

Estimation of Time Preference Rate in Behavioral and Traditional SDF Model and Measuring it with Intergenerational Justice

Mojtaba Bagheri Todashki*

Majid Habibian**

Mohammad Mahdi Bagheri Todashki***

Abstract

Time preference rate is a fact that exists in the outside world and reality, and some economists also believe that zero time preference rate is compatible with intergenerational justice. Some Muslim economists are also of the opinion that Islamic values seek to reduce this external reality, and as a result, they consider the time preference rate to be zero or close to zero as an indicator of the society's approach to intergenerational justice. Assuming that the rate of time preference is an indicator for society's approach to intergenerational justice, therefore, it is always possible to measure the distance of society from the value of intergenerational justice by measuring this index.

There are different methods to measure this rate according to the factors affecting it, one of these methods is based on the behavioral or traditional Stochastic Discount Factor (SDF) estimation, and this research also intends to use data from the Iranian capital market. and with the help of behavioral and traditional SDF models to estimate the rate of time preference.

The research results show that the time preference factor in traditional SDF and behavioral SDF models is 0.98 and 0.84, respectively, and because the time preference rate obtained from the time preference factor in the traditional model is equal to 0.12 and in the behavioral model is equal to 0.19. Therefore, it can be concluded that the emotional pricing model shows the distance of the society from the intergenerational justice oriented society.

Keywords: Pricing of capital assets, GMM method, stochastic discount factor, behavioral and traditional (classical) SDF model, sentiment index, time preference rate, intergenerational justice.

Classification JEL: G02 ·G12 ·E13 ·E03·C52.

* Assistant Professor, Department of Economics, Mofid University, Qom, Iran,
bagherisudden@gmail.com.

** Assistant Professor, Department of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran,
mhnaqibi@gmail.com.

*** Assistant Professor, Ph.D., Financial Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran,
Visiting Professor of Allameh Tabatabai University (corresponding author), bagherimm6@gmail.com.

برآورد نرخ ترجیح زمانی در مدل SDF رفتاری و سنتی و سنجش آن با عدالت بین نسلی

مجتبی باقری تودشکی*

مجید حبیبیان**

محمد مهدی باقری تودشکی***

چکیده

نرخ ترجیح زمانی واقعی است که در جهان خارج و واقعیت وجود دارد و برخی از اقتصاددانان نیز بر این عقیده‌اند که نرخ ترجیح زمانی صفر با عدالت بین نسلی سازگار می‌باشد. برخی از اقتصاددانان مسلمان نیز بر این عقیده‌اند که ارزش‌های اسلامی به دنبال کاهش این واقعیت خارجی بوده و در نتیجه صفر یا نزدیک به صفر شدن نرخ ترجیح زمانی را شاخصی برای نزدیک شدن جامعه به عدالت بین نسلی می‌دانند. با فرض اینکه میزان نرخ ترجیح زمانی شاخصی برای نزدیک شدن جامعه به عدالت بین نسلی باشد، بنابراین، همیشه می‌توان با اندازه‌گیری این شاخص، میزان فاصله جامعه را از ارزش عدالت بین نسلی اندازه‌گیری نمود.

روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری این نرخ با توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن وجود دارد که یکی از این روش‌ها براساس برآورد عامل تنزیل تصادفی (SDF) رفتاری و یا سنتی می‌باشد و این تحقیق نیز در نظر دارد که با استفاده از داده‌های بازار سرمایه ایران و با کمک مدل‌های SDF رفتاری و سنتی به برآورد نرخ ترجیح زمانی بپردازد.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد عامل ترجیح زمانی در مدل‌های (SDF) سنتی و (SDF) رفتاری به ترتیب ۰.۹۸ و ۰.۸۴ بوده و چون نرخ ترجیح زمانی به دست آمده از عامل ترجیح زمانی در مدل سنتی برابر با ۰.۱۲ و در مدل رفتاری برابر با ۰.۱۹ می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل قیمت‌گذاری حاوی احساس، فاصله جامعه را از جامعه عدالت محور بین نسلی دورتر نشان می‌دهد.

واژگان کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، روش GMM، عامل تنزیل تصادفی، مدل SDF رفتاری و سنتی (کلاسیک)، شاخص احساس، نرخ ترجیح زمانی، عدالت بین نسلی.

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

bagherisudden@gmail.com

mhnaqibi@gmail.com

bagherimm6@gmail.com

* استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه مفید، قم، ایران

** استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

*** استادیار، دکتری، اقتصاد مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، استاد مدعو دانشگاه علامه طباطبائی

(نویسنده مسئول)

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۶

۱. مقدمه

از جمله مباحث با اهمیت در دانش اقتصاد نرخ ترجیح زمانی است که گاه از عبارات متفاوت دیگری مثل نرخ بهره برای آن استفاده می‌شود و بسیاری از اقتصاددانان ترجیح زمانی را مهم‌ترین عامل ایجاد بهره پولی در بازار می‌دانند. نرخ ترجیح زمانی واقعیتی است که در جهان خارج و واقعیت وجود دارد. افزون‌براینکه برخی از اقتصاددانان بر این عقیده‌اند که نرخ ترجیح زمانی صفر با عدالت بین نسلی سازگار است، برخی از اقتصاددانان مسلمان نیز بر این عقیده‌اند که ارزش‌های اسلامی به دنبال کاهش این واقعیت خارجی بوده، و در نتیجه صفر یا نزدیک به صفر شدن نرخ ترجیح زمانی را شاخصی برای نزدیک شدن جامعه به ارزش‌های اسلامی و عدالت بین نسلی می‌دانند.

عوامل مختلف ارزشی، روانی، اقتصادی و فنی بر نرخ ترجیح زمانی تأثیرگذارند که باعث افزایش یا کاهش این نرخ شده و بنابراین، برای نزدیک شدن به عدالت بین نسلی باید به دنبال عوامل تأثیرگذار بر این نرخ بوده و از طریق عوامل آن این نرخ را در جامعه کاهش داد.

با فرض اینکه نرخ ترجیح زمانی شاخصی برای نزدیک شدن جامعه به عدالت بین نسلی باشد، بنابراین، همیشه باید با اندازه‌گیری این شاخص میزان فاصله جامعه از ارزش عدالت بین نسلی را اندازه‌گیری کرد و روش‌های مختلفی هم برای اندازه‌گیری این نرخ با توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن دنبال می‌شود که یکی از این روش‌ها نیز با برآورد SDF^1 رفتاری و یا سنتی دنبال می‌شود.

نرخ ترجیح زمانی از یک فرد به فرد دیگر، از بخش خصوصی به بخش دولتی، از یک بخش خصوصی به بخش خصوصی دیگر ممکن است متفاوت شود و در طول زمان نیز با توجه به عواملش قابلیت انعطاف دارد و این تحقیق نیز در نظر دارد که با استفاده از داده‌های بازار سرمایه ایران و با استفاده از مدل رفتاری و سنتی به برآورد نرخ ترجیح زمانی و ضریب یا عامل ترجیح زمانی پردازد و نشان دهد که این دو نرخ ترجیح زمانی متفاوتی را به ما می‌دهند و مدل رفتاری نرخ ترجیح زمانی را نسبت به مدل سنتی بیشتر برآورد می‌کند و این نشان‌دهنده آن است که جامعه از عدالت بین نسلی بیشتر فاصله گرفته است. برای اثبات این مطلب ابتدا به ادبیات موضوع پرداخته که در این راستا به تعریف نرخ ترجیح زمانی، انواع آن، عوامل اثرگذار بر آن و سپس تعریف عدالت بین نسلی و رابطه آن با نرخ ترجیح زمانی، شرح مدل

1. Stochastic Discount Factor.

قیمت‌گذاری SDF رفتاری و سنتی و روش‌های اندازه‌گیری آن می‌پردازد و در بخش بعد به اندازه‌گیری نرخ ترجیح زمانی و ضریب یا عامل ترجیح زمانی از این دو روش می‌پردازد.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱. مفهوم نرخ ترجیح زمانی

ترجیح زمانی^۱ اصطلاحی پویا که مرکب از دو کلمه ترجیح و زمان است و دربردارنده نوع خاصی از ترجیح و برتری در انتخاب - و نه هر انتخابی - می‌باشد. ترجیح زمانی یک ویژگی رفتاری است که در واقع، در انتخاب بین دو مقطع زمانی، برتری را به مقطع زمانی نزدیک‌تر بدهیم. چنانچه بین دو انتخاب، یکی مربوط به زمان حال و دیگری مربوط به زمان آینده قرار بگیریم، براساس این ویژگی رفتاری، ارجحیت را در مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید به زمان حال می‌دهیم. ریشه چنین ترجیحات رفتاری رویکرد ابهام‌گریزی^۲ انسان‌ها، و به صورت دقیق‌تر اجتناب از ابهامی است که در آینده وجود دارد (عبداللهی نیسیانی و رضائیان، ۱۳۹۶). بدین صورت یک واحد کالا برای مصرف حال بر مصرف آینده ترجیح داده می‌شود، سرمایه‌گذاری حال بر سرمایه‌گذاری آینده ترجیح داده می‌شود، تولید حال بر تولید آینده ترجیح داده می‌شود. ترجیح زمانی یکی از دلایل لزوم وجود بهره در اقتصاد سرمایه‌داری شناخته شده است؛ البته، ترجیح زمانی، تنها تعیین‌کننده بهره نیست؛ بلکه ریشه‌های متعدد دیگری نیز بر آن بیان شده است که بوم باورک به آن اشاره دارد (دلالی و همکاران، ۱۳۸۷).

