (2017). The relationships between exchange rates and stock prices: empirical investigation from Johannesburg stock exchange. Alam, MM, Uddin, MGS, and Taufique.

Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2017). *The impact of oil-market shocks on stock returns in major oil-exporting countries: a markov switching approach* [Working Papers 1710]. University of Otago, Department of Economics.

Belo, F., Gala, V. D., & Li, J. (2013). Government spending, political cycles, and the cross section of stock returns. *Journal of financial economics*, *107(2), 305-324.*

Berg, A., Gottschalk, J., Portillo, R., & Zanna, L. F. (2010). The macroeconomics of medium-term aid scaling-up scenarios [IMF Working Papers]. International Monetary Fund.

Cales, L., Jondeau, E., & Rockinger, M. (2013). Long-Term portfolio management with a structural macroeconomic model. *Swiss finance institute research paper*, (13-45).

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, *12*(3), 383-398.

Cenesizoglu, T., Ribeiro, F. D. O. F., & Reeves, J. J. (2017). Beta forecasting at long horizons. *International journal of forecasting*, *33*(4), 936-957.

Da, Z., Warachka, M., & Yun, H. (2018). Fiscal policy, consumption risk, and stock returns: evidence from US States. *Journal of financial and quantitative analysis*, *53*(1), 109-136.

Dissanayake, R. (*2016).* Government spending shocks and asset prices. *29th Australasian finance and banking conference.*

Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American economic review*, *70*(5), 960-971.

Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American economic review*, *71*(4), 545-565.

Foresti, P., & Napolitano, O. (2016). *On the stock markets' reactions to taxation and public expenditure*. LEQS Paper.

Gupta, R., & Modise, M. P. (2013). Macroeconomic variables and South African stock return predictability. *Economic modelling*, *30*, 612-622.

Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The journal of finance*, *51*(2), 463-491.

Kim, S. T., & Rescigno, L. (2017). Monetary policy shocks and distressed firms' stock returns: Evidence from the publicly traded US firms. *Economics letters*, *160*, 91-94.

Kim, S., Kim, S. Y., & Choi, K. (2018). Markov regime-switching models for stock returns along with exchange rates and interest rates in Korea. *Proceedings of the 7th international conference on emerging databases* (pp. 253-259). Springer, Singapore.

Kurach, R., & Stelmach, J. (2014). Time-Varying behaviour of sector beta risk–the case of Poland. *Romanian journal of economic forecasting*, *17*(1), 139-159.

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1996). The computational experiment: an econometric tool. *Journal of economic perspectives*, *10*(1), 69-85.

Luo, X., & Qin, S. (2017). Oil price uncertainty and Chinese stock returns: New evidence from the oil volatility index. *Finance research letters*, *20*, 29-34.

Ma, R., Anderson, H. D., & Marshall, B. R. (2018). Market volatility, liquidity shocks, and stock returns: Worldwide evidence. *Pacific-Basin finance journal*, *49*, 164-199.

Michell, K. (2018). A stock market risk forecasting model through integration of switching regime, ANFIS and GARCH techniques. *Applied soft computing*, *67*, 106-116.

Milani, F. (2017). Learning about the interdependence between the macroeconomy and the stock market. *International review of economics & finance*, *49*, 223-242.

Mullineux, A., Bissoondeeal, R., Karoglou, M., Hagstromer, B., & Binner, J. (2014). *Stock market volatility, risk attitude and the demand for money in the UK*. [Working Paper]. UNSPECIFIED.

Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy economics*, *30*(5), 2587-2608.

Prabheesh, K. P., & Vidya, C. T. (2018). Do business cycles, investment-specific technology shocks matter for stock returns?. *Economic modelling*, *70*, 511-524.

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., & Ghoshray, A. (2015). The dynamics of economic growth, oil prices, stock market depth, and other macroeconomic variables: Evidence from the G-20 countries. *International review of financial analysis*, *39*, 84-95.

Rjoub, H., Civcir, I., & Resatoglu, N. G. (2017). Micro and macroeconomic determinants of stock prices: The case of Turkish banking sector. *Romanian journal of economic forecasting*, *20*(1), 150-166.

Tovar, C. E. (2009). DSGE models and central banks. *Economics: the open-access, open-assessment E-journal*, *3*.

Tsai, I. C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of international financial markets, institutions and money*, *22*(3), 609-621.

Valipour, M., Amin, V., Kargosha, M., & Akbarpour, K. (2015). Forecasting stock systematic risk using Heuristic Algorithms. *Journal of productivity and development*, *1*(1), 36-41.

Wang, Y., Wei, Y., Wu, C., & Yin, L. (2018). Oil and the short-term predictability of stock return volatility. *Journal of empirical finance*, *47*, 90-104.

Wong, H. T. (2017). Real exchange rate returns and real stock price returns. *International review of economics & finance*, *49*, 340-352.