Asset Management and Financing
Vol. 8, Issue. 3, No. 30, Autumn 2020
Document Type: Research Paper
Received: 14/10/2019 Accepted:14/05/2020
PP: 103-120

فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال هشتم، شماره.سوم، شماره پیاپی (۳۰)، پاییز ۱۳۹۹
نوع مقاله: پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۵
صص: ۱۰۳-۱۲۰

Investigating the Effect of Business Cycles and Investment-Specific Technology Shocks on Stock Returns in the Tehran Stock Exchange

Mansour Zarra Nezhad[1*], Masud Khodapanah[2], Ebrahim Anvari[3], Nesa Goodarzizadeh[4]
1- Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
m.zarran@scu.ac.ir
2- Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
khodapanah@scu.ac.ir
3- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
ebrahiman@gmail.com
4- MSc, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
nesa.godarzi@yahoo.com

Abstract
Objective: Beyond a shadow of a doubt, the stock return is of great importance and one of the most influential criteria while making decisions in capital markets. For this reason, investigating the determinant factors of stock returns is important. Since the investment-specific technology shocks and business cycles are considered as factors that affect stock returns, the purpose of this study is to investigate the effect of business cycles and investment-specific technology shocks on stock returns in the Tehran Stock Exchange.
Method: The statistical sample of this study is the companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period from 1991 to 2018. The data are analyzed, using an autoregressive distributed lag model. Additionally, the short-run and long-run relationships between variables have been estimated in this study.
Results: The results of the study reveal that business cycles, investment-specific technology shocks, and interest rates have significant positive effects on stock returns.
Keywords: Stock Returns, Business Cycles, Investment-Specific Technology Shocks, Autoregressive Distributed Lag Model

بررسی تأثیر چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

منصور زراءنژاد [۱*]، مسعود خداپناه [۲]، ابراهیم انواری [۳]، نساء گودرزی‌زاده [۴]
۱- استاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران
m.zarran@scu.ac.ir
۲- دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
khodapanah@scu.ac.ir
۳- استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران
ebrahiman@gmail.com
۴- کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران
nesa.godarzi@yahoo.com

چکیده
هدف: یکی از معیارهای اساسی تصمیم‌گیری برای خرید و فروش اوراق بهادار در بورس اوراق بهادار، بازده سهام است؛ به همین دلیل بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام ضروری است. تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای و چرخه‌های تجاری از عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام هستند؛ از این رو هدف این مقاله بررسی تأثیر چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران است.
روش: نمونهٔ آماری بررسی‌شده، تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ است. داده‌ها با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده، تجزیه و تحلیل و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای موجود برآورد شده است.
نتایج: براساس نتایج این پژوهش چرخه‌های تجاری، تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای و نرخ بهره در بلندمدت، اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارند.
واژه‌های کلیدی: بازده سهام، چرخه‌های تجاری، تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای، خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده.

* نویسنده مسؤول

Doi: 10.22108/amf.2020.118715.1454

مقدمه

ازنظر اقتصادی، بازارهای مالی از دو بخش بازار پول و بازار سرمایه تشکیل می‌شوند. بازار پول، بازار مبادلهٔ منابع کوتاه‌مدت با حداکثر سررسید یک دورهٔ مالی (معمولاً به‌طور معمول یک سال) است و بازار سرمایه مختص به منابع بلندمدت است و امکان مبادلهٔ منابع را میان دارندگان مازاد منابع و متقاضیان منابع فراهم می‌کند. هرکشور برای رسیدن به رشد و توسعهٔ اقتصادی به سرمایه‌گذاری‌های کلان نیازمند است؛ بنابراین وجود بازار سرمایه‌ای کارآمد لازمهٔ تأمین مالی بلندمدت طرح‌های اساسی هر کشور است. در ایران رکن اصلی بازار سرمایه، بورس اوراق بهادار است. بورس اوراق بهادار با تجهیز منابع مالی به فرصت‌های کارای سرمایه‌گذاری، علاوه‌بر آنکه از فشار تقاضا می‌کاهد، توانایی‌های تولید و عرضه اقتصاد را به‌نحو مناسبی شکوفا می‌کند. برآیند این دو حرکت زمینه‌ساز فضای مطلوب برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی است (یانگ[1]، ۲۰۱۹؛ نوسر و کوگلر[2]، ۱۹۹۸). یکی از معیارهای مهم در تصمیم‌گیری برای خرید و فروش اوراق بهادار در بورس اوراق بهادار، بازده سهام است. بازده سهام به‌تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بسیاری از سرمایه‌گذاران در تجزیه و تحلیل مالی و پیش‌بینی از آن استفاده می‌کنند (هندریکسون و ون‌برد[3]، ۱۹۹۲؛ عسکرنژاد نوری، ۱۳۹۷). فعالیت‌های سازمان بورس اوراق بهادار زمینه را برای تشویق مردم به سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها و جذب نقدینگی و هدایت آن در چرخهٔ اقتصادی فراهم می‌کند. امروزه به‌دلیل گسترش فعالیت‌های اقتصادی، توسعهٔ بازارهای مالی و سرمایه‌گذاری برای رسیدن به بازده مطلوب اهمیت فراوانی دارد (مک‌میلان[4]، ۲۰۱۹؛ حیدری، محمدزاده و رفاح‌کهریز، ۱۳۹۷). برای تصمیم‌گیری درست و به‌موقع و کسب سود مورد انتظار، دسترسی به اطلاعات درست و به‌موقع و تجزیه و تحلیل دقیق بسیار مهم است. ازجمله اطلاعات مالی مورد انتظار، اطلاعات مربوط به بازده سهام است؛ به همین دلیل بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام ضروری است. بازده سهام تحت‌تأثیر چرخه‌های تجاری[5] و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای[6] است (پرابهیش و ویدیا[7]، ۲۰۱۸).

چرخه‌های تجاری[8] نوعی نوسان‌های باقاعده و منظم در فعالیت‌های کلان اقتصادی کشور است و اغلب به‌وسیلهٔ بنگاه‌های تجاری سازماندهی می‌شود. چرخه‌های تجاری ازطریق سودآوری مورد انتظار سرمایه‌گذاری، بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد؛ مثلاً رونق اقتصادی ممکن است منجر به افزایش تقاضای کل و افزایش تقاضا برای سرمایه‌گذاری شود. این امر به نوبهٔ خود بر قیمت سرمایه، نرخ سودآوری مورد انتظار و بازده سهام تأثیر می‌گذارد. براساس مطالعات انجام‌شده دربارهٔ چرخه‌های تجاری و بازده سهام، چرخه‌های تجاری بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد (بالورز، کوسیمانو و مک‌دونالد[9]، ۱۹۹۰؛ کمپل و دیبولد[10]، ۲۰۰۹). تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای[1] عاملی

1. Yang
2. Neusser and Kugler
3. Hendriksen and Van Breda
4. McMillan
5. Business Cycles
6. Investment-Specific Technology Shocks (IST)
7. Prabheesh and Vidya

۸. منظور از تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای، پیشرفت‌ها و نوآوری‌های فناوری است که ازطریق ایجاد سهام سرمایه‌ای جدید موجب تحرک سرمایه‌گذاری در تولید کالاهای سرمایه‌ای می‌شود.

9. Balvers
10. Campbell and Diebold

کلیدی برای رشد اقتصادی است و از پیشرفت‌های فناوری در تولید کالاهای سرمایه‌ای جدید نشأت می‌گیرد (دوگان[۲]، ۲۰۱۹؛ کوگان و پاپانیکولائو[۳]، ۲۰۱۴). نوآوری فناوری عاملی کلیدی و اصلی برای رشد اقتصادی است. پیشرفت‌های فناوری قدرت تغییر فضای بازار را دارند. اثر نوآوری‌های فناوری بر همهٔ شرکت‌ها یکسان نیست؛ برخی از شرکت‌ها از این نوآوری نفع می‌برند و بعضی دیگر سهم بازار خویش را از دست می‌دهند؛ بنابراین تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای و بازده سهام به هم مرتبط هستند. ارتباط بین تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای و بازده سهام حاکی از تأثیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای ازطریق پژوهش و توسعه، ثبت اختراعات، تغییرات در بهره‌وری عوامل و قیمت سهام، بر بازده سهام است (بلدندل، گریفیت و رینن[۴]، ۱۹۹۹؛ کوکبوم و گریلیچس[۵]، ۱۹۸۸)؛ همین‌طور تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای خود موجب تغییر در روند چرخه‌های تجاری می‌شود؛ به این صورت که پیشرفت‌های تکنولوژی و فناوری، تجهیزات سرمایه‌ای جدید را ارزان‌تر و تقاضای سرمایه‌گذاری و نوسان‌های تولید را افزایش می‌دهد (گرینوود، هرکویتس و کرسل[۶]، ۱۹۹۷-۲۰۰۰)؛ بنابراین با پیشرفت در فناوری، سرمایه‌گذاری در بخش کالای سرمایه‌ای، تولید کالای سرمایه‌ای، رونق اقتصادی و بازده سهام افزایش می‌یابد.