البته ما نباید اشتباه کنیم و باید بین نرخ ترجیح زمانی و عامل ترجیح زمانی فرق بگذاریم. وقتی ارزش حال منافع و سودهای خالص یک دارایی را بعد از t سال بخواهیم به دست آوریم، در آن رابطه از نرخ ترجیح زمانی استفاده کرده و رابطه به صورت $P_V = B_S / (1 + r)^t$ می‌باشد. که در آن r نرخ ترجیح زمانی بوده و B_S منافع خالص و P_V ارزش حال آن دارایی و همچنین $\beta = 1 / (1 + s)^t$ نیز ضریب یا عامل ترجیح زمانی (تنزیل) می‌باشد. بنابراین، نرخ ترجیح زمانی با ضریب یا عامل ترجیح زمانی (که متناسب با ارزشمندی کنونی منفعت حاصل شده در آینده است) رابطه‌ای معکوس دارد که گاه این دو با هم خلط می‌شوند.

1. Time preference.

2. Ambiguous Aversion.

۲-۲. نحوه تأثیر نرخ ترجیح زمانی بر اقتصاد

نرخ ترجیح زمانی بر زندگی انسان تأثیرگذار و نحوه تأثیرگذاری آن را می‌توان از دو منظر بررسی کرد: الف) اعمال ترجیح زمانی توسط نسل فعلی بر آینده شخصی خود؛ ب) اعمال ترجیح زمانی توسط نسل‌های حاضر بر دیگر افراد نسل‌های آتی. و نتیجه هر دو منظر آن است که منابع کمتری بر ای استفاده‌آیندگان باقی می‌ماند. با این تفاوت که در مورد اول، نسل فعلی مصرف حال خود را با هزینه کاهش سطح پس‌انداز منابع مورد مصرف در آینده خود، افزایش می‌دهد. و در حالت دوم، نسل حاضر مصرف خود را با هزینه کاهش سطح مصرف تمامی نسل‌های آتی، که هنوز نیامده‌اند، افزایش می‌دهد. این مسئله باعث اشباع زود هنگام سطح مصرف می‌شود که نتیجه آن اتلاف منابع است. پدیده فرامصرف از ترجیح زمانی، سطح بهینه پس‌انداز پولی را کاهش می‌دهد و به‌طور کلی، بر حجم منابع اقتصادی باقیمانده برای استفاده در آینده، تأثیرگذار است. به‌طور مشخص تأثیر ترجیح زمانی بر منابع اقتصادی از دو وجه قابل بررسی است: الف) تأثیر ترجیح زمانی بر استفاده از منابع تجدیدنپذیر که در این حالت هرچه مقدار پارامتر ترجیح زمانی بالاتر باشد، ذخیره منبع تجدیدنپذیر در فاصله زمانی کوتاه‌تری تخلیه می‌شود و بنابراین، نسل‌های کمتری در آینده می‌توانند از آن استفاده کنند؛ ب) تأثیر ترجیح زمانی بر منابع تجدیدنپذیر که در این حالت با افزایش مقدار پارامتر ترجیح زمانی، حجم ذخیره جریانی این منابع کمتر خواهد شد؛ یعنی همواره در طول زمان به‌جای اینکه ذخیره بیشتری از این منابع (مانند جنگل‌ها، آبیان، حیوانات اهلی و ...) در دسترس باشد، مقدار بهینه کمتری را خواهیم داشت.

در زمانی که نرخ ترجیح زمانی مثبت باشد، معنای آن چنین است که یک واحد برداشت از منابع، مطلوبیت نسل فعلی را بیشتر از نسل آینده افزایش داده و بنابراین، برای حداکثر شدن رفاه، سهم بیشتری از منابع طبیعی باید به او اختصاص یابد و مطلوبیت نسل آینده نیز باید با ضریب تنزیل، در تابع رفاه اجتماعی تنزیل شود.

۲-۳. نرخ ترجیح زمانی و عوامل تعیین‌کننده آن

برخی از رفتارهای انسانی ممکن است که جنبه عقلانی داشته باشد و برخی نداشته باشد و در مورد اینکه آیا ترجیح حال بر آینده ناشی از رفتار عقلایی یا غیر عقلایی است، اقتصاددانان به آن پرداخته‌اند. برخی از اقتصاددانان دلایلی را برشمرده‌اند که ترجیح زمانی را عقلانی جلوه داده‌اند که در این میان آراء بوم باورک، اروینگ، فیشر و فون مایرز جایگاهی ویژه دارند و برخی همانند پیگو

معتقدند که ترجیح زمانی در افراد باعث رفتار غیرعقلایی آنها می‌شود که در ادامه به آنها اشاره می‌شود:

۲-۳-۱. دیدگاه بوم باورک

ما در انتخاب‌های خود با دو نوع کالا روبه‌رو هستیم: کالاهای حال و کالاهای آینده. در ارزش‌گذاری کالاهای آینده، اغلب عنصری وجود دارد که موجب می‌شود آنها، هم‌اکنون کمی یا حتی مقدار زیادی، کمتر از ارزش نهایی آنها در آینده ارزش‌گذاری شوند (Bohm Bawerk, 1891). بوم باورک برای اثبات برتری کالاهای حال نسبت به آینده از سه دلیل اقتصادی، روان‌شناختی و فنی استفاده می‌برد:

الف) عامل اقتصادی

تفاوت در مقتضیات عرضه و تقاضا، ارزش کالاها را تعیین می‌کند. کالاهای آینده نیز ارزش خود را از تفاوت همان مقتضیات، اما در حال و آینده کسب می‌کنند. هنگامی که انسان در نیاز شدید به یک کالا است و امیدوار است که در آینده وضعیت او بهبود پیدا کند، همواره کالای حاضر نسبت به همان مقدار کالای آتی، بیشتر ارزش‌گذاری می‌شود. این وضعیت در زندگی اقتصادی افراد به دفعات اتفاق می‌افتد.

ب) عامل روان‌شناختی

با وجود پیشرفت حوزه‌های مختلف علوم و پیش‌بینی‌هایی که برای حوزه‌های مختلف دانش می‌شود و همچنین با توجه به تجربه گذشته، انسان از لحاظ روانی برای لذت‌ها و رنج‌های آینده نسبت به لذت‌ها و رنج‌های زمان حال اهمیت کمتری قائل است؛ از این رو به لحاظ روانی، کالاهایی که برای تأمین نیازهای آینده تدارک دیده می‌شوند، در نزد مردم ارزشی پایین‌تر از شدت مطلوبیت نهایی آتی خود دارند.

ج) عامل فنی

سومین عامل و شاید مهم‌ترین عامل، برتری فنی کالاهای حاضر بر کالاهای آینده از حیث مفهوم سرمایه است. به عقیده بوم باورک، در فرایند تولید سرمایه‌داری روش‌های تولید طولانی‌تر، مولدتر

هستند؛ یعنی چنانچه عوامل تولید در فرایندهای طولانی مدت به کار گرفته شوند، بازدهی بیشتری خواهند داشت؛ البته عوامل تولید حاضر بر عوامل تولید آتی از لحاظ فنی برتری دارند؛ زیرا آنها را می‌توان در فرایند تولید طولانی مدت تر به کار گرفت. به‌دیگرسخن، ابزار تولید زمان حال از نظر مولدیت نسبت به ابزار تولید آینده دارای برتری فنی هستند (Bohm Bawerk, 1891, pp.252-259).

