

The Simulation of the Impact of Oil and Currency Shocks on the Systematic Risk and Price Returns of Stock: DSGE Approach

**Meysam Kaviani^۱, Parviz Saeidi^۲, Hosein Didekhani^۳,
Seyed Fakhreddin Fakhrehosseini^۴**

Abstract

The study of factors affecting the risk and returns of stock is of great importance in financial studies and is considered as a powerful concept in investment strategies and decisions. Therefore, in recent years, in the form of empirical research, the identification of internal and external factors (macroeconomic) on risk and stock returns have been investigated. In this regard, macroeconomic variables are more important. In this research, among different macroeconomic variables, the effect of oil and currency shocks on systematic risk and stock returns has been investigated. Data were used seasonally between ۲۰۰۲ and ۲۰۱۶, which was used to analyze the financial variables against oil shocks and currency using the DSGE model. The results of the research show that oil and currency shock initially have a negative effect on the systematic risk of stock and price returns, and then in the subsequent periods of this trend, they continue to fluctuate in a balanced and stable state, so that the systematic risk fluctuations are greater than price return. Also, the Iranian economy shows the relative success of the model in the realities of the Iranian economy which is determined by comparing the moments of the variables present in the model and the moments of the actual data.

Keywords: Oil, Currency, Risk, Return.

-
- ^۱ . Department of Financial Management, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran. Email: meysamkaviani@gmail.com
^۲ . Department of Accounting and Management, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran. Corresponding Author: Email: dr.parvizsaeedi@yahoo.com
^۳ . Department of Financial Engineering, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran. Email: didekhani@gmail.com
^۴ . Department of Business Management, Tonekabon Branch, Islamic Azad University, Iran. Email: f_fkm۲۱@yahoo.com

<http://jfm.alzahra.ac.ir/>

شبیه‌سازی تأثیر شوک‌های نفتی و ارزی بر ریسک سیستماتیک و بازده قیمتی

سهام شرکت‌ها: رویکرد DSGE^۱

میثم کاویانی^۲، پرویز سعیدی^۳، حسین دیده‌خانی^۴ و سیدفخرالدین فخرحسینی^۵

چکیده

بررسی عوامل مؤثر بر ریسک و بازده سهام اهمیت زیادی در مطالعات مالی داشته و از مفاهیم نیرومند در استراتژی‌ها و تصمیمات سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود. از اینرو در سال‌های اخیر در قالب پژوهش‌های تجربی به شناسایی و بررسی عوامل مؤثر داخلی (شرکتی) و خارجی (کلان اقتصادی) بر ریسک و بازده سهام پرداخته شده که در این راستا متغیرهای کلان اقتصادی اهمیت بیشتری داشته است. در این پژوهش از بین متغیرهای کلان اقتصادی مختلف، به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و ارزی بر ریسک سیستماتیک و بازده سهام پرداخته است. داده‌های مورد استفاده به صورت فصلی بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ بوده که با استفاده از مدل DSGE و آکنش متغیرهای مالی در برابر شوک‌های نفتی و ارزی بررسی گردید. نتایج نشان می‌دهد که شوک نفتی و ارزی ابتدا بر ریسک سیستماتیک سهام و بازده قیمتی تأثیر منفی دارد و سپس در دوره‌های بعدی این روند ادامه پیدا نکرده و پس از طی یک دوره نوسانی به حالت تعادلی و پایدار خود بر می‌گردد، بطوری که نوسانات ریسک سیستماتیک بیشتر از بازده قیمتی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: نفت، ارز، ریسک، بازده

طبقه‌بندی موضوعی: E12, E47, G17

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.20448.1673

۲. گروه مدیریت مالی، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران، meysamkaviani@gmail.com

۳. گروه حسابداری و مدیریت، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران، نویسنده مسئول،

Email: dr.parvizsaedi@yahoo.com

۴. گروه مهندسی مالی، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران، Email: h.didekhani@gmail.com

۵. گروه مدیریت بازرگانی، واحد تنکابن، دانشگاه آزاد اسلامی، تنکابن، ایران. Email: f_fkm21@yahoo.com

مقدمه

بازار سرمایه در هر کشوری از مهمترین بخش‌های اقتصاد محسوب می‌شود و تغییر و تحولات آن می‌تواند منعکس‌کننده تمام عیار ساختار اقتصادی باشد (رضازاده، ۱۳۹۵) به طوری که سرمایه‌گذاران به امید دستیابی به ثروت بیشتر در این بازار سرمایه‌گذاری می‌کنند و بازده سهام به عنوان عامل مهم موثر بر تصمیم سرمایه‌گذاران است (جلایی و همکاران، ۱۳۹۴). هدف از سرمایه‌گذاری در بازار سهام، کسب بازده مناسب می‌باشد و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بر مبنای ریسک و بازده سهام است (فعال‌جو و صادق‌پور، ۱۳۹۴). از آنجایی که بازدهی سهام تحت تأثیر تغییرات قیمت سهام است، از اینرو در فرایند سرمایه‌گذاری نیز به عنوان نیروی محرکی است که ایجاد انگیزه می‌کند (دارابی، ۱۳۹۴)، لذا از دیدگاه باربریس^۱ (۲۰۰۰) بازده سهام از عوامل متعددی متأثر است که عوامل کلان اقتصادی یکی از آنها است. همچنین از دیگر متغیری که در تصمیمات سرمایه‌گذاری مدنظر سرمایه‌گذاران می‌باشد و متأثر از تغییرات کلان اقتصادی است، ریسک سیستماتیک سهام می‌باشد. ریسک سیستماتیک حساسیت بازده سهام به تغییرات بازده بازار است و یکی از مهمترین ابزارها برای تصمیم‌گیری و پیش‌بینی سرمایه‌گذاران است و شناخت عوامل موثر بر ریسک سیستماتیک سهام دارای اهمیت است (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۱) پژوهش‌های کاربردی در بازارهای توسعه یافته بیانگر آن است که ریسک با تغییر متغیرهای اقتصادی کلان تغییر می‌کند (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲). با توجه به موارد فوق تاکنون تحلیل عوامل موثر بر ریسک و بازده سهام از طریق مدل‌های خطی و غیرخطی صورت می‌گرفت که در این راستا مهمترین مدل‌های خطی در اقتصادسنجی، رگرسیون بوده است (کیم^۲، ۲۰۱۴). از آنجایی که مدل‌های سنتی اقتصاد کلان در برابر نقد لوکاس^۳ (۱۹۷۶) آسیب‌پذیر بودند، لذا از دهه ۱۹۸۰ میلادی اقتصاددانان در تحلیل‌های کلان اقتصادی توجه ویژه‌ای به مدل‌های پویا داشته‌اند که این مدل‌ها دارای پایه‌هایی در اقتصاد خرد هستند. مهمترین این مدل‌ها، چارچوب تعادل عمومی تصادفی پویا^۴ (DSGE) بوده که به عنوان یک مدل نئوکینزی، خانوارها، بنگاه‌ها و سایر کارگزاران اقتصادی را بهینه‌یابی می‌کند. از اینرو تمرکز پژوهش حاضر بکارگیری با در نظر گرفتن قابلیت آن در مطالعات اقتصادی و مالی،

1 . Barberis

2 . Kim

3 . Lucas

4 . Dynamic Stochastic General Equilibrium

جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و ارزی (متغیرهای کلان اقتصادی) بر مهمترین متغیرهای مالی (ریسک و بازده سهام) گام برداشته است.

