دوفصلنامهٔ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی
سال هفتم، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان ۱۳۹۹
شمارهٔ پیاپی ۱۴، صص۲۹۷-۳۲۸
مقالهٔ پژوهشی

Economic ESP
The Journal of Economic Studies and Policies
Semi-Annual, Vol.7, No.2, Fall 2020 – Winter 2021
Issue 14, pp.297-328
Original Article

سرمایه نامشهود و صرف ارزش در بازار سهام ایران: شواهدی از یک الگوی ادوار تجاری حقیقی[1]

فرشته باغبان‌زاده *
هاشم زارع **
عباس امینی‌فرد ***
علی حقیقت ****

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/۲۷ ـ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۷/۰۲

DOI: 10.22096/esp.2021.121519.1308

چکیده

هدف این پژوهش اضافه نمودن سرمایه نامشهود به الگوی ادوار تجاری حقیقی تحت یک مدل تعادل عمومی و بررسی پدیده «صرف ارزش» در این چارچوب است. نظر به محدودیت‌هایی که در مطالعات مشابه برای بازار سهام ایران وجود داشته است، ضروری به نظر می‌رسد تا از زاویه‌ای جدید با وارد نمودن سرمایه نامشهود و در چارچوب الگوی تعادل عمومی، بازار سهام ایران و معمای «صرف ارزش» در حالت‌های مختلف مقایسه و تحلیل گردد. در این راستا با در نظر گرفتن سناریوهای مختلف به واکاوی الگوهای مختلف و تحلیل مسیرهای پویای تعادلی در قالب نظریه ادوار تجاری حقیقی پرداخته شده است. واکاوی داده‌ها با استفاده از برنامه داینر در فضای نرم‌افزار متلب بر اساس روش مونت‌کارلو از زنجیره مارکوف در قالب الگوریتم متروپولیس هستینگز صورت

---

۱. این مقاله از رساله دکتری نویسنده اول استخراج گردیده است.

* گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
Email: Fereshte.baghbanzade@gmail.com
** گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاداسلامی، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول)
Email: Hashem.zare@gmail.com
*** گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
Email: aaminifard@yahoo.com
**** گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
Email: Alihaghighat91@yahoo.com

گرفته است. به‌طورکلی نتایج حاکی از این حقیقت است که الگویی که سرمایه نامشهود در آن لحاظ شده است، بهتر از سایر الگوها می‌تواند تحولات بازار سهام و به‌خصوص میزان تفاوت میان سهام رشدی و ارزشی را که بیان‌کننده صرف ارزش است را توضیح دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد به دلیل پاسخ متفاوت دو سرمایه مشهود و نامشهود به تکانه‌های بهره‌وری در اقتصاد، صرف ریسک بیشتری برای سرمایه فیزیکی نسبت به سرمایه نامشهود قابل مشاهده می‌باشد. به‌علاوه در تمام الگوهایی که سرمایه نامشهود در کنار سرمایه مشهود در نظر گرفته شده است، بازدهی بالاتری برای سرمایه مشهود نشان داده شده است.

واژگان کلیدی: ادوار تجاری حقیقی، تعادل عمومی، سرمایه نامشهود، صرف ارزش.
طبقه‌بندی موضوعی: E22، E32، G12، G13.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

تئـــوری «ادوار تجـاری حقیقـی» (Real Business Cycle (RBC)) مبتنـی بـر اقتصـاد والراسـی (Walrasia's economy) است؛ در این چارچوب که در شرایطی همچون وجود رقابت، ایجاد بازارهای آزاد، وجود اطلاعات متقارن و عدم فقدان بازار (Missing market)، عدم وجود اثرات بیرونی (Externality) و همچنین وجود تعادل پایدار در اقتصاد می‌باشد، کوچک‌ترین عدم تعادلی به‌سرعت به سمت تعادل تعدیل می‌گردد. از طرف دیگر با توجه به اهمیت بازار سرمایه در رونق اقتصادی کشور، همواره پژوهشگران به دنبال مدل‌سازی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (Capital Asset Pricing Model (CAPM)) بر مبنای مدل استاندارد شارپ (Wiliam Sharpe(1965)) و بررسی پدیده‌های غیرعادی بازار سهام‌شامل «صرف سهام» (Equity Premium) و «صرف ارزش» (Value Premium) دراین چارچوب بوده‌اند. از جمله توسعه و تعدیلاتی که بر مدل شارپ صورت گرفته است می‌توان به مدل‌های کاهشی (Down side capital asset pricing model (D-CAPM))، تعدیـــل‌شـــده (Adjusted capital asset pricing model(A-CAPM))، بیـــن‌دوره‌ای[۱]، شـرطـی (Intertemporal capital asset pricing model(I- CAPM))، مصـرفـی (Consumption capital asset pricing model (C-CAPM))، پاداشـــی (Reward beta model(RBM))، رفتاری (Behavioral asset pricing(BAP)) و در نهایت مدل تجدیدنظرشده (Revised capital asset pricing model(R- CAPM)) اشاره نمود. همچنین نظر به اهمیت سرمایه نامشهود (Intangible Capital) به عنوان عامل کلیدی بازار بنگاه‌ها به این مهم دست یافته‌اند 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 تحقیق و... باشد.[۲] کمبل CAMPBELL (2000) چالش‌های مدل‌های قیمت‌گذاری تعادل عمومی را به سه معما خلاصه می‌کند: معمای صرف سهام (Equity premium puzzle)، معمای نوسانات بازار سهام (Stock market volatility puzzle)

---

۱. یک مدل عاملی خطی است با متغیرهای ثروت و موقعیت که تغییرات در توزیع بازده‌ها و درآمد آتی را پیش‌بینی می‌نماید

2. See: Bontis, N., 2001: 14.

و معمای ریسک–نرخ بهره (Risk-free rate puzzle). این معماها بیشترین مشکل در رسیدن به جواب در اقتصاد تولید هستند. سهامی که نسبت دفتری به بازاری (Book- to- Market Ratio) بالاتر دارند (سهام ارزشی: Value stock)، بازدهی بیشتری نسبت به سهام با نسبت دفتری به بازاری پایین‌تر (سهام رشدی: Growth Stock) دارند و در این چارچوب اختلاف بین این دو، می‌تواند به ارزش صاحبان سرمایه نامشهود بنگاه‌ها نسبت داده شود که در ادبیات اقتصاد مالی به این اختلاف «صرف ارزش» گفته می‌شود.[1] این موضوع این پرسش را ایجاد می‌کند که چه مدلی باید تصریح نمود که بتواند دربرگیرنده و به تبع آن توضیح‌دهنده صرف ارزش در بازار سهام ایران باشد و نقش شوک بهره‌وری در تبیین صرف ریسک بازار چیست. ویژگی کلیدی ادوار تجاری حقیقی این است که بر تعادل عمومی متمرکز می‌شود؛ ازاین‌رو در این مطالعه ضمن تدوین الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (Dynamic Stochastic General Equilibrium Model) مدل ادوار تجاری حقیقی با و بدون سرمایه نامشهود تخمین و با مدل فاقد بهره‌وری مقایسه و بررسی می‌گردند. سؤال اصلی این پژوهش این است که کدام‌یک از مدل‌های تصریح‌شده می‌تواند معمای صرف ارزش در بازار سهام ایران را بررسی یا توجیه نماید؟ همچنین پویایی‌های مدل ادوارتجاری حقیقی تحت سرمایه نامشهود به چه صورت خواهند بود؟

۲. مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

اصطلاح «ادوار تجاری» ابتدا توسط دورنبوش و فیشر (Dornbusch, R & Fischer, 1995) فرازونشیب‌های منظم از رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی تعریف شده است. از دید لوکاس (Lucas, 1996) ادوار تجاری به انحرافات تکرارپذیر تولید –ناخالص داخلی (Gross Domestic Product) حقیقی حول یک روند بلندمدت اطلاق می‌شود به‌طوری‌که دارای چهار مرحله بهبود و رونق (Expansion & Recovery)، اوج (Prosperity)، کسادی و رکود (Recession)، بحران یا حضیض (Trough or Depression) است. اقتصاددانان طرفدار ادوار تجاری حقیقی همچون کیدلند و پرسکات (Prescott & kydland, 1982) و لانگ و پلاسر (Long & Plosser, 1993) علت وقوع دوره‌ای تجاری را نوسانات متغیرهای حقیقی مانند شوک‌های بهره‌وری می‌دانند.

1. See: Hengji Ai, et al, 2014: 491.

ارزیابی معماهای مرتبط با بازار سهام برای اولین بار توسط مهرا و پرسکات (Mehra & Prescott, 1985) با بررسی معمای صرف سهام وارد ادبیات مالی شد، پس از آن کنستندینیدس(constantinides, 1990) از شکل‌گیری عادات برای توجیه معمای صرف سهام استفاده نمود وی پژوهش خود را تحت یک مدل رشد نئوکلاسیک پیوسته ارائه می‌نماید. فوکوتا و یامانه (Fukuta & Yamane, 2015) در مطالعه‌ای تحت عنوان «صرف ارزش و مدت زمان سهام ضمنی در بازار سهام ژاپن»، عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، مدل سه عاملی فاما– فرنچ (Fama-french three-factor model) و مدلی شامل رابطه عامل ریسک با مدت زمان سهم را با هم مقایسه می‌نمایند. نتایج آن‌ها حاکی از این بوده است که سهام رشدی مدت زمان طولانی‌تری نسبت به سهام ارزشی دارد. در مورد مدل فاما–فرنچ ضرایب بازدهی بازار و عامل ریسک ((High minus low (HML) به‌طور قابل ملاحظه‌ای منفی هستند اما برای فاکتور مربوط به اندازه ارزش بازار ((Small minus big (SMB) قابل ملاحظه نیست.

