چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۱۹ ـ پاییز ۱۳۹۶
ص‌ص ۷۳ـ۵۱

تحلیل معمای صرف سهام و بررسی مشکلات تخمین ضریب ریسک‌گریزی در بازار سهام تهران

علیرضا عرفانی*، سولماز صفری**

چکیده

مدل‌های استاندارد بر اساس مصرف در قیمت‌گذاری بازده‌های دارایی موفق ظاهر نشده‌اند. در پژوهشی مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، با استفاده از مدل مصرف استاندارد، وجود معمای صرف سهام را اثبات کردند. مبانی نظری اقتصاد مالی تاکنون در تلاش فراهم‌نمودن راه‌حلی قانع‌کننده برای این معمای مشهور بوده است. در مقابل این مبانی نظری که به‌صورت عمده به ایالت متحده اختصاص دارد، مطالعه حاضر به‌سادگی این معما را در چارچوب مدل مهرا (۲۰۰۳) برای بازار سهام تهران و دوره زمانی ۱۳۷۱–۱۳۹۳ به‌صورت فصلی انعکاس می‌دهد. از یک سو برآوردهای حاصل از مدل، وجود معما را در بازار سهام تهران تأیید می‌کند و منجر به برآوردی جدید و عجیب از ضریب ریسک‌گریز نسبی در بازار سهام تهران می‌شود. از سوی دیگر ادعا شده است، فرض‌های اصلی مدل مصرف، انتخاب دارایی بدون ریسک و محدودیت تعداد داده‌ها موانعی در استحکام برآورد ضریب ریسک‌گریز نسبی ثابت در بازار سهام تهران است.

کلیدواژه‌ها: CCAPM؛ صرف سهام؛ معما؛ تهران.
طبقه‌بندی JEL: C13, G12, G15, E44

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تاریخ ارسال مقاله: ۱۳۹۵/۰۳/۲۰، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۰۷/۰۵

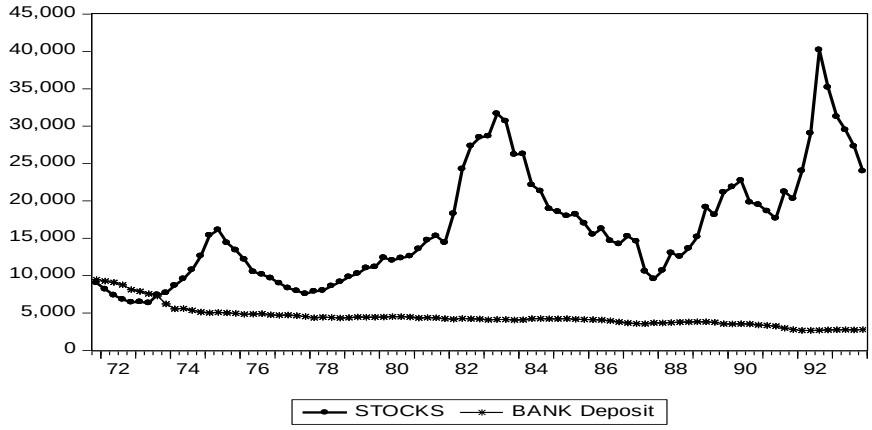
* دانشیار، دانشگاه سمنان.
** دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول).
E-mail: safari.solmaz@yahoo.com

۱. مقدمه

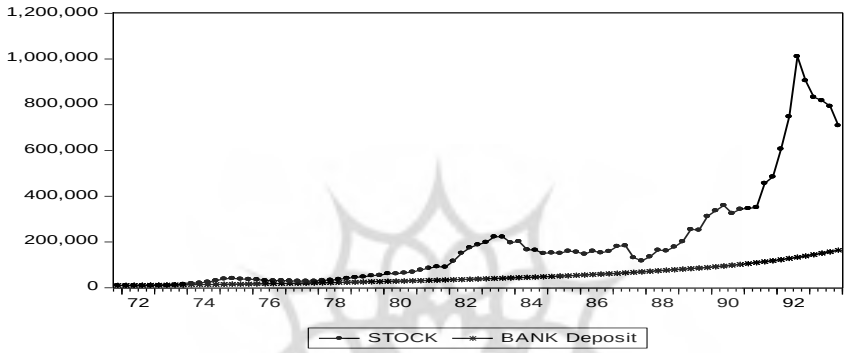
یکی از موضوع‌های مرکزی در اقتصاد مالی، مسئله انتخاب بین دوره‌ای خانوار و بنگاه در ارتباط با تخصیص منابعشان است. این تصمیم خانوار به هزینه‌های سرمایه‌گذاری در دسترس و به‌ویژه به بازده‌ها بستگی دارد. مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) صرف سهام (تفاوت بین بازده سهام و نرخ دارایی بدون ریسک) ایالت متحده را برای دوره زمانی ۱۸۸۹–۱۹۷۸ بررسی نمودند [۲۳]. با توجه به ریسکی‌بودن دارایی سهام، تفکر بر موضوع وجود صرف معقولانه است و لیکن نتایج مطالعه مهرا و پرسکات نشان داد، واسنجی مدل قیمت‌گذاری دارایی براساس مصرف (CCAPM) با پارامترهای ترجیحات معقولانه، میانگین صرف سهام مشاهده شده بالا در ایالت متحده را توضیح نمی‌دهد. به بیانی دیگر، جهت انطباق تئوری مدل قیمت‌گذاری دارایی ارو (۱۹۷۱) و شواهد تجربی، ضریب ریسک‌گریز بالای غیرقابل توجیه موردنیاز است [۱].

مهرا و پرسکات این رویداد را معمای صرف سهام نامیدند. مفهوم صرف سهام معیاری بصری از جبران عامل اقتصاد در مقابل ریسک دارایی‌های مولد اقتصاد را فراهم می‌کند. به‌صورت دقیق‌تر صرف سهام مقداری را که باعث تحریک سرمایه‌گذار جهت نگهداری سبدی از دارایی‌های ریسکی بجای دارایی‌های بدون ریسک می‌شود، نشان می‌دهد؛ همچنین مؤلفه اصلی در قیمت‌گذاری دارایی، امور مالی شرکت‌ها و سایر زمینه‌های مالی است؛ درحالی‌که مفهوم و کاربردش بدون ابهام است؛ ولی تخمین تجربی آن با مشکلات بسیار زیادی همراه است. مبانی نظری مالی هنوز در تلاش جهت حل معمای صرف سهام است. اغلب مطالعات تجربی گزارش‌شده مربوط به ایالت متحده و به‌صورت پراکنده کشورهای توسعه‌یافته است و مطالعات بسیار اندکی اختصاص به سایر بازارها دارد.

داده‌های تاریخی در حدود ۲۰ سال (۱۳۷۱–۱۳۹۳) و به‌صورت فصلی از بازار سهام تهران نشان می‌دهد برای این دوره زمانی بازده‌های سهام بالاتر از میانگین نرخ سپرده‌های (۱ ساله و ۵ ساله) بانکی به‌عنوان جانشینی مناسب برای دارایی بدون ریسک است. میانگین فصلی بازده‌های حقیقی (تعدیل‌شده توسط تورم) بازار سهام تهران برای تقریبا ۲۰ سال در حدود ۱/۶۳ درصد است؛ درحالی‌که برای همین دوره میانگین نرخ سپرده‌های بانکی به‌صورت حقیقی منفی و در حدود ۱/۳۸–درصد بوده است؛ بنابراین تفاوت بین این دو (صرف سهام) معادل ۳/۰۱ درصد می‌باشد. نمودار ۱ ارزش نهایی ۱۰۰۰۰ تومان سرمایه‌گذاری در بازار سهام تهران و سپرده‌های بانکی به‌صورت حقیقی و اسمی در فاصله زمانی ۱۳۷۱–۱۳۹۳ به‌صورت فصلی را نشان می‌دهد.

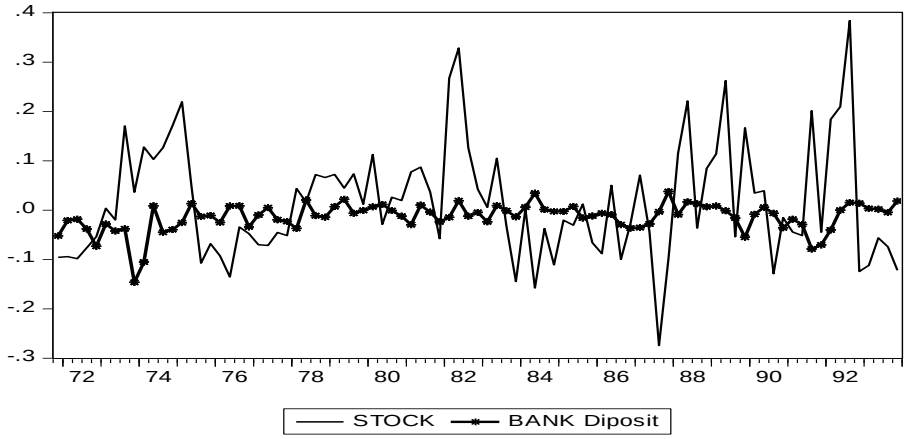


نمودار ۱. نمودار سرمایه‌گذاری ۱۰۰۰۰ تومان در بازار سهام و سپرده‌های بانکی از ۱۳۷۱-۱۳۹۳ تعدیل‌شده توسط تورم



نمودار ۲. نمودار سرمایه‌گذاری ۱۰۰۰۰ تومان در بازار سهام و سپرده‌های بانکی از ۱۳۷۱-۱۳۹۳ بدون تورم

این دیدگاه اشاره به پتانسیل ثروت‌سازی سهام در بازار تهران دارد و توضیح می‌دهد که چرا صرف سهام در تصمیم تخصیص سبد دارایی، تخمین هزینه سرمایه و مباحث مرتبط با مزیت صندوق‌های سرمایه‌گذاری تأمین اجتماعی در بازار سهام، اهمیت مرکزی دارد. با توجه به اهمیت این موضوع مهم است که بدانیم چرا بازده‌های سهام در ایران بالاتر از نرخ دارایی بدون ریسک است. در واقع انحراف استاندارد بازده‌های سهام بزرگ‌تر از نرخ سپرده‌های بانکی است؛ درنتیجه سهم‌ها به‌صورت قابل‌توجهی ریسکی‌تر از نرخ سپرده‌های بانکی هستند. این موضوع در نمودار ۳ به‌خوبی مشهود است.