۲-۳-۲. دیدگاه اروینگ فیشر

اروینگ فیشر برای بیان مفهوم ترجیح زمانی بیشتر از مفهوم بی‌صبری استفاده می‌برد. اینکه افراد تمایل دارند امکانات آینده خود را از طریق تقاضای وام، به امروز انتقال دهند به دلیل بی‌صبر بودن افراد است و درجات بی‌صبری برای افراد مختلف متفاوت است. فیشر بیان می‌کند که بی‌صبری یک فرد به چهار ویژگی از درآمد او وابسته است: الف) اندازه درآمد مورد انتظار؛ ب) توزیع درآمد مورد انتظار؛ ج) ترکیب مصرفی درآمد فرد؛ د) درجه ریسک و احتمال تحقق درآمد.

به‌طورکلی، گفته می‌شود اگر شرایط دیگر را برابر بگیریم، در درآمدهای پایین، افراد بیشتر تمایل دارند که درآمد آینده را به زمان حال منتقل کنند؛ یعنی افرادی که در طبقه درآمدی پایین قرار دارند، دارای بی‌صبری بیشتری می‌باشند. افزون‌بر درآمد، بی‌صبری می‌تواند مرتبط با ویژگی‌های فرد باشد و دست‌کم شش ویژگی شخصی زیر می‌تواند در بی‌صبری تأثیر داشته باشد که آنها عبارت‌اند از: الف) پیش‌بینی؛ ب) کنترل شخصی؛ ج) عادت؛ د) امید به زندگی؛ ه) نگرانی برای زندگی دیگران (فرزندان و بازماندگان)؛ و) دنباله‌روی از دیگران یا مد (Irving Fisher, 1930, p. 53, IIIV).

۲-۳-۳. دیدگاه فون مایرز

فون مایرز معتقد است که افراد تصمیمات مختلفشان را برحسب زمانی ارزیابی می‌کنند که باید انتظار بکشند تا اثر تصمیم به وقوع بپیوندد. در شرایط برابر، برای مطلوبیت زودتر نسبت به مطلوبیت دیرتر ترجیح قائل‌اند. ادعا می‌شود که بدون درک صحیح ترجیح زمانی نمی‌توان هیچ عملی را توجیه کرد. مایرز ترجیح زمانی را شرط لازم و قاطع از رفتار انسانی می‌داند. او تأکید می‌کند که انگیزه برای مصرف، از وجود ترجیح زمانی نشئت می‌گیرد؛ یعنی اگر کسی پیدا شود که بین مصرف حال و آینده بی‌تفاوت باشد، این فرد مصرف امروز را به فردا می‌اندازد و مصرف فردا را به روزهای بعد و بنابراین، هرگز مصرف اتفاق نمی‌افتد و فرد همواره پس‌انداز می‌کند. وی معتقد

است رفتار انسانی به مسئله کمیابی که در جریان زندگی فرد با آن روبه‌رو است، گره خورده است و تا زمانی که فرد با مسئله کمیابی مواجه است ناچار به انتخاب بین حال و آینده می‌باشد.

۲-۳-۴. دیدگاه پیگو و رمزی

از نظر برخی اقتصاددانان مانند آرتور پیگو و فرانک رمزی نقدهایی بر نظریه ترجیح زمانی وارد شده است و آنها بیان می‌کنند که ترجیح زمانی به دلیل «عدم عقلانیت» در افراد به وجود می‌آید. این مسئله که آینده در مقابل زمان حال اهمیت کمتری دارد ناشی از این است که چون آینده دور است، بنابراین، چشم‌انداز آن به جهت نوعی نقص در ما می‌باشد و به همین دلیل ما آن را کمتر ارزیابی می‌کنیم و نتیجه عملی حاصل از این نزدیک‌بینی، پایین آمدن سطح بهینه پس‌انداز و از بین رفتن محیط‌زیست می‌باشد.

پیگو معتقد است برتری لذت کنونی نشان نمی‌دهد که یک مقدار مشخص لذت کنونی از همان مقدار لذت در آینده بزرگ‌تر باشد و بنابراین، این لذت ترجیح داده می‌شود. این ترجیحات فقط نشان می‌دهند که قوای ذهنی ما ناقص است و ما لذت‌های آینده را در مقیاس تقلیل یافته می‌بینیم.

رمزی تنزیل مطلوبیت آینده را از نظر اخلاقی غیرقابل دفاع می‌داند و می‌گوید برخلاف مواردی که باورک برای بیان دلیل اقتصادی ترجیح حال بر آینده از آن نام می‌برد، موارد بسیار متنوعی را می‌توان یافت که در آنها استفاده آینده بر استفاده حال ترجیح دارد. به عنوان مثال، کسی که در استفاده از یک ابزار فنی تخصص ندارد، با یک دوره انتظار برای یادگیری کار با وسیله، استفاده از آن را به تأخیر خواهد انداخت (Ramsey, 1928, p. 547).

۲-۴. نرخ ترجیح صفر و دیدگاه‌های ارزشی مرتبط با آن

برخی از اقتصاددانان اشاره به عدالت بین نسلی و نرخ ترجیح زمانی مثبت داشته و صفر بودن آن را سازگار با عدالت بین نسلی بیان کرده‌اند. کلام و بروم (۱۹۹۲) در دفاع از به‌کارگیری نرخ تنزیل صفر در وضعیت افزایش گرمای کره زمین بحث کرده و رمزی و هارود نیز معتقد بودند که نرخ تنزیل مثبت نوعی عدم تناسب اساسی بین نسل‌های حال و آینده به‌ویژه نسل‌های بسیار دور آینده پدید می‌آورد. بنابراین، اگر بخواهد عدالت بین نسلی برقرار باشد، هر نسلی هم موظف به واگذاری میراث‌های ارزشمند و از آن جمله طبیعت سالم و زمین پربار برای نسل بعدی خویش است و هر

نسل باید منابع آب و هوا و خاک را خالص و بدون آلودگی، همانند زمانی که این منابع بر روی کره زمین بوده‌اند، حفظ کرده و برای نسل بعد باقی‌گذارد (منبع اسناد یونسکو، به نقل از پرمن، ۱۳۸۲، ص ۱۰۸). بنابراین، طبیعت به دلیل ماهیت وجودی خود به تمام انسان‌ها و به تمام نسل‌ها به یک اندازه تعلق دارد و این نیز به برکت نرخ تنزیل صفر ممکن خواهد بود (هوفه، به نقل از طبری، ۱۳۸۳، ص ۹ - ۸۹).

برخی از اقتصاددانان مسلمان نیز معتقدند که ترجیح زمانی مثبت و غیرصفر نیز که به معنای این است که یک واحد مصرف بیشتر از منابع مطلوبیت نسل فعلی را نسبت به نسل آتی بیشتر افزایش می‌دهد، با عدالت اسلامی سازگار نیست و همان‌طور که افراد گوناگون در درون یک نسل هیچ ترجیحی بر یکدیگر ندارند، همچنین، افراد نسل‌های گوناگون نیز در این مسئله از فرصت‌های یکسان برخوردارند و از قرآن نیز برای آن شواهدی می‌آورند که خداوند در خطاب‌های عام خود نسبت به همه نسل‌ها فرموده است که آنچه در آسمان و زمین است برای شماست و همچنین، نعمت‌های خداوند به افراد و گروه‌های خاص در زمان و مکان خاص اختصاص ندارد و در برخی روایت‌های خاص^۱ از معصومان نسبت به زمین تأکید شده است که زمین فتح شده برای تمام مسلمانان است، اعم از کسانی که امروز مسلمان‌اند و یا روزهای بعد مسلمان شده و یا بعد متولد می‌شوند (الحر العاملی، ۱۴۱۳ق، ج ۱۵، باب ۴۱؛ فراهانی فرد، ۱۳۸۶، ص ۱۳۵).

گفتنی است در مورد منابع تجدیدپذیر، نگاه اسلامی در عدالت بین‌نسلی از این منظر موافق نرخ ترجیح زمانی کمتر است که می‌خواهد مطمئن شود در اثر عدم عجله و تکامل تدریجی توانایی‌های بشر در مصرف، مبادا منابع به کلی تلف و غیرقابل استفاده شوند و این با تمام شدن منابع متفاوت است؛ زیرا ممکن است ارزش افزوده نسل کنونی بر منابع فعلی آنچنان باشد که نسل بعدی بیشتر بتواند بهره‌برداری کنند.

