فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌ودوم/ شماره ۷۰/ بهار ۱۳۹۶/ صفحات ۲۰۶-۱۷۵

معمای پرمیوم دارایی با توجه به ریسک حباب و تابع ترجیحات بازگشتی آپشتین - زین در بورس اوراق بهادار ایران

مجید هاتفی مجومرد[۱]

غلامرضا زمانیان[۲]

محمدنبی شهیکی تاش[۳]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۵/۵/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱۲

چکیده

هدف اصلی پژوهش، تفسیر معمای پرمیوم دارایی با توجه به ریسک حباب در بازار اوراق بهادار ایران طی دوره ۱۳۹۵/۰۸-۱۳۷۶/۰۷ است. در این راستا، در این مقاله، به بررسی کشف حباب، تخمین تابع ترجیحات آپشتین- زین و تفسیر پرمیوم دارایی می‌پردازیم. ازاین‌رو، برای کشف حباب و تعیین تاریخ وقوع حباب از آزمون‌های RTADF استفاده شده است. نتایج پژوهش بیان‌کننده آن است که بازار اوراق بهادار شش دوره حبابی را تجربه کرده و در ۶۵ درصد بازه مورد مطالعه، غیرحبابی بوده است. همچنین در این مطالعه، تابع ترجیحات آپشتین- زین با استفاده از روش GMM برآورد شده است. در این مرحله، تخمین مقدار پارامتر کشش جانشینی شرطی بسیار مهم است، زیرا انتظار بر آن است که ریسک حباب برای توضیح بخشی از ریسک بازار سهام به کار رود. یافته‌های مدل برآوردی نشان می‌دهد که حباب‌های موجود در بازار اوراق بهادار موجب تقویت عوامل ریسکی شده است. همچنین عوامل اقتصادی در بازار اوراق بهادار ایران بسیار ریسک‌گریزند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که براساس رویکرد سنتی نمی‌توان تفسیری جامع از معمای پرمیوم دارایی ارایه کرد، اما رویکرد جدید قادر است ۹۰٪ پرمیوم دارایی را تبیین کند.

واژگان کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی، حباب‌ها، مدل ارزش حال، تابع ترجیحات آپشتین- زین.

طبقه‌بندی JEL: *C22 ،G10*.

۱- دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، پست الکترونیکی: mhatefi63@gmail.com

۲- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسؤول)، پست الکترونیکی: zamanian@eco.usb.ac.ir

۳- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، پست الکترونیکی: mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

۱- مقدمه

براساس فرضیه بازار کارآ، بازدهی مورد انتظار هر دارایی باید متناسب با ریسک آن دارایی باشد؛ در نتیجه، اگرچه انتظار داریم که دارایی‌های با ریسک بالاتر در دوره زمانی طولانی بازدهی بالاتری داشته باشند، اما بازدهی تعدیل شده با ریسک دارایی‌ها باید با هم برابر باشد. یکی از مواردی که کارآیی بازارها را زیر سؤال می‌برد، وجود استراتژی‌هایی است که موجب کسب بازدهی اضافه (بازدهی بیشتر از بازدهی متناسب با سطح ریسک اتخاذ شده) می‌شوند. مهرا و پرسکات[1] (۱۹۸۵)، در تحقیق پایه‌ای، موضوعی را مطرح کردند که به معمای پرمیوم دارایی شهرت یافت. آنها نشان دادند، بازدهی واقعی (تعدیل شده با تورم) اوراق با درآمد ثابت (که تقریباً بدون ریسک بودند) در دوره زمانی ۱۸۸۹ تا ۱۹۷۸، حدود ۰/۸ درصد و بازدهی واقعی شاخص بازار سهام آمریکا در همین دوران، ۶/۹۸ درصد بوده است. آنها اشاره کردند که این اختلاف بازدهی را نمی‌توانند از طریق ریسک بازار سهام توضیح دهند.

در بورس اوراق بهادار ایران نیز معمای پرمیوم دارایی مهم است؛ برای مثال، در یک بازه دوساله از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۸۹ بازدهی مسکن به‌طور متوسط ۱/۲- درصد، بازار طلا ۲۲/۴ درصد، بازار ارز ۳/۹ درصد و سود بانکی ۱۴/۲ درصد بوده، در حالی‌که بورس به‌طور متوسط ۷۷ درصد بازدهی داشته است[2]. چه توجیهی برای چنین اختلاف بازدهی وجود دارد؟ آیا واقعاً ریسک توضیح‌دهنده این پدیده است یا اینکه این مسأله دوباره معمای پرمیوم دارایی را مطرح می‌کند؟

برای حل این معما توضیحات زیادی ارایه شده است. برخی محققان این معما را از طریق تحلیلی کاملاً عقلایی و از طریق معرفی توابع مطلوبیت بسیار پیچیده حل کرده‌اند. آپشتین و زین[3] (۱۹۸۹) و ویل[4] (۱۹۸۹) تابع مطلوبیتی ارایه کردند که رابطه

1- Mehra & Prescott

۲- گزارش اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران http://www.tccim.ir/Images/Docs/EcoReport73.pdf

3- Epstein & Zin

4- Weil

تنگاتنگی بین ضریب ریسک‌گریزی و کشش جانشینی بین دوره‌ای[1] را برقرار می‌ساخت، در حالی که کانستانتیندز[2] (۱۹۹۰)، کمپبل و کوهران[3] (۱۹۹۹) و بولدرین و همکاران[4] (۱۹۹۷) تابع مطلوبیتی را با فرم عادات معرفی کردند. همچنین این معما به‌عنوان نتیجه‌ای از اصطکاک بازار مانند هزینه‌های دادوستد (آمیهود و مندلسون[5] (۱۹۸۶،۱۹۸۹)، آیاگاری و گرتلر[6] (۱۹۹۱) و فیشر[7] (۱۹۹۴)) و عدم تقارن اطلاعات (مرتون[8] (۱۹۸۷)، زو[9] (۱۹۹۹)، بلاله و آبورا[10] (۲۰۰۱) و گولیر و سچلی[11] (۲۰۰۳)) نیز قلمداد می‌شود.

توضیحات جایگزین دیگری نیز برای تفسیر این معما در چهارچوب مالی- رفتاری ارایه شده است. مجزاترین تفاسیر مالی- رفتاری ارایه شده در مطالعات عبارت‌اند از: نفرت از نزدیک‌بینی[12] (بنارتزی و تالر[13] (۱۹۹۵) و باربریز و همکاران[14] (۲۰۰۱))، نفرت از ناامیدی[15] (گال[16] (۱۹۹۱) و آنگ و همکاران[17] (۲۰۰۵))، نفرت از ابهام[18] (آپشتین و وانگ[19] (۱۹۹۴)،

1- Inter Temporal Substitution
2- Constantinides
3- Campbell & Cohrane
4- Boldrin et al.
5- Amihud & Mendelson
6- Aiyagari & Gertler
7- Fisher
8- Merton
9- Zhou
10- Bellalah & Aboura
11- Gollier & Schlee
12- Myopic Loss Aversion
13- Benartzi & Thaler
14- Barberis et al.
15- Disappointment Aversion
16- Gul
17- Ang et al.
18- Ambiguity Aversion
19- Epstein & Wang

چن و آپشتین[۱] (۲۰۰۲)، گولیر (۲۰۰۶)، ارباس و میراخور[۲] (۲۰۰۷) و آلونسو و پرادو[۳] (۲۰۰۸)) و بدبینی و عقاید ناهمگن[۴] (آبل[۵] (۲۰۰۲) و جونی و نپ[۶] (۲۰۰۶)).

به‌تازگی محققان در پی جست‌وجو برای عوامل اثرگذار بر پرمیوم دارایی و در راستای حل معمای پرمیوم دارایی، دریافته‌اند ریسک حباب، عاملی تأثیرگذار است و با وارد کردن آن به معادله می‌توان این معما را به نحو مناسبی تفسیر کرد. در واقع، از آنجا که وقوع حباب به ایجاد ریسک در بازار دارایی چهارچوب منجر می‌شود، از این کانال قادر به اثرگذاری بر پرمیوم دارایی خواهند بود. در حقیقت، توضیح دیگر برای سطوح بالای پرمیوم دارایی این است که نتیجه‌ای از وقایع خارق‌العاده، مانند بحران‌های مالی، جنگ، حباب و... است. این ایده، نخستین بار توسط ریتز[۷] (۱۹۸۸) برای توضیح معمای پرمیوم دارایی ارایه شد. پس از آن، محققان این ایده را با شواهد بیشتر و بیشتر تقویت کردند (بارو[۸] (۲۰۰۶)، گابیکس[۹] (۲۰۰۸) و لی و فیلیپس[۱۰] (۲۰۱۶)).

از آنجا که مطالعات داخلی وجود حباب را در بورس ایران تأیید می‌کنند (سعیدی و شب‌زنده‌دار (۱۳۹۰)، عباسیان و فرزانگان (۱۳۹۰)، فلاح و همکاران (۱۳۹۱)، صالح‌آبادی و دلیریان (۱۳۸۹)، یحیی‌زاده و همکاران (۱۳۸۸) و صمدی و همکاران (۱۳۸۶))، به نظر می‌رسد بتوان با توجه به ریسک حباب، معمای پرمیوم دارایی را در بازار اوراق بهادار ایران نیز تفسیر کرد. در واقع، هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی نقش حباب در تفسیر پرمیوم دارایی است. در راستای پاسخ به این پرسش باید مراحل زیر به ترتیب طی شود:

- تاریخ حباب‌های رخ داده در بورس مشخص شود.