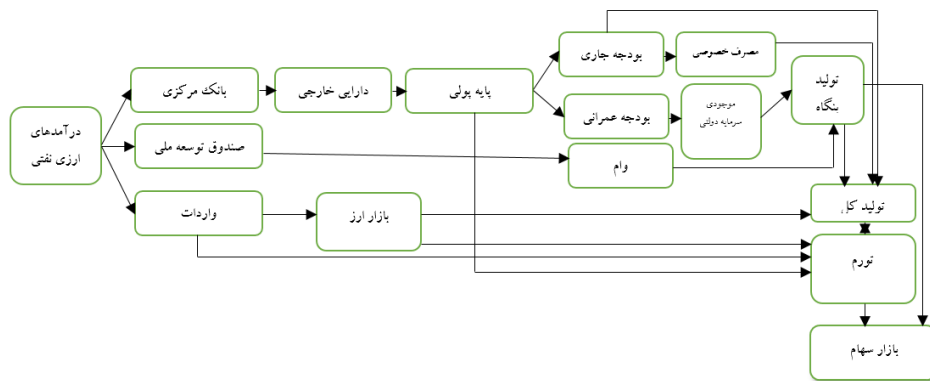
قیمت نفت، ریسک و بازده سهام

در کشورهای صادرکننده نفت مانند ایران که سهم اصلی درآمد خود را از طریق ارز حاصل از فروش نفت تامین می‌کنند تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر بخش‌های اقتصادی یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران و اقتصاددانان بوده است (مقدم و واحد‌مقدم، ۱۳۹۴) به طوری که در چند دهه اخیر نوسانات قیمت نفت مقارن با تحولات شگرف اقتصادی بوده است که این امر سبب گردیده تا پژوهشگران به بررسی ارتباط این دو روند در طول زمان بپردازند (شهرکی، ۱۳۹۱) به عبارتی دیگر همچنین نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشوری که بودجه آن متکی به نفت باشد تأثیرگذار است (شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۲). جونز و کاول^۱ (۱۹۹۶) به این نتیجه رسیدند که تغییرات قیمت نفت اثر مشخص و منفی بر تولید جامعه و بازده واقعی سهام دارد و پژوهش آنها یکی از اولین مطالعاتی بود که برای تحلیل پاسخ بازارهای سهام بین‌المللی چهار کشور توسعه یافته یعنی؛ ایالات متحده، کانادا، ژاپن و انگلیس به تغییر قیمت نفت بوده که بیانگر آن است که تأثیر منفی بر بازده سهام تمامی این کشورها دارد. سادورسکی^۲ (۱۹۹۹) در مطالعه خود در ایالات متحده به همان نتیجه رسید. پارک و راتی^۳ (۲۰۰۸) در یک گروه از ۱۳ کشور واردکننده و صادرکننده نفت اروپا بدین نتیجه دست یافت که پاسخ بازار سهام به تغییرات نفت برای کشورهای صادرکننده نفت؛ یک واکنش مثبت در نروژ، اثر ناچیزی در انگلستان داشته است، در حالی که تأثیر منفی در دانمارک را نشان داده است. همچنین برای کشورهای واردکننده نفت، این اثر به طور معناداری منفی بوده است. از طرفی دیگر از آنجایی که شوک قیمت نفتی بر شاخص بازار سهام تأثیرگذار است، لذا ریسک سیستماتیک سهام نیز به تبعیت تغییرات ایجاد شده در شاخص بازار سهام، تحت تأثیر قرار می‌گیرد. از اینرو فلوجارت زیر مکانسیم انتقال و اثرگذاری شوک نفتی را بر متغیرهای اقتصادی و بازار سهام نشان می‌دهد.

1 . Jones & Kaul

2 . Sadorsky

3 . Park & Ratti

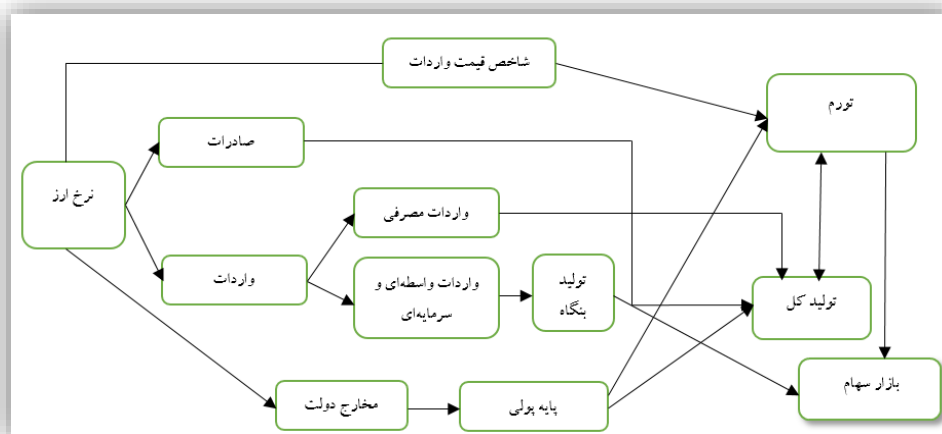


نرخ ارز، ریسک و بازده سهام

از آنجایی که بازده قیمتی سهام متأثر از تغییرات قیمت سهام است، این موضوع باعث شد تا مدیران مالی و محققان دانشگاهی را به سمت پژوهش در مورد آثار نرخ ارز بر ارزش و ویژگی‌های شرکت، قیمت و بازده سهام سوق دهد (چن و همکاران^۱، ۲۰۰۴) از اینرو رابطه بین ارز و قیمت سهام مهم است، زیرا هر دو نقش مهمی در رشد اقتصادی یک اقتصاد بازی می‌کنند (تاسی^۲، ۲۰۱۲). دو تفسیر اصلی درباره رابطه بین نرخ واقعی ارز و قیمت واقعی سهام، رویکرد بازار خوب و رویکرد تعادل پرتفوی است. رویکرد بازار خوب بیان می‌کند که نرخ ارز واقعی باعث تغییر قیمت واقعی سهام می‌شود. استهلاك کردن نرخ ارز واقعی، میزان صادرات شرکت‌ها را از لحاظ قیمت‌های پایین تر افزایش می‌دهد و فروش آنها را به سایر کشورها افزایش می‌دهد. صادرات بیشتر باعث سود بیشتری برای شرکت‌ها خواهد شد. این ارزش‌ها قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. از این رو، استهلاك نرخ واقعی ارز، قیمت واقعی سهام را افزایش می‌دهد در حالی که افزایش ارزش واقعی ارز، باعث کاهش قیمت واقعی سهام خواهد شد (وونگ^۳، ۲۰۱۷). لازم به ذکر است که طبق الگوی جریان گرا^۴ درونبوش و فیشر^۵ (۱۹۸۰) حساب و تراز جاری کشور دو عامل مهم تعیین کننده نرخ ارز هستند. تغییر نرخ ارز بر رقابت بین‌الملل، تراز تجاری و در نتیجه، روی متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید و درآمد حقیقی، جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آنها اثر

- 1 . Chen and etal
- 2 . Tsai
- 3 . Wong
- 4 . Flow-oriented Models
- 5 . Dornbusch and Fisher

می‌گذارد. بر اساس این الگو، کاهش ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) توان رقابتی شرکت‌های داخلی را افزایش می‌دهد و صادرات آنها را در مقایسه با سایر رقبای خارجی ارزان‌تر می‌کند. افزایش مزیت کالای تولید داخل، به افزایش صادرات و درآمد منجر می‌شود که به نوبه خود، قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. بنابراین، در این الگو، نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای مثبت دارند، در حالی که در الگوی پرتفوی، برنسون^۱ (۱۹۸۳) فرض می‌شود که رابطه منفی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. اما در الگوی پولی گوین^۲ (۱۹۸۹) برعکس دو الگوی یاد شده، رابطه‌ای بین نرخ ارز با قیمت سهام وجود ندارد. از طرفی دیگر تغییر نرخ ارز نیز یکی از عوامل تعیین کننده ریسک سیستماتیک محسوب می‌شود، زیرا ریسک نرخ ارز که با تغییرات غیرقابل پیش‌بینی نرخ ارز تعریف می‌شود در ارزش طرح تأثیرگذار است. وام‌هایی که می‌بایست به پول خارجی بازپرداخت شوند سهامداران را در معرض ریسک نرخ ارز قرار می‌دهند. ریسک نرخ ارز نیز بر ارزش پول ملی تأثیرگذار است و باعث کاهش ارزش پول ملی می‌شود. سرمایه‌داران در مواجهه با این ریسک نیاز دارند هزینه‌ها و درآمدهایشان را برای اینکه تحمل ریسک منطقی به نظر برسد جبران کنند (گری و تیموتی^۳، ۲۰۰۳). از اینرو فلوچارت زیر می‌تواند مکانسیم انتقال و اثرگذاری شوک نرخ ارز را بر متغیرهای اقتصادی و بازار سهام نشان می‌دهد.



1 . Branson

2 . Gavin

3 . Gray & Timothy

پیشینه پژوهش

کیم و همکاران^۱ (۲۰۱۸) در پژوهش خود بدین نتیجه رسیدند که نرخ ارز و نرخ بهره تأثیر منفی بر بازده سهام در دوره‌های نسبتاً پایدار در کره داشتند. وانگ و همکاران^۲ (۲۰۱۸) بدین نتیجه رسیدند نوسانات نفتی، نوسانات بازده را در تعداد قابل توجهی از پرتفوی اوراق بهادار صنعت پیش‌بینی می‌کند. لئو و کین^۳ (۲۰۱۷) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که شوک قیمت نفت به طور مثبت بر بازده سهام چینی تأثیر می‌گذارد. وونگ (۲۰۱۷) در پژوهشی به رابطه منفی و معناداری بین بازده واقعی نرخ ارز و واقعی قیمت سهام و در مالزی، سنگاپور، کره و انگلیس دست یافتند و همچنین در کشورهای فیلیپین، ژاپن و آلمان این رابطه معنادار نبوده است. الم و همکاران^۴ (۲۰۱۷) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که به احتمال زیاد سرمایه‌گذاران مستقیم و معامله‌گران بازار فارکس نمی‌توانند با استفاده نرخ ارز جهت پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کنند. باشر و همکاران^۵ (۲۰۱۷) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که بازده سهام کشور مکزیک به واسطه شوک‌های نفتی تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. یو و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که تأثیرات شوک قیمت نفت و عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی نامتقارن هستند و به شدت با شرایط بازار سهام ارتباط دارند. پرهاردان و همکاران^۶ (۲۰۱۵) در پژوهشی تحت عنوان پویایی رشد اقتصادی، قیمت نفت، عمق بازار سهام و سایر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای جی ۲۰ بدین نتیجه رسیدند که رابطه اقتصاد بلندمدتی محکمی بین رشد اقتصادی، قیمت نفت، عمق بازار سهام، نرخ موثر واقعی ارز، نرخ تورم و نرخ بهره واقعی وجود دارد. ولی‌پور^۷ و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی بدین نتیجه دست یافت که مدل‌های شبکه عصبی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بالاتری در قیاس با مدل‌های رگرسیون خطی در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک دارند. القیسی^۸ (۲۰۱۱) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که عوامل متعددی از قبیل اندازه، اهرم مالی، کسری بودجه و نرخ تورم به طور معناداری بر ریسک سیستماتیک شرکت تأثیر می‌گذارند. ویتکمپر و استینر^۹ (۱۹۹۶) در پژوهشی نشان می‌دهد که شبکه‌های عصبی