جنبهٔ نوآوری این پژوهش که بر اهمیت آن می‌افزاید این است که باوجود تأثیر چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام، تاکنون تأثیر هم‌زمان این دو متغیر، در یک مدل، بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نشده است. در سطح مطالعات جهانی، برخی مطالعات تأثیر هم‌زمان چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام را بررسی کرده است (پرابهیش و ویدیا، ۲۰۱۸). این پژوهش طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ به روش اقتصادسنجی داده‌های سری زمانی و مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده[۷] انجام شده است. در بخش دوم این مقاله مبانی نظری تأثیر چرخه‌های تجاری بر بازده سهام، تأثیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام و پیشینهٔ پژوهش‌های مرتبط با آنها و همین‌طور مبانی نظری استفاده‌از بازده اضافی سهام بیان شده است. بخش سوم روش اقتصادسنجی پژوهش را بررسی می‌کند. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود. نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پایانی آمده است.

مبانی نظری

اعتقاد بر این است که بازده سهام را برخی از متغیرهای کلان اقتصادی تعیین می‌کنند (رنگوید[۸]، ۲۰۰۶؛ کمپل و شیلر[۹]، ۱۹۸۸). مطالعات نظری برای تبیین ماهیت تغییرات و نوسان‌های بازار سهام و عوامل تعیین‌کنندهٔ شاخص‌های قیمتی بازار سهام منجر به ارائهٔ الگوهای قیمت‌گذاری شده است. این الگوها نحوهٔ اثرگذاری عوامل مختلف بر قیمت سهام و کانال‌های این تأثیرگذاری را بررسی می‌کنند. اهمیت قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی باعث پیدایش نظریه‌ها و الگوهای گوناگون در نیم‌قرن اخیر شده است

---

۱. منظور از چرخه‌های تجاری نوسان‌هایی است که با نام دوره‌های رونق و رکود تعریف می‌شود.

2. Dogan
3. Kogan and Papanikolaou
4. Blundell, Griffith and Reenen
5. Cockburn and Griliches
6. Greenwood, Hercowitz and Krusell
7. Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)
8. Rangvid
9. Campbell and Shiller

(مارکویتز[1]، ۱۹۵۲؛ شارپ[2]، ۱۹۶۴؛ راس[3]، ۱۹۷۶)؛ همین‌طور در اتخاذ تصمیم سرمایه‌گذاری در بازار سهام نخستین و مهم‌ترین عامل فراروی سرمایه‌گذاران، شاخص قیمت سهام است؛ از این رو آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام اهمیت فراوانی دارد. گان[4] (۲۰۰۶) عوامل مؤثر بر قیمت سهام را به‌صورت زیر طبقه‌بندی می‌کند:

عوامل درونی: آن دسته از عوامل مؤثر بر قیمت سهام که در ارتباط با تصمیمات شرکت است. این عوامل شامل عایدی هر سهم[5] (EPS)، سود تقسیمی هر سهم[6] (DPS)، نسبت قیمت بر درآمد (P/E)، افزایش سرمایهٔ تجزیهٔ سهام و عوامل درون‌شرکتی دیگر است.

عوامل بیرونی: عواملی که در خارج از اختیارات مدیریت بنگاه است و به‌نحوی بر فعالیت آن تأثیر می‌گذارد. این عوامل آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیماتی است که در خارج از بنگاه رخ می‌دهد، بر قیمت سهام اثرگذار است و به دو دستهٔ عوامل سیاسی و عوامل اقتصادی تقسیم می‌شود. عوامل سیاسی، عواملی نظیر جنگ، صلح، قطع رابطهٔ سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب است و همهٔ این عوامل بر قیمت سهام تأثیر به‌سزایی دارد و عوامل اقتصادی مانند رکود و رونق اقتصادی (ادوار تجاری) نیز، بازار سهام را به‌شدت متأثر می‌کند.

چرخه‌های تجاری شامل رونق و رکود اقتصادی است. در وضعیت رونق اقتصادی تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد و درنتیجه قیمت سهام بالا می‌رود. در شرایط رکود اقتصادی بازار سرمایه نیز دچار رکود می‌شود و در این شرایط سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی با درآمد ثابت، به سرمایه‌گذاری در بازار سهام ترجیح داده می‌شود و درنتیجه قیمت سهام پایین می‌آید. رونق اقتصادی منجر به افزایش تولید و تقاضای کل، کاهش نرخ بهره و افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری می‌شود. از آنجا که سهام حاکی از حق مالکیت در شرکت است، افزایش در سرمایه‌گذاری، تقاضا برای سهام را افزایش می‌دهد و نشان‌دهندهٔ پیش‌بینی مردم دربارهٔ سودآوری آتی بنگاه است (منکیو[7]، ۱۳۸۷). در ادبیات اقتصادی، تداوم در سود از رشد بازده سهام نشأت می‌گیرد (کری، جی و وردی[8]، ۲۰۰۸). بازده سهام مهم‌ترین منبع اطلاعاتی دربارهٔ ارزیابی توانایی سودآوری و جریان‌های نقدی آتی است و اغلب از آن برای اندازه‌گیری سودآوری استفاده می‌شود (داتا، اسکندر- داتا و سینق[9]، ۲۰۱۳). وقتی مردم نسبت به وضیت آتی شرکت خوش‌بین باشند، سودآوری مورد انتظار، تقاضا برای سهام و درنتیجه قیمت و بازده آن افزایش می‌یابد. در شرایط رکودی، کاهش تولید و تقاضای کل ازطرفی تقاضا برای سرمایه‌گذاری را کاهش و ازطرفی دیگر نرخ بهره را افزایش می‌دهد. کاهش در سرمایه‌گذاری، تقاضا برای سهام را کاهش می‌دهد. وقتی مردم به وضعیت آتی شرکت بدبین باشند، سودآوری مورد انتظار، تقاضا برای سهام، قیمت و بازده سهام کاهش می‌یابد؛ همین‌طور با توجه به گسترش ارتباطات مالی بین کشورها، تأثیر چرخه‌های تجاری جهانی بر قیمت سهام بازارهای بورس ملی کاملاً محسوس است (منکیو، ۱۳۸۷). با توجه به مطالب یادشده، براساس مبانی نظری

1. Markowitz
2. Sharpe
3. Ross
4. Gan
5. Earnaning Per Share
6. Dividennds Per Shere
7. Mankiw
8. Core, Guay & Verdi
9. Datta, Iskandar-Datta & Singh

چرخه‌های تجاری نقش تعیین‌کننده‌ای در بازار سهام دارند.

به نمونه‌ای از مطالعات که تأثیر چرخه‌های تجاری بر بازده سهام را بررسی کرده است، به اختصار اشاره می‌شود. بکیروس، شهزاد، آرولا- هرنانـدز و یور رحمان[1] (۲۰۱۸) نشان دادند بازده سهام و نوسان‌های مربوط به آن با چرخهٔ تجاری ارتباط معناداری دارد و حساسیت بازده سهام دربرابر چرخهٔ تجاری تنها برای مقادیر شدید مشاهده‌شدنی است. این امر حاکی از اهمیت مدل‌سازی غیرخطی و نوع رفتار درهنگام تحلیل روابط میان بازده سهام و چرخهٔ تجاری است. ایکسنگیس[2] (۲۰۱۷) نیز نشان داد متغیر چرخهٔ کسب‌وکار در عدم اطمینان، تغییرات بازده دارایی را توضیح می‌دهد. براساس آزمون سبد، نوسان‌های نااطمینانی با پایداری در محدودهٔ ۳۲ تا ۱۲۸ ماه، منجر به کاهش قیمت در حدود ۲ درصد در سال می‌شود و صرف ریسک مربوطه مثبت است. چویدهلی، پاپادیمیتریو و شابی[3] (۲۰۱۶) و نیتسچکا[4] (۲۰۱۳) نشان دادند بین دو متغیر بازده سهام و چرخهٔ تجاری رابطهٔ معناداری وجود دارد. افضلی (۱۳۹۶) نشان داد سطح نگه‌داشت وجه نقد بر بازده سهام، طی دورهٔ مطالعه‌شده، دارای تأثیر مثبت و معناداری است و با واردکردن متغیر تعدیل‌گر چرخهٔ تجاری ارتباط بین سطح نگه‌داشت وجه نقد و بازده سهام همچنان مثبت باقی مانده است؛ اما فاقد معناداری آماری است. بروجنی (۱۳۹۳) نشان داد ارتباط معناداری بین متغیر وابستهٔ نرخ بازده و سه متغیر مستقل چرخهٔ تجاری، نرخ تورم و نرخ بهره وجود دارد؛ این در حالی است که بین نرخ بازده و چرخهٔ تجاری و بین نرخ بازده و نرخ تورم، رابطهٔ علیتی دوطرفه و بین نرخ بازده و نرخ بهره رابطهٔ علیتی یک‌طرفه وجود دارد.