1- Chen & Epstein
2- Erbas & Mirakhor
3- Alonso & Prado
4- Heterogeneous Beliefs & Pessimism
5- Abel
6- Jouini & Napp
7- Rietz
8- Barro
9- Gabaix
10- Lee &Phillips

- پارامترهای مرتبط با ترجیحات خانوار آپشتین- زین تخمین زده شود.
- ترکیب نهایی عوامل ریسک حباب در معادله پرمیوم دارایی محاسبه شود.

در واقع، نوآوری‌های مقاله عبارت‌اند از: تاریخ‌گذاری وقوع حباب، تحلیل تابع ترجیحات خانوار و تفسیر نقش حباب در پرمیوم دارایی. در ادامه، روند مقاله به این صورت دنبال می‌شود: بخش دوم، به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیق می‌پردازد. در بخش سوم، روش تحقیق و در بخش متعاقب آن، یافته‌های تحقیق مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، بخش پایانی به بیان نتایج و ارایه پیشنهادها می‌پردازد.

۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

زمانی که وجود ریسک مشخص است، سرمایه‌گذاران بازار دارایی به صورت بلندمدت سرمایه‌گذاری می‌کنند، زیرا از یک ایده مهم سرمایه‌گذاری پیروی می‌کنند: در بلندمدت، دارایی‌ها به‌ازای ریسک مازاد، پاداش بیشتری دریافت خواهند کرد یا به زبان سرمایه‌گذاران «پرمیوم ریسک دارایی[1]» مثبت خواهد بود. در این چهارچوب، دو منبع بالقوه پاداش برای ریسک‌پذیری در استراتژی یک سرمایه‌گذار وجود دارد که به اینکه این استراتژی متعلق به محیط مالی یا محیط غیرسفته‌بازی باشد، وابسته است. در محیط مالی، پاداش‌ها از منفعت ناشی از توانایی تعیین قیمت‌گذاری نادرست، فرصت آربیتراژ یا منفعت ناشی از توانایی پیش‌بینی و مخلص کلام از یک سفته‌باز بااستعداد بودن، ناشی می‌شود. در این مرحله، پرتفوی مانند یک تخصیص‌دهنده پویای ریسک (و نه یک تخصیص‌دهنده ریسک خنثی) عمل می‌کند.

با این دید می‌توان سرمایه‌گذاران این دو بخش را به‌دقت تشریح کرد. محیط مالی، مکانی است که در آن سرمایه‌گذاران با استفاده از توانایی‌های خود ناهمگنی ارزش بین سهم‌های مختلف را پیش‌بینی و تعیین می‌کنند، در حالی که در محیط مقابل (محیط غیرسفته‌بازی)، سرمایه‌گذاران سفته‌بازی نمی‌کنند و از چنین فعالیت‌هایی منافع به‌دست نمی‌آورند. توضیحات

1- Equity Risk Premium

یادشده باعث می‌شود تا بتوان پرمیوم دارایی را به‌عنوان عواید مازاد به‌دست آمده از پرتفویی که حداکثر مطلوبیت را ایجاد می‌کند، تعریف کرد؛ البته، تحت این قید که مطلوبیت‌های دارایی‌ها معادل هم باشند. از سویی، باید دانست عبارت «پرمیوم ریسک دارایی» مفهومی متفاوت نیست. در واقع، پرمیوم دارایی، منفعتی است که بدون استفاده از هیچ قدرت پیش‌بینی و با استفاده از واقعیت اقتصادی به‌دست می‌آید (چویفتی و رویری[1]، ۲۰۱۶).

اگر یک دارایی ریسکی یا پرتفوی نتواند بر جانشین بدون ریسک خود غلبه کند، آنگاه شاید برای نگهداری آن پرمیومی تقاضا شود. یک پرمیوم مناسب نیز وابسته به ارزیابی ریسک عامل است و هر دوی آنها به تابع مطلوبیت عامل و توزیع عایدی وابسته است. یک چالش مهم در مالی، استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی است، به‌طوری که با حقایق آشکار شده سازگار باشند (حقایقی چون پرمیوم مشاهده شده باید بین عایدی حقیقی سرمایه‌گذاری در دارایی و عواید حقیقی اوراق باشد). از سویی، کاملاً واضح است مدل ساده لوکاس نمی‌تواند برای بیان تفاوت‌های مشاهده شده در عایدی دارایی یا اوراق کافی باشد. این مسأله در ابتدا توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، معرفی شد. آنان با استفاده از ساختار عامل نماینده و زمان گسسته (سازگار با ترجیحات ریسک‌گریز نسبی ثابت) نشان دادند مدل قیمت‌گذاری دارایی مصرف مبنای استاندارد (ارایه شده توسط لوکاس[2] (۱۹۷۸) و بریدن[3] (۱۹۷۹))، قادر به توضیح پرمیوم دارایی در یک سرمایه‌گذاری بدون ریسک نخواهد بود؛ به همین دلیل، آنها آن را «معمای پرمیوم دارایی» نام نهادند. برای حل این معما توضیحات زیادی ارایه شده است. برخی محققان این معما را از طریق تحلیلی کاملاً عقلایی و از طریق معرفی توابع مطلوبیت بسیار پیچیده حل کرده‌اند. کوچرلاکوتا[4] (۱۹۹۶)، در مطالعه خود سعی بر حل این معما کرد. وی رابطه بین عواید سهام و اوراق را مرتبط با پیش‌بینی‌های تئوری قیمت‌گذاری دارایی دانست. به عبارت دیگر، این معما، به یک مدل خاص برای

1- Choueifaty & Roehri
2- Lucas
3- Breeden
4- Kocherlakota

تطبیق خواص مقداری داده‌ها ارجاع داده می‌شود. وجه مشترک تمام تلاش‌های صورت گرفته توسط کوچرلاکوتا فرض حفظ انتظارات عقلایی است. در واقع، عوامل از داده‌های اعمال شده در فرآیند، اطلاع کامل دارند و آن را در محاسبات خود وارد می‌کنند. سیچتی و همکاران[1] (۲۰۰۰)، فرض انتظارات عقلایی را تعدیل و درجه‌ای از غیرعقلایی بودن را وارد مدل کردند. در حقیقت، آنها فرض کردند پیش‌بینی‌های عوامل به‌طور سیستماتیک از عقاید واقعی آنها نشأت می‌گیرد. آنها نشان دادند، معرفی این نوع از غیرعقلایی بودن که آن را «عقاید تحریف شده[2]» نام نهادند، دیگر ویژگی‌های مدل اصلی را دست‌نخورده باقی می‌گذارد و توانایی حل معمای پرمیوم دارایی را نیز دارا خواهد بود (میسینا[3]، ۲۰۰۶). در مجموع، روند تاریخی بررسی این معما را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

I. مدل‌های دربرگیرنده ریسک:

- ریتز (۱۹۸۸)، این دیدگاه را گسترش داد که احتمال مشارکت عواید مازاد سهام در وقایع فاجعه‌بار که می‌تواند بر مصرف عوامل اثرگذار باشد، وجود دارد. مهرا و پرسکات (۱۹۸۸)، در پاسخ به این ایده ریتز بیان کردند که به‌طور تاریخی کاهش‌های عظیم در مصرف هرگز در طول بحران ۱۹۲۹ رخ نداد.
- کندل و استامباق[4] (۱۹۹۰) و سیچتی و همکاران (۱۹۹۳)، مدل مارکوف سوییچینگ را ارایه کردند و در آن دوره‌هایی از سال‌های رونق را با دوره‌هایی از سال‌های رکود ترکیب کردند (با جابه‌جایی تصادفی بین سال‌ها). آنها مقادیر غیرمنطقی ریسک‌گریزی را دلیل معمای پرمیوم دارایی می‌دانند.

1- Cecchetti et al.
2- Distorted Belief
3- Misina
4- Kandel & Stambaugh

- بنینگا و پروتوپاپادکیس[1] (۱۹۹۰)، هم‌زمان با محققان قسمت قبل، عواید سهام را به‌عنوان شیوه نفوذ به شرکت‌ها مدل‌سازی کردند. در این روش نیز مقادیر بالای ریسک‌گریزی برای حل معمای یادشده معین شد.

II. تقسیم‌بندی بازار: منکیو و زلدیس[2] (۱۹۹۱) و هالیسوس و برتوت[3] (۱۹۹۵)، فرض کردند بازار سهام آمریکا تنها بین ۳۰ درصد از افراد تقسیم می‌شود که یا به‌طور مستقیم یا از طریق برنامه‌های مشارکتی مالک شده‌اند. آنها نیز نتوانستند با تعیین سطح بالای ریسک‌گریزی به حل این معما کمک کنند.

III. تعدیل ترجیحات: در این دسته از مطالعات محققان زیادی توابع مطلوبیت را تعدیل کردند که به صورت زیر ارایه می‌شوند:

- مطلوبیت انتظاری تعمیم‌یافته: در آن، مطلوبیت جاری دارای کشش ثابت بوده و تابعی از مصرف جاری و مطلوبیت آتی است (آپشتین و زین، ۱۹۸۹، ۱۹۹۱) و تنها توانایی توضیح معمای نرخ بدون ریسک[4] را از طریق جانشینی بین دوره‌ای داراست و همچنین ریسک‌گریزی در آن به‌طور هم‌زمان بالاست.
- فرم‌دهی عادات: در آن، مطلوبیت مصرف به مقایسه بین مصرف جاری و سطوح پیشین مصرف وابسته است (کونستانتیندس[5]، ۱۹۹۰). این تحلیل معمای نرخ بدون ریسک را حل می‌کند، اما قادر به حل معمای پرمیوم دارایی نیست.
- مصرف نسبی: شبیه روش پیش است و در آن، مصرف جاری با سطوح مصرف دیگران مقایسه می‌شود (آبل (۱۹۹۰) و کمپبل و کوکران[6] (۱۹۹۵)).