-
- 1 . Kim
 - 2 . Wang
 - 3 . Luo & Qin
 - 4 . Alam
 - 5 . Basher
 - 6 . Pradhan
 - 7 . Valipour
 - 8 . Al-Oaisi
 - 9 . Wittkemper & Steiner

در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک می‌توانند مفید واقع شوند. خوجیانی (۱۳۹۷) در پژوهشی نشان داد که در سال‌های اخیر یکی از علل کاهش شاخص قیمت سهام در بلندمدت، افزایش نرخ ارز بوده است. بیات و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی نشان داد که یکی از عوامل موثر بر ریسک سیستماتیک سهام، ریسک سیاسی می‌باشد. جلایی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی نتایج داد که اثر عبور نرخ ارز بر بازدهی سهام مثبت بوده است. بخشانی (۱۳۹۴) در پژوهشی نشان داد که بین تغییرات نرخ ارز و قیمت سهام و نسبت P/E ارتباط مثبت و معناداری در بازار مالی ایران وجود دارد. میرهاشمی‌دهنوی (۱۳۹۴) نشان داد که قیمت نفت اثر معناداری بر شاخص قیمت سهام کشورهای مورد مطالعه داشته و شوک‌های قیمت نفت بر اساس هر سه تعریف آثار نامتقارنی بر بازدهی سهام کشورهای ایران، امارات، عمان، قطر و کویت داشته‌اند. یافته‌های استادی و همکاران (۱۳۹۳) حاکی از تأثیرگذار بودن ریسک نرخ ارز بر قیمت سهام صنعت پتروشیمی است و سایر متغیرها شامل تغییرات قیمت نفت، تورم و نقدینگی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری را نشان می‌دهند و منجر به افزایش ریسک قیمت سهام صنعت پتروشیمی می‌شوند.

پرسش‌های پژوهش

- مبتنی بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرسش‌های زیر مورد بررسی قرار می‌گیرند:
- شوک نفتی بر ریسک سیستماتیک و بازده قیمتی سهام چه تأثیری دارد؟
 - شوک ارزی بر ریسک سیستماتیک و بازده قیمتی سهام چه تأثیری دارد؟

مدل پژوهش (مبتنی بر مدل‌سازی DSGE)

الف - خانوار

خانوار از مصرف کالاها و خدمات و نگهداری پول مطلوبیت کسب کرده و با کار کردن از مطلوبیت آنها کاسته می‌شود. مطلوبیت خانوار از مصرف c_t ، مانده حقیقی پول M_t/P_t و فراغت $1 - h_t$ ناشی می‌شود. این ترجیحات به وسیله تابع مطلوبیت انتظاری زیر نشان داده شده است.

$$U_0 = E_0 \sum \beta^t u(c_t, M_t/P_t, h_t) \quad (1)$$

که در آن $0 \leq \beta \leq 1$ عامل تنزیل، M_t مانده اسمی پول، h_t عرضه نیروی کار و P_t سطح قیمت برای مصرف کننده می باشد. تابع مطلوبیت خانوار در طول دوره حیات به شکل زیر خواهد بود:

$$U_t^i = \left[\frac{1}{1-\sigma_c} (c_t^i - hc_{t-1})^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_l} (L_t^i)^{1+\sigma_l} + \frac{1}{1-\sigma_m} \left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c} \right)^{1-\sigma_m} \right] \quad (2)$$

در تابع مطلوبیت شماره (۲)، σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بیان می کند که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می دهد. 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 می دهد. h بیانگر آن است که مصرف کننده تا چه میزانی تمایل دارد تا سطح مصرف خود را نسبت به متوسط مصرف سرانه دوره گذشته هموار کند. در معادله (۲) فرض می شود مصرف کل به قیمت واقعی (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 می شود. این کالاها از طریق جمعگر دیگسیت-استیگلیتز با هم ترکیب می شوند، یعنی

$$c_t = \left[\xi_c \frac{1}{\mu_c} (c_t^d)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} + (1 - \xi_c) \frac{1}{\mu_c} (c_t^m)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} \right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}} \quad (3)$$

که در آن ξ_c و $(1 - \xi_c)$ به ترتیب سهم کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در کل سبد مصرفی خانوارها و μ_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی و وارداتی را نشان می دهد. هدف خانوارها این است که مقادیر بهینه‌ای از مصرف c_t ، نیروی کار L_t و دارایی‌های مالی را به گونه‌ای انتخاب می کند که مطلوبیتش حداکثر شود. دارایی‌های مالی خانوارها از پول، اوراق مشارکت و سهام تشکیل شده است. به پول هیچ سودی تعلق نمی گیرد ولی به اوراق مشارکت سودی (بهره‌ای) با نرخ r_t^d تعلق می گیرد. به سهام سود تقسیمی و سود سرمایه تعلق می گیرد. میزان دارایی‌های مالی خانوارها در پایان دوره t شامل وجه نقد، اوراق مشارکت، سبدهی از سهام $N_t(j)$ که توسط بنگاه‌های واسطه‌ای j ام منتشر می شود. قیمت اسمی هر سهم بنگاه j در دوره t با $P_t^S(j)$ نشان می دهیم. بنابراین، ثروت سهام خانوار A_t شامل سبدهی از سهام بنگاه‌های واسطه‌ای است، که هر یک از این سهام دارای سود تقسیمی با ارزش اسمی $DV_t(j)$ می باشد. 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^۱ (۲۰۰۳ و ۲۰۱۰) استفاده شده است. دارایی‌های (ثروت) سهام خانوار Ω_t^i را که از دوره قبل به همراه داشته ($\Omega_{t-1}^*(i)$) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Omega_{t-1}^{*,i} = \int_0^1 (P_t^s(j) + DV_t(j)) N_t(j) dj \quad (4)$$

از آنجایی که ریسک سیستماتیک (ضریب بتا) طبق تعریف حساسیت بازده سهام (تغییرات قیمت سهام) نسبت به بازده بازار (بازده قیمتی یا همان شاخص قیمت سهام) می‌باشد فرمول زیر را خواهیم داشت:

$$\beta_t^i = \frac{\Delta(P_t^s - P_{t-1}^s)}{\Delta(P_M - P_{M-1})} \quad (5)$$

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

(۶)

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

که در آن I_t^i سرمایه‌گذاری، b_t^i اوراق مشارکت، r_{t-1}^d بیانگر نرخ بهره اسمی اوراق 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 به صورت 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 مصرف‌کننده، ε_t^s شوک قیمت سهام می‌باشد که در واقع حباب قیمت را تشکیل می‌دهد. سایر متغیرها قبلاً در متن تعریف شده است و y_t^i بیانگر درآمد خانوارها می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t^i = \frac{W_t^i}{p_t^c} L_t^i + R_t^k z_t^i k_{t-1}^i - \psi(z_t^i) k_{t-1}^i + \text{Div}_t^i \quad (7)$$

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 واسطه‌ای Div_t^i به دست می‌آید. در رابطه (۱۱)، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی واقعی سرمایه و z_t^i شدت استفاده (نرخ بهره برداری) از ظرفیت سرمایه و $\psi(z_t^i)$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه می‌باشد.

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 تولید کننده کالاهای واسطه‌ای اجاره می‌دهند. خانوارها می‌توانند به دو صورت سرمایه را افزایش دهند:

– از طریق افزایش سرمایه‌گذاری I_t .

– تغییر در میزان بهره‌برداری.

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

$$k_t^i = (1 - \delta) k_{t-1}^i + \left[1 - S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right) \right] I_t^i \quad (8)$$

که در آن δ نرخ استهلاک 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 $z=1$ می‌باشد، $S'(1) = S(1) = 0$ 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 بهینه‌یابی، خانوارها میزان مصرف، پول، سرمایه‌گذاری در سهام، سپرده‌گذاری، عرضه نیروی کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری و میزان

بهره‌برداری از سرمایه را به گونه‌ای انتخاب می‌کنند که تابع هدف‌شان نسبت به قید بودجه حداکثر شود (اثبات روابط فوق در پیوست (۱)).

رفتار پس انداز و مصرف خانوارها

معادله (۱۴) بیانگر معادله اوایلر مصرف می‌باشد و از نسبت دو معادله اوایلر در زمانهای t و $t+1$ معادله زیر به دست می‌آید:

$$E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = E_t \frac{(c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}}{(c_{t+1} - hc_t)^{-\sigma_c}} \quad (18)$$

با استفاده از معادله (۱۵) برای دوره‌های زمانی t و $t+1$ ، می‌توان به رابطه زیر رسید:

$$E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + r_t^d) \frac{1}{\pi_{t+1}^c} \quad (19)$$

از ترکیب معادلات (۱۵) و (۱۶) می‌توان به رابطه تعادلی بین زمانی مصرف به صورت زیر رسید:

$$\beta E_t \lambda_{t+1} (1 + r_t^d) \frac{1}{\pi_{t+1}^c} = E_t \frac{(c_t)^{-\sigma_c}}{(c_{t+1})^{-\sigma_c}} \quad (20)$$

تقاضای پول

از ترکیب معادله (۱۵)، (۱۸) و (۱۹) می‌توان معادله تقاضای پول خانوارها را به دست آورد که به شرح زیر می‌باشد:

$$(m_t^c)^{-\sigma_m} = (c_t)^{-\sigma_c} \times \frac{r_t^d}{1+r_t^d} \quad (21)$$

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

انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری

از ترکیب معادلات (۲۰) و (۲۱) می‌توان رابطه Q توین نهایی 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 توین نهایی، معادلات (۲۰) و (۲۱) را پس از انجام عملیات جبری لازم به ترتیب می توان به صورت زیر نوشت:

$$1 = q_t \left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - S' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \cdot \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} S' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \quad (22)$$

$$q_t = \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[q_{t+1} (1 - \delta) + z_{t+1} R_{t+1}^k - \psi(z_{t+1}) \right] \quad (23)$$

معادله (۲۳) را می توان به عنوان معادله اوایل سرمایه گذاری تفسیر کرد که بیانگر مسیر بهینه سرمایه گذاری است. در خصوص معادله (۲۳) باید گفت که وقتی که هیچ هزینه تعدیل سرمایه گذاری وجود نداشته باشد، یعنی $S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right)$.