آی و کیکو (Ai & Kiku, 2013) در مطالعه‌ای تحت عنوان «رشدی به ارزشی: به کار انداختن گزینه سرمایه‌گذاری و مقطع عرضی بازدهی‌های سهام»، در یک مدل تعادل عمومی به مطالعه ارتباط بین واکنش مقطع عرضی بازدهی‌های قابل انتظار و شاخص نسبت دفتری به بازاری پرداخته و نشان داده‌اند که گزینه‌های رشدی چگونه به روشن ساختن معمای صرف ارزش کمک می‌کنند. نتایج حاکی از آن بوده است که اوراق قرضه رشدی و ارزشی به‌ترتیب در مدل، حدود ۵۵٪ و ۱۱٪ کل اوراق قرضه بازار می‌شود که این عدد در داده‌ها ۵۴٪ و ۱۲٪ است. آی و همکاران(Hengji Ai, et al, 2014) ابتدا در سال ۲۰۰۹ در مطالعه‌ای تحت عنوان «مدل قیمت‌گذاری دارایی با سرمایه نامشهود با استفاده از الگوی تعادل عمومی» تأثیر شوک‌های بهره‌وری را بر مدل با و بدون سرمایه نامشهود برای اقتصاد امریکا بررسی نمودند. آن‌ها نشان دادند که سرمایه جدید کمتر از محصولات سرمایه‌ای قدیمی‌تر در معرض شوک‌های بهره‌وری کل قرار می‌گیرد که این نتیجه از نظر کمی برای توجیه صرف سهام بالا و همچنین نوسانات بازدهی بازار سهام بااهمیت است. چن و همکاران (chen zh, et al, 2018) در پژوهش خود یک مدل ادوار تجاری حقیقی ارائه نمودند و به بررسی نوسانات قیمت دارایی‌ها و متغیرهای کلان تحت ریسک‌گریزی بالا پرداخته‌اند. مطابق نتایج این پژوهش سرمایه‌گذاری و تولید، نوسانات بالا و مصرف و نرخ بازدهی بدون ریسک نوسانات کمی تحت ریسک‌گریزی

بالا در مدل ادوار تجاری حقیقی داشته‌اند. جگادیشو و همکاران (Jegadeesh N, et,al, 2019) در مطالعه‌ای تحت عنوان «آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی با دارایی‌های فردی» خطای متغیرها در برآورد صرف ریسک را بررسی نموده‌اند و با روش متغیرهای ابزاری از سهام فردی در مقابل اوراق قرضه جهت آزمون دارایی‌ها استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از برآوردهای سازگار برای صرف ریسک می‌باشد به‌طوری‌که صرف ریسک بازار تحت مدل قیمت‌گذاری تعدیل یافته و مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ ناچیز بوده است. راپاچ و تان (Rapach & Tan, 2019) در مطالعه‌ای تحت عنوان «قیمت‌گذاری دارایی با ترجیحات بازگشتی و نوسانات تصادفی: یک آنالیز بیزی تعادل عمومی پویای تصادفی» از روش حداکثر درست‌نمایی در تخمین بیزی استفاده می‌نمایند. نتایج حاکی از استحصال عدد ۱/۶۹ برای کشش جانشینی بین‌دوره‌ای و عدد ۸/۹۳ برای ضریب ریسک‌گریزی نسبی می‌باشد. یافته‌های این تحقیق حاکی از این است که مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تحت ترجیحات بازگشتی و ریسک‌گریزی بالا به‌درستی می‌تواند رفتار بازده دارایی و معماهای بازار سهام را تبیین نماید. تیموتی مکواد (Timoty J Mcquade, 2018) در مطالعه‌ای تحت عنوان «نوسانات تصادفی و معمای قیمت‌گذاری دارایی» یک نگرش متفاوت از معمای قیمت‌گذاری دارایی شامل صرف 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. نتایج نشان داده است که بدهی شرکت‌های بزرگ صرف ریسک بالاتری در بردارند و این باعث می‌شود که این مدل اعتبار بیشتری نسبت به مدل‌های ساختاری موجود داشته باشند.

از سوی دیگر مطالعاتی بوده‌اند که بر نقش و اهمیت سرمایه نامشهود در مدل‌های رشد و همچنین در مدل ادوار تجاری حقیقی تأکید داشته‌اند. نتایج اندوا رویز(Andova V & Ruiz-Pava G, 2016) حاکی از این بوده است که سرمایه نامشهود بر سودآوری شرکت‌ها مؤثر بوده و در واقع عامل اصلی و محرک بهره‌وری شرکت‌هاست. چان و ندیری (Chun, H. & Nadiri, M. I, 2016) بهره‌وری صنایع در کره را مطالعه نموده و مشاهده نمودند که عامل کلیدی رشد بهره‌وری در برخی صنایع در کره سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های نامشهود بوده است. لیم و همکاران همکاران (Lim c, et, al, 2014) رابطه مستقیم بین دارایی‌های مشهود و نامشهود با اهرم مالی را نشان دادند. مولود چیلیک و همکاران (Molod Ch, et, al, 2015) اثبات کردند که

بنگاه‌های بزرگ‌تر تنوع بیشتری در سرمایه و به‌کارگیری سرمایه فکری و دانش دارند و حجم بیشتری از عوامل نامشهود را به کار برده و در نتیجه عملکرد بهتری دارند.

به‌طورکلی در این راستا الگوهای بسیاری در تبیین موضوع ارائه شده است، لکن محدودیت‌هایی در مدل‌سازی‌های دو دهه اخیر وجود داشته است. مطالعات داخلی در این زمینه، دامنه وسیعی نداشته و نتایج متفاوتی داشته‌اند و با توجه به اینکه مدل‌سازی، نتایج و تحلیل آن‌ها تفاوت‌های اساسی با چارچوب این پژوهش دارد از ذکر آن‌ها خودداری می‌گردد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نخستین بار در مطالعات فیشر(Fischer, 1977) و کیدلند و پرسکات (Prescott & kydland, 1982) مطرح گردید. تعادل عمومی، تعادل توأمان در طرف عرضه و تقاضا را در برمی‌گیرد که ابتدا توسط لئون والراس (Leon walras, 1874) مطرح و سپس توسط دانشمندانی چون کنت ارو (Kenneth Arrow, 1972)، جرارد دبرو (Gerard Debreu, 1983) و لیونل مک‌کنزی (Lionel Mckenzie, 1979) توسعه داده شد.

برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی (Bayesian) استفاده می‌گردد. روش بیزی از اطلاعات یکی از روش‌های کالیبراسیون و حداکثر درست‌نمایی (Maximum Likelihood) یا ترکیبی از هر دو استفاده می‌نماید. واکاوی داده‌ها در این پژوهش با استفاده از بسته داینر (Dynare package) در فضای نرم‌افزار متلب (Matlab) بر اساس روش مونت کارلو با زنجیره مارکوف ((Monte Carlo Markov chain (MCMC)) در قالب الگوریتم متروپولیس‌هستینگز (Metropolis-Hastings algorithm) صورت گرفته است که بر مبنای آن مجموعه‌ای از قواعد جهشی (Jumping rule) تعریف می‌شود که زنجیره مارکوف در دامنه مشخصی ایجاد می‌نماید. در این پژوهش سرمایه نامشهود در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی وارد مدل ادوارتجاری حقیقی شده و نتایج حاصل از شوک وارده بررسی و پیامدهای آن تحلیل می‌گردد. جامعه آماری این پژوهش به لحاظ مکانی کشور ایران (شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار) است و به لحاظ زمانی، بازه زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ را در برمی‌گیرد.

۳-۱ الگوی پژوهش

۳-۱-۱ خانوار

یک فرض اولیه در مدل ادوار تجاری حقیقی این است که با بررسی عکس‌العمل یک فرد نسبت به تغییر در شرایط اقتصادی می‌توان ساختار متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی کرد؛ لذا رفتار جامعه را می‌توان با شناخت الگوی رفتاری یکی از آن‌ها به عنوان نماینده جامعه، شناخت. هدف فرد نماینده حداکثر کردن مطلوبیت در هر مقطعی از زندگی است.

فروض اولیه مدل به شرح ذیل هستند: ۱- تعداد خانوار زیاد و تابع قیمت رقابتی می‌باشند. ۲- زندگی بی‌نهایت است. ۳- عرضه کار بی‌کشش می‌باشد. ۴- زمان گسسته و بی‌نهایت است.

تابع ترجیحات تصریح‌شده در این مطالعه از نوع بازگشتی (Recursive Preference) و به صورت زیر است:

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

پارامتر β: عامل تنزیل، γ: ریسک‌گریزی، φ: کشش جانشینی، C_t: مصرف کل در زمان t و N_t: کل ساعات کار در زمان t می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در تابع ترجیحات بازگشتی بر خلاف توابع مطلوبیت انتظاری، ضرایب ریسک‌گریزی و کشش جانشینی بین دوره‌ای از هم جدا شده و معکوس یکدیگر نیستند. به‌عبارت‌دیگر این رابطه محدودکننده حذف گردیده است.[۱]

۳-۱-۲ بنگاه

فروض اولیه به شرح ذیل می‌باشد: ۱- تابع تولید کاب‌داگلاس می‌باشد. ۲- بنگاه قیمت‌پذیر می‌باشد. ۳- بازار عوامل یک بازار رقابتی است؛ بنابراین سود صفر است. ۴- فرم تابع شوک تکنولوژی از درجه ۱ (Auto Regresive 1 (AR(1))) می‌باشد.

---

۱. علت استفاده از این نوع ترجیحات این است که طبق تئوری رفتار یک متغیر علاوه بر انتظارات به گذشته آن نیز بستگی دارد که این مهم باید در تابع مطلوبیت لحاظ گردد.

ستانده واحدهای تولیدی نسل i در زمان t، y_t^{τ}، به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

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

در این رابطه α: سهم سرمایه، N_t^{τ}: نیروی کار، w_t: دستمزد، y_t^{τ}: تولید و A_t^{τ} نشان‌دهنده بهره‌وری نیروی کار برای تمام واحدهای تولیدی نسل τ است. سود نقدی واحدهای تولیدی نسل τ در زمان t به‌صورت زیر می‌باشد:

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

به تبعیت از مطالعه کروس (Crose, 2008) فرض می‌شود لگاریتم نرخ رشد بهره‌وری نسل اولیه واحدهای تولیدی $\Delta_{a_{t+1}}$، به صورت زیر باشد:

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

μ: متوسط نرخ رشد بهره‌وری، σ_a: شوک بهره‌وری تحت جز ریسک کوتاه‌مدت و $\varepsilon_{a,t+1}$: ریسک کوتاه‌مدت ((Short-Run Risk (SRR) است.