1- Benninga & Protopapadakis
2- Mankiw & Zeldes
3- Haliassos & Bertaut
4- Risk- Free Rate Puzzle
5- Constantinides
6- Campbell & Cochrane

- مدل‌های روان‌شناختی ترجیحات: در این مدل، عوامل از عواید دارایی مطلوبیت کسب می‌کند و در عین حال، «متنفر از زیان» نیز هستند، به این معنا که ناراحتی ناشی از زیان بسیار بیشتر از خوشحالی ناشی از منفعت است (بنارتزی و تالر، ۱۹۹۵).

IV. بازارهای ناکامل و هزینه‌های دادوستد:

- در غیاب بازارهای کامل، اشخاص باید برای بیمه خود مقدار بیشتری را پس‌انداز کنند تا از نوسان زیاد در مصرف خود جلوگیری کنند (ویل (۱۹۹۲) و لوکاس (۱۹۹۴)).
- مدل‌های هزینه دادوستد: تفاوت در هزینه‌های مبادله سهام در مقابل اوراق قرضه برای تعدیل پرمیوم دارایی استفاده شد، اما نتایج قانع‌کننده‌ای دربر نداشت (هیتون و لوکاس[1] (۱۹۹۵) و فیشر (۱۹۹۴)).

نکته‌ای که در مدل‌های یادشده نهفته، این است که مدل‌های یادشده، بیشتر مناسب زمانی است که تقریباً بازار سرمایه منحصر به کشورهایی خاص باشد، اما مطالعات اخیر دریافته‌اند که پرمیوم دارایی در بازارهای نوظهور بیش از ۲۰ درصد از بازار آمریکا بیشتر است (گروتولد و سالامونز[2] (۲۰۰۳)، مهرا (۲۰۰۶)، شاکمن[3] (۲۰۰۶) و دونادلی و پروسپری[4] (۲۰۱۲)). این «فاصله جبرانی[5]» به سبب بحران‌های سیستماتیک بانکی اواخر دهه ۹۰ افزایش یافته است (دوندلی و پرشا[6]، ۲۰۱۴).

این یافته‌ها از نظر تجربی و تئوری فریبنده است؛ به عبارت دیگر، نتیجه مهم جهانی شدن این است که سرمایه‌گذاران شانس بیشتری برای تنوع بخشیدن به پرتفوی خود نسبت به گذشته دارند. ازاین‌رو، مطالعات برای حل این معما توضیح دیگری برای سطوح بالای پرمیوم دارایی ارایه کرده‌اند؛ در واقع آن را نتیجه‌ای از وقایع خارق‌العاده، مانند بحران‌های

1- Heaton & Lucas
2- Grootveld & Salomons
3- Shackman
4- Donadelli & Prosperi
5- Compensation Gap
6- Donadelli & Persha

مالی، جنگ، حباب و... می‌دانند (پانکرازی[1] (۲۰۱۴) و پانکرازی و ووکوتیک[2] (۲۰۱۳)). این ایده نخستین بار توسط ریتز (۱۹۸۸)، برای توضیح معمای پرمیوم دارایی ارایه شد. این ایده با شواهد بیشتر و بیشتر تقویت شد (بارو (۲۰۰۶)، گابیکس (۲۰۰۸)، جهان- پارور و همکاران[3] (۲۰۱۳) و کوراتولا و همکاران[4] (۲۰۱۵)). به‌تازگی لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، این معما را با وارد کردن ریسک حباب به‌عنوان عامل تأثیرگذار بررسی کردند و به نتایج قابل توجهی دست یافتند. آنها برای بررسی امکان رخداد حباب‌ها مدل ارزش حال استاندارد[5] و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) مبتنی‌بر مصرف[6] را ترکیب کرده‌اند. در واقع، استفاده از مدل یادشده از یک سو، اثرات حباب‌های قیمتی را بر عواید دارایی مشخص و از سوی دیگر، موجب تبیین رابطه بین ریسک حباب و پرمیوم دارایی می‌شود.

۳- مبانی نظری تحقیق

۳-۱- مدل ارزش حال و حباب‌های مالی[7]

رابطه حسابداری استاندارد برای عایدی مالی R_{t+1} در طول دوره $(t,t+1)$ برحسب سود سهام (D_{t+1}) و قیمت (P_{t+1}) به صورت زیر است:

$$1+R_{t+1}=\frac{P_{t+1}+D_{t+1}}{P_t}$$

کمپبل و همکاران (۱۹۹۸)، برای تحلیل مدل ارزش حال، روابط زیر را با استفاده از رابطه یادشده تعریف کردند:

$$\begin{aligned} r_{t+1} &= \log(1+R_{t+1}) = \log(P_{t+1}+D_{t+1}) - \log(P_t) \\ &= \Delta p_{t+1} + \log\left\{1+e^{d_{t+1}-p_{t+1}}\right\} \end{aligned} \qquad (۱)$$

1- Pancrazi
2- Pancrazi & Vukotic
3- Jahan-Parvar et al.
4- Curatola et al.
5- Standard Present Value Model
6- A Consumption Based CAPM Model
7- The Present Value Model and Fnancial Bubbles

$$\approx \kappa + \rho p_{t+1} + (1-\rho) d_{t+1} - r_{t+1}, \qquad (۲)$$

به‌طوری که

$$p_t = \log P_t, \; d_t = \log D_t, \; and$$
$$\kappa = -\rho \log \rho - (1-\rho)\log(1-\rho); \quad \rho = \frac{1}{1+\exp(\overline{d-p})} \prec 1, \qquad (۳)$$

با در نظر گرفتن $(\overline{d-p}) = n^{-1}\sum_{t=1}^{n}(d_t - p_t)$ که به معنای میانگین لگاریتمی قیمت-سود سهام مبتنی‌بر نمونه‌ای با اندازه n است. معادله (۴)، با تعریف $\delta_t = d_t - p_t$ و جای‌گذاری در معادله (۳) و سپس، از طریق یک فرآیند بازگشت آتی حاصل می‌شود:

$$\delta_t \approx \rho\delta_{t+1} + r_{t+1} - \Delta d_{t+1} + \kappa$$
$$= \lim_{i\to\infty} \rho^i \delta_{t+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (r_{t+1+i} - \Delta d_{t+1+i}) + \frac{\kappa}{1-\rho}, \qquad (۴)$$

رابطه یادشده تحت فرض نقطه ثابت $\rho \in (0,1)$ هم‌گراست که در نتیجه، به روابط $E|r_t| \prec \infty$ و $E|\Delta d_t| \prec \infty$ منجر می‌شود. با گرفتن انتظارات در زمان t از رابطه (۴)، رابطه ارزش حال به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$p_t = \frac{\kappa}{1-\rho} + d_t + E_t \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta d_{t+1+i} - r_{t+1+i}) +$$
$$plim_{i\to\infty} \rho^i E_t p_{t+i} - plim_{i\to\infty} \rho^i E_t d_{t+i}, \qquad (۵)$$

نبود حباب، به‌طور معمول با تحمیل شرط $plim_{i\to\infty} \rho^i E_t (p_{t+i} - d_{t+i}) = 0$ بر رابطه (۵) بیان می‌شود. در صورت بروز حباب، دو عبارت آخر رابطه (۵) اثرگذار خواهند بود $(plim_{i\to\infty} \rho^i E_t (p_{t+i} - d_{t+i}) \neq 0)$. شواهد تجربی تأیید می‌کنند که سود سهام غیرانفجاری است. فیلیپس و لی (۲۰۱۶)، با توجه به این موضوع، فرآیند سود را به صورت $d_{t+1} = g + d_t + \varepsilon_{d,t+1}$ تعریف کردند و نتیجه گرفتند که:

$$plim_{i\to\infty} \rho^i E_t d_{t+i} = plim_{i\to\infty} \rho^i E_t (ig + d_t + \sum_{j=1}^{i} \varepsilon_{d,t+j})$$
$$= plim_{i\to\infty} \rho^i (ig + d_t + \sum_{j=1}^{i} E_t \varepsilon_{d,t+j}) = 0 \qquad (۶)$$

با توجه به مطالب یادشده، لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، چهارچوب پارامتریک زیر را برای سری‌های قیمتی و سود سهام در نظر گرفتند.

$$d_{t+1} = d_t + \varepsilon_{d,t+1}, \tag{۷}$$

$$p_{t+1} = \begin{cases} \theta p_t + \varepsilon_{p,t+1} & 0 \le t \le \tau_e, \quad \theta = 1, \quad p_0 = O_p(1) \\ \theta_n p_t + \varepsilon_{p,t+1} & \tau_e \le t \le \tau_f, \qquad \theta_n = 1 + (c/k_n) \\ p_{\tau_e} + \varepsilon_p^* & t = \tau_f \\ \theta p_t + \varepsilon_{p,t+1} & \tau_f \le t \le n, \quad \theta = 1 \end{cases} \tag{۸}$$