۱. الحسين بن سعيد عن صفوان بن يحيى عن ابن مسكان عن محمد الحلبي قال: سئل أبو عبد الله عن السواد ما منزلته؟ فقال: هو لجميع المسلمين لمن هو اليوم ولمن يدخل في الإسلام بعد اليوم ولمن لم يخلق بعد، فقلنا الشراء من الدهاقين؟ فقال: لا يصلح إلا أن يشتري منهم على أن يصيرها للمسلمين فإذا شاء ولي الأمر أن يأخذها أخذها، قلنا فإن أخذها منه قال: يرد إليه ماله وله ما أكل من غلتها بما عمل. در این روایت از امام صادق (ع) درباره زمین عراق پرسش می‌شود، امام در پاسخ می‌فرماید: این زمین‌ها برای تمام مسلمانان است، اعم از کسانی که امروز مسلمان‌اند یا روزهای بعد مسلمان می‌شوند و نیز کسانی که بعد متولد می‌شوند. پرسش شد می‌توان این زمین‌ها را از کشاورزان خرید؟ فرمودند: جایز نیست مگر به ضرورت اینکه ملک مسلمین بشود خریداری شود؛ پس هر موقع ولی امر بخواهد می‌تواند آنها را بگیرد، پرسیده شد اگر چنین کند؟ فرمودند: در این صورت مال او را به وی برگردانده و منافع به دست آمده زمین نیز در مقابل کاری که انجام داده به او داده می‌شود.

۲-۵. الگوی قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر عامل تنزیل تصادفی (SDF)

یکی از مهم‌ترین رویکردهای قیمت‌گذاری دارایی، الگوی قیمت‌گذاری دارایی براساس عامل تنزیل تصادفی 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 (Folde, 2000; Cochrane, 2000). این مفهوم بسیار حائز اهمیت است و براساس آن عامل تنزیل تصادفی، مدل‌های قیمت‌گذاری متفاوتی مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف تعدیل شده از جمله HCCAPM، SCCAPM، و ICCAPM... ایجاد شده است. به‌عنوان مثال، اگر عامل تنزیل تصادفی به‌صورت یک ارتباط خطی با بازده بازار در نظر گرفته شود، می‌توان در این الگو، مدل قیمت‌گذاری دارایی را استخراج نمود، حال اگر عامل تنزیل تصادفی به‌عنوان نرخ نهایی جانیشینی مصرف در نظر گرفته شود، می‌توان مدل CCAPM را استخراج کرد. شفرین با وارد کردن احساس بازار به‌عنوان عامل تنزیل تصادفی، توانسته است مدل SDF رفتاری را استخراج نماید (Shefrin, 2008).

۲-۶. پیشینه تحقیق

در زمینه نرخ ترجیح زمانی و تأثیر آن بر اقتصاد، عوامل مؤثر بر آن، رابطه آن با عدالت بین‌نسلی، و همچنین، برآورد و تخمین آن از روش‌های مختلف مقالات متعددی نوشته شده است که در اینجا به برخی از آنها اشاره می‌شود. دلالی اصفهانی و همکاران (۱۳۸۷) به رابطه نرخ ترجیح زمانی با رفتار تخصیصی پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و مصرف افراد پرداخته و می‌نویسند هرچه اندازه پارامتر ترجیح زمانی بیشتر باشد، حجم بهینه پس‌انداز کمتر و رفتار تخصیصی افراد از معیار عقلانیت، فاصله بیشتری می‌گیرد و مطالعات تجربی در دیگر کشورها نیز مؤید این مطلب است. همچنین، آنها با استفاده از روش معادلات ساختاری، مدل علل چندگانه (MIMIC) به برآورد این متغیر برای اقتصاد ایران در فاصله زمانی ۸۱-۱۳۵۱ پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که با افزایش نرخ ترجیح زمانی در فاصله زمانی یادشده سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌شدت کاهش یافته است. عبدلی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل رمزی که نرخ رشد مصرف واقعی سرانه، کشش مطلوبیت نهایی مصرف و نرخ تنزیل مبتنی بر مرگ‌ومیر را دربردارد، به محاسبه نرخ تنزیل اجتماعی در ایران پرداخته است و در فاصله زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۳) نرخ تنزیل را ۷/۲ درصد برآورد کرده است.

زارعان و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از نرم افزار MATLAB و کالیبره کردن الگوی چگونگی تأثیر ترجیح زمانی بر رشد اقتصادی، نتیجه می‌گیرد که موجودی سرمایه، مصرف و رشد اقتصادی در حالت تعهد کامل، در مسیر بهینه متغیرها با یکدیگر همگرا شده و افزایش نرخ ترجیح زمانی نیز باعث کاهش رفاه اقتصادی و مسیر بهینه متغیرها می‌شود.

مزینی (۱۳۹۶) در مقاله‌ای ضمن بیان تفاوت نرخ تنزیل اجتماعی با نرخ تنزیل متعارف به بررسی ماهیت، ابعاد و رویکردهای محاسبه نرخ تنزیل اجتماعی و نیز تجربیات کشورها (از جمله ایران) در این رابطه می‌پردازد و سپس تلاش می‌کند که توصیه‌های کاربردی در ارتباط با محاسبه و به‌کارگیری نرخ تنزیل اجتماعی مطرح کند.

عقیل حسینی (۱۳۹۸) می‌نویسد وجود نرخ تنزیل می‌تواند باعث تشدید بحران‌های زیست‌محیطی شود؛ به‌گونه‌ای که بقا و بهزیستی در نسل‌های آتی را به مخاطره افکند و همچنین، برای تحقق معیار پایداری و جلوگیری از افول مسیر بهینه منابع زیست‌محیطی نرخ تنزیل اجتماعی باید صفر باشد. طلاکش نائینی و همکاران (۱۴۰۱) نشان دادند در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، روش عامل تنزیل تصادفی، کارایی بیشتر و پایداری کمتری نسبت به روش بتا دارد.

طالبلو و همکاران (۱۴۰۱) نیز به بسط مدل الگوی قیمت‌گذاری دارایی براساس عامل تنزیل تصادفی با رویکرد سنتی و رفتاری در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها نیز با وارد کردن احساس به تابع مطلوبیت و با استفاده از معادلات اولر و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و با در نظر گرفتن دو شاخص احساس گردش مالی بازار و صرف نوسانات به تخمین متغیر احساس در بورس تهران و در دوره زمانی ۹۹-۱۳۹۰ به برآورد پارامترهای دو مدل قیمت‌گذاری دارایی پرداخته (که از جمله آنها نرخ ترجیح زمانی است) و نتیجه گرفته‌اند که این نرخ در هر دو مدل پایین بوده و شکیبایی در میان این گروه‌ها و بیشتر کردن مصرف آینده به ضرر مصرف حال در حد بالایی است. داسگوپتا^۱ و همکاران (۲۰۰۰) می‌نویسند رویه فعلی بیشتر مدل‌سازان جهانی انرژی که تکیه بر نرخ‌های بازده بازار (بدون ریسک) می‌کنند، معیوب است و همچنین، بیان می‌کنند که چگونه می‌توان در چارچوب یک مدل رسمی آلودگی محیط‌زیست در طول یک برنامه بهینه، نرخ‌های تنزیل اجتماعی را صفر و یا حتی منفی به حساب آورد و نرخ‌های تنزیل اجتماعی مثبت برای عدالت بین نسلی آب‌وهوا مضر می‌باشند.

1. Dasgupta.

دیویدسون^۱ (۲۰۱۲) می‌نویسد عدالت بین‌نسلی نمی‌تواند از طریق نظریه‌های ایدئال اخلاقی برای نسل‌های آینده جهتی کاربردی بیابد. همچنین، در زمینه تغییرات آب و هوایی، استاندارد یک انسان منطقی که در قانون تورث^۲ آمده است، از اهمیتی ویژه برخوردار است؛ درحالی‌که هیچ توجیهی برای رسیدگی به آلودگی در میان نسل‌ها، براساس هنجارها و قوانین بین‌المللی وجود ندارد که برای مدیریت آلودگی در کشورهای مختلف آمده و با یکدیگر متفاوت است.

مزینی و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری، روند نرخ تنزیل اجتماعی (SDR) در اقتصاد ایران را طی دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵ برآورد کرده و می‌نویسند نتایج نشان می‌دهد SDR طی دوره نمونه روند کاهشی ملایمی در اقتصاد ایران داشته است و از بین متغیرهای تأثیرگذار، نرخ تورم بیشترین تأثیر را بر روند آن داشته و سپس این مقاله کنترل تورم و انتظارات تورمی را برای مدیریت SDR و اثرات مخرب آن در ایران پیشنهاد کرده است.

لیپسیس^۳ (۲۰۲۱) با تخمین نرخ ترجیح زمانی از طریق معادله اوایلر و داده‌های سری زمانی برای مصرف شش کشور اروپایی به اختلاف ترجیح زمانی در میان کشورها پرداخته و می‌نویسد شواهد آماری مستقیمی از تفاوت‌های موجود در ترجیح زمانی در بین این کشورها دیده می‌شود. بی‌تردید فرضیه ترجیح زمانی همگن در بین کشورها رد می‌شود؛ درحالی‌که ناهمگونی در بین طبقات درآمدی در هر کشور با درجات مختلف تأیید می‌شود؛ اما ترجیح زمانی برای دو دهک آخر توزیع درآمد کمترین است.

عصاری آرانی^۴ و همکاران (۲۰۲۲) می‌نویسند نرخ ترجیح زمانی برای بهداشت دارای روندهای متفاوتی است. روند نرخ ترجیح زمانی برای سلامتی در فرانسه، سوئد و ایالات متحده نزولی با شیب کم، در هلند و سوئیس نزولی با شیب زیاد، در استرالیا، آلمان و کانادا به‌طور صعودی، در نروژ و بریتانیا با شیب ثابت همراه می‌باشد و معنای آن چنین است که مثلاً در آلمان و استرالیا مردم در طول زمان به سمتی رفته‌اند که منافع حال را بر آینده ترجیح داده و در فرانسه و سوئد این جهت برعکس و در نروژ و بریتانیا ثابت بوده است.

1. Davidson.

2. Tort.

3. Lipsis.

4. Assari Arani.

۳. برآورد نرخ ترجیح زمانی در مدل SDF رفتاری و سنتی

راه‌هایی برای اندازه‌گیری این نرخ رجحان زمانی دنبال شده است که برخی از آنها برای یک دوره زمانی یک عدد به ما می‌دهد و برخی اعداد متعدد. در برخی از این روش‌ها، عوامل روانی نادیده گرفته می‌شوند و در برخی به عوامل روانی نیز توجه می‌شود که در این تحقیق برآورد نرخ ترجیح زمانی در دو مدل SDF دنبال می‌شود که نوع رفتاری آن برخی عوامل روانی در آنها رعایت می‌شود؛ در حالی که در نوع سنتی رعایت نمی‌شود.

پیش از بیان و برآورد SDF رفتاری و سنتی لازم که با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و رفتاری آشنا شویم تا از آن طریق به سمت برآورد SDF رفتاری و سنتی حرکت کنیم.

۳-۱. الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

طبق بیان کوکران (Cochrane, 2000)، هر مدل قیمت‌گذاری دارایی به صورت رابطه $P = E(MR)$ قابل بیان است. در این رابطه، P ، نشان‌دهنده قیمت دارایی، M ، عامل تنزیل تصادفی (SDF) و R ، بازدهی دارایی می‌باشد. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی برمی‌گردد. ما در اینجا مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف^۱ را به عنوان نماینده مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در نظر می‌گیریم. طبق مدل CCAPM، هر چند بازدهی انتظار 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:^۲

$$1 = E_t(M_{t+1}R_{i,t+1}) \quad (1)$$

در این رابطه، $R_{i,t+1}$ بازده دارایی i ام 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^۳ است. هر مدل قیمت‌گذاری دارایی یک کرنل قیمت‌گذاری یا عامل تنزیل تصادفی منحصر به فرد دارد و عملکرد مدل‌های یادشده 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:

1. Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM).

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

3. Intertemporal Marginal Rate of Substitution (IMRS).

$$U(C, \eta) = \frac{C^{1-\eta}}{1-\eta}, \quad 0 < \eta < \infty \quad (2)$$

در این تابع مطلوبیت (رابطه ۲)، پارامتر η ، انحنای تابع مطلوبیت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر η برابر یک باشد، تابع مطلوبیت به صورت لگاریتمی در خواهد آمد. افزون بر این η ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای است. مصرف‌کننده مطلوبیت کل دوره را طبق رابطه زیر به حداکثر می‌رساند:

$$E_0\{\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t U(C_t)\} \quad 0 < \delta < 1 \quad (3)$$

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

$$Max_{C_t} E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j \left(\frac{C_{t+j}^{1-\eta}}{1-\eta} \right) \right\} \quad 0 < \delta < 1 \quad (4)$$

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^۱ در نظر گرفته شده است و طبق تعریف، برای به دست آوردن عامل تنزیل تصادفی می‌توان از رابطه زیر کمک گرفت:

$$M = \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \quad (5)$$

در این رابطه، $U'(C_{t+1})$ 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 بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کنندگان در این حالت کرنل قیمت به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\eta} \quad (6)$$

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

1. Constant relative risk aversion (CRRA).

۳-۲. الگوی رفتاری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

شفرین (۲۰۰۸) در کتابی تحت عنوان «قیمت‌گذاری دارایی با رویکرد رفتاری»^۱ بیان می‌کند که به‌طورکلی، مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی بر پایه رویکرد عقلایی می‌باشند و فرض می‌کنند که سرمایه‌گذاران دچار خطا نمی‌شوند و همه افراد انتظارات همگن دارند. در این رویکرد یک سرمایه‌گذار نماینده که دارای ترجیحات صحیح است به کار گرفته می‌شود که او قیمت را تعیین می‌کند و ممکن است ناهمگنی باورها موجب شود سرمایه‌گذار نماینده به سرمایه‌گذاری تبدیل شود که هیچ شباهتی به سرمایه‌گذاران موجود در بازار نداشته باشد که در رویکرد وی رفتاری این چنین نیست. هنگامی که احساس بازار صفر است، قیمت‌ها کارا می‌باشند؛ البته عکس این حالت نیز صادق است. به بیان روشن‌تر، نظریه قیمت‌گذاری دارایی باید رفتاری شود.

شفرین این کار را در غالب 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 عبارت‌اند 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 به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\ln(m) = \ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g) + \Lambda \quad (7)$$

در چارچوب کلاسیک سنتی، احساسات بازار صفر است و $\ln(m)$ برابر است با $\ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g)$. (Shefrin, 2008:234). با استفاده از داده‌های اختیارات، آتسالیها و لوو (Aït-Sahalia & Lo, 2000) و روزنبرگ و انگل (Rosenberg & Engle, 2002) SDF تجربی را تخمین زدند.

۳-۳. روش برآورد نرخ ترجیح زمانی با استفاده از مدل SDF سنتی و رفتاری

برای استخراج مدل قیمت‌گذاری دارایی SDF رفتاری و SDF سنتی از جمع‌بندی مدل‌های لوکاس (Lucas, 1987)، بریدن (Breeden, 1979)، شفرین (Shefrin, 2008)، وانگ (Wang, 2013)، مایو و سیلوا (Maio & Silva, 2020) و... استفاده شده است که باید احساس را به تابع مطلوبیت افزود. فرض کنید فردی دارای تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت باشد؛ به‌طوری‌که تابع مطلوبیت وی از نوع تابع کاب داگلاس به‌صورت زیر تعریف شود:

$$U(C_{T+1} Se_{t+1}) = \frac{(C_t^{1-\epsilon} se_t^\epsilon)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (8)$$

که C نشان‌دهنده مصرف، Se شاخص احساس و γ ضریب ریسک‌گریزی و E سهم احساس در مطلوبیت (درجه خوش‌بینی و بدبینی) است. اگر E 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:

$$W_{t+1} = R_{\omega, T+1}(W_t - C_t) \quad (9)$$

$$R_{\omega, t+1} = \sum_{i=1}^N \omega_{i,t} (R_{i,t+1} - R_{r,t+1}) + R_{r,t+1} \quad (10)$$

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، از این‌رو، به منظور استخراج SDF، مسئله یادشده در غالب برنامه‌ریزی به صورت زیر مطرح کرد:

$$\begin{cases} j(W_t) = \text{Max}_{C_t, Se_t, \{w_{i,t}\}_{i=1}^N} \{U(C_t, Se_t) + \delta E_t(jW_{t+1})\} \\ \text{مقید: (9) + (10)} \end{cases} \quad (11)$$

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

$$U_C(C_t, Se_t) = \delta E_t[j(W_{t+1})R_{w,t+1}] \quad (12)$$

$$U_{Se}(C_t, Se_t) = \delta E[j(W_{t+1})R_{w,t+1}] \quad (13)$$

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

$$\delta E_t[j_W(W_{t+1})(W_t - C_t)(R_{i,t+1} - R_{r,t+1})] = 0 \quad (14)$$

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:

$$J_W(W_t) = \delta E[j_W(W_{t+1})R_{w,t+1}]$$

$$J_W(W_t) = U_C(C_t, Se_t) \quad (15)$$

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

$$1 = E_t \left[\delta \frac{U_C(C_{T+1}, Se_{T+1})}{U_C(C_T, Se_T)} R_{W,t+1} \right] \quad (16)$$

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

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

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

(۱۸) می‌رسیم:

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

از این رو معادله گشتاوری برای بازدهی اضافی روی i مین دارایی ریسکی، به صورت زیر خواهد

بود:

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

اگر $E = 0$ باشد به مدل CCAPM می‌رسیم :

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

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

$$SDF: \ln m = \ln \delta + ((1-\epsilon)(1-\gamma) - 1) \ln g + \epsilon(1-\gamma) \Lambda \quad (۲۱)$$

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

$$(۲۲) \quad SDF: \ln \delta + (-\gamma) \ln g$$

۳-۴. متغیر جایگزین شاخص احساس (گردش مالی بازار)

اندازه‌گیری احساس سرمایه‌گذار به دلیل تنوع بخشی در مفاهیم و معیارهای آن کار راحتی نیست. پژوهشگران ابزارهای مختلفی را استفاده کرده‌اند که به طور وسیعی به عنوان معیارهای مستقیم و غیرمستقیم تقسیم‌بندی می‌شود. معیارهای مستقیم آنهایی هستند که به صورت مستقیم اعتقادات و حالت سرمایه‌گذار را در مورد بازار اندازه‌گیری می‌کنند. به عنوان مثال، نظرسنجی از سرمایه‌گذاران و متغیرهای جایگزینی که برای حالت استفاده می‌شود. معیارهای غیرمستقیم رفتار عوامل اقتصادی را با تحلیل نوسانات در بازار سرمایه اندازه‌گیری می‌کنند. روش مستقیم معیابی دارد که به شرح زیر است:

پژوهشگران مختلفی از جمله برون و کلایف (Brown and Cliff, 2004) به منظور اندازه‌گیری احساس، نظرسنجی از سرمایه‌گذاران را استفاده کرده‌اند. معمولاً افراد تمایل دارند که نقطه نظرات واقعی خود را پنهان کنند. بارفاردت (Burghardt, 2011) منابع متفاوتی از خطاهای بالقوه را در مورد یافته‌های نظرسنجی بیان می‌کند که می‌تواند به خاطر مصاحبه‌گر، مصاحبه‌شونده و پرسش‌نامه باشد. بنابراین، خطاهای اندازه‌گیری و انحراف در پاسخ‌ها ممکن است به شاخص احساسی منجر شود که تورش‌دار باشد که در واقع، ارتباط کمی با سطح احساس واقعی دارد (Zhang, 2008).

در عین حال، معیارهای شناخته شده بسیاری برای اندازه‌گیری احساسات به روش غیر مستقیم در بازارهای سهام معرفی شده است و در ادبیات مالی رفتاری، گردش مالی بازار (Baker & Estein, 2004) و (Baker et al, 2012) به عنوان یکی از مهم‌ترین و بهترین روش‌ها برای اندازه‌گیری احساس در بازار سرمایه در نظر گرفته می‌شود.

بیکر و وارگلر (Baker & Wurgler, 2007) 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. 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 نظر گرفته 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. بنابراین، زمانی که مبادله‌کنندگان خوش‌بین هستند و تقاضا برای سهام‌های با ارزش بیش از حد افزایش پیدا می‌کند، نقدینگی نیز باید افزایش پیدا کند (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 (Baker et al, 2012) از گردش مالی به عنوان یک متغیر جایگزین احساس استفاده کردند و با گرفتن لگاریتم طبیعی نسبت حجم به سرمایه آن را کمی کردند.

$$TURN_{jt} = \ln \left[\frac{\sum_i^N Vol_{ijt}}{\sum_i^N Cap_{ijt}} \right] \quad (23)$$

که در آن Vol نشان‌دهنده حجم و Cap سرمایه است. همچنین، i معرف تعداد بنگاه‌ها در صنعت t و t نشان‌دهنده تعداد دوره‌هاست. Vol تعداد برگه‌های سهمی است که در بازار اوراق بهادار در طول یک دوره زمانی مشخص مبادله می‌شود. حجم مبادله بالا شاخصی از واکنش بیش‌ازحد مبادله‌کنندگان است. هونگ و استین نشان دادند که حجم بالا به‌عنوان یک علامت از وجود انحراف و تورش و در نتیجه احساس حکایت دارد که در تصمیمات سرمایه‌گذار به‌منظور مبادله مؤثر است (Hong & Stein, 2007).

به‌طورکلی، به دلایل زیر از این روش، برای اندازه‌گیری شاخص احساس استفاده شده است: الف) این روش تا حدودی جمع‌بندی تمامی روش‌های غیرمستقیم می‌باشد؛ ب) این روش به‌لحاظ نظری و علمی از اعتبار لازم برخوردار است که از مهم‌ترین آنها می‌توان به مقالات بیکر و استین (Baker & Stein, 2004)، بیکر و روگلر (Baker & Wurgler, 2006)، هانگ و استین (Hong & Stein, 2007)، بیکر و روگلر (Baker & Wurgler, 2007)، یان و همکاران (Yuan et al, 2012)، فینتر و همکاران (Finter et al, 2012)، شفرین (Shefrin, 2014) و... اشاره کرد؛ ج) امکات تخمین این روش برای همه سهم‌های و گروه‌های بازار وجود دارد (طالبو و همکاران، ۱۴۰۱).

۳-۵. داده‌های پژوهش و بررسی مانایی متغیرها

متغیرهای موردنیاز برای تخمین معادلات اوپلر مربوطه، داده‌های فصلی مربوط به دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است که از وبگاه 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 می‌باشد.

در این نمونه داده‌های بورسی ابتدا ۱۸ گروه بورسی شامل ۱۳۰ سهم بود که درنهایت با توجه نبود همه داده‌ها در دوره زمانی موردنظر (به‌عنوان 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 به‌صورت روزانه و براساس قیمت پایانی آن روز از وبگاه بورس دریافت شده است و میانگین بازده فصلی برای تمامی نمادهای نمونه مورد نظر محاسبه شده است و درنهایت دو داده

میانگین بازده فصلی شاخص کل بورس و میانگین بازده فصلی نمادهای بورسی این نمونه در نظر گرفته شده است.

در مورد داده احساس برای ۱۸ گروه بورسی، دو شاخص احساس گردش مالی بازار و شاخص احساس صرف نوسانات برای تک تک گروه‌ها محاسبه شده است و سرانجام 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

نماد سهام‌ها		گروه‌های بورسی
سهام با حساسیت پایین	سهام با حساسیت بالا	
قزوین، قنات	قصه‌هان	قند و شکر
کلوند	کنرام، کپارس	کاشی و سرامیک
پکرمان	پتایر	لاستیک و پلاستیک
تایرا	تکشا، تکمبا	ماشین آلات و تجهیزات
بترانس	بکاب، بکام	دستگاه‌های برقی
شیراز شفن، زاگرس	شلعاب، شسینا، شیران	محصولات شیمیایی
چکاو	چکارن	کاغذ
کهمدا، کساپا	کخاک، کسرا، کرازی	کانی‌های غیر فلزی
ولساپا	ولیز	واسطه‌گری‌های مالی
وسپه	ویمه	سرمایه‌گذاری
سپهگمت، سپاها	سدور، سصفها	سیمان
ونفت	شپنا، شبریز	فراورده‌های نفتی
فولاد، فملی	وتوکا، فاسمین، فسرب	فلزات
ومعادن، کچاد، کگل	کاما، کیفق	کانی‌های فلزی
وبملت، وپست، وبصادر	دی، وتجارت	بانک
حتاید	حکشتی	حمل و نقل
خکار، خمهر، خشرق	خودرو، خساپا، خپارس	خودرو
فاما	فاراک	محصولات فلزی

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجایی که در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استفاده می‌شود لازم است که مانایی متغیرهای مورد استفاده بررسی شود. از این رو نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF
GCON	نسبت مصرف دو سال متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۵
GEXCH	نسبت نرخ ارز دو سال متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۶
GGOLD	نسبت انس طلا دو سال متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۳
GHEBAB	نسبت حجم سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری دو سال متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۱۴
GM	نسبت حجم پول دو سال متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۱۵/۵
GTNT	نسبت میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار کل گروه‌های بورسی نمونه دو سال متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۲
GSKS	میانگین بازده فصلی شاخص کل بازار	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۵
GRKS	میانگین بازده فصلی کل سهام‌های نمونه	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۸

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر بحرانی جدول در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ به ترتیب عبارت‌اند از ۴/۳-، ۳/۵- و ۳/۲- همان‌طور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد تمامی متغیرهای پژوهش در سطح معنادار ۵ درصد مانا می‌باشد؛ به طوری که آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته مانایی متغیرها را تأیید می‌کند.

۳-۶. برآورد ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدل با روش GMM در دو مدل

در این قسمت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته به برآورد پارامترهای معادله (۱۹) و (۲۰) پرداخته می‌شود. روش GMM، بسطی از تکنیک گشتاوری، فراتر از رگرسیون خطی تعمیم یافته است. این روش بیان می‌کند که پارامترهای مجهول باید به وسیله تطبیق گشتاورهای جامعه (که توابعی از پارامترهای مجهول هستند) با گشتاورهای نمونه‌ای تخمین زده شوند. مزیت این روش نسبت به روش‌های پیشین آن است که در این تکنیک می‌توان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. افزون‌براین، از آنجاکه در روش یادشده از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود، از این رو این امر باعث می‌شود از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلاص جلوگیری نماید و سرانجام اینکه، این روش اجازه می‌دهد که خودهمبستگی سریالی در جزء اخلاص نیز وجود داشته باشد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل‌ها

احتمال آماره آزمون J	آماره آزمون J	نتایج تخمین			مدل
		ϵ	γ	B	
P-VALUE					
۰/۴۷	۲/۵	۲/۲۲ (-۲/۱۹)	۰/۸۹ (۲۴/۶۰)		SDF سنتی
۰/۵۳	۱/۲۶	۰/۲۳ (۴/۱۱)	۶/۴۳ (-۴/۲۲)	۰/۸۴ (۱۹/۶۵)	SDF رفتاری

منبع: یافته‌های پژوهش

ابزارهای مورد استفاده در آزمون SDF سنتی: $Gm(-1)$, $Gexch(-1)$, $Gsks(-2)$, $Ghesab(-1)$, $Ggold(-1)$

ابزارهای مورد استفاده در آزمون SDF رفتاری: $Gm(-1)$, $Gexch(-1)$, $Gsks(-2)$, $Ghesab(-1)$, $Gtnt(-1)$, $Ggold(-1)$

مقادیر مربوط به آزمون t در سطح ۵ درصد برای همه ضرایب معنادار است و ابزارهای مورد استفاده براساس آماره آزمون Z 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 و عدالت بین نسلی است و از آنجایی که نرخ ترجیح زمانی با ضریب یا عامل ترجیح زمانی رابطه عکس دارد، بنابراین ضریب یا عامل ترجیح زمانی که $0 < \beta < 1$ است. هرچقدر به یک نزدیکتر باشد حاکی از شکیبا بودن افراد جامعه می باشد. ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدل SDF سنتی، رفتاری با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی گروه‌های مختلف بورسی نمونه به ترتیب $0/89$ و $0/84$ به دست آمده است، که تقریباً نزدیک به هم می باشد و نشان دهنده شکیبا بودن افراد در دورویکرد و سه تخمین می باشد. ضریب ریسک پذیری γ معمولاً در مطالعات بین عدد ۲ تا ۱۰ می باشد، اما در بحث معمای صرف سهام نتایج عددی بیشتر از این بازه را نشان می دهد. در این تحقیق ضریب ریسک پذیری در مدل SDF رفتاری با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی برابر با $6/43$ است، که نسبت به مدل SDF سنتی که $2/22$ می باشد، بیشتر است و این به دلیل ورود احساسات به مدل رفتاری می باشد و با مبانی نظری اینکه افراد سرمایه گذار خیلی در واقعیت عقلایی رفتار نمی کنند و طالب ریسک هستند مطابقت دارد.

اختلاف ضریب ریسک پذیری در دو مدل SDF رفتاری با وجود شاخص احساس صرف نوسانات و SDF رفتاری با وجود شاخص احساس گردش مالی نشان از این می باشد که بروز خارجی احساس با وجود گردش و حجم معاملات بیشتر از بروز خارجی احساس ناشی از اختلاف ارزش ذاتی و ارزش بازاری سهم‌ها می باشد و معمولاً افرادی که در بازار به دنبال خرید سهم‌های مناسب هستند آن چیزی که بیشتر توجه آنها را جلب می کند حجم معاملات سهم است، که شاخص احساس گردش مالی روی این موضوع تمرکز دارد تا اینکه حوصله و بررسی کنند که آیا این سهم در حال معامله شدن زیر ارزش ذاتی اش هست یا بالای آن، که شاخص احساس صرف نوسانات روی این رویکرد تمرکز دارد.

ضریب ϵ ، سهم احساس در تابع مطلوبیت (درجه خوش بینی و بدبینی) را نشان می‌دهد که در مدل SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی) و SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس صرف نوسانات) به ترتیب برابر با $0/33$ و $0/26$ می‌باشد.

۳-۷. مقایسه ضریب یا عامل ترجیح زمانی برآورد شده در مدل SDF سنتی و رفتاری

همان‌گونه که مشاهده شد عامل ترجیح زمانی مدل SDF سنتی و SDF رفتاری با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی گروه‌های مختلف بورسی نمونه به ترتیب $0/89$ و $0/84$ به دست آمده است که فاصله‌ای ۵ درصدی با هم داشته و عامل ترجیح زمانی در مدل رفتاری کوچک‌تر از سنتی بوده و نرخ ترجیح زمانی در مدل رفتاری $0/19$ که بیشتر از سنتی است که به اندازه $0/12$ می‌باشد و این نشان‌دهنده این است که با لحاظ کردن پارامتر احساس در مدل SDF رفتاری نرخ مصرف در زمان حال بیشتر نشان داده می‌شود.

نتیجه‌گیری

همان‌گونه که بیان شد نرخ ترجیح زمانی واقعی است که در جهان خارج و واقعیت وجود دارد؛ ولی قابلیت کاهش و افزایش دارد و همچنین بیان شد که مطابق نظر برخی از اقتصاددانان نرخ ترجیح زمانی صفر با عدالت بین نسلی و ارزش‌های اسلامی سازگار بوده و همچنین، بیان شد که عوامل مختلف ارزشی، روانی، اقتصادی و فنی بر این نرخ ترجیح زمانی تأثیرگذار می‌باشند. بنابراین، این نرخ ممکن است از یک فرد به فرد دیگر، از یک بخش به بخش دیگر، خصوصی یا دولتی متفاوت شود و با توجه به اینکه نرخ ترجیح زمانی در سطح کلان از جمع سطح خرد به دست می‌آید، به همین جهت، در هر زمان، این نرخ بیان‌کننده میزان فاصله از عدالت بین نسلی در جامعه می‌باشد. البته بیان شد که روش‌های مختلفی هم برای اندازه‌گیری این نرخ وجود دارد و یکی از این روش‌ها نیز برآورد عامل تنزیل تصادفی (SDF) رفتاری و یا سنتی می‌باشد.

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، در دوره زمانی ۹۹-۱۳۹۰، با استفاده از نمونه تحقیق ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس تهران، برآورد نمود و پس از محاسبه ضرایب مدل آنها ضریب یا عامل ترجیح زمانی را نیز در هر دو حالت برآورد کرد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد ضریب یا عامل ترجیح زمانی در مدل

(SDF) سنتی و (SDF) رفتاری به ترتیب $0/89$ و $0/84$ است که نشان می‌دهد ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدل رفتاری نسبت به مدل سنتی معنادار و کمتر می‌باشد و از آنجایی که ضریب یا عامل ترجیح زمانی با نرخ ترجیح زمانی رابطه عکس داشته و به ترتیب $0/12$ و $0/19$ است می‌توان نتیجه گرفت که نرخ ترجیح زمانی در مدل رفتاری نسبت به مدل سنتی بیشتر بوده و هرچقدر نرخ ترجیح زمانی (r) به یک نزدیک‌تر شود، حاکی از مصرف بیشتر منابع در حال حاضر و شکایا نبودن افراد جامعه به نفع آیندگان و عدالت بین نسلی است و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل قیمت‌گذاری با لحاظ متغیر احساس، فاصله ما را از عدالت بین نسلی بیشتر از مدل قیمت‌گذاری سنتی نشان می‌دهد و بنابراین، کسانی که معتقدند ورود شاخص احساس در مدل‌های قیمت‌گذاری سهام دقت ما را در قیمت‌گذاری افزایش می‌دهند، در اینجا نیز باید بیان کنند که این شاخص دقت ما را در فاصله از عدالت بین نسلی نیز بیشتر بیان می‌نمایند.

منابع

۱. حسینی، سیدعقیل (۱۳۹۸)، تعیین نرخ تنزیل اجتماعی برای سیاست گذاری های اقتصادی با توجه به معیار پایداری و عدالت بین نسلی. فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۸(۲۸)، ص ۵-۴۰.
۲. دلالی اصفهانی، رحیم، بخشی دستجردی، رسول، و حسینی، جعفر (۱۳۸۷)، بررسی نظری و تجربی نرخ ترجیح زمانی مطالعه موردی: اقتصاد ایران (سال های ۱۳۸۳-۱۳۵۱)، دانش و توسعه، ۱۵(۲۵)، ص ۱۳۷-۱۶۷.
۳. زارعیان، سعید، برزانی، محمد واعظ، و دلالی اصفهانی، رحیم (۱۳۹۵)، تأثیر ترجیح زمانی بر رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۶(۳)، ص ۱۵۵-۱۷۹.
۴. طالبلو، رضا، باقری تودشکی، مجتبی و باقری تودشکی، محمد مهدی (۱۴۰۱)، آزمون الگوی قیمت گذاری دارایی مبتنی بر شاخص احساس: مدل (SAPM). پژوهشنامه اقتصادی ایران، ۲۱(۸۴)، ص ۶۷-۱۰۱.
۵. طالبلو، رضا، محمدی، تیمور، مروت، حبیب، و باقری تودشکی، محمد مهدی (۱۴۰۱)، آزمون الگوی قیمت گذاری دارایی براساس عامل تنزیل تصادفی (SDF) رفتاری: مطالعه بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات و سیاست های اقتصادی، ۹(۲)، ص ۸۳-۱۱۲.
۶. طلاکش نائینی، حسین، طالبلو، رضا، محمدی، تیمور، و مهاجری، پریسا (۱۴۰۱)، ارزیابی کارایی و پایداری روش های بتا و عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران. پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۷(۹۳)، ص ۹-۵۴.
۷. عبدالمهی نیسیانی، علی، و رضاییان، علی (۱۳۹۶)، تحلیلی قرآنی در تبیین مدل ابهام گریزی انسان به عنوان یک مدل توصیفی از رفتار انسان. تعامل انسان و اطلاعات، ۴(۲)، ص ۱۷-۳۰.
۸. عبدلی، قهرمان. (۱۳۸۸)، تخمین نرخ تنزیل، اجتماعی برای ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۳)، ص ۱۳۵-۱۵۶.
۹. فراهانی فرد، سعید (۱۳۸۶)، عدالت بین نسلی در بهره برداری از منابع طبیعی. اقتصاد اسلامی. ۷(۲۵)، ص ۱۲۵-۱۵۶.
۱۰. مزینی، امیرحسین (۱۳۹۶)، تأملی بر نرخ تنزیل اجتماعی و رویکردهای محاسبه و کاربرد آن. نشریه راهبرد توسعه، ۱۳(۴)، ص ۱۰۹-۱۲۹.

11. Baker, M., & Stein, J. C. (2004), Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.
12. Baker, M., & Wurgler, J. (2006), Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645–1680.
13. Baker, M., & Wurgler, J. (2007), Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-152.
14. Baker, M., & Wurgler, J., & Yuan, Y. (2012), Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272–287.
15. Bandopadhyaya, A. and A. L. Jones, (2006), Measuring Investor Sentiment in Equity Markets, *Journal of Asset Management*, 7, 208-215.
16. Barberis, N. (2017), Behavioral Finance Asset Prices and Investor Behavior, American Economic Association, Yale University.
17. Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998), A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307–343.
18. Brown, G. W., & Cliff, M. T. (2004), Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1–27.
19. Burghardt, M. (2011), Retail investor sentiment and behavior: An empirical analysis. USA: Springer Science & Business Media.
20. Chen, H. Y., Chou, P. H., & Hsieh, C. H. (2016), Persistency of the momentum effect. *European Financial Management*, 37(1), 1–20.
21. Cochrane, J. (2000), Asset Pricing. University of Chicago.
22. Cooper, I., & Priestley, R. (2013), The world business cycle and expected returns. *Review of Finance*, 17(3), 1029-1064.
23. Drakos, K. (2010), Terrorism activity, investor sentiment, and stock returns. *Review of Financial Economics*, 19(3), 128-135.
24. Engle, R. Rosenberg, J. (2002), Empirical pricing kernels. *Journal of Financial Economics*, 64, 341–372.
25. Fama, E. F. (1965), The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*. 38(1), 34–105.
26. 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.

27. Finter, P., Niessen-Ruenzi, A., & Ruenzi, S. (2012), The impact of investor sentiment on the German stock market. *Zeitschrift Für Betriebswirtschaft*, 82(2), 133–163.
28. Fisher, K. L., & Statman, M. (2003), Consumer confidence and stock returns. *The Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115-127.
29. Hong, H., & Stein, J. C. (2007), Disagreement and the stock market (digest summary). *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 109–128.
30. Jegadeesh, N., & Titman, S. (2001), Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance*, 56(2), 699–720.
31. Lashgari, M. (2000), The role of TED spread and confidence index in explaining the behavior of stock prices. *American Business Review*, 18(2), 9-11.
32. Lutz, C. (2015), The asymmetric effects of investor sentiment. *Macroeconomic Dynamics*, 20(6), 1–27.
33. Maio, P., André C. Silva, A. (2020), Asset pricing implications of money: New evidence. *Journal of Banking & Finance*, forthcoming, 1-55.
34. McLean, R. D., & Zhao, M. (2014), The business cycle, investor sentiment, and costly external finance. *The Journal of Finance*, 69(3), 1377–1409.
35. Michailidis, G., Tsooglou, 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), 78-91.
36. Mohammadi Saber, Raziye, Abbas Assari Arani, Amir H. Mozayani, Lotfali Agheli, Estimating the Trend in Health Time Preference Rate (A Case Study of High-Income Countries), doi: 10.22059/ier.2022.90042.
37. Mozayania, Amir Hossein, Bahram Sahabi, Mehrad Asadic (2021), Does the Equity Premium Puzzle exists in Iran? *Iranian Economic Review*, 25(2): 191-203, DOI: 10.22059/ier.2020.74566.
38. 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.
39. Ogunmuyia. (2010), Investor' sentiment, stock market liquidity and economic growth in Nigeria. *Journal of Social Sciences*, 23(1), 63–67.

40. 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.
41. Scarborough, Helen (2011), intergenerational equity and the social discount rate, First published: 07 April 2011 Strugnell, D., Gilbert, E., & Kruger, R. (2011). Beta, size and value effects on the JSE, 1994–2007. *Investment Analysts Journal*, 40(74), 1–17.
42. Schmeling, M. (2009), Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16(3), 394–408.
43. Shefrin, H. (2007), Risk and Return in Behavioral SDF-based Asset Pricing Models.
44. Shefrin, H. (2008), A Behavioural Approach to Asset Pricing, Amsterdam, Elsevier Academic Press.
45. Shefrin, H. (2015), Investors' judgments, asset pricing factors and sentiment. *European Financial Management*, 21(2), 205–227.
46. Shiller, R. J. (1987), Investor behavior in the October 1987 stock market crash: Survey evidence (No. w2446). National Bureau of Economic Research, *NBER Working Paper No. w2446*, 43pages.
47. Statman, M. (2014), Behavioral finance: Finance with normal people. *Borsa Istanbul Review*, 14(2), 65–73.
48. Statman, M., Fisher, K. L., & Anginer, D. (2008), Affect in a behavioral asset-pricing model. *Financial Analysts Journal*, 64(2), 20–29.
49. Sustainability 2012, 4(1), 106-122; Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under-and overreactions. *The Journal of Finance*, 53(6), 1839–1885.
50. Uhl, M. W. (2014), Reuter's sentiment and stock returns. *Journal of Behavioral Finance*, 15(4), 287–298.
51. Ward, M., & Muller, C. (2013), Empirical testing of the CAPM on the JSE. *Investment Analysts Journal*, 76(1), 1-41.
52. Watanabe, A., Xu, Y., Yao, T., & Yu, T. (2013), The asset growth effect: Insights from international equity markets. *Journal of Financial Economics*, 108(2), 529-563.

53. Zhang, C. (2008), Defining, modeling, and measuring investor sentiment. Working paper, Department of Economics. Berkeley: University of California.
54. Zhu, B. Niu. F. (2016), Investor Sentiment, Accounting Information and Stock price: Evidence from China.
55. Zin, S. (2002), Are behavioral asset-pricing models structural? *Journal of Monetary Economics*, 49, 215–22.