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

σ_x: ضریب شوک بهره‌وری تحت ریسک بلندمدت و $\rho_{x_{t-1}}$: ضریب خودهمبستگی می‌باشد. x_t، جزء ریسک بلندمدت ((Long-Run Risk (LRR) است موجب ایجاد نوسانات بلندمدت در نرخ رشد بهره‌وری می‌شود.

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

همچنین فرض می‌شود که نرخ رشد واحدهای تولیدی با سن j=0,1,…,t-1 به صورت 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، ضریب ناهمگنی واحدهای تولیدی در واکنش به ریسک بهره‌وری کل است.

ϕ_j، عامل افزایش و توسعه J است؛ لذا یک وضعیت ۰ و ۱ در تابع ϕ_j (ϕ_J =۰) برای

J=0 و ۱= ϕ_J برای J=1,2,... منظور می‌شود. 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، $p_{k,t+1}$: ارزش سود سهام واحد تولیدی نسل-۰ در دوره t+1، $\bar{w}_{t+1}$: گردش نقدینگی واحدهای تولیدی نسل t است که عبارت است از:

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

۳-۱-۳ طرح‌ها (Blueprints)

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

واحدهای تولیدی دارایی‌های موجود (جاری) هستند که به نوعی سرمایه فیزیکی محسوب می‌شوند اما طرح‌ها گزینه‌های رشدی هستند که در واقع نامشهود هستند و قابلیت ذخیره شدن را دارند؛ به این معنی که سرمایه‌گذاران حق انتخاب بین دوره جاری در مقابل آینده را دارند. 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 (Death shocks) در همه گزینه‌های سرمایه‌گذاری و طرح‌ها، i.i.d هستند. فرض می‌شود: $\theta=\left[\theta_{\min},\theta_{\max}\right]$ یا $\theta_{\min}=0$ $\theta_{\max}=\infty$ ارزش هر طرح با کیفیت θ_t در زمان t عبارت است از:

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

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، I_t، C_t و J_t به ترتیب بخشی از تولید کل است که برای ایجاد واحدهای تولیدی جدید، مصرف، و ایجاد گزینه سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. لذا می‌توان موجودی سرمایه نامشهود برای دوره t+1 را به صورت زیر نوشت:

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

$S_t - E_t$: گزینه‌های سرمایه‌گذاری اجرا نشده و δ_s: نرخ استهلاک سرمایه نامشهود می‌باشد

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

δ_k: نرخ استهلاک سرمایه مشهود، $(1-\delta_k)$: تعداد واحدهای تولیدی باقیمانده از زمزمان t

E_t: کل واحدهای تولیدی ایجاد شده در زمزمان t، J_t سرمایه نامشهود می‌باشد چون مانند سرمایه فیزیکی در دفاتر حسابداری منعکس نمی‌شود و به‌طورر مستقیم و با بازده تولید فوری کالای نهایی تولید نمی‌کنند. به عبارت دیگر بخشی از تولید است که برای سرمایه‌گذاری نامشهود به کار می‌رود.

۳-۱-۴ سرمایه مشهود (Tangible capital)

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

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

کل تولید در این اقتصاد برابر خواهد بود با:

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

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

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

M_t: اندازه تولید نهایی واحدهای تولیدی در زمان t، k_t: اندازه بهره‌وری تعدیل‌شده واحدهای تولیدی نسل صفر و A_t: بهره‌وری کار برای واحدهای تولیدی نسل صفر است. بر این اساس خواهیم داشت:

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

۳-۱-۵ سرمایه نامشهود

حجم تولید نهایی که توسط واحدهای تولیدی ایجاد شده، M_t، به دو عامل بستگی دارد: اندازه کل همه طرح‌های در دسترس در زمان t (سرمایه نامشهود)، و کل مقدار سرمایه‌گذاری مشهود، که با s_t و I_t نشان داده می‌شود. لذا:

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

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. منظور از کیفیت طرح‌ها حد آستانه‌ای θ_t^* می‌باشد که سرمایه‌گذاران بر مبنای آن در خصوص انجام و یا عدم انجام سرمایه‌گذاری نامشهود و جایگزین نمودن سرمایه مشهود و یا موکول نمودن آن به دوره‌های آتی تصمیم‌گیری می‌کنند. θ_t^* یک متغیر حالت با ابعاد بی‌نهایت بوده که برای همه طرح‌ها و در طول زمان i.i.d فرض می‌شود. یک طرح سرمایه‌گذاری نامشهود تنها درصورتی‌که شرط بالا برقرار باشد اجرا می‌گردد به عبارت دیگر باید بازدهی برآوردشده برای سرمایه نامشهود از سرمایه فیزیکی بیشتر باشد.

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

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

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

با به‌کارگیری معادله ۱۷ خواهیم داشت:

$$k_{t+1} = (1-\delta_k)k_t + \bar{w}_{t+1} G(I_t, S_t) \qquad (۲۰)$$

تولید کل را می‌توان بر حسب مصرف (C_t)، سرمایه‌گذاری مشهود (I_t) و سرمایه‌گذاری نامشهود[۱] (J_t) نوشت:

$$C_t + I_t + J_t \le k_t^{\alpha} (A_t N_t)^{1-\alpha} \qquad (۲۱)$$

۳-۱-۶ مسئله تصمیم‌گیری

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

$$V(K_t, S_t, X_t, A_t) = \max_{C_t, I_t, J_t \ge 0} \left\{ (1-B) C_t^{1-\frac{1}{\Psi}} + B \left(E\left[V(K_{t+1}, S_{t+1}, x_{t+1}, A_{t+1})^{1-\gamma} | X_t, A_t \right]^{\frac{1-\frac{1}{\Psi}}{1-\gamma}} \right) \right\}^{\frac{1}{1-\frac{1}{\Psi}}} \qquad (۲۲)$$

مدل استفاده‌شده در این مطالعه ضمن حفظ ویژگی‌های مدل‌های استاندارد ادوار تجاری حقیقی با انعطاف‌پذیری آن، این امکان را فراهم می‌کند که هم‌زمان هر دو بازدهی‌های سرمایه مشهود و نامشهود علی‌رغم ناهمگنی در بهره‌وری واحدهای تولیدی و کیفیت طرح‌های سرمایه‌گذاری لحاظ گردد.

۳-۱-۷ وضعیت تعادلی

چنانچه: φ: کشش جانشینی بین سرمایه مشهود و نامشهود ، ψ : کشش جانشینی بین دوره‌ای، γ : ضریب ریسک‌گریزی نسبی و ν: وزن سرمایه فیزیکی باشد، در تعادل برای عامل تنزیل تعادلی خواهیم داشت:

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

---

۱. در اینجا منظور بخشی از تولید کل است که به سرمایه‌گذاری نامشهود اختصاص داده شده است؛ ازاین‌رو با J_t نام‌گذاری می‌گردد، درحالی‌که S موجودی سرمایه نامشهود است.

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

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

قیمت دارایی‌های مشهود به صورت زیر تعیین می‌گردد:

$$p_{k,t} = \alpha k_t^{\alpha-1} (A_t N_t)^{1-\alpha} + (1-\delta_k) q_{k,t} \qquad (۲۵)$$

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

$p_{k.t}$ قیمت واحدهای تولیدی با سود متعلقه (ارزش سرمایه مشهود) و $q_{k.t}$ قیمت واحدهای تولیدی بدون سود متعلقه (ارزش سرمایه فیزیکی) در زمان t می‌باشد.

چنانچه قیمت سرمایه فیزیکی را به صورت ارزش فعلی تولید نهایی سرمایه فیزیکی دوره‌های آینده در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$q_{k.t} = \sum_{j=1}^{\infty} (1-\delta_k)^j E_t \left[\Delta_{t.t+j} \alpha k_{t+j}^{\alpha-1} (A_{t+j})^{1-\alpha} \right] \qquad (۲۷)$$

تعریف متغیرها همان تعریف پیشین در مطالعه است. این معادله توجیه‌کننده اختلاف بین مدل‌های مختلف تصریح شده در مواجهه با شوک بهره‌وری می‌باشد (که در قسمت چهارم این پژوهش به‌تفصیل به آن پرداخته می‌شود).

یک طرح با کیفیت θ در زمان t اجرا می‌شود مشروط بر اینکه: $\theta_t \geq \theta_t^*$

$$E_t[\Lambda_{t.t+1} \overline{w}_{t+1} p_{k.t+1}] - \frac{1}{\theta_t^*} = (1-\delta_s) E_t[\Lambda_{t.t+1} p_{s.t+1}] \qquad (۲۸)$$

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

قیمت یا ارزش سرمایه نامشهود عبارت است از:

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

قیمت گزینه‌های رشدی (عوامل نامشهود) به صورت زیر تعیین می‌گردد:

$$p_{s,t} = \frac{G_S(I_{t+1}, S_{t+1})}{G_I(I_{t+1}, S_{t+1})} + (1-\delta_s)q_{s,t} \qquad (۳۰)$$

در این رابطه عبارت اول به عنوان بازدهی قابل انتظار یک سرمایه‌گذاری بدون ارزش (expected payoff of an in-the-money option) تفسیر می‌شود که یک تابع صعودی از I/S است و تابع همگن و مقعر G است. این معادله در حقیقت طرح‌ها را بر حسب با ارزش یا بدون ارزش بودن[1] تفکیک می‌کند. ارزش یک طرح اجرا نشده برابر $(1-\delta_s)q_{s,t}$ پس از محاسبه برای شوک مرده است.

