Research Paper

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 7, No.27
Winter 2019

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/09/20
Accepted: 2019/12/05

Investigating the Capital Asset Pricing Model with Intangible Capital: Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Fereshte Baghbanzade[1], Hashem Zare[2], Abbas Amini fard[3], Ali Haghighat[4]

Abstract

Modeling and evaluation of capital asset pricing is one of the most important branches in financial economics and economic growth. Consequently, development of countries' stock market can play a significant role in optimal allocation of financial resources. The main purpose of this study was to modeling capital asset pricing in a quantitative general equilibrium model with growth options for intangible capital. This article was thus modeled based on the component of long run risk, intangible capital and with recursive preferences due to the failure in predicting conditional capital asset pricing models(C-CAPM). The framework thus explains the observed difference between the book-to-market ratios by intangible capital. In this model, growth stocks are of lower exposure to aggregate productivity risk than value stocks. This article also explains the dynamics of consumption and investment within the framework of the general equilibrium for Iran's economy. The findings show that young firms have idiosyncratic volatility more than older firms and the relationship between book-to-market ratio and aggregate productivity growth is negative. In other words, aggregate productivity growth has a different effect on firm heterogeneity at the firm age and capital age.

Keywords: Capital Asset Pricing, Intangible Capital, Risk, Dynamic Stochastic General Equilibrium
JEL: E22, E33, J42, G11

---

1 . Department of economics, Faculty of economics and management, Shiraz branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.Fereshte.baghbanzade@gmail.com
2 . Department of Economic, Faculty of Economic and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, (Corresponding Author), Hashem.Zare@gmail.com
3 . Department of Economic, Faculty of Economic and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University. amini.fard@yahoo.com
4 . Department of Economic, Faculty of Economic and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University. ali.haghight91@yahoo.com

راهبرد مدیریت مالی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم
زمستان ۱۳۹۸
صص ۶۳-۲۵

مقاله پژوهشی

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۶/۲۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۹/۱۴

بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با سرمایه نامشهود: الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[۱]

فرشته باغبان‌زاده[۲]، هاشم زارع[۳]، عباس امینی‌فرد[٤]، علی حقیقت[٥]

چکیده

مدل‌سازی و ارزیابی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یکی از مهم‌ترین شاخه‌های اقتصاد مالی است و در راستای رشد و توسعه اقتصادی کشورها بازار سهام نقش مهمی در تخصیص بهینه منابع مالی ایفا می‌نماید. هدف مقاله حاضر مدل‌سازی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باوجود سرمایه نامشهود در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای بازار سرمایه می‌باشد. با توجه به شکست پیش‌بینی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرطی، ضروری است تا مدل نئوکلاسیک با جزء ریسک بلندمدت، سرمایه نامشهود و ترجیحات بازگشتی تلفیق و مدل‌سازی گردد که در این پژوهش این نوآوری صورت گرفته است. در این چارچوب اختلاف در نسبت ارزش دفتری به بازاری شرکت‌ها با ملحوظ گردانیدن سرمایه نامشهود برای بازار سهام ایران تبیین می‌گردد. اثرپذیری دارایی‌های ارزشی (مشهود) از ریسک بهره‌وری در مقایسه با دارایی‌های رشدی (نامشهود) متفاوت است که همین اختلاف چارچوب این مطالعه را شکل می‌دهد به‌عبارت‌دیگر سهام رشدی (نامشهود) کمتر از سهام ارزشی (مشهود) تحت تأثیر ریسک قرار می‌گیرند. همچنین این مدل توضیح‌دهنده پویایی‌های مصرف و سرمایه‌گذاری در الگوی تعادل عمومی برای اقتصاد ایران می‌باشد. برای واکاوی داده‌ها در این پژوهش از برنامه داینر در فضای نرم‌افزار متلب بر اساس روش مونت کارلو از زنجیره مارکوف در قالب الگوریتم مترو پولیس_هستینگز استفاده‌شده است. جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نتایج حاکی از این بوده است که بنگاه‌های جوان نسبت به بنگاه‌های قدیمی نوسانات غیر سیستماتیک بالاتری نسبت به شوک‌های بهره‌وری دارند به‌عبارت‌دیگر ناهمگنی بنگاه‌ها در سن بنگاه و سن سرمایه منجر به اثرپذیری متفاوتی از رشد بهره‌وری کل می‌گردد. همچنین رابطه بین نسبت ارزش دفتری به بازاری بنگاه‌ها و رشد بهره‌وری کل منفی است.

واژه های کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سرمایه نامشهود، ریسک، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی
طبقه‌بندی موضوعی: E22, E33, G12, G11

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.25189.2014
۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.Email:Fereshte.baghbanzade@gmail.com
۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران، نویسنده مسئول. Email:Hashem.zare@gmail.com
٤. استادیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.Email:aminifard@yahoo.com
۵. استادیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.Email:ali.haghight91@yahoo.com

مقدمه

از زمانی که شارپ[1] و لینتر در سال ۱۹۶۵ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[2] را ارائه نمودند این مدل بارها مورد آزمون قرارگرفته است. ازجمله آخرین اصلاحاتی که بر این مدل اعمال‌شده است واردکردن ارزش دارایی‌های نامشهود[3] می‌باشد. با توجه به نقش حائز اهمیت بازارهای سرمایه در تأمین مالی، همچنین نقش این بازارها در ایجاد عدالت اجتماعی و بهره‌مندی تمامی اقشار جامعه از سود حاصل‌شده، این مهم بایستی بیشتر موردتوجه قرار گیرد تا با تبیین ارتباط بین ریسک و بازده، سرمایه‌گذاران را در تشکیل پرتفوی بهینه و مورد انتظار یاری رساند. به‌منظور تخصیص بهینه سرمایه بازار باید کارا باشد چراکه در یک بازار کارا قیمت اوراق بهادار به ارزش واقعی خود نزدیک بوده و می‌تواند علائم صحیحی را برای تخصیص بهینه سرمایه فراهم کند.

الگوسازی و ارزیابی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یکی از مهم‌ترین شاخه‌های علم مالی بوده و در راستای رشد و توسعه اقتصادی کشورها بورس اوراق بهادار می‌تواند نقش حائز اهمیتی در تخصیص بهینه منابع مالی و سهولت تأمین مالی شرکت‌ها داشته باشد همچنین برآورد بازده مورد انتظار دارایی‌های سرمایه‌ای اصلی‌ترین دغدغه سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه است لذا ضروری است تا با مدل‌سازی مناسب برای یک مدل قیمت‌گذاری، به قیمت‌گذاری دقیق این دارایی‌ها و پیش‌بینی بازده مورد انتظار و عوامل مؤثر بر بازده آن‌ها پرداخته شود. همچنین ازآنجاکه ایران به‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه و با وابستگی اقتصادی و نظر به رکود اخیر نسبت به نوسانات اقتصادی اثرپذیری شدیدی دارد لذا آنالیز ریسک با ارزیابی و تبیین درجه اهرم[4] اقتصادی و ارتباط آن با بازده سهام شرکت‌ها در چارچوب یک مدل مناسب قیمت‌گذاری دارایی، ضروری و حائز اهمیت می‌باشد. به همین دلیل در این راستا الگوهای بسیاری در تبیین نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها ارائه‌شده است، لکن محدودیت‌هایی در مدل‌سازی‌های دو دهه اخیر وجود داشته است. این مطالعات

---

1 . Wiliam sharp

2 . Capital asset pricing model(CAPM)

3 . Intangible Assets

دارایی نامشهود، یک دارایی قابل‌تشخیص غیر پولی و فاقد ماهیت عینی است. واحدهای تجاری معمولاً منابعی را صرف تحصیل، توسعه و بهبود دارایی‌های نامشهود از قبیل دانش فنی یا علمی، طراحی و اجرای سیستمهای جدید، حق امتیاز و علائم تجاری می‌نمایند. نمونه‌های رایج از عنوان‌های کلی فوق، ارزش برند، منابع ویژه بنگاه برای R&D، نرم‌افزار رایانه‌ای و اطلاعات کامپیوتری، حق اختراع، حق تألیف، حق تکثیر یا نمایش فیلم‌ها، سرقفلی محل کسب (حق کسب یا تجارت)، حق استفاده از خدمات عمومی، حق امتیاز تولید یا خدمات، طرح‌ها و فرصت‌های سرمایه‌گذاری و... است.

4 . degree of leverage

غالباً به بررسی انواع مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شامل مدل استاندارد و مدل‌های تعدیل‌یافته پرداخته‌اند و برخی از آن‌ها در این چارچوب به بررسی موضوعاتی چون صرف سهام[1] و صرف ارزش[2] به‌عنوان پدیده‌های غیرعادی در بازار سهام ایران پرداخته‌اند که این مطالعات دامنه وسیعی نیز نداشته و نتایج متفاوتی داشته‌اند. همچنین مدل‌سازی‌های صورت گرفته برای قیمت-گذاری دارایی در ایران فاقد سرمایه نامشهود می‌باشد، لذا در این مطالعه ضروری به نظر می‌رسد که با لحاظ نمودن سرمایه نامشهود[3] به اقتصاد مبتنی بر تولید بازدهی‌های سرمایه مشهود[4] و نامشهود محاسبه و با لحاظ نمودن جزء ریسک بلندمدت[5] نتایج آن برای کشور ایران و پویایی‌های مصرف و سرمایه‌گذاری در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[6] بررسی گردد.

واحدهای تولیدی، دارایی‌های موجود هستند که حضور فیزیکی داشته و ارزششان در دفاتر منعکس می‌شود، لذا سرمایه مشهود محسوب می‌شوند. طرح‌های سرمایه‌گذاران گزینه‌های رشدی[7] قلمداد می‌شوند که مستقیماً کالای مصرفی تولید نمی‌کنند بلکه باعث افزایش تولید در آینده می-شوند لذا سرمایه نامشهود محسوب می‌گردند. همچنین به سهام ارزشی، سرمایه مشهود و به سهام رشدی، سرمایه نامشهود اطلاق می‌گردد. در وضعیت تعادلی اختلاف در بازدهی‌های قابل‌انتظار سرمایه مشهود و نامشهود، صرف ارزش را منعکس می‌نماید. در این مطالعه توابع تولید بر مبنای سرمایه مشهود و نامشهود و همچنین مسئله برنامه‌ریزی که بر پایه آن صاحبان طرح‌ها و سرمایه‌گذاران در خصوص اجرای طرح یا موکول نمودن آن به آینده، تصمیم‌گیری و بهینه‌بابی می‌نمایند، ارائه

---

1 . Equity Premium

2 . Value Premium

صرف ارزش عبارت است از مازاد بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی. در بسیاری از بازارهای سرمایه دنیا وجود این پدیده به اثبات رسیده است؛ اما بر سر دلایل آن اختلاف‌نظر وجود دارد. نتایج برخی از پژوهش‌ها نشان داده است که علت بروز صرف ارزش در بازار سرمایه ایران، خطاهای رفتاری سرمایه‌گذاران نیست بلکه یک رابطه مستقیم بین ریسک و بازده سهام ارزشی و رشدی وجود دارد که این موضوع مؤید توجیه عقلایی در خصوص بروز صرف ارزش می‌باشد.

3 . Intangible capital

4 . Tangible Capital

5 . Long-Run risk

6 . Dynamic stochastic general equilibrium(DSGE)

7 . Growth option

گزینه‌های رشدی معمولاً در مقابل دارایی‌های موجود و به‌عنوان سرمایه نامشهود مطرح می‌گردند و همواره فرض می‌گردد که دارایی‌های موجود نسبت به آن‌ها بازدهی‌های بالاتر با استمرار کوتاه‌تر دارند و همچنین کمتر از دارایی‌های موجود تحت تأثیر ریسک قرار می‌گیرند. به‌عنوان‌مثال می‌توان بنگاه‌های رشدی را به‌عنوان گزینه‌های رشدی در مقابل بنگاه‌های ارزشی مطرح نمود. بنگاه‌های رشدی می‌توانند شامل بنگاه‌هایی باشند که سرمایه‌گذاری R&D بالایی دارند و نسبت مخارج سرمایه به فروششان بالاست و همچنین جریان نقدی بالاتری نسبت به بنگاه‌های ارزشی دارند.

می‌گردد. نوآوری این مطالعه، لحاظ نمودن سرمایه نامشهود، ترجیحات بازگشتی[1] و فرآیندهای جزء ریسک بهره‌وری بلندمدت، می‌باشد که باعث ایجاد نوسانات بالا و حائز اهمیتی در شالوده قیمت‌گذاری می‌گردد. با لحاظ نمودن سرمایه نامشهود می‌توان با محاسبه تفاوت بازدهی سرمایه مشهود و نامشهود صرف ارزش را توضیح داد و از طرف دیگر با توجه به انتقاداتی که در خصوص الگوهای انتظاری وجود دارد، لذا در یک الگوی مناسب باید چند دوره طول بکشد تا حداکثر واکنش به شوک مشاهده گردد و این موضوع به دلیل چسبندگی و اینرسی است که در متغیر وجود دارد که بر اساس آن مقدار یک متغیر نه‌فقط به انتظارات آن بلکه به مقدار گذشته آن نیز بستگی دارد. در مباحث قیمت‌گذاری دارایی اگر تابع مطلوبیت به شکل استاندارد خود باشد، وجود معمای صرف سهام به نوسان‌های بالای مصرف منجر می‌گردد درحالی‌که خانوار از نوسانات آنی و قابل‌توجه در مصرف پرهیز دارند لذا می‌بایست تابع مطلوبیت از نوع بازگشتی باشد که در این پژوهش این مهم صورت گرفته است. پیش‌فرض اولیه این است که سرمایه فیزیکی بیشتر از سرمایه نامشهود تحت تأثیر ریسک‌های بلندمدت قرار می‌گیرد؛ و همچنین با تمرکز بر شالوده اقتصاد خرد موضوع، می‌توان اذعان داشت که بهره‌وری محصولات سرمایه‌ای جدید نسبت به محصولات قدیمی‌تر، حساسیت کمتری به شوک‌های بهره‌وری کل دارند. به عبارتی می‌توان گفت که پایه نتایج کاربردی مدل، ناهمگنی در بهره‌وری سرمایه است. به‌عبارت‌دیگر نسل‌های مختلف واحدهای تولیدی ازلحاظ محصولات و همچنین بهره‌وری کار، ناهمگن بوده و به‌تبع آن واکنش‌های مختلفی به شوک‌های بهره‌وری کل خواهند داشت، لذا فرضیه دوم این است که فرآیندهای بهره‌وری بنگاه‌های جوان، نوسانات غیرسیستماتیک بالاتری نسبت به بنگاه‌های قدیمی دارد. فرضیه سوم این است که رابطه بین نسبت ارزش دفتری به بازاری بنگاه‌ها و رشد بهره‌وری کل منفی است یا به‌عبارت‌دیگر نرخ رشد بهره‌وری بنگاه‌های رشدی بالاتر از بنگاه‌های ارزشی است.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل‌شده است. در ادامه و در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و سپس پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. پس از ارائه فرضیه‌ها و بیان روش‌شناسی پژوهش به تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها پرداخته‌شده که به معرفی الگوی تجربی و برآورد مدل پژوهش و استخراج پارامترها اختصاص دارد. درنهایت در بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و بحث پرداخته‌شده است.