تصمیم خانوارها برای عرضه نیروی کار و معادله تعیین دستمزد

گرچه در اقتصاد کینزی جدید به دلایل مختلفی چسبندگی دستمزدها وجود دارد و این دستمزدها از طریق اتحادیه های کارگری تعیین می شود 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 (۲۲) و (۱۹) استفاده می شود. یعنی خانوارها نیروی کار خود را در قیمت کاملا رقابتی عرضه می کنند. لذا رابطه عرضه نیروی کار خانوارها را به صورت زیر بیان می شود:

$$-L_t^{\sigma_l} + (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c} \frac{W_t}{P_t^c} = 0 \quad (24)$$

پویایی های قیمت سهام

معادله شماره (۲۵) پویائیهای بازده سهام را نشان می دهد. با ترکیب معادلات (۲۰) و (۱۴)، پویایی های بازده سهام (شامل سود تقسیمی و عایدی سرمایه) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$P_t^s(j) = \varepsilon_t^s E \left\{ \beta \frac{\varepsilon_{t+1}^\beta (c_{t+1} - hc_t)^{-\sigma_c}}{\varepsilon_t^\beta (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}} \left(P_{t+1}^s(j) + DV_{t+1}(j) \right) \frac{P_t^c}{P_{t+1}^c} \right\} \quad (25)$$

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

$$P_t^s(j) = \varepsilon_t^s E \left\{ \frac{\pi_{t+1}^c}{(1+r_t^d)} \left(P_{t+1}^s(j) + DV_{t+1}(j) \right) \frac{P_t^c}{P_{t+1}^c} \right\} \quad (25)$$

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

$$\gamma_t^{sc}(j) = \varepsilon_t^s E \left\{ \frac{\pi_{t+1}^c}{(1+r_t^d)} (\gamma_{t+1}^{sc}(j) + dv_{t+1}(j)) \right\} \quad (25)$$

که در آن $\gamma_t^{sc}(j) = \frac{\pi_t^s(j)}{p_t^c}$ بیانگر نسبت بازده سهام j ام به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. بر اساس رابطه (۲۵)، بازده هر سهم بنگاه j ام 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 تأثیر شوک تصادفی ε_t^s می‌گردد که در واقع حباب قیمت را تشکیل می‌دهد 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 $t = 0, 1, 2, \dots$ و برای تمام $i \in [0, 1]$ به شرح زیر برقرار باشد:

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

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

$$c_t + \gamma_t^{IC} I_t = \frac{W_t}{p_t^c} L_t + R_t^k z_t k_{t-1} - \psi(z_t) k_{t-1} - T_t + dv_t \quad (10)$$

ب- بنگاه‌ها

دو گروه بنگاه‌های داخلی وجود دارد: بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی. بنگاه‌های نوع اول، نیروی کار همگن، سرمایه و سایر نهاده‌ها را اجاره نموده و آنها در تولید کالای واسطه‌ای بکار می‌برد. فرض می‌شود که این بنگاه‌ها در شرایط رقابت انحصاری عمل می‌کنند. نوع دوم بنگاه‌ها، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی است. آنها کالاهای واسطه‌ای را ترکیب و به کالاهای نهایی

همگن تبدیل و به خانوارها می فروشند. این کالاها توسط خانوارها برای مصرف و سرمایه گذاری مورد استفاده قرار می گیرد و بخشی از آن نیز صادر می شود. این گروه بنگاهها در شرایط رقابت کامل عمل می کنند.

- رفتار بنگاه های تولیدکننده کالای نهایی

فرض بر این است که بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاههای تولیدکننده کالاهای واسطه ای را خریداری می کند و از ترکیب آنها کالایی نهایی تولید و به خریداران نهایی می فروشد. تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه ای که متمایز و جانشین ناقص همدیگر هستند را بر اساس یک جمعگر دیکسیت- استیگلیتز که به شکل ذیل تعریف می شود، ترکیب می کند:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t^j / \lambda_t^p dj \right]^{1+\lambda_t^p} \quad (26)$$

که در آن λ_t^p پارامتر مارک آپ قیمت در وضعیت باثبات است^۱. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی که در شرایط رقابت کامل عمل می کند، سعی می کند با توجه به قیمت های کالاهای متمایز واسطه ای، مقدار خرید خود از این کالاها را طوری تعیین می کند که سودش حداکثر یا هزینه اش حداقل شود. بنابراین مسئله حداکثر سازی سود بنگاه تولیدکننده نهایی را می توان به صورت زیر نوشت^۲:

$$\text{Max}_{y_t^j} P_t^d y_t - \int P_t^j y_t^j dj \quad (27)$$

۱. شکلی دیگر از جمع گری کالاهای متمایز تولیدی در اقتصاد می توان از تابع جمعگر به شکل زیر استفاده نمود:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_{j,t}^{\theta-1/\theta} dj \right]^{\theta/(\theta-1)}, \quad \theta > 1$$

جانشینی ثابت θ بین آنها برقرار است. مارک-آپ ناخالص یعنی $1 + \lambda_t^p$ برابر است با $\theta/(\theta-1)$. در این طرح تحقیقاتی θ با عبارت

$$\theta_t = \frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}$$

معادل خود بر حسب مارک آپ جایگزین شده است با این فرض اضافه که θ در طول زمان متغیر است یعنی

۲. مسئله بنگاه را می توان از طریق دیگر یعنی از حداقل سازی هزینه نسبت به تولید معین حل نمود و به تابع تقاضای

محصول هر بنگاه رسید:

$$\text{Min}_{y_t^j} \int_0^1 P_t^j y_t^j dj \quad \text{s.t.} \quad \left[\int_0^1 (y_t^j)^{1+\lambda_t^p} \right]^{1+\lambda_t^p} \geq y_t$$

با حل شرایط مرتبه اول معادله (۴۰)، تابع تقاضا برای محصول متمایز تولیدی هر یک از بنگاه‌های واسطه‌ای به صورت ذیل خواهد بود که تابعی از نسبت قیمت آن به قیمت کالای نهایی داخلی است:

$$y_t^j = \left(\frac{P_t^j}{P_t^d} \right)^{\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} y_t, \quad \forall j \in [0,1] \quad (28)$$

که در آن P_t^j قیمت کالای واسطه‌ای زام و P_t^d شاخص قیمت کالاهای تولیدی داخلی است. با جایگزینی رابطه (۲۸) در رابطه (۲۶)، می‌توان رابطه بین شاخص قیمت کالای نهایی تولیدی داخلی و قیمت کالاهای واسطه‌ای را بدست آورد که به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t^d = \left(\int_0^1 (P_t^j)^{\frac{1}{\lambda_t^p}} dj \right)^{-\lambda_t^p} \quad (29)$$

- بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای تشکیل شده است که در دامنه [۰،۱] شاخص‌بندی می‌شود. هر یک از بنگاه‌ها کالاهای متمایزی تولید می‌کند. این بنگاه‌ها با به کارگیری نیروی کار و سرمایه و سایر نهاده‌ها به تولید کالاهای واسطه‌ای زمی‌پردازند. از آنجایی که به دلیل 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 تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای لحاظ گردد. تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای به شکل کاب-داگلاس به شرح زیر تصریح می‌شود:

$$y_t^j = A_t (z_t k_{t-1}^j)^\alpha (L_{t-1}^j)^{1-\alpha} (K_{t-1}^G)^\kappa \quad (30)$$

که در آن $Z_t k_{t-1}^j = \bar{k}_{t-1}$ موجودی سرمایه موثر، K_{t-1}^G تشکیل سرمایه دولتی^۱ است و فرض می‌شود که برای تمام بنگاها در این بخش مشترک است. A_t بیانگر بهره‌وری است که برای تمام بنگاه‌ها مشترک است و فرض می‌شود که از فرایند زیر تبعیت می‌کند.

$$\log A_t = \rho_a \log A_{t-1} + u_t^a \quad , \quad u_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (31)$$

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای زام به دنبال آن است که هزینه‌هایش را با توجه مقدار معین تولید حداقل می‌کند. لذا تابع هدف بنگاه زام به صورت زیر است:

$$\min_{\bar{k}_{t-1}, L_t^j} \frac{W_t}{P_t^d} L_t^j + R_t^k Z_t k_{t-1}^j \quad (32)$$

s.t.