دو معادله ۲۹ و ۳۰ یک رابطه بازگشتی را تشکیل می‌دهند که با حل هم‌زمان آن‌ها می‌توان به مقدار تعادلی $p_{k,t}$ دست یافت. 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 سرمایه‌گذاری نامشهود اجرا شده و در نتیجه بازدهی‌هایشان خواهد داشت. در حقیقت $\frac{G_S(I.S)}{G_I(I.S)}$ می‌تواند به مثابه تولید نهایی سرمایه نامشهود تفسیر شود. $G_S(I.S)$ تعداد واحدهای تولیدی جدید است که می‌تواند به وسیله گزینه‌های رشدی اضافی (سرمایه نامشهود جدید) ایجاد گردد و $\frac{1}{\theta^*} = G_I(I.S)^{-1}$ قیمت یک واحد تولید نهایی به‌کاررفته در کالاهای مصرفی دوره جاری است. همچنین ارزش یک گزینه رش (ح سرمایه‌گذاری) اجرا نشده برابر یک است، چراکه واحد تولید عمومی می‌تواند به اجرای یک طرح جدید در زمان t تخصیص مجدد داده شود. در نهایت با تعیین مقادیر کل، معادله ۱۸ می‌تواند برای رسیدن به جواب بهینه برای آستانه اجرا یا عدم اجرای طرح‌ها استفاده شود.

لازم به ذکر است که تابع G در معادلات ۴ و ۶ در مسئله لحاظ گردیده است. این توابع فرم کلی CES دارند:

$$G(I,S) = (\nu I^{1-\frac{1}{\eta}} + (1-\nu)S^{1-\frac{1}{\eta}})^{\frac{1}{1-\frac{1}{\eta}}} \qquad (۳۱)$$

دو پارامتر ν, η به ترتیب بیانگر نسبت مصرف به سرمایه‌گذاری مشهود و نامشهود در وضعیت تعادلی (Steady state) است. همچنین بازدهی‌های مورد انتظار سرمایه مشهود و نامشهود به‌ترتیب به‌صورت زیر تعیین می‌گردند:

1. in-the-money and out-of-the-money payoff components

$$r_{k,t+1}=\frac{p_{k,t+1}}{q_{k,t}}=\frac{\alpha k_{t+1}^{\alpha-1}\left(A_{t+1},N_{t+1}\right)^{1-\alpha}+\left(1-\delta_k\right)q_{k,t+1}}{q_{k,t}} \quad (۳۲)$$

$$r_{s,t+1}=\frac{p_{s,t+1}}{q_{s,t}}=\frac{G_s\left(I_{t+1},S_{t+1}\right)}{G_I\left(I_{t+1},S_{t+1}\right)}+\left(1-\delta_s\right) \quad (۳۳)$$

معادله ۳۲، بازدهی سرمایه مشهود در مقابل شوک‌های بهره‌وری کل است که عموما در مدل‌های استاندارد ادوارتجاری‌حقیقی اجرا می‌شود. در خصوص رابطه ۳۳، بازدهی سرمایه نامشهود، 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. (که در ادامه و در بخش چهارم پژوهش به‌طور کمی به این موضوع پرداخته می‌شود)

۳-۱-۸ صرف ارزش

صرف (پاداش) ارزش در مدل در حقیقت همان میانگین اختلاف بازدهی‌های اهرمی سرمایه مشهود و نامشهود است که در مطالعات فاماوفرنچ (Fama & French, 1985) با فاکتورHML (High Minus Low (HML)) تبیین می‌گردد. برای تفسیر این اختلاف در بازدهی‌های سرمایه از فرم تبعی $G(I.S)$ استفاده بازدهی سرمایه نامشهود از رابطه ۳۳ را بازنویسی می‌کنیم:

$$r_{s,t+1}=\frac{1-\nu}{\nu}\left(\frac{I_{t+1}}{S_{t+1}}\right)^{\frac{1}{\eta}}+\left(1-\delta_s\right) \quad (۳۴)$$

در حقیقت یک افزایش در نسبت I/S منجر به کاهش آستانه انتخاب و انجام گزینه‌های سرمایه نامشهود (θ^*) و به تبع آن باعث بالا رفتن بازدهی سرمایه نامشهود می‌گردد.

۴. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

نظر به اینکه الگوی به‌کاررفته در این مطالعه ادوار تجاری حقیقی می‌باشد و با توجه به تمایز این الگوها (به شرح ذیل) از سایر الگوهای اقتصادی، در این الگوها از وارد نمودن سیاست‌گذار اقتصادی اجتناب می‌گردد:

۱-منشأ ادوارتجاری‌حقیقی تکانه‌های حقیقی به‌ویژه تکانه بهره‌وری می‌باشد و تکانه‌های اسمی و تغییرات متغیرهای پولی و مالی اثری در الگوی ادوارتجاری‌حقیقی ندارد؛ لذا ضرورتی به لحاظ نمودن آن‌ها نیست.

۲- رقابت کامل در این الگوها وجود دارد و قیمت و دستمزد انعطاف‌پذیری کامل دارد؛ ازاین‌رو اعمال هرگونه سیاستی بی‌تأثیر است.

به عبارت دیگر بر مبنای نظریات ادوار تجاری حقیقی، نوسانات اقتصادی ناشی از رفتار بهینه کارگزاران اقتصادی است و تکانه‌های واردشده به اقتصاد بهینه بوده و نیازی به دخالت سیاست‌گذار اقتصادی نیست؛ بنابراین دولت و متغیرهای وابسته به آن در تعیین تعادل و مسیر متغیرهای عمده اقتصادی نقشی ندارند. در این حالت الگوی اقتصادی تنها از دو بخش خانوار و بنگاه تشکیل می‌شود. این الگو به صورت یک اقتصاد بدون پول است که مبادلهٔ کالاها و خدمات بدون هیچ‌گونه واسطهٔ مبادله (پول) انجام می‌شود و دارایی به نام پول وجود ندارد.

به‌طورکلی زمانی که سیاست‌های پولی و مالی و همچنین بررسی روند تغییر قیمت‌ها هدف تحقیق نباشد، مانند بازار سهام، اقتصاد انرژی و... از این رویکرد استفاده می‌گردد. (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶)

در این بخش مدل طراحی شده، با استفاده از بسته داینر در نرم‌افزار متلب برآورد و با استفاده از آزمون‌های مربوطه ارزیابی می‌شود. ابتدا مقادیر وضعیت پایدار متغیرها به دست آمده و سپس برای برآورد مدل باید توزیع میانگین و انحراف معیار پیشین (Prior Mean and Standard Deviation) پارامترها تعیین و سپس مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین (Posterior Mean and Standard Deviation) پارامترها از روش بیزی (Bayesian) محاسبه و مقایسه گردد.

۴-۱ مقایسه مدل‌ها

در این پژوهش چهار رگرسیون تصریح گردیده است که هر چهار مدل حاوی سه جز اصلی شامل: بهره‌وری ناهمگن محصولات سرمایه‌ای، ریسک بهره‌وری بلندمدت و سرمایه نامشهود است. مدل پایه متشکل از هر سه جز می‌باشد، اما مدل اول فاقد بهره‌وری محصولات سرمایه‌ای ($\Phi_0 = 1$)، مدل دوم فاقد نوسانات ریسک بهره‌وری بلندمدت ($\sigma_X = 0$) و نهایتاً مدل سوم فاقد سرمایه نامشهود است که در حقیقت همان مدل ادوار تجاری حقیقی می‌باشد. اجزای اصلی هر چهار مدل در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول (۱): اجزا مدل‌ها

	مدل پایه	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳ (ادوار تجاری حقیقی)
سرمایه	$\Phi_0 = 0$	$\Phi_0 = 1$	$\Phi_0 = 1$	$\Phi_0 = 1$
ریسک بهره‌وری بلندمدت	$\sigma \neq 0$	$\sigma \neq 0$	$\sigma_X = 0$	$\sigma_X = 0$
سرمایه نامشهود	می‌باشد	می‌باشد	می‌باشد	نمی‌باشد
ترجیحات بازگشتی	می‌باشد	می‌باشد	می‌باشد	می‌باشد

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه پارامترهای مدل به سه گروه به شرح ذیل تقسیم‌بندی می‌گردد. گروه اول شامل: ریسک‌گریزی، کشش جانشینی، سهم سرمایه، نرخ استهلاک، میانگین نرخ رشد اقتصاد و همبستگی مرتبه اول اجزای قابل پیش‌بینی در رشد بهره‌وری است. این پارامترها در چهار مدل یکسان هستند. گروه دوم پارامترها شامل عامل تنزیل، انحراف معیار اجزا دائمی رشد بهره‌وری و نوسانات شوک کوتاه‌مدت می‌باشد و نهایتاً گروه سوم فرم تبعی از تابع $G\left(I_t, S_t\right)$ می‌باشند که برای هر تابع G تابعی مقعر و همگن از درجه ۱ می‌باشد. (برای درک بهتر این مورد می‌توان به رابطه ۳۱ مراجعه کرد)

سپس با توجه به وضعیت تعادلی و مقادیر کالیبره‌شده متغیرها، با استفاده از بسته داینر در نرم‌افزار متلب جواب‌های مدل ارائه می‌گردد. برای این منظور ابتدا پارامترها کالیبره و توزیع پیشین تعیین می‌گردد و در نهایت با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای پارامترها با استفاده از روش بیزی پارامترها برآورد می‌گردد. به عبارت دیگر آمار بیزی بر اساس ترکیب مقادیر پیشین پارامترها با تابع راست‌نمایی و با استفاده از داده‌های واقعی بنا نهاده شده است.[۱] در کشورهای توسعه‌نیافته به دلیل کم بودن مطالعات تعادل عمومی و به تبع غیرقابل اتکا

۱. قاعده کلی به این صورت است که اگر هیچ اطلاعات اولیه‌ای وجود نداشته باشد و فقط بر اطلاعات موجود در داده‌ها تکیه شود، امید ریاضی برآوردگر بیزی به امید ریاضی روش حداکثر درست‌نمایی میل می‌کند و بنابراین روش بیزی همان روش حداکثر درست‌نمایی خواهد بود. اما اگر نسبت به اطلاعات اولیه اطمینان کامل وجود داشته باشد، آن‌گاه امید ریاضی برآوردگر بیزی به سمت امیدریاضی (میانگین) پیشین میل خواهد کرد و روش بیزی همان روش کالیبراسیون خواهد بود. چنانچه اطلاعات پیشین کامل نباشد، روش بیزی چیزی بین روش حداکثر درست‌نمایی و کالیبراسیون است و از هر دو اطلاعات اولیه و اطلاعات موجود در داده‌ها استفاده می‌کند. به بیان دیگر، رویکرد بیزی به هر دو اطلاعات پیشین و اطلاعات موجود در داده‌ها متکی است و وزن لحاظ‌شده برای هرکدام از این دو مجموعه اطلاعات به درجهٔ دقت این اطلاعات وابسته است.