نمودار ۳. سری زمانی بازده‌های سهام در مقابل سپرده‌های بانکی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ تعدیل‌شده با تورم

بنابراین آیا این مقدار تفاوت که به صرف سهام شهرت دارد می‌تواند به دلیل درخواست پاداش سرمایه‌گذار جهت تحمل ریسک در بازار سهام تهران باشد؟ جهت پاسخ به این پرسش از مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف (CCAPM) که توسط مهرا (۲۰۰۳) با اضافه‌نمودن فروضی توسعه داده شد، استفاده شده است [۲۲]؛ همچنین متفاوت از مقاله مهرا از بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت‌استرپ جهت استنتاج آماری در ضریب ریسک‌گریزی نسبی استفاده شده است. طبق مهرا (۲۰۰۳) و مهرا و پرسکات (۲۰۰۸) با توجه به سایر مطالعات تجربی، ضریب ریسک‌گریز نسبی در دامنه ۲ تا ۱۰ توجیه می‌شود. در این مطالعه همانند بیش‌تر مطالعات در بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته نشان داده می‌شود، جهت انطباق مدل قیمت‌گذاری دارایی براساس مصرف با شواهد تجربی در ایران ضریب ریسک‌گریز غیرقابل توجیه خارج از دامنه ۲ تا ۱۰ نیاز است. بر اساس این نتیجه، وجود معمای صرف سهام در بازار سهام تهران تأیید می‌شود. در ادامه عدم اطمینان در برآورد ضریب ریسک‌گریز نسبی و طبیعت متغیر در زمان صرف سهام و ضریب ریسک‌گریز نسبی جهت اثبات ضعف مدل تعادل عمومی بر اساس مصرف در توضیح صرف سهام بالای بازار تهران با مقدار ۳/۰۱٪ و مطالعه وجود معمای صرف سهام نشان داده شده است.

ساختار پژوهش حاضر به این صورت است. بعد از معرفی مفهوم معمای صرف سهام در مقدمه، در بخش ۲ به مروری بر مبانی نظری و تجربی صرف سهام اختصاص دارد. بخش ۳ تحلیل داده‌ها و ۴ روش مورداستفاده در پژوهش به‌طور خلاصه بررسی شده است. در دو بخش انتهایی شواهد تجربی بازار سهام تهران و نتیجه‌گیری قرار داده شده است.

مروری بر مبانی نظری و تجربی معمای صرف سهام. در مجموع سهام نسبت به اوراق قرضه یا هر دارایی بدون ریسک، از ریسک بیشتری برخوردار است؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در دارایی ریسکی باید بازده بالاتری فراهم نماید. آیا توضیح منطقی برای این صرف وجود دارد؟ معمای صرف سهام توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) ارائه شد [۲۳]. آنها از مدل تعادل عمومی استاندارد که افراد ریسک‌گریز نسبی ثابت دارند، استفاده نمودند. صرف سهام که تفاوت بین بازده‌های سهام از بازده‌های دارایی بدون ریسک است، بر اساس درجه‌ای معقولانه از ریسک‌گریزی افراد، توضیح داده می‌شود. تحت فروض تابع مطلوبیت عوامل، تئوری پیش‌بینی می‌کند، تصمیم‌گیرنده ریسک‌گریز در انتخاب سبد دارایی خود به نرخ بازده بالاتری برای دارایی ریسکی نسبت به دارایی بدون ریسک نیازمند است. در ادامه به‌طور خلاصه به مروری بر رفتار صرف سهام که توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) و مهرا (۲۰۰۳) ارائه شد، پرداخته می‌شود.

در این مطالعه جهت جست‌وجو وجود معما در بازار سهام تهران از چارچوب تئوری استاندارد توسعه داده شده توسط مهرا که خانوار نماینده مجموع نامحدودی از توابع مطلوبیت را با هدف قید بودجه خود حداکثر می‌کند، استفاده شده است. ترجیحات خانوار بر مسیر مصرف تصادفی به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$E_0[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t)], \qquad 0 < \beta < 1 \qquad \text{رابطه (۱)}$$

E_0 عملگر انتظارات شرطی بر مجموعه اطلاعات در دسترس در زمان صفر (جاری)، β عامل تنزیل ذهنی، U تابع مطلوبیت که مشتق‌پذیر، افزایشی، مقعر و پیوسته و c_t نرخ رشد مصرف سرانه است. تابع مطلوبیت ریسک‌گریز نسبی ثابت (CRRA) از خانواده توابع توانی به‌صورت:

$$U(c, \alpha) = \frac{c^{1-\alpha}}{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < \infty \qquad \text{رابطه (۲)}$$

پارامتر α انحنای تابع مطلوبیت و یا ضریب ریسک‌گریز نسبی را اندازه می‌گیرد. زمانی‌که $\alpha = 1$ باشد، تابع مطلوبیت به‌صورت لگاریتمی که حد معادله (۲) زمانی‌که α به سمت یک میل می‌کند، است. این تابع، یکی از دو تابع ترجیحی است که به عامل اقتصادی اجازه استقلال از موجودی اولیه را می‌دهد. ارتباط ترجیحات ریسک با ترجیحات زمانی از جمله اشکالات این تابع است. با ترجیحات ریسک‌گریز نسبی ثابت، عواملی که تمایل برای هموارسازی مصرف در سراسر حالت‌های طبیعی دارند تمایل خواهند داشت که مصرفشان را در سراسر زمان نیز هموار نمایند. این به معنای گریز آنها از رشد است. ضریب ریسک‌گریزی، معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای است. هیچ دلیل اقتصادی برای چنین اتفاقی وجود ندارد. درنظر می‌گیریم که y_t سود

تقسیم شده بین دوره‌ای باشد. یک سهم که با قیمت p_t بر حسب واحد مصرف مبادله می‌شود وجود دارد؛ از آنجاکه مصرف‌کننده مصرفش را به دوره بعد موکول می‌کند و این باعث ضرر در مطلوبیت فعلیش می‌شود؛ بنابراین ضرر را با تنزیل مطلوبیت انتظاری ناشی از مصرف دوره بعد که از خرید یک واحد اضافی سهم در دوره فعلی نشأت می‌گیرد جبران می‌کند. میزان ضرر در تابع مطلوبیت معادل $P_T U(c_t)$ است. با فروش واحد اضافی سهم در دوره بعد میزان $p_{t+1} + y_{t+1}$ واحد اضافی می‌تواند مصرف شود؛ بنابراین مقدار انتظاری تابع مطلوبیت در دوره بعد برابر با $\beta E_t\left[(p_{t+1} + y_{t+1})\acute{U}(c_{t+1})\right]$ می‌شود. در حالت ایده‌آل این مقادیر باید با یکدیگر برابر باشند. نتیجه این برابری اساس رابطه قیمت‌گذاری دارایی است:

$$p_t \acute{U}(c_t) = \beta E_t\left[(p_{t+1} + y_{t+1})\acute{U}(c_{t+1})\right]$$ رابطه (۳)

رابطه (۳) برای هر دو نوع دارایی سهام و دارایی بدون ریسک استفاده می‌شود؛ بنابراین برای دارایی ریسکی و دارایی بدون ریسک رابطه (۳) به ترتیب به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$1 = \beta E_t\left[\frac{\acute{U}(c_{t+1})}{\acute{U}(c_t)} R_{e,t+1}\right],$$ رابطه (۴)

$$1 = \beta E_t\left[\frac{\acute{U}(c_{t+1})}{\acute{U}(c_t)} R_{f,t+1}\right],$$ رابطه (۵)

که $R_{e,t+1}$ نرخ بازده سهام و معادل $\frac{(p_{t+1}+y_{t+1})}{p_t}$، $R_{f,t+1}$ نرخ خالص دارایی بدون ریسک برابر با $\frac{1}{q_t}$ است و q_t قیمت دارایی بدون ریسک است. با استفاده اندکی از روابط جبری می‌توان نشان داد که بازده خالص انتظاری دارایی سهام برابر با:

$$E_t(R_{e,t+1}) = R_{f,t+1} + \mathrm{cov}_t\left\{\frac{-\acute{U}(c_{t+1}),R_{e,t+1}}{E_t[\acute{U}(c_{t+1})]}\right\}$$ رابطه (۶)