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

که در آن W_t دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی سرمایه و y_t^j تقاضای کالای زام است. اگر شرط مرتبه اول مربوط به مسئله بهینه‌یابی بنگاه‌ها را بدست آوریم، بنابراین هزینه نهایی بنگاه بر حسب قیمت‌های واقعی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$mc_t = \frac{Mc_t}{P_t} = \frac{1}{A_t} \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{W_t}{P_t} \right)^{1-\alpha} (R_t^k)^\alpha (k_{t-1}^G) \quad (33)$$

ج- دولت و بانک مرکزی

- دولت: در این مدل فرض بر این است که دولت کارگزاری واحد در اقتصاد است که با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی در بسیاری از کشورهای نفت‌خیز فرض دور از ذهنی نیست. دولت مسئول اعمال سیاست‌های پولی و مالی بوده و مخارج دولت (g_t) از محل خلق پول، درآمدهای مالیاتی و نیز درآمد حاصل از فروش نفت و صادرات آن به خارج از کشور تامین مالی

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.

می‌شود. از طرف دیگر، با توجه به واقعیات آشکار شده در ایران، تبدیل دلارهای حاصل از درآمدهای نفتی به پول داخلی به ناچار ارتباطی اجتناب‌ناپذیر بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی ایجاد نموده است:

$$g_t + \frac{(1+r_{t-1}^d)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega \cdot EX_t \cdot o_t}{p_t^c} + T_t + other_t + fa_t + \frac{GBD_t}{p_t^c} \quad (34)$$

که در آن g_t کل مخارج دولت، EX_t نرخ ارز اسمی، o_t درآمدهای ارزی نفتی، b_t اوراق مشارکت T_t درآمدهای مالیاتی، $other_t$ سایر درآمدها و fa_t واگذاری شرکت‌های دولتی، GBD_t کسری بودجه دولت است. همان‌طور که مشخص است دولت ω درصد از 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 زیر در نظر گرفت:

$$\hat{o}_t = \rho_o \hat{o}_{t-1} + u_t^o, \quad u_t^o \sim i.i.dN(0, \sigma_o^2) \quad (35)$$

که در آن \hat{o}_t انحراف لگاریتم درآمد ارزی صادرات نفت (بر حسب دلار) در دوره t است. - سیاست‌گذاری پولی: فرض می‌شود که سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد بدهی بانکها به بانک مرکزی (بزار پولی) را به صورت کاملاً صلاح‌دید در جهت رسیدن به دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف تعیین می‌کند. به علاوه، فرض می‌شود که بانک مرکزی هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی برای تورم که برای عموم اعلام گردد، ندارد. تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به شکل لگاریتم - خطی) به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\theta}_t = \rho_\theta \hat{\theta}_{t-1} + \theta_\pi \hat{\pi}_t^c + \theta_y \hat{y}_t + \theta_{rer} \hat{rer}_t + \theta_{\pi^s} \hat{\pi}_t^s + \varepsilon_t^\theta \quad (36)$$

$$\hat{\theta}_t = \hat{m}_t^c - \hat{m}_{t-1}^c + \hat{\pi}_t^c \quad (37)$$

$$\varepsilon_t^\theta = \rho_\theta \varepsilon_{t-1}^\theta + u_t^\theta \quad u_t^\theta \sim N(0, \sigma_\theta^2) \quad (38)$$

که در آن θ_t نرخ رشد اسمی پایه پولی^۱، $\hat{\pi}_t$ ، \hat{y}_t و \widehat{rer}_t به ترتیب 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 به ترتیب 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 تصادفی $AR(1)$ تبعیت می‌کند.

سیاست‌گذاری ارزی: برای تصریح قاعده سیاستی نرخ ارز که براساس آن بانک مرکزی نرخ ارز را مدیریت می‌کند، می‌توان به این صورت بیان نمود که بانک مرکزی تلاش می‌کند که برای حفظ رژیم نرخ ارز مدیریت شناور به دو هدف زیر می‌رسد. اول، بانک مرکزی تلاش می‌کند تا رقابت‌پذیری را در اقتصاد حفظ کند. برای رسیدن به هدف، تفاوت بین تورم داخلی و خارجی را مورد ملاحظه قرار می‌دهد. برای مثال، وقتی که نرخ تورم داخلی نسبت به خارجی افزایش یابد، بانک مرکزی تلاش می‌کند تا ارزش ریال را در برابر ارزهای خارجی کاهش دهد، یعنی نرخ ارز افزایش می‌یابد. دوم، بانک مرکزی می‌خواهد ذخایر ارزی خود را در یک سطح معقولی نگهدارد. وقتی که ذخایر ارزی بانک افزایش می‌یابد، بانک مرکزی می‌تواند نرخ ارز را از طریق عرضه بیشتر ارز در بازار کاهش دهد. ولی در مواقعی که وضعیت ذخایر ارزی بانک مرکزی شرایط مناسب قرار نگیرد، قدرت مانور بانک برای عرضه بیشتر ارز کم شده و لذا نمی‌تواند نرخ ارز را نگه دارد.

با توجه به نکات فوق، قاعده سیاستی نرخ ارز را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{\Delta EX_t}{\Delta EX} = \left(\frac{\Delta EX_{t-1}}{\Delta EX} \right)^{k_0} \left(\frac{\pi_t^c}{\pi_t^f} \right)^{k_1} \left(\frac{rer_t \times fr_t}{mb_t} \right)^{k_2} \left(\frac{\Delta ECP_{t+1}}{\Delta ECP} \right)^{k_3} u_t^{EX} \quad (39)$$

که در آن ΔEX_t نرخ رشد نرخ اسمی ارز، π_t^c نرخ تورم بر مبنای شاخص CPI، π_t^T نرخ تورم مورد هدف، $\frac{FR_t}{MB_t}$ نسبت خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی، ΔECP_{t+1} نرخ رشد انتظارات که تابعی از عوامل مختلف اقتصادی است و u_t^{EX} جمله اختلال می‌باشد.

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

خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی: تغییر در خالص داراییهای خارجی بانک مرکزی (به صورت ارزی) از رابطه زیر تبعیت می کند که از قیمت نفت متاثر می شود:

$$fr_t - fr_{t-1} / \pi_t^* = \frac{\left(\omega O_t + P_t^e . x_t - \frac{1}{EX_t} (P_t^{mc} c_t^m + P_t^{m_c} I_t^m) \right) + NFA_t}{P_t^*} \quad (40)$$

$$fr_t - fr_{t-1} / \pi_t^* = \omega o_t + \gamma_t^{e*} . x_t - \frac{\gamma_t^{mc}}{rer_t} (c_t^m + I_t^m) + nfa_t$$

بنابراین، تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به خالص ارز ورودی به کشور بستگی دارد.

$$fr_t - fr_{t-1} / \pi_t^* = \omega o_t + \gamma_t^{e*} . x_t - \frac{\gamma_t^{mc}}{rer_t} (c_t^m + I_t^m) + nfa_t \quad (41)$$

nfa_t خالص حساب سرمایه‌های انتقالی جاری، خالص حساب خدمات و حساب درآمد که نسبت آن به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی برابر با ۰/۱ محاسبه شده است.

د- 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:

$$y_t = c_t + i_t + g_t + \frac{ex_t(P_t^e x_t + o_t)}{P_t^c} - \frac{P_t^{mc} c_t^{im} + P_t^{m_c} I_t^{im}}{P_t^c} \quad (42)$$

روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر از مدل DSGE برای بررسی تأثیر شوکهای نفتی و ارزی بر ریسک و بازده سهام استفاده شده است. در این روش محقق علاوه بر تصویرسازی آنچه هست به تشریح و تبیین دلایل چگونه بودن و چرایی وضعیت مسئله و ابعاد آن می‌پردازد. محقق برای تبیین و توجیه دلایل،

نیاز به تکیه‌گاه استدلالی محکمی دارد. این تکیه‌گاه از طریق جستجو در ادبیات و مباحث نظری پژوهش و تدوین گزاره‌ها و قضایای کلی موجود درباره آن فراهم می‌شود. همچنین در این پژوهش با استفاده از محاسبه برخی پارامترها مربوط به داده‌های اقتصاد ایران، سیستم معادلات لگاریتم - خطی با استفاده از نرم افزار داینر^۱ شبیه‌سازی شده که در این خصوص تحلیل آثار سیاست‌های درآمدهای نفتی و ارزی بر متغیرهای اقتصادی و مالی مورد بررسی قرار گرفته است. لذا در این راستا یک انحراف معیار به اندازه ۱۰ درصد برای شوک‌های نفتی و ارزی در نظر گرفته شده است.

داده‌های آماری و کالیبره پارامترها

شوک‌های معرفی شده در این پژوهش، بیانگر وضعیت تاثیر شوک‌های نفتی و ارز خواهد بود. شکاف تولید به صورت انحراف لگاریتم تولید واقعی از تولید بالقوه تعریف می‌شود. تولید بالقوه نیز با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات^۲ (HP) محاسبه می‌شود. این موضوع در مورد مصرف خصوصی و دولتی، درآمدهای نفتی، سرمایه‌گذاری کل و نیز صادق است. 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 $t-1$ تعریف می‌شود و از آنجا که کلیه متغیرها در مدل به صورت انحراف لگاریتم متغیر از مقدار وضعیت پایدار تعریف شده‌اند، نرخ تورم و نرخ رشد پایه پول از استخراج فیلتر HP با $\lambda=677$ لگاریتم نسبت هر متغیر به مقدار دوره گذشته آن بدست آمده است. قبل از برآورد پارامترها، باید پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند، مشخص شده و مقدار آنان کالیبره شوند. برخی از پارامترها از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها استخراج می‌شوند و لذا نیازی به برآورد آنان وجود ندارد. برخی دیگر از پارامترها نیز نسبت متغیرها در وضعیت پایدار مدل است. بر این اساس پارامترهایی که بر اساس داده‌های اقتصاد ایران قابل کالیبره کردن هستند در جدول ۱ خلاصه شده‌اند.