بودن اطلاعات پارامترها از مطالعات پیشین، یا به دلیل متفاوت بودن ساختار مدل‌ها با یکدیگر جایگذاری صرف این اطلاعات منطقی به نظر نمی‌رسد. ازاین‌رو در این مطالعه به‌صورت ترکیبی برای برخی از پارامترها از مطالعات پیشین استفاده شده و سایر پارامترها به روش بیزی تخمین زده شده است.

جدول (۲): برآورد پارامترها در مدل‌های تصریح‌شده

پارامتر	توضیحات	نوع توزیع	مدل پایه		مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
			مقدار پیشین	مقدار پسین			
β	نرخ تنزیل بین‌دوره‌ای ذهنی خانوار	بتا	۰/۹۶	۰/۹۶۸	۰/۹۶	۰/۹۷	۰/۹
γ	ریسک‌گریزی	نرمال	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰
ψ	کشش جانشینی بین‌دوره‌ای	نرمال	۱/۹	۱/۱۹۳	۱/۹	۱/۹	۱/۹
α	سهم سرمایه	بتا	۰/۳	۰/۳	۰/۳	۰/۳	۰/۳
δ_s	نرخ استهلاک سرمایه نامشهود	نرمال	۱۰/۵٪	۱۰/۵٪	۱۰/۵٪	۱۰/۵٪	–
ν	وزن سرمایه‌گذاری فیزیکی	بتا	۰/۸۵	۰/۸۸	۰/۸	۰/۸۱	–
φ	کشش جانشینی بین سرمایه مشهود و نامشهود	نرمال	۱/۹	۱/۸	۱/۹	۲/۱	–
μ	میانگین نرخ رشد	گاما	۱/۵	۰/۴	۱/۵	۱/۵	–
σ_α	نوسانات ریسک کوتاه‌مدت	نرمال	۴/۶	۴/۸	۴/۸	۵/۲	۵/۱
σ_x	نوسانات ریسک بلندمدت	نرمال	۱/۷	۱/۹	۱/۲	–	–
ρ	ضریب خودهمبستگی رشد انتظاری	بتا	۰/۸۹	۰/۶	۰/۹	–	–
ϕ	سرمایه‌گذاری جدید در معرض ریسک	بتا	۰/۰۱	۰/۰۰۳	۱	۱	۱
δ_k	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	نرمال	۱۱٪	٪۱۱	۱۱٪	۱۱٪	۱۱٪

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاکی از این بوده است که هر چهار مدل شباهت‌های زیادی در پویایی‌های کمی اقتصاد کلان دارند و مدل پایه، مدل ادوار تجاری حقیقی (مدل سوم) را از چندین جهت توسعه داده است. در این راستا اضافه کردن سرمایه نامشهود به مدل ادوار تجاری حقیقی نوسانات رشد سرمایه فیزیکی را کاهش می‌دهد و همچنین نتیجه دیگر این است که در هر دو مدل پایه و مدل اول نسبت به مدل‌های دوم و سوم همبستگی بیشتری بین رشد تولید و رشد مصرف وجود داشته است.

در مدل پایه و مدل اول کشش جانشینی بین سرمایه مشهود و نامشهود معادل ۱/۹ است و این دلالت دارد بر این‌که عرضه سرمایه فیزیکی کاملاً با کشش است و در نتیجه بازدهی سرمایه‌گذاری فیزیکی واکنش کمی به شوک‌های بلندمدت دارد.

جدول (۳): نتایج برآورد[۱] مقادیر و قیمت‌ها

گشتاور	داده‌ها	مدل پایه	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
$\sigma(\Delta lnC)$ انحراف معیار نرخ رشد مصرف	۳/۴۹ (۰/۴۲)	۳/۱۲	۴/۵۱	۳/۵۸	۲/۸۹
$\sigma(\Delta lnI)$ انحراف معیار نرخ رشد سرمایه‌گذاری	۱۴/۲ (۲/۳۱)	۱۱/۲۵	۹/۵۶	۶/۴۵	۱۴/۷۱
$AC_1(\Delta lnC)$ خودهمبستگی مرتبه ا ول رشد مصرف	۰/۳۲ (۰/۱۹)	۰/۲۸	۰/۲۴	۰/۱۵	۰/۴۸
$\rho(\Delta lnC.\,\Delta lnI)$ همبستگی رشد مصرف و سرمایه‌گذاری	۰/۴۱ (۰/۲)	۰/۲۲	۰/۳۸	۰/۴۸	۰/۴۱
$\rho(\Delta lnC_{10}.\,\Delta lnI_{10})$ همبستگی رشد مصرف و سرمایه‌گذاری (نرخ رشد ۱۰ ساله)	۰/۵۸ (۰/۲۶)	۰/۶۵	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۶۹
$\sigma[SDF]$ انحراف معیار عامل تنزیل تصادفی	–	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۷۴	۰/۵۱
$E[r_k - r_f]$ میانگین اختلاف بازدهی سرمایه مشهود و نرخ بهره بدون ریسک	–	۲/۲۵	۱/۵۴	۱/۶۹	۰/۸۵
$\sigma[r_k]$ انحراف معیار بازدهی سرمایه مشهود	–	۲/۸۹	۱/۵۸	۱/۵۶	۰/۹۶
$E[r_s - r_f]$ میانگین اختلاف بازدهی سرمایه نامشهود و نرخ بهره بدون ریسک	–	۰/۹۸	۰/۶۸	۰/۵۱	–
$\sigma[r_s]$ انحراف معیار بازدهی سرمایه نامشهود	–	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۴۸	–
$\sigma[r_f]$ انحراف معیار بازدهی نرخ بهره بدون ریسک	۰/۹۶ (۰/۴۸)	۰/۹۸	۰/۸۷	۰/۶۲	۰/۴۹
$E[r_M^L - r_f]$ میانگین اختلاف بازدهی‌های رشد مورد انتظار و نرخ بهره بدون ریسک	۳/۲۵ (۱/۸۱)	۴/۶۵	۳/۲۶	۳/۱۵	۱/۴۹
$E[r_K^L - r_S^L]$ میانگین اختلاف بازدهی‌های اهرمی سرمایه مشهود و نامشهود	۳/۳۶ (۰/۲۹)	۴/۴۹	۱/۵۸	۲/۵۴	–

منبع: یافته‌های پژوهش

در همه مدل‌های بالا نوسانات رشد مصرف کم و نوسانات رشد سرمایه‌گذاری مشهود بالاست. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، انحراف معیار مصرف در مدل سوم کوچک و معادل ۲/۸۹ درصد در سال و انحراف معیار سرمایه‌گذاری بیشتر و معادل ۱۴/۷۱ درصد در سال بوده است. علت آن ناهمگنی بهره‌وری محصولات سرمایه‌ای و شوک‌های بلندمدت است. نوسانات رشد سرمایه‌گذاری در مدل ۱ و مدل پایه معادل ۴/۵۱ و ۳/۱۲ می‌باشد که منطقی به نظر

۱. ترکیبی از کالیبراسیون و برآورد انجام شده است، زیرا آمار بیزی بر اساس ترکیب مقادیر پیشین پارامترها با تابع حداکثر درست‌نمایی ارائه می‌شود.

می‌رسد. نکته درخور توجه این است که مشاهده می‌گردد حذف نمودن سرمایه نامشهود نوسانات رشد سرمایه فیزیکی را افزایش داده است که علت آن را می‌توان در تقعر تابع G یافت و به این صورت تفسیر کرد که مقعر بودن این تابع دلالت دارد بر کاهشی بودن تولید نهایی سرمایه فیزیکی و لذا با یک نوسان بزرگ در سرمایه مشهود، به دلیل انحنای G(I,S)، کشش جانشینی بین سرمایه مشهود و نامشهود باید به اندازه کافی بالا باشد که این ویژگی برای همه مدل‌هایی که حاوی سرمایه نامشهود هستند (مدل‌های پایه، اول و دوم) برقرار است.

مشاهده می‌گردد که در هر چهار تصریح بالا نرخ بهره بدون ریسک نسبتاً پایین است و نوسانات کمی دارد علت آن این است که کشش جانشینی بزرگ‌تر از ۱ لحاظ گردید. همچنین هر چهار مدل نوسانات بالایی را در عامل تنزیل تصادفی شامل می‌شوند و نرخ رشد مصرف اثر قوی بر مطلوبیت نهایی دارد، زیرا عامل نماینده تحت مدلی با ترجیحات بازگشتی است.

پویایی‌های کمی در مدل پایه بیشتر توسط شوک‌های کوتاه‌مدت ایجاد شده‌اند (مانند مدل ادوار تجاری حقیقی) و در مدل‌های اول و دوم صرف ریسک کمتری متعاقب شوک‌های کوتاه‌مدت حاصل گردیده است. بنابراین در پاسخ به این سؤال پژوهش که کدام‌یک از الگوها قادر به توجیه صرف ارزش در بازار سهام ایران هستند، این‌گونه نتیجه‌گیری می‌شود که برای بررسی صرف سهام و صرف ارزش باید روی مدل پایه که حاوی اثر متقابل بین شوک‌های بلندمدت و ناهمگنی در بهره‌وری محصولات سرمایه‌ای است، تمرکز شود.

در واکنش به شوک‌های بلندمدت اختلاف قابل ملاحظه‌ای در مدل پایه و مدل اول مشاهده می‌گردد. با یک انحراف معیار تغییر در شوک بهره‌وری بلندمدت بازدهی سرمایه فیزیکی در مدل اول تنها ۱/۵۸ درصد افزایش داشته، درحالی‌که در مدل پایه افزایش نسبتاً چشم‌گیری معادل ۲/۸۹ درصد داشته است. برای توجیه این اختلاف می‌توان به معادله ۲۷ مراجعه نمود که قیمت سرمایه فیزیکی به صورت ارزش فعلی تولید نهایی سرمایه فیزیکی دوره‌های آینده در نظر گرفته شده است. این معادله در مدل یک برقرار است. ازاین‌رو چنانچه سرمایه فیزیکی با یک شوک بهره‌وری به طور باکشش تعدیل یابد، پس اثر این شوک بر $q_{k.t}$ کوچک است که این موضوع از بازدهی کاهشی نسبت به مقیاس سرمایه فیزیکی ناشی می‌شود.