---

1 . Recursive Preferences

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای اولین بار بر اساس مدل مارکوئیتز[1] (۱۹۵۲) از انتخاب پرتفوی شکل‌گرفته و یک دهه بعد توسط افراد دیگری چون شارپ بهبود داده شد. مدل شارپ مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی نامیده می‌شود که بعدها تعدیلات زیادی روی آن صورت گرفته است این مدل بسیار موردتوجه سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی بوده است. ازجمله توسعه و تعدیلاتی که بر آن صورت گرفته است می‌توان به مدل‌های کاهشی[2]، تعدیل‌شده[3]، بین دوره‌ای، شرطی[4]، مصرفی[5]، پاداشی[6]، رفتاری[7] و درنهایت مدل تجدیدنظر شده[8] اشاره نمود. این مدل رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار را توصیف می‌کند و به‌عنوان مدلی برای قیمت‌گذاری اوراق بهادار پرمخاطره به شمار می‌رود. بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، نرخ بازده مورد انتظار یک ورقه بهادار یا پرتفوی از مجموع نرخ بازده بدون ریسک در بازار و پاداش ریسک حاصل از سرمایه‌گذاری به دست می‌آید. چنانچه بازده مورد انتظار محاسبه‌شده با بازده موردنیاز سرمایه‌گذار مطابقت نداشته یا بیشتر از آن باشد سرمایه‌گذاری صورت نخواهد گرفت. مدل قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای بیانگر این است که بازده مورد انتظار یک دارایی به سه عامل بستگی دارد. اول ارزش زمانی پول در شرایط بدون ریسک: این عامل به‌وسیله نرخ بازده بدون ریسک سنجیده می‌شود و برابر با پاداشی است که صرفاً به دلیل گذشت زمان و به تعویق افتادن مصرف پول و بدون پذیرش هیچ ریسکی دریافت می‌شود. دوم: پاداش پذیرش ریسک سیستماتیک: این عامل به‌وسیله‌ی صرف ریسک بازار یا همان مازاد بازده بازار به نرخ بازده بدون ریسک سنجیده می‌شود این بخش پاداشی است که بازار برای پذیرش یک واحد از ریسک سیستماتیک علاوه بر پاداش به تعویق انداختن مصرف پول به سرمایه‌گذار می‌دهد. سوم مقدار ریسک سیستماتیک: این عامل به‌وسیله بتا سنجیده می‌شود این بخش مقداری از ریسک سیستماتیک یک دارایی خاص نسبت به ریسک سیستماتیک پرتفوی بازار است.

---

1 . Harry Markowitz (1952)
2 . Down side capital asset pricing model(D-CAPM)
3 . Adjusted capital asset pricing model (A-CAPM)
4 . Intertemporal capital asset pricing model (I- CAPM)
5 . Consumption capital asset pricing model (C-CAPM)
6 . Reward beta model(RBM)
7 . Behavioral asset pricing (BAP)
8 . Revised capital asset pricing model(R- CAPM)

در عصر اقتصاد دانش‌محور، دارایی‌های نامشهود، عامل اقتصادی اصلی را تشکیل می‌دهند و سایر عوامل سنتی مثل کار و سرمایه فیزیکی در درجه بعدی اهمیت قرار دارند. در حقیقت دارایی نامشهود عامل کلیدی ارتقاء عملکرد بنگاه‌ها می‌باشد. در سطح خرد، ارزش بازاری بنگاه‌ها کمتر به عوامل مشهود بستگی دارد و بیشتر وابسته به دارایی‌های نامشهود مانند سرمایه انسانی[1] است که ارزش این دارایی‌ها به‌عنوان یک دارایی در ترازنامه منعکس نمی‌شود؛ زیرا گزارش نمودن عوامل نامشهود به دو دلیل دشوار است. اول فقدان یک چارچوب یکسان برای ارائه گزارش که بر پایه آن بتوان داده‌هایی مثل کارایی کیفی نیروی کار را تعیین نمود و دوم عدم وجود بانک‌های اطلاعاتی قابل‌اتکا و اطلاعات حسابرسی شده جهت عرضه اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری در سرمایه نامشهود در بسیاری از بنگاه‌ها (استایلز،۲۰۰۳).[2]

در سال‌های اخیر با جایگزینی اقتصاد تولیدی به اقتصاد خدمت محور، اهمیت سرمایه نامشهود به‌عنوان عامل کلیدی بازار بیش‌ازپیش آشکارشده است و بنگاه‌ها به این مهم دست‌یافته‌اند که جهت برخورداری از تمایز در مقابل رقبا می‌بایست به سرمایه‌گذاری در سرمایه نامشهود توجه کنند. فضای بازار مبتنی بر دانش به چارچوبی نیاز دارد که شامل دارایی‌های نامشهود مانند دانش و سرمایه انسانی مثل نوآوری، روابط با مشتری، سرمایه‌گذاری در توسعه و پژوهش و... باشد. (بانتیس،۲۰۰۱)[3]. ازآنجاکه در اقتصاد کلان، بازدهی دارایی‌ها نقش مهمی در هدایت شاخص‌های اقتصادی دارد این سؤال همیشه مطرح بوده است که کدام الگوی ادوار تجاری حقیقی[4]، می‌تواند حقایق بازار دارایی، به‌ویژه پاداش (صرف) ارزش و صرف سهام را توضیح دهد. الگوهای زیادی در جهت تبیین نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها مطرح‌شده‌اند که اغلب آن‌ها به بیان اختلاف بین صرف ریسک سهام واقعی و مقدار تخمین زده‌شده در مدل یعنی معمای صرف ریسک سهام می‌پردازند که از سال ۱۹۸۵ وارد ادبیات اقتصاد مالی شده است. از طرف دیگر لحاظ نمودن دارایی نامشهود در مدل، اختلاف ارزش بازاری و ارزش دفتری شرکت‌ها را کاهش داده لذا کیفیت گزارش‌های مالی را ارتقا می‌دهد؛ که این موضوع باعث شفافیت صورت‌های مالی و به‌تبع آن اعتماد بیشتر سرمایه‌گذاران، تخصیص بهینه عوامل و افزایش کارایی بازار سرمایه خواهد شد. بر پایه ادبیات موجود در بازارهای مالی، سهامی

---

1 . Human Capital
2 . Stiles, P. & Kulvisaechana, S(2003)
3 . Bontis, N. (2001)
4 . Real Business Cycle(RBC)

که نسبت ارزش دفتری به بازاری[1] آن بالاتر است (سهام ارزشی)[2]، بازدهی متوسط بالاتری نسبت به سهامی که نسبت ارزش دفتری به بازاری آن پایین است (سهام رشدی)[3]، دارد. اختلاف بین این دو در ادبیات اقتصاد مالی صرف ارزش یا پاداش ارزش[4] نامیده می‌شود. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری یک بنگاه، معمولاً به‌عنوان اندازه شدت نسبی انتخاب گزینه‌های رشدی و ارزش دارایی‌های موجود شناخته می‌شود. برای تفسیر این موضوع یافته‌های کاربردی نشان داده‌اند که شکاف بین بازدهی دارایی‌های فیزیکی موجود و گزینه‌های رشدی (عوامل نامشهود) معادل با صرف سهام می‌باشد.

در تقابل با سرمایه فیزیکی (دارایی‌های فیزیکی جاری)، گزینه‌های رشدی (دارایی‌های نامشهود)، کالای مصرفی تولید نمی‌کنند؛ و بنابراین ارتباط مستقیمی با شوک‌های بهره‌وری کل ندارند. در حقیقت آن‌ها نماینده یک فرصت سرمایه‌گذاری جدید هستند که به دنبال آن صاحبان

---

1 . Book-to-market ratio

ارزش دفتری، بر مبنای بهای تمام‌شده تاریخی است و هیچ‌گونه انعکاس یا بازتابی از دورنمای مورد انتظار بنگاه در آن لحاظ نگردیده است؛ و برعکس ارزش بازاری، منعکس‌کننده این دورنماست. اگر دورنمای آینده بنگاه نشان‌دهنده رشدی بیش از رشد متوسط باشد، «ارزش دفتری» کوچک‌تر از «ارزش بازاری» خواهد بود. به‌عبارت‌دیگر اگر چنانچه قیمت بازاری سهام نسبت به ارزش دفتری آن بالا باشد، احتمالاً ازلحاظ سرمایه‌گذاری از چشم‌انداز خوبی برخوردار است و برعکس.

2 . Value stock

سهم ارزشی سهمی است که میانگین سود، سود تقسیمی هر سهم[2]، ارزش دفتری یا دیگر شاخص‌های بنیادی هر سهم در مقایسه با شرکت‌های مشابه در آن صنعت کمتر است و با در نظر گرفتن معیار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، سهامی باقیمت ارزان ارزیابی می‌شود. به‌عبارت‌دیگر سهام ارزشی سهامی است که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری آن بالاست

3 . Growth stocks

سهامی است که نسبت قیمت به درآمد هر سهم بالاتری دارد و درنتیجه نرخ بازده بالاتری ایجاد می‌کند. نسبت قیمت به درآمد سهم بیانگر آن است که به ازای یک ریال از سهم، چند ریال سود به آن تعلق می‌گیرد. سهام بعضی از شرکت‌ها به دلیل اینکه ریسک بالاتری دارند و انتظار می‌رود که بازده نقدی و بازده سرمایه‌ای بالاتری نیز ایجاد کنند، رشدی نامیده می‌شود

4 . Value premium

صرف ارزش عبارت است از مازاد بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی. در بسیاری از بازارهای سرمایه دنیا وجود این پدیده به اثبات رسیده است؛ اما بر سر دلایل آن اختلاف‌نظر وجود دارد. نتایج برخی از پژوهش‌ها نشان داده است که علت بروز صرف ارزش در بازار سرمایه ایران، خطاهای رفتاری سرمایه‌گذاران نیست بلکه یک رابطه مستقیم بین ریسک و بازده سهام ارزشی و رشدی وجود دارد که این موضوع مؤید توجیه عقلایی در خصوص بروز صرف ارزش می‌باشد.

واحدهای تولیدی برای تحقق آن از کالاهای سرمایه‌گذاری فیزیکی استفاده می‌نمایند. سرمایه-گذاری کل بالاتر، شکاف بزرگ‌تری را بین بازدهی‌های سرمایه مشهود و نامشهود ایجاد می‌نماید. به عبارتی در این چارچوب بازدهی گزینه‌های رشدی و همچنین بازدهی سرمایه فیزیکی به اختلاف در پاداش‌های ریسک آن‌ها در تعادل وابسته هستند.

پیشینه پژوهش

فوکوتا و یامانه[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان «صرف ارزش و مدت‌زمان سهام ضمنی در بازار سهام ژاپن»، عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، مدل استاندارد، مدل سه عاملی فاما- فرنچ[2] و مدل دیگری شامل رابطه عامل ریسک با مدت‌زمان سهم را باهم مقایسه می‌نمایند. آن‌ها با ایجاد عامل ریسک-مدت‌زمان، مدت‌زمان بازدهی سهام، اوراق قرضه ژاپن را محاسبه نموده‌اند. با در نظر داشتن تغییر ساختاری در عامل ریسک تفاضلی[3]، در میانه سال‌های ۱۹۹۰ آن‌ها پژوهش‌های کاربردی‌شان را در دو زیر نمونه انجام دادند. از ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۶ و از ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۷. نتایج آن‌ها نشان داده است که ۱- یک رابطه منفی بین مدت‌زمان سهم و نسبت دفتری به بازاری سهم است. به‌عبارت‌دیگر سهام رشدی مدت‌زمان طولانی و سهام ارزشی مدت‌زمان کوتاهی دارند. ۲-مدل قیمت‌گذاری دارایی با عامل مدت‌زمان ریسک قدرت توضیحی مشابهی با مدل فاما-فرنچ برای بازدهی‌های سهام ژاپن، نه‌فقط برای دوره موردمطالعه بلکه حتی برای دو زیر نمونه مطرح‌شده دارد. ۳- این دو مدل عملکرد بهتری از مدل‌های استاندارد قیمت‌گذاری دارایی داشته است.

آی و کیکو[4] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «رشدی به ارزشی: بکار انداختن گزینه سرمایه-گذاری و مقطع عرضی بازدهی‌های سهام»، در یک مدل تعادل عمومی به مطالعه ارتباط بین واکنش مقطع عرضی بازدهی‌های قابل‌انتظار و شاخص نسبت دفتری به بازاری پرداخته‌اند. مدل آن‌ها شامل دو نوع دارایی می‌شود. دارایی‌های ارزشی[5] و دارایی‌های رشدی[6]. در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۳۰ استفاده گردیده است. این پژوهشگران نشان داده‌اند که این نتیجه که گزینه‌های رشدی کمتر از دارایی‌های موجود تحت تأثیر ریسک قرار می‌گیرند، با

---

1 . Fukuta & Yamane (2015)
2 . Fama-french three-factor model
3 . Small Minus Big(SMB)
4 . Ai and Kiku(2013)
5 . Value assets
6 . Growth assets

ویژگی‌های اصلی پویایی‌های کمی اقتصاد کلان مانند مصرف، سرمایه‌گذاری و ساعات کاری، مطابقت دارد. همچنین نتایج حاکی از آن بوده است که متوسط سهم بازار نسبت دفتری به بازاری اوراق قرضه برای مدل و برای داده‌ها باهم مطابقت دارد. به‌عنوان‌مثال در مدل اوراق قرضه رشدی، حدود ۵۵٪ کل اوراق قرضه بازاری می‌شود که این عدد در داده‌ها ۵۴٪ است. همچنین سهم اوراق قرضه ارزشی در مدل حدود ۱۱٪ و در داده‌ها ۱۲٪ است.