1 . Dynare

2 . Hodrick-Prescott

۳. بنابراین با $\lambda = 677$ فرض می‌شود که طول هر چرخه معادل ۳۲ فصل یا ۴ سال می‌باشد.

جدول ۱. پارامترهای مقداردهی شده (کالیبره شده)

منبع	مقدار پارامترها	نماد	تعریف پارامترها
یافته‌های پژوهش	۰/۹۸۴۹	gama_dbar	نسبت شاخص قیمت تولید کننده به شاخص قیمت مصرف کننده
یافته‌های پژوهش	۰/۰۱۳۹	delta	نرخ استهلاک سرمایه
یافته‌های پژوهش	۰/۰۴۶	R_kbar	نرخ بازدهی واقعی سرمایه
یافته‌های پژوهش	۰/۵۱۰	c_ybar	نسبت مصرف به تولید
یافته‌های پژوهش	۰/۳۲۱	i_ybar	نسبت کل سرمایه‌گذاری (دولتی و غیر دولتی) به تولید
یافته‌های پژوهش	۰/۱۲۳	c_g_ybar	نسبت مخارج مصرفی دولتی به تولید
یافته‌های پژوهش	۰/۹۷	alphac	نسبت کالاهای مصرفی از تولیدات داخلی به کل مصرف
یافته‌های پژوهش	۰/۷۲۸	ibar_i_Tbar	نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به کل سرمایه‌گذاری
یافته‌های پژوهش	۰/۲۷۲	i_gbar_i_Tbar	نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به کل سرمایه‌گذاری
یافته‌های پژوهش	۰/۷۳۱۳	c_gbar_gbar	نسبت مخارج جاری دولت به کل مخارج دولت
یافته‌های پژوهش	۰/۲۶۸۷	i_gbar_gbar	نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت
یافته‌های پژوهش	۰/۳۹۴۲	o_gbar	سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت
یافته‌های پژوهش	۰/۳۱۴۲	T_gbar	سهم درآمدهای مالیاتی در بودجه دولت
یافته‌های پژوهش	۰/۱۱۳۰	dc_gbar_mbbar	نسبت خالص بدهی بخش دولتی به پایه پولی
یافته‌های پژوهش	۰/۳۸۵۰	dc_pbar_mbbar	نسبت بدهی بانکها به بانک مرکزی به پایه پولی
یافته‌های پژوهش	۰/۵۰۲	frbar_mbbar	نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به پایه پولی
یافته‌های پژوهش	۰/۲۰۶۶	o_y	نسبت ارزش افزوده بخش نفتی به کل تولید

سنجش اعتبار مدل

جهت ارزیابی صحت مدل، دو معیار مورد توجه قرار می‌گیرد: اول، نزدیکی گشتاورهای متغیرهای تئوریک مدل که از کالیبراسیون به دست آمده و به صورت انحراف لگاریتمی از مقدار باثبات است با گشتاورهای متغیرهای دنیای واقعی که آنها نیز به صورت انحراف لگاریتمی از روند می‌باشد، دوم، انطباق توابع عکس‌العمل آنی متغیرها در برابر شوک‌های تعریف شده مدل با مباحث تئوریک و انتظارات محقق. در این پژوهش مقایسه انحراف معیار داده‌های شبیه‌سازی شده

با داده‌های واقعی مورد توجه عمدتاً شامل میانگین و انحراف معیار بخش سیکلی متغیرهای اصلی شبیه‌سازی شده مدل شامل تورم، مصرف، سرمایه گذاری و تولید است.

جدول ۲. مقایسه انحراف معیار داده‌های شبیه سازی شده با داده‌های واقعی

متغیرها	نوسانات	نوسانات نسبی
تورم	۰/۰۱۸	۰/۹۶
مصرف	۰/۰۳۲	۰/۸۴
سرمایه‌گذاری	۰/۰۴۴	۱/۶۵
تولید	۰/۰۲۹	۱

*نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های فصلی از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ است.

همان طوری که در جدول ۲ ملاحظه می گردد الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه سازی نموده است. به طوری که میانگین کلیه متغیرهای شبیه سازی شده مدل با میانگین نمونه‌های واقعی شباهت بالایی دارد.

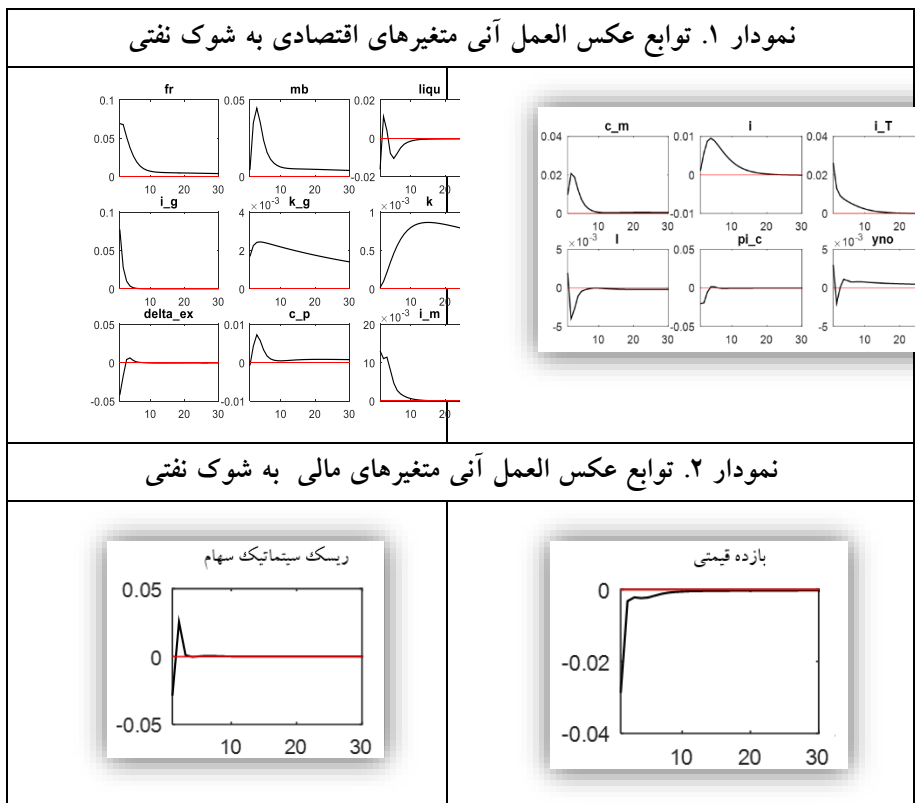
نتایج حاصل از شبیه سازی

آثار شوک نفتی

همان طور که در نمودار ۱ ملاحظه می‌گردد، اثرگذاری نفت 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، مخارج دولت به ویژه مخارج سرمایه‌ای را تحت تاثیر قرار می‌دهد. شوک درآمدهای نفتی در مدل از طریق تاثیر بر مخارج سرمایه‌ای ابتدا منجر به افزایش سرمایه دولتی می‌شود. 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 و واردات مصرفی ۱ تا ۲ درصد ولی واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای بین ۰/۴ تا ۰/۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین وضعیت سرمایه‌گذاری و اشتغال بهبود یافته به گونه‌ای که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی ۰/۵ تا ۰/۱ درصد و افزایش اشتغال ۰/۲ درصد می‌گردد. نهایتاً نرخ تورم به میزان ۲ واحد درصد کاهش