صرف سهام برابر $E_t(R_{e,t+1}) - R_{f,t+1}$ است و به آسانی محاسبه می‌شود. با توجه به رابطه (۶) بازده‌های انتظاری سهام معادل بازده دارایی بدون ریسک به‌علاوه پاداشی (صرف) برای تحمل ریسک است. ریسک به کوواریانس بازده‌های دارایی با مطلوبیت نهایی مصرف بستگی دارد. بازده‌های دارایی که کوواریانس مثبت با مصرف دارند، باعث می‌شود مصرف بیشتر نوسانی شود. سرمایه‌گذار عدم اطمینان مصرفش را دوست ندارد. دارایی که پرداخت آن زمانی‌که

مصرف سرمایه‌گذار بالا است و احساس ثروتمندی دارد، بالا باشد و در زمانی‌که جریان مصرفی سرمایه‌گذار پایین و احساس فقر دارد، پرداختش پایین باشد، جریان مصرفی سرمایه‌گذار را نوسانی خواهد کرد؛ بنابراین به دلیل نوسان در مصرف صرف بالایی دارند. درنهایت این نوع دارایی‌ها باید بازده انتظاری بیشتری جهت تحریک سرمایه‌گذار برای نگهداری آنها داشته باشند. دارایی‌های که کوواریانسشان با مصرف منفی است، نرخ انتظاری بازده پایین‌تری نسبت به نرخ دارایی بدون ریسک و یا حتی بازده‌های انتظاری منفی دارند. این نوع دارایی جهت یکنواخت ساختن مصرف کمک خواهد کرد. سؤالی که در ادامه مطرح می‌شود این است که آیا کوواریانس بین دارایی و مطلوبیت نهایی مصرف به اندازه کافی بالا است تا بتواند صرف سهام بازار ایالت متحده به میزان ۶ درصد که توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) مشاهده شد، توضیح دهد. جهت بررسی و پاسخ به این سؤال لازم است که تعدادی فروض استاندارد با موارد زیر ساخته شود:

ـ نرخ رشد مصرف برابر با $x_{t+1} = \frac{c_{t+1}}{c_t}$ و هم توزیع و مستقل است.

ـ نرخ رشد سود تقسیم شده برابر با $z_{t+1} = \frac{y_{t+1}}{y_t}$ و هم توزیع و مستقل است.

ـ (x_t, z_t) دارای توزیع توام لگ نرمال است.

ـ یک نتیجه از فرض بالا این است که $(x_t, R_{e,t})$ دارای توزیع توأم لگ‌نرمال هستند.

تحت فرض تابع مطلوبیت با ریسک‌گریز ثابت (CRRA) و جانشین‌نمودن $\acute{U}(c_t) = c_t^{-\propto}$ در رابطه قیمت‌گذاری اصلی و واردنمودن شرایط زیر:

$$\mu_x = E(\ln x)$$
$$\sigma_x^2 = var(\ln x)$$
$$\sigma_{x,z} = cov(\ln x, \ln z)$$

به معادلات زیر می‌رسیم:

$$\ln R_f = -\ln\beta + \alpha\mu_x - \frac{1}{2}\alpha^2\sigma_x^2$$
$$\ln E(R_e) = -\ln\beta + \alpha\mu_x - \frac{1}{2}\alpha^2\sigma_x^2 + \alpha\sigma_{x,R_e} \quad \text{رابطه (۷)}$$
$$\ln E(R_e) - \ln R_f = \alpha\sigma_{x,R_e}$$
$$\sigma_{x,R_e} = cov(\ln x, \ln R_e)$$

در این مدل صرف سهام از ضرب ریسک‌گریزی و کوواریانس نرخ رشد مصرف با بازده دارایی یا سود تقسیم شده به‌دست می‌آید. تحت شرط تعادلی x=z (یک نتیجه از محدودیتی که بازده‌های دارایی به‌صورت کامل با نرخ رشد مصرف همبسته هستند) رابطه (۸) به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\ln E(R_e) - \ln R_f = \alpha\sigma_x^2 \quad \text{رابطه (۸)}$$

درنتیجه صرف سهام از حاصلضرب ضریب ریسک‌گریزی در واریانس نرخ رشد مصرف به‌دست می‌آید. مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) و مهرا (۲۰۰۳) با استفاده از معادلات (۷) تا (۹) و تنظیم مقدار ضریب ریسک‌گریزی ۱۰ و عامل تنزیل نرخ دارایی بدون ریسک را معادل ۱۲/۷ درصد و بازده‌های سهام را ۱۴/۱ درصد به‌دست آوردند. این نتیجه دلالت بر صرف سهامی معادل ۱/۴ درصد که بسیار پایین‌تر از مقدار مشاهده شده ۶ درصد است، دارد؛ بنابراین به آسانی می‌توان تشخیص داد که و نقش حیاتی در تعیین صرف ریسک سهام دارد. با توجه به محدودیت و در این کلاس از مدل‌ها حداکثر صرف سهامی که می‌توان به‌دست آورد ۱/۴ درصد است. به‌دلیل اینکه صرف سهام مشاهده ۶ درصد بود، مهرا و پرسکات ادعا کردند، معمایی وجود دارد که ملاحظات ریسک به تنهایی قادر به حل آن نیست. آنها ادعا می‌کنند که ۴۸= و ۰/۵۵=β معما را حل خواهد کرد؛ همچنین به‌صورت مصنوعی نشان می‌دهند که کوواریانس بین بازده‌ها و نرخ رشد مصرف زمانی می‌تواند مقدار صرف سهام مشاهده‌شده را توضیح دهد که سرمایه‌گذار به‌صورت غیرقابل توجیهی دارای ضریب ریسک‌گریز بالایی باشد؛ بنابراین این‌گونه استنباط می‌کنند که سهام‌ها نسبت به دارایی‌های بدون ریسک، آنقدر دارای ریسک نیستند تا بتوانند گسترش و پراکندگی بازده‌هایشان را توضیح دهند.

مقدار بالای دلالت می‌کند که افراد باید به شدت خواهان هموارنمودن مصرف در سراسر زمان باشند. بدین علت که رنج و سختی کمبود مصرف نسبت به لذت افزایش آن به مراتب بیشتر است. از آنجاکه اقتصاد در طول زمان ثروتمندتر می‌شود، افراد جهت بهبود وضع حال، باید از آینده غنی‌ترشان قرض بگیرند. این تمایل همگانی قرض‌گرفتن باید منجر به نرخ بهره بالا شود؛ اما نرخ بهره به ندرت در طول زمان مثبت است. این همان معمای نرخ دارایی بدون ریسک فیلیپ ویل (۱۹۸۹) است [۲۹].

فیلیپ ویل (۱۹۸۹) نشان داد که در داده‌ها بی‌قاعدگی دومی هم وجود دارد. بر اساس مدل استاندارد از ترجیحات، از آنجاکه افراد از ریسک‌گریزان هستند و می‌خواهند مصرفشان را در حالت‌هایی هموار نمایند، همچنین از رشد نیز گریزانند و تمایل به هموارنمودن مصرف در سراسر زمان دارند. صرف سهام بالا دلالت به گریز از ریسک بالای افراد دارد و مدل‌های استاندارد ترجیحات نیز به نوبه خود دلالت به این دارند که افراد از رشد نیز گریزانند. حال با توجه به اینکه یک دارایی بدون ریسک همانند اوراق قرضه بازده‌های پایینی دارد، افراد بجای مصرف، پس‌انداز می‌کنند تا در دوره بعد نرخ رشدی سریع‌تر در مصرف به میزان دو درصد تولید نمایند. ویل این پدیده را معمای نرخ دارایی بدون ریسک می‌نامد. طیف وسیعی از تحقیقات در تلاش برای حل همزمان این دو معما می‌باشند.

برخی از پژوهش‌ها با تمرکز بیشتر بر ترجیحات و دسته‌ای دیگر با استفاده از معرفی جانشین‌هایی برای نرخ دارایی بدون ریسک سعی در حل معما دارند. برای مثال اپستین و زین (۱۹۹۱) با معرفی کلاسی از ترجیحات، اجازه دادند تا ضریب ریسک‌گریز نسبی و نرخ ترجیح زمانی از یکدیگر مستقل باشد؛ بنابراین در مدلشان ضریب بالای ریسک‌گریزی دلالت به تمایل هموارنمودن مصرف در سراسر زمان ندارد. این اصلاح معمای نرخ بازده دارایی بدون ریسک را حل کرد؛ ولی قادر به حل معمای صرف سهام نبود [۱۱].