همچنین نتایج برای صرف ارزش در مدل که در حقیقت همان میانگین اختلاف بازدهی‌های اهرمی سرمایه مشهود و نامشهود است، در ردیف آخر جدول ۴ برای مدل‌های پایه و مدل اول و دوم گزارش گردیده است. در حقیقت یک افزایش در نسبت I/S منجر به کاهش آستانه انتخاب و انجام سرمایه نامشهود (θ^*) و به تبع آن باعث بالا رفتن بازدهی سرمایه نامشهود می‌گردد. رابطه این نسبت با شوک بهره‌وری بلندمدت در مدل پایه نشان داده است که سرمایه نامشهود نسبت به سرمایه مشهود کمتر تحت تأثیر شوک بهره‌وری بلندمدت قرار گرفته است. علت آن نیز این است که بازدهی سرمایه نامشهود در یک افق زمانی بلندمدت توسط سرمایه فیزیکی بازگردانده می‌شود، اما در دوره کوتاه‌مدت در هزینه دارایی‌های مصرفی لحاظ می‌گردد.

۴-۲ ارزیابی صحت برآورد

۴-۲-۱ مقایسه توزیع پیشین و پسین پارامترها

برای برآورد مدل باید توزیع میانگین و انحراف معیار پیشین (Prior Mean and Standard Deviation) پارامترها تعیین و سپس مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین (Posterior Mean and Standard Deviation) پارامترها از روش بیزی محاسبه و مقایسه گردد. توزیع پیشین هر پارامتر بر مبنای ویژگی‌های آن پارامتر تعیین می‌گردد. نرم‌افزار داینر پنج نوع توزیع شامل: نرمال، گاما، بتا، گامای معکوس و یکنواخت را دربردارد. توزیع نرمال برای پارامترهایی است که در دامنه اعداد حقیقی هستند، توزیع گاما دارای حد پایین، توزیع بتا دارای حد پایین و حد بالا (برای پارامترهایی که بین صفر و یک هستند) و توزیع گامای معکوس دارای حد پایین صفر می‌باشد؛ به عبارت دیگر اعداد حقیقی مثبت را دربرمی‌گیرد. اساس استنباط بیز مبتنی بر تئوری بیز است: احتمال پسین متناسب با احتمال پیشین ضرب در درست‌نمایی تغییر می‌کند. همچنین برای استحصال توزیع پسین ضرایب، ابتدا بایستی مد پسین محاسبه شود؛ سپس بایستی هشین در مد پسین محاسبه شود؛ بدین منظور از روش‌های بهینه‌سازی استاندارد استفاده می‌شود. در این روش بعد از حل مدل، تابع راست‌نمایی با استفاده از فیلتر کالمن محاسبه می‌شود. سپس الگوریتم متروپولیس–هستینگز برای ایجاد کردن نمودارها مورد استفاده قرار می‌گیرد. آمارهای بیزی به عنوان فرآیندهای یادگیری شناخته می‌شوند که در آن داده‌های قابل مشاهدهٔ Y به منظور محاسبه توزیع پسین و با فرض

داشتن تابع راست‌نمایی و توزیع پسین مورد استفاده قرار می‌گیرد و θ یک بردار k بعدی از پارامترهای مدل است. فرآیند یادگیری بر اساس تئوری بیزی به صورت زیر می‌باشد:

$$f(\theta|Y) = \frac{f(\theta)L(\theta;Y)}{f(Y)} \propto f(\theta)L(\theta;Y) \qquad (۳۵)$$

به منظور استنباط توزیع پسین، عبارت به عنوان یک مقدار ثابت نرمال شده در نظر گرفته می‌شود. هدف اصلی از استنباط بیزی محاسبه پارامترهای θ مربوط به تابع توزیع پسین $f(\theta|Y)$ با استفاده از اطلاعات در دسترس Y می‌باشد. (یان و صارم، ۱۳۹۶)

همان‌طور که از جدول ۲ ملاحظه می‌گردد برای غالب پارامترها مقدار متوسط انتخاب‌شده برای توزیع پیشین نزدیک به مقدار توزیع پسین پارامتر می‌باشد که بیانگر صحت انتخاب نوع توزیع پیشین و مقدار متوسط آن برای پارامترهای مدل است.

۴-۲-۲ آزمون تشخیصی بروکز و گلمن

جهت بررسی صحت برآورد از آزمون تشخیصی بروکزوگلمن (Brooks & gelman, 1998) برای پارامترهای مدل، با استفاده از الگوریتم متروپولیس–هستینگز، استفاده گردید. نتایج این آزمون بیانگر این است که واریانس درون زنجیره‌ای به واریانس بین زنجیره‌ای میل کرده و هردو به سمت یکدیگر همگرا می‌باشند که در نمودارحاصله، دو منحنی رسم‌شده برای گشتاورهای مرتبه اول تا سوم همه پارامترها به یکدیگر و در عین حال به یک مقدار ثابت میل می‌نماید که بیانگر صحت برآورد می‌باشد. اصولاً فلسفه این آزمون مربوط به بلوک‌هایی است که در نمونه‌برداری‌های صورت گرفته در برآورد بیزی مطرح می‌شود. محور افقی بیانگر شماره برداشت نمونه[۱] و محور عمودی بیانگر واریانس درون زنجیره‌ای و جمع واریانس درون زنجیره‌ای و بین زنجیره‌ای است. (نمودار مربوطه با توجه به محدودیت صفحات و کلمات، پیوست گردیده است)

۴-۲-۳ تجزیه‌وتحلیل توابع ضربه–واکنش (Impulse-Response Functions)

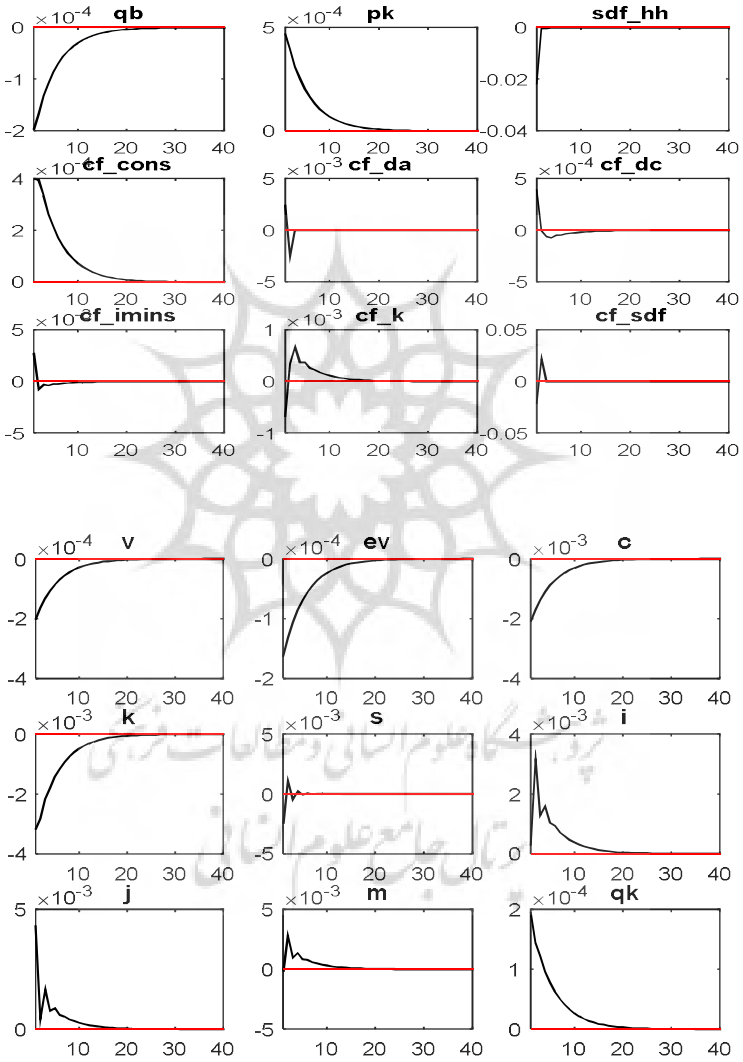
ابزار دیگر صحت برازش مدل بررسی نمودارهای ضربه–واکنش است. در ادامه به بررسی نمودارهای ضربه–واکنش متغیرهای تحقیق پرداخته و پاسخ متغیرهای مورد استفاده در مدل به شوک واردشده به بهره‌وری به میزان یک انحراف معیار به نمایش درآمده است.

---

۱. محور افقی تعداد تکرارهای شبیه‌سازی الگوریتم متروپولیس– هستینگز را به نمایش می‌گذارد.

در این بخش لازم است تا پس از اعمال شوک‌های برون‌زا، واکنش متغیرهای درون‌زا منطبق با مبانی نظری باشد.

نمودار (۱)- واکنش متغیرهای مصرف، موجودی سرمایه نامشهود، سرمایه مشهود، سرمایه‌گذاری نامشهود، تولید نهایی، ارزش سرمایه مشهود و ارزش سرمایه نامشهود به شوک بهره‌وری



منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، پس از یک شوک بهره‌وری بلندمدت علی‌رغم اینکه بازدهی سرمایه فیزیکی (در نمودار qb) فوری و سریع افزایش می‌یابد، افزایش در سرمایه‌گذاری (نمودار i) با تأخیر محقق می‌گردد، زیرا تولید نهایی سرمایه ($\alpha k_t^{-(1-\alpha)}$)تاب) تابعی کاهشی از سهم سرمایه است. برای توجیه واکنش با وقفه سرمایه‌گذاری به شوک‌های بلندمدت باید توجه کرد که اثرات شوک‌ها بر همه محصولات سرمایه‌ای تقریبا فوری است اما اثرات شوک بهره‌وری بر واحدهای تولیدی جدید باوقفه اعمال می‌گردد؛ لذا سرمایه‌گذاران انجام سرمایه‌گذاری را به دوره‌های آتی موکول می‌نمایند.[۱]

به عنوان یک نتیجه می‌توان گفت به‌طورکلی یک شوک بهره‌وری دو اثر بر تولید نهایی سرمایه فیزیکی در پی دارد: اثر اول اثر مستقیم نام‌گذاری می‌گردد و اثر دوم اثر تعادل عمومی است که به دلیل ماهیت مدل ایجاد می‌شود.