می‌یابد و تولید غیرنفتی ۰/۲۷ درصد افزایش می‌یابد. همچنین طبق نمودار (۲) شوک ایجاد شده از بخش نفتی، ابتدا تأثیر منفی بر بازده قیمتی سهام به اندازه ۲/۸ درصد داشته است اما با کاهش این شوک خیلی سریع به حالت تعادل خود باز می‌گردد. شاید یکی از دلایل منفی شدن در کشورمان این باشد که با افزایش ارزش ایجاد شده از طریق درآمدهای نفتی، بخشی از پایه پولی ابتدا و خیلی سریع باعث افزایش خلق پول جدید (نقدینگی بیشتر) از طریق تسهیلات سیستم بانکی برای بنگاه‌ها فراهم نشده تا از این طریق به واحدهای تولیدی تعلق گیرد و بدین جهت منجر به سودآوری آنها از طریق سرمایه‌گذاری گردد. در حالی که ملاحظه می‌گردد که با افزایش پایه پولی، کمی نقدینگی افزایش یافته است که این به سیاستهای پولی اتخاذ شده دولت بر می‌گردد. دلیل دوم را می‌توان اینگونه تبیین کرد که در کشورمان از آنجایی که اثر شوک‌های قیمت نفت بر بازار سهام یک مقیاس مفید و معنادار از اثرهای اقتصادی آن است و همچنین قیمت واقعی سهام شرکتها برگرفته از ارزش تنزیل شده بازدهی آینده بنگاه است، آثار جاری و انتظاری شوک‌های قیمت نفت به سرعت بر قیمت و بازدهی سهام جذب نمی‌شود و اینکه این اثر مثبت باشد یا منفی به نوع شرکتی که نفت را تولید کند یا به مصرف برساند دارد بستگی دارد، زیرا بورس تهران تشکیل شده از شرکت‌های نفتی یا عمده شرکت‌های وابسته به نفت، بطوری که هرگونه کاهش و افزایش قیمت نفت، منجر به کاهش یا افزایش قیمت سهام آنها می‌شود به طوری که تقریباً ۳۰ درصد از ارزش بازار ایران به طور مستقیم به قیمت نفت وابسته است. علاوه بر این، قیمت نفت از طریق نرخ تورم و سیاست‌های پولی بانک مرکزی بر نرخ بهره اثرگذار است. افزایش قیمت نفت ابتدا به دلیل کاهش نقدینگی موجب تورم کمتر می‌شود در حالی که با افزایش نقدینگی در دوره‌های بعدی منجر به افزایش آن گردیده است و این باعث می‌شود که نرخ بهره افزایش یابد. در نتیجه با افزایش نرخ تنزیل شرکتها و در صورتی که سایر عوامل ثابت باشند، افزایش نرخ تنزیل فقط موجب کاهش قیمت ذاتی (نه قیمت مبادله شده در بازار) سهام می‌شوند. دلیل سوم را می‌توان اینگونه تبیین نمود که قیمت نفت در بازارهای جهانی با قیمت طلا رابطه مستقیمی دارد، از اینرو با افزایش قیمت نفت برخی از سرمایه‌گذاران ثروت خود را به سایر بازارها از جمله بازار طلا هدایت می‌کنند و لذا این وضعیت منجر می‌گردد که به جز شرکت‌هایی که در این حوزه فعالیت می‌کنند (پتروشیمی‌ها) سایر شرکتها بازدهی منفی داشته باشند. و نهایتاً دلایل چهارم را می‌توان اینگونه تشریح کرد که افزایش قیمت نفت اگر چه باعث افزایش تولید ناخالص ملی برای کشورهای صادرکننده می‌شود اما، باید در نظر داشت که مصرف‌کننده‌ی نهایی محصولات و مشتقات نفتی، به طور عمده کشورهای در حال

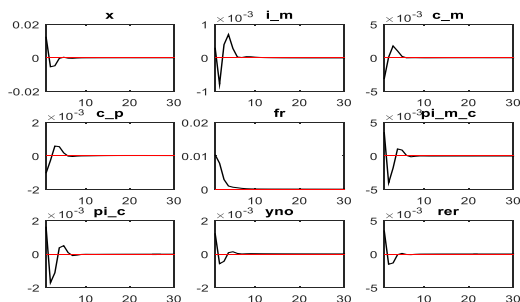
توسعه هستند. به دلیل این که کشورهای صادر کننده نفت اغلب خود به دلیل عدم توانایی و نداشتن فن آوری لازم برای فرآوری نفت خام، وارد کننده محصولات و مشتقات نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام شده محصولات تولید شده می شود که این نیز منجر به افزایش ارزش ریالی واردات کشورهای در حال توسعه، از جمله کشورمان می شود. لذا انتظار می رود رابطه بین افزایش درآمد نفتی با بازدهی قیمت منفی باشد. همچنین با بررسی شوک ایجاد شده بر ریسک سیستماتیک سهام ملاحظه می شود 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، در منجر به کاهش فعالیت های حقیقی و کاهش نرخ رشد در بلندمدت می شود، و این بیانگر عدم قطعیت و اصطحکاک بازارهای مالی در تخصیص منابع به شکل ناکارآمد می گردد لذا ریسک سیستماتیک نیز تغییر می یابد ولی در یک دوه کوتاه مدت افزایش، سپس بدلیل کاهش نرخ تورم کاهش می یابد.



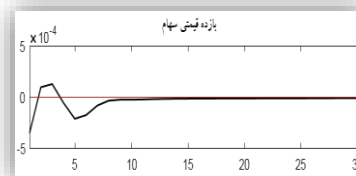
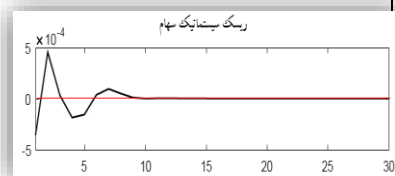
آثار شوک ارزی

بر اساس نمودار ۳ صادرات غیر نفتی به میزان ۱/۵ درصد افزایش ولی واردات کالاهای مصرفی کاهش یافته است، واردات مصرفی در مقایسه با واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای بیشتر کاهش می‌یابد و واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای بدلیل وابستگی کشور به آنها گرچه کاهش یافته و مقاومت نشان داده است 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. احتمالاً به دلیل گران شدن واردات که منجر به کاهش واردات کالاها شده است، لذا مصرف بخش خصوصی به میزان ۰/۱ درصد کاهش می‌یابد که البته این کاهش چندان دوام نداشته است. شوک ارزی همچنین دارای تأثیر مثبت بر خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی داشته است که حدود ۱ درصد افزایش می‌یابد و موجب افزایش تورم شده است. همچنین منطبق بر نمودار ۴، شوک نرخ ارز اگر به‌عنوان عامل مؤثر بر قیمت سهام در جهت مناسب هدایت شود زمینه مساعدتر برای تجارت و سرمایه‌گذاری فراهم می‌آید؛ زیرا تغییر نرخ ارز از کانال صادرات و واردات هزینه کالاهای واسطه‌ای را تحت تأثیر قرار داده، در نتیجه، قیمت سهام شرکت‌ها تغییر می‌کند. لذا با این شوک، بعلت کاهش ارزش پول داخلی، قیمت واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای افزایش یافته و واردات آن‌ها کاسته می‌شود. بنابراین، بازدهی قیمتی سهام به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ابتدا به اندازه ۰/۰۴ درصد کاهش و سپس به دلیل کاهش اثر شوک بعد از افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری افزایش و قیمت سهام افزایش می‌یابد تا به افزایش ۰/۱۵ درصدی می‌رسد و بعد از اینکه تا ۰/۰۲ افزایش یافت، مجدداً بعد از کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای بازده سهام کاهش می‌یابد. از اینرو نتیجه می‌شود که شوک ارزی از طریق ایجاد نوسانات واردات می‌تواند بر بازدهی تغییر ایجاد کند و افزایش آن منجر به کاهش بازدهی قیمتی سهام می‌گردد. همچنین شوک ارزی، ابتدا ریسک سیستماتیک را به اندازه ۰/۰۴ درصد کاهش داده و سپس بعد از افزایش قیمت سهام، ریسک سیستماتیک تا ۰/۰۴ درصد افزایش و سپس کاهش یافته است، نوسانات تقریباً مشابه بازده قیمتی و ریسک رابطه مستقیم ریسک و بازده را نشان می‌دهد، اما درصد تغییرات بیشتر ریسک سیستماتیک نسبت به بازده قیمتی می‌تواند بیانگر این موضوع باشد که تغییرات بازدهی قیمت سهام بر اثر این شوک بیشتر از تغییرات بازدهی بازار می‌باشد.

نمودار ۳. توابع عکس العمل آنی متغیرهای اقتصادی به شوک ارزی



نمودار ۴. توابع عکس العمل آنی متغیرهای مالی به شوک ارزی



نتیجه گیری

در سال‌های اخیر تحلیل عوامل مؤثر بر ریسک و بازده سهام بیانگر اهمیت این مفاهیم در بین پژوهشگران مالی را نشان می‌دهد، به طوری که اگر بتوان ریسک و بازده سهام را با استفاده از متغیرهایی پیش‌بینی نمود و برای آن مدل‌های بهتری شناسایی و ارائه کرد در واقع شرایط مطمئن‌تری در بازار سرمایه ایجاد می‌شود که به دنبال آن کمک به توسعه سرمایه‌گذاری و تخصیص بهینه وجوه در بازارهای مالی خواهد شد. از اینرو در این مطالعه به منظور تحلیل تأثیر نوسانات نفتی و ارزی بر متغیرهای مالی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران طراحی شده است که نتایج نشان می‌دهد شوک نفتی و ارزی بر ریسک سیستماتیک سهام و بازده قیمتی تأثیر منفی دارد و سپس در دوره‌های بعدی این روند ادامه پیدا نکرده و پس از طی یک دوره نوسانی به حالت تعادلی و پایدار خود باز می‌گردد، چنانچه نوسانات ریسک سیستماتیک بیشتر از بازده قیمتی بوده است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که با بکارگیری این مدل به راحتی می‌توان به تحلیل تغییرات به وجود آمده در متغیرهای مالی (ریسک و بازده سهام) بطور غیرمستقیم نیز پرداخت. نهایتاً با مقایسه

نتایج این پژوهش با پژوهش‌های قبلی ملاحظه می‌گردد که در ارتباط با تأثیر شوک نفتی بر ریسک و بازده سهام؛ با نتایج پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۸)، باشر و همکاران (۲۰۱۷)، پرهاردان و همکاران (۲۰۱۵)، پایتختی اسکویی و شافعی (۱۳۹۳) و استادی و همکاران (۱۳۹۳) مشابهت داشته است و همچنین در مورد تأثیر شوک ارزی بر ریسک و بازده سهام با نتایج کیم و همکاران (۲۰۱۸)، وونگ (۲۰۱۷)، پرهاردان و همکاران (۲۰۱۵) و خوچانی (۱۳۹۷) مشابهت و با نتایج پژوهش خسانی (۱۳۹۴) و جلالی و همکاران (۱۳۹۴) مشابهتی نداشته است. با توجه به نتایج بدست آمده از این پژوهش موارد زیر به عنوان پیشنهادهای راهبردی ارائه می‌گردد:

- به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد که به ماهیت تغییرات نرخ ارز در کشورمان توجه نمایند تا در صورت کاهش ارزش پول داخلی از طریق شوک ایجاد شده قادر باشند به پیش‌بینی تغییرات ایجاد شده در ریسک و بازده سهام پردازند و سپس اقدام به تصمیمات سرمایه‌گذاری نمایند.