کمبل و کهران (۱۹۹۹) رکود اقتصادی را با ورود یک متغیر حالت در مدل مشارکت می‌دهد. در این مدل ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، زمانی‌که شانس رکود افزایش می‌یابد به‌صورت چشمگیری افزایش پیدا کرده و درنتیجه مدل صرف سهام بالایی را تولید می‌کند. از آنجاکه ریسک‌گریزی زمانی‌که مصرف کاهش پیدا می‌کند افزایش می‌یابد، تقاضای احتیاطی برای اوراق قرضه به‌وجود آمده که منجر به کاهش نرخ دارایی بدون ریسک خواهد شد. این مدل با هر دو داده‌های مصرف و بازار دارایی سازگار است[۴]؛ اما اینکه آیا واقعا سرمایه‌گذاران در زمان‌های متفاوت، نمایشی بزرگ از تغییرات خلاف چرخه در ریسک‌گریزی از خود نشان می‌دهند، سؤالی است که در مبانی نظری هنوز باز مانده‌است.

کنساتنتین، دونالد و مهرا (۲۰۰۲) بیان می‌کنند ویژگی سهام به‌عنوان دارایی با توجه به نگهدارنده آن تغییر می‌کند [۶]. آنها با ورود چرخه‌های زندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی جهت حل همزمان معمای صرف سهام و نرخ دارایی بدون ریسک سعی‌کردند. مک گارتن و پرسکات (۲۰۰۱) بر اساس تغییر در نرخ مالیات‌ها با توسعه یک مدل ساده یک بخشی که تنها مالیات بر توزیع و سود شرکت‌ها را شامل می‌شود، معمای صرف سهام را توضیح دادند. تخمین‌های تجربی حیاتی‌تر می‌شود زمانی‌که در تحقیقات، دنیای ایالت متحده ترک می‌شود. برای مثال، مهرآ (۲۰۰۳) نشان داد که معمای صرف سهام فقط مخصوص به بازار سهام ایالت متحده نیست. وی نشان داد که در بازارهای انگلستان، آلمان، ژاپن و فرانسه هم صرف سهام بالایی وجود دارد. بارو و آرسا (۲۰۰۸) تاثیر مصرف و تولید دوره‌های رکود اقتصادی و جنگ را بر صرف سهام ۴۲ کشور (OECD و غیر OECD) بررسی نمودند [۲].

یافته‌های این مقاله نشان داد رکود بزرگ صرف سهام ۹ کشور OECD و ۱۳ کشور غیر OECD را تحت‌تأثیر قرار داده و همچنین جنگ جهانی دوم ۲۵ کشور را با کاهشی شدید در مصرف و تولید و در نتیجه صرف سهام مواجه کرده ولیکن تاثیر منفی بر اقتصاد آمریکا نداشته است.

تئوری جیوونی (۲۰۰۹) برای معمای صرف سهام این است که سهامداران تمایل به بازده‌های بالا جهت نگهداری سهام در سبدی مجزا از غیرسهامداران که تمایلی برای تحمل

ریسک بالا را ندارند، می‌باشد. غیرسهامدارن بیشتر مردمی با درآمد پایین و وابسته به کار می‌باشند. آنها در سرمایه‌گذاریشان ریسک‌گریز هستند و بنابراین قادر به تحمل چرخه‌های تجاری نیستند. در مقابل سهامداران مردمی با درآمد بالا هستند که چرخه‌های تجاری بازار را با صرف سهام بالایی تحمل می‌کنند [۱۲].

ژاماشیو و مادسن (۲۰۰۹) با استفاده از یک مدل پولی در یک اقتصاد تولید بحث نمودند که صرف سهام بالا در دوره ۱۹۱۵–۱۹۶۰ در نتیجه تورش تورم در این دوره می‌باشد و این اریبی در تورم به دلیل بازده‌های پایین غیرقابل پیش‌بینی اوراق قرضه است [۱۰].

نوری و میرآخور (۲۰۱۰) با استفاده از داده بازار کشورهای نوظهور و بزرگ بدین نتیجه می‌رسد که معمای صرف سهام پدیده‌ای جهانی است [۲۶].

همچنین آنها نشان دادند که قسمت بزرگی از صرف سهام در نتیجه ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار از ابهام و ضعف موسسه‌های مالی در کشورهایی با بازار نو ظهور است.

دنادلی و پرسپری (۲۰۱۲) با بررسی معمای صرف سهام در کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور به یافته‌های جدیدی دست می‌یابند [۸]. آنها در چارچوب مدل استاندارد مهرا و پرسکات مشاهده نمودند در دهه اخیر صرف سهام در کشورهای توسعه یافته کاهش‌یافته و یا منفی است؛ در حالی‌که در کشورهای نوظهور همانند برزیل و آرژانتین صرف سهام بالایی وجود دارد. همچنین با وجود کاهش شدید صرف سهام در کشورهای توسعه‌یافته همانند ایالت متحده، ضریب ریسک گریزی، بسیار بالا به‌دست آوردند. آنها ادعا می‌کنند که عدم دستیابی به یک جانشین مناسب برای دارایی بدون ریسک، فروض نامناسب مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (CCAPM) و کمبود داده منجر به برآورد غیرعادی از ضریب ریسک‌گریز نسبی هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم نوظهور شده است. آنها استدلال می‌کنند با درنظرگرفتن سناریو اقتصاد کلان جدید دور از نظر نیست که بسیاری از اوراق قرضه شرکتها امن‌تر از اوراق قرضه دولتی باشند؛ بنابراین جانشین نرخ دارایی بدون ریسک باید توسط چرخه‌های تجاری به روز شود. زیو، آداناسیوس و فلوراکیس (۲۰۱۴) با معرفی گریز از ناامیدی (گریز از نتایجی که امکان دارد نسبت به انتظارات متوسط بدتر باشد) و استفاده آن در مدل انتخاب سبد سهام که یک سرمایه‌گذار بین دارایی ریسکی و غیرریسکی بر می‌گزیند، بدین نتیجه رسیدند که گریز از ناامیدی نقش بسیار مهمی را در توضیح صرف سهام در ۱۹ کشور تحت بررسیشان دارد [۳۰]. کازاب و مارشال (۲۰۱۵) با واردکردن هزینه‌های بنگاه در مدل نئوکنزین با ترجیحات ایپستین–زین در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) نشان دادند که صرف‌های بالای سهام و اوراق قرضه بدون تخمین توسط گشتاورهای اول و دوم با متغیرهای اقتصاد کلان به‌دست می‌آیند [۱۷].

تنها مطالعه بررسی معمای صرف سهام در داخل کشور مربوط به کشاورز حداد و اصفهانی (۱۳۹۲) می‌باشد [۱۸]. آنها در چارچوب آزمون‌های تسلط تصادفی و در بازه زمانی ۱۳۷۶-۱۳۹۰ نشان دادند که معمای صرف سهام در ایران وجود ندارد.

باید تأکید داشت که صرف سهام معمای کمی است. تئوری استاندارد، سازگار با تصور ما از ریسک است و می‌گوید که بازده‌های سهام باید بیشتر از دارایی بدون ریسک مثل اوراق قرضه باشد. بیشتر بینش اقتصاد بر اساس کلاس وسیعی از مدلهایی هستند که زمانی با داده‌های مالی مقابله می‌شوند، به‌صورت چشمگیری به شکست منتهی می‌شوند. این معما تأکید بر عدم موفقیت الگوهای مرکزی برای مدل‌های اقتصادی و مالی دارد. بر این اساس هدف این مطالعه این است که در چارچوب تئوری استاندارد مقدار را در بازار اوراق بهادار تهران شناسایی نموده و با استفاده از روش‌هایی مناسب در مورد آن استنتاج آماری انجام شود؛ درحالی‌که چندین دهه از طرح این معما توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) می‌گذرد و تحقیقات گسترده‌ای جهت بررسی و حل آن در کشورهای توسعه‌یافته و در حال ظهور انجام شده، در بازار سهام ایران به این موضوع توجهی نشده است. این مطالعه اولین گام جهت بررسی معمای صرف سهام در چارچوب مدل مهرا (۲۰۰۳) و بیان مشکلات و ایرادات مدل در ایران است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

جهت تحلیل و بررسی معمای صرف سهام در بازار اوراق بهادار تهران از دو روش در این مطالعه استفاده شده است. نخستین روش بر اساس آزمایش واسنجی مهرا (۲۰۰۳) و دیگری استفاده از رگرسیون با پنجره غلتان است.

در روش واسنجی با آزادکردن فرض همبستگی کامل نرخ رشد مصرف و بازده‌های سهام از معادله (۸) برای برآورد ضریب ریسک‌گریز نسبی استفاده شده است. جهت استنتاج آماری و محاسبه عدم اطمینان در ضریب ریسک‌گریزی از بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت‌استرپ در داده‌ها استفاده شده است. با وجود همبستگی زمانی بین مشاهده‌ها، روش ناپارامتری بوت‌استرپ استاندارد نمی‌تواند استفاده شود؛ بنابراین به دلیل اینکه بوت‌استرپ استاندارد ساختار همبستگی زمانی بین داده‌ها را بهم زده و از بین می‌برد، تعدادی از محققان به روش بلوک متحرک بوت استرپ تأکید نموده‌اند [۳، ۱۴، ۱۶، ۲۰، ۲۸]؛ بنابراین به‌صورت خلاصه، اگر $X_1,\ldots,X_n$ نمونه‌ای مشاهده شده از داده‌هایی با ساختار وابسته همانند سری زمانی باشند، برای به‌دست‌آوردن نمونه بوت‌استرپ، بدون نیاز به فرض معلوم‌بودن ساختار دقیق این وابستگی می‌توان از روش‌های بازتمونه‌گیری بلوکی استفاده نمود. در روش بوت‌استرپ بلوکی، ابتدا بلوک‌هایی از مشاهده‌ها را در نظر گرفته، به‌صورتی‌که بلوک‌ها ساختار وابستگی را در خود حفظ

کنند؛ سپس بلوک‌های بوت‌استرپ را با نمونه‌گیری تصادفی ساده باجایگذاری از بلوک‌ها به‌دست آورده و در انتها نمونه بوت‌استرپ از بهم پیوستن بلوک‌های بوت‌استرپ حاصل می‌شوند. روش بوت‌استرپ بلوکی برای داده‌های وابسته ابتدا توسط هال (۱۹۸۵) معرفی شد [۱۳].