آی و همکاران[1] (۲۰۱۴) ابتدا در سال ۲۰۰۹ در مطالعه‌ای تحت عنوان «سرمایه نامشهود و پاداش ارزش» این فرضیه را مطرح کرده‌اند که گزینه‌های سرمایه‌گذاری (نامشهود) کمتر از سرمایه فیزیکی تحت تأثیر ریسک قرار می‌گیرند، برای این منظور آن‌ها با بهبود مطالعات تعادل جزئی پیشین، یک مدل تعادل عمومی ارائه می‌نمایند که در سال ۲۰۱۳ به بسط مدل و ارائه کاربردهای تجربی آن به‌صورت کمی پرداخته شد. این مطالعه تحت عنوان مدل کمی قیمت‌گذاری دارایی با استفاده از الگوی تعادل عمومی برای اقتصاد امریکا طراحی گردیده است. آن‌ها تأثیر شوک‌های بهره‌وری را بر مدل بدون سرمایه نامشهود و مدل با سرمایه مشهود بررسی نمودند. آن‌ها نشان دادند که سرمایه جدید کمتر از محصولات سرمایه‌ای قدیمی‌تر در معرض شوک‌های بهره‌وری کل قرار می‌گیرد که این نتیجه ازنظر کمی برای صرف سهام بالا و همچنین نوسانات بازدهی بازار سهام بالا بااهمیت است. بدین‌وسیله آن‌ها عنوان و توجیه می‌کنند که سهم عمده تفاوت در میانگین بازدهی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری اوراق بهادار طبقه‌بندی‌شده، صرف ارزش بالایی تولید می‌کند.

جگادیش و همکاران[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان «آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی با دارایی‌های فردی» خطای متغیرها در برآورد صرف ریسک را بررسی نموده‌اند به این صورت که با روش متغیرهای ابزاری از سهام فردی در مقابل اوراق قرضه جهت آزمون دارایی‌ها استفاده می‌گردد. نتایج حاکی از برآوردهای سازگار برای صرف ریسک می‌باشد به‌طوری‌که صرف ریسک بازار تحت مدل قیمت‌گذاری تعدیل‌یافته و مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ ناچیز بوده است.

توبیاس آدریان[3] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تخمین رگرسیون پایه مدل‌های قیمت-گذاری دارایی پویا» برآوردگرهای جدید را در یک مدل جدید قیمت‌گذاری سهام و اوراق قرضه شرح داده است. در این مطالعه از روش برآوردگر دومرحله‌ای فاما[4] با قیمت‌گذاری کرنل استفاده

---

1 . Hengji Ai et al(2014)
2 . Narasimhan jegadeesh et al(2019)
3 . Tobias Adrian (2015)
4 . fama-macbeth

و انحراف معیار تقریبی چندمرحله‌ای برای آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی ارائه گردیده است. نتایج حاکی از قیمت‌های ریسک بالا و معنی‌دار بوده است که به لحاظ کمی در کاهش خطای قیمت-گذاری، بیشتر از بتای سری زمانی اهمیت دارند.

های شان لی و همکاران[1] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «تئوری پورت فوی مارکوئیتز و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای برای بازار بورس اوراق بهادار کوالالامپور» با بازبینی مدل مارکوئیتز، اعتبار مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی را برای پیش‌بینی رفتار سهام فردی و اعتبار سنجی آن در ارتباط با سهام گزارش‌شده در مالزی با استفاده از روش ols آزمون می‌کنند. نتایج حاکی از اعتبار مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی به‌عنوان یک جانشین برای تخمین بازدهی سهام و تنوع پورت-فوی و درنتیجه کاهش ریسک غیر سیستماتیک می‌باشد. همچنین نتایج نشان داده است که با افزایش تعداد سهام در پورت‌فوی، ریسک سیستماتیک قابل‌انعطاف است اما ریسک غیر سیستماتیک غیرقابل انعطاف می‌باشد.

تیموتی مکواد[2] (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «نوسانات تصادفی و معمای قیمت‌گذاری دارایی» یک نگرش جدید از معمای قیمت‌گذاری دارایی شامل پاداش ارزش، بحران مالی و گسترش اعتبار ارائه می‌نماید در این نگرش بنگاه‌های رشدی و بنگاه‌های با بحران مالی، پاداش ریسک و نوسانات نقدینگی کمتری از بنگاه‌های ارزشی و بنگاه‌های با سلامت مالی دارند. همچنین نتایج نشان داده است که بدهی شرکت‌های بزرگ، پاداش ریسک بالاتری در بردارند و این باعث می‌شود که این مدل اعتبار بیشتری نسبت به مدل‌های ساختاری موجود داشته باشند. درنتیجه در مدلی با نوسانات تصادفی و باوجود رابطه منفی بین شوک‌ها و قیمت، نرخ تنزیل بالاتر از مدلی با نوسانات ایستاست. در حقیقت در این پژوهش اثر متقابل نوسانات تصادفی و پیش‌فرض درون‌زایی به‌طور کامل معمای گسترش اعتبار را حل می‌کند اما هنگامی‌که مدل با نوسانات ایستاست و با پیش‌فرض درون‌زایی، به‌طور فوق‌العاده‌ای ریسک نوسانات در بازار و پیش‌فرض آستانه‌ای آن پایین‌تر است که این موضوع از پیش‌بینی بیش‌ازحد نسبت گسترش نقدینگی بر بدهی جلوگیری کرده و به‌تبع آن کارایی مدل در رتبه‌بندی بالا می‌رود.

کی لین[3] (۲۰۱۷)، مطالعه‌ای تحت عنوان «نوسانات قیمت‌ها و مدل پنج عاملی قیمت‌گذاری دارایی در چین» انجام و طی آن یک ارزیابی کاربردی از مدل پنج عاملی فاما فرنچ (۲۰۱۵) ارائه و دو عامل جدید به مدل سه عاملی اضافه نموده است. عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری با در نظر گرفتن تورش در بازدهی ناشی از نوسانات قیمت‌ها اضافه‌شده و طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۵ این نتیجه

---

1 . Hui-shan Lee et al(2015)
2 . Timoty J Mcquade(2018)
3 . Qi Lin(2017)

حاصل‌شده است که مدل پنج عاملی بهتر از مدل سه عاملی برای بازار سهام چین است. نتایج بیانگر این بوده است که اگرچه دو عامل ارزش و سودآوری هر دو حائز اهمیت هستند اما عامل سرمایه-گذاری تأثیری بسیار بیشتر در تشریح بازدهی‌ها داشته است. مشکل اصلی در مدل پنج عاملی شکست در محاسبه دقیق بازدهی‌های متوسط سهام است که بازدهی آن‌ها مانند شرکت‌های رشدی[۱] است که به دلیل سودآوری فعلی پایین محافظه‌کارانه سرمایه‌گذاری می‌کنند.

برنارد هرسکویک[۲] (۲۰۱۶)، در مطالعه خود تحت عنوان «عوامل مشترک در نوسانات غیرمتعارف»، برای تشریح مشکلات و ناهنجاری‌های خلاف قاعده در قیمت‌گذاری دارایی از عامل نوسانات غیر سیستماتیک مشترک[۳] استفاده می‌نماید در این مطالعه شواهدی از ارتباط عامل CIV با ریسک درآمد که خانوارها با آن روبرو می‌شد ارائه‌شده است. نتایج مؤید ارتباط مستقیم نوسانات غیر سیستماتیک بنگاه با متوسط مطلوبیت نهایی خانوار بوده است.

جاناتان برک[۴] (۲۰۱۶)، به ارزیابی مدل قیمت‌گذاری دارایی با ترجیحات آشکارشده پرداخته است در این مطالعه آزمون قیمت‌گذاری دارایی نه‌فقط با قیمت یا بازدهی بلکه به مقادیر نیز متکی است که از جریان‌های سرمایه داخل و بیرون سرمایه‌گذاری مشترک استفاده‌شده است همچنین در این مطالعه کارایی رایج‌ترین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی در ادبیات مالی ارزیابی می‌شود.

فاما و فرنچ[۵] (۲۰۱۷) آزمون بین‌المللی مدل قیمت‌گذاری دارایی پنج عاملی[۶] را انجام داده‌اند؛ که شامل عوامل اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌شود. بر مبنای نتایج آنان بازدهی‌های سهام متوسط برای آمریکای شمالی اروپا و آسیا پاسیفیک با نسبت دفتری به بازاری و سودآوری رابطه مثبت و با سرمایه‌گذاری رابطه منفی دارد. در این مطالعه دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه عاملی اضافه‌شده است. لازم به ذکر است که همچنین نتایج مطالعه ۲۰۱۵ این پژوهشگران حاکی از این بوده است که با اضافه نمودن سودآوری و سرمایه‌گذاری از نقش عامل ارزش در تشریح بازدهی‌های متوسط کاسته می‌شود.

---

۱. شرکت‌های ارزشی، شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به بازاری یا اصطلاحاً BTM بالاتر هستند. این شرکت‌ها صرف ارزش تولید می‌کنند شرکت‌های رشدی شرکت‌هایی با BTM پایین هستند. این شرکت‌ها کسر رشد ایجاد می‌کنند. شرکت‌های ارزشی در آینده سودهای بالاتری نسبت به شرکت‌های رشدی خواهند داشت. به‌عبارت‌دیگر شرکت‌های رشدی سرمایه‌گذاری R&D بالایی دارند و نسبت مخارج سرمایه به فروششان بالاست. همچنین جریان نقدی بالاتری نسبت به شرکت‌های ارزشی دارند.

2 . Bernard Herskovic(2016)

3 . Common idiyosyncratic volatility(civ)

4 . Jonathan B Berk(2016)

5 . Eugene F, Fama.& Kenneth R, French(2017)

6 . A five factor asset pricing model

فاما و فرنچ (۲۰۱۷)، به بررسی مدل سه عاملی، مدل پنج عاملی و مدل شش عاملی قیمت‌گذاری دارایی پرداخته‌اند. این پژوهشگران با اضافه نمودن عامل مومنتوم به مدل پنج عاملی، مدل شش عاملی را ارائه نموده و نشان داده‌اند که با وارد نمودن عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری و همچنین عامل مومنتوم در مدل‌های پنج عاملی و شش عاملی، اثرگذاری عامل اندازه شرکت نسبت به مدل سه عاملی افزایش‌یافته است.

بلک برن و کاکیسای[1] (۲۰۱۷) ، نسبت ارزش دفتری به بازاری را برای چهار ناحیه امریکای شمالی، اروپا، ژاپن و آسیا تجزیه نموده و مورد آزمون قراردادند. نتایج نشان داد که تجزیه ارزش دفتری به بازاری دارای ارزش اطلاعاتی افزوده است. همچنین نتایج آن‌ها حاکی از این بوده است که عامل تغییر نسبت ارزش دفتری به بازاری نسبت به تغییر قیمت نقش مهم‌تری دارد.

بین و همکاران[2] (۲۰۱۷)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ را برای بازار سهام چین ارزیابی می‌نمایند یافته‌های پژوهش آنان حاکی از نقش قوی عامل ارزش و سودآوری در توضیح بازدهی متوسط و نقش ناچیز عامل سرمایه‌گذاری در این بازار می‌باشد.

ساندکوئیست[3] (۲۰۱۷) ، آزمون قیمت‌گذاری دارایی را برای مدل پنج عاملی فاما فرنچ در کشورهای شمال اروپا انجام دادند. این پژوهشگران در این مطالعه مدل‌های پنج عاملی، سه عاملی و مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی را برآورد نمودند. نتایج آن‌ها بیانگر این بوده است که سهم‌های کوچک در بازار سهام شمال اروپا دارای بتای کمتری نسبت به سهام بزرگ هستند، همچنین مدل پنج عاملی نسبت به سایر مدل‌ها میانگین بازدهی را به‌طور کامل‌تری توضیح می‌دهد از طرفی نتایج حاکی از این بوده است که در هر سه مدل پرتفوهایی که بر اساس اندازه و سودآوری طبقه‌بندی‌شده‌اند در توضیح میانگین بازدهی ناتوان هستند.

روی[4] (۲۰۱۸)، جزء سرمایه انسانی را به مدل پنج عاملی فاماو فرنچ اضافه و یک مدل شش عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شامل سایز BLM، سایز سرمایه‌گذاری، سایز مومنتوم، سودآوری، اندازه، ارزش از روش‌های OLS و GMM[5] بر پایه متغیرهای ابزاری[6] ارائه نمودند. نتایج روش IVGMM برای مدل قیمت‌گذاری دارایی شش عاملی بهتر از روش OLS بوده است.

---

1 . Blackburn, D.W. Cakici, N (2017)
2 . Bin,G. Wei,Z. Yongjie Z & Han Z (2017)
3 . Sundquist(2017)
4 . Rahul Roy & Sainthakumar shijin (2018)
5 . Generalized method of moments(GMM)
6 . Instrumental variables Generalized method of moments(IVGMM)

نتایج نشان داده است که عامل سرمایه انسانی همانند سایر عوامل در توضیح مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و پیش‌بینی بازدهی دارایی‌ها نقش حائز اهمیتی داشته است.

عرفانی و صفری (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «مدل‌سازی معمای صرف سهام توسط منطق فازی: شواهدی از ایران» به بررسی معمای صرف سهام در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف[1] و با داده‌های فصلی ۱۳۹۳-۱۳۷۱ پرداخته‌اند. آن‌ها به تبعیت از کمبل[2] با این تفاوت که بازدهی‌های سهام و رشد مصرف از واریانس ناهمسانی شرطی تبعیت می‌کنند، معادله قیمت‌گذاری دارایی را بر اساس مصرف در چارچوب مدل عادات با توابع واکنش فازی ارائه می‌نمایند. مدل با استفاده از گارچ دومتغیره فازی برآورد گردیده است. نتایج آن‌ها نشان داد که مدل مذکور فقط درصورتی‌که ضریب ریسک گریزی منفی باشد، قادر به توضیح صرف سهام است. درمجموع نتایج این مطالعه نشان داده است که مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف و با توابع واکنش فازی، قادر به توضیح صرف سهام مشاهده‌شده در ایران بوده است.

فخر حسینی (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «مدل ادوار تجاری حقیقی با شکل‌گیری عادات: راه‌حلی برای معمای صرف سهام»، از مدل‌های شکل‌گیری عادات با ترجیحات جداناپذیر استفاده نمود. وی با بهره‌برداری از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با استفاده از فرمول قیمت‌گذاری لوگ نرمال برای متغیرهای اقتصاد کلان در چارچوب الگوی ادوار تجاری حقیقی، صرف سهام را تبیین نموده است. نتایج نشان داده است که انحراف معیار داده‌های واقعی برای تولید واقعی ۵۳٪ و برای دو حالت شبیه‌سازی برابر ۵۹٪ و ۶۶٪ که هم‌جهت بوده و همچنین نتایج برای مصرف و سرمایه‌گذاری نیز قابل‌قبول بوده است. اختلاف بین مقدار برآورد شده پارامتر ریسک گریزی نسبی (حدود ۱) و مقدار واقعی آن (حدود ۲) همان معمای صرف سهام است که نتایج این مطالعه نشان داده با افزایش این پارامتر، متغیر مصرف واکنش کمتری از خود در پاسخ به تکانه تکنولوژی نشان می‌دهد.

فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۷)، به مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی شرطی[3] مبتنی بر بتای متغیر نسبت به زمان با مدل قیمت‌گذاری دارایی استاندارد می‌پردازند در این پژوهش از آزمون مقایسه زوجی و دایبولد ماریانو استفاده و نتایج با معیار میانگین قدر مطلق خطا و میانگین مجذور خطا نشان داده است که مدل قیمت‌گذاری دارایی شرطی نسبت به مدل استاندارد هم بر مبنای مدل بابا-انگل-

1 . Consumption- capital asset pricing model(C-CAPM)
2 . Campbell
3 . Conditional- CAPM

کرافت-کرونر[1] (BEKK) قطری و هم بر مبنای مدل BEKK مرتبه کامل، عملکرد بهتری داشته است.

مروری بر جنبه‌های مختلف مطالعات تجربی پیشین و جایگاه مطالعه حاضر در جدول شماره ۱ ارائه گردیده است.

جدول ۱. جمع‌بندی مرور ادبیات

هدف اصلی پژوهش	سال/پژوهشگر	عامل نوآوری	جامعه آماری	روش	یافته‌ها
بررسی مدل قیمت-گذاری با سرمایه نامشهود	آی/۲۰۱٤	سرمایه نامشهود	بازار سهام آمریکا	تعادل عمومی	سرمایه نامشهود کمتر از سرمایه فیزیکی تحت تأثیر شوک بهره-وری قرار می‌گیرد.
مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی-های سرمایه‌ای و تبیین صرف ارزش	فوکوتا و یامانه/۲۰۱۵	عامل ریسک و ارتباط آن با مدت‌زمان سهم	بازار سهام ژاپن	تعادل عمومی	مدل قیمت‌گذاری سه عاملی فاما-فرنچ و مدلی که شامل رابطه عامل ریسک با مدت‌زمان بوده است عملکرد بهتری از capm استاندارد داشته‌اند.
بررسی تئوری مارکوئیتز تحت یک مدل capm	های شان لی/۲۰۱۵	سهام فردی	بازار سهام چین	Ols	مدل پایه capmتحت تئوری مارکوئیتز به‌عنوان یک جانشین برای تخمین بازدهی‌های سهام معتبر می‌باشد.
ارزیابی مدل پنج عاملی قیمت‌گذاری دارایی در چین	کی لین/۲۰۱۷	سودآوری و سرمایه‌گذاری	بازار سهام چین	رگرسیون مقطعی	مدل پنج عاملی قیمت‌گذاری نسبت به مدل سه عاملی برای بازار سهام چین مناسب‌تر است و عامل سرمایه-گذاری تأثیر بیشتری از سایر عوامل در تخمین بازدهی‌های سهام داشته است
آزمون بین‌المللی مدل قیمت‌گذاری پنج عاملی	فامافرنچ/۲۰۱۷	سودآوری و سرمایه‌گذاری	بازار سهام امریکای شمالی،اروپاو آسیاپاسیفیک	رگرسیون مقطعی	بازدهی‌های سهام با نسبت ارزش دفتری به بازاری و سودآوری رابطه مثبت و با سرمایه‌گذاری رابطه منفی دارد
مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری سه عاملی، پنج عاملی و شش عاملی	فاما فرنچ/۲۰۱۸	مومنتوم	بازار سهام امریکا	همبستگی	با وارد نمودن عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری و همچنین عامل مومنتوم اثرگذاری عامل اندازه شرکت نسبت به مدل سه عاملی افزایش‌یافته است.

1 . Baba, Y. Engle, R. Kraft, F & kroner, K. (BEKK)

آزمون قیمت‌گذاری دارایی برای مدل پنج عاملی	ساندکوئیست/۲۰۱۷	سودآوری	بازار سهام کشورهای شمال اروپا	همبستگی	مدل پنج عاملی نسبت به سه عاملی میانگین بازدهی را به‌طور کامل‌تری توضیح می‌دهد و همچنین سهام کوچک دارای بتای کمتری بوده‌اند
ارزیابی مدل قیمت-گذاری دارایی پنج عاملی	بین/۲۰۱۷	سودآوری و سرمایه‌گذاری	بازار سهام چین	همبستگی	عامل سودآوری و ارزش نقش قوی و عامل سرمایه‌گذاری نقش ناچیز در توضیح بازدهی متوسط دارد
بررسی مدل شش عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با سرمایه انسانی	روی/۲۰۱۸	سرمایه انسانی	بازار سهام امریکا	IVGMM و OLS	عامل سرمایه انسانی همانند پنج عامل دیگر در توضیح مدل قیمت‌گذاری و پیش‌بینی بازدهی دارایی‌ها نقش حائز اهمیتی داشته است
مقایسه معمای قیمت-گذاری برای بنگاه‌های رشدی و ارزشی	مکواد/۲۰۱۸	نوسانات تصادفی	بازار سهام امریکا	رگرسیون مقطعی	بنگاه‌های رشدی و بنگاه‌های با بحران مالی پاداش ریسک و نوسانات تقدینگی کمتری از بنگاه‌های ارزشی و بنگاه‌های با سلامت مالی دارند.
بررسی صرف ریسک تحت مدل قیمت-گذاری دارایی با دارایی‌های فردی	جگادیش/۲۰۱۹	سهام فردی	بازار سهام امریکا	متغیرهای ابزاری	برآوردها برای صرف ریسک سازگار بوده است و صرف ریسک تحت مدل تعدیل‌یافته و مدل قیمت‌گذاری پنج عاملی فامافرنچ ناچیز بوده است
بررسی مدل قیمت-گذاری دارایی با سرمایه نامشهود	پژوهش حاضر	سرمایه نامشهود	بازار سهام ایران	تعادل عمومی	عامل سرمایه نامشهود نقش حائز اهمیتی در تبیین قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بازار سهام ایران داشته است

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش

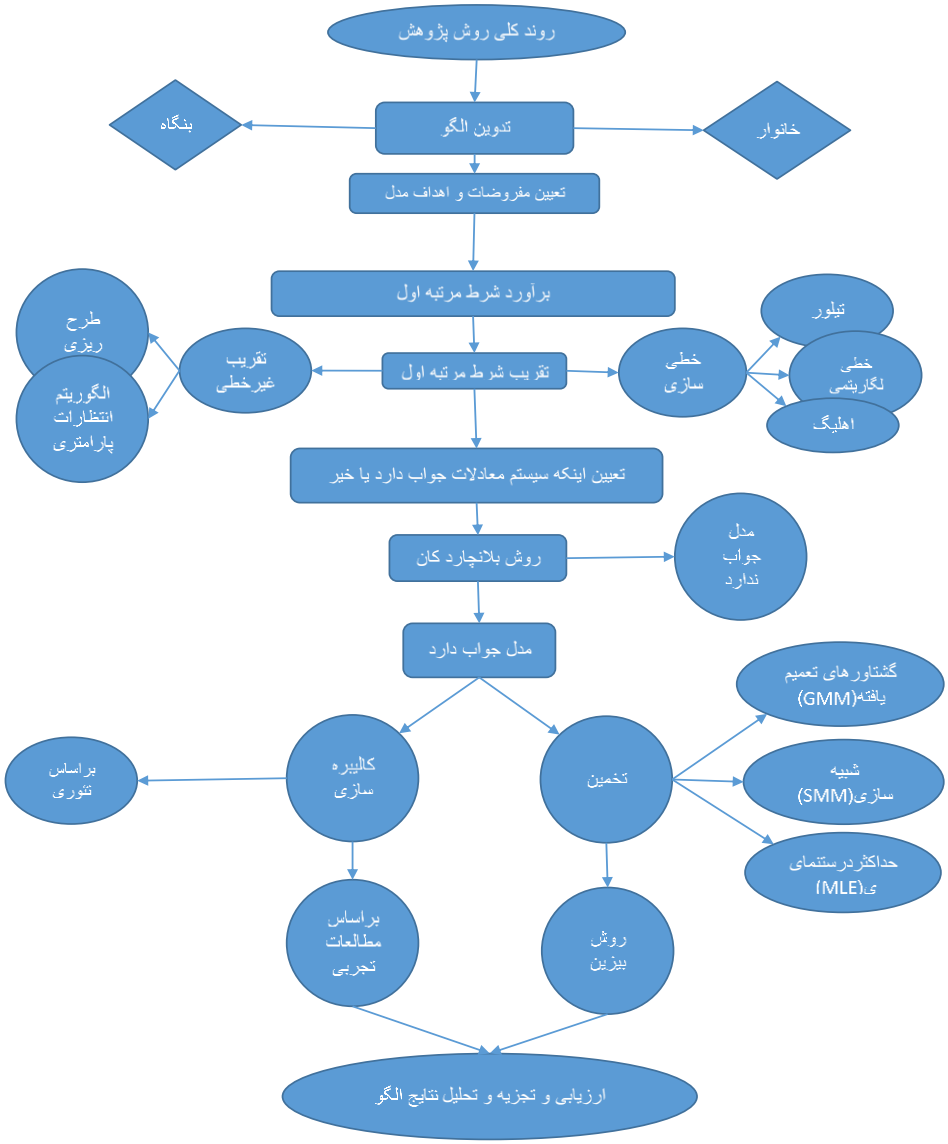
۱- سرمایه فیزیکی بیشتر از سرمایه نامشهود تحت تأثیر ریسک‌های بلندمدت قرار می‌گیرد.

۲- فرآیندهای بهره‌وری بنگاه‌های جوان، نوسانات غیرسیستماتیک بالاتری نسبت به بنگاه‌های قدیمی دارد.

۳-رابطه بین نسبت ارزش دفتری به بازاری بنگاه‌ها و رشد بهره‌وری کل منفی است.

روش‌شناسی پژوهش

روند کلی پژوهش و مراحل تشکیل و استخراج یک الگوی تعادل عمومی به‌طور کامل در فلوچارت زیر ارائه گردیده است.



این پژوهش ازنظر هدف کاربردی و از حیث روش و ماهیت پژوهش، توصیفی-همبستگی محسوب می‌شود. از طرفی واکنش به شوک‌ها در مدل‌های تعادل عمومی در حوزه پژوهش‌های علی قرار می‌گیرد.

در این مقاله یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با سرمایه نامشهود، در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) متناسب با ساختار اقتصاد ایران، تصریح و برآورد می‌شود. مزایای استفاده از روش DSGE عبارت است از: ۱- دارای مبانی تئوریک قوی هستند و دارای ساختار اقتصاد خرد در اقتصاد کلان هستند. ۲-مکانیسم پویای کاملاً مشخصی دارند یعنی دقیقا مشخص است که چه متغیری از کدام مسیر و به چه صورت تصریح می‌شود.۳- انتقاد لوکاس[1] مبنی بر اینکه به دلیل تغییر انتظارات مردم دولت نمی‌تواند هر سیاستی را در هر شرایطی اعمال نماید را برطرف می‌نماید. ۴- برخلاف الگوهای ساختاری که الزاماً باید مبنای تئوری وجود داشته باشد، در الگوهای DSGE می‌توان متغیرهایی برحسب نیاز[2] به مدل اضافه نمود. علت استفاده از این مدل علاوه بر مزایای ذکرشده این است که این سیستم این امکان را فراهم می‌کند که اهداف کلیه اجزاء اقتصاد شامل خانوار و بنگاه و... در یک تعادل هم‌زمان (عرضه و تقاضا) فراهم گردد؛ و از طرفی در این مدل فرآیندی تعریف می‌گردد که مسیر حرکت شوک‌ها و واکنش متغیرهای کلان اقتصادی و پویایی‌های آن‌ها در مسیر تعادل پایدار به‌خوبی بررسی گردد.

برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی[3] استفاده می‌گردد که در آن توزیع پیشین توسط مقادیر اولیه پارامترها تعیین می‌شود و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد داده‌های واقعی مقایسه می‌شود. اگر اطلاعات اولیه در توزیع پیشین دقیق باشد، میانگین برآوردگر بیزی به میانگین توزیع پیشین میل کرده و روش بیزی با کالیبراسیون یکسان خواهد بود اما اگر اطلاعات توزیع پیشین غیردقیق بوده باشد، میانگین برآوردگر بیزی به میانگین روش حداکثر درستنمایی میل کرده و روش بیزی با روش حداکثر درستنمایی[4] یکسان خواهد بود. در حالت میانه روش بیزی از ترکیبی از اطلاعات دو روش کالیبراسیون و حداکثر درستنمایی استفاده می‌نماید. جامعه آماری این پژوهش به لحاظ مکانی مشتمل بر شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار بوده که اطلاعات مالی آن‌ها در طی دوره موردبررسی در دسترس باشد که البته شرکت‌هایی که ارزش دفتری منفی داشته و شرکت‌های با

---

1 . Lucas critique
2 . Ad Hoc variable
3 . Bayesian
4 . Maximum Likelihood

واسطه‌گری مالی حذف‌شده‌اند و به لحاظ زمانی، بازه زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵ را در بر می‌گیرد. همچنین واکاوی داده‌ها در این پژوهش با استفاده از برنامه داینر[1] در فضای نرم‌افزار متلب[2] بر اساس روش مونت‌کارلو با زنجیره مارکوف[3] در قالب الگوریتم متروپولیس-هستینگز[4] صورت گرفته است.

الگوی پژوهش

ترجیحات خانوار

فروض اولیه مدل به شرح ذیل هستند: ۱-عرضه کار بی‌کشش می‌باشد. ۲-خانوار نماینده عمر نامحدود دارد. ۳- زمان گسسته و بینهایت فرض می‌شود.

$$v_t = \left\{ (1-B)U\left(C_t, \mathrm{N}_t\right)^{1-\frac{1}{\varphi}} + \beta\left(E_t\left[v_{t+1}^{1-\gamma}\right]\right)^{\frac{1-\frac{1}{\varphi}}{1-\gamma}} \right\}^{\frac{1}{1-\frac{1}{\varphi}}} \qquad (۱)$$

c_t: بیانگر مصرف کل در زمان t و N_t، کل ساعات کار در زمان t می‌باشد. چهار جزء در این اقتصاد وجود دارد که عبارت‌اند از: کالای مصرفی، نیروی کار، گزینه‌های سرمایه‌گذاری و واحدهای تولیدی.