۳-۲- مدل قیمت‌گذاری دارایی با اثرات حباب

این قسمت، اثر وجود حباب را بر قیمت‌های دارایی مورد بررسی قرار می‌دهد. لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، با گسترش مدل کمپبل (۲۰۰۳)، به رابطه زیر دست یافتند:

$$\begin{aligned} r_{t+1} - E_t(r_{t+1}) &= (E_{t+1} - E_t)\sum_{i=0}^{I_n} \rho_n^i \Delta d_{t+1+i} - (E_{t+1} - E_t)\sum_{i=0}^{I_n} \rho_n^i r_{t+1+i} \\ &+ \rho_n (b_{n,t+1} - E_t) - \rho_n^{I_{n+1}} (E_{t+1} - E_t) d_{t+I_n+1}, \end{aligned} \tag{۹}$$

هنگامی‌که $I_n \to \infty$ و شرط‌های نهایی تحمیل شود (برای اطمینان از آنکه دو جمله آخری معادله (۹) صفر شوند) معادله تبدیل به معادله کمپبل (۲۰۰۳)، می‌شود.

$$r_{t+1} - E_t(r_{t+1}) = (E_{t+1} - E_t)\sum_{i=0}^{I_n} \rho_n^i \Delta d_{t+1+i} - (E_{t+1} - E_t)\sum_{i=0}^{I_n} \rho_n^i r_{t+1+i}$$

معادله (۹) با تقریب اتحاد عایدی غیرخطی، مجاز بودن حضور حباب و انتظارات شرطی دنبال می‌شود. معادله حاصل نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن احتمال رونق قیمتی در آینده، عایدی سهام غیرمنتظره سازگاری مناسب‌تری با تغییر در انتظارات جریان نقدینگی سود و عواید حقیقی دارد. همچنین برخی حباب‌های غیرمنتظره، اثر کمتری بر تغییرات انتظاری سود در دوره آخر می‌گذارند.

۳-۳- تحلیل تعادل با توجه به مطلوبیت بازگشتی[1]

لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، تحلیل کمپبل (۲۰۰۳) را که مبتنی‌بر مصرف بهینه و انتخاب پرتفوی سرمایه‌گذار به‌وسیله یک مدل قیمت‌گذاری دارایی مصرف- مبناست، به کار بردند؛ با این تفاوت که بروز حباب قیمت مجاز است. در این رویکرد، هر خانوار دارای ترجیحات آپشتین- زین (EZ) است:

$$V_t = \left\{ (1-\delta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\varphi}} + \delta \left(E_t V_{t+1}^{1-\gamma} \right)^{\frac{1-\gamma}{\varphi}} \right\}^{\frac{\varphi}{1-\gamma}} = \left\{ (1-\delta) C_t^{1-1/\psi} + \delta \left(E_t V_{t+1}^{1-\gamma} \right)^{\frac{1-1/\psi}{1-\gamma}} \right\}^{\frac{1}{1-1/\psi}} \quad (۱۰)$$

به‌طوری که $\varphi = (1-\gamma)(1-1/\psi)$ و $\psi \neq 1$ است. تابع رجحان یادشده، پیوند بین پارامتر کشش جانشینی شرطی (ψ) و رابطه و پارامتر ریسک‌گریزی نسبی[2] (γ) را تفکیک می‌کند که در تقابل با مورد تابع مطلوبیت توان[3] است.

مطالعات آپشتین و زین (۱۹۸۹، ۱۹۹۱) و ویل (۱۹۸۹)، به فرم معادله اویلر برای دارایی i به صورت زیر منجر شد:

$$1 = E_t \left[\left\{ \delta \left\{ \frac{C_{t+1}}{C_t} \right\}^{-\frac{1}{\psi}} \right\}^{\varphi} \left\{ \frac{1}{1+R_{m,t+1}} \right\}^{1-\varphi} \left(1+R_{i,t+1} \right) \right] \quad (۱۱)$$

فرض می‌شود که توزیع شرطی عواید دارایی ($1+R_{m,t+1}, 1+R_{i,t+1}$) و رشد مصرف (C_{t+1}/C_t) لگاریتم نرمال و دارای واریانس همسان باشند و از روش استاندارد پیروی کنند (کمپبل (۲۰۰۳) و مهرا (۲۰۰۳)). از سویی:

1- Equilibrium Analysis with Recursive Utility
2- Relative Risk Aversion (RRA)
3- Power Utility

$$r_{m,t+1}-E_t(r_{m,t+1})$$
$$=(\Delta c_{t+1}-E_t\Delta c_{t+1})+\rho_n(b_{m,n,t+1}-E_t(b_{m,n,t+1}))-\rho_n^{I_n+1}\varepsilon_{md,t+i} \quad (۱۲)$$
$$=\rho_n(b_{m,n,t+1}-E_t(b_{m,n,t+1}))+(1-\rho_n^{I_n+1})\varepsilon_{md,t+i}$$
$$=\rho_n(b_{m,n,t+1}-E_t(b_{m,n,t+1}))+c_n(\Delta c_{t+1}-E_t\Delta c_{t+1}) \quad (۱۳)$$

به‌طوری که $c_n=1-\rho_n^{I_n+1}$ است و طول افق I_n به اندازه نمونه ، n، وابسته است. بنابراین، معادله بالا نشان می‌دهد، عواید بازار در یک افق سرمایه‌گذاری محدود ترکیب خطی از رونق قیمت بازار و رشد مصرف است. مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی مصرف-مبنا به صورت زیر است:

$$r_{m,t+1}-E_t(r_{m,t+1})=(\Delta c_{t+1}-E_t\Delta c_{t+1}) \quad (۱۴)$$

تحت فروض سنتی، معادله (۱۳) به معادله (۱۴) تبدیل می‌شود.

۳-۴- معمای پرمیوم دارایی

لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، ریسک حباب دارایی را با ریسک پرمیوم ترکیب کردند. آنها با توجه به معادله اویلر نتیجه گرفتند که:

$$1=E_t[\exp\{s_{t+1}+r_{i,t+1}\}],\ s_{t+1}=\varphi\log\delta-\frac{\varphi}{\psi}\Delta c_{t+1}+(1-\varphi)r_{m,t+1},$$

به‌طوری که $r_{i,t+1}=\log(1+R_{i,t+1}),\ s_{t+1}=\log S_{t+1}$ و S_{t+1} عامل تنزیل تصادفی است، به‌طوری که $E_t\left[S_{t+1}(1+R_{i,t+1})\right]=1$.

(۱۵)

$$E_t(r_{i,t+1})-r_{f,t+1}+\frac{1}{2}Var_t(r_{i,t+1})$$
$$=\frac{\varphi}{\psi}Cov_t(r_{i,t+1}\Delta c_{t+1})+(1-\varphi)\rho_n\,\mathrm{cov}_t(r_{i,t+1},b_{m,n,t+1})$$
$$+(1-\varphi)c_n\,\mathrm{cov}_t(r_{i,t+1},\Delta c_{t+1})$$
$$=(\frac{\varphi}{\psi}+(1-\varphi)c_n)Cov_t(r_{i,t+1}\Delta c_{t+1})+(1-\varphi)\rho_nCov_t(r_{i,t+1},b_{m,n,t+1})$$

رابطه (۱۵) بدون در نظر گرفتن جمله آخر (که مربوط به حباب است) بیان‌کننده پرمیوم دارایی است که از طریق کوواریانس بین مصرف و عواید دارایی و با توجه به پارامترهای مطلوبیت سرمایه‌گذار، توضیح داده می‌شود. پرمیوم دارایی در معادله جدید (۱۵) دارای یک منبع اضافی ناشی از ریسک به دلیل حضور حباب قیمتی است. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که بخشی از پرمیوم دارایی توسط عامل‌های ریسکی جدید، توضیح داده شود. ترکیب جدید مبتنی‌بر مقدار و علامت پارامتر مرکب است:

$$(1-\varphi)\rho_n \sim \frac{\gamma-\frac{1}{\psi}}{1-\frac{1}{\psi}}.$$

مفهوم این ضریب در ادامه بررسی می‌شود؛ نخست اینکه وقتی پارامتر ریسک‌گریزی نسبی γ افزایش یابد، اثر حباب افزایش می‌یابد. این موضوع بدیهی به نظر می‌رسد، زیرا افزایش عوامل ریسک‌گریز به پاسخ مناسب‌تر به منابع ریسکی منجر می‌شود. دوم، انتظار می‌رود که برای مقادیر پارامتر ریسک‌گریزی نسبی، یعنی γ، کشش شرطی جانشینی[1]، یعنی ψ از یک بیشتر شود، بنابراین، $1-\varphi > 0$، به یک ترکیب مثبت برای پرمیوم دارایی منجر می‌شود. یادآوری می‌شود، گرچه مباحث بیشتری در مورد مقادیر تجربی ψ وجود دارد، اما در این زمینه اجماع کلی وجود ندارد. برخی مطالعات کلان تجربی، برای حالت مطلوبیت توانی بیان کردند که مقدار کشش شرطی جانشینی نزدیک به صفر است (هال[2]، ۱۹۸۸)؛ تحقیقات دیگر مقدار کشش شرطی جانشینی را نزدیک یک در نظر گرفتند (جونز و همکاران، ۲۰۰۰). به‌تازگی با استفاده از ترجیحات EZ، مقدار تخمین پارامترهای کشش شرطی جانشینی بیشتر از یک گزارش شده است (بانسال و همکاران (۲۰۰۷) و چن و همکاران (۲۰۱۳)). آپشتین و زین (۱۹۸۹)، معتقدند، اگر $\gamma > (1/\psi)$، آنگاه تحلیل نااطمینانی اولیه به تحلیل‌های بعدی ترجیح دارد. در این حالت، حباب‌ها موجب تقویت

1- Intertemporal Elasticity of Substitution (EIS)
2- Hall

عوامل ریسکی می‌شوند که تحلیل اولیه را ترجیح داده‌اند و برعکس که منطبق با نظریه لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، در مورد نقش افق سرمایه‌گذاری در معادله اصلی قیمت‌گذاری دارایی است. یادآوری می‌شود، ریسک حباب در معادله (۱۵) سیستماتیک است و به‌طور منطقی انتظار می‌رود در طول زمان نسبت به رونق بازار به‌طور متناوب افزایش یابد. بنابراین، تئوری، عامل ریسک سیستماتیک دیگری برای سازوکار قیمت‌گذاری دارایی معرفی می‌کند.