کارلستین (۱۹۸۶) روش بوت‌استرپ بلوک مجزا را ارائه نمود [۵]. کانچ (۱۹۸۹) و لیو و سینگ (۱۹۹۲) روش بوت‌استرپ بلوک متحرک را ارائه دادند [۱۹، ۲۱]. الگوریتم بوت‌استرپ بر اساس بلوک متحرک به‌صورت مراحل زیر است:

۱. توزیع حاشیه ای b بعدی $F_b^{(n)}$ را در نظر می‌گیریم. این توزیع جرم $\frac{1}{n-b+1}$ را به هر بلوک B_t نسبت می‌دهد. با فرض اینکه $n=bk$, k بلوک بوت‌استرپ را به‌صورت iid از $F_b^{(n)}$ به‌دست می‌آوریم. به بیان ساده‌تر، $B_1^*,...,B_k^*$ را به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده باجایگذاری از $B_1,...,B_{n-b+1}$ به‌دست می‌آوریم. بلوک‌های بوت‌استرپ را به‌صورت $B_t^* = (X_{(i-1)b+1}^*, X_{(i-1)b+2}^*,...,X_{ib}^*) \quad i=1,...,k$ در نظر می‌گیریم. حال نمونه بوت‌استرپ را از بهم پیوستن k بلوک بوت‌استرپ به‌صورت $B_1^*,...,B_k^*$ به‌دست می‌آوریم. نمونه‌گیری از iid یک اندازه احتمال، امید، واریانس و کوواریانس به‌صورت P^* E^* Var^* Cov^* تعریف می‌کند.

۲. آماره بوت‌استرپ T^* را به‌دست می‌آوریم.

۳. مراحل ۱ و ۲ B بار تکرار کرده و $T_1^*,...,T_B^*$ را به‌دست می‌آوریم.

۴. برآوردهای بوت‌استرپ را با استفاده از B آماره بوت‌استرپ به‌صورت زیر تقریب می‌زنیم:

$$\hat{VAR}^*(T^*) = \frac{\sum_{J=1}^{B}[T_J^* - \frac{1}{B}\sum_{J=1}^{B}T_J^*]^2}{B-1}$$

$$P^*(T^* \le t) = \frac{\neq (T_J^* \le t, J=1,...,B)}{B}$$

بنابراین بعد از تشکیل بلوک‌ها در داده‌های مصرف و صرف سهام با استفاده از رابطه (۸) و انجام مراحل فوق، برای ضریب ریسک‌گریز نسبی، واریانس و فاصله اطمینان محاسبه می‌شود. در ادامه جهت بررسی استحکام مدل در داده‌ها با استفاده از رگرسیون غلتان در مدل رگرسیون (۱۰) مراحل زیر طی می‌شود:

$$[\ln E(R_e) - \ln R_f]_t = \gamma + \alpha(\sigma_{x,R_e})_t + \varepsilon_t \qquad \text{رابطه (۹)}$$

۵. گام نخست انتخاب تعداد مشاهده‌های متوالی پنجره غلتان با توجه به تعداد مشاهده‌های نمونه و تناوب داده‌ها است. طول پنجره غلتان برای داده‌های جمع‌آوری‌شده در فاصله کوتاه نسبت به فواصل بلند، کوتاه‌تر است. در مجموع هر چه طول پنجره بلندتر باشد، برآوردهای رگرسیون غلتان هموارتر خواهد بود.

۶. با درنظرگرفتن طول پنجره با M و تعداد مشاهدات T، اگر فاصله بین دو پنجره متوالی را یک در نظر بگیریم، به تعداد N=T-M+1 زیر نمونه خواهیم داشت. مشاهدات ۱ تا M در اولین پنجره غلتان، ۲ تا M+۱ در دومین و .... قرار می‌گیرند (در این مطالعه به دلیل فصلی‌بودن داده‌های جمع‌آوری‌شده، از عدد ۴ در فاصله بین پنجره‌ها استفاده شده است).

۷. مدل رگرسیون (۱۰) برای هر پنجره غلتان برآورد می‌شود.

۸. با ترسیم برآورد ضرایب هر پنجره غلتان نحوه تغییرات ضریب در طول زمان مشاهده می‌شود. در صورت مشاهده تغییرات ضریب در طول زمان، بدین نتیجه می‌رسیم که مدل از اعتبار کافی برخوردار نیست.

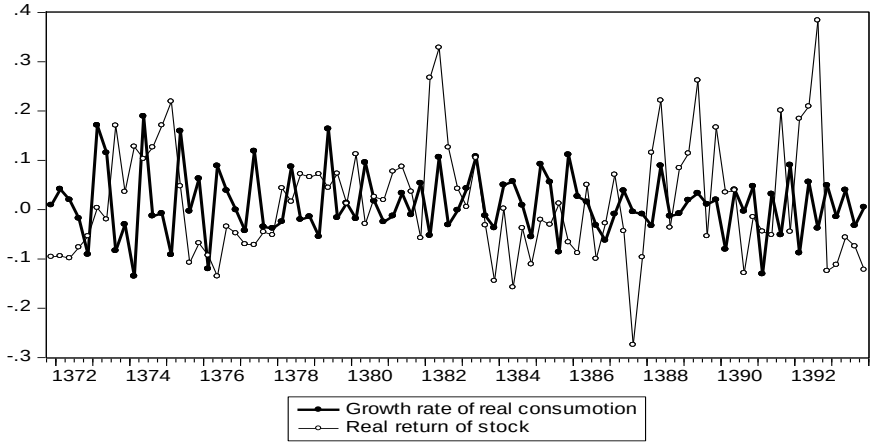
٤. تحلیل یافته‌های پژوهش

در این مطالعه از شاخص کل قیمت بازار اوراق بهادار تهران به‌صورت فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۱ استفاده شده‌است. بازدهی (پیوسته) فصلی بازار سهام بر پایه شاخص قیمت فصلی به‌صورت زیر محاسبه شده‌است:

$$R_{e,t} = \frac{p_t - p_{t-1} + d_t}{p_{t-1}}$$

که در آن p_t شاخص قیمت فصلی سهام عادی و d_t سود سهام تقسیم شده در بازار اوراق بهادار تهران است. از آنجاکه برای دوره زمانی یادشده داده‌های قابل اعتمادی از سود سهام تقسیم شده در اختیار نبود، از این مقدار صرف نظر شد.

جهت یافتن مقدار ضریب ریسک‌گریزنسبی ثابت (CRRA) در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف که توسط مهرا (۲۰۰۳) توسعه داده شد، سری زمانی مصرف نهایی خانوار از بانک مرکزی ایران در بازه زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ به‌صورت فصلی اخذ شده است. نمودار (۴) مصرف نهایی خانوار و بازده شاخص کل که توسط شاخص تورم ۱۳۹۱ هموار شده‌اند، به تصویر می‌کشاند.



نمودار ۴. نرخ رشد مصرف حقیقی نهایی خانوار و بازده‌های حقیقی بورس

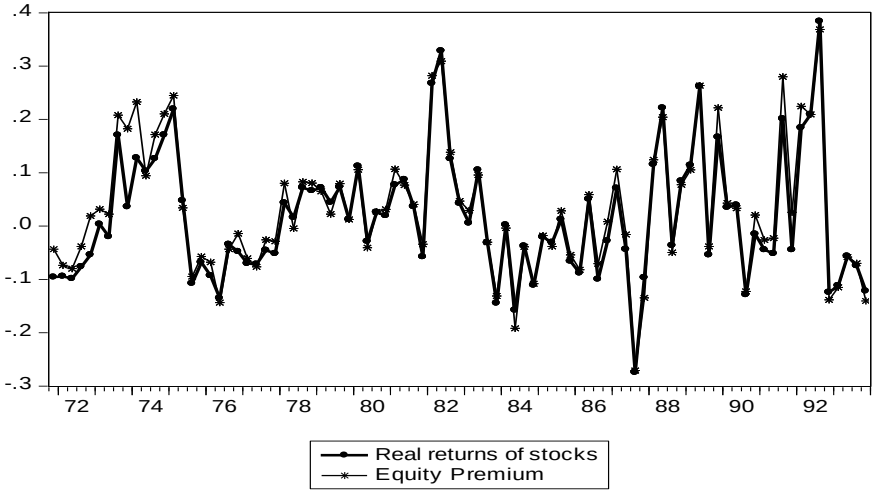
متغیر سوم موردنیاز ارائه ابزاری مناسب برای نرخ دارایی بدون ریسک است. یک جانشین نرخ بدون ریسک به‌طور پیش‌فرض باید ریسک صفر داشته باشد، در بازارهای نقدینگی معامله شود و مدت زمانی مشابه به سرمایه‌گذاری ریسکی داشته باشد. به همین دلیل در اغلب مطالعات معمای صرف سهام در ایالت متحده نرخ بازده اوراق خزانه استفاده شده است. برای مثال درو و همکاران (۲۰۰۴) از اوراق قرضه دولتی آلمان (Benchmark bond) و نرخ بین بانکی یک ماهه برای انگلستان به‌صورت نرخ دارایی بدون ریسک استفاده می‌کند [۹].

