مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۰۰/۰۰/۰۰؛ تاریخ پذیرش: ۰۰/۰۰/۰۰

eISSN: ISSN:

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

مقاله آماده انتشار

ijer.atu.ac.ir

DOI:

# Sentiment as a Risk Factor in Capital Market: An Analysis of the Tehran Stock Exchange in Stochastic Discount Factor (SDF) framework

**Reza Taleblou** — Associate Professor, Department of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

**Mohammad Mehdi Bagheri Toodeshki** * — Ph.D in Financial Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

## Abstract

This paper investigates the impact of sentiment as a critical risk factor in the capital market, leading to behavioral deviations in the pricing of financial assets. We propose an estimation of the asset pricing model based on the Stochastic discount factor (SDF) framework, incorporating both traditional and behavioral approaches. By extending the consumption-based asset pricing model (CCAPM) and introducing sentiment into the utility function through the Euler equations and the generalized method of moments (GMM), we analyze the Tehran Stock Exchange.

To quantify sentiment, we utilize the market turnover sentiment index as a reliable indicator. Our study covers the period from 1390 to 1399 and encompasses 18 stock exchange groups, consisting of 63 listed companies on the Tehran Stock Exchange.

The results indicate that the behavioral SDF model offers higher consistency and efficiency compared to the traditional model, aligning closely with the dynamics observed in the Tehran Stock Exchange. Moreover, the coefficient of sentiment proves to be statistically significant. In terms of risk, the behavioral model demonstrates higher coefficients than the traditional model. Interestingly, both models suggest that market participants exhibit a high time preference factor and demonstrate patience in their investment behavior.

**Keywords:** Capital Asset Pricing, CCAPM Model, GMM Method, Stochastic Discount Factor, Behavioral and Traditional (Classic) SDF Model, Sentiment Index

**JEL Classification:** *G02 ،G12 ،E13 ،E03،C52*

* Corresponding Author: Bagherimm6@gmail.com

**How to Cite:** Taleblo**,** R., Bagheri Toodeshki, M. M. (2022). Sentiment as a Risk Factor in Capital Market: An Analysis of the Tehran Stock Exchange in Stochastic Discount Factor (SDF) framework. *Journal of Economics Research*

مقاله آماده انتشار

# احساسات به عنوان یک عامل ریسک در بازار سرمایه: تحلیلی از بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF)

**رضا طالبلو** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

**محمد مهدی باقری تودشکی** * دکتری، اقتصاد مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

## چکیده

این مقاله به بررسی تاثیر احساسات به عنوان یک عامل ریسک بحرانی در بازار سرمایه می‌پردازد، که منجر به انحرافات رفتاری در قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی می‌شود. ما تخمینی از مدل قیمت‌گذاری دارایی را بر اساس چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF) پیشنهاد می‌کنیم که هر دو رویکرد سنتی و رفتاری را در بر می‌گیرد. با بسط مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (CCAPM) و وارد کردن احساسات به تابع مطلوبیت از طریق معادلات اویلر و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، بورس اوراق بهادار تهران را تحلیل می‌کنیم. برای تعیین کمیت احساسات، از شاخص گردش مالی بازار به عنوان یک شاخص قابل اعتماد استفاده می کنیم. مطالعه ما دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را در بر می گیرد.

نتایج حاکی از آن است که مدل (SDF) رفتاری سازگاری و کارایی بالاتری نسبت به مدل سنتی ارائه می‌دهد، که نزدیک به پویایی مشاهده شده در بورس اوراق بهادار تهران است. علاوه بر این، ضریب احساسات از نظر آماری معنادار است. از نظر ریسک، مدل رفتاری ضرایب بالاتری نسبت به مدل سنتی نشان می‌دهد. جالب توجه است، هر دو مدل نشان می‌دهند که فعالان بازار عامل ترجیح زمانی بالایی را نشان می‌دهند و در رفتار سرمایه‌گذاری خود صبر و حوصله نشان می‌دهند.

**کلیدواژه‌ها:** قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل CCAPM، روش GMM، عامل تنزیل تصادفی، مدل SDF رفتاری و سنتی (کلاسیک)، شاخص احساس

**طبقه‌بندی JEL**: *G02، G12، E13، E03،C52*

---

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد (مالی- سنجی) دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: Bagherimm6@gmail.com

مقاله آماده انتشار

## ۱.مقدمه

مدل‌های متفاوتی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی مانند مدل قیمت‌گذاری اختیار بلک شولز،[1] مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای،[2] و مدل چند عامله فاما-فرنچ[3] و ... وجود دارند. در مورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سنتی بحث‌های زیادی صورت گرفت که این مدل‌ها نمی‌توانند به صورت کامل الگوهای مربوط به بازدهی سهام را به دلیل وجود شکاف بزرگ در تئوری و عمل توضیح دهند. اساساً این مدل‌ها بر مبنای چندین فرض غیرواقعی بنا نهاده شده‌اند. این فروض عبارت‌اند از: ۱- بازارهای مالی کارا هستند، ۲- سرمایه‌گذاران عقلایی رفتار می‌کنند، ۳- سرمایه‌گذاران انتظارات همگنی دارند (Markowitz, 1959).

با این اوصاف نتایج تجربی برای مدل‌هایی که به صورت گسترده از منظر تئوریک مورد پذیرش واقع شده‌اند، خیلی امیدوارکننده نیست. برخی از محققان بحث می‌کنند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یک عامله استاندارد (CAPM) در توضیح تغییرات مقطعی در بازدهی انتظاری سهام ناکافی است (Harvey, 1995; Michailidis, et al, 2006; Miller & Bromiley, 1990; Novak & Peter, 2011; Strugnell, et al, 2011 & Ward & Muller, 2013).

شکست تجربی این مدل‌ها بیشتر به دلیل فرض سرمایه‌گذاران عقلایی و غیراحساسی است. در دنیای واقعی، سرمایه‌گذاران به دلیل تعصبات احساسی خود تصمیمات غیرعقلایی می‌گیرند. طرفداران نظریه مالی سنتی قادر نیستند، سقوط‌ها و حباب‌ها را در بازارهای مالی و قیمت سهم ها، در چارچوب مدل‌های سنتی توضیح دهند؛ بنابراین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی کلاسیک و سنتی اغلب به منظور توضیح یا پیش‌بینی انحرافات قیمتی با شکست مواجه می‌شوند. برای مثال دوشنبه سیاه در ۱۹۸۷، سقوط حباب فن‌آوری در سال ۲۰۰۰ و بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ اعتبار تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی استاندارد، فرضیه بازار کارا و ... را مورد تردید قرار داد؛ بنابراین همان‌گونه که توسط شیلر[4] بیان شد، یکی از دلایل بزرگ نوسان قیمت سهام تصمیم‌گیری غیرعقلایی در سرمایه‌گذاری به جای تغییر در ارزش بنیادی شرکت‌ها است (Shiller, 1987).

---

1. Black-Scholes option pricing formula.
2. Capital Asset Pricing Model.
3. Fama-French multi-factor model.
4. Shiller, R.

مقاله آماده انتشار

اخیراً موضوع احساس به مرکز توجه بسیاری از تحقیقات مرتبط با قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی بدل شده است. تحقیقات نشان می‌دهد که تغییر در احساسات می‌تواند حرکات کوتاه‌مدت در قیمت دارایی‌ها و سهم ها را بهتر از هر عامل بنیادی دیگر توضیح دهد. برخی از مطالعات اخیر نشان داده‌اند که با استفاده از اطلاعاتی در مورد احساس سرمایه-گذار می توان بازدهی سهام را پیش‌بینی کرد (Cohen & Frazzini, 2008; Glushkov & Bardos, 2012; Lutz, 2015; Rashid, et al, 2017 & Schmeling, 2009)). طرفداران قیمت‌گذاری دارایی رفتاری تأکید می‌کنند که قیمت دارایی، احساسات را منعکس می‌کند و به این به معنای باورهای غلط در مورد جریان نقدی آتی و ریسک‌های سرمایه‌گذاری است (Baker and Wurgler, 2007).

یکی از مهم‌ترین رویکردهای قیمت‌گذاری دارایی، الگوی قیمت‌گذاری دارایی بر اساس عامل تنزیل تصادفی[1] است، که در یک چارچوب کلی و ترکیبی از مباحث اقتصاد کلان، مالی و ریاضیات می‌توان اکثر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی را از آن استخراج کرد. این الگوی قیمت‌گذاری دارایی بر اساس یک مفهوم عامل تنزیل تصادفی ایجاد شده است (Foldes, 2000; Cochrane, 2000). این مفهوم بسیار حائز اهمیت است و بر اساس آن عامل تنزیل تصادفی، مدل‌های قیمت‌گذاری متفاوتی از جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف[2] و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف تعدیل شده از جمله sCCAPM، HCCAPM، ICCAPM و... ایجاد شده است. به عنوان مثال اگر عامل تنزیل تصادفی به صورت یک ارتباط خطی با بازده بازار در نظر گرفته شود، می‌توان در این الگو، مدل قیمت‌گذاری دارایی[3]را استخراج نمود، حال اگر عامل تنزیل تصادفی به عنوان نرخ نهایی جانشینی مصرف در نظر گرفته شود، می‌توان مدل CCAPM را استخراج کرد. شفرین با وارد کردن احساس بازار به عنوان عامل تنزیل تصادفی، توانسته است مدل SDF رفتاری را استخراج نماید. مهم‌ترین بحثی که در SDF رفتاری وجود دارد این است که با وجود احساس، سرمایه‌گذاران دچار خطا می‌شوند و تا زمانیکه که در بازار احساس وجود دارد قیمت سهم ها برابر با قیمت ذاتی اشان نیست و یا قیمت ها فراتر از ارزش ذاتی شان هست و یا کمتر و این تأثیر زیادی روی قیمت‌گذاری دارایی داشته و سبب می‌شود که

---

1. Stochastic Discount Factor (SDF).
2. Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM).
3. CAPM.

نمودار SDF رفتاری نوسانی باشد و دلیل آن این است که افراد سرمایه‌گذار رفتار توده‌وار یا بیش‌ازحد خوش‌بینی و بدبینی به بازار دارند (Shefrin, 2008).

هدف اصلی این مقاله، پاسخ به این پرسش است که SDF تجربی در بورس اوراق بهادر ایران سنتی یا رفتاری است، همچنان که برآوردهای تجربی از SDF در دنیا نشان می‌دهد که نوسانی است (Sahalia & Lo, 2000). همچنین شرایطی را در نتایج مدل های قیمت گذاری و استخراج نمودارها مهیا نماییم که بتوانیم حقایق مهمی را با اضافه کردن عامل حجم معاملات و احساس، در مورد نوسانات بازار دارایی و شناسایی حباب های بازار بدست آوریم و اینکه چه زمانی قیمت سهم ها فراتر یا کمتر از ارزش ذاتی اشان هست، بدست آوریم که با کنترل احساس اقتصاد ایران کمتر دچار بحران های مالی همچون سقوط بورس در مرداد ۱۳۹۹شود و اینکه کدام مدل، تبیین بهتری از رفتار سرمایه‌گذاران ارائه می کند.

به منظور انجام تحلیل تجربی، از معادلات اولر استخراجی، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] و داده‌های بازدهی فصلی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۹۹-۱۳۹۰ استفاده شده است.

## ۲.مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سنتی نیازمند داشتن بازارهای سهام کارا و انتظارات همگن در خصوص کارگزاران اقتصادی است، بنابراین دقت مدل CAPM در پیش‌بینی بازدهی مورد تردید است (Berk & Van Binsbergen, 2016). به دلیل اثر احساسات، سرمایه گذاران نرمال همیشه در موقعیتی نیستند که از استراتژی‌های عقلایی حداکثرسازی سود پیروی کنند. کوپر و پریستلی[2](۲۰۱۳) به نقش عوامل رفتاری در قیمت‌گذاری دارایی‌ها اشاره می‌کنند. آنها بحث می‌کنند که عامل احساس به صورت معناداری قدرت پیش‌بینی دارد. با این اوصاف مطابق با استاتمن[3](۲۰۱۴)، مدل قیمت‌گذاری دارایی رفتاری[4] سه عامل ریسک را به عنوان انعکاسی از تعصبات انسانی در برمی‌گیرد. سرمایه‌گذاران در مورد سهامی که ارزش جاری (بازاری) بالایی دارند بیش از حد خوش‌بین و مطمئن می‌شوند( Finter, et al, 2012).

---

1. Generalized Method of Moments (GMM).
2. Cooper, I. & Priestley, R.
3. Statman, M.
4. Behavioral Asset Pricing Model (BAPM).

سرمایه‌گذاران اعتقادات و باورهای خود را در مورد بازدهی آتی سهام با برون‌یابی بازدهی‌های گذشته، مدل‌سازی می‌کنند(Barberis, et al, 2015). بنابراین سهامی که بیش از حد ارزش‌گذاری می‌شوند بازدهی کمتری در مقایسه با سهامی که کمتر از حد ارزش-گذاری می‌شوند به دست می‌آورند (Statman, 2014). هر چه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران بیشتر باشد، واکنش‌های محتاطانه در مورد اطلاعات جدید بیشتر و در نتیجه مکانیسم تعدیل قیمت دچار تأخیر می‌شود (Chen, et al, 2016).

بوندت و ثالر[1] برگشت‌های بلندمدت را در حمایت از فرضیه واکنش بیش از حد[2] مورد بررسی قرار دادند (Bondt & Thaler, 1985). آنها بیان کردند که سرمایه‌گذاران احتمالاً به رخدادها و خبرهای غیرمنتظره و بد واکنش بیش از حد نشان خواهند داد. این موضوع می‌توان به عنوان دلیلی از اثر حرکت[3] در بازدهی‌های سهامی باشد که واکنش بیش از حد نشان می‌دهند (Byun, et al, 2016). سهام برنده همچنان بازدهی بیشتری نسبت به سهام بازنده دارد (Jegadeesh & Titman, 2001). استراتژی حرکت فرصتی را برای سرمایه گذار مطلع به منظور تجمیع و انباشت بازدهی‌های اضافی با اتخاذ موقعیت خرید بر روی سهام برنده فراهم می‌کند. اثر حرکت به دلیل اعتمادبه‌نفس بیش از حد افراد وجود دارد(Barberis, et al, 1998) و (Daniel, et al, 1998 ). نقدینگی بیشتر بازار یا مبادله بالاتر نشان‌دهنده شیوع انحرافات رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار است ( Harrison & Stein, 2007) و (Chan, et al, 2000).

برخی از محققان دارای این دیدگاه می‌باشند که احساس سرمایه‌گذار نه‌تنها وجود دیگر عوامل ریسک مانند اندازه، ارزش و حرکت را توضیح می‌دهد، بلکه همچنین به صورت مستقیم بر بازدهی‌های سهام مؤثر است و یکی از تعیین‌کننده‌های اصلی در توضیح رابطه ریسک-بازدهی است. استاتمن[4] بیان کرد که سرمایه‌گذاران، سهام را به صورت سهام شرکت‌های خوب (بزرگ) و بد (کوچک) طبقه‌بندی می‌کنند (Statman, 2014). آنها از قیمت بازاری سهام بد ناامید می‌شوند و از دنبال‌روی اجتماعی پیروی می‌کنند ( Statman, et al, 2008). اوهل[5] بیان کرد که انحرافات رفتاری می‌تواند فرآیند تعدیل بازار را تغییر

---

1. Bondt, W. & Thaler, R.
2. Overreaction Hypothesis.
3. Momentum Effect.
4. Statman.
5. Uhl, M.

دهد. همچنین موج احساس می‌تواند سهام را در بازارها کم‌ارزش جلوه دهد (Uhl, 2014). بنابراین سهام‌ها لزوماً همیشه و به صورت هم‌زمان و کامل همه اطلاعات را به صورت عمومی منعکس نمی‌کنند (Shefrin, 2015). همراه با عقلانیت محدود، سرمایه‌گذاران از مشکل اعتمادبه‌نفس بیش از حد رنج می‌برند (Zhang, 2008).

وراردو[1] بررسی کرد که اعتقادات و باورهای ناهمگن سرمایه‌گذاران منجر به اثر حرکتی اشتباه می‌شود (Verardo, 2009). به منظور شناسایی فرصت‌های ایجاد پول، لازم است مکانیسم قیمت‌گذاری وجود داشته باشد که دربرگیرنده احساس سرمایه‌گذار است ( Schaul, 2013). نوسانات در احساس می‌تواند قیمت‌گذاری را منحرف کند و اثر معکوسی بر روی بازدهی در دوره‌های بعدی برجای گذارد. رابطه بازدهی- احساس در مورد سهام‌های ریسکی و امن متفاوت است. بازدهی‌های سهام، برای سهام ریسکی احتمالاً بیشتر وابسته به شوک‌های احساسی است (Watanabe, and et al, 2013).

رویکرد رفتاری یکپارچه برای قیمت‌گذاری دارایی نیازمند تعریفی عمومی از احساس است که کاملاً مشخص و قابل اندازه‌گیری باشد و همچنین اثرات آن بر روی قیمت‌های بازار و صرف ریسک قابل شناسایی باشد. در زیر برخی از معیارهای اندازه‌گیری شاخص احساس آورده شده است.

فیشر و استیتمن[2] و چاروئن راک[3] از شاخص اعتماد مصرف‌کننده برای اندازه‌گیری شاخص احساس در کل اقتصاد استفاده کردند (Fisher & Statman, 2003) و(Charoenrook,2003). همچنین در بازار سرمایه دنیس و مای هیو[4] از نسبت اختیار فروش به خرید،[5] گاپ[6]، راندال و همکاران[7] از موقعیت‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازخرید صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، لشگری[8] از شاخص اعتماد بارون[9] استفاده کردند (Dennis & Mayhew, 2002)، (Gup, 1973) ، ( Randall et

---

1. Verardo, M.
2. Fisher, K. & Statman, M.
3. A. Charoenrook, A.
4. Dennis, P. and Mayhew, S.
5. Put/Call.
6. Gup.
7. Randall.
8. Lashgari, M.
9. Barron.

مقاله آماده انتشار

al, 2003) و (Lashgari, 2009). بیکر و وارگلر (۲۰۰۶) از شاخص‌های صرف نوسانات[۱] و گردش مالی بازار[۲] استفاده کردند. به همین ترتیب بیکر و استین[۳] از نقدینگی بازار به عنوان شاخص احساس استفاده کردند (Baker & Stein, 2004 ).

انگل و روزنبرگ[۴] به تخمین کرنل قیمت‌گذاری[۵] پرداخته و یک مدل نوسانی تصادفی برای روند بازدهی S&P 500 به دست می‌آورند (Rosenberg, and Engle, 2002). اندرسون و همکاران[۶] به بررسی رابطه باورهای ناهمگن بر بازده پرداخته و این کار را در قالب الگوی SDF انجام داده‌اند و الگوی CCAPM با فرض وجود احساسات تعدیل می‌کنند (Anderson, et al, 2006).

باربارِیس[۷] رویکردهای مالی رفتاری را برای درک قیمت دارایی و حجم معاملات، با تاکید ویژه بر سه نوع مدل تشریح می کند: ۱.مدل‌های مبتنی بر برون‌یابی[۸]۲. مدل‌های باورهای بیش از حد اعتماد به نفس[۹]۳. مدل‌های مطلوبیت سود و زیان گرفته شده از نظریه چشم انداز[۱۰]. و از دید وی تحقیقات تا به امروز نشان می دهد که با چند فرض ساده در مورد روانشناسی سرمایه گذار می توان طیف گسترده ای از حقایق را در مورد قیمت ها و حجم دارایی ها را به تصویر کشاند (Barberis, 2018).

شفرین بیان می‌کند که قیمت‌های دارایی، احساس را منعکس و تفاوت بین مالی رفتاری و سنتی را در قالب یک قضیه و الگوی SDF تشریح می‌کند (Shefrin, 2007). کیم و همکاران[۱۱] چندین تخمین زننده‌ی بزرگ نمونه را در قالب الگوی SDF برای قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسکی پیشنهاد داده‌اند (Kim et al, 2017). مایو و سیلوا[۱۲] نقش متغیرهای پولی کلان اقتصادی در مدل CCAPM تعدیل شده بررسی و از طریق تخمینِ معادلات اولر

---

[1] volatility premium
[2] market turnover
[3]. Baker, M. & Stein, J.
[4]. Rosenberg, & Engle.
[5]. Empirical Pricing Kernels (EPK).
[6]. Anderson.
[7] Barberis, N.
[8] extrapolation
[9] overconfident beliefs
[10] prospect theory
[11]. Kim.
[12]. Maio, P. & Silva, A.

مقاله آماده انتشار

در قالب الگوی SDF به تخمین ضرایب و نتیجه می‌گیرند که چنین مدلی اساساً خطاهای قیمت‌گذاری کمتری، نسبت CCAPM دارد (Maio & Silva, 2020).

طالبلو و شیخی (۱۳۹۶) آزمون الگوی قیمت گذاری دارایی CAPM و APT را برای شرکت های بخش شیمیایی و پتروشیمی انجام داده اند و همچنین طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از آزمون GRS به اعتبار سنجی مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای و مدل سه عامله فاما و فرنچ پرداخته اند. طلا کش نایینی و همکاران (۱۴۰۱) نشان می‌دهند در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای، روش عامل تنزیل تصادفی، کارایی بیشتر و پایداری کمتری نسبت به روش بتا دارد.

در ایران تا به حال تحقیقی روی موضوع SDF رفتاری انجام نشده است و فقط چند مطالعه با رویکرد مدل‌های SDF سنتی انجام شده است و از این جهت این موضوع جدید است، همچنین ازآنجایی‌که که احساسات نقش بسیار مهمی را در این بازار ایفا می‌کند می‌توان با در نظر گرفتن احساسات، تبیین بهتری از رفتار سرمایه‌گذاران، قیمت ذاتی دارایی‌ها و شناسایی دقیقی از حباب ها در بازار سرمایه داشت.

## ۳. روش و تصریح مدل

### ۳-۱. الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

طبق بیان کوکران[1]، هر مدل قیمت‌گذاری دارایی به صورت رابطه $P = E(Mx)$ قابل بیان است (Cochrane, 2000). در این رابطه، P، نشان‌دهنده قیمت دارایی، M، عامل تنزیل تصادفی[2] و x، بازدهی دارایی است. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی برمی‌گردد. حال با توجه به نوع تابع ترجیحات می‌توان تغییراتی در عامل تنزیل تصادفی ایجاد کرد، که این تغییرات منجر به تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها خواهد شد. ما در اینجا مدل CCAPM را به عنوان نماینده مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در نظر می‌گیریم. طبق مدل CCAPM، هرچند بازدهی انتظاری می‌تواند در طول زمان و بین دارایی‌ها تغییر می‌کند، اما بازده‌های تنزیلی باید همیشه برای هر دارایی یکسان و برابر یک باشد و این مطلب به صورت زیر قابل بیان است:[3]

---

[1] Cochrane, *J.*

[2] SDF.

[3]. اثبات جبری کامل این قسمت در کتاب قیمت‌گذاری دارایی‌ها نوشته کوکران (۲۰۰۰) می‌باشد.

$$1 = E_t(M_{t+1}R_{i.t+1}) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، $R_{i.t+1}$ بازده دارایی iام و $M_{t+1}$ عامل تنزیل تصادفی است که با عنوان کرنل قیمت‌گذاری شناخته می‌شود. در این مدل، عامل تنزیل تصادفی برابر با نرخ نهایی جانشینی مصرف بین دوره‌ای(I ای)[1] است. هر مدل قیمت‌گذاری دارایی یک کرنل قیمت‌گذاری یا عامل تنزیل تصادفی منحصربه‌فرد دارد و عملکرد مدل‌های مذکور را می‌توان با ایجاد معادلات ایولر مربوطه با توجه به این عامل تنزیل، با هم مقایسه کرد. برای استخراج عامل تنزیل تصادفی در مدل CCAPM پایه، ابتدا تابع مطلوبیت نمایی جمع‌پذیر به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(C.\eta) = \frac{C^{1-\eta}}{1-\eta} \quad , 0<\eta<\infty \qquad (۲$$

در تابع مطلوبیت فوق (رابطه ۲)، پارامتر $\boldsymbol{\eta}$، انحنای تابع مطلوبیت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر $\boldsymbol{\eta}$ برابر یک باشد، تابع مطلوبیت به صورت لگاریتمی درخواهد آمد. علاوه بر این $\boldsymbol{\eta}$ ضریب ریسک گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای است. مصرف‌کننده مطلوبیت کل دوره را طبق رابطه زیر به حداکثر می‌رسانند:

$$\mathrm{E}_0\{\sum_{t=0}^{\infty}\delta^t U(C_t)\} \quad .0 < \delta < 1 \qquad (۳)$$

با توجه به تابع مطلوبیت در رابطه (۲) می‌توان نتیجه گرفت مصرف‌کننده حل مسئله زیر را پیش رو خواهد داشت:

$$Max c_t E_t\left\{\sum_{j=0}^{\infty}\delta^j\left(\frac{C_{t+j}^{1-\eta}}{1-\eta}\right)\right\} . \quad 0 < \delta < 1 \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، C، مصرف سرانه، $\delta$عامل تنزیل ذهنی زمان (که تفاوت مطلوبیت حاصل از مصرف در زمان‌های مختلف برای افراد را تبیین می‌کند) و E عملگر انتظارات شرطی است. در مورد عامل تنزیل ذهنی زمان می‌توان گفت که اگر $\delta$ کوچک باشد، افراد بسیار ناشکیبا هستند و افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند. مطلوبیت از نوع تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت[2] در نظر گرفته شده است و طبق تعریف، برای به دست آوردن عامل تنزیل تصادفی می‌توان از رابطه زیر کمک گرفت:

$$M = \delta\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \qquad (۵)$$

---

[1]. Intemporal Marginal Rate of Substitution (IMRS).
[2]. Constant Relative Risk Aversion (CRRA).

در رابطه فوق، $U'(C_{t+1})$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره آتی و $U'(C_t)$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره کنونی است. با دنبال کردن فرایند بهینه یابی رفتار مصرف‌کنندگان در این حالت کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \delta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\eta} \qquad (۶)$$

با قرار دادن کرنل قیمت‌گذاری در رابطه اویلر (۱)، می‌توان پارامترهای مدل را تخمین زد.

### ۳-۲. الگوی رفتاری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

شفرین در سال (۲۰۰۸) با چاپ کتابی تحت عنوان «قیمت‌گذاری دارایی با رویکرد رفتاری»[1] سه پیام مهم را در بحث مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مطرح نمود.

پیام اول: به‌طورکلی مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی بر پایه‌ی رویکرد عقلایی می‌باشند و فرض می‌کنند که سرمایه‌گذاران دچار خطا نمی‌شوند و همه افراد انتظارات همگن دارند. در این رویکرد سرمایه‌گذار نماینده به سرمایه‌گذاری تبدیل شود که هیچ شباهتی به سرمایه‌گذاران موجود در بازار نداشته باشد که در رویکرد وی این‌چنین نیست.

پیام دوم: نظریه‌پردازان قیمت‌گذاری دارایی رفتاری با هدف طراحی مدل‌هایی که نتایج آنها با الگوهای تجربی همخوان و سازگار است، ویژگی‌های رفتاری را دست‌چین و انتخاب می‌کنند و این رویکرد موجب شده یک نظریه‌ی عمومی قیمت‌گذاری دارایی ایجاد نشود، به همین دلیل وی یک رویکرد عمومی نسبت به قیمت‌گذاری دارایی در چارچوب الگوی[2] ارائه کرد.

پیام سوم: واژه احساس در سطح سرمایه‌گذار فردی و یا در سطح بازار به معنای خطا است. غالباً نظریه‌پردازان قیمت‌گذاری دارایی رفتاری احساس را به عنوان یک متغیر اسکالر تعریف می‌کنند که خروجی مدل‌های آنها این می‌شود که احساسات بازار فقط به عنوان یک خوش‌بینی افراطی یا فقط به عنوان یک بدبینی افراطی تلقی شود. در مجموع احساس را باید به عنوان توزیع و یک فرآیند تصادفی تلقی کرد که این موضوع در SDF نوسانی نمود یافته است که ترکیب خوش‌بینی و بدبینی در فواصل زمانی مختلف است. همچنین میزان تأثیر فرآیند خطای سرمایه‌گذار انفرادی بر احساسات بازار به عواملی نظیر حجم معاملات

---

[1]. Behavioral Approach to Asset Pricing.
[2]. SDF.

مقاله آماده انتشار

سرمایه‌گذار بستگی دارد که یکی از پژوهشگران به نام لینتنر[1] این موضوع را مورد تأکید قرار داده است (Lintner, 1969).

هنگامی که احساس بازار صفر است قیمت‌ها کارا می‌باشند، البته عکس این حالت نیز صادق است. در واقع یک SDF نوسانی بیانگر مؤلفه‌ی احساس است. همچنین رفتاری بودن SDF به معنای آن است که برای تعیین قیمت‌ها، نیروهای روان‌شناختی به همراه نیروهای بنیادین به کار گرفته می‌شوند. احساسات درجه بیش‌ازحد خوش‌بینی و بدبینی را در میان سرمایه‌گذاران اندازه‌گیری می‌کند. باورهای ناهمگن الگوهای ساده را ایجاد می‌کنند که این الگوها در شکل تابع احساسات نمود می‌یابند.

شفرین این کار را در قالب یک قضیه تجزیه از طریق log- SDF انجام می‌دهد. قضیه این است که log- SDF مجموع اجزای بنیادی و احساسات $\Lambda$ است. متغیرهای بنیادین که در SDF وارد می‌شوند عبارت‌اند از رشد مصرف کل g، ضریب ریسک‌گریزی نسبی بازار $\gamma_M$ و عامل تنزیل زمانی بازار $\delta_M$. به‌طور رسمی، معادله مربوط به Log-SDF و رفتار بازار به صورت زیر می‌باشد:

$$\mathrm{LN(M)} = \mathrm{LN}\,(\delta_M) - \gamma_M\,\mathrm{LN}(g) + \Lambda \qquad (۷)$$

در چارچوب کلاسیک سنتی، احساسات بازار صفر است و $\mathrm{Ln(m)}$ برابر است با: $-\ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g)$ (Shefrin, 2008).

در شکل شماره (۱) تابع SDF سنتی بر اساس اصول بنیادی و تابع SDF رفتاری ترسیم شده است. تفاوت بین SDF سنتی و SDF رفتاری به‌طور مؤثر حالت قیمت‌گذاری نادرست بازار و احساس را منعکس می‌کند. هنگامی‌که SDF رفتاری با سطح SDF سنتی برخورد کند قیمت‌ها کارا است و احساس برابر صفر است و اگرSDF رفتاری بالاتر از SDF سنتی باشد یعنی افراد به بازار خوش‌بین بودند و اگر پایین‌تر باشد یعنی در آن دوره افراد به بازار بدبین بودند.

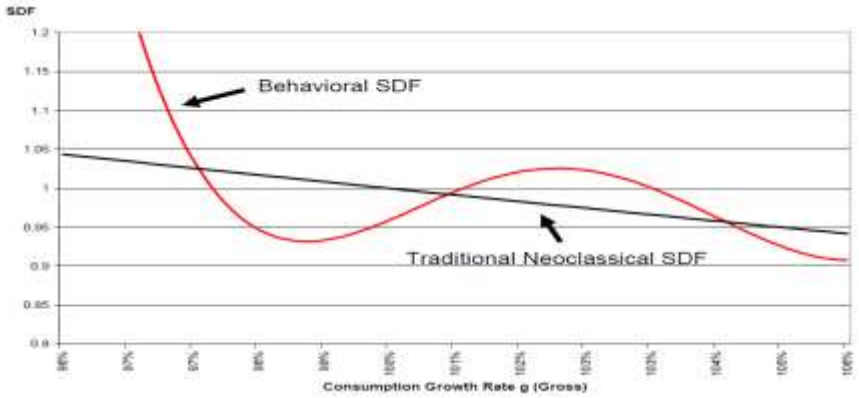
با استفاده از داده‌های اختیارات، آتسالیها و لوو[2] و روزنبرگ و انگل[3] SDF تجربی را تخمین زدند (Sahalia & Lo, 2000). در هر دو مقاله SDF تجربی شکل رفتاری مشابه نمودار (۱) را از خود به جای گذاشته است. مقاله روزنبرگ و انگل به این دلیل جالب است که یافته‌های

---

1. Lintner.
2. Sahalia & Lo.
3. Rosenberg & Engle.

تجربی آنها نشان می‌دهد که SDF رفتاری است[1] و همانطور که از نمودار (۱) معلوم است، SDF رفتاری شمای تصویری از معادله (۷) می‌باشد.

**نمودار ۱. مقایسه SDF رفتاری و SDF سنتی (Shefrin, 2008 )**




### ۳-۳. استخراج SDF رفتاری و سنتی (کلاسیک)

برای استخراج مدل قیمت‌گذاری دارایی SDF رفتاری و SDF سنتی از جمع‌بندی مدل‌های لوکاس[2]، بریدن[3]، شفرین[4]، وانگ[5]، مایو و سیلوا[6] و... استفاده شده است که باید احساس را به تابع مطلوبیت اضافه کرد. فرض کنید که فردی دارای تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت باشد به‌طوری‌که تابع مطلوبیت وی از نوع تابع کاب داگلاس به صورت زیر تعریف شود:

$$U(C_{T+1}\ Se_{t+1}) = \frac{(C_t^{1-\epsilon}\ \ Se_t^{\in})^{1-\gamma}}{1-\gamma} \qquad (۸)$$

که C نشان‌دهنده مصرف، Se شاخص احساس و $\gamma$ ضریب ریسک گریزی و $\in$ سهم احساس در مطلوبیت (درجه خوش‌بینی و بدبینی) است. چنانچه $\in$ در معادله (۸) صفر در نظر بگیریم، به تابع مطلوبیت توانی استاندارد می‌رسیم که مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) برای تشریح معمای

---

[1]. شفرین (۲۰۰۵) خوشه‌های خوش‌بینی و خوشه‌های بدبینی را در انتظارات سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌دهد. این‌گونه دسته‌بندی‌ها با توابع احساسات بازار و شواهد تجربی SDF هم‌خوانی دارد.

[2]. Lucas, 1987.
[3]. Breeden, 1979.
[4]. Shefrin.
[5]. Wang, 2013.
[6]. Maio & Silva.

مقاله آماده انتشار

صرف سهام از آن استفاده کردند. ثروت مصرف‌کننده ترکیبی از دارایی‌های ریسکی و غیرریسکی هست و قید بودجه در طول زمان‌های مختلف به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$W_{t+1} = R_{\omega.T+1}(W_t - C_t) \quad (۹)$$

$$R_{\omega.t+1} = \sum_{i=1}^{N} \omega_{i.t} \left(R_{i.t+1} - R_{r.t+1}\right) + R_{r.t+1} \quad (۱۰)$$

$W_{t+1}$ نشان‌دهنده کل ثروت واقعی در دوره t+1، $R_{\omega.T+1}$ بازدهی ناخالص واقعی کل ثروت، $W_t$ وزن پرتفوی متناظر با دارایی ریسکی i، $R_{i.t+1}$ بازده ناخالص دارایی واقعی دارایی i و $R_{r.t+1}$ نرخ بازدهی ناخالص واقعی دارایی بدون ریسک از زمان $t$ تا $t+1$ است، ازاین‌رو، به منظور استخراج SDF، مسئله فوق را در قالب برنامه‌ریزی پویا به صورت زیر مطرح کرد:

$$\begin{cases} j(W_t) = Max_{C_t.Se_t\{w_{i.t}\}_{i+1}^{N}} \{U(C_t.Se_t) + \delta E_t(jW_{t+1})\} \\ \text{مقید: } (9) + (10) \end{cases} \quad (۱۱)$$

$\delta$ عامل تنزیل ذهنی زمانی است. شرط مرتبه اول نسبت به $Se_t.C_t$ عبارت است از:

$$U_c(C_t.Se_t) = \delta E_t[j(W_{t+1})R_{w.t+1}] \quad (۱۲)$$

$$U_{Se}(C_t.Se_t) = \delta E[j(W_{t+1})R_{w.t+1}] \quad (۱۳)$$

شرط مرتبه اول نسبت به وزن پرتفوی دارایی یا $W_{i.t}$ عبارت است از :

$$\delta E_t[J_w(W_{t+1})(W_t - C_t)(R_{i.t+1} - R_{r.t+1})] = 0 \quad (۱۴)$$

با به‌کارگیری تئوری پوش روی معادله (۱۱) و استفاده از شرط مرتبه اول (۱۲) تا ۱۴ می‌توان $J_W(W_t)$ را به صورت زیر نوشت:

$$J_W(W_t) = \delta E[J_W(W_{t+1})R_{w.t+1}]$$
$$J_W(W_t) = U_C(C_t.Se_t) \quad (۱۵)$$

با به‌روزرسانی (۱۵) برای t+1 و جایگذاری نتایج در (۱۳)، معادله اولر برای بازدهی کل به صورت زیر (۱۶) به دست می‌آید:

$$1 = E_t\left[\delta \frac{U_C(C_{T+1}.Se_{t+1})}{U_C(C_T.Se_t)} R_{W.t+1}\right] \quad (۱۶)$$

که (۱۶) دلالت بر این دارد که SDF برابر است با :

$$M_{t+1} = \frac{U_C(C_{T+1}.Se_{t+1})}{U_C(C_T.Se_t)} \quad (۱۷)$$

مقاله آماده انتشار

با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت (۸) و رابطه (۱۷) به عامل تنزیل تصادفی SDF به صورت (۱۸) می‌رسیم:

$$M_{t+1} = \delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-1} \left(\frac{Se_{t+1}}{Se_t}\right)^{\varepsilon(1-\gamma)} \quad (۱۸)$$

ازاین‌رو معادله گشتاوری برای بازدهی اضافی روی i مین دارایی ریسکی، به صورت زیر خواهد بود:

$$E_t \left[ \delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-1} \left(\frac{Se_{t+1}}{Se_t}\right)^{\varepsilon(1-\gamma)} R^e_{i.\ t+1} \right] = 1 \quad (۱۹)$$

اگر $\epsilon = 0$ باشد به مدل CCAPM می‌رسیم :

$$E_t \left[ \delta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(-\gamma)} R^e_{i.\ t+1} \right] = 1 \quad (۲۰)$$

بنابراین log-SDF رفتاری و سنتی به صورت زیر خواهد بود:

رفتاری $SDF: \ln m = ln\delta + \big((1-\epsilon)(1-\gamma)-1\big)lng + \epsilon(1-\gamma)\Lambda$ (۲۱)

$$g = \frac{C_{t+1}}{C_t} \qquad \Lambda = ln\frac{Se_{t+1}}{Se_t}$$

سنتی SDF $: ln\delta + (-\gamma)lng$ (۲۲)

## ۳-٤. متغیر جایگزین شاخص احساس (گردش مالی بازار)

در ادبیات مالی رفتاری، گردش مالی بازار به عنوان یکی از مهم‌ترین و بهترین روش‌ها برای اندازه‌گیری احساس در بازار سرمایه در نظر گرفته می‌شود (Baker & Baker, et al, 2012 & Estein, 2004). بیکر و ورگلر فرض کردند که گردش مالی اختلاف نظر و عقیده را در بین سرمایه‌گذاران در زمان‌های متفاوت نشان می‌دهد. گردش مالی بالا (پایین) نشان‌دهنده مثبت (منفی) بودن رفتار سرمایه‌گذار است (Baker & Wurgler, 2007). رفتارهای خوش‌بینانه و بدبینانه سرمایه‌گذاران بر نقدینگی سهام موثر است. در ادبیات، نقدینگی بازاری یا حجم مبادله بالا به عنوان نمادی از ارزش بیش از حد سهام در نظرگرفته می‌شود ( Baker & Estein, 2004). در بازاری با محدودیت فروش استقراضی، سرمایه‌گذاران جزئی و خرد تنها در صورتی حاضر به مشارکت در بازار هستند که نسبت به آینده خوشبین باشند. در نتیجه حجم مبادله افزایش می‌یابد. (Finter, et al, 2012). گردش مالی می‌تواند به عنوان معیاری از غیرعقلایی بودن نیز در نظر گرفته شود. نقدینگی بالاتر واکنش بیش از حد

سرمایه‌گذاران و در نتیجه ارزش‌گذاری بیش از حد را نشان می‌دهد (Baker & Wurgler, 2006). بیکر و همکاران از گردش مالی به عنوان یک متغیر جایگزین احساس استفاده کردند و با گرفتن لگاریتم طبیعی نسبت حجم به سرمایه، آن را کمی کردند (رابطه (۲۳)) (Baker et al, 2012).

$$TURN_{jt} = ln\left[\frac{\sum_i^N Vol_{ijt}}{\sum_i^N Cap_{iit}}\right] \qquad (۲۳)$$

در رابطه (۷)، Vol نشان‌دهنده حجم و Cap سرمایه است. همچنین i معرف تعداد بنگاه‌ها در صنعت jام و t نشان‌دهنده تعداد دوره‌ها است. Vol تعداد برگه‌های سهمی است که در بازار اوراق بهادار در طول یک دوره زمانی مشخص مبادله می‌شود. حجم مبادله بالا شاخصی از واکنش بیش از حد مبادله‌کنندگان است. هونگ و استین[1] نشان دادند که حجم بالا به عنوان یک علامت از وجود انحراف و تورش و در نتیجه احساس حکایت دارد که در تصمیمات سرمایه‌گذار به منظور مبادله موثر است (Hong & Stein, 2007).

به طور کلی به دلایل زیر از این روش شاخص احساس گردش مالی برای اندازه‌گیری شاخص احساس استفاده شده است(طالبلو و همکاران، ۱۴۰۱):

۱- این روش تا حدودی جمع‌بندی تمامی روش‌های غیرمستقیم است. هر چقدر در بازار حجم معاملات افزایش یابد درجه خوش‌بینی بیشتر می‌شود و برعکس، هرچقدر اختلاف ارزش بازاری نسبت به ارزش دفتری و ذاتی افزایش یابد، افراد بیش از حد به بازار خوش بین هستند و برعکس.

۲- این روش به لحاظ نظری و علمی از اعتبار لازم برخوردار است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به مقالات بیکر و استین (۲۰۰۴)، بیکر و روگلر (۲۰۰۶)، هانگ و استین (۲۰۰۷)، بیکر و روگلر (۲۰۰۷)، فینتر و همکاران[2] (۲۰۱۲)، شفرین[3] (۲۰۱۴) و... اشاره کرد.

۳- امکان تخمین این روش برای همه سهم‌ها و گروه‌های بازار وجود دارد.

---

[1] Hong, H. & Stein, J.
[2] Finter, P., et al.
[3] Shefrin, H.

مقاله آماده انتشار

## ٤. یافته ها

### ٤-١. داده‌های پژوهش و بررسی مانایی متغیرها

بورس اوراق بهادار تهران بعد از بازگشایی در سال ۱۳۶۸ در دوره فعالیت خود دچار فراز و فرودهایی بوده است، که نوسانات عموماً ذات بازار تلقی شده و نشان دهنده اتفاقات رخ داده در بازار میباشد. اما گاهی در بازار واکنشهای شدیدی خارج از انتظار بروز میدهد. شاید بتوان سقوط بازار سهام در سال های ۱۳۷۵، ۱۳۸۳، ۱۳۸۷، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۹ را از این موارد نام برد. در این سالها، قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بارها دچار حباب شده است. بخشی از حباب قیمت بورس اوراق بهادار تهران، ناشی از شوکهای احساسی[1] و رفتارهای احساسی سرمایه گذاران است. بنابراین اندازه گیری دقیق و بررسی میزان تأثیر احساسات به عنوان یک عامل ریسک بر روی قیمت سهام در بازار سرمایه از اهمیت خاصی در حرکت کلی بازار سرمایه برخوردار است.

در این پژوهش باهدف کمی سازی علمی تأثیر احساسات بر قیمت سهام و تخمین معادلات اویلر مربوطه، از دادههای فصلی مربوط به دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است، که از وب سایت بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است. داده‌های کلان شامل هزینه مصرف بخش خصوصی، حجم پول، نرخ ارز بازار آزاد، حجم سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها و موسسات اعتباری و قیمت انس طلا می‌باشد.

در این نمونه داده‌های بورسی ابتدا ۱۸ گروه بورسی شامل ۱۳۰ سهم بود که در نهایت با توجه نبود همه داده‌ها در دوره زمانی مورد نظر (به عنوان مثال شرکتی در سال ۱۳۹۵ عرضه شده است)، به ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ نماد مختلف بورسی در قالب جدول زیر تبدیل شد و در این نمونه سعی شده از هر گروه بورسی نمادهای مختلفی با حساسیت (نوسان) بالا و حساسیت (نوسان) پایین و سهام برنده و سهام بازنده انتخاب شود.

قیمت سهام به صورت روزانه و بر اساس قیمت پایانی آن روز از سایت بورس دریافت شده است و میانگین بازده فصلی برای تمامی نمادهای نمونه مورد نظر محاسبه شده است و در نهایت دو داده میانگین بازده فصلی شاخص کل بورس و میانگین بازده فصلی نمادهای بورسی این نمونه در نظر گرفته شده است.

---

[1] Sentiment shock

مقاله آماده انتشار

در مورد داده احساس برای ۱۸ گروه بورسی، شاخص احساس گردش مالی بازار برای تک تک گروه‌ها محاسبه شده است و در نهایت میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار گروه‌های بورسی نمونه و میانگین شاخص احساس صرف نوسانات گروه‌های بورسی نمونه به عنوان متغیر در تخمین استفاده شده است.

**جدول ۱. گروه‌ها و نمادهای بورسی مورد استفاده در تحقیق**

| گروه‌های بورسی | نماد سهام‌ها | |
|---|---|---|
| | سهام باحساسیت بالا | سهام باحساسیت پایین |
| **قند و شکر** | قثابت | قزوین، قصفهان |
| **کاشی و سرامیک** | کترام، کپارس | کلوند |
| **لاستیک و پلاستیک** | پتایر | پکرمان |
| **ماشین آلات و تجهیزات** | تکشا، تکمبا | تایرا |
| **دستگاه‌های برقی** | بکاب، بکام | بترانس |
| **محصولات شیمیایی** | شلعاب، شسینا، شیران | شیراز، شفن،زاگرس |
| **کاغذ** | چکارن | چکاوه |
| **کانی‌های غیر فلزی** | کخاک، کسرا،کرازی | کهمدا، کساپا |
| **واسطه گری‌های مالی** | ولیز | ولساپا |
| **سرمایه‌گذاری** | وبیمه | وسپه |
| **سیمان** | سدور، سصفها | سهگمت، سپاها |
| **فراورده‌های نفتی** | شپنا، شبریز | ونفت |
| **فلزات** | وتوکا، فاسمین، فسرب | فولاد، فملی |
| **کانی‌های فلزی** | کاما، کبافق | ومعادن، کچاد، کگل |
| **بانک** | دی، وتجارت | وبملت، وپست، وبصادر |
| **حمل و نقل** | حکشتی | حتاید |
| **خودرو** | خودرو، خساپا، خپارس | خکار، خمهر، خشرق |
| **محصولات فلزی** | فاراک | فاما |

منبع: یافته‌های پژوهش

ازآنجایی‌که در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استفاده می‌شود لازم است که مانایی متغیرهای مورد استفاده مورد بررسی قرار گیرد. ازاین‌رو نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی فولر تعمیم یافته در جدول زیر ارائه شده است.

**جدول۲. نتایج بررسی مانایی متغیرهای تحقیق**

| علامت | نام متغیر | وضعیت | آماره ADF | prob |
|---|---|---|---|---|
| **Gcon** | نسبت مصرف دو دوره متوالی | با عرض از مبدا و روند | -۳/۵ | 0/0000 |
| **Gexch** | نسبت نرخ ارز دو دوره متوالی | با عرض از مبدا و روند | -۹/٦ | 0/0019 |
| **Ggold** | نسبت انس طلا دو دوره متوالی | با عرض از مبدا و روند | -٦/۳ | 0/0000 |
| **Ghesab** | نسبت حجم سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها و موسسات دو دوره متوالی | با عرض از مبدا و روند | -٤/١٤ | 0/0000 |
| **Gm** | نسبت حجم پول دو دوره متوالی | با عرض از مبدا و روند | -١٥/٥ | 0/0000 |
| **Gtnt** | نسبت میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار کل گروه‌های بورسی نمونه دو دوره متوالی | با عرض از مبدا و روند | -٥/٢ | 0/0308 |
| **Gvpt** | نسبت میانگین شاخص احساس صرف نوسانات کل گروه‌های بورسی نمونه دو دوره متوالی | با عرض از مبدا و روند | -٨/٢ | 0/0000 |
| **Gsks** | میانگین بازده فصلی شاخص کل بازار | با عرض از مبدا و روند | -٧/٥ | 0/0000 |
| **Grks** | میانگین بازده فصلی کل سهام‌های نمونه | با عرض از مبدا و روند | -٩/٨ | 0/0000 |

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر بحرانی جدول در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ به ترتیب عبارت‌اند از۴/۳-، ۳/۵- و ۳/۲- همان طور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد کلیه متغیرهای پژوهش در سطح معنادار ۵ درصد مانا می‌باشد، به‌طوری‌که آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مانایی متغیرها را تایید می‌کند.

## ۲-٤. برآورد ضرایب مدل با روش GMM

در این قسمت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته به برآورد پارامترهای معادله (۱۹) و (۲۰) پرداخته می‌شود. برای تخمین پارامترهای مدل، یک روش پذیرفته شده در ادبیات مصرف این است که از معادلات اویلر لگاریتمی- خطی[1] مصرف استفاده شده و پارامترها با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (ML) برآورد شود. معمولاً دو مشکل در رابطه با استفاده از این روش وجود دارد .یکی از مشکلاتی که این روش دارد این است که فرایند تصادفی مربوط به متغیرها که اصطلاحاً به آن توزیع شرطی متغیرهای استفاده شده در مدل، نیز می

[1] Log-linearized

گویند بایستی مشخص باشد که معمولا برای آن توزیع نرمال لگاریتمی[1] در نظر می گیرند، چنانچه این توزیع شرطی به درستی تصریح نشده باشد، پارامترهای تخمینی ممکن است ناسازگار و تورش دار باشند. دومین مسئله در مورد استفاده از این روش این است که در اغلب موارد لازم است که از یک تکنیک بهینه سازی مقید استفاده شود، بطوری که تخمین راستنمایی احتیاج به انتگرال گیری عددی داشته باشد، که محاسبه آن ممکن است کار مشکلی باشد. برای اجتناب از این مشکلات، هانسن (۱۹۸۲) نسخه ای از تکنیک تخمینی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ارائه داد که بتوان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. یافته این روش برای تخمین مدلهای قیمت گذاری سپس توسط هانسن و سینگلتون[2] (۱۹۸۲) مورد استفاده قرار گرفت. از آنجا که در روش مذکور، از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود لذا این امر باعث می‌شود از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری به عمل آید و در نهایت اینکه این روش اجازه می‌دهد که خود همبستگی سریالی در اجزاء اخلال وجود داشته باشد، این موضوع برای پژوهش حاضر بسیار حائز اهمیت است چرا که اغلب سری‌های زمانی دارای خود همبستگی قوی هستند.

در این قسمت ابتدا به تخمین ضرایب مدل SDF سنتی و سپس تخمین ضرایب مدل SDF رفتاری گروه‌های مختلف بورسی خواهیم پرداخت. برای تخمین ضرایب مدل SDF سنتی به روش GMM، نیاز به میانگین بازده فصلی هر گروه و نسبت مصرف دو دوره متوالی است، که نتایج آن در جدول زیر آورده شده است.

**جدول ۳. نتایج تخمین مدل SDF سنتی گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران**

| گروه بورسی | نتایج تخمین | | آماره آزمون | احتمال آماره آزمون J |
|---|---|---|---|---|
| | β | γ | J | P-VALUE |
| کانی‌های فلزی | ۰/۹۹ | ۰/۰۲۳ | ۷/۱۰ | ۰/۱۳ |
| قند و شکر | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۹ | ۳/۳٦ | ۰/٤۹ |
| کاشی و سرامیک | ۰/۹۹ | ۰/۰۷٤ | ٤/۸۹ | ۰/۲۹ |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۹۹ | ۰/۰۹٥ | ۱/٤۰ | ۰/۸٤ |
| واسطه گری‌های مالی | ۰/۹۹ | ۰/۰٥۳ | ۷/۳۲ | ۰/۱۱ |
| سرمایه‌گذاری | ۰/۹۹ | ۰/۰۲۹ | ۷/۲۲ | ۰/۱۲ |

[1] Lognormal
[2] Hansen & Singleton

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| فلزات | ۰/۹۹ | ۰/۰٤٥ | ۸/۸۷ | ۰/۰۹٦ |
| بانک | ۰/۹۹ | ۰/۰۲۷ | ۹/٦۹ | ۰/۰٥۳ |
| حمل و نقل | ۰/۹۹ | ۰/۰٤۲ | ۳/۸۸ | ۰/٤۲ |
| خودرو | ۰/۹۹ | ۰/۰۲۷ | ۷/۷۷ | ۰/۰٥۸ |
| محصولات فلزی | ۰/۹۹ | ۰/۰٥٤ | ۸/۰٤ | ۰/۰۸۹ |
| ماشین آلات و تجهیزات | ۰/۹۹ | ۰/۰٥۳ | ۷/۹٥ | ۰/۰۹٥ |
| کانی‌های غیر فلزی | ۰/۹۹ | ۰/۰٥۷ | ۷/۳۷ | ۰/۱۱۷ |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۹۹ | ۰/۰٤٦ | ۸/۰۰ | ۰/۰۹ |
| فراورده‌های نفتی | ۰/۹۹ | ۰/۰۲۳ | ۱۰/٥۲ | ۰/۰۳۲ |
| کاغذ | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۷ | ٤/٤۳ | ۰/۳٥ |
| سیمان | ۰/۹۹ | ۰/۰٤۳ | ٥/٤۹ | ۰/۲٤ |
| محصولات شیمیایی | ۰/۹۹ | ۰/۰٤۸ | ٦/۹۸ | ۰/۱۳ |

منبع: یافته‌های پژوهش

ابزارهای مورد استفاده در آزمونSDF سنتی برای تمام گروه‌ها:

Gsks(-1), Gexch(-1), Gm(-1), Ghesab(-1), Ggold(-1)

مقادیر مربوط به آزمون t در سطح ۵ درصد برای همه ضرایب معنادار می‌باشد و ابزارهای مورد استفاده بر اساس آماره آزمون j از اعتبار لازم برخوردار می‌باشد. نرخ ترجیح زمانی (r) هرچه به صفر نزدیکتر شود حاکی از مصرف کمتر منابع در حال حاضر و شکیبا بودن افراد جامعه به نفع آیندگان است و از آنجاییکه نرخ ترجیح زمانی با ضریب یا عامل ترجیح زمانی رابطه عکس دارد، بنابراین ضریب یا عامل ترجیح زمانی $0 < \beta < 1$ می‌باشد، که هرچقدر به یک نزدیکتر باشد حاکی از شکیبا بودن افراد جامعه است. ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدلSDF سنتی، برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه مقدار ۰/۹۹ بدست آمده است، که تقریبا نزدیک به هم می‌باشد و نشان دهند شکیبا بودن افراد می‌باشد. ضریب ریسک پذیری $\gamma$ برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه در این قسمت بین عدد ۰/۰۱ تا ۰/۰۹می‌باشد، که می‌تواند تاییدی بر بحث معمای صرف سهام باشد.

از آنجا که نتایج مدل SDF رفتاری با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار بهتر و کاراتر بود، به تخمین ضرایب مدل SDF رفتاری با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار به

مقاله آماده انتشار

تفکیک گروه‌های مختلف بورسی در می پردازیم و از شاخص احساس صرف نوسانات هر گروه به عنوان ابزار در تخمین آن گروه به روش GMM استفاده شده است. جدول زیر نتایج تخمین مدل SDF رفتاری (با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار)، به تفکیک گروه‌های مختلف بورسی می‌باشد، که برای تخمین آن نیاز به میانگین بازده فصلی هر گروه، نسبت شاخص احساس گردش مالی دو دوره متوالی هر گروه و نسبت مصرف دو دوره متوالی است.

**جدول٤. نتایج تخمین مدل SDF رفتاری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران**

| گروه بورسی | نتایج تخمین | | | آماره آزمون J | احتمال آماره آزمون J |
|---|---|---|---|---|---|
| | β | γ | ∈ | | P-VALUE |
| کانی‌های فلزی | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۲۰ | ٤/۰۲ | ۰/٦۷ |
| قند و شکر | ۰/۹۹ | ۰/۰۳٤ | ۰/۰۱۸ | ۳/٦ | ۰/۷۳ |
| کاشی و سرامیک | ۰/۹۹ | ۰/۰۵۵ | ۰/۰۱۱ | ٦/۰٤ | ۰/٤۱ |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۹۹ | ۰/۰۸۳ | ۰/۰۰۵ | ۵/۲۳ | ۰/۵۱ |
| واسطه گری‌های مالی | ۰/۹۹ | ۰/۰٤۷ | ۰/۰۳۱ | ٤/۰٤ | ۰/۵٤ |
| سرمایه‌گذاری | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۱ | ۰/۰۱۳ | ۵/۵۲ | ۰/۳۵ |
| فلزات | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۰ | ۰/۰۱۹ | ۵/۷۵ | ۰/۳۳ |
| بانک | ۰/۹۹ | ۰/۰۹۱ | ۰/۰٤۹ | ۵/٦٤ | ۰/۲۲ |
| حمل و نقل | ۰/۹۹ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۲۱ | ۱/۵ | ۰/۹۰ |
| خودرو | ۰/۹۹ | ۰/۰٦۳ | ۰/۰۳۰ | ۵/۳۹ | ۰/۳٦ |
| محصولات فلزی | ۰/۹۹ | ۰/۰۷۹ | ۰/۰۱۱ | ٤/۳۵ | ۰/٤۹ |
| ماشین آلات و تجهیزات | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۱ | ۰/۰۰۳ | ۵/۰٦ | ۰/۵۳ |
| کانی‌های غیر فلزی | ۰/۹۹ | ۰/۰۲۱ | ۰/۰۰۳ | ٦/٤۹ | ۰/۳۷ |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۹۹ | ۰/۰۵۵ | ۰/۰۲۰ | ۵/٤۸ | ۰/٤۸ |
| فراورده‌های نفتی | ۰/۹۹ | ۰/۰۱٦ | ۰/۰۰٦ | ۸/۰۱ | ۰/۲۳ |
| کاغذ | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۱ | ۰/۰۰۱ | ٤/٦۳ | ۰/۵۹ |
| سیمان | ۰/۹۹ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۰٦ | ۵/٦۹ | ۰/٤۵ |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| محصولات شیمیایی | ۰/۹۹ | ۰/۰۱٦ ۰/۰۰٤ | ٦/۹۹ | ۰/۳۲ |

منبع: یافته‌های پژوهش

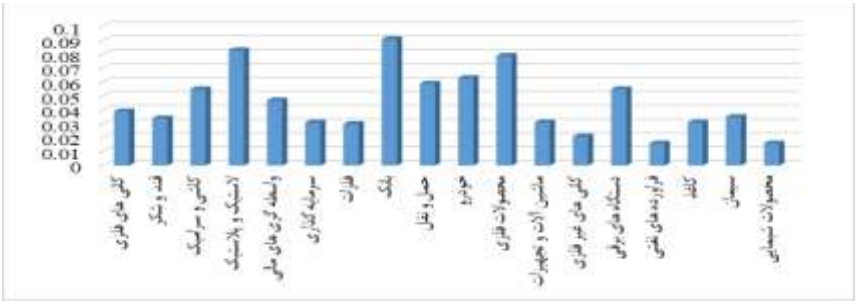
ابزارهای عمومی مورد استفاده در آزمونSDF رفتاری برای تمام گروه‌ها:
GSKS (-1), Gexch (-1), Gm (-1), Ghesab (-1), Ggold (-1)
ابزار خصوصی استفاده شده برای هر گروه بورسی، میانگین بازده فصلی آن گروه با وقفه دو، نسبت شاخص احساس گردش مالی دو دوره متوالی آن گروه با وقفه یک و نسبت شاخص احساس صرف نوسانات دو دوره متوالی آن گروه با وقفه یک می‌باشد.

مقادیر مربوط به آزمون t در سطح ۵ درصد برای همه ضرایب به غیر از چند مورد معنادار می‌باشد و ابزارهای مورد استفاده بر اساس آماره آزمون j از اعتبار لازم برخوردار می‌باشد. ضریب یا عامل ترجیح زمانی $0 < \beta < 1$ می‌باشد، که هرچقدر به یک نزدیکتر باشد، حاکی از شکیبا بودن افراد جامعه است. ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدلSDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی)، برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه مقدار ۰/۹۹ بدست آمده است، که تقریبا نزدیک به هم می‌باشد و نشان دهنده شکیبا بودن افراد می‌باشد. ضریب ریسک پذیری $\gamma$ برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه در این قسمت بین عدد ۰/۰۱ تا ۰/۰۹ می‌باشد، که نسبت به مدل SDF سنتی نسبت به هر گروه یک مقدار جزئی بیشتر است. ضریب $\epsilon$، سهم احساس در تابع مطلوبیت (درجه خوش بینی و بدبینی) را نشان می‌دهد که در مدل SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) برای گروه‌های مختلف بورسی نمونه بین ۰/۰۴ و ۰/۰۰۱ بدست آمده است.

در شکل زیر به مقایسه ضریب ریسک پذیری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است،که نتایج حاکی از آن می‌باشد که گروه بانک، لاستیک، محصولات فلزی و خودرو بیشترین ضریب ریسک پذیری و گروه فراورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، کانی‌های غیر فلزی و کاغذ کمترین ضریب ریسک پذیری را به خود اختصاص داده اند.

**شکل۲: مقایسه‌ضریب‌ریسک‌پذیری‌گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران در مدل SDF رفتاری**

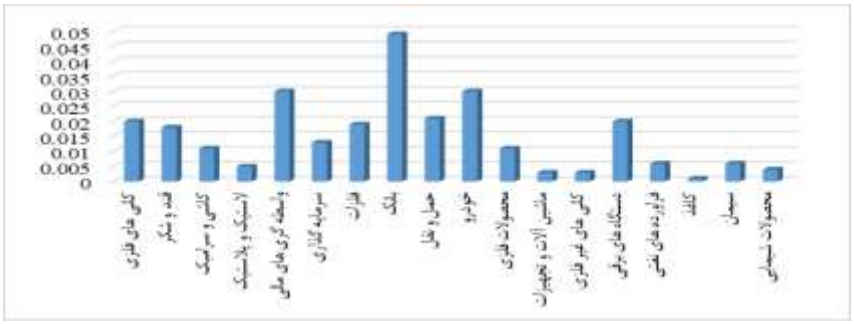
مقاله آماده انتشار



منبع: یافته‌های پژوهش

در شکل زیر به مقایسه ضریب احساس گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است که نتایج حاکی از آن می‌باشد که گروه بانک، خودرو و واسطه گری‌های مالی بیشترین ضریب احساس و گروه کاغذ، کانی‌های غیر فلزی و ماشین آلات کمترین ضریب احساس را به خود اختصاص داده اند.

**شکل۳: مقایسه ضریب احساس گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران در مدل SDF رفتاری**



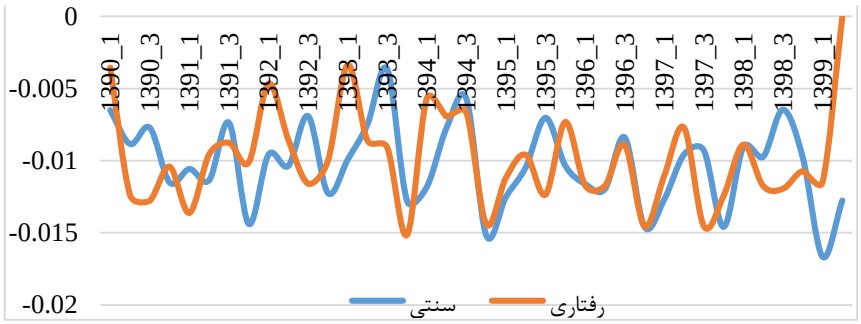
منبع: یافته‌های پژوهش

### ۳-٤. رسم SDF رفتاری و سنتی

پس از استخراج پارامترهای معادله (۱۹) و (۲۰) در قالب جدول (۳) که ضرائب مدل SDF سنتی و SDF رفتاری کل به دست آمده است، آنها را می‌توان در معادله (۲۱) و (۲۲) قرار داد، و با استفاده از نسبت مصرف دو دوره متوالی و نسبت شاخص احساس گردش مالی دو دوره متوالی آن گروه بورسی، نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری آن گروه خاص را در

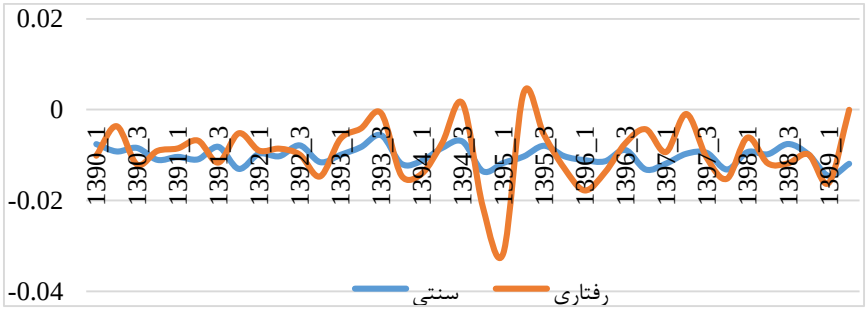
راستای مدل شفرین رسم کرد. که در قسمت زیر برای نمونه برای چند گروه بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است.

شکل٤: مقایسه نمودار **SDF** سنتی و **SDF** رفتاری گروه قند



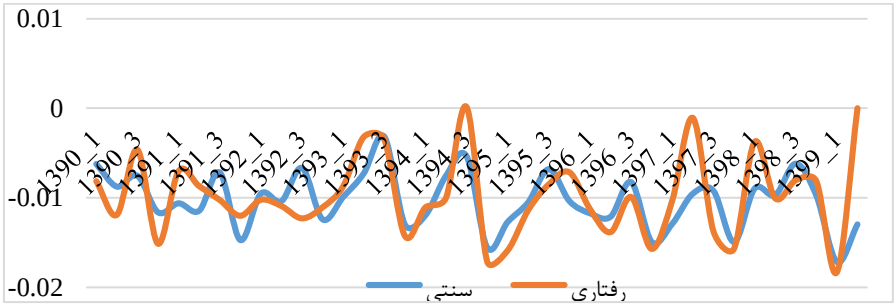

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل٥: مقایسه نمودار **SDF** سنتی و **SDF** رفتاری گروه بانک




منبع: یافته‌های پژوهش

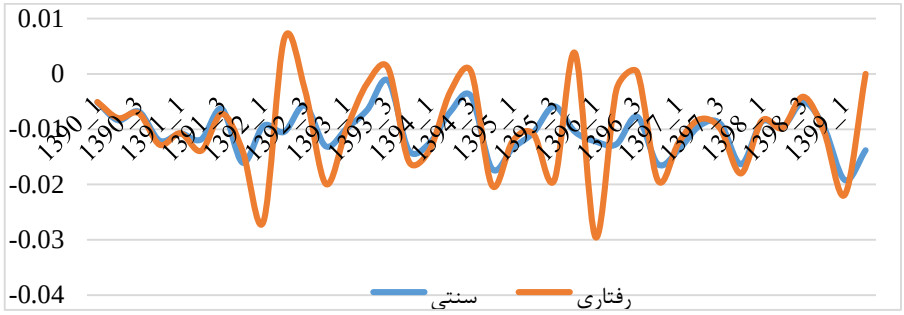
شکل٦: مقایسه نمودار **SDF** سنتی و **SDF** رفتاری گروه حمل و نقل



مقاله آماده انتشار

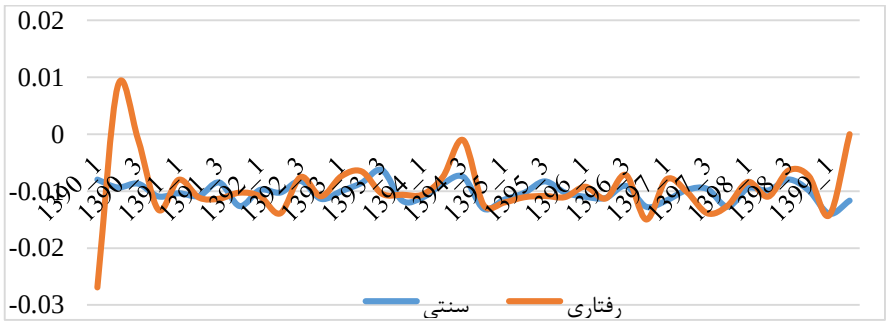
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل۷: مقایسه نمودار **SDF** سنتی و **SDF** رفتاری گروه محصولات فلزی




منبع: یافته‌های پژوهش

شکل۸: مقایسه نمودار **SDF** سنتی و **SDF** رفتاری گروه کانی‌های فلزی




منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که ملاحظه می کنید همه نمودار های SDF رفتاری با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار گروه های مختلف بورسی، نسبت به SDF سنتی نوسانی تر می‌باشد.

همچنین در همه آنها در سال ۹۸ و ابتدای سال ۹۹ بازار ناکارا و قیمت های بازاری کمتر از ارزش ذاتی اشان بود و نمودار SDF رفتاری آن گروه بورسی پایین تر از SDF سنتی آن قرار داشت و افراد به بازار بدبین بوده اند و در ادامه این دو نمودار با یکدیگر برخورد کرده اند که در این نقطه می توان بیان کرد قیمت ها کارا بوده است. هرچقدر به پایان سال ۹۹

نزدیکتر شدیم دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار از یکدیگر دورتر شده اند و افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین شده اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی اشان قیمت‌گذاری شده اند. بنابراین با توجه به اینکه در مدل های سنتی و تحلیل بنیادی نقش احساس در نظر گرفته نمی شود، این الگو قیمت‌گذاری رفتاری می‌تواند در قیمت گذاری دارایی، انتخاب سهام، ورود به موقع به آن سهم یا گروه بورسی و پیش بینی قیمت سهام از وضعیت حبابی بودن بازار به ما کمک کند.

### ٤-٤. بررسی پاداش ریسک مدلSDF سنتی و SDF رفتاری

برای محاسبه پاداش ریسک با توجه به مشاهدات واقعی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۹۹-۱۳۹۰، می‌توان از جدول زیر استفاده کرد:

**جدول ٥: نتایج حاصل از پاداش ریسک‌های مدل‌های مختلف**

| نام متغیر | علامت اختصاری | مقدار |
|---|---|---|
| میانگین بازده فصلی نرخ سود کوتاه مدت | $R_f^1$ | ۰/۰۲۲۳٦۸ |
| میانگین بازده فصلی نرخ سود یکساله | $R_f^2$ | ۰/۰٤٦۰٥۳ |
| میانگین بازده فصلی نمونه سهام | $E(R_e^1)$ | ۰/۰٦۲۲ |
| میانگین بازده فصلی شاخص کل سهام | $E(R_e^2)$ | ۰/۱ |
| میانگین پاداش ریسک ۱۱ | $E(R_e^1) - R_f^1$ | ۰/۰۳۹۸۳۲ |
| میانگین پاداش ریسک ۱۲ | $E(R_e^1) - R_f^2$ | ۰/۰۱٦۱٤۷ |
| میانگین پاداش ریسک ۲۱ | $E(R_e^2) - R_f^1$ | ۰/۰۷۷٦۳۲ |
| میانگین پاداش ریسک ۲۲ | $E(R_e^2) - R_f^2$ | ۰/۰٥۳۹٤۷ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس مطالعات مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) می توان پاداش ریسک را با استفاده از پارامترهای $\beta$ و $\gamma$ استخراج شده از مدل‌های قیمت‌گذاری و با استفاده از روابط میانگین نرخ بازده بدون ریسک و میانگین نرخ بازده سهام، به صورت زیر بدست آورد:

$$LnR_f = -Ln\beta + \gamma\mu_x - \frac{1}{2}\gamma^2\sigma_x^2 \qquad (۲۴)$$

$$LnE\{R_e\} = LnR_f + \gamma\sigma_x^2 \qquad (۲۵)$$

مقاله آماده انتشار

که در رابطه فوق، $R_e$ نرخ بازده سهام، $E\{R_e\}$ میانگین نرخ بازده سهام، $R_f$ میانگین نرخ بازده بدون ریسک، β نرخ ترجیح زمانی، γضریب ریسک پذیری، $\mu_x$ میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی، $\sigma_x$ انحراف معیار نسبت مصرف دو دوره متوالی و $LnE\{R_e\} - LnR_f$ پاداش ریسک مدل می‌باشد.

در جدول زیر اطلاعات لازم برای محاسبه پاداش ریسک مدل SDF سنتی، SDFرفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) آورده شده است.

**جدول ٦: نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها و آماره‌های توصیفی داده‌ها**

| | |
|---|---|
| $\mu_x$ میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی | ۰/۹۹۹ |
| $\mu_x$ میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی | ۰/۰۷٤ |
| β مدل SDF سنتی | ۰/۸۹ |
| β مدل SDF رفتاری(گردش مالی) | ۰/۸٤ |
| β مدل SDF رفتاری(صرف نوسانات) | ۰/۸۷ |
| □ مدل SDF سنتی | ۲/۲۲ |
| □ مدل SDF رفتاری(گردش مالی) | ٦/٤۳ |
| □ مدل SDF رفتاری(صرف نوسانات) | ۲/۸۷ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از جایگذاری اعداد جدول فوق در رابطه (۲۴) و (۲۵)، مقدار پاداش ریسک مدل SDF سنتی، SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) و SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس صرف نوسانات) در جدول زیر محاسبه شده است.

**جدول ۷: نتایج حاصل از صرف سهام‌های مدل‌های مختلف**

| مدل | SDF سنتی | SDF رفتاری (صرف نوسانات) | SDF رفتاری (گردش مالی) |
|---|---|---|---|
| پاداش ریسک | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۱٥٤ | ۰/۰۳٥ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین پاداش ریسک مدل SDF سنتی ۱/۲ درصد، SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی) ۳/۵ درصد و SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس صرف نوسانات)۱/۵۴ درصد می‌باشد.

مقاله آماده انتشار

نتایج حاکی از آن است که پاداش ریسک الگوی SDF رفتاری نسبت به الگوی SDF سنتی در بورس اوراق بهادار تهران بیشتر است و مدل SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی) به نتایج پاداش ریسک (با استفاده از میانگین بازده فصلی نمونه سهام) بر اساس مشاهدات واقعی نزدیکتر می‌باشد. و همچنین با توجه به اختلاف پاداش ریسک این سه مدل با پاداش ریسک بر اساس مشاهدات واقعی، می توان نتیجه گرفت این معما صرف سهام در ایران نیز وجود دارد.

### ٥-٤. مقایسه مدلSDF سنتی و SDF رفتاری با استفاده از معیار HJ

از آنجا که نتایج روش GMM، حاکی از معنادار بودن ضرایب مدل بود، اما این روش نمی‌تواند تشخیص دهد که کدام مدل بهتر می‌باشد. به منظور مقایسه این دو الگو با استفاده از معیار هنسن-جاناتان به انتخاب مدل مناسب می پردازیم و اگر مدل مذکور، صحیح باشد معیار HJ برابر صفر بوده و خطای قیمت‌گذاری وجود ندارد. در جدول زیر می توان عملکرد و کارایی مدل‌ها را با معیار تابع فاصله HJ مشاهد کرد.

**جدول۸: نتایج مقایسه کارایی مدل‌ها با استفاده از معیار HJ**

| مدل | SDF سنتی | SDF رفتاری |
|---|---|---|
| **رتبه مدل از نظر کارایی** | ۲ | ۱ |

منبع: یافته‌های پژوهش

## بحث و نتیجه‌گیری

به‌طورکلی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را می‌توان با دو رویکرد رفتاری و سنتی مورد بررسی قرار داد که هدف این مقاله بررسی رویکرد رفتاری الگوی قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر عامل تنزیل تصادفی(SDF) می باشد.

در سال‌های اخیر اقتصاددانان مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی متفاوتی با رویکرد الگوی (SDF) معرفی کرده اند، اما نتایج آنها خیلی با واقعیت سازگار نبوده است و دلیل آن در نظر گرفتن فروض عقلایی و عدم لحاظ احساس در مدل‌های سنتی می‌باشد. در این مقاله بر اساس قضیه LOG-SDF شفرین و ورود احساس به تابع مطلوبیت، (SDF) تجربی را از طریق معادلات گشتاوری و روش(GMM) با دو رویکرد سنتی و رفتاری برآورد نموده که نتایج آن به شرح زیر است:

مقاله آماده انتشار

- ضریب یا عامل ترجیح زمانی($\beta$) در سه حالت نزدیک به یک است که نشان دهنده صبور بودن افراد جامعه است.
- ضریب ریسک پذیری ($\gamma$) در هر دو مدل SDF رفتاری، نسبت به مدل SDF سنتی بیشتر است و این به خاطر ورود متغیر احساسات به مدل رفتاری می‌باشد و با مبانی نظری اینکه افراد سرمایه‌گذار خیلی در واقعیت عقلایی رفتار نمی‌کنند و طالب ریسک هستند مطابقت دارد.
- پاداش ریسک الگوی SDF رفتاری نسبت به الگوی SDF سنتی در بورس اوراق بهادار تهران بیشتر است.
- اگر میانگین بازده فصلی نمونه سهام را به عنوان نماینده ای برای دارایی ریسکی در نظر بگیریم، مقدار پاداش ریسک نسبت به سپرده کوتاه مدت و یکساله برابر با ۰/۰۳۹۸۳۲ خواهد بود. همچنین نتایج SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) ۰/۰۳۵ می باشد، که نشان می دهد نتایج پاداش ریسک مدل SDF رفتاری به پاداش ریسک بر اساس مشاهدات دنیای واقعی نزدیکتر است.
- معیار فاصله هانسن – جاناتان(HJ) که برای مقایسه عملکرد مدل‌های غیر خطی و مبتنی بر روش GMM می باشد، نشان می دهد که مدل SDF رفتاری بهتر و کاراتر می باشد.

و بعد از محاسبه ضرائب مدل آنها را در معادله LOG-SDF قرارداده و در قالب نمودار این دو مدل را با یکدیگر مقایسه کرده ایم. برای این کار از شاخص احساس گردش مالی بازار برای تخمین احساس استفاده شده است. دوره زمانی تحقیق ۹۹-۱۳۹۰ و نمونه تحقیق دارای ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که مدل (SDF) رفتاری نسبت به مدل سنتی با واقعیت‌های بورس تهران سازگارتر و ضریب احساس معنادار می‌باشد. ضریب ریسک‌پذیری در حالت رفتاری نسبت به مدل سنتی بیشتر است و در هر دو حالت افراد ضریب یا عامل ترجیح زمانی بالایی دارند و شکیبا هستند. زمانیکه دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با یکدیگر برخورد کرده اند، مقدار احساس برابر صفر است و قیمت آن سهم کارا بوده و زمانیکه SDF رفتاری بالاتر از SDF سنتی بوده افراد به بازار بیش از حد خوش بین بوده اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی اشان می باشد و این می تواند شروعی برای قفل شدن در صف های فروش یا منفی شدن بعد از خوردن حجم زیاد باشد. همچنین زمانیکه SDF رفتاری پایین تر از SDF سنتی بوده افراد به بازار بیش از

مقاله آماده انتشار

حد بدبین بوده اند و قیمت ها کمتر از ارزش ذاتی اشان می باشد و این می تواند آغازی برای قفل شدن در صف های خرید یا مثبت خوردن سهم بعد از خوردن حجم زیاد باشد.
به عنوان مثال در سال ۹۸ و ابتدای سال ۹۹ بازار ناکارا و قیمت های بازاری کمتر از ارزش ذاتی اشان بود و نمودار SDF رفتاری پایین‌تر از SDF سنتی قرار داشت و افراد به بازار بدبین بوده اند و در ادامه این دو نمودار با یکدیگر برخورد کرده اند که در این نقطه می‌توان بیان کرد قیمت ها کارا بوده است. هرچقدر به پایان سال ۹۹ نزدیکتر شدیم دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار از یکدیگر دورتر شده اند و افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین شده اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی اشان قیمت‌گذاری شده اند. بنابراین با توجه به اینکه در مدل های سنتی نقش احساس در نظر گرفته نمی‌شود، این الگو رفتاری می‌تواند در قیمت‌گذاری دارایی به ما کمک کند. نتایج این تحقیق همانند مطالعات خارجی همچون مطالعه باربارِیس (۲۰۱۸)، نشان می دهد که از طریق عامل حجم معاملات در بروز خارجی احساس می توانیم حقایق مهمی در مورد نوسانات بازار دارایی و شناسایی حباب های بازار در راستای انحراف از قیمت ذاتی سهم ها توضیح دهیم و نتایج این تحقیق همانند نتایج لو و همکاران (۲۰۰۰) نشان می دهد که SDF تجربی در بورس اوراق بهادر ایران رفتاری و نوسانی است.
از جمله آثار رونق بورس بر اقتصاد می‌توان به قیمت‌گذاری واقعی دارایی ها اشاره کرد. در حال حاضر بازار سرمایه ایران بسیار بزرگ شده است و لذا نمی‌توان با روش‌ها و ابزارهای قبلی آن را مدیریت کرد از آنجایی که احساسات نقش بسیار مهمی را در این بازار ایفا می کند و وجود متغیر احساس بر قیمت گذاری دارایی‌ها در این پژوهش تاثیر معنی داری داشت، لذا بایستی تغییرات ساختاری در این زمینه اتفاق بیفتد تا بتوان تا آنجا که ممکن است احساسات این بازار را مدیریت نمود، تا SDF سنتی با SDF رفتاری برخورد کند و قیمت گذاری دارایی ها به درستی و کارا انجام شود، که از جمله راهکارهای مهم در این راستا عبارتست از:گسترش آموزش همگانی بورس، بازیابی و اصلاح قوانین بازار، لزوم کاهش دخالت‌ها در قیمت‌گذاری در بورس، افزایش شفافیت اطلاعات شرکت‌ها و...

## تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

مقاله آماده انتشار


## ORCID

Reza Taleblou https://orcid.org/0000-0002-8679-2920

Mohammad Mehdi Bagheri http://orcid.org/0000-0003-0191-2717


## منابع


طلاکش نایینی، حسین، طالبلو، رضا، محمدی، تیمور و مهاجری، پریسا.(۱۴۰۱). ارزیابی کارایی و پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۵۴-۹. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962

طالبلو، رضا، محمدی ، تیمور، مروت، حبیب و باقری تودشکی، محمد مهدی.(۱۴۰۱). آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی بر اساس عامل تنزیل تصادفی (SDF) رفتاری:(مطالعه بورس اوراق بهادار تهران)، *مطالعات و سیاست های اقتصادی*، ۹ (۲)، ۱۱۲-۸۳. https://doi.org/10.22096/esp.2022.532379.1534

طالبلو، رضا، طلاکش نایینی، حسین و مهاجری، پریسا.(۱۳۹۶). ارزیابی اعتبار تجربی مدلهای قیمت گذاری دارایی در بازار سهام ایران: بکارگیری سطح بهینه معنی داری و آزمون برابری احتمال، *مدل سازی اقتصاد سنجی*، ۳ (۱)، ۱۳۵-۱۶۳. 10.22075/JEM.2018.15211.1182

طالبلو، رضا و شیخی، حسین.(۱۳۹۶). آزمون قیمت گذاری دارایی های مالی در شرکت های بخش شیمیایی و پتروشیمی: مقایسه الگوهای عاملی، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۷ (۲۵)، ۶۱-۹۴. https://doi.org/10.22054/jiee.2018.9048


## References


Baker, M., & Stein, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*

Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645–1680.

Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. Journal of Economic Perspectives

Baker, M., Wurgler, J., & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272–287.

Bandopadhyaya, A. and A. L. Jones, (2006), "Measuring Investor Sentiment in Equity Markets, *Journal of Asset Management*, Vol. 7, Pp: 208-215

Barberis, N. (2017). Behavioral Finance Asset Prices and Investor Behavior, American Economic Association, Yale University

Barberis, N., Greenwood, R., Jin, L., & Shleifer, A. (2015). X-CAPM: An extrapolative capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 115(1), 1–24.

Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307–343.

Barberis, Nicholas. (2018). Psychology-based Models of Asset Prices and Trading Volume, *Yale School of Management*: Pages 79-175.

Brown, G. W., & Cliff, M. T. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1–27.

Burghardt, M. (2011). Retail investor sentiment and behavior: An empirical analysis. USA: Springer Science & Business Media.

Chan, K., Hameed, A., & Tong, W. (2000). Profitability of momentum strategies in the international equity markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(2), 153–172.

Charoenrook, A. (2003). Change in consumer sentiment and aggregate stock market returns. The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University

Chen, H. Y., Chou, P. H., & Hsieh, C. H. (2016). Persistency of the momentum effect. *European Financial Management*, 37(1), 1–20.

Cochrane, j (2000). Asset Pricing, University of Chicago.

Cohen, Lauren, and Andrea Frazzini. (2008). "Economic links and predictable returns", *The Journal of Finance*, No. 63 (4): 1977-2011

Cooper, Ilan, and Richard Priestley. (2013). The world business cycle and expected returns, *Review of Finance*, No. 17 (3): 1029-1064.

Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under-and overreactions. *The Journal of Finance*, 53(6), 1839–1885.

Dennis, Patrick J. and Stewart Mayhew. (2002). Risk-neutral skewness: Evidence from stock options, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, No. 37 (3): 471-493.

Drakos, K. (2010). Terrorism activity, investor sentiment, and stock returns. Review of Financial Economics

Engle, R. Rosenberg, J (2002). Empirical pricing kernels. *Journal of Financial Economics* 64, 341–372

Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34–105.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.

Finter, P., Niessen-Ruenzi, A., & Ruenzi, S. (2012). The impact of investor sentiment on the German stock market. *Zeitschrift F€ur Betriebswirtschaft*, 82(2), 133–163.

Fisher, K. L., & Statman, M. (2003). Consumer confidence and stock returns. *The Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115-127

Gottesman, A, Itzkowitz, J, Jacoby, G, and Wang, Y (2014), Investor Sentiment and Asset Pricing.

Hong, H., & Stein, J. C. (2007). Disagreement and the stock market (digest summary). *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 109–128.

Jegadeesh, Narasimhan, and S. Titman. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations, *The Journal of Finance*, No. 56 (2): 699-720.

Lashgari, M. (2000). The role of Ted spread and confidence index in explaining the behavior of stock prices. *American Business Review*, 18(2), 9.

Lutz, C. (2015). The asymmetric effects of investor sentiment. *Macroeconomic Dynamics*, 20(6), 1-27.

Maio, Paulo, and André C. Silva. (2020). Asset pricing implications of money: New evidence, *Journal of Banking & Finance*, forthcoming.

McLean, R. D., and M. Zhao. (2014). The business cycle, investor sentiment and costly external finance, *The Journal of Finance*, No. 69 (3): 1377-1409.

Novak, J., & Peter, D. (2011). CAPM beta, size, book-to-market, and momentum in realized stock returns. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 61(1), 447–460.

Ogunmuyia. (2010). Investor' sentiment, stock market liquidity and economic growth in Nigeria. *Journal of Social Sciences*, 23(1), 63–67.

Rashid, A., Chughtai, S., & Fayyaz, M. (2017). The impact of investor sentiment on return of different industries in Pakistan. *NICE Research Journal of Social Science*, 11(2), 1–23.

Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16(3), 394–408.

Shefrin, H. (2008). A Behavioural Approach to Asset Pricing, Amsterdam, Elsevier Academic Press.

Shefrin, H. (2015). Investors' judgments, asset pricing factors and sentiment. *European Financial Management*, 21(2), 205–227.

Shiller, R. J. (1987). Investor behavior in the October 1987 stock market crash: Survey evidence (No. w2446). National Bureau of Economic Research.

Statman, M. (2014). Behavioral finance: Finance with normal people. *Borsa Istanbul Review*, 14(2), 65-73.

Statman, M., Fisher, K. L., & Anginer, D. (2008). Affect in a behavioral asset-pricing model. *Financial Analysts Journal*, 64(2), 20–29.

Strugnell, D., Gilbert, E., & Kruger, R. (2011). Beta, size and value effects on the JSE, 1994–2007. *Investment Analysts Journal*, 40(74), 1–17.

Talakesh Naeini, H., Taleblou, R., Mohammadi, T., & Mohajeri, P. (2022). Evaluating the Efficiency and Robustness of Beta and Stochastic Discount Factor Methods in Iranian Stock Market. *Iranian Journal of Economic Research*, 9-54. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962. [In Persian]. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962

Talebloo, R., Sheikhi, H. (2017). Financial asset pricing test in chemical and petrochemical companies: Compare Factor Patterns. *Iranian Energy Economics*, 61-94. https://doi.org/10.22054/jiee.2018.9048. [In Persian]. https://doi.org/10.22054/jiee.2018.9048

Taleblou, R., Mohammadi, T., Morovvat, H., & Bagheri Toodeshki, M., M. (2022). Asset Pricing Modeling Test Based on Behavioral Stochastic Discount Factor (SDF): A Case Study of Tehran Stock Exchange. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 83-112. https://doi.org/10.22096/esp.2022.532379.1534. [In Persian]. https://doi.org/10.22096/esp.2022.532379.1534

Taleblou, R., Talakesh Naeini, H., & Mohajeri, P. (2018). Emprical Validity of Asset pricing models in Iran's Stock Market: Application of Optimal Significance Level and Equal Probability Test. *Journal of Econometric Modelling*, 135-163. Doi:10.22075/jem.2018.15211.1182. [In Persian]. 10.22075/JEM.2018.15211.1182

Uhl, M. W. (2014). Reuter's sentiment and stock returns. *Journal of Behavioral Finance*, 15(4), 287-298.

Verardo, M. (2009). Heterogeneous beliefs and momentum profits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 795–822.

Ward, M., & Muller, C. (2013). Empirical testing of the CAPM on the JSE. *Investment Analysts Journal*,76(1), 10.

Zhang, C. (2008). Defining, modeling, and measuring investor sentiment. Working paper, Department of Economics. Berkeley: University of California.

Zhu, B. Niu. F. (2016). Investor Sentiment, Accounting Information and Stock price: Evidence from China.

Zin, S. (2002). Are behavioral asset-pricing models structural? *Journal of Monetary Economics*, 49,215–228.