۳-۵- روش تحقیق

۳-۵-۱- تاریخ وقوع حباب

در مطالعات داخلی برای بررسی حباب در بورس، به‌طور معمول از آزمون‌های مختلفی مانند تسلسل، چولگی، کشیدگی، هم‌انباشتگی و انباشتگی کسری و ریشه واحد استفاده شده است، اما آزمون‌های یادشده قادر به تعیین تاریخ وقوع حباب نیستند؛ آزمون‌های مربوط تنها قادرند وجود یا نبود حباب را بررسی کنند. برای تعیین تاریخ وقوع حباب باید از آزمون‌های مبتنی‌بر «دیکی‌فولر تعمیم‌یافته چوله به راست (RTADF)[1]» استفاده شود. این مطالعه در مرحله اول، برای کشف حباب از چهار آزمون مبتنی‌بر دیکی فولر استفاده می‌کند که عبارت‌اند از: دیکی فولر تعمیم‌یافته استاندارد، دیکی فولر پنجره غلتان[2]، سوپریموم دیکی فولر[3] (فیلیپس، وو و یو[4]، ۲۰۱۱) و سوپریموم دیکی فولر تعمیم‌یافته[5] (فیلیپس، شی و یو، ۲۰۱۵). در مرحله دوم و با تأیید وجود حباب، با استفاده از آزمون‌های SADF و GSADF تاریخ وقوع حباب مشخص خواهد شد.

۳-۵-۲- تخمین پارامترهای تابع مطلوبیت

1- Right - Tail Augmented Dickey-Fuller
2- Rolling Window ADF
3- Supremum ADF (SADF)
4- Phillips, Wu, and Yu
5- Generalized SADF (GSADF)

بعد از کشف رخدادهای حباب، تخمین پارامترهای (δ,φ و ψ) گام بعدی است. مطالعات بسیاری در مورد تخمین پارامترهای مطلوبیت EZ و برخی شواهد متضاد نسبت به تخمین‌های واقعی وجود دارد. در کاربرد لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، مقدار پارامتر کشش شرطی جانشینی، یعنی ψ مهم است، زیرا انتظار بر آن است که ریسک حباب برای توضیح بخشی از ریسک بازار سهام به کار رود. بنابراین، داریم:

$$1-\varphi=\frac{\gamma-\frac{1}{\psi}}{1-\frac{1}{\psi}},$$

وقتی $\psi,\gamma>1$ رابطه مثبت است. بانسال و یارون (۲۰۰۴) و بانسال و همکاران (۲۰۰۸)، نتیجه گرفتند که $\psi<1$ دلالت بر آن دارد که افزایش نااطمینانی به افزایش دارایی منجر می‌شود. در این راستا، از فرآیند تخمین استاندارد آپشتین و زین (۱۹۹۱) که GMM را (همان‌طور که هنسن و سینگلتون[1] (۱۹۸۲) نیز استفاده کردند) استفاده می‌کند، بهره گرفته می‌شود که این تخمین تخمین‌زن حداکثر بوده و به صورت زیر است:

$$\hat{\alpha}=\arg\min Q_T(\alpha),$$
$$Q_T(\alpha)=[(1/n)\sum h(W_{t+1},\alpha)\otimes x_t]'\,W\,[(1/n)\sum h(W_{t+1},\alpha)\otimes x_t]$$
$$h=(h_1,h_2,...,h_N)'.$$

۳-۵-۳- ترکیب ریسک حباب و پرمیوم دارایی

این بخش، حضور عامل ریسک حباب را در پرمیوم دارایی بررسی می‌کند. مبحث با فرمول پرمیوم دارایی زیر آغاز می‌شود:

$$E_t(r_{i,t+1})-r_{f,t+1}+\frac{1}{2}Var_t(r_{i,t+1})$$
$$=(\frac{\varphi}{\psi}+(1-\varphi)c_n)Cov_t(r_{i,t+1}\Delta c_{t+1})+(1-\varphi)\rho_n Cov_t(r_{i,t+1},b_{m,n,t+1})$$

1- Hansen and Singleton

با گرفتن انتظارات از معادله بالا و استفاده از تخمین گشتاورهای غیرشرطی داریم:

(۱۶)

$$\hat{E}\left(E_{t-1}(r_{i,t+1}-r_{f,t})\right)+\frac{1}{2}\hat{E}\left(Var_t(r_{i,t})\right)$$
$$=\left(\frac{\varphi}{\psi}+(1-\varphi)c_n\right)\hat{E}\left(Cov_{t-1}(r_{i,t},\Delta c_t)\right)+(1-\varphi)\rho_n\hat{E}\left(Cov_{t-1}(r_{i,t},b_{m,n,t})\right)$$

۴- یافته‌های تحقیق

این بخش به تحلیل تجربی قیمت‌گذاری دارایی می‌پردازد. برای ارزیابی ریسک حباب در معمای پرمیوم دارایی، ابتدا تاریخ هر حباب همراه با ضریب خودرگرسیونی فرآیند قیمتی (در طول این رخدادها) تخمین زده می‌شود. در مرحله بعد، پارامترهای مطلوبیت موجود در ترجیحات EZ تخمین زده می‌شود. در نهایت، برمبنای معادله (۱۶) ترکیب نهایی عوامل ریسک حباب در معادله عایدی دارایی محاسبه می‌شود.

۴-۱- داده‌ها

بازه زمانی مورد مطالعه شامل ۱۳۹۵:۰۸-۱۳۷۶:۰۷ است. داده‌های شاخص کل و اوراق مشارکت ایران خودرو از سایت بورس تهران به صورت روزانه استخراج و سپس، با میانگین‌گیری به داده‌های ماهانه تبدیل شد[1]. یادآوری می‌شود، نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های کوتاه‌مدت (کمتر از یک سال) نزد بانک‌های دولتی به‌عنوان دارایی بدون ریسک در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه داده شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران به صورت ماهانه در سایت بانک مرکزی موجود است[2]، از آن به‌عنوان متغیر مصرف استفاده شد.

۴-۲- تاریخ وقوع حباب

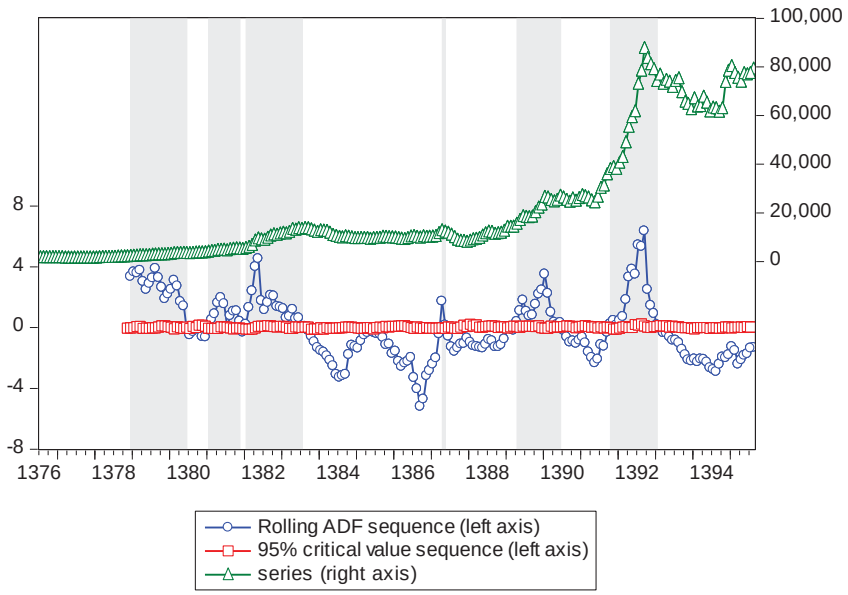
1- http://www.tse.ir/cms/Default.aspx?tabid=222
2- http://www.cbi.ir/page/10733.aspx

تاریخ‌گذاری حباب با استفاده از روش‌های پنجره غلطان صورت می‌گیرد. برای این منظور باید نحوه شناسایی دوره های حبابی توضیح داده شود[1]. در نمودار شماره ۱، خط با نماد مثلث بیان‌کننده سری زمانی شاخص کل، خط با نماد دایره معرف روش به کار رفته (RADF) و خط با نماد مربع نشان‌دهنده مرز بحرانی بین «وجود حباب» و «نبود حباب» است. در واقع، اگر خط با نماد دایره در بالای خط با نماد مربع باشد، نشان‌دهنده آن است که بورس دارای حباب است و اگر خط با نماد دایره در پایین خط با نماد مربع باشد، نشان‌دهنده آن است که در بورس حباب رخ نداده است.