با وقوع یک شوک بهره‌وری ابتدا بلافاصله اثر مستقیم یک اثر درآمدی قوی ایجاد می‌کند که باعث افزایش در همه محصولات سرمایه‌ای[۲] و در نتیجه ترجیح به مصرف بیشتر می‌شود، سپس اثر دوم که از مدل تعادل عمومی حاصل می‌شود بدین صورت است که یک افزایش در بهره‌وری نهایی سرمایه، محرک سرمایه‌گذاری بیشتر در همه دوره‌های آتی نیز می‌گردد، اما ازآنجاکه بازدهی نسبت به مقیاس کاهشی است، اثر دوم کمتر از اثر مستقیم است (یعنی اثر دوم تا حدودی اثر اول را خنثی می‌نماید در نتیجه بازدهی سرمایه فیزیکی واکنش بسیار کمی به شوک‌های بلندمدت دارد)؛ بنابراین همان‌طور که در نمودار ۱ ملاحظه می‌گردد پس از یک شوک بهره‌وری بلندمدت تغییرات $q_{k.t}$ تقریبا ناچیز است. بازدهی سرمایه فیزیکی واکنش‌های کوچکی به شوک‌های بهره‌وری بلندمدت دارد، زیرا اثر مستقیم بر قیمت سرمایه فیزیکی با

---

۱. همان‌گونه که در بخش روش‌شناسی این پژوهش تشریح گردید انجام یا عدم انجام سرمایه‌گذاری نامشهود توسط بنگاه‌ها به پیش‌بینی بازدهی سودآوری آن بستگی دارد که بر مبنای یک حد آستانه‌ای تصمیم‌گیری می‌شود. (رابطه ۲۷) از طرفی در بخش قبل اثبات گردید که اثرپذیری واحدهای تولیدی جدید و قدیمی از شوک‌های بهره‌وری متفاوت است که به‌تفصیل تشریح گردید. لذا محقق شدن اثر یک شوک بر بنگاه تولیدی جدید با تأخیر و متعاقب آن انجام سرمایه‌گذاری نامشهود به دوره‌های بعدی موکول می‌گردد. به عبارت دیگر می‌توان گفت متوسط سن پروژه‌های سرمایه‌گذاری در مقابل سن بنگاه‌ها افزایشی است.

۲. با فرض ثابت بودن سایر عوامل یک افزایش در بهره‌وری بلندمدت باعث افزایش در تولید نهایی سرمایه فیزیکی در همه A_{t+j} دوره‌های آینده برای j =۱,۲,... می‌گردد. (مطابق با رابطه ۲۷)

تغییر سرمایه‌گذاری در نتیجه اثر تعادل عمومی (اثر دوم) جبران شده است؛ لذا به اثر دوم اثر جانشینی گفته می‌شود که در این مورد اثر درآمدی (اثر مستقیم و اولیه) بر اثر جانشینی (اثر تعادل عمومی و ثانویه) غالب است که منجر به افزایش فوری مصرف و کاهش سرمایه‌گذاری و بازگشت هر دو به به حالت باثبات اولیه می‌گردد. (برای درک بهتر این موضوع خواننده می‌تواند به معادله شماره ۲۷ مراجعه نماید)[۱]

نتایج حاصل از شوک بهره‌وری وارد شده نشان می‌دهد که متغیر مصرف (نمودار c) در عکس‌العمل آنی به میزان ۲ درصد کاهش یافته است چون در فرآیند بهینه‌یابی مطلوبیت نهایی، پس‌انداز خانوارها نسبت به مصرف افزایش یافته اما بعد از آن مصرف افزایشی شده و نهایتاً به مقدار اولیه خود برمی‌گردد که این نتیجه منطبق بر نظریه بهینه‌سازی مصرف بین دوره‌ای نیز می‌باشد چون با افزایش نرخ بهره ثروت حقیقی کاهش و در نتیجه مصرف نیز کاهش و به آینده موکول می‌شود، چراکه کاهش در سرمایه‌گذاری (نمودار i) تا چندین دوره ادامه می‌یابد و کاهش در اوراق بهادار در دست مردم و کاهش در سرمایه فیزیکی، کاهش در مصرف را رقم زده است. همچنین علت افزایشی شدن مصرف این است که با افزایش سرمایه‌گذاری و به تبع آن موجودی سرمایه، تقاضا برای سرمایه و نیروی کار افزایش می‌یابد که به دنبال آن نرخ اجاره سرمایه و دستمزد افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر درآمد خانوارها که از این دو منبع تأمین می‌گردد افزایش و لذا مصرف افزایش و به سمت مقدار باثبات اولیه خود برمی‌گردد. در مجموع علت اینکه درصد انحراف آن از وضعیت پایدار چندان قابل ملاحظه 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 (smothing effect) گفته می‌شود. همچنین پارامتر ریسک‌گریزی نسبی نیز باعث کاهش اثرپذیری می‌شود که می‌تواند توجیهی دیگر برای معمای صرف سهام باشد.

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.

---

۱. باتوجه به این‌که قیمت‌گذاری دارایی سرمایه فیزیکی بر اساس عایدی آتی صورت می‌گیرد ارزش حال تولید نهایی سرمایه فیزیکی در دوره زمانی آتی افزایش می‌یابد.

این موضوع بیانگر این می‌باشد که بهره‌وری بلندمدت سرمایه فیزیکی در معرض ریسک کمتری قرار دارد. در مدل برآورد شده کشش جانشینی بین سرمایه فیزیکی و سرمایه نامشهود معادل با ۱,۵ است. این موضوع حاکی از این است که عرضه سرمایه‌گذاری فیزیکی باکشش بوده است.[۱] متعاقباً، بازدهی سرمایه فیزیکی عکس‌العمل بسیار کوچکی به شوک بلندمدت داشته است. نتایج حاکی از این بوده است که شوک وارد شده از ناحیه بهره‌وری، قیمت دارایی نامشهود (نمودار pk) را به مراتب نسبت به دارایی‌های مشهود بیشتر افزایش داده است که این موضوع توجیهی است برای درک بهتر تفاوت بین بازدهی دارایی‌های مشهود و نامشهود. در حقیقت دارایی‌های نامشهود نسبت به دارایی‌های مشهود کمتر در معرض ریسک بلندمدت قرار می‌گیرد. همچنین لحاظ کردن دارایی‌های نامشهود در مدل منجر به این شده است که بازدهی دارایی فیزیکی نیز افزایش یابد.

۵. نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش اضافه نمودن سرمایه نامشهود در الگوی ادوار تجاری حقیقی تحت مدل تعادل عمومی است. در این چارچوب معمای «صرف ارزش» نیز بررسی گردیده است. در این راستا ابتدا به تدوین یک الگوی تعادل عمومی با حضور خانوار و بنگاه پرداخته شد و پس از اثبات صحت مدل به بررسی شوک بهره‌وری وارده و واکنش متغیرهای الگو پرداخته شد. بر مبنای نتایج حاصله شوک وارد شده از ناحیه بهره‌وری قیمت دارایی نامشهود را به مراتب نسبت به دارایی‌های مشهود بیشتر افزایش داده است. همچنین لحاظ نمودن دارایی‌های نامشهود در مدل منجر به این شده است که بازدهی دارایی فیزیکی نیز افزایش یابد. نتایج نشان می‌دهد که دارایی‌های نامشهود نسبت به دارایی‌های مشهود کمتر در معرض ریسک بلندمدت قرار می‌گیرد. علت آن نیز این است که بازدهی سرمایه نامشهود در یک افق زمانی بلندمدت توسط سرمایه فیزیکی بازگردانده می‌شود، اما در دوره کوتاه‌مدت در هزینه دارایی‌های مصرفی لحاظ می‌گردد. همچنین علت این است که هزینه استعمال آن‌ها (حد آستانه‌ای θ_t^*) با یک شوک بهره‌وری بلندمدت بالا می‌رود تا به صورت یک دادوستد تأمینی برای جلوگیری

---

۱. معادله ۲۷ نیز بر این دلالت دارد که اگر سرمایه فیزیکی با یک شوک بهره‌وری به طور باکشش تعدیل یابد پس اثر این شوک بر $q_{k.t}$ کوچک است که این موضوع از بازدهی کاهشی نسبت به مقیاس سرمایه فیزیکی ناشی می‌شود.

از ضرر و زیان عمل نماید. لذا به عنوان یک نتیجه می‌توان اذعان داشت که هر دو بازدهی‌های سرمایه مشهود و نامشهود واکنش منفی به شوک‌های بهره‌وری بلندمدت دارند. برای مقایسه مدل‌ها چهار رگرسیون حاوی سه جز اصلی بهره‌وری ناهمگن محصولات سرمایه‌ای، ریسک بهره‌وری بلندمدت و سرمایه نامشهود تصریح و مقایسه گردید. نتایج حاکی از این بود که اضافه کردن سرمایه نامشهود به مدل ادوار تجاری حقیقی نوسانات رشد سرمایه فیزیکی را کاهش می‌دهد و همچنین نتیجه دیگر این است که در هر دو مدل پایه و مدل اول نسبت به مدل‌های دوم و سوم همبستگی بیشتری بین رشد تولید و رشد مصرف وجود داشته است. در مجموع نتایج مقایسه این مدل‌ها را می‌توان به شرح ذیل خلاصه نمود: ۱- در همه مدل‌هایی که همراه با بازدهی سرمایه نامشهود هستند بازدهی بیشتری برای سرمایه فیزیکی به دست آمده است. ۲- در مدل اول نسبت به مدل دوم اختلاف بین سرمایه مشهود و نامشهود کمتر است و در مدل اول سرمایه نامشهود بیشتر تحت تأثیر ریسک بلندمدت قرار می‌گیرد در حقیقت بدون در نظر گرفتن ناهمگنی بهره‌وری سرمایه پس از یک شوک مثبت بهره‌وری سرمایه فیزیکی سریعاً افزایش می‌یابد. ۳- مدل پایه در مقایسه با مدل اول هم صرف ارزش تولید می‌کند و هم صرف سهام. به عبارتی صرف ریسک بالاتری برای سرمایه فیزیکی نسبت به سرمایه نامشهود ایجاد می‌کند، زیرا ناهمگنی در بهره‌وری محصول باعث کاهش نسبت I/S یعنی افزایش در بازدهی سرمایه مشهود و کاهش در بازدهی سرمایه نامشهود می‌گردد.

