-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 99, Summer 2024, 49-89
ijer.atu.ac.ir
doi.org/10.22054/ijer.2023.73028.1175

ATU PRESS

Original Research Received: 12/3/2023 Revised: 11/7/2023 Accepted: 25/9/2023 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Sentiment as a Risk Factor in Capital Markets: An Analysis of the Tehran Stock Exchange Within the Stochastic Discount Factor (SDF) Framework

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

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

Abstract

The current study examined the influence of sentiment as a key risk factor in capital markets, which contributes to behavioral deviations in the pricing of financial assets. The stochastic discount factor (SDF) framework was used to propose an estimation of the asset pricing model, incorporating both traditional and behavioral approaches. An attempt was made to extend the consumption-based capital asset pricing model (CCAPM) and incorporate sentiment into the utility function through Euler equations and the generalized method of moments (GMM). To measure sentiment, the analysis utilized the market turnover sentiment index as a reliable indicator. The data covered 18 stock exchange groups, including 63 companies listed on the Tehran Stock Exchange, over the years 2011 to 2020. The results showed that the behavioral SDF model demonstrates higher consistency and efficiency than the traditional model, aligning more closely with observed market dynamics in the Tehran Stock Exchange. Furthermore, the sentiment coefficient was found to be statistically significant. In terms of risk, the behavioral model demonstrated higher coefficients than the traditional model. Notably, both models indicated that market participants exhibit a high time preference factor and display patience in their investment behavior.

* Corresponding Author: Bagherimm6@gmail.com
How to Cite: Taleblou, R. & Bagheri Todeshki, M. M. (2024). Sentiment as a Risk Factor in Capital Markets: An Analysis of the Tehran Stock Exchange Within the Stochastic Discount Factor (SDF) Framework. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 49-89.

1. Introduction

One of the most important approaches to asset pricing is the asset pricing model based on the stochastic discount factor (SDF), from which most asset pricing models can be derived within a general framework combining macroeconomics, finance, and mathematics. The model is based on the concept of a random discount factor (Cochrane, 2000; Foldes, 2000). Shefrin (2008) derived the behavioral SDF model by introducing market sentiment as a random discount factor. A key premise of the behavioral SDF model is that, despite investor sentiment, mistakes are made. As long as sentiment remains in the market, stock prices will not reflect their true value; they may be either inflated or deflated. This has a significant impact on asset pricing and leads to fluctuations in the SDF, as investors exhibit mass behavior, such as excessive optimism or pessimism toward the market (Shefrin, 2008). The primary objective of this study was to address the following questions: Is the experimental SDF in the Tehran Stock Exchange traditional or behavioral? Does sentiment influence asset pricing? Which model better explains investor behavior, asset market fluctuations, market bubbles, and inflated or deflated stock values?

2. Materials and Methods

In general, the pricing patterns of capital assets can be analyzed using two approaches: Behavioral and traditional. In recent years, economists have introduced new traditional asset pricing models based on the SDF framework. However, these models often fail to align with real-world outcomes, primarily due to their reliance on rational assumptions and the lack of consideration for behavioral factors. Using Shefrin's Log-SDF theorem and incorporating sentiment into the utility function, the present study estimated the empirical SDF through moment equations and the GMM with both traditional and behavioral approaches.

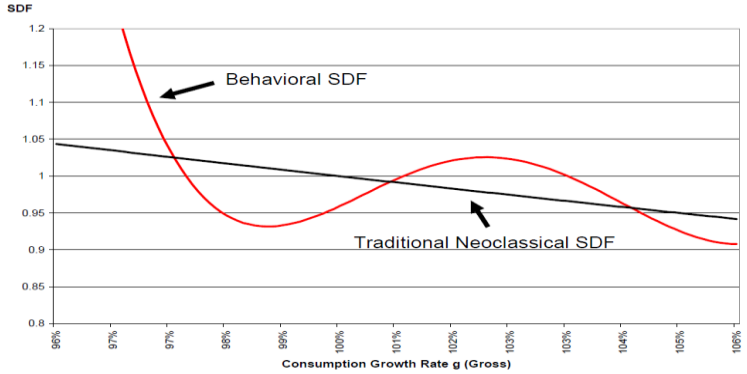
Shefrin's approach involves estimating the log-SDF as the sum of fundamental components and emotions (Λ). The fundamental variables included in the SDF are total consumption growth (g), the market's relative risk aversion coefficient (γ_M) and the market's time discount factor (δ_M). The formal equation relating to the Log-SDF and market behavior is as follows:

$$\mathrm{Ln(m)} = \ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g) + \Lambda$$

In the framework of the traditional classical model, market sentiment is assumed to be zero and Ln(m) is equal to $\ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g)$ (Shefrin, 2008). In the present article, both the traditional and Shefrin's behavioral models are estimated and compared. Shefrin presents the

following figure, comparing the behavioral SDF with the traditional SDF:

Figure 1. Comparison of Behavioral SDF and Traditional SDF



Source: Shefrin (2008)

The analysis relied on the seasonal data from 2011 to 2020. The macroeconomic data included private sector consumption, money supply, exchange rates in the free market, the volume of demand deposits in banks and credit institutions, and the gold price per ounce. Initially, the capital market data sample consisted of 18 stock groups, totaling 130 shares. However, due to missing data for some stocks during the timeframe, the final sample was reduced to 63 stocks, as shown in the table below. An attempt was made to include a diverse selection of stocks, representing both high and low volatility, as well as winner and loser stocks from each group. The stock prices were obtained from the TSE website based on the daily closing prices, and the average quarterly returns were calculated for all the stocks in the sample. For the sentiment data across the 18 stock groups, the market turnover sentiment index was calculated for each group. Finally, the average sentiment index of stock market turnover and the average sentiment index of stock price fluctuations across the groups in the sample were estimated.

3. Results and Discussion

The results of the behavioral SDF model with the assumption of the market turnover sentiment index by different stock market groups are as follows:

Table 1. The Results of the Estimation of the Behavioral SDF Model of the Stock Groups in the Tehran Stock Exchange

The probability of test statistic J	The statistic J	The results of the estimation			Stock group
P-VALUE		β	γ	∈	
0.67	4.02	0.99	0.039	0.020	Metallic minerals
0.73	3.6	0.99	0.034	0.018	Sugar
0.41	6.04	0.99	0.055	0.011	Ceramic Tile
0.51	5.23	0.99	0.083	0.005	Rubber and plastic
0.54	4.04	0.99	0.047	0.031	Financial intermediation
0.35	5.52	0.99	0.031	0.013	Investment
0.33	5.75	0.99	0.030	0.019	Metals
0.22	5.64	0.99	0.091	0.049	Bank
0.90	1.5	0.99	0.059	0.021	Transportation
0.36	5.39	0.99	0.063	0.030	Car
0.49	4.35	0.99	0.079	0.011	Metal products
0.53	5.06	0.99	0.031	0.003	Equipment and machinery
0.37	6.49	0.99	0.021	0.003	Non-metallic minerals
0.48	5.48	0.99	0.055	0.020	Electrical devices
0.23	8.01	0.99	0.061	0.006	Oil products
0.59	4.63	0.99	0.031	0.001	Paper
0.45	5.69	0.99	0.035	0.006	Cement
0.32	6.99	0.99	0.061	0.004	Chemical products

Source: Shefrin (2008)

The general tools used in the behavioral SDF test for all groups are as follows: GSKS (-1), Gexch (-1), Gm (-1), Ghesab (-1), Ggold (-1)

The results and estimations indicated several key points. First, the time preference factor (β) is close to one in three cases, indicating that people in the society are patient and have a strong desire to save. Second, the risk tolerance coefficient (γ) in both behavioral SDF models is higher than in the traditional SDF model. This difference arises from

the inclusion of the emotion variable in the behavioral model, which aligns with the theoretical expectations that investors do not always behave rationally and are often risk-seeking. Third, the ϵ coefficient, which represents the share of sentiment in the utility function (indicating optimism and pessimism), varies between 0.04 and 0.001 for different stock market groups in the sample when the turnover sentiment index is considered. Fourth, the results showed that the risk-reward ratio of the behavioral SDF model is higher than that of the traditional SDF model in the TSE. Fifth, when considering the average quarterly returns of the stock sample as a proxy for risky assets, the risk premium compared to short-term and one-year deposits is 0.039. The behavioral SDF model, assuming the turnover sentiment index, yields a risk premium of 0.035, suggesting that the behavioral SDF model's risk-reward results are close to real-world observations. Sixth, the Hansen-Jonathan (HJ) distance criterion, used to compare the performance of non-linear models based on the GMM method, indicated that the SDF model performs better and more efficiently. Moreover, the coefficients of the model were calculated and placed into the LOG-SDF equation, and the two models were compared graphically.

4. Conclusion

According to the results, the behavioral SDF model aligns more closely with the realities of the TSE than the traditional model, with the sentiment coefficient being statistically significant. The risk tolerance factor in the behavioral model is higher than the traditional model, and in both models, individuals exhibit a high time preference and a degree of patience. When the charts of the behavioral and traditional SDF models intersect, it signifies a market where sentiment is zero, and stock prices are efficient. However, when the behavioral SDF exceeds the traditional SDF, it suggests that investors are overly optimistic, pushing prices above their true value. This scenario can lead to market overvaluation, potentially resulting in sales queues or a shift to negative sentiment after a large volume of transactions. For instance, in 2019 and early 2020, the market was inefficient, with prices falling below their intrinsic value. During this period, the behavioral SDF was lower than the traditional SDF, reflecting pessimism in the market. The two charts converged, signaling that prices were undervalued. As we approached the end of 2020, the gap between the behavioral and traditional SDF charts widened, indicating that investors became overly optimistic, thus driving prices beyond their intrinsic value. This reinforces the importance of considering emotional factors, which are absent in

traditional models, and demonstrates how the behavioral model can help in asset pricing. Similar to Barbaris (2018), the findings of the present study suggest that by incorporating transaction volume as a sentiment indicator, we can better understand market fluctuations and identify market bubbles, in line with deviations from the inherent value of shares. Furthermore, like the results of Lu et al. (2000), this research showed that the experimental SDF in the TSE is behavioral and volatile.

Keywords: Capital Asset Pricing, CCAPM Model, GMM Method, Behavioral SDF, Traditional SDF, Sentiment Index

JEL Classification: G02, G12, E13, E03, C52

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۱

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۴/۲۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۳

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۲۹، شماره ۹۹، تابستان ۱۴۰۳، ۴۹-۸۹

ijer.atu.ac.ir

doi.org/10.22054/ijer.2023.73028.1175

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

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

چکیده

این مقاله به بررسی تأثیر 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 براساس چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF) پیشنهاد می‌کنیم که هر دو رویکرد سنتی و رفتاری را دربرمی‌گیرد. 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 می‌کنیم. مطالعه ما دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را دربرمی‌گیرد. 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 که هر دو مدل نشان می‌دهند که فعالان بازار عامل ترجیح زمانی بالایی 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

۱. مقدمه

مدل‌های متفاوتی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی مانند مدل قیمت‌گذاری اختیار بلک شولز،[1] مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای،[2] مدل چند عامله فاما- فرنچ[3] و ... وجود دارند. در مورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سنتی بحث‌های زیادی صورت گرفته است 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 (Michailidis, et al., 2006; 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 سهم‌ها 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،

1. Black-Scholes Option Pricing Formula
2. Capital Asset Pricing Model
3. Fama-French Multi-Factor Model
4. Shiller, R.J.

یکی از دلایل بزرگ نوسان قیمت سهام تصمیم‌گیری غیرعقلایی در سرمایه‌گذاری به جای تغییر در ارزش بنیادی شرکت‌ها است (Shiller, 1987).

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 سهم‌ها را بهتر از هر عامل بنیادی دیگر توضیح دهد. برخی از مطالعات اخیر نشان داده‌اند که با استفاده از اطلاعاتی در مورد احساس سرمایه‌گذار می‌توان بازدهی سهام را پیش‌بینی کرد (Cohen & Frazzini, 2008; 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 & Wurgler, 2007).

یکی از مهم‌ترین رویکردهای قیمت‌گذاری دارایی، الگوی قیمت‌گذاری دارایی براساس 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 براساس یک مفهوم عامل تنزیل تصادفی ایجاد شده است (Cochrane, 2000). این مفهوم بسیار حائز اهمیت است و براساس 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

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

احساس، سرمایه‌گذاران دچار خطا می‌شوند و تا زمانی که در بازار احساس وجود دارد، قیمت سهم‌ها برابر با قیمت ذاتی‌شان نیست و یا قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان هست و یا کمتر و این تأثیر زیادی روی قیمت‌گذاری دارایی داشته و سبب می‌شود که 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 مدل‌های قیمت‌گذاری 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 حباب‌های بازار بدست آوریم و اینکه چه زمانی قیمت سهم‌ها فراتر یا کمتر از ارزش ذاتی‌شان هست، بدست آوریم که با کنترل احساس اقتصاد ایران کمتر دچار بحران‌های مالی همچون سقوط بورس در مرداد ۱۳۹۹ شود و اینکه کدام مدل، تبیین بهتری از رفتار سرمایه‌گذاران ارائه می‌کند.

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 درخصوص کارگزاران اقتصادی است، بنابراین دقت مدل CAPM در پیش‌بینی بازدهی مورد تردید است (Berk & Van Binsbergen, 2016). به دلیل اثر احساسات، سرمایه‌گذاران 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

1. Generalized Method of Moments (GMM)
2. Cooper, I. & Priestley, R.

دارد. با این اوصاف مطابق با استاتمن[1] (۲۰۱۴)، مدل قیمت‌گذاری دارایی رفتاری[2] سه عامل ریسک را به عنوان انعکاسی از تعصبات انسانی دربرمی‌گیرد. سرمایه‌گذاران در مورد سهامی که ارزش جاری (بازاری) بالایی دارند بیش از حد خوش‌بین و مطمئن می‌شوند (Finter, et al., 2012).

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 ارزش‌گذاری می‌شوند بدست 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[3] برگشت‌های بلندمدت را در حمایت از فرضیه واکنش بیش از حد[4] 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 می‌تواند به عنوان دلیلی از اثر حرکت[5] 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 سرمایه‌گذار 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; Daniel, et al., 1998). نقدینگی بیشتر بازار یا مبادله بالاتر نشان‌دهنده شیوع انحرافات رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار است (Chan, et al., 2000).

برخی از محققان دارای این دیدگاه هستند 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

1. Statman, M.
2. Behavioral Asset Pricing Model (BAPM)
3. Bondt, W. & Thaler, R.
4. Overreaction Hypothesis
5. Momentum Effect

ریسک- بازدهی است. استاتمن 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[1] بیان کرد که انحرافات رفتاری می‌تواند فرآیند تعدیل بازار را تغییر 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[2] 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.

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 استاتمن[3] و چاروئن راک[4] از شاخص اعتماد مصرف‌کننده برای اندازه‌گیری شاخص احساس در کل اقتصاد استفاده کردند (Fisher & Statman, 2003; Charoenrook, 2003). همچنین در بازار سرمایه دنیس و مای هیو[5] از نسبت اختیار فروش

1. Uhl, M.W.
2. Verardo, M.
3. Fisher, K.L. & Statman, M.
4. Charoenrook, A.
5. Dennis, P. & Mayhew, S.

به خرید،[1] گاپ[2]، راندال و همکاران[3] از موقعیت‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازخرید صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، لشگری[4] از شاخص اعتماد بارون[5] استفاده کردند (Dennis & Mayhew, 2002; Lashgari, 2000). بیکر و وارگلر (۲۰۰۶) از شاخص‌های صرف نوسانات[6] و گردش مالی بازار[7] استفاده کردند. به همین ترتیب بیکر و استین[8] از نقدینگی بازار به عنوان شاخص احساس استفاده کردند (Baker & Stein, 2004).

انگل و روزنبرگ[9] به تخمین کرنل قیمت‌گذاری[10] پرداخته و یک مدل نوسانی تصادفی برای روند بازدهی S&P 500 بدست می‌آورند (Rosenberg & Engle, 2002). اندرسون و همکاران[11] به بررسی رابطه باورهای ناهمگن بر بازده پرداخته و این کار را در قالب الگوی SDF انجام داده‌اند و الگوی CCAPM را با فرض وجود احساسات تعدیل می‌کنند (Anderson, et al., 2006).

باربایریس[12] رویکردهای مالی رفتاری را برای درک قیمت دارایی و حجم معاملات، با تأکید ویژه بر سه نوع مدل تشریح می‌کند:

۱. مدل‌های مبتنی بر برون‌یابی[13]

۲. مدل‌های باورهای بیش از حد اعتماد به نفس[14]

۳. مدل‌های مطلوبیت سود و زیان گرفته شده از نظریه چشم‌انداز[15].

از دید وی تحقیقات تا به امروز نشان می دهد که با چند فرض ساده در مورد روانشناسی سرمایه‌گذار می‌توان طیف گسترده‌ای از حقایق را در مورد قیمت‌ها و حجم دارایی‌ها به تصویر کشاند (Barberis, 2018).

---

1. Put/Call
2. Gup
3. Randall
4. Lashgari, M.
5. Barron
6. Volatility Premium
7. Market Turnover
8. Baker, M. & Stein, J.
9. Rosenberg, J. & Engle, R.
10. Empirical Pricing Kernels (EPK)
11. Anderson
12. Barberis, N.
13. Extrapolation
14. Overconfident Beliefs
15. Prospect Theory

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[1] چندین تخمین‌زننده بزرگ نمونه را در قالب الگوی SDF برای قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسکی پیشنهاد داده‌اند (Kim, et al., 2017). مایو و سیلوا[2] نقش متغیرهای پولی کلان اقتصادی در مدل CCAPM تعدیل شده را بررسی کردند و از طریق تخمین معادلات اولر در قالب الگوی SDF به تخمین ضرایب نتیجه می‌گیرند که چنین مدلی اساساً خطاهای قیمت‌گذاری کمتری نسبت به CCAPM دارد (Maio & Silva, 2020).

طالبلو و شیخی (۱۳۹۶) آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی CAPM و APT را برای شرکت‌های بخش شیمیایی و پتروشیمی انجام داده‌اند و همچنین طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از آزمون GRS به اعتبارسنجی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه عامله فاما و فرنچ پرداخته‌اند. طلاکش نایینی و همکاران (۱۴۰۱) نشان می‌دهند در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، 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 ازآنجاکه 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 حباب‌ها در بازار سرمایه داشت.

۳. روش و تصریح مدل

۳-۱. الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

طبق بیان کوکران[3]، 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[4] و x بازدهی دارایی است. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت

1. Kim
2. Maio, P. & Silva, A.
3. Cochrane, J.
4. SDF

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 کند اما بازده‌های تنزیلی باید همیشه برای هر دارایی یکسان و برابر یک باشد و این مطلب به صورت زیر قابل بیان است:[1]

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

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)[2] 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 ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای است. مصرف‌کننده مطلوبیت کل دوره را طبق رابطه زیر به حداکثر می‌رساند:

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

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

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

---

۱. اثبات جبری کامل این قسمت در کتاب قیمت‌گذاری دارایی‌ها نوشته کوکران (۲۰۰۰) است.

2. Intemporal Marginal Rate of Substitution (IMRS)

در رابطه (۴)، C مصرف سرانه، δ 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 δ کوچک باشد، افراد بسیار ناشکیبا هستند و افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند. مطلوبیت از نوع تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت[1] در نظر گرفته شده است و طبق تعریف، برای بدست آوردن عامل تنزیل تصادفی می‌توان از رابطه زیر کمک گرفت:

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

در رابطه فوق، $\boldsymbol{U'(C_{t+1})}$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره آتی و $\boldsymbol{U'(C_t)}$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره کنونی است. با دنبال کردن فرایند بهینه‌یابی، 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»[2] سه پیام مهم را در بحث مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مطرح نمود.

پیام اول: به‌طورکلی مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی بر پایه رویکرد عقلایی هستند 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 نظریه عمومی قیمت‌گذاری دارایی ایجاد نشود؛ به

1. Constant Relative Risk Aversion (CRRA)
2. Behavioral Approach to Asset Pricing

همین دلیل وی یک رویکرد عمومی نسبت به قیمت‌گذاری دارایی در چارچوب الگوی SDF 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 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 است البته عکس این حالت نیز صادق است. درواقع، یک SDF نوسانی بیانگر مؤلفه 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 می‌کنند. 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 Λ است. متغیرهای بنیادین که در SDF وارد می‌شوند عبارتند از رشد مصرف کل (g)، ضریب ریسک‌گریزی نسبی بازار (γ_M) و عامل تنزیل زمانی بازار (δ_M). به‌طور رسمی، معادله مربوط به Log-SDF و رفتار بازار به صورت زیر است:

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

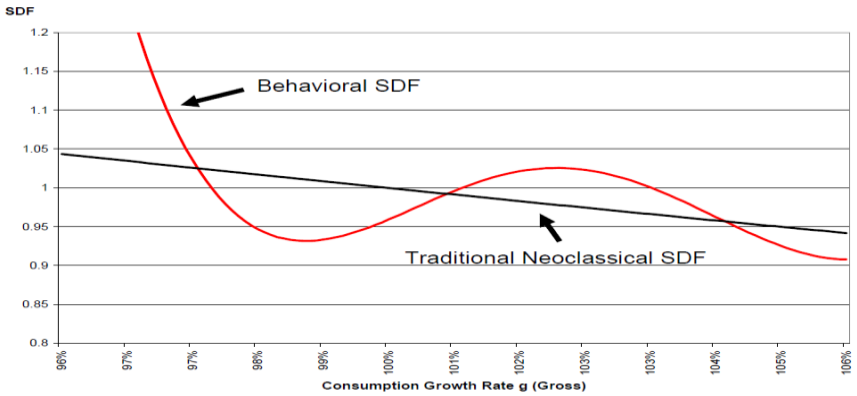
در چارچوب کلاسیک سنتی، احساسات بازار صفر است و Ln(m) برابر است با: $\ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g)$ (Shefrin, 2008).

1. Lintner

در شکل شماره (۱) تابع SDF سنتی براساس 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 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[1] و روزنبرگ و انگل 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 تجربی آنها نشان می‌دهد که SDF رفتاری است[2] و همانطور که از نمودار (۱) معلوم است، SDF رفتاری شمای تصویری از معادله (۷) است.

نمودار ۱. مقایسه SDF رفتاری و SDF سنتی



Source: Shefrin (2008)

1. Sahalia & Lo

۲. 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.

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

برای استخراج مدل قیمت‌گذاری دارایی SDF رفتاری و SDF سنتی از جمع‌بندی مدل‌های لوکاس[1] (۱۹۷۸)، بریدن[2] (۱۹۷۹)، شفرین[3]، وانگ[4] (۲۰۱۳)، مایو و سیلوا و... استفاده شده است که باید احساس را به تابع مطلوبیت اضافه کرد. فرض کنید که فردی دارای تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت باشد به‌طوری‌که تابع مطلوبیت وی از نوع تابع کاب داگلاس به صورت زیر تعریف شود:

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

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

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

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

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:

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

1. Lucas
2. Breeden
3. Shefrin. H.
4. Wang

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

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

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

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

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

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:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

سنتی $\quad \text{SDF} : ln\delta + (-\gamma)lng$ (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 & stein, 2004; Baker, et al., 2012). بیکر و ورگلر فرض کردند که گردش مالی اختلاف‌نظر 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 مؤثر است. در ادبیات، نقدینگی بازاری یا حجم مبادله بالا به عنوان نمادی از ارزش بیش از حد سهام در نظرگرفته می‌شود (Baker & Stein, 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).

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

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

1. Hong, H. & Stein, J.

عنوان یک علامت از وجود انحراف و تورش و در نتیجه احساس حکایت دارد که در تصمیمات سرمایه‌گذار به منظور مبادله مؤثر 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، هر چقدر اختلاف ارزش بازاری نسبت به ارزش دفتری و ذاتی افزایش یابد، افراد بیش از حد به بازار خوش‌بین 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[1] (۲۰۱۲)، شفرین (۲۰۱۴) و... اشاره کرد.

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

٤. یافته‌ها

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 نشان‌دهنده اتفاقات رخ داده در بازار است. اما گاهی در بازار واکنش‌های شدید خارج از انتظار بروز می‌دهد. شاید بتوان سقوط بازار سهام در سال‌های 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[2] و رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران است. بنابراین اندازه‌گیری 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.

1. Finter, P., et al.
2. Sentiment Shock

در این پژوهش باهدف کمی‌سازی علمی تأثیر احساسات بر قیمت سهام و تخمین معادلات اویلر مربوطه، از داده‌های فصلی مربوط به دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ استفاده شده که از 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 مؤسسات اعتباری و قیمت انس طلا است.

جدول ۱. گروه‌ها و نمادهای بورسی مورد استفاده در تحقیق

گروه‌های بورسی	نماد سهام‌ها	
	سهام با حساسیت بالا	سهام با حساسیت پایین
قند و شکر	قثابت	قزوین، قصفهان
کاشی و سرامیک	کترام، کپارس	کلوند
لاستیک و پلاستیک	پتایر	پکرمان
ماشین‌آلات و تجهیزات	تکشا، تکمبا	تایرا
دستگاه‌های برقی	بکاب، بکام	بترانس
محصولات شیمیایی	شلعاب، شسینا، شیران	شیراز، شفن،زاگرس
کاغذ	چکارن	چکاوه
کانی‌های غیرفلزی	کخاک، کسرا،کرازی	کهمدا، کساپا
واسطه‌گری‌های 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
حمل‌ونقل	حکشتی	حتاید
خودرو	خودرو، خساپا، خپارس	خکار، خمهر، خشرق
محصولات فلزی	فاراک	فاما

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این نمونه داده‌های بورسی ابتدا ۱۸ گروه بورسی شامل ۱۳۰ سهم بود که در نهایت با توجه به 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. در این نمونه سعی شده است که 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 براساس 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.

جدول ۲. نتایج بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

علامت	نام متغیر	وضعیت	آماره ADF	prob
Gcon	نسبت مصرف دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۵	۰/۰۰۰۰
Gexch	نسبت نرخ ارز دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۹/٦	۰/۰۰۱۹
Ggold	نسبت انس طلا دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-٦/۳	۰/۰۰۰۰
Ghesab	نسبت حجم سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها و مؤسسات دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-٤/١٤	۰/۰۰۰۰
Gm	نسبت حجم پول دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۱۵/۵	۰/۰۰۰۰
Gtnt	نسبت میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار کل گروه‌های بورسی نمونه دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۲	۰/۰۳۰۸
Gvpt	نسبت میانگین شاخص احساس صرف نوسانات کل گروه‌های بورسی نمونه دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۲	۰/۰۰۰۰
Gsks	میانگین بازده فصلی شاخص کل بازار	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۵	۰/۰۰۰۰
Grks	میانگین بازده فصلی کل سهام‌های نمونه	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقادیر بحرانی جدول در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ به ترتیب عبارتند از۴/۳-، ۳/۵- و ۳/۲-.

در مورد داده احساس برای ۱۸ گروه بورسی، شاخص احساس گردش مالی بازار برای تک‌تک 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.

ازآنجاکه در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته 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 تعمیم‌یافته در جدول زیر ارائه شده است.

همان‌طور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد کلیه متغیرهای پژوهش در سطح معنادار ۵ درصد مانا هستند به‌طوری‌که آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته مانایی متغیرها را تأیید می‌کند.

٤-۲. برآورد ضرایب مدل با روش GMM

در این قسمت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته 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 می‌گویند، بایستی مشخص باشد که معمولاً برای آن توزیع نرمال لگاریتمی[2] در نظر می‌گیرند. چنانچه این توزیع شرطی به درستی تصریح نشده باشد، پارامترهای تخمینی ممکن است ناسازگار و تورش‌دار باشند. دومین مسئله در مورد استفاده از این روش این است که در اغلب موارد لازم است که از یک تکنیک بهینه‌سازی مقید استفاده شود به‌طوری‌که تخمین راستنمایی احتیاج به انتگرال‌گیری عددی داشته باشد که محاسبه آن ممکن است کار مشکلی باشد. برای اجتناب از این مشکلات، هانسن (۱۹۸۲) نسخه‌ای از تکنیک تخمینی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) ارائه داد که بتوان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. یافته این روش برای تخمین مدل‌های قیمت‌گذاری سپس توسط هانسن و سینگلتون[3] (۱۹۸۲) مورد استفاده قرار گرفت. ازآنجاکه در روش

1. Log-Linearized
2. Lognormal
3. Hansen & Singleton

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 اجزای اخلال وجود داشته باشد. این موضوع برای پژوهش حاضر بسیار حائز اهمیت است زیرا اغلب سری‌های زمانی دارای خودهمبستگی قوی هستند.

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
واسطه‌گری‌های مالی	۰/۹۹	۰/۰٥۳	۷/۳۲	۰/۱۱
سرمایه‌گذاری	۰/۹۹	۰/۰۲۹	۷/۲۲	۰/۱۲
فلزات	۰/۹۹	۰/۰٤٥	۸/۸۷	۰/۰۹٦
بانک	۰/۹۹	۰/۰۲۷	۹/٦۹	۰/۰٥۳
حمل‌ونقل	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
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۹۹	۰/۰٥۳	۷/۹٥	۰/۰۹٥
کانی‌های غیرفلزی	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

مأخذ: یافته‌های پژوهش

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 ۳ آورده شده است.

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 و ابزارهای مورد استفاده براساس آماره آزمون j از اعتبار لازم برخوردار است. 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 آنجاکه نرخ ترجیح زمانی با ضریب یا عامل ترجیح زمانی رابطه عکس دارد، بنابراین ضریب یا عامل ترجیح زمانی $0 < \beta < 1$ است که هر چقدر 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 تقریباً نزدیک به هم و نشان‌دهنده شکیبا بودن افراد است. ضریب ریسک‌پذیری γ برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه در این قسمت بین عدد ۰/۰۱ تا ۰/۰۹ است که می‌تواند تأییدی بر بحث معمای صرف سهام باشد.

ازآنجاکه 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 تفکیک گروه‌های مختلف بورسی می‌پردازیم 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 است 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.

جدول ٤. نتایج تخمین مدل SDF رفتاری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران

گروه بورسی	نتایج تخمین			آماره آزمون J	احتمال آماره آزمونJ
	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
واسطه‌گری‌های 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
حمل‌ونقل	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
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۹۹	۰/۰۳۱	۰/۰۰۳	۵/۰٦	۰/۵۳
کانی‌های غیرفلزی	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

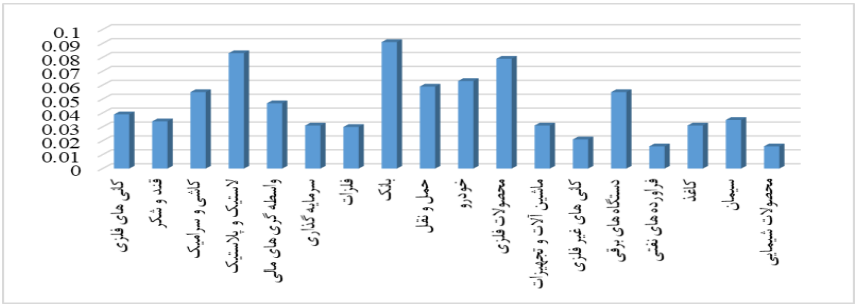
مأخذ: یافته‌های پژوهش

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 است.

مقادیر مربوط به آزمون t در سطح ۵ درصد برای همه ضرایب به غیر از چند مورد معنادار و ابزارهای مورد استفاده براساس آماره آزمون j از اعتبار لازم برخوردار است. ضریب یا عامل ترجیح زمانی $0 < \beta < 1$ است که هر چقدر به یک نزدیکتر باشد، حاکی از شکیبا بودن افراد جامعه است. ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدل SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی)، برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه مقدار ۰/۹۹ بدست آمده که تقریباً نزدیک به هم و نشان‌دهنده شکیبا بودن افراد است. ضریب ریسک‌پذیری γ برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه در این قسمت بین عدد ۰/۰۱ تا ۰/۰۹ است که نسبت به مدل SDF سنتی نسبت به هر گروه یک مقدار جزئی بیشتر است. ضریب ϵ، سهم احساس در تابع مطلوبیت (درجه خوش‌بینی 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.

شکل ۲. مقایسه ضریب ریسک‌پذیری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران در مدل SDF رفتاری



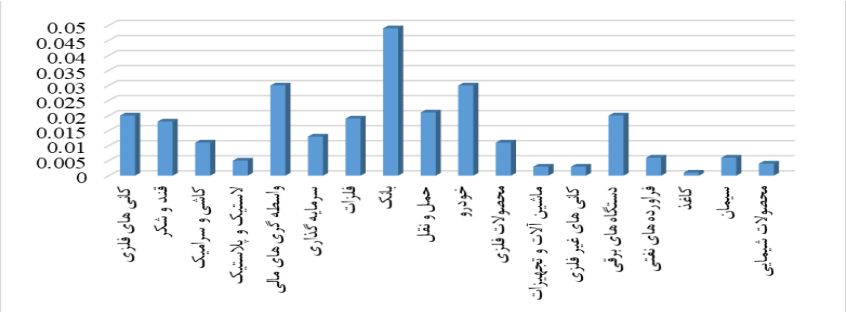
مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل ۲ به مقایسه ضریب ریسک‌پذیری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده که نتایج حاکی از آن است که گروه بانک، لاستیک، محصولات فلزی

و خودرو بیشترین ضریب ریسک‌پذیری و گروه فرآورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، کانی‌های غیرفلزی و کاغذ کمترین ضریب ریسک‌پذیری را به خود اختصاص داده‌اند.

در شکل ۳ به مقایسه ضریب احساس گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده که نتایج حاکی از آن است که گروه بانک، خودرو و واسطه‌گری‌های مالی بیشترین ضریب احساس و گروه کاغذ، کانی‌های غیرفلزی و ماشین‌آلات کمترین ضریب احساس را به خود اختصاص داده‌اند.

شکل ۳. مقایسه ضریب احساس گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران در مدل SDF رفتاری

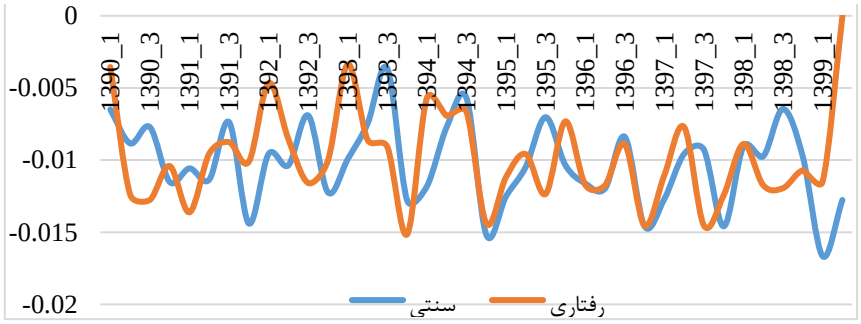


مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٣. رسم SDF رفتاری و سنتی

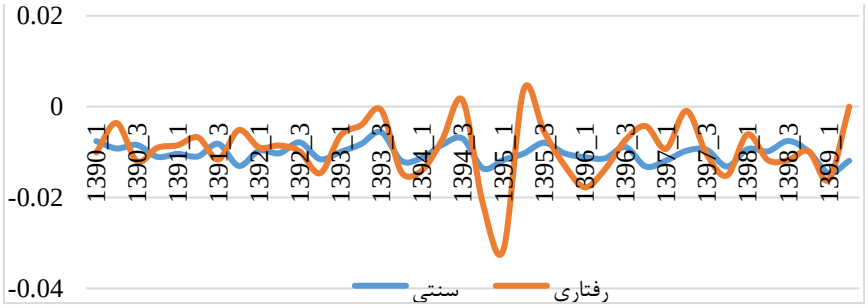
پس از استخراج پارامترهای معادله (۱۹) و (۲۰) در قالب جدول (۳) که ضرائب مدل SDF سنتی و SDF رفتاری کل بدست آمده است، آنها را می‌توان در معادله (۲۱) و (۲۲) قرار داد و با استفاده از نسبت مصرف دو دوره متوالی و نسبت شاخص احساس گردش مالی دو دوره متوالی آن گروه بورسی، نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری آن گروه خاص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

شکل ٤. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه قند



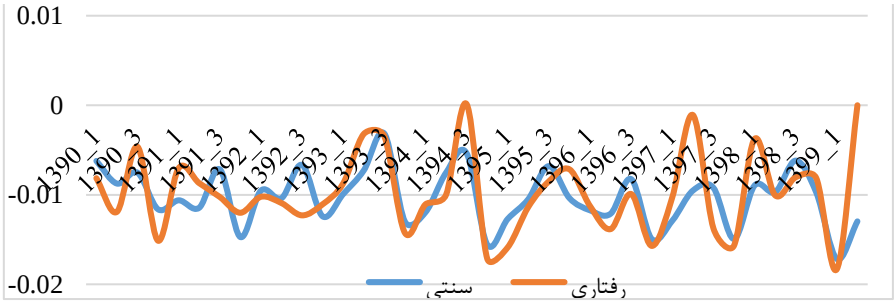
مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ٥. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه بانک



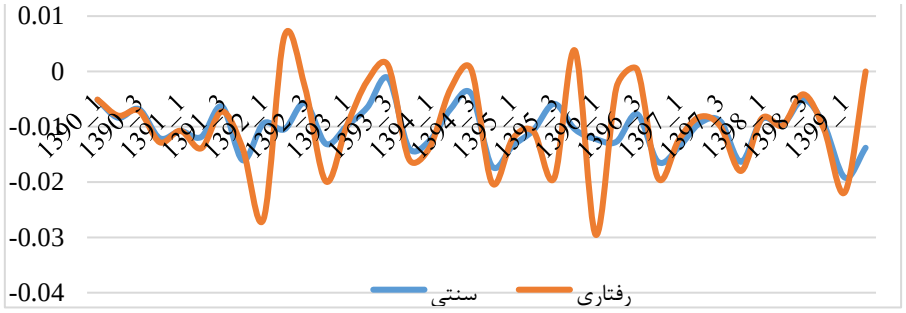
مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ٦. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه حمل‌ونقل



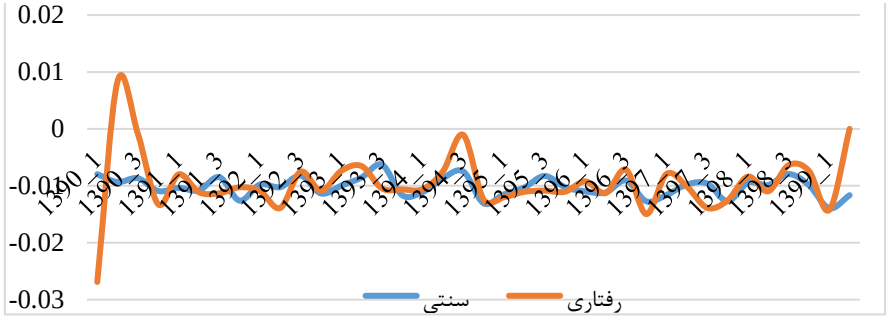
مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۷. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه محصولات فلزی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۸. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه کانی‌های فلزی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌کنید همه نمودارهای SDF رفتاری با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار گروه‌های مختلف بورسی، نسبت به SDF سنتی نوسانی‌تر است. همچنین در همه آنها در سال ۹۸ و ابتدای سال ۹۹ بازار ناکارا و قیمت‌های بازاری کمتر از ارزش ذاتی‌شان بود و نمودار SDF رفتاری آن گروه بورسی پایین‌تر از SDF سنتی آن قرار داشت و افراد به بازار بدبین بوده‌اند و در ادامه این دو نمودار با یکدیگر برخورد کرده‌اند که در این نقطه می‌توان بیان کرد قیمت‌ها کارا بوده است. هر چقدر به پایان سال ۹۹ نزدیکتر شدیم دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار از یکدیگر دورتر شده‌اند و افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین شده‌اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان قیمت‌گذاری شده‌اند. بنابراین با توجه به اینکه در مدل‌های سنتی و تحلیل بنیادی نقش احساس در نظر گرفته نمی‌شود، این الگوی قیمت‌گذاری رفتاری می‌تواند در

قیمت‌گذاری دارایی، انتخاب سهام، ورود به موقع به آن سهم یا گروه بورسی و پیش‌بینی 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 ۵. نتایج حاصل از پاداش ریسک‌های مدل‌های مختلف

نام متغیر	علامت اختصاری	مقدار
میانگین بازده فصلی نرخ سود کوتاه‌مدت	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

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس مطالعات مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) می‌توان پاداش ریسک را با استفاده از پارامترهای β و γ 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:

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

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

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، γ ضریب ریسک‌پذیری، μ_x میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی، σ_x انحراف معیار نسبت مصرف دو دوره متوالی و $LnE\{R_e\} -$ LnR_f پاداش ریسک مدل است.

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

جدول ٦. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها و آماره‌های توصیفی داده‌ها

μ_x میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی	۰/۹۹۹
μ_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
γ مدل SDF سنتی	۲/۲۲
γ مدل SDF رفتاری (گردش مالی)	٦/٤۳
γ مدل SDF رفتاری (صرف نوسانات)	۲/۸۷

مأخذ: 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

مأخذ: 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 است.

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) براساس مشاهدات واقعی نزدیکتر است و همچنین با توجه به اختلاف

پاداش ریسک این سه مدل با پاداش ریسک براساس مشاهدات واقعی، می‌توان نتیجه گرفت این معما صرف سهام در ایران نیز وجود دارد.

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

ازآنجاکه نتایج روش GMM، حاکی از معنادار بودن ضرایب مدل بود اما این روش نمی‌تواند تشخیص دهد که کدام مدل بهتر است. به منظور مقایسه این دو الگو با استفاده از معیار هنسن- جاناتان به انتخاب مدل مناسب می‌پردازیم 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

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٦. 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) است.

در سال‌های اخیر اقتصاددانان مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی متفاوتی با رویکرد الگوی (SDF) معرفی کرده‌اند اما نتایج آنها خیلی با واقعیت سازگار نبوده است و دلیل آن در نظر گرفتن فروض عقلایی و عدم لحاظ احساس در مدل‌های سنتی است. در این مقاله براساس 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:

- ضریب یا عامل ترجیح زمانی(β) در سه حالت نزدیک به یک است که نشان‌دهنده صبور بودن افراد جامعه است.

- ضریب ریسک‌پذیری (γ) در هر دو مدل SDF رفتاری، نسبت به مدل SDF سنتی بیشتر است و این بخاطر ورود متغیر احساسات به مدل رفتاری است 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 نماینده‌ای برای دارایی ریسکی در نظر بگیریم، مقدار پاداش ریسک نسبت به سپرده کوتاه‌مدت و یکساله برابر با ۰/۰۳۹۸۳۲ خواهد بود. همچنین نتایج SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) ۰/۰۳۵ است که نشان می‌دهد نتایج پاداش ریسک مدل SDF رفتاری به پاداش ریسک براساس مشاهدات دنیای واقعی نزدیکتر است.
- معیار فاصله هانسن– جاناتان (HJ) که برای مقایسه عملکرد مدل‌های غیرخطی و مبتنی بر روش GMM است، نشان می‌دهد که مدل SDF رفتاری بهتر و کاراتر است.

و بعد از محاسبه ضرایب مدل، آنها را در معادله LOG-SDF قرار داده و در قالب نمودار این دو مدل را با یکدیگر مقایسه کردیم. 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 است. نتایج حاکی از آن است که مدل (SDF) رفتاری نسبت به مدل سنتی با واقعیت‌های بورس تهران سازگارتر و ضریب احساس معنادار است. 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.

زمانی که دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با یکدیگر برخورد کرده‌اند، مقدار احساس برابر صفر است و قیمت آن سهم کارا بوده و زمانی که SDF رفتاری بالاتر از SDF سنتی بوده، افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین بوده‌اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان است و این می‌تواند شروعی برای قفل شدن در صف‌های فروش یا منفی شدن بعد از خوردن حجم زیاد باشد. همچنین زمانی که SDF رفتاری پایین‌تر از SDF سنتی بوده افراد به بازار بیش از حد بدبین بوده‌اند و قیمت ها کمتر از ارزش ذاتی‌شان است و این می‌تواند آغازی برای قفل شدن در صف‌های خرید یا مثبت خوردن سهم بعد از خوردن حجم زیاد باشد.

به عنوان مثال در سال ۹۸ و ابتدای سال ۹۹ بازار ناکارا و قیمت‌های بازاری کمتر از ارزش ذاتی‌شان بود و نمودار SDF رفتاری پایین‌تر از SDF سنتی قرار داشت و افراد به بازار بدبین بوده‌اند و در ادامه این دو نمودار با یکدیگر برخورد کرده‌اند که در این نقطه می‌توان بیان کرد قیمت‌ها کارا بوده است. هر چقدر به پایان سال ۹۹ نزدیکتر شدیم دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار از یکدیگر دورتر شده‌اند و افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین شده‌اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان قیمت‌گذاری شده‌اند. بنابراین با توجه به اینکه در مدل‌های 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 می‌دهد که از طریق عامل حجم معاملات در بروز خارجی احساس می‌توانیم حقایق مهمی در مورد نوسانات بازار دارایی و شناسایی حباب‌های بازار در راستای انحراف از قیمت ذاتی سهم‌ها توضیح دهیم و نتایج این تحقیق همانند نتایج لو و همکاران (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که SDF تجربی در بورس اوراق بهادر ایران رفتاری و نوسانی است.

از جمله آثار رونق بورس بر اقتصاد می‌توان به قیمت‌گذاری واقعی دارایی‌ها اشاره کرد. در حال حاضر بازار سرمایه ایران بسیار بزرگ شده است و لذا نمی‌توان با روش‌ها و ابزارهای قبلی آن را مدیریت کرد. ازآنجاکه احساسات نقش بسیار مهمی را در این بازار ایفا می‌کند و وجود متغیر احساس بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها در این پژوهش تأثیر معنی‌داری 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 قیمت‌گذاری دارایی‌ها به درستی و کارا انجام شود. از جمله راهکارهای مهم در این راستا عبارت است 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.

ORCID

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

Mohammad Mehdi Bagheri https://orcid.org/0000-0001-6466-2861

منابع

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

طالبلو، رضا، طلاکش نایینی، حسین و مهاجری، پریسا. (۱۳۹۶). ارزیابی اعتبار تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی در بازار سهام ایران: بکارگیری سطح بهینه معنی‌داری و آزمون برابری احتمال، *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۳(۱)، ۱۳۵-۱۶۳. 10.22075/JEM.2018.15211.1182

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

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)، ۹-۵۴. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962

References

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

Baker, M. & Stein, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, *7*(3), 271–299. doi: 10.1016/j.finmar.2003.11.005.

Baker, M. & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, *21*(2), 129–152. doi:10.1257/jep.21.2.129.

Baker, M., Wurgler, J. & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, *104*(2), 272–287. doi: 10.1016/j.jfineco.2011.11.002.

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. doi: 10.1016/j.jfineco.2014.

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

Barberis, N. (2018). Psychology-based models of asset prices and trading volume, *Yale School of Management*: 79-175. https://doi.org/10.1016/bs.hesbe.2018.07.001.

Berk, J.B. & Van Binsbergen, J.H. (2016). Assessing asset pricing models using revealed preference. *Journal of Financial Economics*, *119*(1), 1–23. doi: 10.1016/j.jfineco.2015.08.010

Byun, S.J., Lim, S.S. & Yun, S.H. (2016). Continuing overreaction and stock return predictability. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *51*(6), 2015–2046. doi:10.1017.

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. https://doi.org/10.2307/2676188

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. https://doi.org/10.1111/eufm.12140

Cochrane, J. (2000). *Asset Pricing*, University of Chicago.

Cohen, L. & Frazzini, A. (2008). Economic links and predictable returns. *The Journal of Finance*, *63*(4), 1977-2011. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01379.x

Cooper, I. & Priestley, R. (2013). The world business cycle and expected returns. *Review of Finance*, *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. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00077

Dennis, P.J. & Mayhew, S. (2002). Risk-neutral skewness: Evidence from stock options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *37*(3), 471-493. http://dx.doi.org/10.2307/3594989

Engle, R. & Rosenberg, J. (2002). Empirical pricing kernels. *Journal of Financial Economics,* 64, 341–372. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00128-9

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. doi:10.1016/0304-405X (93)90023-5.

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. doi:10.1007/s11573- 011-0536-x.

Fisher, K.L. & Statman, M. (2003). Consumer confidence and stock returns. *The Journal of Portfolio Management*, *30*(1), 115-127. doi: 10.3905/jpm.2003.319925

Hong, H. & Stein, J.C. (2007). Disagreement and the stock market (digest summary). *Journal of Economic Perspectives*, *21*(2), 109–128. doi:10.1257/jep.21.2.109.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance*, *56*(2), 699-720. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00342

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. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2050435

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

Michailidis, G., Tsopoglou, S. & Papanastasiou, D. (2006). Testing the capital asset pricing model (CAPM): The case of the emerging Greek securities market. *International Research Journal of Finance and Economics*, *4*(1), 78–82.

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.

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. https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.06.005

Sahalia, Y. & Lo, A. (2000). Nonparametric risk management and implied risk aversion. *Journal of Econometrics*, *94*(1-2), 9-51. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00016-0.

Schaul, K. (2013). Investor sentiment. Tilburg: Master in Finance, Tilburg University.

Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, *16*(3), 394–408. doi: 10.1016/j.jempfin.2009.01.002.

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. doi:10.1111/eufm.12059.

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. https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.03.001

Statman, M., Fisher, K.L. & Anginer, D. (2008). Affect in a behavioral asset-pricing model. *Financial Analysts Journal*, *64*(2), 20–29. doi:10.2469/faj. v64.n2.8.

Strugnell, D., Gilbert, E. & Kruger, R. (2011). Beta, size and value effects on the JSE, 1994–2007. *Investment Analysts Journal*, *40*(74), 1–17. https://doi.org/10.1080/10293523.2011.11082537

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*, *27*(93), 9-54. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962. [In Persian].

Taleblou, R. & Sheikhi, H. (2017). Financial asset pricing test in chemical and petrochemical companies: Compare factor patterns. *Iranian Energy Economics*, *7*(25), 61-94. https://doi.org/10.22054/jiee.2018.9048. [In Persian].

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*, *9*(2), 83-112. https://doi.org/10.22096/esp.2022.532379.1534. [In Persian].

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*, *3*(1), 135-163. Doi:10.22075/jem.2018.15211.1182. [In Persian]..

Uhl, M.W. (2014). Reuter's sentiment and stock returns. *Journal of Behavioral Finance*, *15*(4), 287-298. https://doi.org/10.1080/15427560.2014.967852

Verardo, M. (2009). Heterogeneous beliefs and momentum profits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *44*(4), 795–822. https://doi.org/10.1017/S0022109009990214

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.

استناد به این مقاله: طالبلو، رضا و باقری تودشکی، محمدمهدی. (۱۴۰۳). احساسات به عنوان یک عامل ریسک در بازار سرمایه: تحلیلی از بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۴۹-۸۹.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.