تکنولوژی تولید

واحدهای تولیدی که در زمان t ایجاد می‌شوند واحدهای تولیدی نسل t نامیده می‌شوند و شروع فعالیت آن‌ها در دوره t+1 است. کار (N_t^{τ}) تنها عامل تولیدی می‌باشد که دستمزد w_t منطبق با بازار رقابتی به آن پرداخت می‌گردد. ستانده واحدهای تولیدی نسل i در زمان t، y_t^{τ}، به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$y_t^{\tau} = \left(A_t^{\tau} N_t^{\tau}\right)^{1-\alpha}, \forall_t \geq \tau + 1 \qquad (۲)$$

---

1 . Dynare package
2 . Matlab
3 . Monte Carlo Markov chain (MCMC)
4 . Metropolis-Hastings algorithm

برای $t \geq \tau + 1$، A_t^{τ} نشان‌دهنده سطح بهره‌وری نیروی‌کار برای تمام واحدهای تولیدی متعلق به نسل τاست. سود نقدی واحدهای تولیدی نسل τدر زمان t به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\pi_t^{\tau} = \max\left\{\left(A_t^{\tau} n_t^{\tau}\right)^{1-\alpha} _\mathrm{w}_t\, n_t\right\} \qquad (۳)$$

A_t^{τ}، بهره‌وری برای نسل مشخصی است و تحت تأثیر ناهمگنی واحدهای تولیدی با محصولات مختلف در واکنش به شوک‌های بهره‌وری کل قرار می‌گیرد. به تبعیت از مطالعه کروس فرض می‌شود که لگاریتم نرخ رشد بهره‌وری برای نسل اولیه واحدهای تولیدی $\Delta_{a_{t+1}}$، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\log \frac{A_{t+1}}{A_t} \equiv \Delta_{a_{t+1}} = \mu + x_t + \sigma_a \varepsilon_{a,t+1} \qquad (۴)$$

$$x_t = \rho_{x_{t-1}} + \sigma_x \varepsilon_{x,t} \qquad (۵)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{a,t+1} \\ \varepsilon_{x,t+1} \end{bmatrix} \square\ iid.n\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}\right) \qquad (۶)$$

x_t، جزء ریسک بلندمدت[1] است که میانگین شرطی نرخ رشد بهره‌وری را دچار نوسانات دائمی می‌کند. $\varepsilon_{a,t+1}$: ریسک کوتاه‌مدت[2] است که i.i.d است. همچنین فرض می‌شود که نرخ رشد واحدهای تولیدی با سن j=0,1,…,t-1به‌صورت زیر باشد:

$$\frac{A_{t+1}^{t-j}}{A_t^{t-j}} = e^{\mu + \phi_j (\Delta_{a_{t+1}} - \mu)} \qquad (۷)$$

ϕ_j، بیانگر ناهمگنی واحدهای تولیدی در واکنش به ریسک بهره‌وری کل است. از طرفی فرض می‌شود که:

$A_t^{\tau} = A_t$به این معنی که واحدهای تولیدی جدید به‌طور متوسط حداقل به‌اندازه قدیمی‌ها، بهره‌ور (مولد) می‌باشند.

ϕ_j، عامل افزایش و توسعه Jاست. لذا یک وضعیت ۰ و ۱ در تابع ϕ_j(ϕ_J =۰برای J=0 و ϕ_J =۱برای J=1,2,…) منظور می‌شود. به‌علاوه اینکه در اقتصاد موردمطالعه، اندازه واحدهای

---

1 . Long-Run Risk(LRR)
2 . Short-Run Risk(SRR)

تولیدی برای همه نسل‌ها، برابر و معادل نسل-۰ است. ارزش یک واحد تولیدی که در زمان t ایجاد می‌گردد عبارت است از:

$$E_t\left[\Lambda_{t,t+1}\bar{w}_{t+1}p_{k,t+1}\right] \qquad (۸)$$

$\Lambda_{t,t+1}$: عامل تنزیل تصادفی است. $\bar{w}_{t+1}$: گردش نقدینگی واحدهای تولیدی نسل t است که عبارت است از:

$$\bar{w}_{t+1}=\left(\frac{A^{\tau}_{t+1}}{A_{t+1}}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}=e^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}\left(x_t+\sigma_a\varepsilon_{a,t+1}\right)}\forall_t \qquad (۹)$$

$p_{k,t+1}$: ارزش سود سهام واحد تولیدی نسل-۰ در دوره t+1.

طرح‌ها[1]

سرمایه در مدل این مطالعه متشکل از دو نوع است، واحدهای تولیدی و طرح‌ها.

واحدهای تولیدی دارایی‌های موجود (جاری) هستند که به‌نوعی سرمایه فیزیکی محسوب می‌شوند اما طرح‌ها گزینه‌های رشدی هستند که درواقع نامشهود هستند و قابلیت ذخیره شدن را دارند به این معنی که سرمایه‌گذاران حق انتخاب بین مصرف دوره جاری در مقابل مصرف آینده را دارند؛ که این ویژگی مدل نئوکلاسیک است. طرح‌ها کیفیت متفاوتی دارند. θ_t، کیفیت گزینه سرمایه‌گذاری در دوره t نامیده می‌شود که i.i.d فرض می‌شود و مقدار احتمال اجرای آن ϕ می‌باشد. هزینه هر طرح $\frac{1}{\theta}$ واحد تولید کل است. صاحبان سرمایه باید تصمیم بگیرند که فوری آن را اجرا نموده و یا اینکه اجرای آن را به آینده موکول نمایند. اگر طرحی فوراً اجرا نشود به احتمال δ_S در پایان دوره اصطلاحاً خواهد مرد. شوک‌های مرده[2] در همه گزینه‌های سرمایه‌گذاری و طرح‌ها، i.i.d هستند. فرض می‌شود: $\theta=\left[\theta_{\min},\theta_{\max}\right]$ $\theta_{\max}=\infty$ یا $\theta_{\min}=0$ ارزش هر طرح باکیفیت θ_t در زمان t عبارت است از:

$$p_{s,t}(\theta_t)=\max\left\{E_t\left[\Lambda_{t,t+1}\bar{w}_{t+1}p_{k,t+1}\right]-\frac{1}{\theta_t},(1-\delta_s)E_t\left[\Lambda_{t,t+1}p_{s,t+1}(\theta_{t+1})\right]\right\} \qquad (۱۰)$$

---

1 . Blueprints
2 . Death shocks

عبارت اول بیانگر بازدهی اجرای فوری طرح است. عبارت دوم بازدهی هم‌زمان اجرای طرح با تأخیر است چراکه با احتمال $1-\delta_s$، طرح در دوره بعدی احیا می‌شود و طرح دیگری با θ_{t+1} به دست می‌آید. در حقیقت تولید کل برای مصرف، گزینه‌های سرمایه‌گذاری و ایجاد واحدهای تولیدی جدید به کار می‌رود. $Y_t = C_t + I_t + J_t$ که در این رابطه C_t بخشی از تولید کل است که برای مصرف، I_t، بخشی از تولید کل است که برای ایجاد واحدهای تولیدی جدید و J_t، بخشی از تولید کل است که برای گزینه سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. لذا می‌توان موجودی سرمایه نامشهود برای دوره t+1 را به‌صورت زیر نوشت:

$$S_{t+1} = \left[S_t - E_t\right]\left(1-\delta_s\right) + J_t \qquad (۱۱)$$

$S_t - E_t$: بیانگر گزینه‌های سرمایه‌گذاری اجرانشده می‌باشد.

$$k_{t+1} = k_t\left(1-\delta_k\right) + E_t \qquad (۱۲)$$

$\left(1-\delta_k\right)$: تعداد واحدهای تولیدی باقیمانده از زمان t (یک دوره قبل)

E_t: کل واحدهای تولیدی ایجادشده در زمان t می‌باشد.

J_t، در حقیقت همان سرمایه نامشهود می‌باشد چون مانند سرمایه فیزیکی در دفاتر حسابداری منعکس نمی‌شود و به‌طور مستقیم و با بازده تولید فوری کالای نهایی تولید نمی‌کنند.

سرمایه مشهود[1]

در دوره t واحدهای تولیدی مختلفی در اقتصاد وجود دارد که واحدهای تولیدی نسل t-1,0,-1,....1 نامیده می‌شود. اندازه این واحدهای تولیدی برابر است با:

$$\left(1-\delta_k\right)^t k_0, \left(1-\delta_k\right)^{t-1} E_0, \left(1-\delta_K\right)^{t-2} E_1, ..., E_{t-1} \qquad (۱۳)$$

کل تولید در این اقتصاد برابر خواهد بود با:

$$Y_t = A_t\left[\left(1-\delta_k\right)^t k_0 + \sum_{j=0}^{t-1}\left(1-\delta_k\right)^{t-j-1} E_j\left(\frac{A_t^j}{A_t}\right)^{\frac{t-1}{\alpha}}\right]^{\alpha} N_t^{1-\alpha} \qquad (۱۴)$$

1 . Tangible capital

چنانچه k_t را به‌صورت $[k_t]_{t=0}^{\infty}$ تعریف کنیم. فرم خلاصه‌شده تابع تولید کل را خواهیم داشت. معادله حرکت بهره‌وری تعدیل‌شده سرمایه مشهود (k_t) از فرم زیر تبعیت می‌کند:

$$k_1 = M_0, K_{t+1} = (1-\delta_k)k_t + \bar{w}_{t+1}M_t, t = 1,2,3,... \quad (۱۵)$$

M_t: اندازه کل واحدهای تولیدی در زمان t می‌باشد.

k_t: اندازه بهره‌وری تعدیل‌شده واحدهای تولیدی (اظهارشده) نسل صفر است.

A_t: بهره‌وری کار برای واحدهای تولیدی نسل صفر است.

بر این اساس داریم:

$$y_t = \sum_{T=0}^{t-1}(1-\delta_K)^{t-T-1} M_\tau y_t^\tau = k_t^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha} \quad (۱۶)$$

سرمایه نامشهود

θ_t، کیفیت طرح‌ها، یک متغیر حالت با ابعاد بی‌نهایت بوده که برای همه طرح‌ها و در طول زمان i.i.d فرض می‌شود. حجم تولید نهایی که توسط واحدهای تولیدی ایجادشده (تولید نهایی)، M_t، به دو عامل بستگی دارد: اندازه کل همه طرح‌های در دسترس در زمان t که S_t نامیده می‌شود و کل مقدار سرمایه‌گذاری مشهود که با I_t نشان داده می‌شود. لذا داریم:

$$M_t = G(I_t, S_t)$$

$$M_t = \max\left\{S_t \int_{\theta_t^*}^{\infty} f(\theta) d\theta\right\} \quad (۱۷)$$

مشروط به اینکه: $S_t \int_{\theta_t^*}^{\infty} \frac{1}{\theta} f(\theta) d\theta \le I_t$ باشد.

طرح‌ها در صورتی اجرا می‌شوند که کیفیت آن‌ها بیشتر از θ_t^* باشد.

$$\theta_t^* = G(I_t, S_t) \quad (۱۸)$$

M_t و θ_t^*، به‌وسیله S_t, I_t تعیین می‌گردند. چنانچه طرح‌هایی که جدید ایجاد می‌گردند را J_t بنامیم، خواهیم داشت:

$$S_{t+1} = [S_t - G(I_t, S_t)](1-\delta_s) + J_t \quad (۱۹)$$

با به‌کارگیری معادله ۱۷ خواهیم داشت:

$$k_{t+1}=\left(1-\delta_k\right)k_t+\bar{w}_{t+1}G\left(I_t,\mathrm{S}_t\right) \quad (۲۰)$$

تولید کل را می‌توان برحسب مصرف (C_t)، سرمایه‌گذاری مشهود (I_t) سرمایه‌گذاری نامشهود $\left(J_t\right)$ نوشت:

$$C_t+I_t+J_t\le k_t^{\alpha}\left(A_tN_t\right)^{1-\alpha} \quad (۲۱)$$

مسئله تصمیم‌گیری

با فرض بازار رقابت کامل در شرایطی که واحدهای تولیدی و طرح‌ها در دادوستد هستند، تخصیص تعادلی و قیمت‌ها از جواب‌های حل مسئله حداکثرسازی مطلوبیت حاصل می‌گردد:

(۲۲)

$$V\left(K_t,\mathrm{S}_t,\mathrm{X}_t,\mathrm{A}_t\right)=\max_{C_t,I_t,J_t\ge 0}\left\{\left(1-B\right)C_t^{1-\frac{1}{\Psi}}+B\left(E\left[V\left(K_{t+1},\mathrm{S}_{t+1},x_{t+1},A_{t+1}\right)^{1-\gamma}\middle|X_t,\mathrm{A}_t\right]^{\frac{1-\frac{1}{\Psi}}{1-\gamma}}\right)\right\}^{\frac{1}{1-\frac{1}{\Psi}}}$$

مدل استفاده‌شده در این مطالعه ضمن حفظ ویژگی‌های مدل‌های استاندارد RBC با انعطاف‌پذیری آن، این امکان را فراهم می‌کند که هر دو گزینه مقطع عرضی بازدهی‌های سرمایه مشهود و نامشهود را علیرغم ناهمگنی در بهره‌وری واحدهای تولیدی و کیفیت طرح‌ها در مدل تعادل عمومی لحاظ نماییم.

وضعیت تعادلی

تخصیص تعادلی عامل تنزیل تصادفی در اقتصاد را می‌دهد.

$$\Lambda_{t,t+1}=B\left(\frac{C_t+1}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\Psi}}\left[\frac{V_{t+1}}{\left(E_t\left[v_{t+1}^{1-\gamma}\right]\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}}\right]^{\frac{1}{\Psi}-\gamma} \quad (۲۳)$$

ارزش یک طرح باکیفیت θ_t قبل از عملی شدن با $p_{s,t}$ تعریف می‌شود و معادل است با:

$$p_{s,t}=\int_0^{\infty}p_{s,t}\left(\theta\right)f\left(\theta\right)d\theta \quad (۲۴)$$

قیمت دارایی‌های مشهود به‌صورت زیر تعیین می‌گردد:

$$p_{k,t}=\alpha k_t^{\alpha-1}\left(A_tN_t\right)^{1-\alpha}+\left(1-\delta_k\right)q_{k,t} \quad (۲۵)$$

$$q_{k,t} = E_t\left[\Lambda_{t,t+1} P_{k,t+1}\right] \quad (۲۶)$$

به‌عبارت‌دیگر، $p_{k,t}$ قیمت واحدهای تولیدی با سود متعلقه در زمان t می‌باشد و $q_{k,t}$ قیمت واحدهای تولیدی بدون سود متعلقه در زمان t می‌باشد. یک طرح باکیفیت θ در زمان t اجرا می‌شود مشروط بر اینکه: $\theta_t \geq \theta_t^*$

$$E_t\left[\Lambda_{t,t+1}\bar{w}_{t+1} p_{k,t+1}\right] - \frac{1}{\theta_t^*} = (1-\delta_s) E_t\left[\Lambda_{t,t+1} p_{s,t+1}\right] \quad (۲۷)$$

این معادله بیانگر وضعیتی است که صاحبان طرح‌ها بین اجرای طرح و موکول نمودن آن به آینده بی‌تفاوت هستند.