پیشرفت در فناوری عاملی کلیدی و اصلی برای رشد اقتصادی است. افزایش شدید قیمت سهام در دههٔ ۱۹۹۰ به‌طور گسترده به رشد روزافزون بهره‌وری در اقتصاد جدید نسبت داده شده است (گرینوود و جوانوویز[5]، ۱۹۹۹؛ هال[6]، ۲۰۰۱). این امر باعث شد ارتباط نوآوری‌های فناوری و قیمت سهام در قالب مدل انتظارات عقلایی تبیین و تحلیل و روی تأثیر پیشرفت‌های فناوری بر قیمت سهام تأکید شود (مادسن و داویس[7]، ۲۰۰۶). برخی نیز تأثیر انقلاب فناوری اطلاعات و ارتباطات را از کانال رشد بهره‌وری بر بازده سهام در قالب الگوی رشد گوردون، مدل‌سازی کرده‌اند (کندی، پالم، پیگات و تیریبلپ[8]، ۱۹۹۸). در ارائهٔ این نظریه‌ها، به پیشرفت‌های فناوری که موجب تحرک جدی سرمایه‌گذاری و تولید کالاهای سرمایه‌ای می‌شود، بیشتر توجه و از این پیشرفت‌ها به تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای تعبیر شد. این تکانه‌ها از کانال پژوهش و توسعه، ثبت اختراعات و تغییرات در بهره‌وری بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد (گومز، کوگان و یوگو[9]، ۲۰۰۹؛ گریلیچس[10]، ۱۹۸۸). تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای به‌صورت افزایش تولید کالاهای سرمایه‌ای نسبت به تولید کالاهای مصرفی تجلی می‌کند و ازطریق افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کالاهای سرمایه‌ای، بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد

1. Bekiros, Shahzad, Arreola-Hernandez & Ur Rehman
2. Xyngis
3. Choudhry, Papadimitriou & Shabi
4. Nitschka
5. Greenwood & Jovanovic
6. Hall
7. Madsen & Davis
8. Kennedy, Palerm, Pigott & Terrible
9. Gomes, Kogan & Yogo
10. Griliches

(پاپانیکولائو[1]، ۲۰۱۱). بنگاه اقتصادی دراثر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای در تولید کالاهای سرمایه‌ای، ارزش سهام خود را افزایش می‌دهد (لی[2]، ۲۰۱۳). با توجه به مطالب یادشده، براساس مبانی نظری تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای نقش تعیین‌کننده‌ای بر بازده سهام دارد.

به نمونه‌ای از مطالعات که تأثیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام را بررسی کرده است، به اختصار اشاره می‌شود. گارلاپی و سونگ[3] (۲۰۱۶) نشان دادند تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بازده سهام را در داده‌های مقطعی توضیح نمی‌دهد؛ اما نتایج بررسی داده‌های سری زمانی نشان داد تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای قدرت توضیح تغییرات بازده سهام را دارد. کوگان و پاپانیکولائو (۲۰۱۳) نشان دادند ویژگی‌های شرکت با نسبت فرصت‌های رشد به ارزش شرکت همبستگی دارد و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای موجب تفاوت در بازده سهام شرکت‌ها می‌شود. مادسن و داویس (۲۰۰۶) نشان دادند نوآوری‌های فناوری ازطریق پژوهش و توسعه و رشد بهره‌وری بر قیمت سهام و درنتیجه بازده سهام تأثیر می‌گذارد. بلدندل، گریفیت و رینن[4] (۱۹۹۹) نشان دادند افزایش رقابت در بازار محصولات باعث تحریک فعالیت‌های نوآورانه می‌شود و نوآوری‌های فناوری و اختراعات بر سهم بازار اثر مثبت و معناداری دارد. شرکت‌هایی که سهم بازار بیشتری دارند تأثیر نوآوری‌های فناوری بر ارزش بازار بالاتری دارند.

گفتنی است که دربارهٔ تأثیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام در ایران، مطالعه‌ای یافت نشد. طبق شواهد، در پژوهش‌هایی که تاکنون انجام شده است، تأثیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام در بورس تهران و همین‌طور تأثیر هم‌زمان چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام در بورس تهران بررسی نشده است و تنها یک مطالعه تأثیر هم‌زمان چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام را بررسی کرده است. پرابهیش و ویدیا (۲۰۱۸) نشان دادند چرخه‌های تجاری بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد؛ اما اثر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام نسبتاً ضعیف است.

در ادامه، به‌طور کوتاه مبانی نظری استفاده از بازده اضافی سهام در جایگاه یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری بازده سهام در بورس اوراق بهادار، بیان می‌شود.

سرمایه‌گذاران درهنگام تصمیمات مالی، به مبحث ریسک، قیمت آتی سهام و درنتیجه بازده سهام به‌شکل کاملاً متفاوت از نظریه‌های مالی سنتی توجه می‌کنند. سرمایه‌گذاران همواره به‌صورت عقلایی عمل نمی‌کنند و تحت ویژگی‌های روان‌شناختی خود، تصمیمات غیرعقلایی می‌گیرند؛ به همین دلیل رفتار آنها در انتخاب سبد سهام با هم متفاوت است؛ در این حالت بازده سهام از بازده متوسط بیشتر و سبب ایجاد بازده اضافی سهام می‌شود (دوکاس و لی[5]، ۲۰۰۹)؛ از این رو گروهی از پژوهشگران مالی با پذیرش پدیده‌های رفتاری و روان‌شناختی، نظریهٔ مالی جدیدی را با نام نظریهٔ مالی رفتاری بنا کردند و نقطهٔ عطف جدیدی در زمینه‌های پژوهش‌های مالی به وجود آوردند. نظریهٔ مالی رفتاری[6] ترکیبی از اقتصاد کلاسیک و مالی با روان‌شناسی و علوم تصمیم‌گیری است و به‌دنبال توضیح و تشریح پدیده‌های غیرعادی

1. Papanikolaou
2. Li
3. Garlappi & Song
4. Blundell, Griffith & Reenen
5. Doukas & Li
6. Behavioral finance

مشاهده‌شده در حوزهٔ مالی است (فولر[1]، ۲۰۰۰). در نظریهٔ مالی رفتاری ویژگی‌های قیمت دارایی‌ها در جایگاه انحراف از ارزش ذاتی تفسیر می‌شوند و بیان می‌شود علت این انحرافات وجود سرمایه‌گذاران غیرعقلایی در اقتصاد است؛ در حالی که در نظریهٔ مالی سنتی، عقلانیت کامل سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیری برمبنای بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار دو فرض اساسی است. براساس این نظریه به‌دلیل حاکمیت عقلانیت کامل، قیمت اوراق بهادار برابر با ارزش ذاتی و بازار کارا است. در بازاری کارا هیچ‌کدام از استراتژی‌های سرمایه‌گذاری بازده اضافی بر بازده تعدیل‌شده با ریسک ایجاد نمی‌کند (فاما[2]، ۱۹۷۰)؛ بنابراین از آنجا که در واقعیت، بازار به‌صورت عقلایی عمل نمی‌کند و ناکارا است، نظریهٔ مالی سنتی نقض می‌شود و نظریهٔ مالی رفتاری استفاده می‌شود که در شرایط غیرعقلایی و ناکارا پدیده‌های مالی را توصیف می‌کند. شاخص اصلی در نظریهٔ مالی رفتاری، بازده اضافی است؛ به همین دلیل از میان شاخص‌های متعدد در بورس اوراق بهادار، از شاخص بازده اضافی سهام که در این مقاله موضوعیت دارد، در نقش متغیر وابسته استفاده می‌شود.

با توجه به مبانی نظری و پیشینهٔ مطرح‌شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر است:

فرضیهٔ اول: چرخه‌های تجاری ایران بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت دارد.

فرضیهٔ دوم: تکانه های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت دارد.

فرضیهٔ سوم: چرخه‌های تجاری جهانی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت دارد.

روش پژوهش

برای بررسی اثر چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام در بورس تهران از روش اقتصادسنجی داده‌های سری زمانی، مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده و نرم‌افزار ایویوز ۱۰ استفاده شده است. برای بررسی اثر چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام، دو مدل به‌صورت جداگانه تصریح و تخمین زده می‌شود. مدل اول شامل متغیرهای تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای، چرخه‌های تجاری ایران، نرخ بهره و بازده اضافی سهام است. در مدل دوم چرخه‌های جهانی به متغیرهای مدل اول اضافه می‌شود.

$$R_{i,t}= \alpha+ \beta\, ISTS_{t-1}+ \rho\, IBC_{t-1}+ \mu\, Control+ \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

$$R_{i,t}= \alpha+ \beta\, ISTS_{t-1}+ \rho\, IBC_{t-1}+ \Phi\, GC+\mu\, Control+ \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

در مدل فوق $R_{i,t}$ نشانگر بازده اضافی سهام i در دورهٔ t است و از داده‌های سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت محاسبه شده‌است. ISTS تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای است و به‌صورت نسبت قیمت کالای سرمایه‌ای به کالای مصرفی اندازه‌گیری می‌شود (گرینوود، هرکویتز و کروسل، ۱۹۹۷). فرمول محاسبهٔ این شاخص به‌صورت $-\{\ln(P_I/P_c)_t - \ln(P_I/P_c)_{t-1}\}$ است و در آن P_I شاخص ضمنی سرمایه‌گذاری و P_C شاخص ضمنی مصرف است (ماندلمن، رابانال، روبیو- رامیرز و ویلان[3]، ۲۰۱۱). شاخص ضمنی مصرف از نسبت مصرف نهایی خصوصی (در قیمت جاری) به هزینهٔ مصرف نهایی خصوصی (در قیمت ثابت) به دست می‌آید. شاخص ضمنی سرمایه‌گذاری از نسبت تشکیل سرمایهٔ ناخالص

1. Fuller
2. Fama
3. Mandelman, Rabanal, Rubio-Ramirez & Vilan

ثابت (در قیمت جاری) به تشکیل سرمایهٔ ناخالص ثابت (در قیمت ثابت) محاسبه می‌شود. IBC نشانگر چرخه‌های تجاری ایران است و با استفاده از فیلتر آماری هودریک - پرسکات[1] به دست می‌آید. Control بردار متغیرهای کنترلی است که در مدل اول، نرخ بهرهٔ داخلی ایران و در مدل دوم نرخ بهرهٔ داخلی ایران و چرخه‌های تجاری امریکا (GC) در نقش نمایندهٔ چرخه‌های تجاری جهانی را شامل می‌شود[2] (کز، لاکاتوس، اهنسرگ و استوچر[3]، ۲۰۱۷). نرخ بهرهٔ داخلی ایران از شاخص نرخ بهرهٔ بازار غیرمتشکل پولی و چرخه‌های تجاری امریکا با فیلتر آماری هودریک - پرسکات اندازه‌گیری می‌شود. تمامی داده‌های لازم برای این مطالعه از سایت بانک مرکزی ایران و سایت بانک جهانی گردآوری شده است.

قبل از برآورد مدل، خواص ریشهٔ واحد متغیرها با آزمون استاندارد ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[4] بررسی شده است. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها، روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده و رهیافت آزمون کرانه‌ها[5] است. روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده روشی به لحاظ آماری معنادار برای تعیین روابط هم‌انباشتگی در نمونه‌های کوچک است (پسران و شین[6]، ۱۹۹۹) و برخلاف سایر تکنیک‌های هم‌انباشتگی که نیازمند هم‌انباشته از یک مرتبه‌بودن همهٔ توضیح‌دهنده‌ها هستند، این آزمون نسبت به جمعی‌بودن متغیرها از درجهٔ I(0)[7] و I(1)[8] یا ترکیبی از این دو کاربرد دارد. این روش، به دلیل دوری از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، نااریب و کارا است (سیدیکی[9]، ۲۰۰۰). شکل کلی مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده به‌صورت زیر است:

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,p)x_{it} + \lambda' w_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{io} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \cdots + \beta_{iq_i} L^{q_i}$$

$$i = 1, 2, \ldots, k$$

x_t بیانگر برداری از متغیرهای توضیحی اثرگذار بر متغیر وابستهٔ y_t است. α جزء ثابت، L عملکرد وقفه (مانند: $Ly_t = y_{t-1}$) و w_t برداری (L-s) از متغیرهای قطعی نظیر عبارت عرض از مبدأ، روندهای زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است.

یکی از مسائل مهم در به کار بردن مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده، انتخاب مرتبهٔ تابع توزیع وقفه است. پسران و اسمیت[10] (۱۹۹۸) معتقدند استفاده از معیار شوارتز - بیزین[11] در قیاس با سایر معیارهای تصریح مدل، ارجح‌تر است؛ زیرا این روش در تصریح مدل‌ها، طریقهٔ صرفه‌جویی را در پیش می‌گیرد. تخمین مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده شامل دو مرحله است. مرحلهٔ اول تخمین روابط بلندمدت است. در مرحلهٔ اول، برای پی‌بردن به

1. Hodrick & Perscott (HP)

۲. کشور امریکا برای اقتصاد جهانی مهم و اثرگذار و چرخهٔ تجاری امریکا و جهان بر هم منطبق است. ضریب همبستگی میان چرخه‌های تجاری امریکا و چرخه‌های تجاری جهانی حدود ۸۰ درصد است و نشان از همبستگی معنی‌دار میان این دو دارد؛ از این رو در این پژوهش از چرخه‌های تجاری امریکا در جایگاه نمایندهٔ چرخه‌های تجاری جهانی استفاده شده است. نتایج آزمون همبستگی چرخه‌های تجاری جهانی و امریکا در پیوست (۱) آمده است.

3. Kose, Lakatos, Ohnsorge & Stocke
4. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
5. Bound Test
6. Pesaran & Shin
7. Integrated of degree zero
8. Integrated of degree one
9. Siddiki
10. Pesaran & Smith
11. Schwarz Bayesian information criterion (SBC)

وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای استفاده‌شده، روش آزمون F، متغیر اضافی را به‌وسیلهٔ مدل‌سازی معادلهٔ بلندمدت، در جایگاه یک مدل خودرگرسیون برداری از مرتبهٔ P به‌صورت زیر استفاده می‌کند:

$$z_t = c_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{P} Q_i z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

c_0 برداری (K+1) از عرض از مبدأها و β برداری (K+1) از ضرایب روند است.

آمارهٔ F، آزمون این مسئله است که همهٔ وقفه‌های سطح متغیرها برابر صفر هستند؛ به عبارت دیگر در این آزمون فرضیهٔ صفر و مقابل آن به‌شکل زیر است:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_i = 0 \qquad (۵)$$

δ_i ضریب فزاینده بلندمدت است.

دو مقدار بحرانی F وقتی متغیرهای مستقل $I(d)\ (0 \le d \le 1)$ هستند، شرایط آزمون هم‌جمعی را فراهم می‌کند. کرانهٔ پایین برای رگرسورهای I(0) و کرانهٔ بالا برای رگرسورهای I(1) در نظر گرفته شده است. اگر آمارهٔ F محاسبه‌شده از کرانهٔ بالای مقدار بحرانی بیشتر باشد، فرضیهٔ صفر یعنی وجودنداشتن رابطهٔ بلندمدت رد می‌شود. اگر آمارهٔ F محاسبه‌شده از کرانهٔ بالای مقدار بحرانی کمتر باشد، فرضیهٔ صفر یا وجودنداشتن رابطهٔ بلندمدت رد نمی‌شود. درنهایت اگر آمارهٔ F بین کرانهٔ بالا و پایین مقادیر بحرانی باشد، نتیجه غیرقطعی خواهد بود. مرحلهٔ دوم، تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت است. ضرایب بلندمدت به‌شکل زیر محاسبه می‌شوند:

$$\Pi = \frac{\lambda'(\hat{p},\ \widehat{q_1}, \widehat{q_2}, \dots, \widehat{q_k})}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \cdots - \hat{\alpha}_p} \qquad (۶)$$

$\lambda'(\hat{p},\ \widehat{q_1}, \widehat{q_2}, \dots, \widehat{q_k})$ تخمین‌های OLS برای کلیهٔ ترکیبات ممکن مقادیر p را در معادلهٔ (۳) برای مدل ARDL انتخابی معرفی می‌کند. مدل تصحیح خطا مرتبط با $ARDL(\hat{p},\ \widehat{q_1}, \widehat{q_2}, \dots, \widehat{q_k})$ با نوشتن معادلهٔ (۳) برحسب سطوح وقفه داده شده و تفاضل مرتبهٔ اول متغیرهای y_t، $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}$ و w_t به دست می‌آید: $t = 1, 2, 3, \dots, T$

$$\begin{aligned}\Delta y_t = {} & \Delta\alpha_0 - \alpha(1,\hat{p})ECM_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i0}\Delta x_{it} \\ & - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{q}_i} \beta_{ij}\Delta x \\ & + \delta'\Delta w_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۷)$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \cdots \neq \delta_i \neq 0$$

مدل تصحیح خطا (ECM) به‌صورت رابطهٔ پویای کوتاه‌مدت تعریف می‌شود:

$$ECM_t = y_t - \alpha - \sum \hat{\beta}_i x_{it} - \lambda' w_t \qquad (۸)$$

Δ بیانگر عملکرد وقفه، K برداری x_t بعدی از متغیرهای حرکت و ε_t بردار جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس کواریانس ثابت است. β_{ij}، δ' و α_j ضرایب مرتبط با پویایی‌های کوتاه‌مدت با همگرایی به‌سمت تعادل را نشان می‌دهند.