زمان پیدایش حباب هنگامی است که خط با نماد دایره، ناحیه بحرانی (خط با نماد مربع) را قطع کند و سپس، امتداد آن در بالای ناحیه بحرانی قرار گیرد. هنگامی که خط با نماد دایره به اوج خود برسد؛ زمان انفجار حباب تلقی می‌شود؛ محو کامل نیز به وضعیتی اتلاق می‌شود که خط با نماد دایره با قطع ناحیه بحرانی (خط با نماد مربع)، در زیر ناحیه بحرانی قرار گیرد.

همان‌طور که در نمودار شماره ۱، مشخص است، پس از پیدایش حباب، این فرآیند به رشد خود ادامه می‌دهد تا در نهایت، به اوج خود برسد و منفجر شود. حباب‌ها پس از انفجار، یک‌باره از بین نمی‌روند، اما شروع به تعدیل خود می‌کنند. این تعدیل ممکن است به فروپاشی کامل حباب منجر شود (که در آن صورت حباب یگانه نامیده می‌شود) یا در حالت دیگر، ممکن است قبل از فروپاشی کامل حباب، حباب دیگری شکل بگیرد (فیلیپس و لی (۲۰۱۶)، اسکوباری و جعفری‌نژاد (۲۰۱۶) و بالکیلار و همکاران (۲۰۱۶)) که شاید حتی از حباب قبلی بزرگ‌تر باشد (که در آن صورت به آن دوره، دوره حباب چندگانه گفته می‌شود).

۱- آزمون‌های تاریخ وقوع حباب با استفاده از یک برنامه قابل نصب بر «ای‌ویوز ۹» انجام شده است.



مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نمودار ۱- تاریخ وقوع حباب در شاخص کل

جدول۱- تاریخ وقوع حباب در بورس در بازه زمانی ۱۳۹۵:۰۸-۱۳۷۶:۰۷

دوره‌های حبابی	نوع حباب	زمان شروع	زمان انفجار	زمان محو کامل
دوره حبابی اول	چندگانه	۱۳۷۸:۱۲	۱۳۷۹:۰۸	۱۳۸۰:۰۶
دوره حبابی دوم	چندگانه	۱۳۸۱:۰۱	۱۳۸۱:۰۵	۱۳۸۱:۱۱
دوره حبابی سوم	چندگانه	۱۳۸۲:۰۱	۱۳۸۲:۰۵	۱۳۸۳:۰۷
دوره حبابی چهارم	یگانه	۱۳۸۷:۰۴	۱۳۸۷:۰۴	۱۳۸۷:۰۵
دوره حبابی پنجم	چندگانه	۱۳۸۹:۰۴	۱۳۹۰:۰۱	۱۳۹۰:۰۶
دوره حبابی ششم	چندگانه	۱۳۹۱:۱۰	۱۳۹۲:۰۹	۱۳۹۳:۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج جدول شماره ۱، بیان‌کننده آن است که:

- بورس شش دوره حبابی را تجربه کرده است. حباب اول تقریباً ۱۹ ماه، حباب دوم تقریباً ۱۱ ماه، حباب سوم تقریباً ۱۹ ماه، حباب چهارم تقریباً ۲ ماه، حباب پنجم تقریباً ۱۴ ماه و حباب ششم تقریباً ۱۵ ماه به طول انجامیده‌اند.
- بورس در بازه‌های زمانی ۱۳۸۰/۰۶ تا ۱۳۸۱/۰۱، ۱۳۸۱/۱۲ تا ۱۳۸۲/۰۱، ۱۳۸۳/۰۷ تا ۱۳۸۷/۰۴، ۱۳۸۷/۰۵ تا ۱۳۸۹/۰۴، ۱۳۹۰/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۰ و ۱۳۹۳/۰۱ تا ۱۳۹۵/۰۸ دورانی بدون حباب را تجربه کرده است.
- تنها دوره حبابی چهارم از نوع حباب‌های یگانه و باقی دوره‌های حبابی از نوع حباب‌های چندگانه هستند.
- بورس در ۳۵ درصد بازه مورد مطالعه حبابی و در ۶۵ درصد غیرحبابی بوده است.

۴-۳- تخمین پارامترهای مطلوبیت

به دلیل اینکه ($\varphi - 1$)، پارامتر بسیار مهم تعیین‌کننده مسیر و درجه مشارکت ریسک حباب در پرمیوم دارایی است، آپشتین و زین (۱۹۹۱)، برای به‌دست آوردن نتایج عددی قابل اعتمادتر پیشنهاد دادند که پارامترهای (δ, φ, ψ) به‌جای (δ, γ, ψ) به کار برده شود. این روش به تخمین مستقیم از ψ منجر می‌شود و معناداری آن را فراهم می‌کند. در انتخاب پارامترها انعطاف‌پذیری وجود دارد. این مقاله، براساس مطالعه لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، از متغیرهای ابزاری ($C_t / C_{t-1}, (C_{t-1}/C_{t-2})1 + R_{m,t}, 1 + R_{m,t-1}$) استفاده کرده است. به‌علاوه، دوره قیمت‌های انفجاری مبتنی‌بر نتایج بخش ۴-۲، در تخمین GMM حذف می‌شود. از سویی، نامانا بودن قیمت بازار را که در عایدی بازار $r_{m,t+1}$ وجود دارد، می‌توان دلیل برخی رفتارهای غیراستاندارد مجانبی در تخمین GMM دانست. برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون J استفاده می‌شود. در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است؛ بنابراین، با توجه به آزمون J در جدول شماره ۲، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، ابزارهای به

کار رفته در تخمین از اعتبار لازم برخوردارند. جدول شماره ۲، نشان می‌دهد که $(\varphi,1-\varphi)$ با دقت مناسبی تخمین زده می‌شود[۱].

جدول ۲- تخمین GMM برای دستیابی به پارامترهای تابع مطلوبیت

پارامترها	تخمین	P-value
δ	۶/۴۵	۱/۰۰
φ	-۲۴۳	۰/۰۱
$1-\varphi$	۲۴۴	۰/۰۱
ψ	۲۵۶۵	۱/۰۰
γ (غیرمستقیم)	۲۴۴/۰۹	-
آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J	
۳/۰۴	۰/۲۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج نشان‌دهنده غیرمعنادار بودن پارامتر کشش شرطی جانشینی (ψ) است. در مطالعات تجربی، تخمین غیرصریح پارامتر کشش شرطی جانشینی موضوعی مشترک است (کیم و همکاران، ۲۰۱۰)، اما تأکید این پژوهش، بر پارامتر کشش شرطی جانشینی، یعنی ψ نیست، اما بر φ و به‌ویژه پارامتر $1-\varphi$ تأکید می‌شود، زیرا ψ تنها در عامل ریسک مصرف که به‌طور تجربی در پرمیوم دارایی قابل نادیده انگاشتن است، افزایش می‌یابد[۲]. تخمین $1-\varphi$، مثبت بوده و اکیداً معنادار است. محاسبه غیرمستقیم پارامتر RRA، یعنی γ برابر ۲۴۴/۰۹ است. مثبت بودن علامت نشان از ریسک‌گریزی عوامل اقتصادی دارد و مقدار بزرگ‌تر از دو حاکی از ریسک‌گریزی بسیار بالاست. در بسیاری از مطالعات اقتصادی (رومر، ۲۰۰۰)، پارامتر ریسک‌گریزی در بازه صفر و پنج قرار می‌گیرد، اما

۱- آزمون‌های GMM با استفاده از برنامه «ای‌ویوز ۹» انجام شده است.

۲- در مطالعه لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، تخمین مستقیم پارامتر ψ نیز غیرمعنادار بوده و استدلال موجود در متن نیز در مطالعه آنها به کار رفته است.

جانک[1] (۲۰۰۴)، معتقد است که این پارامتر، عددهای بزرگ‌تر از ۳۰ را نیز به خود می‌گیرد. با توجه به اینکه $\gamma > (1/\psi)$، آنگاه بنابر نظر آپشتین و زین (۱۹۸۹)، سرمایه‌گذاران نسبت به نااطمینانی اولیه بسیار حساس هستند و وزن بیشتری را به تحلیل‌های آتی خواهند داد. در این حالت، حباب موجب تقویت عوامل ریسکی می‌شود که تحلیل اولیه را ترجیح داده‌اند. همچنین این موضوع منطبق با نظریه لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، در مورد نقش افق سرمایه‌گذاری در معادله اصلی قیمت‌گذاری دارایی است.

۴-۴- ترکیب ریسک حباب و پرمیوم دارایی

جدول شماره ۳، نتایج تخمین مؤلفه‌های پرمیوم را نشان می‌دهد. پرمیوم دارایی از طریق رابطه $E(r_{m,t} - r_{f,t}) + .5\,Var(r_{m,t})$ تعریف می‌شود. اندازه این مقدار تقریباً برابر ۰/۳٪ است که کوچک‌تر از پرمیوم تاریخی ۶٪ است (به مطالعه مهرا، ۲۰۰۳ و مهرا و پرسکات، ۱۹۸۵ که با توجه به داده‌های ۱۹۸۷-۱۸۸۹صورت گرفته است، مراجعه شود)؛ البته اندازه پرمیوم در مطالعه لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، مقدار ۱/۷۴٪ گزارش شده که این مقدار نیز بسیار کوچک‌تر از پرمیوم تاریخی ۶٪ است.