- به سیاستگذاران اقتصادی پیشنهاد می‌گردد که منظور جلوگیری از آثار منفی نوسانات ارزی و همچنین قیمت نفت بر ریسک و بازده سهام به کنترل صندوق ذخیره ارزی پردازند.

منابع

- Alam, M., Uddin, G. S., & Taufique, K. M. (2017). The Relationships between exchange rates and stock prices: empirical investigation from Johannesburg stock exchange.
- Al-Qaisi, K. M. (2011). The economic determinants of systematic risk in the Joranian capital market. *International Journal of Business and Social Science*, 2(20).
- Bakhshani S. (2016). A Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Stock Prices and P/E Ratio by Using SEM-PLS. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 3 (12) :149-164. (in Persian).
- 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.
- Bayat, M., Zalaghi, H & Hashemi, T. (2018). The Effect of Governmental Affiliation on Systemic Risk of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*. 4(2), pp.121-137. (in Persian).
- Branson, W.H. (1983), "Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk. In: Herring, R.J. (Ed.)", *Managing Foreign Exchange Risk*, Cambridge University, Cambridge.
- Byat, M., Afshari, Z., & Tavakolian. H. (2016). Monetary Policy and Stock Price Index in DSGE Models Framework. *Journal of Economic Research and Policies*, 3. 24 (78), pp.171-206. (in Persian).
- Chen, J., Naylor, M., & Lu, X. (2004), "Some insights into the foreign exchange pricing puzzle: Evidence from a small open economy", *Pacific-Basin Finance Journal*, No 12, pp. 41-64.
- Darabi, R. (2016). The Investigation of the Relationship between Capital Structure and Abnormal Returns (Evidence from Tehran Stock Exchange). *Journal of Financial Management Strategy*. 4(1), pp.77-102. (in Persian).
- Dornbusch, R., Fischer, S. (1980), "Exchange Rates and the Current Account", *the American Economic Review*, 70(5), pp. 960–971.
- Faaljoui, H.R., & sadeghpour, A (2015). The Study of the Effect of the Index of Country Risk on Tehran Stock Exchange returns. *Journal of Financial Management Strategy*. 3(3), pp.49-78. (in Persian).
- FAKHREHOSSEINI, S. F. (2014). Real Business Cycle under consumption and leisure preferences in Iran: Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Appllied Economics Studies in Iran*, 3(11). pp.81-106.
- Gray, P. & I. Timothy (2003), "Exchange Rate Risk: Reviewing the Record for Private Infrastructure Contracts", *View Point 262*, World Bank Private Sector and Infrastructure, Network, Washington D.C. <http://rru.worldbank.org/Viewpoint/index.asp>.

- Jalae. S.A, Mir., H & Rahimipoor, A. (2016). Effect of exchange rate pass on Stock Returns in Tehran Stock Exchange. *Investment Knowledge*, 5(9). pp.191-212. (in Persian).
- Jones, C. & G. Kaul (1996), "Oil and Stock Markets", *Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 453-91.
- Jones, M.C., & Kaul, G. (1996). Oil and stock markets. *Journal of Finance*, 51(2), pp.463-491.
- Kavand, H (2009), Explaining the Effects of Oil Revenues and Monetary Policies in the Form of a Trend Commercial Trend in the Iranian Economy, Doctoral dissertation, Tehran University, Tehran University, Faculty of Economics. (in Persian).
- Khochiany, R. (2018). The Time-Scale Interactions between Stock Price and Exchange Rate Volatility in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*. 6(2), pp.168-191. (in Persian).
- Kim, S., Kim, S. Y., & Choi, K. (2018). Markov regime-switching models for stock returns along with exchange rates and interest rates in Korea. In *Proceedings of the 7th International Conference on Emerging Databases* (pp. 253-259). Springer, Singapore.
- Luo, X., & Qin, S. (2017). Oil price uncertainty and Chinese stock returns: New evidence from the oil volatility index. *Finance Research Letters*, 20, pp.29-34.
- Manzoor, D & Taghipour, A. (2016). A dynamic stochastic general equilibrium model for an oil exporting and small open economy: the case of Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 3. 2016; 23 (75), pp.7-44. (in Persian).
- MirhashemiDehnavi M. (2016). The Asymmetric Effect of Oil Price Shock on Stock Market: Evidence from Oil Exporting Countries . *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 3(11), pp.85-108. (in Persian).
- Moghadam, A.K., & Moghadam vahed. H. (2015). Investigating the effect of oil price volatility on abnormal return on Stock of companies accepted in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Audit Research*, No. 29. (in Persian).
- Ostadi H, Shajari H, reisi A. (2014). Evaluating The Impact of Exchange Rate Risk on Stock Price Risk of Iran Petrochemical Industry (2002-2011). *Journal of Economic Development Research*, 4(13), pp.1-24. (in Persian).
- Park, J., & Ratti, R.A. (2008). Oil price and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics*, 30, pp.2587-2608.
- Paytakhti., S.A & Shafei, E. (2016). The effect of oil price fluctuations on the stock prices index's changes in Iran: structural VAR approach. *QEER. Quarterly Energy Economics Review*, 11 (47), pp.205-240. (in Persian).

- 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, pp.84-95.
- Rahbar., F & Salimi, E. (2015). The role of fiscal discipline and National Development Fund in reducing Dutch disease effects in the Iranian economy. *Applied Economics Studies in Iran*, 4(14). pp.219-243. (in Persian).
- Rezazadeh, A. (2016). The Impact of Macroeconomic Variables on Tehran Stock Market Returns Volatility: GARCH-X Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(2), pp.121-136. (in Persian).
- Sadeghi shahedani, M., & Mohseni, H. (2013). The effect of oil price on stock market returns: Evidence from oil exporting Middle East countries. *Quarterly Journal of Energy Policy and Planning Research*. 1(3), pp.1-16. (in Persian).
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21, pp.449-469.
- Shahhosseini, S., & Bahrami, J. (2014). Design of a New Generally Dynamic Keynesian General Equilibrium Equation Model for the Iranian Economy, Considering the Banking Sector, *Economic Research*. 17th, No. 53, pp. 83-55. (in Persian).
- Shahmoradi, A. (2011). Investigating the effects of changes in energy prices on the level of prices, production and welfare in the Iranian economy. Ministry of Economic Affairs and Finance. (in Persian).
- Shahraki M, Nouri E, Mahmoudzadeh M. (2012). The Impact of Oil Shocks on Selected Stock Market Returns . *Journal of Economic - A Review of Economic Issues and Policies* 3. 12 (9 and 10), pp.47-60. (in Persian).
- Tabei, H. (2007). An Estimation of Labour Supply Function Using the Iranian Micro Data, *Economic Research*. 8(29). pp.93-11. (in Persian).
- Tovar, Camilo (2009). "DSGE Models and Central Banks". *Economics* 3 (2009-16): 1. doi:10.5018/economics-ejournal.ja.2009-16.
- Tsai, I. C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial*
- Valipour, M., Amin, V., Kargosha, M., & Akbarpour, K. (2015). Forecasting stock systematic risk using Heuristic Algorithms. *Journal of Productivity and development*, 1(1), pp.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, pp.90-104.

- Wong, H. T. (2017). Real exchange rate returns and real stock price returns. *International Review of Economics & Finance*, 49, pp.340-352.
- You, W., Guo, Y., Zhu, H., & Tang, Y. (2017). Oil price shocks, economic policy uncertainty and industry stock returns in China: Asymmetric effects with quantile regression. *Energy Economics*, 68, pp.1-18.
- Zanganeh, M. (2009). A business cycle in the form of a new Keynesian DSGE model despite the lack of financial markets, Ph.D., Tehran, University of Tehran, Faculty of Economics. (in Persian).

ضمیمه

(۹)

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

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

$$(\partial c_t) \quad (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c} = \lambda_t \quad (10)$$

$$(\partial I_t) \quad Q_t \left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - S' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \cdot \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t Q_{t+1} S' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 = \lambda_t \quad (11)$$

$$(\partial z_t) \quad R_t^k = \psi'(z_t) \quad (12)$$

$$(\partial K_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [z_{t+1} R_{t+1}^k - \psi(z_{t+1})] + \beta(1-\delta) E_t Q_{t+1} \quad (13)$$

$$(\partial b_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} (1+r_t^d) \frac{1}{\pi_{t+1}^c} = \lambda_t \quad (14)$$

$$(\partial m_t^c) \quad \varepsilon_t^M (m_t^c)^{-\sigma_m} = \lambda_t - \beta E_t \lambda_{t+1} \frac{1}{\pi_{t+1}^c} \quad (15)$$

$$(\partial L_t) \quad -L_t^{\sigma_l} + \lambda_t \frac{W_t}{P_t^c} = 0 \quad (16)$$

$$(\partial N_t) \quad \frac{1}{P_t^c \varepsilon_t^s} \lambda_t P_t^s(j) + E \left\{ \beta \frac{1}{P_{t+1}^c} \lambda_{t+1} (P_{t+1}^s(j) + DV_{t+1}(j)) \right\} = 0 \quad (17)$$