قیمت گزینه‌های رشدی به‌صورت زیر تعیین می‌گردد:

$$p_{s,t} = \frac{G_S\left(I_{t+1}, S_{t+1}\right)}{G_I\left(I_{t+1}, S_{t+1}\right)} + (1-\delta_s) q_{s,t} \quad (۲۸)$$

در این رابطه عبارت $\frac{G_S\left(I_{t+1}, S_{t+1}\right)}{G_I\left(I_{t+1}, S_{t+1}\right)}$ به‌عنوان بازدهی قابل‌انتظار یک گزینه بدون ارزش تفسیر می‌شود؛ و یک تابع صعودی از I/S است و تابع همگن و مقعر G است. پس این معادله در حقیقت گزینه‌ها را برحسب باارزش یا بدون ارزش بودن تفکیک می‌کند. ارزش یک گزینه اجرا نشده برابر $(1-\delta_S) q_{s,t}$ پس از محاسبه برای شوک مرده است.

$$q_{s,t} = E_t\left[\Lambda_{t,t+1} p_{s,t+1}\left(\theta_{t+1}\right)\right] = 1 \quad (۲۹)$$

دو معادله رابطه ۲۸ و ۲۹ یک رابطه بازگشتی را تشکیل می‌دهند که با حل هم‌زمان آن‌ها می‌توان به مقدار تعادلی $p_{k,t}$ دست‌یافت. تفسیر آن به این صورت است که ارزش یک واحد سرمایه مشهود معادل ارزش حال تولید نهایی آن است. افزایش در نسبت I/S ، افزایش‌هایی در گزینه‌های رشد اجراشده و درنتیجه بازدهی‌هایشان خواهد داشت. در حقیقت $\frac{G_S(I,S)}{G_I(I,S)}$ می‌تواند به‌مثابه تولید نهایی سرمایه نامشهود تفسیر شود.

$G_S(I,S)$ تعداد واحدهای تولیدی جدید است که می‌تواند به‌وسیله گزینه‌های رشد اضافی ایجاد گردد و $\frac{1}{\theta^*} = G_I(I,S)^{-1}$ قیمت یک واحد تولید نهایی بکار رفته در کالاهای مصرفی

دوره جاری است. همچنین ارزش یک گزینه رشد اجرانشده برابر یک است چراکه یک واحد تولید عمومی می‌تواند به اجرای یک طرح جدید در زمان t تخصیص مجدد داده شود. درنهایت با تعیین مقادیر کل، معادله ۱۸ می‌تواند برای رسیدن به جواب بهینه برای آستانه اجرا یا عدم اجرای طرح‌ها استفاده شود. همچنین بازدهی‌های مورد انتظار سرمایه مشهود و نامشهود به ترتیب به‌صورت زیر تعیین می‌گردند:

$$r_{k,t+1}=\frac{p_{k,t+1}}{q_{k,t}}=\frac{\alpha k_{t+1}^{\alpha-1}\left(A_{t+1},N_{t+1}\right)^{1-\alpha}+\left(1-\delta_k\right)q_{k,t+1}}{q_{k,t}} \qquad (۳۰)$$

$$r_{s,t+1}=\frac{p_{s,t+1}}{q_{s,t}}=\frac{G_s\left(I_{t+1},S_{t+1}\right)}{G_I\left(I_{t+1},\mathrm{S}_{t+1}\right)}+\left(1-\delta_s\right) \qquad (۳۱)$$

معادله ۳۰، بازدهی دارایی‌های موجود در مقابل شوک‌های بهره‌وری کل است که عموماً در مدل‌های استاندارد ادوار تجاری حقیقی اجرا می‌شود و بالعکس در خصوص رابطه ۳۱، بازدهی گزینه‌های رشدی، مستقیماً به شوک‌های بهره‌وری وابسته نیستند و در عمل فقط یک تابع است از نسبت $\frac{I_{t+1}}{S_{t+1}}$. بازدهی دارایی‌های نامشهود زمانی که تقاضا برای آن‌ها زیاد باشد، بالاست؛ و این موضوع زمانی محقق می‌گردد که سرمایه‌گذاری فیزیکی (I) به نسبت گزینه‌های رشدی (S) بالا باشد.

بهره‌وری بنگاه

به‌منظور تبیین و اثبات اختلاف در بنگاه‌ها در مواجه با شوک‌های بهره‌وری بایستی ابتدا بهره‌وری بنگاه، سن بنگاه و سن سرمایه برآورد شود. سن دارایی‌های موجود متشکل از دو نوع سن بنگاه و سن سرمایه می‌شود که برای محاسبه آن‌ها از روش مطرح‌شده توسط آی[1] (۲۰۱۴) به تبعیت از ریتر[2] (۲۰۰۴) و جوانوویک[3] (۲۰۰۱)، سن سرمایه از رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$k_{age_{i,t}}=\frac{\sum_{l=1}^{t}\left(1-\delta_i\right)^l I_{i,t-l}\,l}{\sum_{l=1}^{t}\left(1-\delta_i\right)^l I_{i,t-l}} \qquad (۳۲)$$

1 . Ai(2014)
2 . Ritter(2004)
3 . Jovanovic(2001)

در این رابطه، $I_{i,t}$ اندازه مخارج سرمایه و δ_i ، نرخ استهلاک برای هر بنگاه خاص است. مطابق این تعریف سن سرمایه یک بنگاه برابر با متوسط وزنی سن محصولات سرمایه‌ای است. (اگر $T = \infty$) به‌طور کاربردی فقط یک حد می‌توان برای Tدر نظر گرفت. یک تصریح بزرگ برای T، تقریب بهتری برای سن محصولات سرمایه‌ای است اما منجر به کاهش قابل‌ملاحظه‌ای در تعداد مشاهدات می‌گردد. فرض می‌شود تابع تولید کاب داگلاس باشد:

$$Y_{i,j,t} = A_{i,j,t} K_{i,j,t}^{\alpha_{1,j}} n_{i,j,t}^{\alpha 2,j} \qquad (۳۳)$$

α_1, α_2 به ترتیب سهم سرمایه و سهم کار صنعت مشخص می‌باشند. همچنین فرض می‌کنیم بازدهی ثابت به مقیاس وجود داشته باشد. $\hat{\alpha}_{1,j} + \hat{\alpha}_{2,j} = 1$ درنتیجه لگاریتم بهره‌وری بنگاه i به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\ln \hat{A}_{i,j,t} = \ln y_{i,j,t} - \hat{\alpha}_{1,j} \ln k_{i,j,t} - \hat{\alpha}_{2,j} \ln n_{i,j,t} \qquad (۳۴)$$

به‌منظور بررسی ارتباط بین بهره‌وری کل بنگاه و سن بنگاه از رگرسیون زیر پیروی می‌شود:

$$\Delta \ln A_{i,j,t} = \varepsilon_{0i} + \varepsilon_1 \Delta \ln \bar{A}_t + \varepsilon_2 Age_{i,j,t} + \varepsilon_3 Age_{i,j,t} \Delta \ln \bar{A}_t + \varepsilon_4 \frac{B}{M_{i,j,t}} + \varepsilon_{i,j,t} \qquad (۳۵)$$

برای این منظور ابتدا چهار سن برای بنگاه در نظر گرفته می‌شود و برای هر چارک میانه سن بنگاه و میانه سن سرمایه با T=5 و T=8 و T=15 محاسبه می‌گردد. در این رابطه، $\varepsilon_{0,i}$ اثرات ثابت هر بنگاه ویژه است. $\Delta \ln \bar{A}_t$، نرخ رشد بهره‌وری کل است. $\frac{B}{M_{i,j,t}}$ ، نسبت ارزش دفتری به بازاری بنگاه است که برای اختلاف در ترکیب دارایی‌های مشهود و نامشهود لحاظ می‌گردد. فرضیه صفر در مدل، مثبت بودن ضریب ε_3 است که اثر سن بنگاه را بر رشد بهره‌وری کل نشان می‌دهد. جهت آزمون این فرضیه که بنگاه‌های جوان‌تر بیشتر در معرض شوک‌های بهره‌وری منفی قرار می‌گیرند، رگرسیون دیگری مشتمل بر همه اجزا رگرسیون پایه (رابطه ۳۵)، به استثنا سال‌هایی که رشد بهره‌وری کل منفی است، مجدداً استخراج و تخمین زده می‌شود؛ زیرا صحیح بودن این فرض به‌منزله تورش بسیار بالایی در تخمین ضریب ε_3 در رگرسیون اول است. برای این منظور به تبعیت از آی (۲۰۱۴)، ۲۵ درصد جوان‌ترین بنگاه‌ها از سایر بنگاه‌ها جدا می‌شوند:

$$\Delta \ln A_{i.j,t} = \begin{cases} \varepsilon_{0,\mathrm{i}} + \Phi_y \Delta \ln \bar{A}_t + \varepsilon_{1,i} \frac{B}{M_{i,j,t}} + \tilde{\varepsilon}_{i,j,t} \\ \varepsilon_{0,\mathrm{i}} + \Phi_0 \Delta \ln \bar{A}_t + \varepsilon_{1,i} \frac{B}{M_{i,j,t}} + \tilde{\varepsilon}_{i,j,t} \end{cases} \qquad (۳۶)$$

در این رابطه، Φ_y ضریب رگرسیون رشد بهره‌وری محصولات سرمایه‌ای بنگاه‌های جوان بر نرخ رشد بهره‌وری کل است. و Φ_0 ضریب رگرسیون سایر محصولات سرمایه‌ای(غیر جوان) بر نرخ رشد بهره‌وری کل است. همچنین چنانچه ضریب ε_4 در رگرسیون منفی باشد، دلالت بر پذیرش این فرضیه دارد که نرخ رشد بهره‌وری بنگاه‌های رشدی همیشه بالاتر از نرخ رشد بهره‌وری بنگاه‌های ارزشی است.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

در ادامه مدل مطرح‌شده که حاصل بهینه‌یابی کارگزاران اقتصادی است، برآورد می‌شود. همچنین در این مطالعه مدل‌سازی به‌صورت غیرخطی صورت می‌گیرد. در بخش انتهایی، تخمین و شبیه‌سازی مدل با استفاده از برنامه داینر در فضای نرم‌افزار متلب صورت پذیرفته است.

ابتدا به انتخاب دوره T برای طبقه‌بندی سن بنگاه‌ها پرداخته می‌شود. چنانچه نرخ استهلاک ۰,۰۱۴ در نظر گفته شود تنظیم T=14 بیانگر این می‌باشد که مقدار ۹۲٪ از بنگاه‌ها مقدار کل انباشت سرمایه خود را در جریان استهلاک موردمحاسبه قرار می‌دهند. در جدول ۱ آمار توصیفی مقادیر سن بنگاه‌ها نمایش داده‌شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی چارک‌های سن بنگاه

چارک سن بنگاه‌ها	میانه سن بنگاه	میانه سن سرمایه (T=5)	میانه سن سرمایه (T=9)	میانه سن سرمایه (T=14)
۱	۹	۲,۱۲	۳,۱۹	٤,۲۳
۲	۱۷	۲,۲٦	۳,۲۲	٤,۲۷
۳	۳٤	۲,۳۱	۳,۲٦	٤,۲۹
٤	۸۹	۲,۳٦	۲,۳۰	٤,۳۲
کل بنگاه‌ها	۳۷	۲,٤۱	۳,۳٤	٤,۳٤
سطح معنی‌داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
تعداد بنگاه‌ها	۱۱۹	۱۰۵	۹٦	٥٤
تعداد مشاهدات	۳۷۸	۲۹۸	۲۷۳	۱۹٤

منبع: یافته‌های پژوهش

اندازه سهم موجودی سرمایه بنگاه به‌عنوان کل ارزش دفتری دارایی‌ها منهای دارایی‌های جاری می‌باشد به‌عبارت‌دیگر پول نقد و سایر دارایی‌ها که نقدینگی دارند از اجزاء سرمایه فیزیکی مستثنی می‌شود. سطح معنی‌داری گزارش‌شده بیانگر این موضوع می‌باشد که فرضیه صفر مبنی بر برابری میانگین سنی بنگاه‌ها در چارک‌های مختلف، رد شده است. همچنین بر اساس سطح معنی‌داری گزارش‌شده برابری میانه سن سرمایه برای بنگاه‌ها در چارک‌ها مختلف نیز رد شده است.

در ادامه مقادیر وضعیت پایدار متغیرها به‌دست‌آمده است. ازجمله‌ی این پارامترها نرخ استهلاک سرمایه است که بر اساس وضعیت پایدار معادله انباشت سرمایه، نرخ استهلاک سرمایه بخش خصوصی $\delta = \frac{\bar{I}}{\bar{K}}$ به‌صورت نسبت وضعیت پایدار سهم سرمایه‌گذاری (تشکیل سرمایه) از حجم سرمایه وضعیت پایدار آن برابر ۰,۰۱۳۹ قابل‌محاسبه است. بر این اساس نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی $(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}})$ برابر ۰,۵۳، نسبت کل سرمایه‌گذاری (خصوصی و دولتی) به تولید $(\frac{\overline{IT}}{\bar{Y}})$ برابر ۰,۳۲۱، نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید $(\frac{\overline{GC}}{\bar{Y}})$ برابر ۰,۱۲۳ ارزش دفتری به ارزش بازاری $(\frac{B}{M})$ برابر ۰,۳۶۵ ، نسبت سن بگاه به تولید $(\frac{A}{\bar{Y}})$ به‌دست‌آمده است. در ادامه به برآورد فشار ریسک بر اساس سن بنگاه‌ها پرداخته‌شده است.

جدول ۳. فشار مربوط به ریسک کلی بر اساس سن بنگاه‌ها

نرخ رشد بهره‌وری کل	سن بنگاه‌ها	سن بنگاه ضرب‌در نرخ رشد بهره‌وری	نسبت ارزش دفتری به بازاری	تعداد مشاهدات	چارک‌بندی بنگاه‌ها
۰,۰۲۱ (۰,۰۲)	−۰,۰۰۲ (۰,۰۰)	۰,۰۱٤ (۰,۰۰)	−۰,۰۰۵ (۰,۰۰)	۲۲۳	۱
۰,۰۳۵ (۰,۰۰)	−۰,۰۰۵ (۰,۰۰)	۰,۰۰۹ (۰,۰۲)	−۰,۰٦۳ (۰,۰۰)	۱۸٤	۲
۰,۰۰٦ (۰,۰۱)	−۰,۰۰٦ (۰,۰۰)	۰,۰۱۸ (۰,۰۰)	−۰,۰۰٦ (۰,۰۱)	۲۲۰	۳
۰,۰۳۹ (۰,۰۰)	−۰,۰۰۳ (۰,۰۰)	۰,۰۱۱ (۰,۰۰)	−۰,۰۳۲ (۰,۰۰)	۱۹۵	٤

منبع: یافته‌های پژوهش

در محاسبات صورت گرفته تمامی ضرایب برآورد شده در سطح خطای ۵ درصدی اختلاف معنی‌داری از صفر دارند با توجه به اینکه از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری به‌منظور کنترل

تفاوت بین اجزاء دارایی‌های مشهود و نامشهود بین بنگاه‌ها استفاده می‌شود، منفی بودن ضریب ε_4 به‌طور یکسان در همه تخمین‌ها بیانگر این است که رابطه بین ارزش دفتری به بازاری بنگاه‌ها و رشد بهره‌وری کل منفی است که این دلالت بر این دارد که نرخ رشد بهره‌وری بنگاه‌های رشدی بالاتر از بنگاه‌های ارزشی است این نتیجه منطقی است چون بنگاه‌های رشدی جریان نقدی بالاتری نسبت به بنگاه‌های ارزشی دارند. همچنین ملاحظه می‌گردد که در چارک‌های مختلف بنگاه‌ها رشد بهره‌وری و میانگین سن سرمایه‌گذاری بنگاه اثرات مثبتی بر دارایی‌های مشهود و نامشهود دارد. ضریب ε_3 در رابطه ۳۵ پارامتر کلیدی است که اثر سن را بر رشد بهره‌وری کل در بر می‌گیرد. نتایج حاکی از مثبت و معنادار بودن این ضریب و به‌تبع آن پذیرش فرضیه صفر مبنی بر افزایشی بودن متوسط سن پروژه‌های سرمایه‌گذاری در مقابل سن بنگاه‌هاست.

به‌منظور بررسی فرضیه تفاوت در تحت تأثیر ریسک کل قرار گرفتن بنگاه‌های جوان نسبت به بنگاه‌های قدیمی‌تر (با اقتباس از رابطه ۳۶)، ۲۵ درصد از جوان‌ترین بنگاه‌ها را جدا می‌نماییم. نتایج در جدول ۴ گزارش‌شده است.

جدول ٤. تحت تأثیر ریسک کل قرار گرفتن بنگاه‌های جوان در مقابل سایر بنگاه‌ها

رگرسیون	۱	۲	مشاهدات
جوان	-۰/۰۹۱ (۰/۲۵)	۰/۵٦۱ (۰/۳۱)	۱۳۷
سایرین	۱/۲۱ (۰/٤۱)	۲/۵ (۰/۰۱)	۲٤۱
اختلاف	۱/۳۰۱ (۰/۵۱٤)	۱/۹۳۹ (۰/۳۲۱)	-

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تخمین Φ_y اختلاف آماری معناداری از صفر ندارد از طرفی تخمین Φ_0 مثبت و معنادار است به این معنا که اختلاف بنگاه‌ها در قرار گرفتن در معرض بهره‌وری مثبت و به لحاظ آماری معنادار است.

در ادامه برای برآورد مدل ابتدا توزیع میانگین و انحراف معیار پیشین[1] پارامترها تعیین می‌گردد سپس با استفاده از برنامه داینر در فضای نرم‌افزار متلب، مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین[2] پارامترها از روش بیزی محاسبه می‌شود. نتایج حاصله در جدول ۵ گزارش گردیده است.

جدول ۵. برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توزیع پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	منبع
β	نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار	بتا	۰/۹٦۸	۰/۹٦۷	انتخابی
γ	ریسک‌گریزی	نرمال	۱۰	۱۰	محاسبات پژوهش
ψ	کشش جانشینی بین دوره‌ای	نرمال	۱/۸۹	۱/۱۹۳	انتخابی
α	سهم سرمایه	بتا	۰/۳	۰/۳	محاسبات پژوهش
δ_s	نرخ استهلاک سرمایه نامشهود	نرمال	٪۱۰/۵	٪۱۱	محاسبات پژوهش
ν	وزن سرمایه‌گذاری فیزیکی	بتا	۰/۸۵	۰/۸۸	انتخابی
μ	میانگین نرخ رشد بهره‌وری	گاما	۱/۳٤	۰/۵۸	محاسبات پژوهش
σ_α	نوسانات ریسک کوتاه‌مدت	نرمال	٤/٦	٤/۸	انتخابی
σ_x	نوسانات ریسک بلندمدت	نرمال	۱/۷	۱/۹	انتخابی
ρ_g	ضریب خودهمبستگی رشد انتظاری	بتا	۰/۸۹۹	۰/۵۵۲	محاسبات پژوهش
ϕ	در معرض ریسک سرمایه‌گذاری جدید	بتا	۰/۰۱	۰/۰۰٤	محاسبات پژوهش
α_H	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰/۲	۰/٤۳	انتخابی
δ_k	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	نرمال	٪۱۱	٪۱۱	محاسبات پژوهش

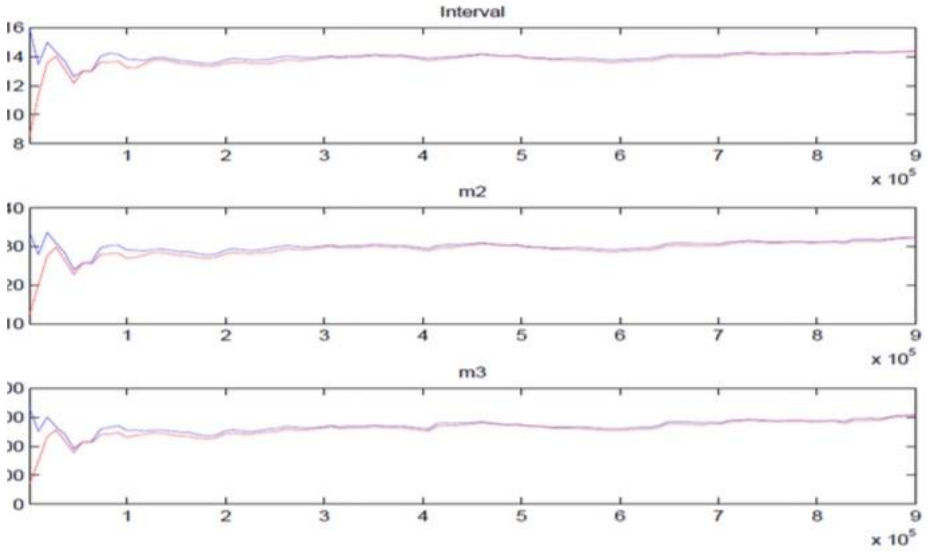
منبع: مطالعات تجربی و محاسبات پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد نتایج حاکی از انطباق قابل‌قبول مدل با داده‌های واقعی می‌باشد و برای غالب پارامترها میانگین مقدار متوسط انتخاب‌شده برای توزیع پیشین نزدیک به میانگین توزیع پسین می‌باشد که بیانگر صحت انتخاب نوع توزیع پیشین و مقدار متوسط آن برای پارامترهای مدل است.

همچنین آزمون تشخیصی MCMC بروکز و گلمن (۱۹۹۸)[3] با استفاده از الگوریتم متروپولیس هستینگز، جهت تعیین درجه صحت زنجیره‌ها و چگالی‌های پسین استخراج‌شده بررسی گردید. این آزمون تشخیصی سه شاخص با نام‌های Interval, m2, m3 از طریق MCMC ارائه می‌نماید که به ترتیب نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس و گشتاور سوم پارامترها

1 . Prior Mean and Standard deviation
2 . Posterior Mean and Standard Deviation
3 . Brooks and gelman(1998)

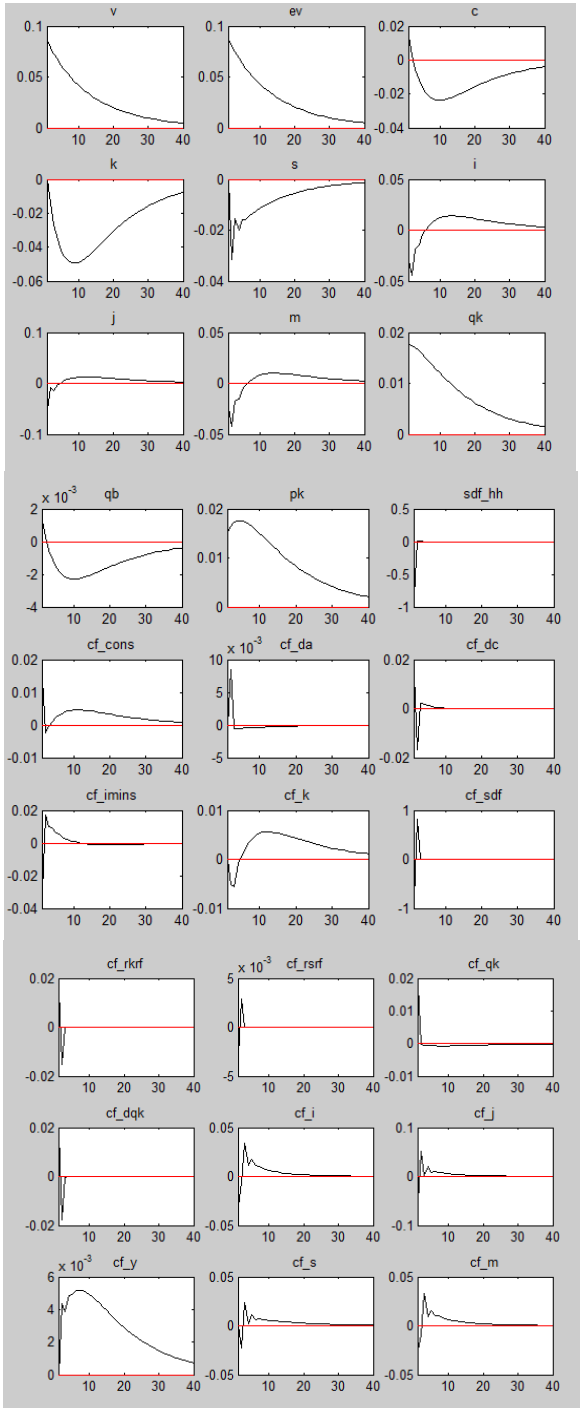
می‌باشد و واریانس درون بلوکی به واریانس بین بلوکی میل کرده و هردو به سمت یکدیگر همگرا می‌باشند.



نمودار ۱. نمودار همگرایی بروکز و گلمن

شبیه‌سازی و تحلیل نمودارهای کنش و واکنش

علاوه بر انطباق گشتاورها که در قسمت قبل پرداخته شد، واکنش متغیرهای درون‌زای مدل در مواجهه با شوک‌های تصادفی برون‌زای وارده می‌بایست با انتشار در یک افق زمانی با مبانی تئوریک منطبق باشد به‌عبارت‌دیگر ابزار دیگر صحت برازش مدل بررسی نمودارهای کنش و واکنش است لذا در ادامه به بررسی نمودارهای کنش و واکنش مربوط به چارک‌های مختلف شرکت‌ها و متغیرهای پژوهش بر اساس یک انحراف معیار شوک واردشده از ناحیه بهره‌وری پرداخته و عکس‌العمل متغیرها نمایش داده‌شده است:



نمودار ۲. واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک بهره‌وری

نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این می‌باشد که متغیر مصرف بر اساس شوک واردشده از ناحیه بهره‌وری بنگاه‌ها در کوتاه‌مدت افزایش‌یافته است چون در فرآیند بهینه‌یابی مطلوبیت نهایی پس‌انداز خانوارها نسبت به مصرف افزایش‌یافته اما اثرگذاری آن طی چند دوره کاهش‌یافته و نهایتاً به مقدار اولیه خود برمی‌گردد که این نتیجه منطبق بر نظریه بهینه‌سازی مصرف بین دوره‌ای می‌باشد چون با افزایش نرخ بهره ثروت حقیقی کاهش و درنتیجه مصرف نیز کاهش و به آینده موکول می‌شود چراکه کاهش در سرمایه‌گذاری تا ۸ دوره ادامه می‌یابد و کاهش در اوراق بهادار در دست مردم و کاهش در سرمایه فیزیکی در این چند دوره کاهش در مصرف را رقم‌زده است. همچنین مطابق مباحث تئوریک کاهش چند دوره‌ای مصرف به دلیل انتقال منحنی عرضه به راست و افزایش تولید و افزایش سرمایه‌گذاری بوده است. همچنین تحلیل برای افزایشی شدن مصرف پس از چند دوره این است که با افزایش سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن موجودی سرمایه، تقاضا برای سرمایه و نیروی کار افزایش می‌یابد که به دنبال آن نرخ اجاره سرمایه و دستمزد افزایش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر درآمد خانوارها که از این دو منبع تأمین می‌گردد افزایش و لذا مصرف افزایش و به سمت مقدار باثبات اولیه خود برمی‌گردد. درمجموع علت اینکه درصد انحراف آن از وضعیت پایدار چندان قابل‌ملاحظه نیست این است که ترجیحات در این مطالعه از نوع بازگشتی است و تغییرات مصرف به ترجیحات بستگی دارد و طبق تئوری نئوکلاسیک خانوار به مقدار انتظاری آینده بیشتر از مقدار جاری واکنش نشان می‌دهد که به آن اثر هموارسازی[1] گفته می‌شود. همچنین پارامتر ریسک‌گریزی نسبی نیز باعث کاهش تغییرپذیری می‌شود که همان معمای صرف سهام است.

بر اساس شوک واردشده سطح عمومی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت افزایش‌یافته و مطابق انتظار به دلیل کاهش سطح مانده‌های حقیقی پول و به‌تبع افزایش نرخ بهره درنتیجه سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه فیزیکی برای چند دوره کاهش‌یافته است اما در میان‌مدت و بلندمدت اثرگذاری سطح عمومی قیمت‌ها کاهش و متغیرهای سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه فیزیکی بنگاه‌ها افزایش می‌یابند و به‌طورکلی بازدهی ناشی از سرمایه فیزیکی در یک افق زمانی بلندمدت در پاسخ به یک شوک بهره‌وری افزایش داشته است.

همچنین بر پایه نتایج حاصله می‌توان اذعان داشت که شوک بهره‌وری وارده شده در کوتاه‌مدت منجر به افزایش در بازدهی سرمایه به میزان ۲٪ شده است و در بلندمدت این اثر از بین رفته است. این موضوع بیانگر این می‌باشد که بهره‌وری بلندمدت سرمایه فیزیکی در معرض ریسک کمتری

---

1 . smothing effect

قرار دارد. با توجه به اینکه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه فیزیکی بر اساس عایدی آتی صورت می‌گیرد و ارزش حال تولید نهائی سرمایه فیزیکی در دوره زمانی آتی افزایش می‌یابد.