تعدادی از محققان نیز استدلال می‌کنند، حتی اوراق خزانه ۵ ساله هم بدون ریسک نمی‌باشند [۷]، به این دلیل که کوپن‌های اوراق در نرخی سرمایه‌گذاری مجدد خواهد شد که ما امروز نمی‌توانیم آن را پیش‌بینی کنیم. در مجموع زمانی سرمایه‌گذاری توسط نهادی که ریسکش به‌طور پیش‌فرض صفر باشد منتشر شود و ابزار خاصی جهت استخراج نرخ بدون ریسک استفاده نشود، می‌تواند نرخ بدون ریسک داشته باشد. این موضوع به دوره زمانی‌که سرمایه‌گذار جهت تضمین بازده طلب می‌کند، بستگی دارد. در مبانی نظری مالی برای اقتصادهایی که اوراق خزانه بلندمدت وجود ندارد، از نرخ رایج در بازار پول به‌عنوان نرخ دارایی بدون ریسک استفاده می‌شود. در این مطالعه از میانگین نرخ سپرده‌های یک ساله و پنج ساله بانکی به‌صورت فصلی که توسط بانک مرکزی اعلام می‌شود، به‌صورت جانشینی برای دارایی‌های بدون ریسک استفاده شده است.

صرف سهام از تفاوت نرخ بازده دارایی بدون ریسک از نرخ بازده‌های سهام به‌دست می‌آید:

$$ERP_{t,t+1} = R^{e}_{t+1} - R^{f}_{t}$$

که R_t^f میانگین فصلی نرخ سپرده‌های بانکی است. نمودار (۵) مربوط به سری زمانی بازده‌های حقیقی و صرف سهام بازار تهران است.



نمودار ۵. سری زمانی بازده‌های حقیقی و صرف سهام بازار تهران

در ادامه برخی از ویژگی‌های توزیع سری زمانی صرف سهام در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی سری زمانی صرف سهام بازار تهران

تعداد مشاهده	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی	آماره جارکیو- برا	احتمال معناداری آماره جارکیو- برا
۹۰	٪۳/۰۱	٪۲/۰۱	٪۱۲/۲	٪-۰/۲۷	٪۳۷	۰/۵۲	۳/۰۹	۴/۱	۰/۱۲

با توجه به جدول (۱) میانگین صرف سهام بازار تهران ٪۳/۰۱ با چولگی مثبت ۰/۵۲ است. سطح احتمال معناداری آزمون نرمال جارکیو- برا با مقدار ۰/۱۲ حاکی از تأیید توزیع نرمال برای سری زمانی صرف سهام دارد. همانگونه که اسکات و هاروات (۱۹۸۰) توضیح داده لاند، سرمایه‌گذار منطقی باید چولگی مثبت را ترجیح دهد. آنها ادعا می‌کنند که از نظر اقتصادی سرمایه‌گذار باید دارایی یا سبدی را ترجیح دهد که با احتمال بالا بازده‌هایش بالاتر از مقدار انتظاریش باشد. سرمایه‌گذار ریسک‌گریز در توزیع بازده‌ها یا ثروت، چولگی مثبت را بجای منفی یا بدون چولگی ترجیح خواهد داد. میزان چولگی صرف سهام در بورس تهران برابر ۰/۵۲ است [۱۵].

ساختار توزیع صرف سهام بازارهای نوظهور بسیار ناپایدار است. سالمنز و گروتولد (۲۰۰۳) بر این حقیقت تاکید دارند که اقتصادهای نوظهور به شدت به چرخه‌های تجاری جهان واکنش نشان می‌دهند و سرمایه‌گذاران از این بازار به‌صورت یک اهرم مالی استفاده می‌کنند (بازارهایی با بتای بالا). برای تحمل این منبع اضافه از ریسک سرمایه‌گذار بازده‌های بالایی نیازمند است. این بازارها در پرداخت پاداش به سرمایه‌گذاران متفاوت عمل می‌کنند. به‌خصوص در دهه‌های اخیر که کشورهای توسعه‌یافته عملکرد بد داشته‌اند، اقتصادهای نوظهور صرف سهام افزایشی را به سرمایه‌گذار ارائه داده‌اند [۲۷]. تجزیه‌وتحلیل این مطالعه در ادامه روشن می‌سازد، صرف سهام محدود به انتخاب دوره نمونه است. در تحلیل معمای صرف سهام بر اساس مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف، مؤلفه متغیر در زمان باید بررسی شود. به‌ویژه اگر داده‌ها به اندازه کافی (مثلا یک قرن) در اختیار نباشد؛ بنابراین به علت فقدان اطلاعات نتایجمان ضعیف خواهد بود.

یافته‌های تجربی. میانگین صرف سهام مشاهده‌شده در بازه زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ به‌صورت فصلی برای بازار سهام تهران ۳/۰۱٪ است. جدول (۲) این مقدار را به همراه آمارهای نمونه اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

جدول ۲. آمارهای نمونه اقتصاد ایران ۱۳۷۱-۱۳۹۳ (فصلی)

آمار	مقدار
میانگین بازده حقیقی سپرده‌های یک ساله و پنج ساله بانکی (دارایی بدون ریسک)	٪۱/۶۳
میانگین بازده حقیقی سهام (دارایی ریسکی)	٪-۱/۳۸
میانگین نرخ رشد مصرف نهایی خانوار	٪۰/۰۱۰۳۱۶
میانگین صرف سهام	٪۳/۰۱
کوواریانس بین بازده‌های حقیقی سهام و نرخ رشد مصرف نهایی خانوار	٪-۰/۰۰۰۴۹۶

جهت بررسی موضوع، با آزادنمودن فرضیه همبستگی کامل بازده‌های سهام و نرخ رشد مصرف نهایی خانوار، ضریب ریسک‌گریز نسبی با استفاده از واسنجی مدل (۸) استخراج شده است. مقدار این ضریب به همراه فاصله اطمینان و انحراف استاندارد توسط روش بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت‌استرپ در جدول (۳) درج شده است.

جدول ۳. نتایج واسنجی ضریب ریسک‌گریزی به همراه استنتاج آماری توسط بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت استرپ

ضریب ریسک‌گریز نسبی	فاصله اطمینان بوت‌استرپ ٪۹۵	انحراف استاندارد	میانگین بوت‌استرپ از ضریب ریسک‌گریزی
-۶۰/۶۸	(-۳۵۴/۹۶,۲۸۰,۸)	۲۸۱۹/۷	-۷۹/۷۸

مقدار ضریب ریسک‌گریزی خارج از دامنه مجاز و ۶۰/۶۸- است. فاصله اطمینان و انحراف استاندارد که توسط بوت‌استرپ گزارش شده به ترتیب عریض و بالا است. علامت منفی ضریب ریسک‌گریز نسبی به دلیل کوواریانس منفی بین نرخ رشد مصرف و بازده‌های بورس است. با این نتیجه وجود معما در بورس تهران و برای بازه زمانی یاد شده تأیید می‌شود؛ بنابراین اندازه صرف سهام را مواردی دیگر علاوه بر ریسک ذاتی تعیین می‌کند. مواردی که مدل قادر به محاسبه آن نیست. دیدگاهی در مبانی نظری مالی وجود دارد. این دیدگاه بیان می‌کند که این موارد دیگر به دلیل نقصان‌ها در بازار است. نقصان‌ها و ناکاملی‌ها در بازار باعث کاهش تحمل ریسک سرمایه‌گذار و افزایش بازده‌ای که جهت سرمایه‌گذاری در بازار سهام نیاز دارد، می‌شود. تشکیل این دیدگاه متعلق به دهه ۸۰ و ۹۰ ایالت متحده بود. طبق این دیدگاه زمانی‌که نقصان در بازار کاهش یابد، صرف سهام نیز کاهش می‌یابد. در دهه‌های اخیر ابداعات و نوآوری‌ها در بازار مالی، دسترسی سرمایه‌گذار به اطلاعات، ارتباطات و معامله با هر شخص و هر مکان را آسان نموده است. تمام این مسائل منجر به کاهش هزینه مبادله می‌شود. اگرچه نمی‌توان در مورد کامل‌بودن صحبت کرد اما بازارهای توسعه‌یافته به این حالت نزدیک می‌باشند. گزارش‌های اخیر از صرف سهام در کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که به‌صورت قابل‌توجهی کاهش یافته است. در مقابل با بازارهای توسعه‌یافته، گزارش از بازارهای نوظهور اشاره به وجود صرف سهام بالا و در نتیجه ضریب ریسک‌گریزی غیرقابل توجیه دارد [۸].

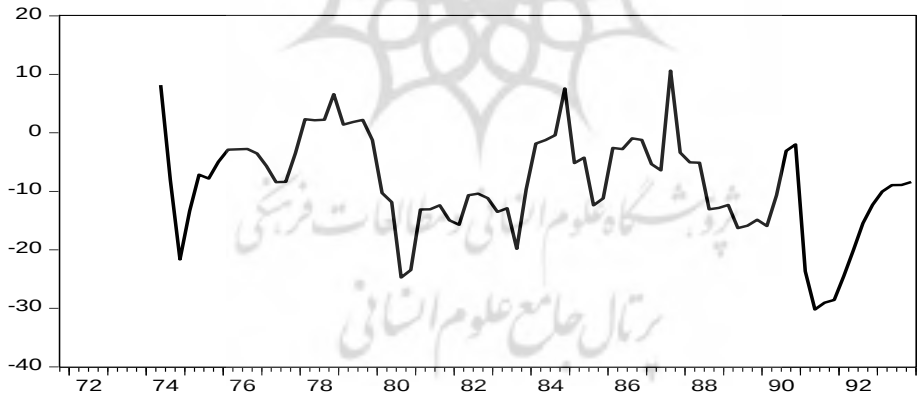
درجه ناکامل‌بودن بازار در اقتصادهای نوظهور که ایران جدا از آن نیست، به‌صورت معناداری بالاتر است؛ اما آیا این نقصان میزانش به اندازه‌ای است که بتواند صرف سهام بازار تهران را توضیح دهد؟ اعتقاد نویسندگان مطالعه حاضر این است که توجیه بازار ناکامل راهی ضعیف است. لازم است که فرض‌های مدل بازبینی شود. برای مثال، در این مدل فرض می‌شود که افراد برای همیشه زندگی می‌کنند؛ بنابراین در مدل مناسب برای ایران محدودیت زمان باید ضعیف شود. مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) از داده‌های حدود یک قرن برای بررسی این موضوع استفاده کردند. در مطالعه حاضر چنین بازه زمانی در دسترس نیست. این تعداد داده برای توضیح رفتار بلندمدت افراد در بازار کافی نیست. بحث مهم دیگر انتخاب دارایی بدون ریسک است. در واقع انتخاب یک دارایی مناسب لازم است؛ اما چه دارایی جانشین واقعی است؟ در این مطالعه از میانگین نرخ سپرده‌های ۱ ساله و ۵ ساله بانکی استفاده شده است؛ اما آیا این می‌تواند جانشینی مناسب باشد؟

آیا نباید دارایی بدون ریسک با توجه به چرخه‌های اقتصادی بهنگام شود؛ همچنین این امکان وجود دارد که در هر دوره زمانی سرمایه‌گذار از دارایی خاص به‌عنوان دارایی بدون‌ریسک استفاده نماید. حتی ممکن است که در بعضی دوره‌ها بازار سهام به این ابزار نزدیک شود. علاوه بر دو بحث فوق، نتایج روش بوت‌استرپ در جدول (۳) نشان داد، ضریب ریسک گریز نسبی محاسبه شده به دلیل فاصله اطمینان عریض و انحراف استاندارد بالا از اعتبار لازم برخوردار نیست. در ادامه توان پیش‌بینی صرف سهام توسط ضریب ریسک‌گریزی با مقدار ۶۰/۶۸- در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. رگرسیون مدل (۱۰) که نتایجش در جدول (۴) درج شده است، حاکی از کمبود و نقص در مدل است. جدا از نتایج ضعیف آماره خود همبستگی، مقدار عرض از مبدا که آزمونی برای اعتبار مدل است، معنادار است.

جدول ۴. نتایج رگرسیون مدل (۱۰)

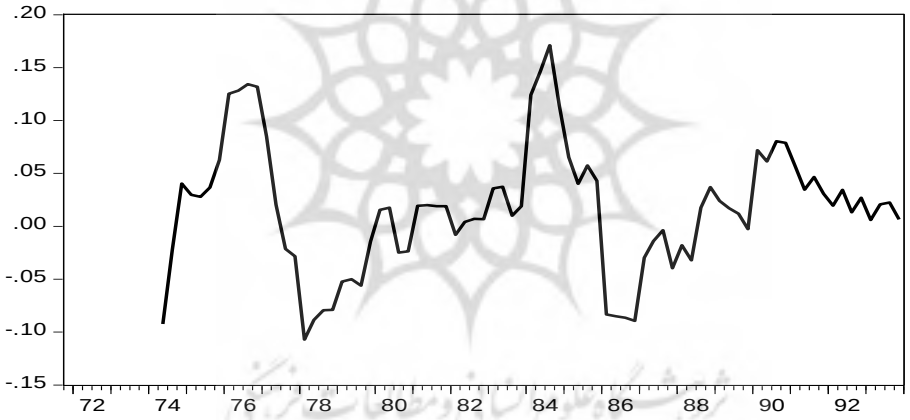
عرض از مبدا	ضریب ریسک‌گریز نسبی	آماره خودهمبستگی مرتبه ۱۲	اثرات آرچ مرتبه ۱۰
۰/۰۲۸	-۲/۹	۳۹/۵۰۴	-۰/۱۹
(۰/۰۲۸۴)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۱۵)

با توجه به نتایج ضعیف، مؤلفه متغیر در زمان ضریب ریسک‌گریز نسبی، توسط رگرسیون با پنجره غلتان در مدل رگرسیون (۱۰) مورد بررسی قرار گرفت. نمودار (۴) تخمین‌های پنجره غلتان از ضریب ریسک‌گریز نسبی را به تصویر می‌کشاند. تخیمن‌ها طبیعت متغیر در زمان ضریب را نتیجه می‌دهد.



نمودار ۴. تخمین پنجره غلتان از ضریب ریسک‌گریز نسبی

میانگین ارزش ضریب ریسک‌گریز نسبی با استفاده از پنجره غلتان ۱/۹۹- است. گرچه مقدار ضریب ریسک‌گریز نسبی به محدوده مجاز نزدیک‌تر شد؛ اما هنوز معما وجود دارد. همچنین علامت منفی ضریب ریسک‌گریز نسبی به معنای آن است که افراد ریسک را دوست دارند. این نتیجه غیرواقعی است. ضریب ریسک‌گریز منفی به‌دست‌آمده در بازار سهام تهران به دلیل کوواریانس منفی بین رشد مصرف نهایی خانوار و بازده‌های سهام است. سرمایه‌گذار نااطمینانی و نوسان در مصرفش را دوست ندارد. اگر پرداخت دارایی با رشد مصرف، کوواریانس مثبت داشته باشد و زمانی‌که سرمایه‌گذار احساس فقر و ثروت داشته باشد به ترتیب بد و خوب پرداخت نماید، باعث نوسانی‌ترشدن جریان مصرف خواهد شد؛ بنابراین برای تحریک خرید اینچنین دارایی، قیمت پایین‌تر لازم است. از طرفی دارایی که پرداختش کوواریانس منفی با مصرف داشته باشد به یکنواخت‌ترشدن جریان مصرفی کمک خواهد کرد؛ در نتیجه ارزشش بیش از آنچه که پرداخت انتظاریش نشان می‌دهد، است. بیمه یک مثال از این نوع دارایی است. بیمه زمانی پرداخت می‌کند که ثروت و مصرف سرمایه‌گذار پایین است؛ بنابراین سرمایه‌گذار از نگهداری بیمه رضایت خاطر دارد، حتی زمانی‌که قیمت بیمه بزرگ‌تر از پرداخت انتظاری تنزیل شده در نرخ دارایی ریسک آزاد باشد و یا انتظار از بین‌رفتن پولش را داشته باشد. این نوع نتیجه‌گیری برای بورس ایران با توجه واقعیت آن غیرمنطقی است.



نمودار ۵. تخمین پنجره غلتان عرض مبدا رگرسیون (۱۰)

نمودار (۵) ناهمگنی و متغیربودن عرض از مبدأ رگرسیون (۱۰) را به تصویر می‌کشاند. میانگین ارزش این مقدار ثابت ۰/۰۱۷ است. در واقع آزمون این ضریب و عدم معناداری آماری آن حاکی از اعتبار مدل (۸) است. با این نتیجه مدل (۸) بار دیگر فاقد اعتبار می‌شود. ناهمگنی مشاهده‌شده در این مقدار مستقیما از تحلیل بسته‌بودن اقتصاد نشأت می‌گیرد. در مدل فرض

شده است، هر عامل تنها کالاهای داخلی خریداری و در بازار مالی داخلی مبادله می‌کند. با نقض فرضیه بسته‌بودن اقتصاد، به سرمایه‌گذار اجازه داده می‌شود، کالاهای خارجی نیز خریداری نماید و در بازارهای خارجی نیز سرمایه‌گذاری کند؛ بنابراین فرضیه بازار آزاد باید در مدل وارد شود. برای مثال اگر فرضیه بازار آزاد نگه داشته شود، هر فرد جهت خریداری دارایی بدون ریسک یکسان، تحریک خواهد شد و بنابراین وجود ضرایب متفاوت توجیه می‌شود.

همان‌گونه که مهرا و پرسکات (۲۰۰۸) بیان نموده‌اند، برای تمام دلایلی که بیان شد، در طول ۲۰ سال گذشته تلاش‌های فراوانی جهت حل این معما شده است. چندین توسعه از مدل مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) جهت انطباق مشاهدات با تئوری پیشنهاد شده است؛ اما هیچکدام از آنها تاکنون موفق در حل این معما نبوده‌اند [۲۲]؛ همچنین زمانی‌که بازارهای نوظهور همانند ایران تحلیل می‌شود، مشکلات تجربی جدیدی (به آنها اشاره شد) که نیازمند بحث است، نمایان می‌شود.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

زمانی‌که ضریب ریسک‌گریز نسبی برآورد شده از مدل CAPM بر اساس مصرف با تابع مطلوبیت توانی خارج از دامنه مجاز ۲ تا ۱۰ حاصل شود، معمای صرف سهام برقرار است. در حقیقت برقراری این معما تأکید بر عدم موفقیت الگوهای مرکزی برای مدل‌های اقتصادی و مالی دارد. بیشتر بینش اقتصاد بر اساس کلاس وسیعی از مدل‌هایی هستند که زمانی با داده‌های مالی مقابله می‌شوند، به‌صورت چشمگیری به شکست منتهی می‌شوند. از زمان مطالعه مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) پیشنهاداتی جهت حل این معما شده است؛ ولی هیچ‌کدام آنها نتوانسته‌اند تا کنون راه‌حلی مناسب ارائه دهند. علاوه بر آن بیشتر این تحقیقات متمرکز بر بازار سهام ایالت متحده و کشورهای توسعه یافته بوده است.

در این مطالعه برای اولین‌بار از چارچوب مدل مهرا (۲۰۰۳) جهت تحلیل و بررسی معمای صرف سهام در بازار سهام تهران استفاده شد؛ همچنین با استفاده از ابزارهایی مناسب مشکلات تخمین ضریب ریسک‌گریز نسبی ارائه و تحلیل شد. مشکلات جدیدی با بررسی بازار تهران به‌عنوان بازاری نوظهور نمایان می‌شود. واسنجی مدل حاکی از ضریب ریسک‌گریز نسبی منفی در بازار سهام تهران بر اساس داده‌های فصلی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ بوده‌است؛ بنابراین با این نتیجه وجود معما در بازار سهام تهران تأیید می‌شود. با کمک بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت استرپ نشان داده شد، ضریب ریسک‌گریز نسبی دارای انحراف معیار و فاصله اطمینان عریض و به بیانی دیگر دارای عدم اطمینان بالایی است. ضریب ریسک‌گریز منفی به دلیل کوواریانس منفی بین نرخ رشد مصرف نهایی خانوار و بازده‌های سهام حاصل شد و به معنای آن‌است که افراد خواهان

ریسک هستند. توجیه ضریب ریسک‌گریز منفی در مدلی که در آن نماینده اقتصاد بسیار مراقب جریان مصرفیش است، مشکل و غیرمعقول است. از طرفی در این مطالعه همگام با بیشتر مطالعات از نرخ سپرده‌های بانکی به‌عنوان جانشینی برای دارایی بدون ریسک استفاده شد؛ اما سرمایه‌گذاران در دوره‌های متفاوت از دارایی متفاوتی به‌عنوان دارایی بدون ریسک استفاده می‌کنند؛ بنابراین دارایی بدون رسک باید با توجه به چرخه‌های اقتصاد بهنگام شود.

همچنین توسط رگرسیون با پنجره غلتان نشان داده شد، ضریب ریسک‌گریز نسبی همراه با زمان تغییر می‌کند؛ بنابراین نمی‌توان به فرض‌های تابع مطلوبیت با کشش جانشینی ثابت اعتماد کرد. از جمله این فرض‌ها به نامحدودبودن عمر عامل اقتصادی و بسته‌بودن اقتصاد اشاره شد. با توجه به محدودیت تعداد مشاهده‌های در دسترس و وجود ناهمگنی مشاهده‌شده در عرض از مبدأ در مدل باید این دو فرض آزاد شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Arrow, K. J. (1971). Essays in the theory of risk-bearing. Amsterdam: North-Holland.
2. Barro, R. J. and Ursúa, J. F., (2008). Macroeconomic Crises since 1870, NBER Working Papers 13940, National Bureau of Economic Research, Inc.
3. Beach, S. L., (2007). Semivariance in Asset Allocations: Longer Horizons Can Handle Riskier Holdings, *Journal of Financial Planning, 20(1):* 60˚69.
4. Campbell, J.Y., and Cochrane J.H., (1999). By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. *Journal of Political Economy, 107(2):* 205˚251.
5. Carlstein, E. (1986). The use of subseries methods for estimating the variance of a general statisticfrom a stationary time series. *Annals Statistic, 14:* 1171˚1179.
6. Constantinides, G.M., J.B. Donaldson, and R. Mehra. (2002). Junior Can t Borrow: A New Perspective on the Equity Premium Puzzle, *Quarterly Journal of Economics, 117(1):* 269˚296.
7. Damodaran, A., (2008). What is the risk-free rate? A search for the basic building block, Unpublished papers, New York University, Stern School of Business.
8. Donadelli, M and Prosperi, L., (2012). The Equity Premium Puzzle: Pitfalls in Estimating the Coefficient of Relative Risk Aversion, *Journal of Applied Finance & Banking, 2(2):* 177-213.
9. Drew, M.E., Mallin, M., Naughton, T and Veeraraghavan, M., (2004). Equity Premium: Does it exist? Evidence from Germany and United Kingdom, School of Economics and Finance Discussion Papers and Working Papers Series from School of Economics and Finance, Queensland University of Technology, 170.
10. Dzhumashev, R and Madsen, J. B., (2009). The equity premium puzzle and the ex post bias., *Applied Financial Economics, 19(2):* 157-174.
11. Epstein, L.G., and S.E. Zin., (1991). Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis, *Journal of Political Economy, 99(2):* 263˚286.
12. Guvenen, F. (2009). A Parsimonious Macroeconomic Model for Asset Pricing. *Econometrica, 77:* 1711˚1750.
13. Hall, P., (1985). Resampling a coveragepattern. Stochastic Process. *Applications, 21:* 231˚246.
14. Hansson, B. and Persson, M. (2000). Time Diversification and Estimation Risk, *Financial Analysts Journal, 56(5):* 55˚62.
15. Horvath, P.A and Scott, R.C., (1980). On the Direction of Preference for Moments of Higher Order than the Variance, *Journal of Finance, 35(4):* 915-919.
16. Jan, Y.-C. and Wu, Y.-L., (2008). Revisit the Debate of Time Diversification, Journal of Money, *Investment and Banking, 6:* 27˚33.
17. Kaszab, L and Marsal, A., (2015). Explaining Bond and Equity Premium Puzzles Jointly in a DSGE Model, MNB Working Papers.
18. Keshavarz Hadad, GH and Esfahani, M. (2013). Equity Premium Puzzle in Tehran Stock Exchange: stochastic dominance approach, *Economic Research, 18(56):* 1-40.
19. Kunsch, H. R. (1989). The jack knife and thebootstrapfor general stationary observations. *Annals Statistic, 17:* 1217˚1261.

20. Lin, M.-C. and Chou, P.-H. (2003). The Pitfall of Using Sharpe Ratio, *Finance Letters, 1:* 84˚89.
21. Liu, R. Y. and Singh, K, (1992). Moving blocks jackknife and bootstrap capture weak dependence. In ExploringtheLimits of Bootstrap (R. Lepage and L. Billard, eds.),. John Wiley, New York: 225˚248.
22. Mehra, R. (2003). The equity premium: why is it a puzzle? *Financial Analysts Journal, 59(1):* 54-69.
23. Mehra, R., and Prescott, E. C. (1985). The equity premium: a puzzle. *Journal of Monetary Economics, 15(2):* 145-161.
24. Mehra, R and Prescott, E.C., (2008). The Equity Premium: ABCs, The Handbook of the Equity Risk Premium, *Elsevier, Amsterdam*: 1-36.
25. McGrattan, E.R., and Prescott, E.C. (2001). Taxes, Regulations, and Asset Prices, Working Paper, 610, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
26. Nuri E, S. Mirakhor, A,. (2010). The Equity Premium Puzzle, Ambiguity Aversion, and Institutional Quality: Implications for Islamic Finance, Journal of Islamic Economics, *Banking and 38 Finance, 6(1).*
27. Salomons, R and Grootveld, H., (2003). The Equity Risk Premium: Emerging vs. Developed Markets, *Emerging Markets Review, 4(2):* 121-144.
28. Sanfilippo, G. (2003). Stocks, Bonds and the Investment Horizon: A Test of Time Diversification on the French Market, *Quantitative Finance, 3(4):* 345˚351.
29. Weil, P., (1989). The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle, *Journal of Monetary Economics, 24(2):* 401-421.
30. Xie, Y. Athanasios, A and Florackis, C, (2014). Disappointment aversion and the equity premium puzzle: new international evidence, *The European Journal of Finance,* 1-15.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی