فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۲ ۲۰(۲) ۹۹-۷۲

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

شکل‌گیری حباب قیمت در بازار سهام و اثر آن بر ادوار تجاری ایران

مریم ایزدي،* عباس شاكري حسين آباد،** مهنوش عبداله میلانی،*** تیمور محمدی****

* دانشجوی دکتری اقتصاد ،گروه اقتصاد نظری ، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبايي، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد نظری ، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبايي، تهران، ایران.
***دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
****دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت:۱۵ اردیبهشت ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۲ تیر ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۷ مرداد ۱۴۰۰

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: izadi42817@gmail.com
0009-0002-7020-9574

طبقه‌بندیJEL: ***E31, E43, E52, E61***

واژگان کلیدی:
حباب قیمت، بازار سهام، ادوار تجاری، نوسان‌های اقتصادی

آدرس پستی:
تهران، خیابان شهید بهشتی، نبش احمد قصیر، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی. کد پستی ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری خانم مریم ایزدی در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر عباس شاکری در دانشگاه علامه طباطبایی است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

جریان مالی موردنیاز بخش تولید از بازارهای مختلفی تامین و تخصیص می‌شود که از جمله آن‌ها بازار سهام می‌باشد و لذا انتظار می‌رود هرگونه نوسانی در این بازار بر روند تولید اثرگذار باشد. با توجه به این مهم، هدف از مطالعه حاضر بررسی ارتباط میان نوسان‌های قیمت بازار سهام و ادوار تجاری با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی برای اقتصاد ایران است. در این ساختار، خانوارها علاوه بر درآمد عرضه کار، دارای ثروت مالی نیز هستند که بر مصرف حال و آتی آن‌ها اثرگذار است. از طرفی، خانوارها به دو دسته تقسیم می‌شوند: خانوارهایی که تاکنون در بازار مالی دارای ثروت انباشته بوده و در حال خروج از بازار هستند و خانوارهایی که تاکنون فعالیت و ثروت انباشت شده‌ای در این بازار نداشته و در حال ورود به بازار هستند. پارامترهای ساختاری مدل با استفاده از روش بیزین و داده‌های دوره ۱۳۹۸ – ۱۳۸۳ برآورد شده است که از تخمین مدل سه نتیجه مهم حاصل شده است: اولا، داده‌ها به طور معنی‌داری مبین آن هستند که قیمت‌های سهام بر بخش حقیقی اقتصاد و ادوار تجاری اثرگذار هستند. ثانیا، فرضیه عدم واکنش بانک‌مرکزی به نوسان های اقتصادی شامل تغییرات شاخص بازار سهام، تولید و تورم مورد تایید قرار می‌گیرد. ثالثا، مدل به صورت درونزا شامل یک متغیر مرتبط با سستی مالی است که در واقع مبین شکاف قیمت سهام بوده و به منظور بهبود اندازه‌گیری پویایی‌های مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد. این متغیر به خوبی می‌تواند ادوار نوسان در بازار سهام را نشان دهد. در خاتمه نتایج ناشی از شبیه‌سازی الگو نشان می‌دهد که نوسان‌های قیمتی بازار سهام اثری مثبت بر تولید و ادوار تجاری در ایران دارد.

ارجاع به مقاله:
ایزدي، مریم.، شاكري حسين آباد، عباس.، عبداله میلانی، مهنوش و محمدی، تیمور. (۱۴۰۲). شکل‌گیری حباب قیمت در بازار سهام و اثر آن بر ادوار تجاری ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۰ (۲)، ۹۹-۷۲.

10.22055/jqe.2021.37190.2371

© 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

۱- مقدمه

به دلیل تغییر در سیاست‌های اقتصادی، رفتار واحدهای اقتصادی و وقوع شوک‌های پیش‌بینی نشده، شرایط مالی و اقتصادی کشورهای دنیا به طور مداوم در حال تغییر است. تغییر در شرایط اقتصادی کشور می‌تواند واجد آثار مثبت و یا دارای پیامدهای منفی و زیانبار باشد و لذا سیاست‌گذاران باید از آگاهی و انعطاف کافی به منظور مقابله با آثار منفی شرایط

مذکور بر متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار باشند. داشتن توانایی مقابله با آثار منفی شوک‌های مالی مستلزم آن است که سیاست‌گذاران به طور نزدیک در حال رصد رفتار بازارهای مالی باشند زیرا میان بخش‌های مالی و حقیقی اقتصاد ارتباط نزدیک وجود دارد. نوسان در قیمت دارایی‌ها از کانال‌های مختلفی از جمله کانال ثروت و کانال Q توبین بر فعالیت‌های اقتصادی اثرگذار است و این ارتباط باعث می‌شود تا در نهایت نرخ تورم و نرخ بهره نیز متاثر از شرایط بازارهای مالی شوند. از طرف دیگر، تلاطم‌های بازار سهام تابعی از انتظارات مربوط به بازدهی آتی این بازار است و انتظارات مربوط به بازدهی آتی بازار سهام خود وابسته به پیش‌بینی واحدهای اقتصادی از ادوار تجاری، نرخ تورم و سیاست پولی است. بنابراین بررسی آثار نوسان بخش مالی بر بخش حقیقی اقتصاد و متغیرهای کلان اقتصادی مستلزم شناسایی ساز و کار ارتباط میان بازار سهام و بخش حقیقی اقتصاد است.

ارتباط میان بازار سهام و بخش حقیقی اقتصاد از دو طریق قابل بررسی است: ارتباط مبتنی بر بخش عرضه و ارتباط مبتنی بر بخش تقاضا. در روش مبتنی بر بخش عرضه این ارتباط از طریق مدل‌های پویا با ویژگی چسبندگی‌های مالی بیان می‌شود و در روش مبتنی بر بخش تقاضا این ارتباط از طریق اثر ثروت (بر مصرف خانوار) بیان می‌شود. مطالعات مختلف نشان داده‌اند که روش مبتنی بر بخش تقاضا، علیرغم سادگی، توانایی بالایی در شناسایی ارتباط میان بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد دارند. (Choudhry, Papadimitriou & Shabi (2016).

مدل‌های استاندارد کینزی جدید که به بحث و بررسی ادوار تجاری پرداخته‌اند، به طور ضمنی این فرض را قبول کرده‌اند که قیمت‌های سهام در محاسبه مقادیر تعادلی نرخ تورم، شکاف تولید و نرخ بهره اهمیت چندانی ندارند، و این فرض از آن جهت در این مطالعات لحاظ شده است چون نوسان‌های ثروت مالی به طور کامل توسط واحدهای اقتصادی با عمر نامحدود هموار شده و کنار می‌رود. این ویژگی مدل‌های کینزی جدید در واقع کانال بخش تقاضای انتقال شوک‌های مالی را کنار گذاشته و لذا نقش قیمت‌های سهام در محیط اقتصادکلان قابل بررسی و برآورد نیست.

با توجه به این نقیصه، نسل تعمیم‌یافته الگوهای کینزی‌جدید به صورتی طراحی شدند که در آن‌ها قیمت‌های سهام از طریق کانال مبتنی بر بخش تقاضا یک نقش فعال و مهم در تعیین پویایی‌های ادوار تجاری دارند (Nistico2005). در این ساختار جدید، خانوارها در هر دوره با یک احتمال ثابت از بازار سهام خارج می‌شوند و با آن دسته از خانوارها

که وارد بازار می‌شوند و تاکنون دارایی به فرم سهام نداشته‌اند در ارتباط خواهند بود. در نتیجه این ارتباط، در واکنش به نوسان در ثروت مالی، مصرف کل اقتصاد نمی‌تواند فاقد واکنش باشد و به طور کامل هموار شود و بنابراین نوسان‌های قیمت سهام بر تقاضای کل اقتصاد اثرگذار خواهد بود.

سازماندهی مقاله به این صورت است که ابتدا در بخش دوم مقاله مبانی نظری موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس در بخش سوم تعدادی از مطالعات انجام شده در این حوزه مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش چهارم و پنجم مقاله به بیان مدل و تخمین و تحلیل نتایج پرداخته و در نهایت در بخش ششم، نتیجه‌گیری مطالعه ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

به منظور بیان ارتباط میان نوسان‌های بازار سهام با ادوار تجاری حقیقی که بر مبنای روش طرف تقاضا باشد، لازم است ساز و کار میان تلاطم قیمت دارایی‌ها با تصمیم بخش تقاضای اقتصاد مشخص شود. بدین منظور در تئوری‌های مبتنی بر این روش، خانوارها در هر دوره در مبادله سهام نقش دارند به نحوی که یک نسبت ثابت از خانوارها دارای معاملات مالی در بازار سهام هستند و در هر دوره یک نسبت دیگر از خانوارهای جدید که تاکنون دارایی مالی نداشته‌اند به آن‌ها اضافه می‌شوند (Nistico2005). در این ساختار، به دلیل اینکه خانوارهای دارای سهام در هر دوره جایگزین یکدیگر می‌شوند بنابراین لازم است از مدل‌هایی استفاده شود که در آن بحث جایگزینی دو نوع خانوار فراهم باشد. از میان مدل‌های موجود، مدل جوانی همیشگی (Blanchard, 1985) از این قابلیت برخوردار است.

در مدل جوانی همیشگی، اقتصاد شامل یک تعداد بی‌شمار واحد است که با احتمال ξ درصد در هر دوره ممکن است جانشین یکدیگر شوند. ارتباط میان واحدهای تازه وارد که هیچ دارایی مالی ندارند و افراد قدیمی که دارای ثروت انباشته هستند، باعث ایجاد یک شکاف میان عامل تنزیل تصادفی و میانگین نرخ نهایی جانشینی بین دوره‌ای مصرف می‌شود، در حالی‌که اگر خانوارها دارای عمر نامحدود باشند این شکاف به وجود نمی‌آید. بنابراین در حالتی که خانوارها دارای عمر نامحدود باشند، مسیر پویای مصرف کل به میزان کافی با استفاده از عامل تنزیل تصادفی قابل توصیف است و لذا جمعی‌سازی معادلات اویلر به سادگی امکان‌پذیر است زیرا افراد حاضر در بازار مالی همواره یکسان هستند. بر این اساس،

هموارسازی مصرف افراد از طریق جمعی‌سازی صورت گرفته و سطح فعلی مصرف میانگین صرفا وابسته به مقدار انتظاری تنزیل شده آن در آینده خواهد بود.

برخلاف حالت عمر نامحدود، در حالتی که دو خانوار مختلف با هم در ارتباط هستند (خانوار با ثروت مالی انباشته شده و خانوار بدون ثروت مالی)، جمع کردن معادلات اویلر افراد به سادگی حالت قبل نخواهد بود زیرا واحدهای حاضر در بازارهای مالی در طول زمان متغیر هستند و لذا دارای سطوح مختلفی از ثروت و مصرف هستند. در نتیجه، هموارسازی مصرف از طریق جمعی‌سازی محقق نخواهد شد زیرا افرادی که در آینده در بازار خواهند بود همان افراد امروز نخواهند بود و دارای ثروت انباشت شده نیستند که بتوانند مصرف خود را هموار کنند. این افراد تازه وارد که فاقد دارایی هستند، جایگزین افرادی می‌شوند که داری دارایی انباشت شده هستند و لذا در آینده می‌توانند مصرف بیشتری داشته باشند. بنابراین وقتی این گردش رخ دهد، میانگین سطح مصرف انتظاری آینده کمتر از سایر حالت‌های دیگر است. به منظور ایجاد ارتباط میان متوسط مصرف جاری و سطح انتظاری آن در آینده لازم است در ابتدا شکاف میان این دو محاسبه شود که این شکاف نسبتی از حجم ثروت انباشت شده در زمان حال است. یک افزایش در ثروت مالی (حتی به صورت موقتی) این شکاف را بیشتر می‌کند زیرا باعث می‌شود تا تفاوت میان مصرف سهامداران قبلی و افراد تازه‌وارد بیشتر شود. در نهایت این امر سبب می‌شود تا پویایی‌های ثروت مالی دارای نقش اثرگذار بر مصرف کل باشد و لذا در این صورت شاهد یک ساز و کاری خواهیم بود که در آن پویایی‌های قیمت‌های سهام می‌تواند بر بخش حقیقی اقتصاد موثر باشد.

نتیجه حاصل از تئوری و مدلسازی مبتنی بر آن را می‌توان به این صورت خلاصه کرد: قیمت‌های بالاتر سهام در زمان حال یک سیگنالی از افزایش انتظاری ثروت ناشی از نگهداری از سهام در آینده است. تمامی افراد حاضر فعلی در بازار سهام، که به دنبال هموارسازی مصرف خود هستند، این افزایش در ثروت را پیش‌بینی کرده و بنابراین در زمان حال مصرف بیشتری خواهند داشت. اگرچه در زمان آینده، یک بخشی از این افراد کنار رفته و افراد تازه وارد بدون دارایی مالی جانشین آن‌ها می‌شوند. این افراد تازه وارد از افزایش در مقدار ثروت مالی بهره‌مند نمی‌شوند زیرا تاکنون در بازار حضور نداشته‌اند و لذا هیچ دلیلی ندارد که بیشتر از حجم ثروت انسانی خود مصرف خود را افزایش دهند.

بر این اساس، افزایش در قیمت‌های سهام بر متوسط مصرف جاری بیشتر از متوسط انتظاری آینده اثر می‌گذارد که میزان افزایش در مقدار جاری نسبت به مقدار آینده به دو

عامل بستگی دارد. اولا، نرخ‌های بالاتر جانشینی (ξ)، به ازای نوسان‌های معین در قیمت‌های سهام، مبین ورود یک بخش بیشتری از مردم به بازار سهام در آینده است و لذا مستقل از نوسان‌های در ثروت مالی است. ثانیا، سطوح بالاتر ثروت انتظاری بازار سهام، به ازای یک نرخ معین جانشینی، مبین اثرات بیشتر بر مصرف جاری است و بنابراین یک تفاوت بیشتر با سطوح انتظاری آینده.

۳- مطالعات انجام شده

موسایی و دیگران (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. هدف از این مطالعه بررسی هم انباشتگی و علیت میان متغیرهای کلان اقتصادی وشاخص کل قیمت سهام است. برای این منظور از داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۰ شاخص کل قیمت سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی شامل عرضه پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز استفاده شده است. نتایج نشان میدهد که در تمام الگوهای برآورد شده یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای موجود درمدل و شاخص کل قیمت سهام وجود دارد. مطابق نتایج به دست آمده درحالی که حجم پول (سیاستهای پولی بانک مرکزی) بیشترین تأثیر را بر تغییرات قیمت سهام دارد، آثار نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی بر بازار سهام با بی اطمینانی زیادی همراه است. براساس نتایج بدست آمده از آزمون علیت گرنجر، شاخص کل قیمت سهام اثر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارد در حالیکه متغیرهای کلان بر رونق یا رکود بورس تأثیر می‌گذارند. این نتیجه نشان دهنده این است که از شاخص کل قیمت سهام نمی‌توان برای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی استفاده کرد (Mehregan, Amiri & Musai, 2010).

بیات و دیگران (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام پرداخته‌اند. در این تحقیق به منظور بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام و همچنین بررسی اثر ثروت افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و متغیرهای کلان اقتصادی، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی و توابع واکنش آنی متغیرها در برابر شوک تکنولوژی، شوک مخارج مصرفی دولت، شوک پولی و شوک شاخص کل قیمت سهام تحت دو سناریو بانک مرکزی بررسی شده است. پارامترهای ساختاری الگو با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۴ برآورد شده‌اند. مطابق با نتایج، اثر

ثروت ناشی از افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و در نتیجه تولید با تأخیر و اندازه کوچک ایجاد می‌شود. لذا توصیه می‌شود به دلیل اینکه افزایش شاخص کل قیمت سهام اثر سریع و قابل ملاحظه‌ای بر مصرف و تولید نشان نمی‌دهد، بانک مرکزی در زمان رونق بازار سهام به منظور ثبات مالی و اقتصادی سعی در کاهش حجم پول نداشته باشد. (Bayat, Afshari & Tavakolian, 2017)

بشیری و دیگران (۱۳۹۵) در مطالعه خود، ارتباط سیاست پولی و نوسانات بازار سهام در ایران را با استفاده از مدل تعادل عمومی پویاي تصادفی بررسی می نماید. در این تحقیق نقش سیاست گذاري پولی در دو رژیم پولی شامل قاعده سیاستی رشد حجم پول و قاعده تیلور با ضرایب سنتی و بهینه، در قالب مدل کینزي جدید با لحاظ چسبندگی دستمزدها و قیمت هاي اسمی براي اقتصاد ایران مدل سازي شده است. در این الگو حباب بازار سهام از طریق اعتقادات خوش بینانه خانوارها نسبت به ارزش بازار سهام شرکت ها پدیدار می‌شود. پارامترهای ساختاری الگو با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۵ برآورد شده‌اند. نتایج این مدل نشان می‌دهد که شوك انتظارات درونی بیانگر اندازه نسبی حباب جاري به حباب جدید ظاهر شده است و انتقال آن به اقتصاد واقعی از طریق محدودیت‌هاي اعتباري درونزا صورت می‌گیرد که عمده نوسانات بازار سهام و بخش قابل توجهی از تغییرات در مقادیر واقعی را توضیح می دهد. Bashiri, S., Pahlavani, M., (Boostani, R., (2016))

آدام و دیگران (۲۰۱۹) در مقاله خود به بررسی رفتار قیمت‌های سهام و ادوار تجاری در آمریکا پرداخته‌اند. مدل ادوار تجاری مورد استفاده بر مبنای یک الگوی استاندارد است که به آن تشکیل باور در مورد بازار سهام نیز افزوده شده است که پیمایش‌های تجربی موجود نیز به آن اضافه شده است. پارامترهای ساختاری الگو با استفاده از داده‌های فصلي دوره زماني۲۰۱۴-۱۹۵۵ برآورد شده‌اند. بر اساس یافته‌های این پژوهش، حباب قیمت‌های سهام از این جهت قابل سرایت به بخش واقعی اقتصاد است که باعث ایجاد سیگنال‌های قیمتی ناکارآمد در مورد سرمایه‌گذاری جدید می‌شوند. ((Adam & Merkel, (2019).

چادری و دیگران (۲۰۱٦) به بررسی ارتباط میان نوسان‌های بازار سهام و ادوار تجاری در چهار اقتصاد مهم دنیا شامل آمریکا، کانادا، ژاپن و انگلستان پرداخته‌اند. بدین منظور از آزمون‌های علیت دوطرفه خطی و غیرخطی و تحلیل چند عاملی استفاده شده است. پارامترهای ساختاری الگو با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی۲۰۱۱- ۱۹۹۰ برآورد شده‌اند.

مطابق با نتایج، یک رابطه علی دوطرفه میان نوسان بازار سهام و ادوار تجاری در هر کشور وجود دارد (Choudhry , Papadimitriou & Shabi, 2016).

میائو و دیگران (۲۰۱۵) در تحقیق خود یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به منظور بررسی ارتباط میان حباب بازار سهام و ادوار تجاری حقیقی با استفاده از روش بیزین طراحی کرده‌اند. شکل‌گیری حباب در این مدل بر مبنای باورهای شخص است که در آن با شناسایی یک شوک احساسی، روند انتقال حباب به بخش واقعی اقتصاد از طریق قیود اعتباری درونزا مشخص شده است. پارامترهای ساختاری الگو با استفاده از داده‌های فصلي دوره زمانی۲۰۱۰- ۱۹۷۵ برآورد شده‌اند. نتایج مدل نشان می‌دهد که این شوک عمده نوسان‌های بازار سهام و آثار آن بر بخش حقیقی اقتصاد را تشریح می‌کند. بر این اساس بین قیمت‌های سهام و بخش حقیقی اقتصاد یک ارتباط مستقیم بوده و عامل اصلی رکود و رونق اقتصادی محسوب می‌شود (Miao, Wang & Xu, 2015).

چاوت (۲۰۰۱) به بررسی نوسان‌های بازار سهام و ادوار تجاری پرداخته‌است. در این مقاله عنوان شده است که به طور پیش‌فرض، نوسان‌های بازار سهام منعکس‌کننده برداشت واحدهای بازار از وضعیت اقتصادی است. با توجه به رفتار آینده‌نگر فعالان اقتصادی، در این مقاله احتمال تغییر جهت ادوار تجاری مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس نوسان‌های بازار سهام و ادوار تجاری از طریق عوامل پویای غیر خطی در بازه زمانی ماهانه ۱۹۹۴-۱۹۶۸ مدلسازی شده است. مطابق با یافته‌های این پژوهش، عوامل نوسان در بازار سهام شاخص پیشرو در تبیین ادوار تجاری محسوب می‌شوند (Chauvet, 2001).

۴- بیان مدل

۴-۱- بنگاه‌ها، واحدهای کاریابی و نحوه قیمت‌گذاری

بخش عرضه اقتصاد شامل سه گروه واحدهای با عمر نامحدود است: یک بخش خرده فروش، بنگاه‌های کاریابی و یک بخش عمده فروش.

۴-۱-۱- واحدهای خرده فروشی و کاریابی:

بخش خرده‌فروشی رقابتی تولیدکننده کالای مصرفی نهایی Y_t است که این کار از طریق ترکیب یک تعداد زیاد کالاهای واسطه‌ای و با استفاده از تابع تکنولوژی با بازدهی ثابت به مقیاس انجام می‌شود:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{1/(1+\mu_t^p)} di\right]^{(1+\mu_t^p)} \quad (۱)$$

که در آن $\mu_t^p > 0$ مبین درجه قدرت بازاری در بازار نهاده‌ها $Y_t(i)$ است. تعادل در این بخش مستلزم آن است که تابع تقاضای نهاده و شاخص عمومی قیمت‌ها به صورت رابطه (۱) باشد:

(۲)

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-(1+\mu_t^p)/\mu_t^p} Y_t\,, \quad P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{-1/\mu_t^p} di\right]^{-\mu_t^p}$$

به طور مشابه، یک بخش رقابتی در واحدهای کاریابی وجود دارد که از تمامی بخش‌های جامعه نیروی‌کار جذب کرده و با استفاده از تابع تکنولوژی با بازدهی ثابت به مقیاس آن‌ها را در میان واحدهای عمده فروش اقتصاد توزیع می‌کند:

(۳)

$$N_t = \left[\int_0^1 N_t(k)^{1/(1+\mu_t^w)} dk\right]^{(1+\mu_t^w)}$$

که در آن μ_t^w نشان‌دهنده درجه قدرت بازاری در بازار عوامل تولید است.

اگر فرض کنیم که $W_t^*(k)$ دستمزد اسمی نیروی‌کار k-ام باشد، آنگاه تعادل واحدهای کاریابی مستلزم آن است که تقاضا برای هر نوع نیروی‌کار و همچنین شاخص دستمزد اسمی کل (W_t^*) به صورت زیر باشند:

$$N_t(k) = \left(\frac{W_t^*(k)}{W_t^*}\right)^{-(1+\mu_t^w)/\mu_t^w} N_t\,, \quad W_t^* = \left[\int_0^1 W_t^*(k)^{-1/\mu_t^w} di\right]^{-\mu_t^w} \quad (۴)$$

با توجه به رابطه فوق، رابطه دستمزد پرداختی در کل اقتصاد باید به صورت زیر باشد:

$$W_t^* N_t = \int_0^1 W_t^*(k) N_t(k) dk \quad (۵)$$

۲-۱-۴- بخش عمده فروشی

یک بخش عمده فروشی که دارای ساختاری به صورت رقابت انحصاری است، یک تعداد کالاهای متمایز را تولید می‌کند که این بخش نیروی‌کار موردنیاز خود را از واحدهای کاریابی استخدام می‌کند. هر بنگاهی در این بخش دارای یک تابع تکنولوژی به صورت زیر است:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{1-\alpha} \quad (۶)$$

که در آن A_t شوک‌های بهره‌وری بوده و از یک فرآیند تصادفی مانا برحسب تفاضل لگاریتمی زیر تبعیت می‌کند:

$$\Delta a_t = Ln\left(\frac{A_t}{\Gamma A_{t-1}}\right) = \rho_a \Delta a_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad (۷)$$

که در آن Γ نرخ رشد بهره‌وری ناخالص در حالت وضعیت پایدار است.

با جمع‌کردن روابط میان بنگاه‌ها و استفاده از تابع تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای در رابطه (۱)، داریم:

(۸)

$$N_t = \left(\frac{Y_t}{A_t}\right)^{1/(1-\alpha)} \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-(1+\mu_t^p)/((1-\alpha)\mu_t^p)} di = \left(\frac{Y_t}{A_t}\right)^{1/(1-\alpha)} \Xi_t$$

که در آن $N_t = \int_0^1 N_t(i)di$ سطح عمومی ساعات کار شده بوده و همچنین

$$\Xi_t = \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-(1+\mu_t^p)/((1-\alpha)\mu_t^p)} \quad (۹)$$

(۱۰)

$$P_{t+s|t}(i) = P_{t+s-1|t}(i)\Pi_{t+s-1}^{\varpi}\Pi^{1-\varpi} = P_t^O(i)\left(\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}}\right)^{\varpi}\Pi^{s(1-\varpi)}$$

که در آن ϖ درجه تعدیل نسبت به تورم گذشته و $P_t^O(i)$ قیمت بهینه تعیین شده در دوره t و برای برند i-ام می‌باشد و همچنین s تعداد دوره‌ای است که بنگاه قادر به تعیین مجدد قیمت بهینه خود نمی‌باشد.

در تعادل، همه بنگاه‌هایی که در زمان t قیمت خود را تغییر داده‌اند یک سطح قیمت بهینه یکسان P_t^O را انتخاب می‌کنند که این انتخاب بر اساس معیار بهینه‌یابی سود به صورت زیر است:

(۱۱)

$$E_t\left\{\sum_{s=0}^{\infty}\theta_p^s \mathcal{F}_{t,t+s}\frac{1}{\mu_{t+s}^p}Y_{t+s|t}\left[P_t^O\left(\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}}\right)^{\varpi}\Pi^{s(1-\varpi)} - (1+\mu_{t+s}^p)MC_{t+s|t}P_{t+s}\right]\right\} = 0$$

که در آن:

$$MC_{t+s|t} = \frac{W_{t+s}}{(1-\alpha)A_{t+s}}\left(\frac{Y_{t+s|t}}{A_{t+s}}\right)^{\alpha/(1-\alpha)} \quad (۱۲)$$

مبین هزینه نهایی حقیقی موثر در زمان t+s برای بنگاهی است که در زمان t بهینه‌سازی مجدد انجام داده است. می‌توان این متغیر را برحسب متوسط هزینه نهایی MC_{t+s} به صورت زیر نوشت:

(۱۳)

$$MC_{t+s|t} = MC_{t+s}\left(\frac{P_t^O}{P_{t+s}}\left(\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}}\right)^{\varpi}\Pi^{s(1-\varpi)}\right)^{-\alpha/(1-\alpha)(1+\mu_t^P)/\mu_t^P}$$

که در آن:

(۱۴)

$$MC_{t+s} = \frac{W_{t+s}}{(1-\alpha)A_{t+s}}\left(\frac{Y_{t+s}}{A_{t+s}}\right)^{\alpha/(1-\alpha)}$$

در انتها، با توجه به قواعد قیمت‌گذاری و تعریف سطح عمومی قیمت‌ها، می‌توان سطح عمومی قیمت‌ها را به صورت زیر نوشت:

(۱۵)

$$P_t = \left[\theta_p(P_{t-1}\Pi_{t-1}^{\varpi}\Pi^{1-\varpi})^{-1/\mu_t^p} + (1-\theta_p)(P_t^O)^{-1/\mu_t^p}\right]^{-\mu_t^p}$$

۲-۴- خانوارها

هر یک از خانوارها برحسب میزان مصرف و اوقات فراغت دارای یک ترجیحات به صورت کاب – داگلاس هستند. این ترجیحات متاثر از شوک‌های تصادفی برونزای کلی به صورت $V_t = \exp(\nu_t)$ هستند که باعث تغییر در مطلوبیت نهایی مصرف می‌شوند که این به نوبه خود سبب می‌شود تا عامل تنزیل تصادفی تعادلی و بنابراین پویایی‌های قیمت‌های سهام تغییر کنند. به منظور لحاظ فرضیه عادت مصرفی در الگو، ترجیحات بر مبنای مصرف شخصی تعدیل شده تعریف می‌شوند:

$$\tilde{C}_t(j,k) = (C_t(j,k) - hC_{t-1}) \quad (۱۶)$$

که در آن h مبین درجه هموارسازی مصرف خانوارها نسبت به میانگین سطح قبلی است.

خانوارها برای کالاهای مصرفی و دو نوع دیگر دارایی‌های مالی تقاضا دارند: اوراق قرضه و سهام منتشر شده توسط بنگاه‌های رقابت انحصاری. تعادل در این بخش از اقتصاد، همراه با یک رابطه حالت برای مسیر مصرف، مبین یک معادله قیمت‌گذاری برای سهام بنگاه‌ها است.

مصرف‌کنندگانی که در دوره j وارد بازار می‌شوند و در نوع k-ام نیروی‌کار دارای تخصص هستند، به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت‌های انتظاری خود هستند که با توجه به عامل تنزیل بین‌دوره‌ای β و نااطمینانی موجود در بازار $(1-\xi)$ آن را تنزیل می‌کنند. بدین منظور، آن‌ها برای مصرف حقیقی $C(j,k)$ و نگهداری دارایی‌های مالی یک مسیری مشخص می‌کنند. دارایی‌های مالی نگهداری شده در انتهای دوره t شامل یک مجموعه‌ای از اوراق است که بازدهی اسمی تصادفی یک دوره به جلو آن‌ها در دوره t+1 برابر $B^*_{t+1}(j,k)$ است و عامل تنزیل مرتبط با آن‌ها نیز برابر $\mathcal{F}_{t,t+1}$ می‌باشد. همچنین یک تعدادی از سهام $Z_{t+1}(j,k,i)$ توسط بنگاه عمده فروش منتشر می‌شود که قیمت واقعی آن در دوره t برابر $Q_t(i)$ است.

همچنین به منظور لحاظ تمایز میان انواع مختلف نیروی‌کار، هر خانوار تعیین میزان عرضه بهینه نیروی‌کار خود را به اتحادیه کارگری واگذار نموده تا کارفرما بر اساس آن و قیمت دستمزد، میزان استخدام بهینه خود را داشته باشد. اتحادیه کارگری برای هر نوع k نیروی‌کار، دستمزد اسمی $W^*(k)$ و ساعات کاری $N(k)$را تعیین می‌کند و سپس هر گروه از نیروی‌کار نوع k را به نسبت مساوی عرضه می‌کند. بنابراین عرضه سرانه نیروی‌کار میان همه افراد به یک صورت خواهد بود، یعنی $N(j,k) = N(k)$.

با شروع هر دوره، منابع مالی شامل درآمد اسمی قابل تصرف حاصل از دستمزد $(W^*_t(k)N_t(k) - P_tT_t)$ و ثروت مالی اسمی $\Omega^*_t(j,k)$ است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۷)

$$\Omega^*_t(j,k) = \left[B^*_t(j,k) + P_t \int_0^1 \big(Q_t(i) + D_t(i)\big) Z_t(j,k,i)di\right]$$

ثروت مالی یک فرد متولد شده در زمان j شامل سود اسمی اوراق مالی و سهام در پورتفو است که سود اسمی هر سهم برابر $P_tD_t(i)$ است و ارزش بازاری هر سهم نیز برابر $P_tQ_t(i)$ می‌باشد.

در زمان صفر، خانوارها با عمر j دوره و با تخصص در نوع k-ام نیروی‌کار، به دنبال حداکثر کردن تابع زیر هستند:

(۱۸)

$$E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t(1-\xi)^tV_t\left[log\tilde{C}_t(j,k)+\delta log\ (1-N_t(k))\right]$$

با توجه به قید بودجه زیر:

(۱۹)

$$P_tC_t(j,k)+E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}B^*_{t+1}(j,k)\}+P_t\int_0^1 Q_t(i)Z_{t+1}(j,k,i)di \le W^*_t(k)N_t(k)-P_tT_t+\frac{1}{1-\xi}\Omega^*_t(j,k)$$

که $\beta, \xi \in [0,1]$. در نظر گرفتن تابع مطلوبیت به صورت لگاریتمی متضمن وجود یک مسیر رشد متوازن تحت یک فرآیند تکنولوژی غیرساکن است و این امکان را می‌دهد که برای مصرف فردی و جمعی یک جواب به صورت فرم خلاصه شده وجود داشته باشد.

شرایط مرتبه اول برای یک جواب بهینه شامل قید بودجه در حالت تساوی و شرایط بین‌دوره‌ای برای دو دارایی مالی است:

(۲۰)

$$\mathcal{F}_{t,t+1}=\beta\frac{U_C(C_{t+1}(j))V_{t+1}}{U_C(C_t(j))V_t}=\beta\frac{P_t\tilde{C}_t(j)}{P_{t+1}\tilde{C}_{t+1}(j)}\exp\left(v_{t+1}-v_t\right)$$

(۲۱)

$$P_tQ_t(i)=E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}P_{t+1}[Q_{t+1}(i)+D_{t+1}(i)]\}$$

رابطه (۲۰) مبین عامل تنزیل تصادفی تعادلی برای سودهای اسمی یک دوره به جلو است که متاثر از شوک‌های بین‌دوره‌ای v بوده و منعکس کننده این نکته است که در سطح فردی، عامل تنزیل تصادفی و نرخ نهایی جانشینی مصرف بین‌دوره‌ای برابر هستند. رابطه (۲۱) مبین

پویایی‌های قیمت سهام است که از طریق برابر گذاشتن قیمت اسمی یک واحد سهم با سود اسمی انتظاری یک دوره به جلو حاصل می‌شود و با عامل $\mathcal{F}_{t,t+1}$ تنزیل می‌شود.
بازدهی ناخالص اسمی (1+rt) یک اوراق بدون ریسک یک دوره‌ای که با احتمال یک در دوره t+1 یک واحد سود پرداخت می‌کند توسط شرط بدون آربیتراژ زیر قابل بیان است:

$$(1 + r_t)E_t(\mathcal{F}_{t,t+1}) = 1 \quad (۲۲)$$

لازم به ذکر است که اگر بازار نیروی‌کار رقابتی باشد و اتحادیه کارگری نداشته باشیم، خانوار تعیین‌کننده مقدار بهینه عرضه نیروی‌کار است. در این حالت شرط تعادلی مستلزم این است که برای هر گروه j و هر نوع k نیروی‌کار، دستمزد حقیقی برابر نرخ نهایی جانشینی میان مصرف تعدیل شده و استراحت باشد:

$$(k) = \delta \frac{\tilde{C}_t(j,k)}{1-N_t(j,k)} = MRS_t(j,k) \quad (۲۳)$$

که در آن تساوی آخر مبین MRS فردی میان مصرف تعدیل شده و استراحت است.
با استفاده از رابطه (۲۱)، و استفاده از تعریف ثروت مالی در رابطه (۱۷)، قید بودجه تعادلی رابطه (۱۹) می‌تواند فرم دارای فرم تفاضلی تصادفی زیر برحسب ثروت مالی باشد:
(۲۱)

$$P_t\tilde{C}_t(j,k) + E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}\Omega^*_{t+1}(j,k)\} = \frac{1}{1-\xi}\Omega^*_t(j,k) + W^*_t N_t(k) - P_t T_t - hP_t C_{t-1}$$

رابطه (۲۱) همراه با عامل تنزیل تصادفی تعادلی رابطه (۲۰) و شرط عدم وجود بازی پونزی، مبین آن است که رابطه (۲۱) را می‌توان به صورت رو به جلو حل کرده تا به یک رابطه تعادلی میان مصرف تعدیل شده فردی و کل ثروت رسید:

$$\tilde{C}_t(j,k) = \frac{1}{\Sigma_t}\left(\frac{1}{1-\xi}\Omega_t(j,k) + K_t(k)\right) \quad (۲۴)$$

در رابطه (۲۴) $K_t(k)$ مبین حجم تعدیل شده ثروت انسانی برای مصرف‌کنندگان نوع k است که به صورت جریان انتظاری درآمد نیروی‌کار قابل تصرف آتی تعریف شده، با عامل تنزیل تصادفی تنزیل شده، و مشروط به زنده ماندن، خالص از عادت در مصرفی است. این فرض که اتحادیه کارگری تعیین‌کننده دستمزد و عرضه کار هستند به این معنا است که این جزء میان همه گروه‌ها مشترک است. همچنین

$$\Sigma_t = E_t\{\sum_{s=0}^{\infty}\beta^s(1-\xi)^s exp\,(v_{t+s} - v_t)\} \quad (۲۵)$$

معکوس میل نهایی به مصرف از ثروت مالی و انسانی است که میان همه گروه‌ها یکسان است.

۱-۲-۴- جمعی‌سازی[1] در میان گروه‌ها

سطح عمومی مصرف میان k – نوع از گروه‌ها به صورت میانگین موزون نسل متناظر با گروه محاسبه می‌شود، که هر گروه دارای وزنی معادل حجم خود است:

(۲۶)

$$C_t(k) = \sum_{j=-\infty}^{t} n_t(j) C_t(j,k) = \sum_{j=-\infty}^{t} \xi(1-\xi)^{t-j} C_t(j,k)$$

چون واحدهای وارد به بازار در زمان t هیچ دارایی مالی ندارند، بنابراین تمامی ثروت مالی توسط معامله‌گران گذشته انجام می‌شود، بر این اساس، ارزش کلی آن تنها به صورت میانگین میان مبادله‌گران قدیمی تعریف می‌شود:

$$\Omega_t = \sum_{j=-\infty}^{t-1} \xi(1-\xi)^{t-1-j} \Omega_t(j) \quad (۲۷)$$

بنابراین چون جمعی‌ساز تعریف شده در رابطه (۲۶) جمع بر اساس همه واحدها است بنابراین:

$$\sum_{j=-\infty}^{t} \xi(1-\xi)^{t-1-j} \Omega_t(j) = (1-\xi)\Omega_t \quad (۲۸)$$

که مبین این واقعیت است که تمامی ثروت مالی توسط معامله‌گران قبلی نگهداری می‌شود که دارای سهم جمعیتی معادل $(\xi - 1)$ هستند.

جواب مسئله مصرف‌کنندگان فراهم کننده دو شرط تعادلی مرتبط به هر گروه j است: قید بودجه به صورت تساوی رابطه (۲۲) و ارتباط میان مصرف شخصی تعدیل شده با ثروت کلی فردی در رابطه (۲۴).

چون این شرایط تعادلی برحسب متغیرهای مبتنی بر گروه مشخص خطی است، می‌توان از جمعی‌سازی بر گروه‌ها به منظور تعیین یک مجموعه از روابط کلی مشابه را بدست آورد:

(۲۹)

$$P_t \tilde{C}_t(k) + E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1} \Omega^*_{t+1}(k)\} = \Omega^*_t(k) + W^*_t N_t(k) - P_t T_t - h P_t C_{t-1}$$

[1] Aggregation

$$\tilde{C}_t(k) = \frac{1}{\Sigma_t}(\Omega_t(k) + K_t(k)) \quad (۳۰)$$

لازم به ذکر است که با جمعی‌سازی بر گروه‌های عرضه‌کننده نیروی‌کار k-ام رابطه (۳۱)، به شرط تساوی دستمزد حقیقی با میانگین نرخ نهایی جانشینی برای عرضه‌کننده نیروی‌کار نوع k می‌رسیم:

$$W_t(k) = \delta \frac{\tilde{C}_t(k)}{1-N_t(k)} = MRS_t(k) \quad (۳۱)$$

که در آن آخرین تساوی مبین میانگین MRS میان مصرف تعدیل شده و استراحت است.

در نهایت، رابطه (۲۹) و رابطه (۳۰) با جمعی‌سازی بر انواع عرضه نیروی‌کار با هم ترکیب شده تا معادله تشریح‌کننده پویایی مسیر مصرف کلی بدست آید:

$$(\Sigma_t - 1)(C_t - hC_{t-1}) = \xi E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}\Pi_{t+1}\Omega_{t+1}\} + (1-\xi)E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}\Sigma_{t+1}\Pi_{t+1}(C_{t+1} - hC_t\} \quad (۳۲)$$

رابطه (۳۲) نقش آثار ثروت مالی را نشان می‌دهد که با میل ξ به سمت صفر، نقش آن به تدریج کمرنگ می‌شود.

۳-۴- اتحادیه کارگری و تعیین دستمزد اسمی

هر گروه زنده از مردم، مجموعه نیروی‌کار خود را حول انواع کار $k \in [0,1]$ پخش می‌کند. همه خانوارها که در نوع k-ام نیروی‌کار تخصص دارند، مستقل از سن خود، تصمیم‌گیری در مورد دستمزد و میزان عرضه نیروی‌کار را به یک اتحادیه کارگری انحصاری واگذار می‌کنند. اتحادیه کارگری عمر نامحدود دارند و در جهت منافع خانوارهای عضو عمل می‌کنند و لذا در ساختار ترجیحات آن‌ها سهیم هستند.

اتحادیه‌کارگری نگران توزیع ثروت مالی میان گروه‌ها نیست بلکه صرفا در مورد دستمزد و اشتغال تصمیم‌گیری می‌کند. هدف دوره‌ای اتحادیه که نماینده کارگران نوع k است، درآمد اسمی کل اعضای خود است که از این درآمد اسمی، عدم مطلوبیت ناشی از کار کردن کاسته شده و این عدم مطلوبیت نیز در مصرف اسمی تعدیل شده، ضرب می‌شود:

$$W_t^*(k)N_t(k) + P_t\tilde{C}_t\delta Ln(1-N_t(k)) \qquad (۳۳)$$

ساز و کار تعیین دستمزد بر اساس فرضیه چسبندگی دستمزد Erceg, Henderso &, Levin(2000))) است که در آن θ_w مبین احتمال عدم تعیین بهینه دستمزد در یک دوره مشخص است. وقتی‌که می‌توان دستمزد را به صورت بهینه تعیین کرد، هر اتحادیه به دنبال حداکثر کردن جریان تنزیل شده اهداف دوره‌ای خود است که این بهینه‌سازی مقید به تقاضا برای نیروی‌کار در رابطه (۳) است که این تقاضا از واحدهای کاریابی بدست می‌آید. در غیر این‌صورت، اتحادیه‌ها از یک قاعده تعدیل جزئی تبعیت می‌کنند که این قاعده بر اساس تورم دوره گذشته و نحوه تعدیل بهره‌وری کل در طی زمان است. به طور مشخص‌تر، دستمزد اسمی در t+s برای کارگران نوع k که در دوره t بهینه‌سازی شده است به صورت زیر است:

(۳۴)

$$W_{t+s|t}^*(k) = W_{t+s-1|t}^*(k)(\Pi_{t+s-1}\Gamma e^{\Delta a_{t+s-1}})^{\eta}(\Pi\Gamma)^{1-\eta} =$$
$$W_t^{*O}(k)\left(\frac{P_{t+s-1}A_{t+s-1}}{P_{t-1}A_{t-1}}\right)^{\eta}(\Pi\Gamma)^{s(1-\eta)}$$

که در آن η درجه تعدیل نسبت به تورم دوره قبل و رشد بهره‌وری بوده و $W_t^{*O}(k)$ دستمزد اسمی بهینه تعیین شده در دوره t برای نیروی‌کار k است.

در تعادل تمامی اتحادیه‌هایی که به صورت بهینه در زمان t دستمزد اسمی $W_t^{*O}(k)$ تعیین می‌کنند، به طور ضمنی و با توجه به قاعده زیر دستمزد یکسان W_t^{*O} تعیین می‌کنند:

(۳۵)

$$E_t\left\{\sum_{s=0}^{\infty}\theta_w^k\mathcal{F}_{t,t+s}\frac{N_{t+s|t}}{\mu_{t+s}^w}\left[W_t^{*O}\left(\frac{P_{t+s-1}A_{t+s-1}}{P_{t-1}A_{t-1}}\right)^{\eta}(\Pi\Gamma)^{s(1-\eta)} - (1+\mu_{t+s}^w)P_{t+s}MRS_{t+s|t}\right]\right\} = 0$$

که در آن $MRS_{t+s|t}$ میانگین نرخ نهایی جانشینی میان مصرف و استراحت است که مشخص‌کننده خانوارهای عضو در زمان t+s یک اتحادیه کارگری است که آخرین بار در زمان t بهینه‌سازی کرده است:

$$MRS_{t+s|t} = \delta\frac{\tilde{C}_{t+s}}{1-N_{t+s|t}} \qquad (۳۶)$$

می‌توان $MRS_{t+s|t}$ را برحسب میانگین MRS کل اقتصاد به صورت زیر نوشت:

(۳۷)

$$MRS_{t+s|t} = MRS_{t+s}\frac{1-N_{t+s}}{1-N_{t+s}\left(\frac{W_t^{*O}}{W_{t+s}^{*}}\left(\frac{P_{t+s-1}A_{t+s-1}}{P_{t-1}A_{t-1}}\right)^{\eta}(\Pi\Gamma)^{s(1-\eta)}\right)^{-(1+\mu_{t+s}^{W})/\mu_{t+s}^{W}}}$$

که در آن:

(۳۸)

$$MRS_{t+s} = \delta\frac{\tilde{C}_{t+s}}{1-N_{t+s}}$$

در نهایت با توجه به قاعده تعیین دستمزد و تعریف شاخص دستمزد اسمی کل، داریم:

(۳۹)

$$W_t^{*} = \left[\theta_W(W_{t-1}^{*}(\Pi_{t-1}\Gamma e^{\Delta a_{t-1}})^{\eta}(\Pi\Gamma)^{1-\eta})^{-1/\mu_t^{W}} + (1-\theta_W)(W_t^{*O})^{-1/\mu_t^{W}}\right]^{-\mu_t^{W}}$$

۵- دولت و تعادل

با توجه به مطالعه Gali(2003) فرض می‌کنیم یک بخش عمومی وجود دارد که مصرف‌کننده یک بخش تصادفی از کل تولید است و به طور کامل از طریق مالیات مقطوع تامین مالی می‌شود:

(۴۰)

$$G_t = \left(\frac{g_t}{1+g_t}\right)Y_t = T_t$$

در تعادل، خالص عرضه اوراق برابر صفر است. همچنین، حجم کل سهام معوق برای هر بنگاه عمده فروش باید برابر کل سهام منتشر شده باشد که به یک نرمال می‌شود. در نتیجه ارزش حال تنزیل شده ثروت‌های مالی آتی برابر سطح فعلی شاخص قیمت حقیقی سهام است $E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}\Pi_{t+1}\Omega_{t+1}\} = Q_t$، و معادله حالت برای کل مصرف به صورت زیر است:

(۴۱)

$$(\Sigma_t - 1)(C_t - hC_{t-1}) = \xi Q_t + (1-\xi)E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}\Pi_{t+1}\Sigma_{t+1}(C_{t+1} - hC_t)\}$$

که در آن:

(۴۲)

$$E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}\Pi_{t+1}(\mathrm{Q}_{t+1}+D_{t+1})\}=Q_t$$

رابطه (۴۱) مبین مسیر پویای مصرف کل است که در آن یک نقش آشکار از پویایی‌های قیمت‌های سهام مشاهده می‌شود. پویایی‌های قیمت سهام نیز توسط رابطه (۴۲) تعریف شده است که یک معادله قیمت‌گذاری استاندارد مبتنی بر پایه اقتصاد خرد و بر اساس رفتار بهینه مصرف‌کننده می‌باشد و از جمعی‌سازی رابطه (۲۱) بنگاه‌ها استخراج می‌شود.

لازم به ذکر است که ساختار اولیه مبتنی بر مصرف‌کنندگان با طول عمر نامحدود یک حالت خاصی از مدل فوق‌الذکر است که مرتبط با وضعیت $\xi=0$ است. در این حالت، رابطه (۴۱) شامل آن قسمت‌هایی که قیمت‌های سهام را در بر دارند نیست و به یک قاعده اویلر مصرف معمول تنزل می‌یابد که در آن مصرف حقیقی کل تنها تابعی از نرخ بهره حقیقی بلندمدت است:

(۴۳)

$$(\Sigma_t-1)(C_t-hC_{t-1})=E_t\{\mathcal{F}_{t,t+1}\Pi_{t+1}\Sigma_{t+1}(C_{t+1}-hC_t)\}$$

۶- تحلیل نتایج

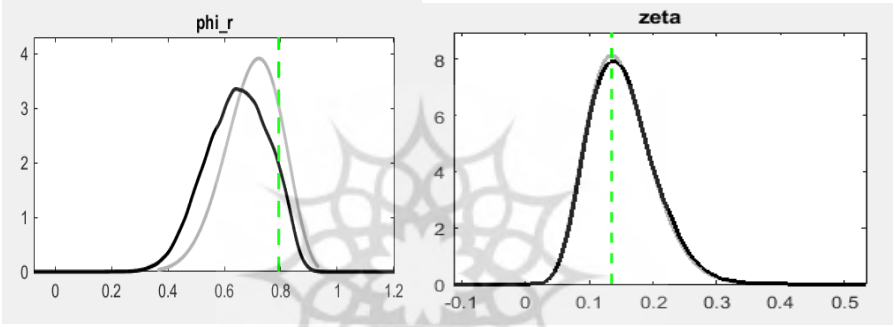
۶-۱- نتایج برآورد پارامترهای ساختاری مدل

پارامترهای مدل اشاره شده در این مطالعه با استفاده از روش بیزین An &, ((Schorfheide,(2007) و استفاده از نرم‌افزار داینر برآورد شده‌اند. داده‌های مورد استفاده به صورت سالانه و در دوره ۱۳۹۸ – ۱۳۸۳ مورد استفاده قرار گرفته‌اند. داده‌های قابل مشاهده در این مطالعه عبارت‌اند از: تولید حقیقی، شاخص قیمت سهام، نرخ تورم و نرخ بهره اسمی. سری زمانی مربوط به این داده‌ها از پایگاه سری زمانی بانک مرکزی و همچنین مرکز آمار ایران استخراج شده است. بر این اساس نتایج برآورد الگو در **جدول ۱** گزارش شده است.

از میان پارامترهای برآورد شده، نرخ گردش میان واحدهای فعال در بازار مالی (ξ) از اهمیت برخوردار است. بر اساس نتایج برآورد مدل، تخمین نقطه‌ای این پارامتر برابر ۰٫۱۵ و بازه اطمینان ۹۵٪ آن بین ۰٫۰۶ تا ۰٫۲۳ است که دارای دو تفسیر است: از یک طرف، این برآورد مبین آن است که به طور متوسط ۱۵ درصد واحدهای واسطه‌گر مالی در بازار سهام در هر دوره از بازار خارج شده و معادل آن افراد جدید که ثروت ندارند وارد بازار می‌شوند. در طرف دیگر، برآورد بازه اطمینان این پارامتر نشان‌دهنده آن است که متوسط افق برنامه‌ریزی

موثر خانوارها به هنگام مبادله دارایی‌های مالی محدود بوده و بین ۱٫۰۶ سال تا ۱٫۳ سال است.

از طرفی همانطور که **نمودار ۱** نشان می‌دهد، داده‌های مورد استفاده در مورد پارامتر نرخ گردش اطلاعات مفیدی ارائه کرده‌اند زیرا تابع توزیع پسین کاملا حول مقدار مد تابع متراکم شده است و همچنین از مقدار صفر فاصله دارد که این ویژگی زمانی برقرار است که داده‌ها به خوبی رفتار خانوار را نشان داده‌باشند.



نمودار ۱. تابع توزیع پسین و پیشین پارامتر نرخ گردش (zeta) و ضریب نرخ بهره (phi_r).
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 1. posterior and prior distribution function of turnover rate parameter (zeta) and interest rate coefficient (phi_r).
Source: Author's Computation

همچنین مقایسه توابع توزیع پسین و پیشین برای ضریب وقفه اول نرخ بهره در رابطه خودهمبسته تعریف شده برای نرخ بهره نشان می‌دهد که این پارامتر نیز به طور معنی‌داری برآورد شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد الگو
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 1. Model estimation results
Source: Author's Computation

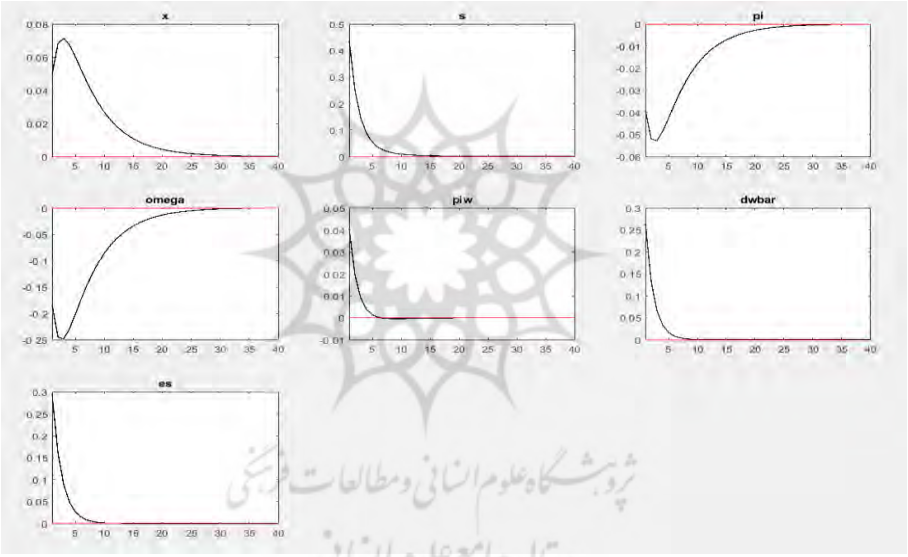
عنوان		توزیع پیشین	مقدار پیشین	مقدار پسین	بازه اطمینان ۹۵٪
پارامترهای ساختاری					
نماد	توصیف				
ξ	نرخ گردش	بتا	۰٫۱۵	۰٫۱۵	۰٫۰۶-۰٫۲۳
h	عادت مصرفی	بتا	۰٫۸	۰٫۸۵	۰٫۸۱-۰٫۹
θ_p	چسبندگی قیمت	بتا	۰٫۷۵	۰٫۷۵	۰٫۶۶-۰٫۸۳
θ_w	چسبندگی دستمزد	بتا	۰٫۷۵	۰٫۷۵	۰٫۶۶-۰٫۸۳
ϖ	شاخص تعدیل قیمت	بتا	۰٫۵	۰٫۲۲	۰٫۰۹-۰٫۳۶
η	شاخص تعدیل دستمزد	بتا	۰٫۵	۰٫۳۹	۰٫۱۶-۰٫۶۲
ϕ_r	درجه سکون نرخ بهره	بتا	۰٫۷	۰٫۶۵	۰٫۴۸-۰٫۸۳
β	عامل تنزیل ذهنی	بتا	۰٫۹۸	۰٫۹۸	۰٫۹۶-۰٫۹۹
α	سهم سرمایه از تولید	بتا	۰٫۴	۰٫۴	۰٫۳-۰٫۵
δ	درجه اهمیت استراحت	گاما	۲٫۵	۲٫۵	۲٫۱۶-۲٫۸۲
فرآیند شوک‌ها					
ρ_a	سکون در Δa	بتا	۰٫۵	۰٫۴۹	۰٫۱۷-۰٫۸۲
ρ_g	سکون در g	بتا	۰٫۵	۰٫۵	۰٫۱۷-۰٫۸۲
ρ_r	سکون در u^r	بتا	۰٫۵	۰٫۳۱	۰٫۰۷-۰٫۵۴
ρ_b	سکون در b	بتا	۰٫۵	۰٫۵۴	۰٫۲۸-۰٫۸۴
ρ_p	سکون در u^p	بتا	۰٫۵	۰٫۰۹	۰٫۰۱-۰٫۱۷
ρ_w	سکون در u^w	بتا	۰٫۵	۰٫۴۶	۰٫۱۳-۰٫۷۸
مقدار لگاریتم تابع درستنمایی: ۲۷٫۸۶-					

مقدار برآورد پارامتر عادت مصرفی برابر ۰٫۸۵ بدست آمده است. مقدار پارامتر چسبندگی قیمت نشان می‌دهد که بنگاه‌ها به طور متوسط بعد از یک فصل قیمت بهینه خود را تعیین می‌کنند و به همین تواتر نیز دستمزدها در اقتصاد تعیین می‌شوند. اما، تاثیر تورم دوره قبل

در دستمزدها بیشتر از قیمت‌ها است و لذا خانوارها در تعیین دستمزد خود نسبت به بنگاه‌ها، تورم دوره قبل را بیشتر در نظر می‌گیرند.

۲-۶- بررسی توابع واکنش آنی

به منظور بررسی نتایج مدل، در این قسمت واکنش متغیرهای الگو به شوک‌های قیمت سهام، تورم و نرخ بهره بررسی می‌شود. **نمودار ۲** واکنش برخی متغیرهای مدل به شوک قیمت سهام را نشان می‌دهد.

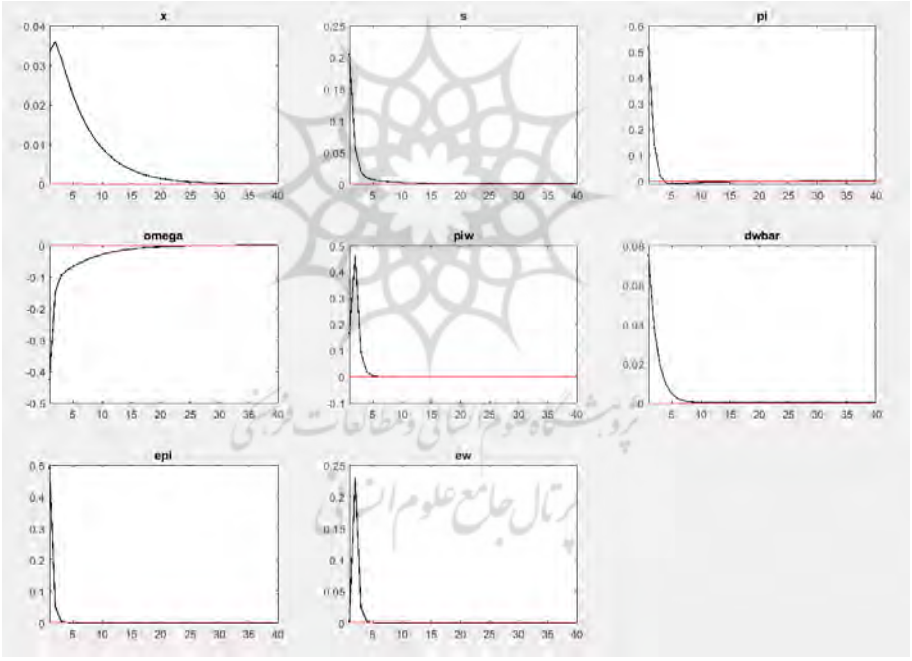


نمودار ۲. واکنش متغیرهای مدل به شوک مثبت قیمت سهام
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. Reaction of model variables to positive stock price shock
Source: Author's Computation

مطابق با **نمودار ۲**، یک شوک مثبت قیمت سهام افزایش در تولید و رشد اقتصادی را به همراه دارد که در نتیجه آن شکاف تولید مقداری مثبت شده است. با توجه به وجود فرضیه عادت مصرفی در مدل، حداکثر واکنش شکاف تولید به این شوک چند دوره بعد از وقوع آن است. با افزایش رشد اقتصادی و بهبود تولید نسبت به سطح بالقوه، نرخ تورم روندی کاهشی خواهد یافت. بنابراین با وقوع یک شوک مثبت قیمت سهام، نرخ تورم روندی نزولی داشته و تولید روندی صعودی خواهد داشت که افزایش آن نسبت به سطح بالقوه بلندمدت را به همراه دارد. لذا می‌توان گفت شکل‌گیری حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران دارای آثار مثبت بر ادوار تجاری است.

نمودار ۳ واکنش متغیرهای الگو به شوک تورمی را نشان می‌دهد.



نمودار ۳. واکنش متغیرهای مدل به شوک مثبت تورم

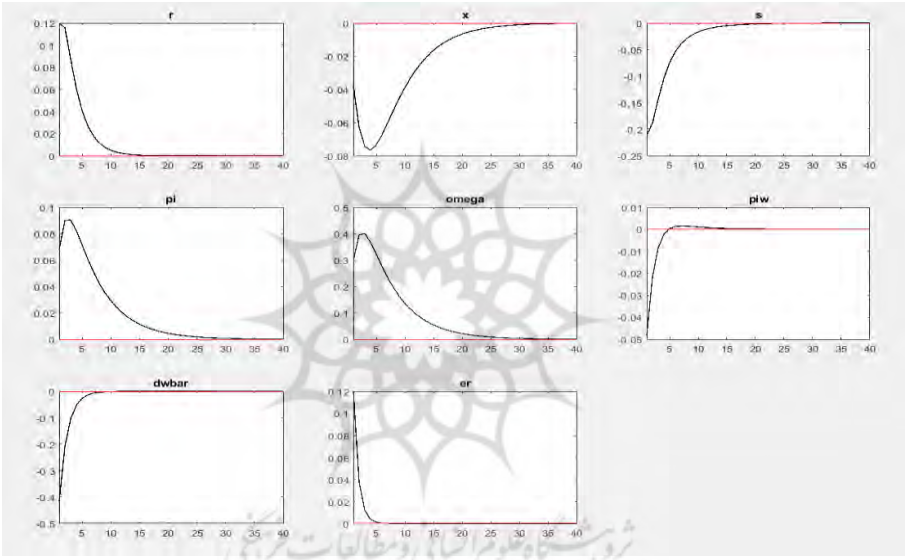
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. Reaction of mode l variables to positive inflation shock

Source: Author's Computation

مطابق با **نمودار ۳**، شوک تورمی باعث رشد قیمت سهام می‌شود زیرا سهام ماهیت دارایی داشته و لذا افزایش تورم چون باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود بنابراین افزایش قیمت دارایی را نیز به همراه دارد. شوک تورمی از طریق منحنی عرضه کل افزایش سطح تولید را به همراه خواهد داشت.

نمودار ٤ واکنش متغیرهای الگو به شوک افزایش نرخ بهره را نشان می‌دهد.



نمودار ٤. واکنش متغیرهای مدل به شوک مثبت نرخ بهره
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. The reaction of model variables to a positive interest rate shock
Source: Author's Computation

مطابق با **نمودار ٤**، با توجه به معادله اویلر مصرف بین‌دوره‌ای، تقاضای کل کاهش یافته و لذا سطح تولید به سطحی کمتر از سطح بالقوه کاهش می‌یابد. با کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی، قیمت سهام کاهشی شده و این به معنای کاهش شاخص قیمت در بازار خواهد بود. بنابراین یک سیاست پولی انقباضی باعث کاهش سطح فعالیت در بازار سهام می‌شود.

۷- نتیجه‌گیری

در حال حاضر بازار سهام کشور نه تنها رشدهای پیش‌بینی نشده‌ای را تجربه می‌کند بلکه با نوسان قابل توجه در شاخص کل نیز مواجه است. رشد قابل توجه بازار و همچنین تلاطم‌های این بازار نیاز به یک ساختار که ارتباط میان بخش واقعی اقتصاد و بازار سهام را نشان دهد، مشخص می‌سازد زیرا چنین نوسان‌هایی بر عملکرد کل اقتصاد اثرگذار خواهد بود. بر این اساس در الگوی حاضر سعی شده است بر مبنای یک مدل کینزی جدید، ارتباط میان ادوار تجاری و ثروت مالی مورد بررسی قرار گیرد و در کنار آن پویایی‌های تولید، نرخ تورم و نرخ بهره نیز تجزیه و تحلیل شود. در این ساختار ارتباط احتمالی میان شاخص بازار سهام با متغیرهای کلان فوق‌الذکر از آن جهت قابل انتظار است که خانوارها به دو دسته تقسیم می‌شوند: خانوارهای با ثروت انباشت شده و تجربه فعالیت در بازار سهام و خانوارهای فاقد تجربه و فاقد ثروت در این بازار؛ که این خانوارها به طور گردشی در طی زمان جابجا می‌شوند. با برآورد پارامترهای الگو با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران مشخص گردید که بازار سهام نقش غیرقابل انکاری در پویایی‌های اقتصادکلان دارد. بر اساس نتایج برآورد الگو، نرخ جانشینی میان خانوارها در بازار سرمایه بین ۶ درصد تا ۲۳ درصد برآورد شده است که نشان‌دهنده افق زمانی موثر ۱٫۰۶ تا ۱٫۳ سال حضور خانوارها در بازار سرمایه کشور است. همچنین بر اساس مدل تصریح‌شده، بانک مرکزی در واکنش به نوسان‌های بازار سرمایه هیچ واکنشی از خود نشان نمی‌دهد. مطابق با نمودار حاصل از شبیه‌سازی شوک مثبتی قیمت سهام، یک شوک مثبت قیمت سهام افزایش در تولید و رشد اقتصادی را به همراه دارد که در نتیجه آن شکاف تولید مقداری مثبت شده است. با توجه به وجود فرضیه عادت مصرفی در مدل، حداکثر واکنش شکاف تولید به این شوک چند دوره بعد از وقوع آن است. با افزایش رشد اقتصادی و بهبود تولید نسبت به سطح بالقوه، نرخ تورم روندی کاهشی خواهد یافت. بنابراین با وقوع یک شوک مثبت قیمت سهام، نرخ تورم روندی نزولی داشته و تولید روندی صعودی خواهد داشت که افزایش آن نسبت به سطح بالقوه بلندمدت را به همراه دارد. لذا می‌توان گفت شکل‌گیری حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران دارای آثار مثبت بر ادوار تجاری است. لیکن باید در نظر داشت که حباب قیمتی اگرچه می‌تواند واجد آثار مثبت بر تولید و رشد اقتصادی در برخی دوره‌های زمانی باشد اما به دلیل این‌که این حباب‌ها از عوامل غیرپایه‌ای اقتصاد محسوب می‌شوند لذا نمی‌توانند به عنوان عامل پایدار و مستمر بلندمدت به شمار روند. همچنین وجود حباب در قیمت‌ها مبین آن است که در یک زمانی در آینده،

قیمت‌ها شکسته خواهد شد و در این صورت بیم رکود اقتصادی و کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی دور از انتظار نیست. از آنجا که مطابق با نتایج برآورد، بانک مرکزی هیچ واکنشی به نوسان‌های بازار سهام ندارد، پیشنهاد سیاستی قابل ارائه به این صورت است که بانک مرکزی ضمن رصد تحولات بازار سرمایه، با استفاده از ابزارهای در دسترس خود، نسبت به نوسان‌های آن واکنش نشان دهد تا از بروز آثار سوء شکل‌گیری حباب قیمتی تا حد امکان جلوگیری نماید. در این راستا لازم به ذکر است با توجه به پیاده‌سازی عملیات بازار باز در بانک مرکزی ایران از سال ۱۳۹۸، این امکان برای بانک مرکزی فراهم شده است تا با استفاده از نرخ سود سیاستی (نرخ یک شبه در بازار بین بانکی)، حجم ذخایر و نقدینگی را در بازار بین بانکی و در فضای اقتصادکلان کشور تعیین کرده و از این طریق نسبت به نوسان‌های بازار سهام واکنش نشان دهد.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

References

An, S., Schorfheide, F., 2007. Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews* 26, 113–172.

Bashiri, S., Pahlavani, M., & Boostani, R. (2016). Stock Market Fluctuations and Monetary Policy in Iran. *Journal of Economic Modeling Research, 7*(23), 103-157. doi:10.18869/acadpub.jemr.6.23.103 (in persian)

Bayat, M., Afshari, Z., & Tavakolian, H. (2016). Monetary Policy and Stock Price Index in DSGE Models Framework. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 24*(78), 171-206. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-1327-en.html

Blanchard, O. J. (1985). Debt, deficits, and finite horizons. *Journal of political economy*, *93*(2), 223-247.

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

Chauvet, M. (1999). Stock market fluctuations and the business cycle. *Journal of economic and social measurement*, *25*(3-4), 235-257.

Choudhry, T., Papadimitriou, F. I., & Shabi, S. (2016). Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests. *Journal of Banking & Finance*, *66*, 89-101.

Erceg, C. J., Henderson, D. W., & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of monetary Economics*, *46*(2), 281-313.

Galı´, J., 2003. *New perspectives on monetary policy, inflation and the business cycle*. In: Dewatripont, M., Hansen, L., Turnovsky, S. (Eds.), Advances in Economic Theory, vol. III. Cambridge University Press, pp. 151–197.

Nistico S., 2005. Monetary policy and stock-price dynamics in a DSGE framework. LLEE *Working Paper no. 28*.

Miao, J., Wang, P., & Xu, Z. (2015). A Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model of stock market bubbles and business cycles. *Quantitative Economics*, *6*(3), 599-635.

Musai, M., Mehregan, N., & Amiri, H. (2010). Stock Market and Macroeconomic Variables: a Case Study for Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *18*(54), 73-94. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-238-en.html (in persain)

Klaus Adam,K., Merkel, S ,. (2019): Stock price cycles and business cycles , ECB 1 *Working Paper Series No 2316* / September 2019.

Zare, R. (2022). Monetary Policy and Stock Market Cycles in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19(1),* 1-27. doi: 10.22055/jqe.2020.25910.1880 [in persian]

Sangiorgi, F., Santoro, S., 2006. *Nominal rigidities and asset pricing in new Keynesian monetary models*. In: Di Giorgio, G., Neri, F. (Eds.), Monetary Policy and Institutions. Luiss University Press.

Seifipour,R., Mehrabian.A. & Hoseinpour,B.,(2019):Synchronization of oil price and stock index with business cycle: Based on the Markov Switching Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE). 16(2),* 103-124. doi: 10.22055/jqe.2019.26620.1915 .[in persian]