در مدل برآورد شده کشش جانشینی بین سرمایه فیزیکی و سرمایه نامشهود معادل با ۱,۵ می‌باشد. این موضوع حاکی از این است که عرضه سرمایه‌گذاری فیزیکی با کشش بوده است. متعاقباً، بازدهی سرمایه فیزیکی عکس‌العمل بسیار کوچکی به شوک بلندمدت داشته است.

همچنین به‌منظور فهم بهتر در مورد تفاوت بین بازدهی دارایی‌های مشهود و نامشهود باید به این نکته توجه کرد که شوک واردشده از ناحیه بهره‌وری قیمت دارایی نامشهود را به‌مراتب نسبت به دارایی‌های مشهود بیشتر افزایش داده است. همچنین لحاظ کردن دارایی‌های نامشهود در مدل منجر به این شده است که بازدهی دارایی فیزیکی نیز افزایش یابد. نتایج بیانگر این می‌باشد که دارایی‌های نامشهود نسبت به دارایی‌های مشهود بیشتر در معرض ریسک بلندمدت قرار می‌گیرد. همچنین بر اساس نمودارهای کنش- واکنش مشخص‌شده است که عایدی ریسک بر روی سرمایه فیزیکی بیشتر و برای سرمایه نامشهود کمتر می‌باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

هدف مقاله حاضر ارائه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با سرمایه نامشهود برای بازار سهام ایران می‌باشد. در این مطالعه از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۵ استفاده‌شده و اثرات شوک بهره‌وری و سرمایه نامشهود به‌عنوان گزینه سرمایه‌گذاری بادوام مورد ارزیابی قرار گرفت. در این مطالعه توابع تولید بر مبنای سرمایه مشهود و نامشهود و همچنین مسئله برنامه‌ریزی که بر پایه آن صاحبان طرح‌ها و سرمایه‌گذاران در خصوص اجرای طرح یا موکول نمودن آن به آینده، تصمیم‌گیری و بهینه‌بابی می‌نمایند، ارائه‌شده است همچنین در چارچوب یک مدل تعادل عمومی، کاربردهای کمی قیمت‌گذاری دارایی با پویایی‌های مشترک مصرف و سرمایه‌گذاری ارائه گردید. به‌عبارت‌دیگر چارچوب مدل نئوکلاسیک با ویژگی‌های مدل RBC و اضافه نمودن جزء ریسک بلندمدت و سرمایه نامشهود تلفیق و مدل‌سازی گردیده است. در راستای رسیدن به این هدف به تبعیت از آی و همکاران، گزینه‌های رشدی را تحت عنوان سرمایه نامشهود وارد اقتصاد مبتنی بر تولید با مدل استاندارد نئوکلاسیک نموده و بنابراین نتایج حاصله قابل‌مقایسه با مدل‌های استاندارد RBC هستند. در حقیقت در این مطالعه برای اندازه‌گیری قیمت و مقدار دارایی نامشهود ضمن حفظ چارچوب مدل‌های مشابه، به توسعه آن‌ها به‌منظور مدل‌سازی

صریح اقتصادی پرداخته شد. نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه بیانگر این بود که شوک بهره‌وری واردشده منجر به افزایش بازدهی سرمایه فیزیکی شده و با لحاظ کردن دارایی‌های نامشهود در مدل بازدهی سرمایه فیزیکی بیشتر و در معرض ریسک قرارگیری سرمایه نامشهود کمتر می‌شود.

در این مطالعه دو نوآوری عمده در مدل پایه ایجاد گردیده است. ترجیحات بازگشتی و فرآیندهای جزء ریسک بهره‌وری بلندمدت، لحاظ گردیده است که باعث ایجاد نوسانات بالا و حائز اهمیتی در شالوده قیمت‌گذاری می‌گردد. نتایج حاکی از این است که سرمایه فیزیکی بیشتر از سرمایه نامشهود تحت تأثیر ریسک‌های بلندمدت قرار می‌گیرد؛ و همچنین با تمرکز بر شالوده اقتصاد خرد موضوع، می‌توان اذعان داشت که بهره‌وری محصولات سرمایه‌ای جدید نسبت به محصولات قدیمی‌تر، حساسیت کمتری به شوک‌های بهره‌وری کل دارند. به عبارتی می‌توان گفت که پایه نتایج کاربردی مدل، ناهمگنی در بهره‌وری سرمایه است. نسل‌های مختلف واحدهای تولیدی از لحاظ محصولات و همچنین بهره‌وری کار، ناهمگن بوده و به‌تبع آن واکنش‌های مختلفی به شوک‌های بهره‌وری کل خواهند داشت، لذا منطقی است که فرآیندهای بهره‌وری بنگاه‌های جوان، نوسانات غیر سیستماتیک بالاتری نسبت به بنگاه‌های قدیمی داشته باشد. علت کند بودن واکنش سرمایه‌گذاری به شوک‌های بلندمدت این است که اولاً شوک‌های جدید پیش‌بینی رشد بهره‌وری آینده را دارند اما اثراتی بر تولید جاری ندارند زیرا محرک تغییر مصرف هستند که همین موضوع عامل گرایش به اجتناب از تغییر چشمگیر در سرمایه‌گذاری است. دوم این‌که سرمایه‌گذاری جدید به دلیل سن پایین‌تر، کمتر در معرض شوک‌های کل قرارگرفته‌اند و بهره‌وری آن‌ها تنها تحت تأثیر شوک‌های جدید می‌باشد. درواقع در تعادل بعد از یک شوک بهره‌وری بلندمدت، قیمت سرمایه فیزیکی بلافاصله واکنش نشان می‌دهد درحالی‌که سرمایه نامشهود و بازدهی گزینه‌های رشدی به این صورت نیست. این واقعیات می‌تواند توجیهی باشد بر بالا بودن صرف سهام و شکاف بین بازدهی‌های دارایی‌های موجود (مشهود) و گزینه‌های رشدی (نامشهود) و همچنین نوسانات قابل‌ملاحظه‌ای که برای سرمایه‌گذاری مشاهده‌شده است.

در این آنالیز می‌توان از شکاف بین بازدهی نسبت ارزش دفتری به بازاری اوراق قرضه برای بیان شکاف بین صرف ریسک سرمایه مشهود و نامشهود استفاده نمود و بدین‌وسیله ضمن حفظ ویژگی‌های مدل سنتی RBC، امکان بررسی هم‌زمان پدیده صرف سهام و صرف ارزش را فراهم می‌نماید که برای پژوهش‌های بعدی توصیه می‌گردد. همچنین برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد که در رگرسیون‌های مختلف عوامل بهره‌وری محصولات سرمایه‌ای، نوسانات ریسک

بهره‌وری بلندمدت به همراه سرمایه نامشهود، لحاظ و تخمین زده شود و سپس در سه مدل رگرسیونی دیگر با حذف تک‌تک این عوامل اثرگذاری آن‌ها بررسی و مقایسه گردد.

بر مبنای نتایج حاصل از این مطالعه و تأثیر حائز اهمیت شوک بهره‌وری بر متغیرهای کلان اقتصادی و رشد سرمایه‌ها توصیه می‌گردد ضمن توجه جدی به ارتقاء بهره‌وری، دولت مکانیسم کانال شتاب‌دهنده مالی را در رأس اقدامات سیاستی خود قرار دهد چراکه این کانال می‌تواند باعث تقویت و یا تحدیدی شدن آثار سایر سیاست‌های پولی و مالی و اثر شوک‌های اولیه گردد. توصیه دوم، توجه ویژه سیاست‌گذاران و پژوهشگران به پارامتر عادات مصرفی است که با ملحوظ داشتن ترجیحات بازگشتی در تابع مطلوبیت قابل حصول است؛ و سوم: تجدیدنظر در استانداردهای سازمان حسابرسی و طراحی و ایجاد نظام و شاخص‌هایی برای اندازه‌گیری به‌نحوی‌که امکان ثبت دارایی-های نامشهود فراهم و شرکت‌ها ملزم به افشای جداگانه سرمایه نامشهود خود در صورت سود و زیان گردند تا تفاوت بین ارزش دفتری به بازاری کاهش‌یافته و صورت‌های مالی شفاف‌تر شوند که موجب اطمینان بیشتر سرمایه‌گذاران، افزایش کارایی بازار سرمایه و تخصیص بهینه منابع مالی می-گردد. چهارم: اهمیت سرمایه نامشهود و افزایش سرمایه‌گذاری در آن می‌باشد، چراکه منجر به رشد بهره‌وری و رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد؛ و همچنین توجه ویژه سیاست‌مداران به نقش سرمایه نامشهود علاوه بر سرمایه فیزیکی و ایجاد زمینه‌های لازم برای بهبود آن از طریق تخصیص بودجه، چراکه سرمایه نامشهود منبعی برای خلق ارزش است که منجر به مزیت رقابتی پایدار[1] می‌گردد. همچنین نظر به اهمیت سرمایه نامشهود در دستیابی به توسعه اقتصادی پایدار، پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران برای این گروه از سرمایه‌گذاری ازجمله سرمایه‌گذاری در R&D، یارانه در نظر گرفته و با کاهش مالیات این بخش مهم، این نوع سرمایه را که نقش قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی از زنجیره بازار سرمایه دارد بالا ببرد.

---

1 . sustainable competitive advantage

منابع

- زارع، هاشم، رضایی سخا، زینب و زارع، محمد. (۱۳۹۷). یک الگوی تعادلی برای شبیه‌سازی تصادفی رفتار بازار سهام ایران: رهیافتی از اقتصاد فیزیک. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۲)، صص. ۸۲-۱۱۳.
- فلاح‌پور، سعید، محمدی، شاپور و صابونچی، محمد. (۱۳۹۷). مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی با بتای متغیر نسبت به زمان، از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد. *فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات مالی*، ۲۰ (۱)، صص. ۱۷-۳۲.
- عرفانی، علیرضا و صفری، سولماز. (۱۳۹۵). مدل‌سازی معمای صرف سهام توسط منطق فازی: شواهدی از ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*، (۱۰)۳۵، صص. ۹۶-۷۱.
- فخرحسینی، سید فخرالدین. (۱۳۹۵). مدل ادوار تجاری حقیقی با شکل‌گیری عادات: راه‌حلی برای معمای صرف سهام. *فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی* (۱۰)۳۵، صص. ۱۶۹-۱۴۱.
- -Ai, H. Croce, M. M. & Li, K. (2014). Toward a quantitative general equilibrium asset pricing model with intangible capital. *The Review of Financial Studies*, *26*(2), pp.491-530.
- -Adrian, T. Crump, R. K. & Moench, E. (2015). Regression-based estimation of dynamic asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, *118*(2), pp.211-244.
- -Ai, H. & Kiku, D. (2013). Growth to value: Option exercise and the cross section of equity returns. *Journal of Financial Economics*, *107*(2), pp.325-349.
- -Ai, H. (2009). *Intangible capital and the value premium*. Working paper.
- -Blundell, R. & Bond, S. (2000). GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric reviews*, *19*(3), pp.321-340.
- -Berk, J. B. & Van Binsbergen, J. H. (2016). Assessing asset pricing models using revealed preference. *Journal of Financial Economics*, *119*(1), pp.1-23.
- -Blackburn, D. W. & Cakici, N. (2017). Book-to-Market Decomposition, Net Share Issuance, and the Cross Section of Global Stock Returns.

- Bontis, N. (2001). Managing organizational knowledge by diagnosing intellectual capital: framing and advancing the state of the field. In *World Congress on intellectual capital readings* (pp. 13-56).
- -Erfani, A & Safari, S(2017). Modeling Equity Premium Puzzle by Using Fuzzy Logic: A Number of Evidences from Iran. Quarterly Journal of Economical modeling, 35(10), pp.71-96.(in Persian)
- -Fakhrhoseini, S F, (2016). Real Business Cycles Model with Habits Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle, Quarterly Journal of Economical modeling, 35(10), pp.141-169.
- (in Persian)
- -Fallahpour S؛ Mohammadi S؛ Sabunchi M(2018), Analysis of Conditional Capital Asset Pricing Model with Time Variant Beta using Standard Capital Asset Pricing Model, Journal of Financial Research,20(1),pp.17-32.(in Persian)
- -Fama, E. F. & French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of financial Economics*, *123*(3), pp.441-463.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2018). Choosing factors. *Journal of Financial Economics*, *128*(2), pp.234-252.
- -Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, *47*(2), pp.427-465.
- -Fama, E. F. & French, K. R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *The Journal of Finance*, *50*(1), pp.131-155. .
- -Fukuta, Y. & Yamane, A. (2015). Value premium and implied equity duration in the Japanese stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *39*, pp.102-121.
- -Guo, B. Zhang, W. Zhang, Y. & Zhang, H. (2017). The five-factor asset pricing model tests for the Chinese stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, *43*, pp.84-106.
- -Herskovic, B. Kelly, B. Lustig, H. & Van Nieuwerburgh, S. (2016). The common factor in idiosyncratic volatility: Quantitative asset pricing implications. *Journal of Financial Economics*, *119*(2), pp.249-283.
- -Jegadeesh, N. Noh, J. Pukthuanthong, K. Roll, R. & Wang, J. (2019). Empirical tests of asset pricing models with individual assets: Resolving the errors-in-variables bias in risk premium estimation. *Journal of Financial Economics*.
- -Jovanovic, B. & Rousseau, P. L. (2001). *Why wait? A century of life before IPO* (No. w8081). National bureau of economic research.

- -Lakonishok, J. Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The journal of finance*, *49*(5), pp.1541-1578.
- -Mehra, R. & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of monetary Economics*, *15*(2), pp.145-161.
- -Loughran, T. & Ritter, J. R. (2002). Why has IPO underpricing changed over time? Financial Management, 33, pp.5-37.
- -Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, *7*(1), pp.77-91.
- -Lee, H. S. Cheng, F. F. & Chong, S. C. (2016). Markowitz portfolio theory and capital asset pricing model for Kuala Lumpur stock exchange: A case revisited. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *6*(3S), pp.59-65.
- -McQuade, T. (2018). Stochastic volatility and asset pricing puzzles.
- -Lin, Q. (2017). Noisy prices and the Fama–French five-factor asset pricing model in China. *Emerging Markets Review*, *31*, pp.141-163.
- -Roy, R. & Shijin, S. (2018). A six-factor asset pricing model. *Borsa Istanbul Review*, *18*(3), pp.205-217.
- -Stiles, P. & Kulvisaechana, S. (2003). *Human capital and performance: A literature review*.
- DTI.
- -Sundqvist, T. (2017). Tests of a Fama-French Five-Factor Asset Pricing Model in the Nordic Stock Markets.
- -Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, *19*(3), pp.425-442.
- Zare, H, Rezaeesakha, Z & Zare, M(2018). An Equilibrium Model for Stochastic Simulation of Iranian Stock Market Behavior: An Econophysic Approach, Financial Management Strategy, 6(2), pp.82-113. (in Persian)