یافته‌ها

نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد به‌جز نرخ بهرهٔ داخلی ایران که با یک‌بار تفاضل‌گیری، ایستا می‌شود، بقیهٔ متغیرها در سطح ایستا هستند؛ بنابراین متغیرها ترکیبی از مرتبهٔ جمعی صفر و یک (I(0) و I(1)) هستند.

آزمون کرانه‌ها، معناداری کلی رگرسیون را در بلندمدت نشان می‌دهد. به‌هنگام محاسبهٔ آمارهٔ F برای تعداد مشاهدات بالا (n=۱۰۰۰) از مقادیر بحرانی که پسران، شین و اسمیت[1] (۲۰۰۱) ارائه داده‌اند، برای داده‌های بین ۳۰ تا ۸۰ از مقادیر بحرانی که نارایان[2] (۲۰۰۵) و کاتیرچی اغلو[3] (۲۰۰۹) ارائه داده‌اند و برای تعداد مشاهدات کمتر از ۳۰ از آمارهٔ t ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. بر این اساس، از آنجا که در این پژوهش تعداد مشاهدات در مدل اول n=۲۲ و در مدل دوم n=۲۱، کمتر از ۳۰ بوده است، از آمارهٔ t ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. نتایج این آزمون برای دو مدل بررسی شد. طبق نتایج، قدرمطلق آمارهٔ t محاسبه‌شده از قدرمطلق حد بالای ارزش بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطح ۵ درصد بیشتر است. از آنجایی که اگر قدرمطلق آمارهٔ t محاسبه‌شده بیشتر از قدرمطلق حد بالای ارزش بحرانی به دست آید، وجود رابطهٔ بلندمدت تأیید می‌شود، فرضیهٔ صفر مبتنی‌بر وجودنداشتن رابطهٔ بلندمدت با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته نمی‌شود. این نشان می‌دهد رابطهٔ هم‌جمعی یا بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود دارد.

پس از اطمینان از وجود رابطهٔ بلندمدت، ضرایب و روابط بلندمدت تفسیر می‌شود. نتایج تخمین حاصل از برآورد رابطهٔ بلندمدت در دو مدل، در جدول ۱و ۲ آمده است.

براساس نتایج جدول ۱، در مدل اول اثر متغیر چرخه‌های تجاری ایران (IBC) بر بازده اضافی سهام در بلندمدت مثبت و ازنظر آماری در سطح خطای ۱۰ درصد، معنادار است. نسبت تغییرات بازده اضافی سهام به چرخه‌های تجاری ایران ۰/۰۱۰ است؛ یعنی با افزایش یک واحدی چرخه‌های تجاری ایران، بازده اضافی سهام به‌طور میانگین ۰/۰۱۰ درصد افزایش می‌یابد. درواقع، بازده اضافی سهام در دوران رونق اقتصادی افزایش و در دوران رکود اقتصادی کاهش می‌یابد؛ زیرا در دورهٔ رونق اقتصادی، افزایش در تولید و تقاضای کل ازطرفی تقاضا برای سرمایه‌گذاری را افزایش و ازطرفی دیگر نرخ بهره را کاهش می‌دهد. افزایش در سرمایه‌گذاری، تقاضا برای سهام را افزایش می‌دهد و وقتی مردم به وضعیت آتی شرکت خوشبین باشند، سودآوری مورد انتظار، تقاضا برای سهام، قیمت آن و درنتیجه بازده سهام افزایش می‌یابد. این نتیجه، با نتایج پژوهش پرابهیش و ویدیا (۲۰۱۸)، جانسون[4] (۱۹۹۹) و بالورز، کوسیمانو و مک‌دونالد (۱۹۹۰) که نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت چرخه‌های تجاری بر بازده سهام است، مطابقت دارد.

اثر متغیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای (IST) بر بازده اضافی سهام در بلندمدت مثبت و ازنظر آماری معنادار است. کشش بازده اضافی سهام به تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای ۰/۰۲۰ است؛ یعنی با افزایش یک درصدی تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای، بازده اضافی سهام به‌طور میانگین ۰/۰۲۰ درصد افزایش می‌یابد. درواقع، بازده اضافی سهام هنگام تکانه‌های فناوری مثبت سرمایه‌ای افزایش و هنگام تکانه‌های فناوری منفی سرمایه‌ای کاهش می‌یابد؛ زیرا تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای به‌صورت افزایش تولید کالاهای سرمایه‌ای نسبت به تولید کالاهای مصرفی تجلی می‌کند و ازطریق افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کالاهای سرمایه‌ای بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد. این نتیجه، با نتایج پژوهش کوگان و پاپانیکولائو (۲۰۱۴) و

1. Pesaran, Shin & Smith
2. Narayan
3. Katircioglu
4. Johnson

پاپانیکولائو (۲۰۱۱) مطابقت دارد و نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام است.

براساس جدول ۲، در مدل دوم اثر متغیرهای چرخهٔ تجاری ایران بر بازده اضافی سهام در بلندمدت نیز مثبت و ازنظر آماری معنادار است. نسبت تغییرات بازده اضافی سهام به چرخهٔ تجاری ایران ۰/۰۰۸ است؛ یعنی با افزایش یک واحدی چرخهٔ تجاری ایران، بازده اضافی سهام به‌طور میانگین ۰/۰۰۸ درصد افزایش می‌یابد. اثر متغیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده اضافی سهام در بلندمدت مثبت و ازنظر آماری معنادار است. کشش بازده اضافی سهام به تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای ۰/۰۱۹ است؛ یعنی با افزایش یک درصدی تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای، بازده اضافی سهام به‌طور میانگین ۰/۰۱۹ درصد افزایش می‌یابد. اثر متغیر نرخ بهرهٔ ایران بر بازده اضافی سهام در بلندمدت نیز مثبت و ازنظر آماری معنادار است. کشش بازده اضافی سهام به نرخ بهرهٔ ایران ۱/۸۷ است؛ یعنی با افزایش یک درصدی نرخ بهرهٔ ایران، بازده اضافی سهام به‌طور میانگین ۱/۸۷ درصد افزایش می‌یابد. اثر تغییر چرخه‌های تجاری جهانی (GC) بر بازده اضافی سهام در بلندمدت مثبت و ازنظر آماری معنادار است. نسبت تغییرات بازده اضافی سهام به چرخه‌های تجاری جهانی ۰/۰۱۴ است؛ یعنی با افزایش یک واحدی چرخه‌های تجاری جهانی، بازده اضافی سهام ۰/۰۱۴ درصد افزایش می‌یابد. درواقع بازده اضافی سهام در دوران رونق اقتصادی جهان افزایش و در دوران رکود اقتصادی جهان کاهش می‌یابد. این نتیجه، با نتایج پژوهش نیتسچکا (۲۰۱۴)، کوپر و پریستلی (۲۰۱۲) و گو[1] (۲۰۰۶) مطابقت دارد و نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت چرخه‌های تجاری جهانی بر بازده سهام است.

در ادامه برای بررسی اینکه تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌شود، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول ۳ و ۴ ارائه شده است.

ضریب جملهٔ تصحیح خطا در مدل اول، ۰/۹۲۹- و در مدل دوم ۰/۷۰۳- به دست آمده است. این مقادیر برای دو مدل بررسی‌شده به ترتیب بدین معنا است که در هر دوره ۹۲/۹ و ۷۰/۳ درصد از عدم تعادل در بازده اضافی سهام تعدیل یافته و به‌سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است.

به‌منظور حصول اطمینان از اعتبار نتایج، آزمون‌های معتبر واریانس ناهمسانی، نرمالیتی، خودهمبستگی و تصریح فرم تبعی مدل برای بررسی فرض‌های کلاسیک و نیز به‌منظور بررسی پایداری مدل‌ها، آزمون‌های مجموع تجمعی باقیمانده‌های تکراری[2] و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های تکراری[3] در مدل‌های ARDL(3, 3, 3, 0) و ARDL(5, 3, 3, 3, 3) بررسی شدند. نتایج آزمون‌های تشخیصی و ثبات پارامترها به ترتیب در جدول ۵ و ۶ و نمودارهای ۱ تا ۴ ارائه شده است.

از آنجایی که در مدل اول احتمال مربوط به تمامی آزمون‌ها از ۵ درصد بزرگتر نیست، مدل برآوردی، فرض‌های کلاسیک را نقض می‌کند و از آنجایی که در مدل دوم احتمال مربوط به تمامی آزمون‌ها بزرگتر از ۵ درصد است، فرضیهٔ صفر این آزمون‌ها مبتنی‌بر وجودنداشتن خودهمبستگی، وجود نرمالیتی، وجودنداشتن ناهمسانی واریانس و تورش‌نداشتن تصریح رد نمی‌شود و مدل برآوردی فرض‌های کلاسیک را تأیید می‌کند. ضرایب برآوردی در مدل

1. Guo

2. CUSUM
3. CUSUMQ

اول از مرز ۵ درصد عبور کرده است و نشان از بی‌ثباتی ضرایب دارد؛ در حالی که ضرایب برآوردی در مدل دوم باثباتند و بر صحت نتایج الگوی برآوردشده دلالت می‌کند؛ بنابراین براساس نتایج آزمون‌های تشخیصی، مدل دوم نسبت به مدل اول ارجح‌تر است و تنها مدل دوم مطمئن و استنباط‌شدنی است.

جدول (۱) نتایج تخمین حاصل از برآورد رابطهٔ بلندمدت ARDL(3, 3, 3, 0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
IBC	۰/۰۱۰۸۱۲	۰/۰۰۵۵۰۲	۱/۹۶۴۸۹۵	۰/۰۷۵۲
IST	۰/۰۲۰۹۸۵	۰/۰۰۹۰۶۰	۲/۳۱۶۱۷۳	۰/۰۴۰۹
Interest Rate	۱/۳۳۹۴۸۱	۰/۰۵۸۴۱۳	۲۲/۹۳۱۲۸	۰/۰۰۰

جدول (۲) نتایج تخمین حاصل از برآورد رابطهٔ بلندمدت ARDL(5, 3, 3, 3, 3)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
IBC	۰/۰۰۸۴۷۰	۰/۰۰۱۱۴۰	۷/۴۳۱۲۳۷	۰/۰۱۷۶
IST	۰/۰۱۹۰۷۶	۰/۰۰۲۸۳۱	۶/۷۳۹۰۴۴	۰/۰۲۱۳
Interest Rate	۱/۸۷۷۶۶۹	۰/۲۰۳۲۸۵	۹/۲۳۶۶۵۸	۰/۰۱۱۵
GC	۰/۰۱۴۹۷۷	۰/۰۰۱۴۶۲	۱۰/۲۴۴۳۱	۰/۰۰۹۴

جدول (۳) نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای مدل اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
D(Exess Returns(-1))	۰/۱۲۰۱۶۶	۰/۱۸۶۰۰۲	۰/۶۴۶۰۴۴	۰/۵۳۱۵
D(Exess Returns(-2))	۰/۵۴۶۷۷۲	۰/۱۷۳۵۸۵	۳/۱۴۹۸۸۴	۰/۰۰۹۲
D(IBC)	۰/۰۰۸۷۸۹	۰/۰۰۴۹۵۶	۱/۷۷۳۴۵۸	۰/۱۰۳۸
D(IBC(-1))	-۰/۰۰۳۶۱۶	۰/۰۰۴۱۲۲	-۰/۸۷۷۲۷۱	۰/۳۹۹۱
D(IBC(-2))	۰/۰۱۴۰۷۷	۰/۰۰۴۲۵۱	۳/۳۱۱۵۲۳	۰/۰۰۶۹
D(IST)	۰/۰۰۲۷۶۸	۰/۰۰۲۷۸۹	۰/۹۹۲۴۵۱	۰/۳۴۲۳
D(IST(-1))	-۰/۰۱۵۴۹۸	۰/۰۰۳۵۲۷	-۴/۳۹۳۹۶۹	۰/۰۰۱۱
D(IST(-2))	-۰/۰۰۵۹۴۰	۰/۰۰۳۶۹۷	-۱/۶۰۶۶۸۵	۰/۱۳۶۴
CointEq(-1)	-۰/۹۲۹۱۲۵	۰/۱۵۹۹۹۲	-۵/۸۰۷۳۲۰	۰/۰۰۰۱

جدول (۴) نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای مدل دوم

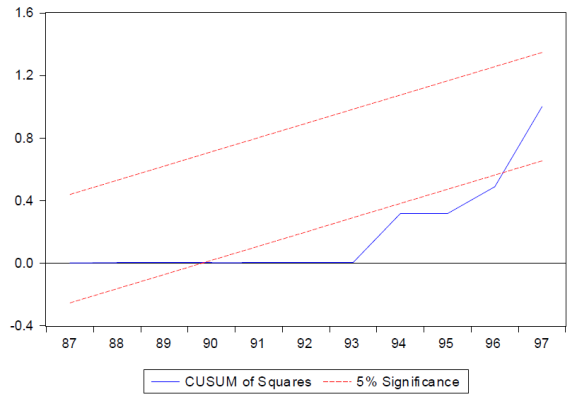
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
D(Exess Returns(-1))	۰/۰۷۴۵۹۹	۰/۰۱۹۴۷۰	۳/۸۳۱۴۹۲	۰/۰۶۱۹
D(Exess Returns(-2))	۰/۳۵۹۴۷۴	۰/۰۱۷۳۴۰	۲۰/۷۳۱۲۷	۰/۰۰۲۳
D(Exess Returns(-3))	−۰/۵۱۸۱۶۸	۰/۰۱۶۷۲۰	−۳۰/۹۹۰۴۳	۰/۰۰۱۰
D(Exess Returns(-4))	−۴/۵۱۱۰۱۵	۰/۱۳۰۹۸۰	−۳۴/۴۴۰۶۱	۰/۰۰۰۸
D(IBC)	−۰/۰۱۴۱۱۰	۰/۰۰۰۵۶۹	−۲۴/۷۸۰۵۱	۰/۰۰۱۶
D(IBC(-1))	−۰/۰۲۳۴۳۴	۰/۰۰۰۸۱۲	−۲۸/۸۵۸۵۰	۰/۰۰۱۲
D(IBC(-2))	۰/۰۰۴۴۵۷	۰/۰۰۰۶۹۹	۶/۳۷۷۱۵۸	۰/۰۲۳۷
D(IST)	−۰/۰۱۲۳۲۲	۰/۰۰۰۵۶۸	−۲۱/۶۹۲۳۹	۰/۰۰۲۱
D(IST(-1))	−۰/۰۱۹۶۲۱	۰/۰۰۰۶۳۳	−۳۰/۹۷۹۶۱	۰/۰۰۱۰
D(IST(-2))	−۰/۰۱۲۴۸۵	۰/۰۰۰۷۲۷	−۱۷/۱۷۸۳۷	۰/۰۰۳۴
D(Interest Rate)	−۱/۳۸۰۶۲۲	۰/۱۵۷۸۷۴	−۸/۷۴۵۰۸۰	۰/۰۱۲۸
D(Interest Rate (-1))	−۵/۲۴۶۶۰۶	۰/۲۴۰۱۲۱	−۲۱/۸۴۹۸۸	۰/۰۰۲۱
D(Interest Rate (-2))	−۰/۶۱۹۷۲۴	۰/۱۹۹۲۰۹	−۳/۱۱۰۹۱۴	۰/۰۸۹۷
D(GC)	۰/۰۰۴۱۴۸	۰/۰۰۰۱۳۵	۳۰/۶۲۶۵۰	۰/۰۰۱۱
D(GC(-1))	−۰/۰۰۴۸۲۹	۰/۰۰۰۱۳۹	−۳۴/۶۷۹۷۰	۰/۰۰۰۸
D(GC(-2))	−۰/۰۱۱۶۱۱	۰/۰۰۰۳۰۸	−۳۷/۷۰۴۰۷	۰/۰۰۰۷
CointEq(-1)	−۰/۷۰۳۱۸۸	۰/۰۱۷۰۶۹	−۴۱/۱۹۷۵۵	۰/۰۰۰۶

جدول (۵) نتایج حاصل از آماره‌های تشخیص مدل اول

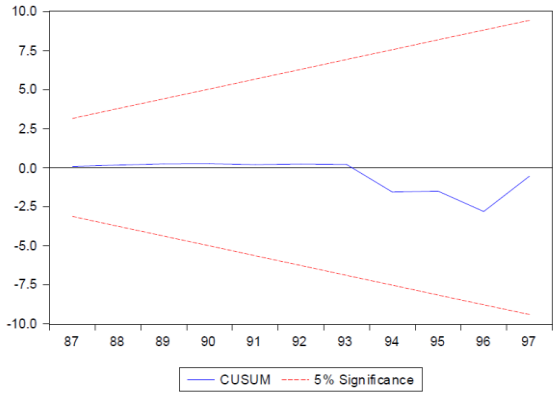
فرض‌های کلاسیک	آزمون LM		آزمون F	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
خودهمبستگی	۰/۷۹۶	۰/۶۷۱	۰/۱۶۱	۰/۸۵۳
نرمالیتی	۰/۰۴۱	۰/۹۷۹	–	–
واریانس ناهمسانی	۱۵/۳۷۴	۰/۲۲۱	۱/۶۸۰	۰/۲۰۹
تصریح مدل	–	–	۷/۵۸۸	۰/۰۳۴

جدول (۶) نتایج حاصل از آماره‌های تشخیص مدل دوم

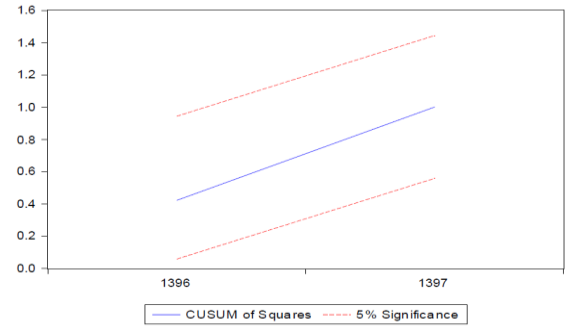
فرض‌های کلاسیک	آزمون LM		آزمون F	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
خودهمبستگی	۱۸/۷۹۳	۰/۰۰۰	۴/۴۶۷	۰/۲۸۱
نرمالیتی	۵/۱۰۴	۰/۰۷۷	–	–
واریانس ناهمسانی	۱۹/۶۰۹	۰/۵۴۶	۰/۲۷۵	۰/۹۲۹
تصریح مدل	–	–	۱۳/۰۱۷	۰/۱۷۲



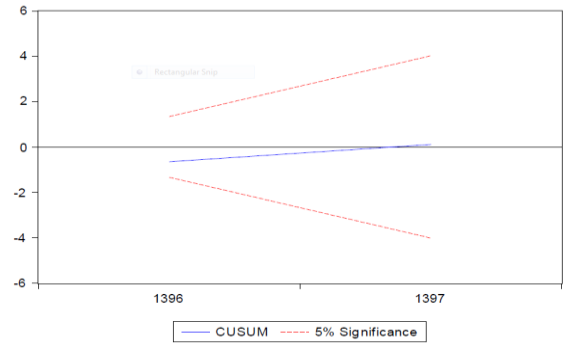
نمودار(۱) آزمون CUSTUM مدل اول



نمودار(۲) آزمون CUSTUMQ مدل اول



نمودار(۳) آزمون CUSTUM مدل دوم



نمودار(۴) آزمون CUSTUMQ مدل دوم

نتایج و پیشنهادها

بازده سهام خود به‌تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه و تحلیل مالی و پیش‌بینی از آن استفاده می‌کنند؛ بنابراین شناسایی عوامل مؤثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار اهمیت ویژه‌ای دارد. انتظار می‌رود چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای تأثیر شایان توجهی بر بازده سهام بورس اوراق بهادار داشته باشند. در این مطالعه بازده سهام تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ بررسی شد و تأثیر چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های سری زمانی و مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده برآورد و آزمون شد. نتایج پژوهش نشان داد در مدل اول چرخه‌های تجاری ایران با ضریب ۰/۰۱۰، تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای با ضریب ۰/۰۲۰ و نرخ بهرهٔ ایران با ضریب ۱/۳۳ در بلندمدت اثر مثبت بر بازده اضافی سهام دارند و در مدل دوم چرخه‌های تجاری ایران با ضریب ۰/۰۰۸، تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای با ضریب ۰/۰۱۹، نرخ بهرهٔ ایران با ضریب ۱/۸۷ و چرخهٔ تجاری جهانی با ضریب ۰/۰۱۴ در بلندمدت بر بازده اضافی سهام تأثیر می‌گذارند. ضرایب جملات تصحیح خطای به دست آمده در هر دو مدل به ترتیب نشان می‌دهد، در هر دوره ۹۲/۹ و ۷۰/۳ درصد از عدم تعادل در بازده سهام تعدیل و به روند بلندمدت خود نزدیک شده است. درنهایت نتایج آزمون‌های تشخیصی در مدل دوم بر صحت نتایج مدل برآوردشده دلالت دارد؛ در حالی‌که این نتایج در مدل اول نشان‌دهندهٔ اطمینان‌نداشتن به پارامترها و مدل برآورد شده است؛ از این رو در این پژوهش، مدل دوم قابلیت استفاده و استنباط دارد. در پژوهش حاضر به

لحاظ نظری استدلال شد که چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام تأثیر مثبت دارند و با توجه به نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل مربوط به سه فرضیه گفته می‌شود چرخه‌های تجاری ایران، تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای و چرخه‌های تجاری جهانی بر بازده سهام در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری دارند؛ به‌عبارتی نتایج پژوهش با مبانی نظری مطابقت دارد. نتایج فرضیهٔ اول ازمنظر تأثیر چرخه‌های تجاری ایران بر بازده سهام منطبق با نتایج بکیروس، شهزاد، آرولا- هرناندز و یوررحمان (۲۰۱۸)، پرابهیش و ویدیا (۲۰۱۸)، ایکسنگیس (۲۰۱۷)، چویدهلی، پاپادیمیتریو و شابی (۲۰۱۶)،کمپل و دیبولد (۲۰۰۹)، جانسون (۱۹۹۹)، بالورز، کوسیمانو و مک‌دونالد (۱۹۹۰)، افضلی (۱۳۹۶) و بروجنی (۱۳۹۳) است. نتایج فرضیهٔ دوم ازمنظر تأثیر تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای بر بازده سهام منطبق با نتایج گارلاپی و سونگ (۲۰۱۶)، کوگان و پاپانیکولائو (۲۰۱۳)، مادسن و داویس (۲۰۰۶)، بلدندل، گریفیت و رینن (۱۹۹۹) وکوکبوم و گریلیچس (۱۹۸۸) است. نتایج فرضیهٔ سوم ازمنظر تأثیر چرخه‌های تجاری جهانی بر بازده سهام منطبق با نتایج نیتسچکا (۲۰۱۳)،کوپر و پریستلی (۲۰۱۲) و گو (۲۰۰۶) است. به‌عبارتی، نتایج پژوهش با مطالعات انجام‌شده در یک راستا است.

با توجه به نتایج به دست آمده، به مدیران مالی بنگاه‌ها، تصمیم‌گیران عالی مالی و اقتصادی کشور و دست‌اندرکاران بورس توصیه می‌شود تا پیش‌بینی روند آتی چرخه‌های تجاری و تکانه‌های فناوری سرمایه‌ای را در تحلیل‌ها مدنظر قرار دهند. این عامل به افزایش بازده و سودآوری سرمایه‌گذاران منجر خواهد شد؛ به‌علاوه برای وجود محیط تصمیم‌گیری شفاف و باکیفیت توصیه می‌شود تا ازطریق نظارت بیشتر بر کیفیت و شفافیت اطلاعات مالی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار، آنها را به ارائهٔ اطلاعاتی باکیفیت و شفاف ملزم کند و برای جلب اعتماد سرمایه‌گذاران، الزاماتی را برای افشای اطلاعات لازم در زمینهٔ محدودیت‌های تأمین مالی از سوی شرکت‌ها قرار دهد.

این پژوهش نیز مانند بسیاری از پژوهش‌ها، محدودیت‌هایی به این شرح دارد: شفاف‌نبودن ارائهٔ اطلاعات مالی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار و محدودیت دسترسی به اطلاعات مالی شرکت‌ها و داده‌های بورسی که موجب تعمیم‌ناپذیری نتایج پژوهش برای سایر شرکت‌ها می‌شود.

منابع فارسی

افضلی، م. (۱۳۹۶). *تأثیر چرخهٔ تجاری بر رابطهٔ بین نگه‌داشت وجه نقد و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران*، (پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد)، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران.

بروجنی، م. (۱۳۹۳). *بازده سهام و تغییرات چرخهٔ تجاری در ایران*، (پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد)، دانشکدهٔ ریاضی و کامپیوتر، دانشگاه شیخ بهایی.

حیدری، ح.، محمدزاده، ی.، و رفاح کهریز، آ. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ. *فصلنامهٔ علمی - پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۶(۲)، ۵۶-۳۵.

https://dx.doi.org/10.22108/amf.2017.21420

عسگرنژاد نوری، ب. (۱۳۹۷). عوامل مؤثر در بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد فراتحلیل. *فصلنامه علمی - پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۶(۱)، ۳۵-۵.

Statistics. 27(2): 266–278. https://doi.org/10.1198/jbes.2009.0025.

Choudhry, T., Papadimitriou, F. I., & Shabi, S. (2016). Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests. *Journal of Banking & Finance*. 66: 89-101. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2016.02.005.

Cockburn, I., & Griliches, Z. (1988). Industry effects and appropriability measures in the stock market's valuation of R&D and patents. *American Economic Review*. 78(2): 419-23.

Cooper, I., & Priestley, P. (2012).The world business cycle and expected returns. *Review of Finance*. 17(3): 1029–1064. https://doi.org/10.1093/rof/rfs014.

Core, J., Guay, W., & Verdi, D. (2008). Is accruals quality a priced risk factor? *Journal of Accounting and Economics*. 46(1): 2-22. http://dx.doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.08.001.

Datta, S., Iskandar-Datta, M., & Singh, V. (2013). Product market power, industry structure, and corporate earnings management. *Journal of Banking and Finance*. 37(8): 3273-328. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2013.03.012.

Dogan, A. (2019). Investment specific technology shocks and emerging market business cycle dynamics. *Review of Economic Dynamics*. 34: 202- 220. https://doi.org/10.1016/j.red.2019.03.012.

Doukas, J., & Li, M. (2009). Asymmetric asset price reaction to news and arbitrage risk. *Review of Behavioral Finance*. 1(1-2): 23-43. https://doi.org/10.1108/19405979200900002.

Fama, E., (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*. 25(2): 383-417. DOI: 10.2307/2325486.

Fuller, R. J. (2000). Behavioral finance and the sources of alpha. *Journal of Pension Plan Investing*. 2(3): 2-24.

Gan, C. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: Newzeland evidence. *Investment Management and Financial Innovations*. 3(4): 89-101.

Garlappi, L., & Song, Z. (2016). Can investment shocks explain the cross-section of equity returns? *Management Science, Forthcoming*. Downloaded from https://dx.doi.org/10.22108/amf.2017.211913.

منکیو گریگوری، ان. (۱۳۸۹). *مبانی علم اقتصاد (چاپ سوم)*. ترجمهٔ حمیدرضا ارباب. تهران: غزال.

References

Afzali, M. (2017). *The Impact of the Business Cycle on the Relationship between Cash Holdings and Stock Returns on Listed Companies of Tehran Stock Exchange Market*. Master thesis, Faculty of Economics and Administrative sciences Mazandaran University. (In Persian)

Asgarnezhad Nouri, B. (2017). Factors affecting stock return of firms listed in Tehran Stock Exchange: Meta-analysis approach. *Asset Management and Financing*. 6(1): 25-50. https://dx.doi.org/10.22108/amf.2017.211913. (In Persian)

Balvers, R. J., Cosimano, T. F., & McDonald, B. (1990). Predicting stock returns in an efficient market. *Journal of Finance*. 45(4): 1109–1128. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02429.x.

Bekiros, S., Shahzad, J. H., Arreola-Hernandezc, J., & Ur Rehmand, M. (2018). Directional predictability and time-varying spillovers between stock markets and economic cycles. *Economic Modelling*. 69: 301- 312. DOI: 10.1016/j.econmod.2017.10.003.

Blundell, R., Griffith, R., & Reenen, J. V. (1999). Market share, market value and innovation in a panel of British manufacturing firms. *The Review of Economic Studies*. 6(3): 529–554. DOI:10.1111/1467-937X.00097.

Borojeni, M. (2015). *Stock Returns and Changes in The Business Cycle in Iran*. M.S thesis, School of Mathematics and Computer Sciences, Sheikhbahai University. (In Persian)

Campbell, J., & Shiller, R. J. (1988). Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economics*. 9(5): 1062–1088. http://dx.doi.org/10.1086/261502.

Campbell, S. D., & Diebold, F. X. (2009). Stock returns and expected business conditions: Half century of direct evidence. *Journal of Business and Economic*

Johnson, M. F. (1999). Business cycle and the relation between security returns and earnings. *Review of Accounting Studies*. 9: 93-117. http://dx.doi.org/10.1023/A:1009649018325.

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Serena, Ng. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*. 105(3): 1177-1216. DOI: 10.1257/aer.20131193.

Katircioglu, S. (2009). Foreign direct investment and economic growth in Turkey: An epirical investigation by the bounds test for co-integration and causality tests. *Economic Research*. 22(3): 1-8.

Kennedy, M., Palerm, A., Pigott, C., & Terrible, F. (1998). Asset prices and monetary policy. *OECD Economics Department Working Papers*. 188.

Kogan, L., & Papanikolaou, D. (2014). Growth opportunities, technology shocks, and asset prices. *Journal of Finance*. 69(2): 675–718. https://doi.org/10.1111/jofi.12136.

Kogan, L., & Papanikolaou, D.(2013). Firm characteristics and stock returns: The role of investment-specific shocks. *Review of Financial Studies*. 26(11): 2718–2759. https://doi.org/10.1093/rfs/hht026.

Kose, M. A., Lakatos, C., Ohnsorge, F., & Stocker, M. (2017). The global role of the U.S. economy: Linkages, policies and spillovers. *Policy Research Working Paper*. 7962.

Li, J. (2013). Explaining the value premium and momentum profits simultaneously. *Working Paper*. https://doi.org/10.1287/mnsc.2017.2735.

Madsen, J. B., & Davis, P. E. (2006). Equity prices, productivity growth and the new economy. *Journal of Economics*. 116(513): 791–811. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006.01112.x.

Mandelman, F. S., Rabanal, P., Rubio-Ramirez, J. F., & Vilan, D. (2011). Investment specific technology shocks and international business cycles: An empirical assessment. *Review of Economic Dynamics*. 14(1): 136–155. DOI: 10.1016/j.red.2010.08.001.

Mankiw, G. (2010). *Principles of Economics (3th Edition.)*. Tehran, IL: Ghazal Press. (In Persian)

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*. 7(1): 77-91. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x.

http://english.ckgsb.edu.cn/sites/default/files/files/Paper2_GarlappiSong2016_MS.pdf. https://doi.org/10.1287/mnsc.2016.2542.

Gomes, J. F., Kogan, L., & Yogo, M. (2009). Durability of output and expected stock returns. *Journal of Political Economy*. 117(5): 941-986. http://dx.doi.org/10.1086/648882.

Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1999). The information-technology revolution and the stock market. *American Economic Review, Papers and Proceedings*. 89(2): 116-28. DOI: 10.1257/aer.89.2.116.

Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Krusell, P. (1997). Long-run implications of investment specific technological change. *American Economic Review*. 87(3): 342–362.

Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Krusell, P. (2000). The role of investment-specific technological change in the business cycle. *European Economic Review*. 44: 91–115. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00058-0.

Griliches, Z. (1988). Productivity Puzzles and R&D: Another Nonexplanation. *Journal of Economic Perspectives*. 2(4): 9-21. DOI: 10.1257/jep.2.4.9.

Guo, H. (2006). The risk-return relation in international stock markets. *The Financial Review*. 41(4): 565–587. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6288.2006.00157.x.

Hall, R. (2001). Struggling to understand the stock market. *American Economic Review*. 91(2): 1-11. DOI: 10.1257/aer.91.2.1.

Heidari1, H., Mohammadzadeh, Y., Refah-Kahriz, A. (2017). An investigation of the effect of exchange rate on the pharmaceutical industry stock return in Tehran Stock Exchange: An application of the Markov switching approach. *Asset Management and Financing*. 6(2): 35-56. https://dx.doi.org/10.22108/amf.2017.21420. (In Persian)

Hendriksen, E. S., & Van Breda, M. F. (1992). *Accounting theory (5th edition)*. Homewood, IL: Irwin Inc.

Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear granger causality in the stock price-volume relation. *Journal of Finance*. 49(5): 1639–1664. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04776.x.

McMillan, D. G. (2019). Predicting firm level stock returns: Implications for asset pricing and economic links. *The British Accounting Review*. 51(4): 333-351. DOI: 10.1016/j.bar.2019.04.001.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*. 37(17): 1979-1990. DOI: 10.1080/00036840500278103.

Neusser, K., & Kugler, M. (1998). Manufacturing growth and financial development: Evidence from OECD countries. *Review of Economics and Statistics*. 80(4): 638-46. DOI: 10.1162/003465398557726.

Nitschka, T. (2014). Developed markets business cycle dynamics and time-variation in emerging markets asset returns. *Journal of Banking and Finance*. 42(5): 76–82. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2014.01.035.

Nitschka, T. (2013). The impact of (global) business cycle risk on the German and British stock markets: Evidence from the first age of globalization. *Review Finance Economics*. 22(3): 118–124. DOI: 10.1016/j.rfe.2013.04.003.

Papanikolaou, D. (2011). Investment shocks and asset prices. *Journal of Political Economics*. 119(4): 639–685. https://doi.org/10.1086/662221.

Pesaran, M. H., & Smith, R. (1998). Structural analysis of cointegration VARs. *Journal Economic Surveys*. 12(5): 471-505. https://doi.org/10.1111/1467-6419.00065.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 16(3): 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). *An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis*. In S. Strom, A. Holly & P. Diamond (Eds.). Cambridge: Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CCOL0521633230.011.

Prabheesh, K. P., & Vidya, C. T. (2018). Do business cycles, investment-specific technology shocks matter for stock returns? *Journal of Economic Modelling*. 70: 511-524. DOI: 10.1016/j.econmod.2017.09.014.

Rangvid, J. (2006). Output and expected returns. *Journal of Finance Economics*. 81(3): 595–624. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.07.010.

Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*. 13(3): 341–360. https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6.

Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium. *Journal of Finance*. 19(3): 425–442. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x.

Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis. *Applied Economics*. 32(15): 1977-84. https://doi.org/10.1080/00036840050155904.

Xyngis, G. (2017). Business-cycle variation in macroeconomic uncertainty and the cross-Section of expected returns: Evidence for scale-dependent risks. *Journal of Empirical Finance*. 44: 43–65. https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2017.06.001.

Yang, Q. (2019). Stock returns and real growth: A Bayesian nonparametric approach. *Journal of Empirical Finance*. 53: 53-69. DOI: 10.1016/j.jempfin.2019.06.005.