1- Janecek

جدول ۳- نتایج تخمین پرمیوم دارایی

$RHS = ((\varphi/\psi) + (1-\varphi)c_n)Cov_t(r_{i,t+1}\Delta c_{t+1}) + (1-\varphi)\rho_n Cov_t(r_{i,t+1}, b_{m,n,t+1})$	
$(\varphi/\psi) + (1-\varphi)c_n$	-۲/۷۷۸۷
$Cov_t(r_{i,t+1}\Delta c_{t+1})$	۰/۰۰۰۰۹۶
$(1-\varphi)$	۲۴۴
ρ	۰/۹۹۹۲
$Cov_t(r_{i,t+1}, b_{m,n,t+1})$	۰/۱۲۰۹
$((\varphi/\psi) + (1-\varphi)c_n)Cov_t(r_{i,t+1}\Delta c_{t+1})$	-۰/۰۰۰۲۶۶
$(1-\varphi)\rho_n Cov_t(r_{i,t+1}, b_{m,n,t+1})$	۲۹/۴۷۶۰۰
$I_n = n^{0.3}$	۵/۱۱
θ_1	۱/۰۲۲
θ_2	۱/۰۲۷
θ_3	۱/۰۳۵
θ_4	۱/۰۲۳
θ_5	۱/۰۳۶
θ_6	۱/۰۳۱
c_n	-۰/۰۱۱
Estimation(RHS)	٪۰/۲۹۴۷
$LHS = E(r_{i,t+1} - r_{f,t+1}) + .5Var_t(r_{i,t+1})$	
Equity premium	٪۰/۳۲۶۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

به‌طور قابل توجهی، ترکیب کلاسیک عوامل $((\varphi/\psi) + (1-\varphi)c_n)\hat{E}(Cov_{t-1}(r_{i,t}, \Delta c_t))$، مقدار جزیی و قابل چشم‌پوشی (٪-۰/۰۰۰۰۰۲۶۶) است. بنابراین، پرمیوم دارایی را نمی‌توان با عوامل کلاسیک توضیح

داد. با توجه به عوامل کلاسیک، معمای پرمیوم دارایی همچنان مبهم باقی می‌ماند، اما با افزودن عامل ریسک حباب می‌توان این معما را بسیار بهتر از قبل، تفسیر کرد. مقدار ترکیب جدید حباب قیمتی $(1-\varphi)\rho_n \hat{E}(Cov_{t-1}(r_{i,t}, b_{m,n,t})$ بسیار بزرگ‌تر از عامل مصرف مبنای سنتی است (۰/۲۹۴۷٪). در واقع (همان‌طور که در جدول شماره ۳، نشان داده شده است)، ترکیب جدید تقریباً ۹۰٪ پرمیوم دارایی را توضیح می‌دهد.

۵- نتایج و پیشنهادهای سیاستی

هدف اصلی تحقیق، بررسی نقش حباب در تفسیر معمای پرمیوم دارایی بود. بنابراین، پیش از بررسی هدف اصلی، ابتدا باید حبابی بودن بورس اوراق بهادار ایران بررسی شود، اما کشف و تاریخ‌دهی حباب بسیار دشوار است؛ در این راستا مطالعات اخیر روش‌های جدیدی برای این مشکل ارایه داده و از آزمون‌های مبتنی‌بر «دیکی‌فولر تعمیم‌یافته چوله به راست (RTADF)» استفاده کرده‌اند. این مطالعه نیز برای کشف حباب از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته استاندارد، دیکی فولر پنجره غلتان، سوپریموم دیکی فولر و سوپریموم دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده کرد. در مرحله بعد، تاریخ وقوع حباب، مشخص شد. نتایج بیان‌کننده آن بود که در بازه زمانی ۱۳۷۶/۰۷ تا ۱۳۹۵/۰۸، بورس شش دوره حبابی را تجربه کرده است، اما باید یادآوری کرد که علاوه بر روش یادشده برای کشف حباب (بعد از وقوع)، روش‌های دیگری نیز برای پیش‌بینی حباب وجود دارند که با تمرکز بر آنها می‌توان به سیاست‌گذاری مناسب برای جلوگیری از بحران‌های متعاقب اقدام کرد. یکی از این روش‌ها، استفاده از اخبار قیمت در بازار است؛ به عبارت دیگر، زمانی‌که یک دارایی افزایش‌های درخوری نسبت به قیمت پایه را تجربه می‌کند، احتمال حبابی شدن این دارایی وجود دارد و می‌توان با اتخاذ سیاست‌های مناسب از آن جلوگیری کرد (باربریز و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

1- Barberis et al.

بعد از کشف رخدادهای حباب، تخمین پارامترهای کشش جانشینی شرطی و پارامتر ریسک‌گریزی نسبی با استفاده از ترجیحات آپشتین- زین گام بعدی بود. در کاربرد لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، مقدار پارامتر کشش جانشینی شرطی مهم است، زیرا انتظار بر آن است که ریسک حباب برای توضیح بخشی از ریسک بازار سهام به کار رود. مهم‌ترین نتیجه این قسمت، ریسک‌گریزی بسیار بالای عوامل اقتصادی در بورس اوراق بهادار ایران بود.

روش لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، برای سنجش پرمیوم، در نهایت، به معادله‌ای ختم می‌شود که می‌توان آن را به دو قسمت تقسیم کرد؛ قسمت اول آن همان فرمول کلاسیک است. کاربرد فرمول کلاسیک بیان‌کننده ناتوانی آن برای تفسیر پرمیوم دارایی در بازار اوراق بهادار ایران بود. در واقع، استفاده از روش‌شناسی سنتی موجب می‌شود که پازل پرمیوم دارایی مبهم باقی بماند (در سایر مطالعات نیز مدل‌های کلاسیک به مدل‌هایی که در عمل رد می‌شوند، معروف هستند). این عدم موفقیت از این حقیقت ناشی می‌شود که در فرمول‌های کلاسیک، کوواریانس بین مصرف و عواید دارایی است که ریسک دارایی را مشخص می‌کند؛ در واقع، فرمول‌های کلاسیک، ریسک بازار سهام را تنها از طریق مصرف توضیح می‌دهند. این منطق با شواهد تجربی پشتیبانی نمی‌شود؛ زیرا شواهد تجربی، همبستگی اندکی بین رشد مصرف و عواید دارایی را نشان می‌دهد. برای حل معمای پرمیوم دارایی، لی و فیلیپس (۲۰۱۶)، معتقدند، بیشتر حباب‌ها منطقی‌اند و ازاین‌رو، پیشنهاد می‌کنند که ریسک ناشی از بروز حباب را باید در معادلات وارد کرد. ازاین‌رو، قسمت دوم فرمول پیشنهادی آنها، به کاربرد حباب برای تفسیر پرمیوم دارایی اختصاص دارد.

نتایج پژوهش نشان داد، ضعف روش‌شناسی سنتی برای تفسیر پرمیوم دارایی در قسمت دوم فرمول رفع شده است؛ ترکیب جدید به تفسیر قابل قبول پرمیوم دارایی در حدود ۹۰٪ منجر شد.

در نهایت، با توجه به یافته‌های تحقیق، پیشنهادهای زیر برای ارتقای سطح کیفی بورس ارایه می‌شود:

- سیاست‌گذاران با استفاده از علایم بازار می‌توانند تا حدودی تاریخ وقوع حباب را پیش‌بینی کنند و برمبنای آن برنامه‌ریزی یا از وقوع حباب جلوگیری کنند.

- با توجه به اینکه امکان تاریخ‌گذاری حباب در بازارهای دارایی امکان‌پذیر شده است، به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود از این امکان استفاده و به کنترل دقیق‌تر بازارهای دارایی (برای جلوگیری از بروز حباب) اقدام کنند.
- این مطالعه از ترجیحات آپشتین- زین استفاده کرد؛ پیشنهاد می‌شود که از سایر ترجیحات برای بررسی این معما استفاده شود.
- ریسک حباب تا حدودی توانست پرمیوم عایدی را تفسیر کند؛ با این حال، شاید عوامل مهم‌تری وجود داشته باشند که به نحو بهتری بتوانند این معماها را توضیح دهند. بنابراین، توصیه این مطالعه به محققان، بررسی و کشف این عوامل اثرگذار است.
- حل معماهای بازار سهام تأثیر بسزایی بر تصمیم‌گیری‌های آتی سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران دارد، بنابراین، پیشنهاد می‌شود، معماهای دیگر بازار مانند نوسان بازار، نرخ بدون ریسک و... بررسی شود.

منابع

ابراهیمی سروعلیا، محمدحسن، میرفیض فلاح شمس لیالستانی و شهناز آذرنگ (۱۳۹۱)، «بررسی عوامل تأثیرگذار بر حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران»، *دانش سرمایه‌گذاری*، دوره ۱، شماره ۴، صص ۶۰-۴۷.

راسخی سعید، سیدپیمان اسدی و زهرا شیدایی (۱۳۹۵)، «پویایی رابطه ریسک- بازده در بازار سهام ایران: شواهد جدید با به‌کارگیری الگوی GARCH-JUMP»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۲۱، شماره ۶۶، صفحات ۸۳-۵۹.

سعیدی، علی و جواد شب‌زنده‌دار (۱۳۹۰)، «مدل‌سازی حباب قیمت صنعت خودرو در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد پویایی سیستم‌ها»، *مطالعات مدیریت صنعتی*، دوره ۸، شماره ۲۱، صص ۱۶۵-۱۴۳.

صالح‌آبادی، علی و هادی دلیریان (۱۳۸۹)، «بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران»، *بورس اوراق بهادار*، دوره ۳، شماره ۹، صص ۷۵-۶۱.

صمدی، سعید، زهرا نصرالهی و امین زاهدمهر (۱۳۸۶)، «آزمون کارآیی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده فیلتر و الگوی CAPM»، *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)*، دوره ۴، شماره ۴ (پیاپی ۱۵)، صص ۱۱۳-۹۱.

صمدی، سعید، محمد واعظ برزانی و محمدرضا قاسمی (۱۳۸۹)، «تحلیل رفتاری شکل‌گیری حباب قیمت در بازار سرمایه (مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران ۱۳۸۷-۱۳۷۶)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۴ (پیاپی ۳۹)، صص ۲۹۷-۲۷۳.

عباسیان، عزت‌اله و الهام فرزانگان (۱۳۹۰)، «رفتار معامله‌گران اختلال‌زا و حباب در بورس اوراق بهادار تهران»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۶، شماره ۹۶، صص ۱۵۱-۱۳۳.

فلاح شمس لیالستانی، میرفیض، حمیدرضا کردلویی و امیر دهقانی (۱۳۹۱)، «بررسی و تعیین عوامل کشف و پیش‌بینی تشکیل حباب تصنعی قیمتی»، *دانش سرمایه‌گذاری*، دوره ۱، شماره ۱، صص ۱۲۴-۹۹.

یحیی‌زاده‌فر، محمود، وحید تقی‌نژادعمران و سیاوش علی‌پور (۱۳۸۸)، «بررسی وجود حباب‌های قیمتی عقلایی در بورس اوراق بهادار تهران»، *نامه مفید*، دوره ۱۵، شماره ۷۲ (نامه اقتصادی)، صص ۶۸-۴۹.

Abel, A. B (2002), "An Exploration of the Effects of Pessimism and Doubt on Asset Returns". *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. *26, No*. (7), pp. 1075-1092.

Abel, A.B (1990), "Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses". *American Economic Review Papers and Proceedings*. Vol. 80, pp. 38–42.

Aiyagari, S. R., & Gertler, M (1991), "Asset Returns with Transactions Costs and Uninsured Individual Risk". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, No. 3, pp. 311-331.

Amihud, Y., & Mendelson, H (1986), "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread". *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No. 2, pp. 223-249.

Amihud, Y., & Mendelson, H (1989), "The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns". *The Journal of Finance*, Vol. *44, No*. 2, pp. 479-486.

Amihud, Y (2002), "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects". *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 1, pp. 31-56.

Ang, A., Bekaert, G., & Liu, J (2005), "Why stocks may disappoint". *Journal of Financial Economics*, Vol. 76, No. 3, pp. 471-508.

Barberis, N., Huang, M., & Santos, T (2001), "Prospect theory and asset prices". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 1, pp. 1-53.

Barro, R. J (2006), "Rare disasters and asset markets in the twentieth century". The Quarterly Journal of Economics, Vol. 121, No. 3, pp. 823-866.

Bellelah, M. A., Bellelah, M. O., Ameur, H. B., & Hafsia, R. B (2015), "Does the Equity Premium Puzzle Persist During Financial Crisis? The Case of the French Equity Market". *Research in International Business and Finance*. Http://Dx.Doi.Org/10.1016/J.Ribaf.2015.02.018.

Benartzi, S., & Thaler, R. H (1995), "Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle". The Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, No. 1, pp. 73-92.

Benninga, S., & Protopapadakis, A (1990), "Leverage, Time Preference and the 'Equity Premium Puzzle". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 49-58.

Boldrin, M., Christiano, L., Fisher, J (1997), "Habit Persistence and Asset Returns In An Exchange Economy". *Macroecon. Dyn,* Vol. 1, No. 2, pp. 312–332.

Breeden, D. T (1979), "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities". *Journal of Financial Economics*, Vol. *7*, No. 3, pp. 265-296.

Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H (1999), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of aggregate stock market Behavior". *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 2, pp. 205-251.

Cecchetti, Stephen G., Hans Genberg, John Lipsky, and Sushil Wadhwani (2000), "Asset Prices and Central Bank Policy," Geneva Reports on the World Economy, International Center for Monetary and Banking Studies and Centre for Economic Policy Research, London.

Chen, Z., & Epstein, L (2002), "Ambiguity, Risk, and Asset Returns in Continuous Time". *Econometrica*, vol. 70, no. 4, pp. 1403-1443.

Constantinides, G (1990), "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle". *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 3, pp. 519–543.

Durré, A., Cecchetti, S. G., Genberg, H., Lipsky, J., & Wadhwani, S (2002), "Asset Prices and Central Bank Policy". Geneva Reports On the World Economy, International Center For Monetary and Banking Studies and Centre For Economic Policy Research, London.

Donadelli, M., & Persha, L (2014), Understanding Emerging Market Equity Risk Premia: Industries, Governance and Macroeconomic Policy Uncertainty. *Research in International Business and Finance*, Vol. *30*, No. 1, pp. 284-309.

Donadelli, M., & Prosperi, L (2012), "The Equity Premium Puzzle: Pitfalls in Estimating the Coefficient of Relative Risk Aversion". *Journal of Applied Finance and Banking*, Vol. *2, No.* 2, pp. 177-213.

Ebrahim, M. S., & Mathur, I (2001), "Investor Heterogeneity, Market Segmentation, Leverage and the Equity Premium Puzzle". *Journal of banking & finance*, Vol. 25, No. 10, pp. 1897-1919.

Epstein, L. G., & Zin, S. E (1989), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An

Empirical Analysis". *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 2, pp. 263-286.

Epstein, L. G., & Wang, T (1994), "Intertemporal Asset Pricing under Knightian Uncertainty". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 62, No.2, pp. 283-322.

Erbas, S.N., Mirakhor, A (2007), "The Equity Premium Puzzle, Ambiguity Aversion, and Institutional Quality", IMF Working Papers07/230. International Monetary Funds.

Fisher, S. J (1994), "Asset Trading, Transaction Costs and the Equity Premium". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9, No. S, pp. 71-94

Gabaix, X (2008), Variable Rare Disasters: An Exactly Solved Framework for Ten Puzzles. Working Paper 13724. National Bureau of Economic Research.

Gollier, C (2006), "Does Ambiguity Aversion Reinforce Risk Aversion? Applications to Portfolio Choices and Asset Prices". *Séminaire d'Economie Théorique: Université de Toulouse*, *1*.

Gollier, C., & Schlee, E (2011), "Information and the Equity Premium". *Journal of the European Economic Association*, Vol 9, No. 5, pp. 871-902.

Gul, F (1991), "A Theory of Disappointment Aversion". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol.59, No.1, pp. 667-686.

Haliassos, M., & Bertaut, C. C (1995), "Why Do So Few Hold Stocks?". *The Economic Journal*, Vol. 105, pp. 1110-1129.

Hall, R. E (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption". *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 2, pp. 339-357.

Hansen, L. P., & Singleton, K. J (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1269-1286.

Heaton, J., & Lucas, D. J (1996), "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing". *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 3, pp. 443-487.

Janecek, K (2004), "What is a Realistic Aversion to Risk for Real-World Individual Investors". *Available online a t: http://www. sba21. com/personal/RiskAversion. pdf*.

Jouini, E., & Napp, C (2006), "Heterogeneous Beliefs and Asset Pricing in Discrete Time: An Analysis of Pessimism and Doubt". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 30, No. 7, pp. 1233-1260.

Kocherlakota, N. R (1996), "The Equity Premium: It's Still A Puzzle". *Journal of Economic literature*, Vol. 34, No. 1, pp. 42-71.

Lee, J.H. & P. Phillips (2016), "Asset Pricing with Financial Bubble Risk". Journal of Empirical Finance, Vol. 38, No. 1, pp. 590–622.

Lucas Jr., R.E., (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy". *Econometrica*, Vol.46, No. 1, pp. 1429–1445.

Mankiw, N. G., & Zeldes, S. P (1991), "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders". *Journal of Financial Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 97-112.

Mehra, R., & Prescott, E. C (1985), "The Equity Premium: A Puzzle". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 145-161.

Merton, R. C (1987), "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information". *The journal of Finance*, Vol. *42, No*. 3, pp. 483-510.

Miroslav, M (2006), "Benchmark Index of Risk Appetite," Staff Working Papers 06-16, Bank of Canada.

Phillips, P. C., & Magdalinos, T (2007), "Limit Theory for Moderate Deviations from a Unit Root", *Journal of Econometrics*, Vol. 136, No. 1, pp. 115-130.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J (2015), "Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance And Collapse In The S&P 500". *International Economic Review*, Vol. *56*, No. 4, pp.1043-1078.

Phillips, P. C., Wu, Y., & Yu, J (2011), "Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values?" *International Economic Review*, Vol. *52, No.* 1, pp. 201-226.

Phillips, P. C., & Yu, J (2011), "Dating the Timeline of Financial Bubbles During the Subprime Crisis". *Quantitative Economics*, Vol. 2, No. 3, pp. 455-491.

Rietz, T. A (1988), "The Equity Risk Premium a Solution". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 1, pp.117-131.

Salomons, R., & Grootveld, H (2003), "The Equity Risk Premium: Emerging Vs. Developed Markets". *Emerging markets review*, Vol.*4*, No.2, pp.121-144.

Shackman, J. D (2006), "The Equity Premium and Market Integration: Evidence from International Data". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. *16,* No. 2, pp. 155-179.

Weil, P (1989), "The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, No. 3, pp.401-421.

Zhou, C (1999), "Informational Asymmetry and Market Imperfections: Another Solution to the Equity Premium Puzzle". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 34, No. 04, pp. 445-464.