در مدل پایه در قیاس با مدل ادوار تجاری حقیقی، واکنش سرمایه فیزیکی به شوک‌های کوتاه‌مدت، مثبت است؛ همانند نتیجه‌ای که در مدل ادوار تجاری حقیقی حاصل می‌گردد، اما واکنش به شوک‌های بلندمدت برخلاف مدل ادوار تجاری حقیقی منفی است؛ در نتیجه واکنش‌های سرمایه‌گذاری به شوک‌های بهره‌وری کل در مدل ادوار تجاری حقیقی قوی‌تر است. 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. در واقع در تعادل بعد از یک شوک بهره‌وری بلندمدت، قیمت سرمایه فیزیکی بلافاصله واکنش

نشان می‌دهد، درحالی‌که سرمایه نامشهود 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 قابل ملاحظه‌ای که برای سرمایه‌گذاری مشاهده شده است.

بر مبنای نتایج حاصل از این مطالعه و تأثیر حائز اهمیت سرمایه نامشهود و شوک بهره‌وری بر رشد سرمایه‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی در قالب ادوار تجاری حقیقی در ایران، پیشنهاد می‌گردد:

۱- سیاست‌هایی در جهت توسعه مستمر تکنولوژی و بهره‌وری اتخاذ گردد و همچنین دولت مکانیسم کانال شتاب‌دهنده مالی را در رأس اقدامات سیاستی خود قرار دهد، چراکه این کانال می‌تواند باعث تقویت یا تحدیدی شدن آثار سایر سیاست‌های اقتصادی و اثر شوک‌های اولیه گردد.

۲- عوامل و محرک‌های مؤثر بر سرمایه‌گذاری نامشهود شرکت‌ها بررسی و تحلیل گردد و همچنین سیاست‌مداران به نقش سرمایه نامشهود، تخصیص بودجه و یارانه و از طرفی کاهش مالیات بر این نوع سرمایه توجه ویژه داشته باشند، چراکه سرمایه نامشهود منبعی برای خلق ارزش است که منجر به مزیت رقابتی پایدار می‌گردد.

۳- ملزم نمودن شرکت‌ها به افشای جداگانه سرمایه نامشهود خود در صورت سود و زیان به منظور کاهش تفاوت بین ارزش دفتری به بازاری که موجب شفافیت صورت‌های مالی، اطمینان بیشتر سرمایه‌گذاران، افزایش کارایی بازار سرمایه و تخصیص بهینه منابع مالی گردد و تجدید نظر در استانداردهای سازمان حسابرسی و طراحی و ایجاد نظام و شاخص‌هایی برای اندازه‌گیری و امکان ثبت دارایی‌های نامشهود.

پیشنهادات برای مطالعات آتی به شرح ذیل مطرح می‌گردد:

۱- تخمین و بررسی مدل با انواع تابع مطلوبیت و مقایسه آن‌ها با تابع ترجیحات بازگشتی و اهتمام ویژه به این نوع تابع در کلیه مطالعات مرتبط.

۲-وارد نمودن هزینه بنگاه برای سرمایه نامشهود در چارچوب مدل این مطالعه و بررسی و مقایسه نتایج حاصله.

کتابنامه

الف- کتب و مقالات

۱. لاتین

- Adrian, Tobias; Richard K. Crump, & Emanuel Moench (2015). "Regression-based estimation of dynamic asset pricing models", *Journal of Financial Economics,* Vol. 118, No. 2, pp. 211-244.
- Ai, Hengjie; Mariano Massimiliano Croce, & Kai Li (2013). "Toward a quantitative general equilibrium asset pricing model with intangible capital", *The Review of Financial Studies*, Vol. 26, No. 2, pp. 491-530.
- Ai, Hengjie, & Dana Kiku (2013). "Growth to value: Option exercise and the cross section of equity returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 325-349.
- Ai, H. (2009). *Intangible capital and the value premium*, Working paper.
- Andonova, Veneta & Guillermo Ruíz-Pava (2016). "The role of industry factors and intangible assets in company performance in Colombia", *Journal of Business Research,* Vol. 69, No. 10, pp. 4377-4384.
- Arrow, K. J. (1974). "General economic equilibrium: purpose, analytic techniques, collective choice". *The American Economic Review*, Vol.64, No.3, pp. 253-272.
- Blundell, R. & Bond, S. (2000). "GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions", *Econometric reviews*, Vol. 19, No. 3, pp. 321-340.
- Berk, J. B. & Van Binsbergen, J. H. (2016). "Assessing asset pricing models using revealed preference", *Journal of Financial Economics*, Vol. 119, No. 1, pp. 1-23.
- 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.
- Campbell, J. Y. (2003). "Consumption-based asset pricing", *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 77, No. 1, pp. 803-887.
- Campbell, J. Y. & Cochrane, J. H. (2000). "Explaining the poor performance of consumption-based asset pricing models", *The Journal of Finance*, Vol.55, No. 6, pp. 2863-2878.
- Chen, Z.; Cooper, I.; Ehling, P. & Xiouros, C. (2018). "Risk aversion sensitive real business cycles", *Available at SSRN 2158064*.
- Chun, H. & Nadiri, M. I. (2016). "Intangible Investment and Changing Sources of Growth in Korea", *The Japanese Economic Review*, Vol. 67, No. 1, pp. 50-76.

- Constantinides, G. M. (1990). "Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle", *Journal of political Economy*, Vol. 98, No. 3, pp. 519-543.
- Croce, M. M. (2014). "Long-run productivity risk: A new hope for production-based asset pricing? ", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 66, No. 1, pp. 13-31.
- Dornbusch, R. & Fischer, S. (1994). *Macroeconomics*, New York: McGraw-Hill, Coll. Economics series.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2017). "International tests of a five-factor asset pricing model", *Journal of financial Economics*, Vol. 123, No. 3, pp. 441-463.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). "The cross-section of expected stock returns", *The Journal of Finance*, Vol. 47, No. 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*, Vol. 50, No.1, pp. 131-155.
- Fischer, S. (1977). "Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule", *Journal of political economy*, Vol. 85, No. 1, pp. 191-205.
- Fukuta, Y., & Yamane, A. (2015). "Value premium and implied equity duration in the Japanese stock market". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.39, No. 1, pp. 102-121.
- Herskovic, B.; Kelly, B.; Lustig, H. & Van Nieuwerburgh, S. (2016). "The common factor in idiosyncratic volatility: Quantitative asset pricing implications", *Journal of Financial Economics*, Vol. 119, No. 2, pp. 249-283.
- Jegadeesh, Narasimhan; Joonki Noh, Kuntara Pukthuanthong; Richard Roll & Junbo Wang (2019). "Empirical tests of asset pricing models with individual assets: Resolving the errors-in-variables bias in risk premium estimation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 133, No. 2, pp. 273-298.
- Jovanovic, Boyan & Peter L. Rousseau (2001). "Why wait? A century of life before IPO", *American Economic Review*, Vol.91, No. 2, pp. 336-341.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). "Time to build and aggregate fluctuations", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 56, No. 6, pp. 1345-1370.
- Lakonishok, J.; Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1994). "Contrarian investment, extrapolation, and risk", *The journal of finance*, Vol. 49, No. 5, pp. 1541-1578.
- 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*, Vol. 6, No. 3, pp. 59-65.
- Lim, S. C.; Macias, A. J. & Moeller, T. (2018). "Intangible assets and capital structure", In *Paris December 2016 Finance Meeting EUROFIDAI-AFFI,* Available at: www. Ssrn.com.

- Lin, Q. (2017). "Noisy prices and the Fama–French five-factor asset pricing model in China", *Emerging Markets Review*, Vol. 31, No. 1, pp. 141-163.
- Long Jr, J. B. & Plosser, C. I. (1983). "Real business cycles", *Journal of political Economy*, Vol. 91, No. 1, pp. 39-69.
- Loughran, T. & Ritter, J. R. (2002). "Why has IPO underpricing changed over time? ", *Financial Management*, Vol. 33, No.1, pp. 5-37.
- Markowitz, H. (1952). "Portfolio selection", *The journal of finance*, Vol. 7, No. 1, pp. 77-91.
- McQuade, Timothy (2018). *Stochastic volatility and asset pricing puzzles*, Available at SSRN 3222902.
- Mehra, R. & Prescott, E. C. (1985). "The equity premium: A puzzle", *Journal of monetary Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 145-161.
- Molodchik, M.; Fernández-Jardón, C. M. & Barajas, A. (2015). "The firm size effect on performance due to intangible resources", *Higher School of Economics Research Paper No. WP BRP*, *35*.
- Rapach, D. & Tan, F (2019). *Bayesian Estimation of Macro-Finance DSGE Models with Stochastic Volatility*, Available at SSRN 3469356.
- Romer, D (2006). "Advanced macroeconomics", New York: Mcgraw-hill , 3rd edition.
- Stiles, P., & Kulvisaechana, S. (2003). *Human capital and performance: A literature review*, DTI, Cambridge: university of Cambridge.
- Sharpe, W. F. (1964). "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *The journal of finance*, Vol. 19, No. 3, pp. 425-442.
- Tavakoliyan, H., & Sarem, M. (2016). *DSGE Models in DAYNARE*, Tehran: Monetary and Banking Research Institute.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی