IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 8, No. 21, Spring & Summer 2022
pp. 57-82

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Eliciting Parameters of Cumulative Prospect Theory in an Iranian Sample[1]

Narges Hajimoladarvish[2]

Received: 2020/10/14 Accepted: 2021/01/23

Abstract

Among decision theories under risk and uncertainty, cumulative prospect theory has become very popular because of its explanatory and predictive power, which is evident in more than 50,000 citations. In applied studies or for scenario making and explaining many phenomena, most researchers use the initial parameters estimated by Kahnemann and Torsky (1979). Given the impact of environment and culture on risky behavior and parameters of prospect theory, the present paper elicits the utility and probability weighting functions in both gain and loss domains and estimates parameters of their functional forms. By estimating all parameters of cumulative prospect theory, this paper tries to provide an integrated picture of people's attitude towards risk from an Iranian sample. In addition, the superiority of this theory over expected utility is indirectly tested. Findings confirm many predictions of cumulative prospect theory such as the fourfold pattern of risk attitude and concavity of value function over gains and its convexity over losses. The findings of this experiment show the superiority of cumulative prospect theory over expected utility theory. The findings show that people's perceptions of probabilities are not linear and their degree of risk aversion depends on probabilities. More specifically, most subjects behaved according to the pattern of reducing risk aversion by increasing the probability of loss and increasing risk aversion by increasing the probability of gain. These findings are consistent with the fourfold pattern of risk attitude and indicate that the behavior of the sample is not different from previous samples.

Keywords: Decision Making under Risk and Uncertainty, Cumulative Prospect Theory, Utility Function Elicitation, Probability Weighting Functions, Risk Taking.

JEL Classification: C91, D81

---

1. DOI: 10.22051/IEDA.2021.33523.1256

2. Assistant Professor, Faculty of Social Sciences & Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (N.moladarvish@alzahra.ac.ir).

فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۱، بهار و تابستان ۱۴۰۱
صفحات ۸۲-۵۷

مقاله پژوهشی

ترسیم پارامترهای نظریه چشم‌انداز تجمعی در نمونه‌ای ایرانی[۱]

نرگس حاجی‌ملادرویش[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۰۴

چکیده

در میان نظریه‌های تصمیم‌گیری تحت ریسک و نا اطمینانی، نظریه چشم‌انداز تجمعی به دلیل قدرت توضیح و پیش‌بینی بهتر، مورد اقبال بسیاری از محققان قرار گرفته است که در بیش از ۵۰ هزار ارجاع آن نمایان است. بسیاری از پژوهشگران، در مطالعات کاربردی و به صورت ویژه در سناریوسازی‌ها و توضیح بسیاری از پدیده‌ها، از پارامترهای اولیه برآوردی توسط کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) استفاده می‌کنند. با توجه به تأثیر محیط و فرهنگ بر رفتار تحت‌ریسک و متعاقباً پارامترهای نظریه چشم‌انداز، مقاله حاضر، به ترسیم و تخمین توابع وزنی احتمال و مطلوبیت در دو دامنه برد (سود) و باخت (زیان) می‌پردازد و می‌کوشد تا با تخمین کلیه پارامترهای نظریه چشم‌انداز تجمعی، تصویری یکپارچه از نگرش افراد نسبت به ریسک در نمونه‌ای ایرانی ارائه دهد. علاوه بر این، برتری این نظریه در مقابل نظریه مطلوبیت مورد انتظار، در معرض آزمون غیرمستقیم قرارگرفته است. بسیاری از پیش‌بینی‌های نظریه چشم‌انداز تجمعی مانند رفتار چهارگانه تحت‌ریسک و تقعر تابع ارزش در دامنه برد و تحدب آن در دامنه باخت، تأیید می‌شوند. یافته‌های این آزمایش، نشانگر برتری نظریه چشم‌انداز تجمعی نسبت به نظریه مطلوبیت مورد انتظار بوده، و شواهد نشان می‌دهد که درک افراد از احتمالات، خطی نیست و میزان ریسک‌گریزی وابسته به احتمالات است. به‌صورت مشخص، اکثر آزمودنی‌ها مطابق با الگوی کاهش میزان ریسک‌گریزی با افزایش احتمال باخت، و افزایش میزان ریسک‌گریزی، با افزایش احتمال برد، رفتار کرده‌اند. این یافته‌ها، با رفتار چهارگانه تحت‌ریسک مطابق هستند و نشان از عدم تفاوت فاحش نمونه موردبررسی با مطالعات پیشین دارد.

واژگان کلیدی: تصمیم گیری تحت‌ریسک و نااطمینانی، نظریه چشم‌انداز تجمعی، ترسیم توابع مطلوبیت، توابع وزنی احتمال، ریسک پذیری.

طبقه‌بندی موضوعی: *C91, D81*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2021.33523.1256

۲. استادیار دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء (س). (نویسنده مسئول). (n.moladarvish@alzahra.ac.ir)

مقدمه

در ساده‌ترین حالت، تصمیمات تحت‌ریسک و نااطمینانی را می‌توان به نگرش افراد نسبت به رویدادها و احتمال وقوع آنها نسبت داد. به همین دلیل، بسیاری از مدل‌های تصمیم‌گیری تحت‌ریسک و نااطمینانی، احتمالات را از طریق توابع وزنی احتمال[1] و پیامدها را از طریق توابع مطلوبیت، وارد مدل می‌کنند. شکل توابع مطلوبیت و وزنی احتمال، یک پرسش تجربی است و مطالعات بسیاری با استفاده از داده‌های مشاهده‌ای و آزمایشگاهی به تخمین این توابع و سازگاری انتخاب‌ها با نظریه‌های مختلف پرداخته‌اند. برای مثال، مطالعه آینو و همکاران[2] (۲۰۱۲)، به سازگاری انتخاب‌های افراد با تابع مطلوبیت در داده‌های مشاهده‌ای مربوط به انتخاب‌های بیمه و سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند.

چارنز و همکاران[3] (۲۰۱۳)، به بررسی روش‌های مختلف ترسیم ترجیحات در روش آزمایشگاهی پرداخته اند. برخی از مطالعات تجربی (بروهین و همکاران[4]، ۲۰۱۰ و حاجی ملا درویش[5]، ۲۰۱۸)، علاوه بر تخمین پارامترهای نظریه‌های مختلف تحت‌ریسک، به انتخاب میان نظریه‌ها هم پرداخته‌اند.

با توجه به اینکه شواهد تجربی، نشان از تأثیر فرهنگ در میزان ریسک‌پذیری افراد دارد (دو و همکاران[6]، ۲۰۱۴ و بروهین و همکاران، ۲۰۱۰)، برای استفاده کاربردی از نظریه‌ها، تخمین پارامترها، می‌باید توسط داده‌های جامعه موردنظر انجام گیرد. بنابراین، مقاله حاضر، به ترسیم و تخمین توابع وزنی احتمال و مطلوبیت در دو دامنه برد (سود) و باخت (زیان) می‌پردازد و می‌کوشد تا تصویری یکپارچه از نگرش افراد نسبت به ریسک در نمونه‌ای ایرانی ارائه دهد. متأسفانه در میان مطالعات موجود به زبان فارسی، مطالعه‌ای که به بررسی نظریه‌های تصمیم‌گیری تحت‌ریسک پرداخته باشد و به‌صورت تجربی، به تخمین پارامترهای آنها بپردازد وجود ندارد. درنتیجه نوآوری این مقاله، ترسیم و تخمین توابع مطلوبیت و وزنی احتمال برای اولین بار در ایران است.

با توجه به موفقیت نظریه چشم‌انداز تجمعی در مقابل نظریه مطلوبیت مورد انتظار و سوگیری‌های نظام‌مند در درک افراد از احتمالات، در این پژوهش، فرض می‌شود که انتخاب‌های ریسکی افراد با نظریه چشم‌انداز تجمعی، بهتر مدل می‌شوند و درنتیجه، فرضیه ضمنی برتری نظریه چشم‌انداز تجمعی بر نظریه مطلوبیت مورد انتظار در نمونه‌ای ایرانی، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

این مقاله، از روش آزمایشگاهی استفاده می‌کند؛ زیرا با استناد به داده‌های به‌دست آمده از پرسشنامه‌ها و داده‌های مشاهده‌ای، نمی‌توان ترجیحات تک‌تک افراد را ترسیم کرد و توابع مربوطه را تخمین زد. از طرف دیگر، داده‌های پرسشنامه‌ای به صورت سنتی، مورد اقبال اقتصاددانان نبوده و عموماً اعتبار درونی کمی

1. Probability weighting functions
2. Einav *et al.*
3. Charness *et al.*
4. Bruhin *et al.*
5. Hajimoladarvish
6. Du *et al.*

دارند. برای مثال، پاسخ به پرسش‌های مستقیم درباره ریسک پذیری افراد، نمی‌تواند پیش‌بینی کننده دقیقی از رفتار تحت‌ریسک آنها باشد؛ چراکه نگرش افراد نسبت به خود و آنچه در عمل انجام می‌دهند، متفاوت است. ادبیات شکاف قصد-رفتار، به این تفاوت‌ها می‌پردازد[1]. به عبارت دیگر، مشکل داده‌های پرسشنامه‌ای، این است که در بسیاری از مواقع، افراد نمی‌توانند پاسخ سؤالات را بدهند و به همین دلیل، اقتصاددانان میان ترجیحات آشکار شده و بیان شده، تفاوت عمده‌ای قائل هستند. در روش مرسوم در اقتصاد آزمایشگاهی، فرض می‌کنند که افراد می‌توانند میان گزینه‌های مختلف، انتخاب کنند[2] و هنر آزمایشگر، استخراج پاسخ به پرسش‌های بنیادی بر مبنای سؤالاتی است که هر شخصی می‌تواند با انتخاب میان گزینه‌ها، به آنها پاسخ بدهد.

مطالعه حاضر، در بافت و زمینه اجتماعی- فرهنگی ایران، با استفاده از بهترین روش‌های ترسیم ترجیحات تحت‌ریسک که به جای پرسش مستقیم، مبتنی بر انتخاب میان گزینه‌ها است، به این مهم می‌پردازد. در این مقاله، پس از مقدمه و در بخش ۲، نظریه‌های مطلوبیت مورد انتظار و چشم‌انداز تجمعی به صورت خلاصه ارائه می‌شود. در بخش ۳، روش آزمایش توضیح داده شده است. طراحی آزمایش و جزئیات مربوط به آن، در بخش ۴ مطرح شده‌اند. در بخش ۵، یافته‌ها شرح می‌گردد و بخش ۶ به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

پیشینه نظری

هنگامی‌که اعمال تصمیم‌گیرندگان، به توزیع احتمال عینی از پیامدهای ممکن منجر شود، با موقعیت ریسک روبرو هستیم که در آن، احتمال پیامدهای ممکن شناخته شده است. اقتصاد نئوکلاسیک برای مدل‌سازی رفتار تحت‌ریسک، از نظریه مطلوبیت مورد انتظار استفاده می‌کند. اهمیت این نظریه در علم اقتصاد، به حدی است که اصول موضوعه این نظریه، به عنوان اصول موضوعه عقلانیت شناخته می‌شوند (دیهامی[3]، ۲۰۱۶).

شواهد تجربی، برخی از اصول موضوعه این نظریه را رد می‌کنند و به صورت کلی، این نظریه ناتوان از توضیح برخی از پدیده‌های رفتاری است[4]. به صورت مشخص، بر خلاف تلقی عموم که احتمالات را با ریسک مرتبط می‌دانند، در نظریه مطلوبیت مورد انتظار، احتمالات، نقشی در تعیین نگرش افراد نسبت به ریسک ندارند و به صورت خطی، وارد مدل می‌شوند. به همین دلیل، نظریه‌هایی که در ادامه نظریه مطلوبیت مورد انتظار توسعه یافتند، به مسأله نگرش افراد به احتمالات پرداختند و آن را از طریق یک تابع وزنی احتمال وارد مدل کردند.

---

۱. برای یک مرور و بررسی ساختاری این موضوع، ر. ک: Sheeran (2002)

۲. برای مثال، ادبیات واژگونی ترجیحات، نشان می‌دهد که ترجیحات افراد، هنگامی‌که میان گزینه‌های مختلف، دست به انتخاب می‌زنند، و زمانی که هر گزینه را ارزشیابی می‌کنند، متفاوت است. اصولاً سازگاری نتایج، هنگامی‌که افراد، به انتخاب میان دو گزینه می‌پردازند، نسبت به زمانی که به ارزش‌گذاری مشغول هستند، بیشتر است.

3. Dhami

۴. برای مثال، ر. ک: به تناقض الی، ۱۹۵۳ و توضیح آن توسط کانمن و تورسکی، ۱۹۷۹.

برخی از مشهورترین این نظریه‌ها عبارتند از: نظریه مطلوبیت وابسته به رتبه (کوین[1]، ۱۹۸۲)، نظریه چشم انداز (کانمن و تورسکی[2]، ۱۹۷۹) و نظریه چشم انداز تجمعی (تورسکی و کانمن، ۱۹۹۲). تابع وزنی احتمال، نقشی کلیدی در این نظریه‌ها دارد و می‌تواند تناقض‌هایی مانند *تناقض الی* را به راحتی توضیح دهد.

به صورت کلی، اقتصاددانان از بخت‌آزمایی (لاتاری) برای بیان موقعیت‌های تحت ریسک و نااطمینانی استفاده می‌کنند.

یک بخت‌آزمایی ساده، یک فهرست $L = (x_1, p_1; x_2, p_2; \dots; x_n, p_n)$ است که در آن، برای همه iها، $p_i \geq 0$ و $\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$ است. p_i به‌عنوان احتمال پیامد x_i در نظر گرفته می‌شود. به‌صورت رسمی، این پیامدها می‌تواند فرم‌های بسیاری داشته باشد. با این‌حال، برای سادگی، در نظر می‌گیریم که آنها مقادیر پولی هستند و مجموعه متناهی آنها را با X نشان می‌دهیم و مجموعه‌ای از بخت‌آزمایی‌های ساده را با φ مشخص می‌کنیم. یک بخت‌آزمایی مرکب[3]، به بخت‌آزمایی‌ای اشاره دارد که اجازه می‌دهد، حداقل یکی از پیامدها، خود لاتاری باشد. لاتاری مرکب $L_k = (L_1, q_1; L_2, q_2; \dots; L_n, q_n)$ که در آن، برای همه iها، $q_i \geq 0$ و $\sum_{i=1}^{n} q_i = 1$ است، یک بخت‌آزمایی مرکب است. امیدریاضی بخت‌آزمایی‌های ساده و مرکب فوق، برابر هستند با:

$$EV(L) = \sum_{i=1}^{n} p_i x_i \text{ و } EV(L_k) = \sum_{i=1}^{n} q_i EV(L_i).$$

در ابتدا، برای مدل‌سازی رفتار تحت ریسک و نا اطمینانی، از امید ریاضی استفاده می‌شد. اما تناقض سن‌پترزبورگ[4]، نشان داد که افراد برای یک بخت‌آزمایی با امید ریاضی بی‌نهایت، حاضر هستند که فقط مبلغ ناچیزی بپردازند. این تناقض، نشان می‌دهد که مردم چیزی فراتر از ارزش مورد انتظار (امیدریاضی) را در نظر می‌گیرند و ریسک‌گریزی بسیاری را نشان می‌دهند. به همین دلیل، نظریه مطلوبیت مورد انتظار[5] به‌عنوان جایگزینی برای امید ریاضی پیشنهاد شد (فون نیومن و مورگنشترن[6]، ۱۹۴۴).

حل این تناقض، شامل معرفی صریح یک تابع مطلوبیت مقعر بود. مطلوبیت مورد انتظار، اساس معیار امید ریاضی را به‌سادگی و با تطبیق‌پذیری نسبتاً خوبی عمومیت می‌بخشد تا رفتار غالب افراد را توضیح دهد. نظریه مطلوبیت مورد انتظار، بر پایه اصول عقلانی و توجیه‌پذیر از ترجیحات افراد ساخته شده، که در احتمالات خطی است و در آن، مطلوبیت، از پیامد نهایی به دست می‌آید. در نتیجه، تحت نظریه مطلوبیت مورد انتظار، نگرش افراد نسبت به ریسک به‌طورکامل با شکل توابع مطلوبیت تعیین می‌شود و در آن، نگرش

1. Quiggin
2. Kahneman & Tveresky
3. Compound
4. St. Petersburg Paradox
5. Expected utility
6. Von Neumann & Morgenstern

افراد نسبت به احتمالات، هیچ نقشی ندارد که با حقایق آشکار شده، سازگار نیست. شواهد نشان می‌دهد که درک افراد از احتمالات، به صورت غیرخطی است، و به صورت متوسط، افراد وزن بیشتری به احتمالات کم (۰/۳-۰) و وزن کمتری به احتمالات زیاد می‌دهند.[۱]

در نظریه مطلوبیت مورد انتظار تقعر تابع مطلوبیت مترادف با ریسک گریزی افراد به‌حساب می‌آید، اما به لحاظ نظری هیچ محدودیتی برای انواع دیگر توابع مطلوبیت (محدب و خطی) وجود ندارد. تحت نظریه مطلوبیت مورد انتظار، فرض می‌شود که تصمیم‌گیرندگان به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت مورد انتظار هستند. از اینرو فرض می‌شود که یک تابع غیرنزولی وجود دارد به‌طوری‌که:

تعریف ۱: تابع $u: X \to R$، تابع مطلوبیتی است که معرف روابط ترجیحی $\succcurlyeq$ است، اگر برای همه $x_i, x_j \in X$ داشته باشیم:

اگر $x_i \succcurlyeq x_j$ ، آنگاه $u(x_i) \geq u(x_j)$

تابع مطلوبیت $u: X \to R$، شکل مطلوبیت مورد انتظار را دارد اگر برای اعداد $u(x_1), \dots, u(x_n)$ نگاشتی به n پیامد به‌صورت ذیل وجود داشته باشد؛ اگر برای بخت‌آزمایی ساده L و مرکب L_k داشته باشیم:

$$EU(L) = p_1 u(x_1) + \cdots + p_n u(x_{n)} = \sum_{i=1}^{n} p_i\, u(x_i)$$

$$EU(L_k) = \sum_{i=1}^{n} q_i EU(L_i\,).$$

در مقایسه با امید ریاضی، مطلوبیت مورد انتظار، از فرض خطی بودن پیامدها رها می‌شود، اما خطی بودن احتمالات را حفظ می‌کند. فرض احتمالات خطی در بسیاری از مطالعات تجربی آزمون شده است.[۲] نقض نظام‌مند این موضوع، به توسعه مدل‌هایی منجر شده است که مطلوبیت مورد انتظار را با احتمالات غیرخطی تعدیل کرده‌اند.

شواهد اقتصاد رفتاری، نشان می‌دهد که افراد، درک درستی از احتمالات ندارند. در نظریه چشم انداز کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) ،فرض می‌شود که افراد به احتمالات کم، وزن بیشتر و به احتمالات زیاد، وزن کمتری اختصاص می‌دهند. کانمن و تورسکی (۱۹۷۹ نظریه چشم‌انداز را برای تصمیم‌گیری تحت ریسک و نا اطمینانی ارائه کردند که ادامه نظریه مطلوبیت مورد انتظار، و مبتنی بر یافته‌های آزمایشگاهی او و همکارانش است. علاوه بر غیرخطی بودن احتمالات، مهم‌ترین وجه تمایز این نظریه نسبت به نظریه مطلوبیت مورد انتظار این است که سطوح نهایی ثروت، به کسب مطلوبیت منجر نمی‌شوند، بلکه انحراف از نقطه مرجع، مطلوبیت به وجود می‌آورد. این پدیده در روانشناسی بسیار پذیرفته شده است. همچنین شواهد نشان می‌دهد که افراد در

۱. برای نمونه، ر. ک: کانمن و تورسکی، ۲۰۰۰ و استرمر،۲۰۰۰.

۲. برای مثال، ر. ک: حاجی ملادرویش، ۲۰۱۷.

مواجهه با محرک‌های خارجی از قبیل دما، روشنایی، درد و غیره در مقایسه با تغییر مقدار، نسبت به تغییر حالت حساس هستند (هلسن[1]، ۱۹۶۴).

اگر پیامدها از نقطه مرجع بزرگ‌تر (کوچک‌تر) باشند، می‌گوییم که تصمیم‌گیرنده در دامنه برد (باخت) است. اهمیت نقطه مرجع، در طبقه بندی دامنه پیامدها است، زیرا شواهد آزمایشگاهی و میدانی، نشان می‌دهد که رفتار افراد در دامنه برد و باخت متفاوت است (دیهامی، ۲۰۱۶). برای مثال، با استفاده از داده‌های استرالیا، پیج و همکاران[2] (۲۰۱۲) نشان دادند که پس از یک فاجعه طبیعی (سیل)، افرادی که زیانی به‌اندازه حداقل ۵۰ درصد ارزش اموال خود را تجربه کردند، با احتمال بیشتری، قمارهای پرخطر را قبول می‌کنند.

علاوه بر این، شواهد گسترده‌ای نشان می‌دهد که باخت‌ها بیش از معادل بردشان، اثرگذارند. این پدیده، زیان گریزی[3] نام دارد و می‌تواند تعدادی از تناقض‌های نظریه مطلوبیت مورد انتظار را توضیح دهد. به علت زیان گریزی، مقدار مطلق مطلوبیت ازدست‌رفته در ازای باختن x تومان، بیشتر از مطلوبیت به‌دست‌آمده در ازای بردن x تومان است. برای مثال، وقتی ۱۰۰ تومان از دست می‌دهیم، مطلوبیت ازدست‌رفته، بیشتر از مطلوبیتی است که در ازای به دست آوردن ۱۰۰ تومان کسب می‌کنیم. به نظر می‌رسد، افراد در کسب و کار، بصیرت خوبی از زیان گریزی دارند. برای مثال، لابی کارت‌های اعتباری، ترجیح داده است که هرگونه تفاوت قیمت بین خرید نقدی و اعتباری، به شکل تخفیف نقدی و نه هزینه اضافی باشد (تیلر[4]، ۱۹۸۰). به‌صورت مشابه، کاهش قیمت موقتی بسیاری از کسب و کارها، با ارائه تخفیف است؛ زیرا انتظار می‌رود که مشتریان، لغو تخفیف را به‌عنوان یک مزیت ازدست‌رفته و افزایش قیمت صریح را به‌عنوان یک زیان صورت‌بندی کنند.

به‌صورت رسمی، برای ارزیابی بخت‌آزمایی‌ها تحت نظریه چشم‌انداز لازم است که آنها را به‌صورت افزایشی[5] بازنویسی کنیم. لاتاری افزایشی L عبارت است از:

$$L = (y_1, p_1;\ y_2, p_2; \dots; y_n, p_n)$$

که در آن:

$$y_n > \cdots > y_1 \text{ و } y_i = x_i - R, i = 1,2, \dots., n$$

و y_i تغییر در ثروت نسبت به نقطه مرجع R است و می‌تواند مثبت، منفی و یا برابر صفر باشد. نقطه مرجع، می‌تواند ثابت و برابر با وضع موجود[6] در نظر گرفته شود. به‌صورت کلی، وقتی مردم نمی‌توانند یک جایگزین غالب را تشخیص دهند، با مقایسه ارزش‌های ذهنی انتخاب می‌کنند. در این محاسبات، پیامدها

1. Helson
2. Page *et al.*
3. Loss aversion
4. Thaler
5. Incremental
6. Status-quo

از لحاظ سود و زیان طبقه‌بندی می‌شوند. این طبقه‌بندی، به کمک فاصله پیامدها از یک نقطه مرجع خنثی که ارزشش صفر است، انجام می‌گردد. نگاشت مقادیر سود و زیان به ارزش ذهنی آنها، توسط تابع ارزش انجام می‌شود. در این نظریه، به تابع مطلوبیت، تابع ارزش می‌گویند.

تعریف ۲: $Y \subset R$ مجموعه‌ای از سطوح ثروت نسبت به یک نقطه مرجع است. یک تابع ارزش ($v: Y \to R$)، نگاشتی است که شرایط زیر را تأمین کند:

- پیوسته باشد؛
- اکیداً افزایشی باشد؛
- $v(0) = 0$ (وابستگی به مرجع)؛
- برای $y \geq 0$ مقعر باشد؛
- برای $y \leq 0$ محدب باشد؛
- برای $y > 0$، $v(-y) > v(y)$ باشد (زیان گریزی).

تورسکی و کانمن[1] (۱۹۹۲)، تابع‌نمایی به فرم زیر را پیشنهاد می‌دهند:

$$v(y) = \begin{cases} y^{\gamma} \; if \; y \geq 0 \\ -\lambda(-y)^{\gamma} \; if \; y < 0 \end{cases} \quad (1)$$

که در آن، $0 < \gamma < 1$ و $\lambda > 1$ به‌عنوان ضریب زیان گریزی شناخته می‌شود. امکان دارد که پارامتر γ در دامنه برد و باخت متفاوت باشد. اما، میزان برآورد تورسکی و کانمن (۱۹۹۲) از γ برای هر دو دامنه، یکسان و برابر ۰/۸۸ و برآورد λ برابر با ۲/۲۵ می‌باشد.

تحت نظریه چشم‌انداز، تابع ارزش در دامنه بردها، مقعر و در دامنه باخت‌ها، محدب است. از این رو، ممکن است وسوسه‌انگیز باشد که نتیجه بگیرید که افراد در دامنه برد، ریسک‌گریز و در دامنه باخت، ریسک‌پذیر هستند. چنین استنتاجی اشتباه است، اگرچه برخی از متخصصان هم این خطا را مرتکب می‌شوند. علت آن است که در نظریه چشم‌انداز، رفتار افراد نسبت به ریسک، فقط با شکل تابع ارزش سنجیده نمی‌شود، بلکه تابع وزنی احتمال هم نقش بسیار مهمی دارد.

فرض کنید که ما درمجموع m + ۱ + n پیامد داریم، به‌صورتی‌که m پیامد متمایز در دامنه باخت، n پیامد متمایز در دامنه برد، و یک نقطه مرجع وجود دارد. لاتاری افزایشی با فرم زیر:

$$L = (y_{-m}, p_{-m}; y_{-m+1}, p_{-m+1}; \dots; y_{-1}, p_{-1}; y_0, p_0; y_1, p_1; y_2, p_2, \dots, y_n, p_n)$$

و قید:

$$\sum_{i=-m}^{n} p_i = 1 \, , p_i \geq 0, i = -m, -m+1, \dots . , n.$$

$$y_{-m} < y_{-m+1} < \cdots < y_{-1} < y_0 < y_1 < \cdots < y_n$$

1. Tversky & Kahneman

را در نظر بگیرید که در آن، y_0 همان پیامد مرجع است. بنابراین، برای ارزیابی لاتاری توسط نظریه چشم‌انداز، پیامدها از بدترین به بهترین، رتبه‌بندی می‌شوند. ارزیابی چنین لاتاری‌ای به‌صورت زیر است:

$$PT(L) = \sum_{i=-m}^{n} w(p_i)v(y_i)$$

شواهد تجربی گوناگونی فراوانی را در میان توابع وزنی احتمال $w(p_i)$ افراد نشان می‌دهد؛ اما یافته معمول این است که تابع وزنی احتمال معکوس S- شکل است (فر- دودا و اپر[1]، ۲۰۱۱). در ادبیات موضوعه، توابع وزنی احتمال مختلفی ارائه شده‌اند، یکی از این توابع که بیشتر مورد اقبال قرار گرفته است و مبنای اکزماتیک دارد و داده‌های آزمایشگاهی را خوب توضیح می‌دهد، تابع پرلیک[2] (۱۹۹۸) است:

$$w(p_i) = e^{-\beta(-lnp)^{\alpha}}, \alpha > 0, \beta > 0 \quad (2)$$

در این تابع، α تعیین‌کننده تقعر/تحدب است. اگر $\alpha < 1$ باشد، این تابع برای احتمالات کوچک، اکیداً مقعر و برای احتمالات بزرگ، اکیداً محدب است. بر عکس این حالت، برای $\alpha > 1$ صادق بوده، و β تعیین کننده نقطه عطف تابع نسبت به خط ۴۵ درجه است. برای مثال اگر $\beta = 1$ باشد، این نقطه، برابر با e^{-1} خواهد بود، و روی خط ۴۵ درجه قرار می‌گیرد. در این تابع، $\beta > 1$، به محدوده مقعر بیشتری منجر می‌شود.

با توجه به غیرخطی بودن احتمالات و تفاوت میان دو دامنه برد و باخت، نظریه چشم‌انداز، می‌تواند به انتخاب گزینه‌هایی که تحت سلطه تصادفی مرتبه اول هستند، منجر شود. برای حل این موضوع، تورسکی و کانمن (۱۹۹۲) نظریه چشم‌انداز تجمعی را ارائه دادند که در آن، وزن‌های احتمالات مانند نظریه مطلوبیت وابسته به رتبه به صورت تجمعی وارد می‌شوند. تحت نظریه چشم‌انداز تجمعی، ارزیابی لاتاری L به قرار زیر است:

$$CPT(L) = \sum_{i=-m}^{n} \pi_i v(y_i)$$

که در آن، π_iها، وزن‌های احتمالات هستند که در دامنه برد و باخت متفاوتند و احتمالات را به صورت تجمعی، وارد تابع وزنی احتمال می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر:

$$\pi_n = w^+(p_n)$$

$$\pi_{n-1} = w^+(p_{n-1} + p_n) - w^+(p_n)$$

$$\pi_i = w^+\left(\sum_{j=i}^{n} p_j\right) - w^+\left(\sum_{j=i+1}^{n} p_j\right)$$

1. Fehr-Duda & Epper
2. Prelec

$$\pi_1 = w^+(\sum_{j=1}^{n} p_j) - w^+(\sum_{j=2}^{n} p_j)$$

$$\pi_{-m} = w^-(p_{-m})$$

$$\pi_{-m+1} = w^-(p_{-m} + p_{-m+1}) - w^-(p_{-m})$$

$$\pi_{-j} = w^-\left(\sum_{i=-m}^{-j} p_i\right) - w^-\left(\sum_{i=-m}^{-j-1} p_i\right)$$

$$\pi_{-1} = w^-\left(\sum_{i=-m}^{-1} p_i\right) - w^-\left(\sum_{i=-m}^{-2} p_i\right)$$

به‌صورت کلی، تحت نظریه چشم‌انداز (تجمعی، افراد برای احتمالات کم برد (سود)، ریسک‌پذیر و برای احتمالات زیاد برد، ریسک گریز هستند. همچنین، برای احتمالات کم باخت (زیان) ریسک‌گریز و برای احتمالات زیاد باخت، ریسک‌پذیر هستند. به این پدیده، رفتار چهارگانه نسبت به ریسک[1] می‌گویند. رفتار چهارگانه نسبت به ریسک، در بسیاری از مطالعات، مورد تأیید واقع شده است[2].

رایگر و همکاران[3] (۲۰۱۵)، نگرش‌ها نسبت به ریسک را در ۵۲ کشور مقایسه کرده‌اند. با محاسبه حق ریسک نسبی برای بردها و باخت‌ها، نتایج مطالعه آنها از ریسک‌گریزی در دامنه برد و ریسک‌پذیری در دامنه باخت، حمایت می‌کند. متوسط حق ریسک نسبی برای بردها ۰/۷۰ (ریسک‌گریز) و برای باخت ها ۰/۴۶- (ریسک‌پذیر) است. افراد در کشورهای ثروتمند، خطرگریزی بیشتری دارند (دامنه برد)، اما خطرپذیری بیشتری هم نشان می‌دهند (دامنه باخت). اثر جنسیتی نیز وجود دارد؛ زنان خطرگریزتر از مردان هستند، اما زنان خطرپذیری بیشتری، در دامنه باخت دارند.

به‌صورت‌کلی، قواعد رفتاری حاکم در نظریه چشم‌انداز، در بسیاری از مطالعات آزمایشگاهی (تیلر و همکاران[4]، ۱۹۹۷ و کانمن و تورسکی، ۲۰۰۰) و آزمایش‌های میدانی، تأیید شده‌اند (کمرر و همکاران[5]، ۱۹۹۷؛ جنسو و میر[6]، ۲۰۰۱؛ فر و گوته[7]، ۲۰۰۷ و مس[8]، ۲۰۰۶).

اخیراً، هارباو[9] (۲۰۲۰)، پدیده‌هایی مانند زیان‌گریزی و وزن‌دهی غیرخطی به احتمالات را توسط ارسال سیگنال مهارت و تخصص توسط افراد در مدل‌های روانشناسی توضیح داده است. با استفاده از داده‌های

---

1. The fourfold pattern of risk attitude

۲. برای نمونه، ر. ک: بروهین و همکاران، ۲۰۱۰.

3. Rieger *et al.*
4. Thaler *et al.*
5. Camerer *et al.*
6. Genesove & Mayer
7. Fehr & Goette
8. Mas
9. Harbaugh

مشاهده‌ای، باربریس و همکاران [1] (۲۰۲۰)، به کمک نظریه چشم‌انداز، توانسته‌اند حدود ۲۲ تناقض در بازار سهام را توضیح دهند. هلپرن و همکاران [2] (۲۰۱۵)، در یک آزمایش میدانی، نشان دادند که می‌توان با استفاده از زیان‌گریزی، افراد بیشتری را به ترک سیگار تشویق کرد. نظریه چشم‌انداز تجمعی برای توضیح پدیده‌های بسیاری استفاده شده است. کلیه این مطالعات در بخش اول مطالعه دیهامی (۲۰۱۶) بحث شده‌اند.

روش آزمایش

توابع مطلوبیت در هر دامنه (باخت و برد) با استفاده از روش بده- بستان (TO) که توسط وکر و دنف [3] (۱۹۹۶) معرفی‌شده، و مبتنی بر استنتاج‌های به‌دست‌آمده از بی‌تفاوتی میان جفت لاتاری‌هایی است که هرکدام دو پیامد دارند. این روش، شامل ترسیم دنباله‌ای از پیامدها با فاصله برابر بین مطلوبیت آنها است. برای مقادیر مشخص و ثابت x_0، r و R به‌صورتی که $x_0 < 0 < r < R$، از آزمودنی خواسته می‌شود که مقدار x_1 را به نحوی که وی نسبت به دو لاتاری $(x_1, p; R, 1-p)$ و $(x_0, p; r, 1-p)$ بی‌تفاوت است را پیدا کند. در این دو لاتاری، $x_1 < x_0$ و مقدار p ثابت است. معمولاً x_1 از طریق روش انتخابی پیوسته [4] تعیین می‌شود. از این رو، آزمایشگر مقادیر x_1 را تغییر می‌دهد تا جایی‌که شخص نسبت به دو لاتاری بی‌تفاوت شود. سپس، x_1 به‌عنوان یک ورودی، مورد استفاده قرار می‌گیرد و یک انتخاب مشابه پیامد x_2 را تعیین می‌کند؛ به‌گونه‌ای که $x_2 < x_1$ و آزمودنی نسبت به $(x_2, p; R, 1-p)$ و $(x_1, p; r, 1-p)$ بی‌تفاوت باشد. این مرحله n بار برای به دست آوردن دنباله $x_0, \dots, x_i, \dots, x_n$ تکرار می‌شود.

روش TO برای ترسیم توابع مطلوبیت در دامنه باخت (زیان) توسط فنما و فن اسن [5] (۱۹۹۸) به‌کار گرفته شده است. در ادامه، نحوه ترسیم توابع مطلوبیت در دامنه باخت به‌وسیله روش TO تحت نظریه چشم‌انداز تجمعی شرح داده می‌شود. بدیهی است، این روش برای ترسیم توابع مطلوبیت در دامنه برد و تحت نظریه‌های دیگر مانند مطلوبیت مورد انتظار و یا نظریه مطلوبیت وابسته به رتبه هم قابل‌استفاده می‌باشد.

تحت نظریه چشم‌انداز تجمعی، بی‌تفاوتی نسبت به دو لاتاری $(x_1, p; R, 1-p)$ و $(x_0, p; r, 1-p)$، تساوی زیر را تأمین می‌کند:

$$w(1-p)u(R) + w(p)u(x_1) = w(1-p)u(r) + w(p)u(x_0)$$
$$w(1-p)[u(R) - u(r)] = w(p)[u(x_0) - u(x_1)] \quad (3)$$

متعاقباً، بی‌تفاوتی نسبت به $(x_1, p; r, 1-p)$ و $(x_2, p; R, 1-p)$، دلالت دارد که:

$$w(1-p)[u(R) - u(r)] = w(p)[u(x_1) - u(x_2)] \quad (4)$$

با توجه به اینکه سمت چپ معادلات ۳ و ۴ برابر هستند، درنتیجه:

1. Barberis *et al.*
2. Halpern *et al.*
3. Wakker & Deneffe
4. Successive choice procedure
5. Fennema & Van Assen

$$u(x_1) - u(x_2) = u(x_0) - u(x_1)$$

با نرمال‌سازی $u(x_0) = 0$ نتیجه $u(x_2) = 2u(x_1)$ به دست می‌آید. استدلال مشابهی، به تعیین مطلوبیت x_3 برابر با $u(x_3) = 3u(x_1)$ منجر می‌شود. درنتیجه داریم: $u(x_i) = iu(x_1)$. متعاقباً، آخرین بی‌تفاوتی، به تساوی $u(x_{n-1}) - u(x_n) = u(x_{n-2}) - u(x_{n-1})$ منجر می‌شود. با جایگزینی $u(x_i) = iu(x_1)$ و نرمال‌سازی $u(x_n) = -1$، $u(x_1) = -\frac{1}{n}$ به دست می‌آید و درنتیجه، $u(x_i) = -\frac{i}{n}$. با این روش، می‌توانیم تابع مطلوبیت را در محدوده ۰ تا ۱- ترسیم کنیم. با استدلالی مشابه، تابع مطلوبیت در دامنه برد در محدوده ۰ تا ۱ ترسیم می‌شود. در این روش، p معادل با ۱/۳ ثابت شده بود؛ زیرا مطالعات تجربی نشان داده‌اند که به صورت متوسط ۱/۳ تبدیل نمی‌شود (تورسکی و فاکس، ۱۹۹۵ و وکر و دنف، ۱۹۹۶). آزمون و خطای مکرر با استفاده از داوطلبان، به تنظیم نقطه اولیه دنباله پیامدها در دامنه باخت $x_0 = -۱۵۰۰۰۰۰$ و $r = ۱۵۰۰۰۰۰$ و $R = ۳۰۰۰۰۰$ و در دامنه برد $x_0 = ۴۰۰۰۰۰$ و $r = ۱۵۰۰۰۰۰$ و $R = ۳۰۰۰۰۰$ و n=۵ منجر شد.

برای ترسیم توابع وزنی احتمال، از روش غیرپارامتری استفاده شده در مطالعه حاجی ملادرویش (۲۰۱۷) که به‌راحتی قابلیت تبدیل به روش نیمه‌پارامتری و پارامتریک را دارد، استفاده شده است. این روش با روش مطالعه عبداللهی (۲۰۰۰)، مشابهت زیادی دارد و مبتنی بر استخراج توابع مطلوبیت از طریق روش TO و سپس استفاده از دنباله پیامدهای ترسیم شده با روش TO به منظور استخراج تابع وزنی احتمالبا استفاده از روش معادل مطمئن (CE) است. در روش معادل مطمئن، از بی‌تفاوتی یک لاتاری با یک مقدار مطمئن، استفاده می‌شود. آزمودنی باید مقدار مطمئنی $CE(p)$ که وی را با لاتاری $A = (x, p; y, 1-p)$ بی‌تفاوتمی‌کند، بیابد.

فرض کنید که دنباله‌ای از پیامدها $(x_0, \dots, x_i, \dots, x_n)$ در دامنه برد به روش TO استخراج‌شده است. درنتیجه، مطلوبیتمتناظر با این پیامدها، برابر با $u(x_i) = \frac{i}{n}$ است. سپس مقدار مطمئنی (CE_j) که فرد نسبت به آن و لاتاری $(x_k, p_j; x_i, 1-p_j)$ بی‌تفاوت است، با استفاده از روش CE پیدا می‌شود. توجه داشته باشید که x_i و x_k از پیامدهای دنباله ترسیم شده از روش TO هستند. تحت نظریه چشم‌انداز تجمعی، بی‌تفاوتی نسبت به $(x_i, p_j; x_k, 1-p_j)$ و CE_j، هنگامی‌که $x_k < x_i$ است، نشان‌دهنده $w(p_j)u(x_i) + \big(1 - w(p_j)\big)u(x_k) = u(CE_j)$ است. باتنظیم مجدد این رابطه، داریم:

$$w(p_j) = \frac{u(CE_j) - u(x_k)}{u(x_i) - u(x_k)} \quad (5)$$

درنتیجه، برای محاسبه وزن احتمال، مقادیر $u(x_k)$، $u(x_i)$ و $u(CE_j)$ را لازم داریم. با توجه به اینکه x_k و x_i از دنباله به‌دست‌آمده از روش TO هستند، $u(x_k) = \frac{k}{n}$ و $u(x_i) = \frac{i}{n}$. در این آزمایش، از x_2 و x_3 برای محاسبه توابع وزنی احتمال استفاده شده است. برای مقادیر $u(CE_j)$، به روش غیرپارامتری نیاز است که فاصله بین پیامدها کوچک باشد. ازآنجاکه CE_j بین دو پیامد لاتاری قرار می‌گیرد، با فرض خطی بودن تابع مطلوبیت میان دو پیامد دنباله TO، با داشتن دو نقطه از آن مانند ($\frac{k}{n}$ و x_k) و ($\frac{i}{n}$ و x_i)،

معادله خط به دست می‌آید و سپس با استفاده از ضرایب معادله خط به‌دست‌آمده، مقدار $u(\ CE_j)$ محاسبه می‌شود.

از این رو، برای مقادیر مختلف p_j، می‌توان وزن‌های احتمال را به دست آورد. برای داشتن وزن‌های احتمالی که بین صفر و یک باشند، شرط $u(x_k) < u(CE_j) < u(x_i)$ الزامی است. ازآنجاکه در نرمال‌سازی در دامنه برد، فرض کردیم: $u(x_0) = 0$ و $u(x_n) = 1$، لازم است پیامدهای دنباله را به $tx_i = \frac{x_i - x_0}{x_n - x_0}$ تبدیل کنیم که بین صفر و یک قرار بگیرند. با استدلال مشابه، CE_j به $tCE_j = \frac{CE_j - x_0}{x_n - x_0}$ تبدیل می‌شود. دلیل این تبدیل‌ها، یکسان‌سازی متغیر مستقل با بازه متغیر وابسته است. درنتیجه، ما پیامدهایی بین صفر و یک داریم که مطلوبیت متناظرشان هم، بین صفر و یک می‌باشد. این تبدیل‌ها الزامی است، مگر آنکه توابع مطلوبیتی انتخاب شوند که به‌صورت خودکار، این تبدیل را انجام می‌دهند.

از آنجا که توابع مطلوبیت در هر دو دامنه ترسیم می‌شوند، امکان اندازه گیری پارامتر زیان گریزی وجود دارد. کانمن و تورسکی (۱۹۷۹)، زیان‌گریزی را به صورت $-u(-x) > u(x)$ برای همه مقادیر $x > 0$ تعریف می‌کنند. عبداللهی و همکاران (۲۰۰۷)، می‌نویسند، با استفاده از این تعریف، می‌توان زیان‌گریزی را به صورت میانگین و یا میانه $-\frac{u(-x)}{u(x)}$ در دامنه xها تعریف کرد. از آنجا که دنباله پیامدها در روش TO خارج از کنترل آزمایشگر است و هیچ تضمینی وجود ندارد که مقادیر xها در دو دامنه قرینه باشند، برای اندازه‌گیری پارامتر زیان‌گریزی، می‌باید از درون‌یابی خطی استفاده کنیم.

برای این منظور، مقادیر مطلوبیت ترسیم شده در دامنه باخت را لحاظ می‌کنیم و میزان مطلوبیت متناظر در دامنه برد را به روش درون‌یابی خطی به‌دست می‌آوریم. برای مثال، فرض کنید u(-900)=-0.2، اما ۹۰۰ عضوی از پیامدها در دامنه برد نیست. ۹۰۰ میان ۷۰۰ و ۱۰۰۰ است که هر دو، از پیامدهای دنباله برد هستند و مطلوبیت متناظر آنها برابر است با ۰ و ۰/۲. در نتیجه، u(900)=-0.4660+(0.00066*900)=0.1333. بدین ترتیب، برای یک آزمودنی با دنباله پیامدهایی که در جدول ۱ نشان داده شده است، میانگین زیان‌گریزی برابر با ۱/۲۱ محاسبه می‌شود.

جدول ۱. نحوه محاسبه پارامتر زیان‌گریزی

	۰X	۱X	۲X	۳X	۴X	۵X
دنباله برد	۷۰۰	۱۰۰۰	۱۷۰۰	۲۵۰۰	۴۰۰۰	۶۰۰۰
u(x)	۰	۰/۲	۰/۴	۰/۶	۰/۸	۱
u(-x)	۰	-۰/۲	-۰/۴	-۰/۶	-۰/۸	-۱
دنباله باخت	-۷۰۰	-۹۰۰	-۱۴۰۰	-۲۳۰۰	-۳۵۰۰	-۵۰۰۰
درون یابی خطی						
شیب		۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
عرض از مبداء		-۰/۴۷	-۰/۰۹	-۰/۰۳	۰/۲۷	۰/۴۰
قرینه توابع مطلوبیت زیان		۰/۱۳	۰/۳۱	۰/۵۵	۰/۷۳	۰/۹۰
زیان گریزی		۱/۵۰	۱/۲۷	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

طراحی آزمایش

۴۹ آزمودنی از طریق نصب پوستر و ارسال فراخوان در شبکه‌های اجتماعی متعلق به دانشگاه برای شرکت در آزمایش طی ۳ مرحله جذب شدند. به دلیل مشکلات فنی، داده‌های مربوط به ۸ نفر از بین رفت، فلذا اندازه نمونه ۴۱ است. آزمایش از طریق نرم افزار Z-Tree فیشباخر[1] (۲۰۰۷)، طراحی و اجرا شد. همه شرکت‌کنندگان از دانشجویان رشته اقتصاد دانشگاه بودند. پاداش شرکت در آزمایش در هر دوره مبلغ ۵۰۰۰۰ تومان بود که به قید قرعه به یک نفر تعلق می‌گرفت. به دلیل غیراخلاقی بودن متحمل زیان شدن افراد در آزمایش‌ها و امکان ایجاد «اثر پول برد» یا «اثر پول بادآورده»[2] که نشان از افزایش میزان ریسک پذیری افراد بلافاصله پس از برد مقادیر پولی دارد. از پرداخت مبتنی بر عملکرد اجتناب شد[3].

علاوه بر این، کمرر و هگارت[4] (۱۹۹۹)، نشان داده‌اند که پرداخت مبتنی بر عملکرد، هنگامی‌که مسأله انتخاب میان بخت‌آزمایی‌های مختلف است، تفاوتی در نتایج ایجاد نمی‌کند. از شرکت‌کنندگان خواسته شده بود که تصور کنند، نتایج آزمون بر اوضاع مالی آنها اثر می‌گذارد. تأکید شده بود که هیچ پاسخ درست و غلطی وجود ندارد و تنها نیاز است که ترجیحات خود را بیان کنند.

به همه شرکت‌کنندگان دستورالعمل دو صفحه‌ای شرکت در آزمایش (قابل دسترس در پیوست ۱) داده شد که می‌باید در بدو ورود به جلسه، آن را مطالعه می‌کردند. این دستورالعمل، یک‌بار هم توسط آزمایشگر، قرائت و توضیح داده شد. شرکت‌کنندگان تشویق شدند که اگر سؤالی دارند و یا قسمتی را متوجه نشده‌اند، آزمایشگر را مطلع کنند. پس از حصول اطمینان از اینکه شرکت‌کنندگان فرایند را متوجه شده‌اند، آزمایش شروع شد. شرکت‌کنندگان برای انجام آزمایش، محدودیت زمانی نداشتند، اما به صورت میانگین، انجام آزمایش، ۴۵ دقیقه زمان برد.

شرکت‌کنندگان در آزمایش در چهار بخش به انتخاب میان گزینه‌های مختلف پرداختند. در بخش اول، آنها میان ۳۰ جفت بخت آزمایی انتخاب کردند. بخت آزمایی‌های بخش اول، برای ترسیم تابع مطلوبیت در دامنه زیان طراحی شده بودند. این بخت آزمایی‌ها به‌صورت نمودارهای دایره‌ای ارائه شدند. در هر صفحه نمایش، دو نمودار که نشان‌دهنده دو بخت آزمایی متفاوت هستند، وجود داشت و شرکت‌کنندگان باید یکی از آنها را انتخاب می‌کردند. توضیحات مربوط به نحوه ارائه بخت‌آزمایی‌ها و تصویر آن، به صورت کامل در دستورالعمل آزمایش در پیوست موجود است[5].

---

1. Fischbacher
2. House-money effect

۳. برای نمونه، ر. ک: تیلر و جانسون، ۱۹۹۰ و بویلان و اسپرینکل، ۲۰۰۱.

4. Camerer & Hogarth

۵. همان‌طور که از دستورالعمل آزمایش پیدا است، آزمایش شامل شش بخش می‌باشد؛ ولی با توجه به اینکه از اطلاعات دو بخش آن در این مقاله استفاده نشده، برای سادگی و انتقال بهتر مطلب، فقط به چهار بخش پرداخته شده است.

در بخش دوم که شامل ۳۶ سؤال بود، آزمودنی‌ها باید میان یک بخت آزمایی و یک مقدار قطعی باخت، یکی را انتخاب می‌کردند. سؤالات این بخش به منظور ترسیم معادل‌های مطمئن بخت‌آزمایی‌ها و ترسیم توابع وزنی احتمال، طراحی شده بودند. بخش سوم آزمایش مانند بخش اول است، با این تفاوت که کلیه مقادیر مثبت هستند و بخت‌آزمایی‌ها نشان‌دهنده مقادیر برد هستند. بخش چهارم هم مانند بخش دوم است، فقط کلیه مقادیر مثبت هستند.

از روش دوبخشی[1] شش مرحله‌ای برای ترسیم تمام نقاط بی‌تفاوتی استفاده شد. این روش، شامل انتخاب‌های پشت سر هم بین دو گزینه است که با توجه به انتخاب‌های آزمودنی، یک گزینه آن به صورت پیوسته تغییر می‌کند. این روش، متکی به کاهش بازه ای است که مقدار بی تفاوتی در آن قرار دارد. برای مثال، در دنباله TO برای به‌دست آوردن مقدار x_1، در مرحله اول، از آزمودنی خواسته می‌شود که میان لاتاری $A = (x_0, 0.3; r, 0.7)$ و لاتاری $B = (c_0, 0.3; R, 0.7)$ انتخاب کند که در آن، c_0 میانگین بازه $[c, x_0]$ به‌عنوان بازه‌ای که نقطه بی‌تفاوتی در آن قرار دارد (بازه ممکن) است. آزمایشگر مقدار c را ثابت در نظر می‌گیرد. فرایند شامل کاهش بازه ممکن دربردارنده x_1 است. فرض کنید، آزمودنی لاتاری A را انتخاب می‌کند. سپس در مرحله دوم، بازه ممکن به $[c_0, x_0]$ تغییر می‌کند و آزمودنی باید میان لاتاری ثابت A و لاتاری $B1 = (c_1, 0.3; R, 0.7)$ انتخاب کند که در آن، c_1 میانگین بازه $[c_0, x_0]$ است. اگر شرکت‌کننده در مرحله اول، لاتاری B را انتخاب کند، بازه دربردارنده x_1، به $[c, c_0]$ تبدیل می‌شود. این فرایند شامل شش انتخاب میان جفت‌های لاتاری است که بازه ممکن دربر دارنده x_1 را حداقل، و روش دوبخشی شش مرحله‌ای را کامل می‌کند. در نهایت، نقطه بی‌تفاوتی به صورت میانگین بازه کمینه شده، محاسبه می‌شود.

برای به‌دست آوردن تمام معادل مطمئن‌ها (CE_j) نیز از روش دو بخشی شش مرحله‌ای استفاده شده است. پیامدهای لاتاری‌هایی که برای ترسیم توابع وزنی احتمال ساخته شده‌اند، برگرفته از دنباله TO هر فرد هستند. به صورت مشخص، از مقادیر x_2 و x_3 و احتمالات (۰/۰۱، ۰/۱، ۰/۳، ۰/۷، ۰/۹) استفاده شده است.

یافته‌ها

رفتار ریسکی

طراحی آزمایش حاضر، امکان طبقه‌بندی نگرش افراد نسبت به ریسک را فراهم کرد. نگرش افراد نسبت به ریسک به‌وسیله محاسبه حق ریسک که به صورت اختلاف امیدریاضی لاتاری و معادل مطمئن آن تعریف می‌گردد، محاسبه شد. به عبارت دیگر، $RP = EV - CE$ شاخصی برای تعیین ریسک‌پذیری افراد است که در آن، EV نشان‌دهنده امیدریاضی لاتاری و CE نشان‌دهنده معادل مطمئن لاتاری است. اگرRP مثبت باشد، فرد، ریسک‌گریز و اگر RP منفی باشد، فرد ریسک‌پذیر می‌باشد.

1. Bisection procedure

جدول ۲، درصد ریسک‌گریزی نمونه مورد بررسی را برای احتمالات مختلف برد و باخت نشان می‌دهد. مطابق با نظریه چشم‌انداز (تجمعی) و بر خلاف نظریه مطلوبیت مورد انتظار، الگوی ریسک‌گریزی، تابعی از احتمال رخداد حادترین پیامد هر لاتاری است. به صورت مشخص، در دامنه باخت، با افزایش احتمال رخداد حادترین پیامد (زیان بیشتر)، میزان ریسک‌گریزی کاهش می‌یابد و از ۶۰ درصد ریسک‌گریزی برای احتمال ۰/۰۱ به تنها ۱۵ درصد ریسک‌گریزی برای احتمال ۰/۹ می‌رسیم. این شواهد با یافته‌های تورسکی و کانمن (۱۹۹۲) و اتچارت وینست[1](۲۰۰۴ و ۲۰۰۹) که نشان‌دهنده ریسک‌گریزی افراد برای احتمالات کم‌باخت و ریسک‌پذیری آنها برای احتمالات زیادباخت می‌باشد، سازگار است.

بررسی رفتار افراد به صورت انفرادی هم، این الگو را تأیید می‌کند؛ ۳۷ نفر از افراد در ۳ موقعیت و یا بیشتر از ۵ موقعیت مطابق با الگوی کاهش میزان ریسک‌گریزی با افزایش احتمال باخت رفتار کرده‌اند. در دامنه برد هم، یافته‌ها با نظریه چشم‌انداز مطابقت دارد. به صورت مشخص با افزایش احتمال برد، میزان ریسک‌گریزی افزایش می‌یابد. این یافته‌ها با رفتار چهارگانه تحت‌ریسک مطابق هستند. در دامنه برد نیز رفتار اکثر افراد مطابق با الگوی افزایش میزان ریسک‌گریزی با افزایش احتمال برد است. به صورت مشخص، ۳۸ نفر در ۳ موقعیت و یا بیشتر، مطابق با الگو رفتار کرده‌اند.

جدول ۲. درصد ریسک گریزی نمونه

درصد ریسک‌گریزی دامنه برد	درصد ریسک‌گریزی دامنه باخت	احتمالات
۵	۶۱	۰/۰۱
۲۲	۵۹	۰/۱
۳۴	۳۹	۰/۳۳
۶۶	۲۰	۰/۷
۷۶	۱۵	۰/۹

منبع: یافته‌های پژوهش

توابع مطلوبیت و زیان‌گریزی

دنباله پیامدهای حاصل از روش TO، نشان‌دهنده تفاوت فاحش میان آزمودنی‌ها است. نکته جالب توجه، تفاوت بیشتر میان افراد در دامنه باخت در مقایسه با دامنه برد می‌باشد. برای مثال، درحالی‌که ماکزیمم مطلق پیامد x_1 در دامنه باخت ۱۹ برابر مینیمم مطلق آن بوده، این نسبت در دامنه برد، فقط ۳ برابر است. از طرف دیگر، میانه حادترین پیامد دامنه باخت (x_5)، تقریباً ۶ برابر میانه x_1 است. در دامنه برد، این نسبت به صورت تقریبی ۳ است. جدول ۳، آمار توصیفی مربوط به پیامدها را نشان می‌دهد.

1. Etchart-Vincent

جدول ۳. دنباله پیامدهای حاصل از روش TO

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
			دامنه باخت		
میانگین	-۲۶۴۳۸۷۸	-۴۶۱۷۱۴۶	-۷۱۴۶۲۴۴	-۱۰۷۷۶۹۷۶	-۱۵۴۰۶۱۲۲
میانه	-۲۰۰۶۰۰	-۴۱۸۳۰۰۰	-۵۷۵۷۰۰۰	-۸۴۶۹۰۰۰	-۱۲۰۶۶۰۰۰
ماکزیمم	-۳۳۶۰۰۰	-۳۷۲۰۰۰	-۴۰۸۰۰۰	-۴۴۴۰۰۰	-۴۸۰۰۰
مینیمم	-۶۷۰۸۰۰۰	-۹۹۵۹۰۰۰	-۱۸۸۸۲۲۰۰۰	-۳۲۶۲۴۰۰۰	-۵۳۲۷۳۰۰۰
			دامنه برد		
میانگین	۷۳۶۳۳۱۷	۱۱۰۰۳۶۵۹	۱۴۹۰۶۵۳۷	۲۰۲۷۸۴۱۵	۲۶۷۴۶۹۵۱
میانه	۷۳۰۱۰۰۰	۱۰۴۲۵۰۰۰	۱۴۳۶۱۰۰۰	۱۸۷۹۸۰۰۰	۲۴۴۷۸۰۰۰
ماکزیمم	۱۰۴۵۰۰۰۰	۲۰۱۰۰۰۰	۳۴۵۳۷۰۰۰	۵۶۱۳۶۰۰۰	۸۷۹۴۲۰۰۰
مینیمم	۴۰۵۱۰۰۰	۴۱۰۲۰۰۰	۴۱۵۴۰۰۰	۴۲۰۶۰۰۰	۴۲۵۸۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تابع مطلوبیت به فرم نمایی ارائه شده در معادله (۱)، پارامتر γ با استفاده از دستور[1] optim در نرم افزار R در دامنه برد و باخت به صورت مجزا و یکجا تخمین زده شده است. پارامتر γ برای کل نمونه در دامنه برد، برابر با ۰/۸۲ و در دامنه باخت، ۰/۷۱ بوده، که با شواهد موجود سازگار است (دیهامی، ۲۰۱۶).

همان‌طور که از داده‌های خام پیدا است، ناهمگنی میان افراد، به تفاوت‌های فاحش در مقدار پارامتر برآورد شده با استفاده از داده‌های فردی منجر می‌شود. جدول ۴، خلاصه این تخمین‌ها را نشان می‌دهد. همان‌طور که از جدول ۴ پیدا است، پارامتر γ در بازه [۰/۳۸ ,۵/۶۱] قرار دارد. توابع مطلوبیت ۳۱ نفر در دامنه باخت محدب و برای ۲۶ نفر، این توابع در دامنه برد مقعر هستند. این مقدار با یافته‌های گونزالس و وو[2] (۱۹۹۹) و تورسکی و کانمن (۱۹۹۲) سازگار است و این یافته عمومی که در دامنه باخت، توابع مطلوبیت محدب و در دامنه برد، این توابع مقعر هستند را تأیید می‌کند.

جدول ۴. تخمین پارامتر (γ) و λ توابع مطلوبیت

	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم
γ در دامنه باخت	۰/۸۷۴۴	۰/۶۸۴۱	۲/۷۳	۰/۳۸۰۶
γ در دامنه برد	۱/۲۱۲۵	۰/۸۶۷۲	۵/۶۱۸۸	۰/۴۳۰۱
γ در یکجا	۰/۹۷۳۱	۰/۷۳	۳/۹۴۵	۰/۴۵۲۵
زیان گریزی (λ)	۱/۴۹۴۰	۱/۲۲۵۱	۴/۸۵۱۷	۰/۷۴۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. این دستور به صورت پیش‌فرض، از الگوریتم بهینه سازی (Nelder & Mead, 1965) که مبتنی بر مقادیر تابع است، استفاده می‌کند.

2. Gonzalez & Wu

زیان گریزی

همان طور که در بخش روش آزمایش توضیح داده شد، به دلیل عدم تطابق پیامدها در دامنه باخت و برد، برای اندازه‌گیری پارامتر زیان‌گریزی از درون‌یابی خطی استفاده شد. برای این منظور، مقادیر مطلوبیت ترسیم شده در دامنه باخت را لحاظ می‌کنیم و میزان مطلوبیت متناظر در دامنه برد را به روش درون‌یابی خطی به‌دست می‌آوریم و از فرمول $-\frac{u(-x)}{u(x)}$ برای محاسبه زیان‌گریزی استفاده می‌کنیم. ردیف ۴ جدول ۴، خلاصه مقادیر به‌دست آمده پارامتر زیان‌گریزی را نشان می‌دهد. همان‌طور که پیدا است، برای اکثر افراد (۲۷ نفر)، میانگین مقدار پارامتر زیان‌گریزی بزرگتر از ۱ است که نشان از تفاوت معنی‌دار مطلوبیت ناشی از مقادیر یکسان برد و باخت دارد. در نتیجه، پدیده زیان‌گریزی در نمونه مورد بررسی، وجود دارد.

در رابطه با مقدار پارامتر زیان‌گریزی، تفاوت‌های فاحشی در میان مطالعات مختلف وجود دارد. برای مثال، اخیراً چپمن و همکاران[1] (۲۰۱۹)، شواهدی ارائه می‌دهند که نشان می‌دهد، نیمی از نمونه آنها، زیان‌گریز نیستند. پگلی و همکاران[2] (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های کانمن و تورسکی در سال ۱۹۹۲ با روشی جدید و با کلاس‌های مختلفی از توابع مطلوبیت، مقدار زیان‌گریزی کمتری تخمین زده‌اند (۱/۲۵ در مقابل ۲/۲۵).

توابع وزنی احتمال

با توجه به ترسیم وزن‌های احتمال در هر دو دامنه باخت و برد، امکان آزمون یکسان بودن وزن احتمالات در دو دامنه فراهم شد. از آزمون های تی دو طرفه[3] و آزمون ویلکاکسون[4] برای آزمون برابری میانگین و میانه وزن‌های احتمال در دو دامنه استفاده شد. یافته‌ها حاکی از رد شدن یکسان بودن وزن‌های احتمال در دو دامنه است (p-value <۰/۰۰۰۱). این یافته‌ها به صورت غیرمستقیم نشان از غیرخطی بودن احتمالات دارد؛ زیرا در صورت خطی بودن آنها، نباید تفاوت معناداری میان وزن احتمالات در دو دامنه مشاهده می‌شد. به منظور بررسی بیشتر و دقیق‌تر، فرضیه صفر، برابری میانگین و میانه w(p)-p با صفر برای همه احتمالات مورد آزمون قرار گرفت. فرضیه صفر برای همه احتمالات مورد بررسی در دامنه برد توسط هر دو آزمون پارامتری و غیرپارامتری رد شد (p-value <۰/۰۰۱). در دامنه باخت، فقط برای احتمال ۰/۳ فرضیه صفر رد نشد. مقادیر p-value در آزمون تی زوجی[5] و ویلکاکسون به ترتیب، برابر با ۰/۶۶۹۰ و ۰/۸۸۶۶ هستند. این یافته‌ها با شواهد پیرامون خطی بودن احتمال ۰/۳ سازگار است.

جدول ۵، میانگین و میانه وزن‌های احتمال را نشان می‌دهد. به صورت متوسط، وزن‌های احتمال، نشان از قرار دادن وزن بیشتر بر احتمالات کم و وزن کمتر بر احتمالات بیشتر دارد که با یافته‌های تجربی

1. Chapman *et al.*
2. Kpegli *et al.*
3. two-tailed paired t tests
4. Wilcoxon tests
5. paired *t* tests

سازگار است و نشان‌دهنده درک غیرخطی افراد از احتمالات است. مشاهده و بررسی وزن‌های احتمال فردی هم، این یافته‌ها را تأیید می‌کند. به صورت مشخص برای احتمالات مورد بررسی ۰/۰۱، ۰/۱، ۰/۳، ۰/۷ و ۰/۹ به ترتیب، ۲۵، ۲۴، ۲۲، ۸، ۶ و ۵ نفر وزن بیشتری به آنها اختصاص داده‌اند که با تابع معکوس S-شکل سازگار است.

جدول ۵. وزن احتمالات در دو دامنه برد و باخت

		w(۰/۰۱)	w(۰/۱)	w(۰/۳)	w(۰/۷)	w(۰/۹)
باخت	میانگین	۰/۲۲۲۷	۰/۲۶۷۶	۰/۳۵۱۴	۰/۴۴۳۱	۰/۴۵۸۰
	میانه	۰/۱۱۷۳	۰/۱۳۳۶	۰/۳۲۲۹	۰/۴۱۹۵	۰/۴۸۳۶
	ماکزیمم	۰/۹۹۲۲	۰/۹۹۳۰	۰/۹۹۴۸	۰/۹۹۷۷	۰/۹۹۹۲
	مینیمم	۰/۰۰۷۴	۰/۰۰۸۱	۰/۰۱۰۱	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۴۲
برد	میانگین	۰/۴۱۰۲	۰/۳۷۸۹	۰/۴۹۲۸	۰/۵۳۱۵	۰/۶۱۶۱
	میانه	۰/۳۲۸۲	۰/۳۲۸۹	۰/۵۰۲۶	۰/۴۸۹۸	۰/۶۶۳۳
	ماکزیمم	۰/۹۸۵۲	۰/۹۸۵۶	۰/۹۸۷۵	۰/۹۹۰۶	۰/۹۹۲۳
	مینیمم	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۷۰

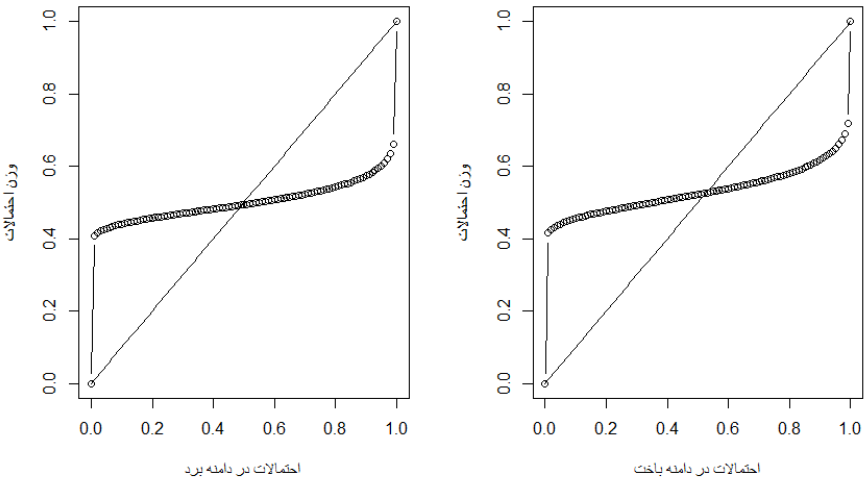
منبع: یافته‌های پژوهش

تابع وزنی احتمال پرلیک ارائه شده در معادله (۲): $w(p_i) = e^{-\beta(-lnp)^{\alpha}}$، در دامنه برد و باخت به صورت مجزا و یکجا تخمین زده شده است. جدول ۶، مقادیر تخمین زده شده پارامترها را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه در هر دو دامنه $\alpha < 1$ است، تابع ۴وزنی احتمال برای احتمالات کوچک، اکیداً مقعر و برای احتمالات بزرگ، اکیداً محدب است که نشان از وزن‌دهی بیشتر به احتمالات کوچک و وزن‌دهی کمتر به احتمالات بزرگ دارد و رفتار چهارگانه نسبت به ریسک را بازتولید می‌کند. نمودار ۱، تابع وزنی احتمال تخمین زده شده در دامنه برد و باخت را ترسیم می‌کند.

جدول ۶. تخمین پارامترهای تابع پرلیک

			انحراف معیار	tآماره	Pr(>|t|)
برد	α	۰/۱۲۵۷	۰/۰۴۴۹۸	۲/۷۹۵	۰/۰۰۵۶۱
	β	۰/۷۳۸۴	۰/۰۵۳۹۴	۱۳/۶۸۹	۱۶e-۲<
باخت	α	۰/۱۵۸۳	۰/۰۴۷۲۶	۳/۳۵	۰/۰۰۰۹۳۵
	β	۰/۶۸۸۷	۰/۰۴۸۵۵	۱۴/۱۸	۱۶e-۲<

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱. توابع وزنی احتمال تخمین زده شده

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری

اقبال گسترده به نظریه چشم‌انداز کانمن و تورسکی در ارجاعات متعدد به این مقاله[1] نمایان است. به عقیده بسیاری از اقتصاددانان رفتاری، نه تنها این نظریه نسبت به نظریه مطلوبیت مورد انتظار، نه‌تنها قدرت توضیح دهندگی بیشتر، بلکه قدرت پیش‌بینی دقیق‌تری نیز دارد (دیهامی، ۲۰۱۶). در نتیجه، برخی از محققان با استفاده از این نظریه و پارامترهای برآوردی در مقاله کانمن و تورسکی (۱۹۷۹)، اقدام به سناریوسازی و توضیح پدیده‌های مختلف کرده‌اند. با توجه به تأثیرپذیری رفتار ریسکی از محیط و فرهنگ، استفاده از این پارامترها می‌تواند، به مخدوش شدن نتایج منجر شود. علاوه بر این، حساسیت بسیاری از نتایج به پارامتر زیان‌گریزی بسیار بالا و اختلاف مقادیر برآوردی آن در مطالعات مختلف زیاد است. در نتیجه، در این مقاله، اقدام به تخمین کلیه پارامترهای نظریه چشم‌انداز تجمعی شده است. علاوه بر این، با توجه به آزمون فرضیه خطی بودن احتمالات، برتری نظریه چشم‌انداز تجمعی نسبت به نظریه مطلوبیت مورد انتظار، در آزمون غیرمستقیم قرار گرفته است.

یافته‌های این آزمایش، نشان از برتری نظریه چشم‌انداز تجمعی نسبت به نظریه مطلوبیت مورد انتظار دارد. یافته‌ها، نشان می‌دهد که درک افراد از احتمالات خطی نیست و میزان ریسک‌گریزی، وابسته به احتمالات است. به صورت مشخص، اکثر آزمودنی‌ها مطابق با الگوی کاهش میزان ریسک‌گریزی با افزایش

۱. که امروزه به ۵۹۴۷۳ مورد رسیده است.

احتمال باخت و افزایش میزان ریسک‌گریزی با افزایش احتمال برد، رفتار کرده‌اند. این یافته‌ها با رفتار چهارگانه تحت ریسک مطابق هستند و نشان از عدم تفاوت نمونه مورد بررسی با مطالعات پیشین دارد.

به عبارت دیگر، یافته معمول تابع معکوس S- شکل وزنی احتمال نیز تأیید می‌شود. برآورد پارامتر γ تابع ارزش برای کل نمونه در دامنه برد، برابر با ۰/۸۲ و در دامنه باخت، ۰/۷۱ بوده، که با شواهد موجود سازگار است (دیهامی، ۲۰۱۶). برای مثال، برآورد کانمن و تورسکی (۱۹۷۹)، برابر با ۰/۸۸ در هر دو دامنه است. همان‌طور که مطالعاتی مانند والاسک و استوارت[1](۲۰۱۵)، حساسیت بالای پارامتر زیان‌گریزی را نشان داده‌اند، نتایج این مطالعه نیز نشان از تفاوت میزان برآوردی زیان‌گریزی با مقدار اولیه برآورده شده که برابر با ۲/۲۵ است، دارد. میانگین برآورد شده زیان‌گریزی در نمونه حاضر، برابر با ۱/۴۹ است که پدیده زیان‌گریزی را تأیید می‌کند، اما به بزرگی مقادیر اولیه برآوردی آن نیست.

مقایسه میزان ریسک‌گریزی افراد با نتایج مطالعه حاجی ملا درویش (۲۰۱۸)، نشان از عدم تفاوت رفتار نمونه ایرانی مورد بررسی با دانشجویان دانشگاه لستر دارد. به صورت مشخص در مطالعه حاضر، در دامنه باخت، برای احتمال ۱ درصدی باخت، ۶۱ درصد و برای احتمال ۱۰ درصدی، ۵۹ درصد ریسک‌گریزی مشاهده می‌شود. در مطالعه حاجی ملا درویش (۲۰۱۷)، مقادیر ریسک‌گریزی برای احتمال باخت ۱ درصدی، ۶۰ درصد و برای احتمال باخت ۱۰ درصدی، ۴۷ و ۶۰ درصد محاسبه شده است. این نتیجه، حداقل در دامنه باخت، در تضاد با باور عمومی نسبت به ریسک‌پذیری بیشتر ایرانیان است.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

1. Walasek & Stewart

References

Abdellaoui, M. (2000). Parameter-free elicitation of utility and probability weighting functions. *Management Science*, *46*(11), 1497-1512.

Abdellaoui, M., Bleichrodt, H., & Paraschiv, C. (2007). Loss aversion under prospect theory: A parameter-free measurement. *Management Science*, *53*(10), 1659-74.

Barberis, N. C., Jin, L. J., & Wang, B. (2020). Prospect theory and stock market anomalies (No. w27155). National Bureau of Economic Research.

Bruhin, A.; Fehr-Duda, H., & Epper, T. (2010). Risk and rationality: Uncovering heterogeneity in probability distortion. *Econometrica*, *78*(4), 1375-1412.

Camerer, C. F., & Hogarth, R. M. (1999). The effects of financial incentives in experiments: A review and capital-labor-production framework. *Journal of Risk and Uncertainty*, *19*(1-3), 7-42.

Camerer, C., Babcock, L., Loewenstein, G., & Thaler, R. (1997). Labor supply of New York City cabdrivers: One day at a time. *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(2), 407-441.

Chapman, J., Snowberg, E., Wang, S., & Camerer, C. (2019). Loss attitudes in the US population: Evidence from dynamically optimized sequential experimentation (DOSE) (No. w25072). National Bureau of Economic Research.

Charness, G., Gneezy, U., & Imas, A. (2013). Experimental methods: Eliciting risk preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *87*, 43-51.

Dhami, S. (2016). *The Foundations of Behavioral Economic Analysis*. Oxford University Press.

Du, X., Li, J., & Du, X. (2014). Testing risk-taking behavior in Chinese undergraduate students. *PLoS one*, *9*(5), e97989. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0097989

Einav, L., Finkelstein, A., Pascu, I., & Cullen, M. R. (2012). How general are risk preferences? Choices under uncertainty in different domains. *American Economic Review*, *102*(6), 2606-38.

Etchart-Vincent, N. (2004). Is probability weighting sensitive to the magnitude of consequences? An experimental investigation on losses. *Journal of Risk and Uncertainty*, *28*(3), 217-235.

Etchart-Vincent, N. (2009). Probability weighting and the 'level' and 'spacing' of outcomes: An experimental study over losses. *Journal of Risk and Uncertainty*, *39*(1), 45-63.

Fehr, E., & Goette, L. (2007). Do workers work more if wages are high? Evidence from a randomized field experiment. *American Economic Review*, *97*(1), 298-317.

Fehr-Duda, H., & Epper, T. (2011). Probability and risk: Foundations and economic implications of probability-dependent risk preferences. *Annu. Rev. Econ.*, *4*(1), 567-593.

Fennema, H., & Van Assen, M. (1998). Measuring the utility of losses by means of the trade-off method. *Journal of Risk and Uncertainty*, *17(3)*, 277-296.

Fischbacher, U. (2007). Z-Tree: Zurich toolbox for ready-made economic experiments. *Experimental Economics*, *10*(2), 171-178.

Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The Quarterly Journal of Economics*, *116*(4), 1233-60.

Gonzalez, R., & Wu, G. (1999). On the shape of the probability weighting function. *Cognitive Psychology*, *38*(1), 129-166.

Hajimoladarvish, N. (2017). Very low probabilities in the loss domain. *The Geneva Risk and Insurance Review*, 42(1), 41-58.

Hajimoladarvish, N. (2018). How do people reduce compound lotteries?. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, *75*, 126-133.

Halpern, S. D., French, B., Small, D. S., Saulsgiver, K., Harhay, M. O., Audrain-McGovern, J., & Volpp, K. G. (2015). Randomized trial of four financial-incentive programs for smoking cessation. *N Engl J Med*, 372, 2108-2117.

Harbaugh, R. (2020). Prospect theory or skill signaling?. *Available at SSRN 311409*, https://ssrn.com/abstract=311409.

Helson, H. (1964). Adaptation-level theory: An experimental and systematic approach to behaviour, Harper and Row: New York.

Kahneman, D., & Tversky, A. (2000). *Choices, values, and frames*. New York; Cambridge, UK: Russell Sage Foundation.

Kahneman, D., & Tversky. A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 263-291.

Kpegli, Y., Corgnet, B., & Zylbersztejn, A. (2020). All at Once! A Comprehensive and Tractable Semi-Parametric Method to Elicit Prospect Theory Components, *Article in press*.

Mas, A. (2006). Pay, reference points, and police performance. *The Quarterly Journal of Economics*, *121*(3), 783-821.

Nelder, J. A., & Mead, R. (1965). A simplex method for function minimization. *The Computer Journal*, *7*(4), 308-313.

Page, L., Savage, D. A., & Torgler, B. (2012). Variation in risk seeking behavior in a natural experiment on large losses induced by a natural disaster. *CESifo Working Paper Series 3878*.

Prelec, D. (1998). The probability weighting function. *Econometrica*, 66(3), 497-527.

Quiggin, J. (1982). A theory of anticipated utility. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *3*(4), 323-343.

Rieger, M. O., Wang, M., & Hens, T. (2015). Risk preferences around the world. *Management Science*, 61(3), 637-648.

Sheeran, P. (2002). Intention-behavior relations: a conceptual and empirical review. *European Review of Social Psychology*, *12*(1), 1-36.

Starmer, C. (2000). Developments in Non-Expected Utility Theory: The Hunt for a Descriptive Theory of Choice under Risk. *Journal of Economic Literature*, 38, 332-382.

Thaler, R. (1980). Toward a positive theory of consumer choice. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *1*(1), 39- 60.

Thaler, R. H., Tversky, A., Kahneman, D., & Schwartz, A. (1997). The effect of myopia and loss aversion on risk taking: An experimental test. *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(2), 647-661.

Tversky, A., & Fox, C. R. (1995). Weighing risk and uncertainty. *Psychological Review*, *102*(2), 269–283

Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, *5*(4), 297-323.

Von Neumann, J. and Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behaviour.* Princeton, NJ: Princeton University Press.

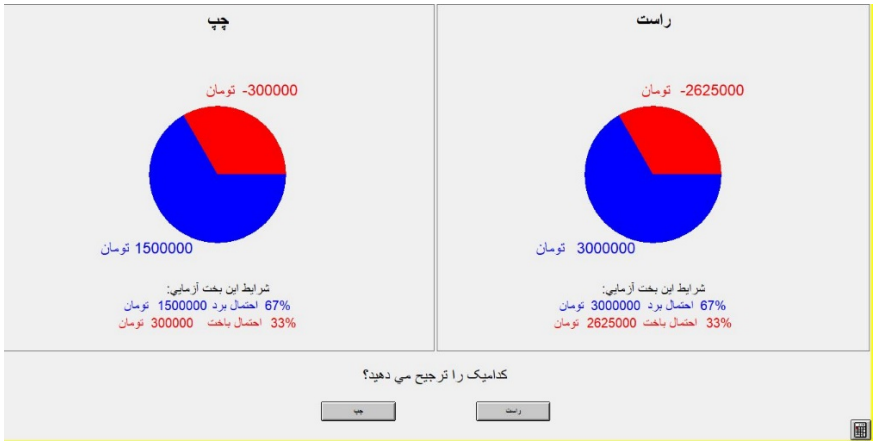
Wakker, P., & Deneffe, D. (1996). Eliciting von Neumann-Morgenstern utilities when probabilities are distorted or unknown. *Management Science*, *42*(8), 1131-50.

Walasek, L., & Stewart, N. (2015). How to make loss aversion disappear and reverse: Tests of the decision by sampling origin of loss aversion. *Journal of Experimental Psychology*: *General*, *144*(1), 7–11.

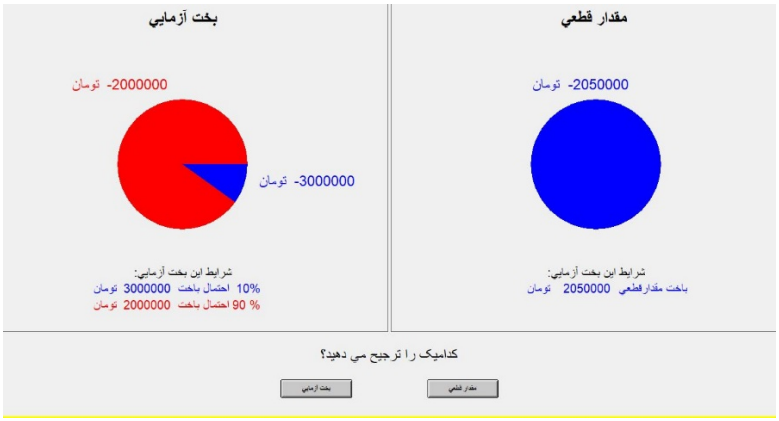
پیوست ۱

دستور العمل آزمایش

لطفا این دستورالعمل را به دقت مطالعه کنید. این آزمایش از شش بخش تشکیل شده است. در بخش اول، شما با ۳۰ جفت بخت‌آزمایی مواجه می‌شوید و از شما خواسته می‌شود که یکی از آنها را که ترجیح می‌دهید، بازی کنید، انتخاب کنید. بخت‌آزمایی‌ها با نمودار دایره‌ای ارائه شده‌اند. در هر صفحه نمایش، دو نمودار که نشان‌دهنده دو بخت‌آزمایی متفاوت هستند، وجود دارد و شما باید یکی از آنها را انتخاب کنید. در زیر، یکی از این جفت بخت‌آزمایی‌ها نمایش داده شده است.



در این مثال، بخت آزمایی سمت چپ نشان‌دهنده ۳۳ درصد شانس از دست دادن (باخت) ۳۰۰/۰۰۰ تومان و ۶۷ درصد شانس برد ۱/۵۰۰/۰۰۰ تومان است. بخت آزمایی سمت راست، نشان‌دهنده ۳۳ درصد شانس باخت ۲/۶۲۵/۰۰۰ تومان و ۶۷ درصد شانس برد ۳/۰۰۰/۰۰۰ تومان است. همان‌طور که می‌بینید، مقادیر مختلف برد و باخت در بیرون از نمودار نوشته شده‌اند و مساحت هر رنگ نشانگر احتمال مربوط به مقدار هم‌رنگ است. هر جفت بخت‌آزمایی در یک صفحه مجزا نشان داده خواهد شد. در هر صفحه باید مشخص کنید که کدام بخت‌آزمایی را ترجیح می‌دهید، بازی کنید. پس از انتخاب خود، کافی است دکمه زیر بخت‌آزمایی مورد نظر را فشار دهید. اگر بخت‌آزمایی سمت راست را ترجیح می‌دهید، باید دکمه **راست** و اگر بخت آزمایی سمت چپ را ترجیح می‌دهید، باید دکمه **چپ** را فشار دهید. در بخش دوم (شامل ۳۶ سؤال)، از شما خواسته می‌شود که بین یک بخت‌آزمایی و یک مقدار قطعی باخت، یکی را انتخاب کنید. مقدار قطعی باخت، همواره بین پیامدهای ممکن بخت‌آزمایی قرار دارد. شما باید انتخاب کنید که ترجیح می‌دهید بخت‌آزمایی را بازی کنید و یا اینکه مقدار قطعی باخت را بپردازید. صفحه نمایش در این قسمت، به شکل زیر خواهد بود.



بخت‌آزمایی سمت چپ، نشان‌دهنده شانس ده درصدی باخت ۳/۰۰۰/۰۰۰ تومان و شانس نود درصدی باخت ۲/۰۰۰/۰۰۰ تومان است. به عبارت دیگر، اگر این بخت‌آزمایی ۱۰۰ مرتبه بازی شود، ۱۰ مرتبه منجر به باخت ۳/۰۰۰/۰۰۰ تومان و ۹۰ مرتبه منجر به باخت ۲/۰۰۰/۰۰۰ تومان می‌شود. اگر بخت‌آزمایی را ترجیح می‌دهید، باید دکمه **بخت آزمایی** و اگر مقدار قطعی را ترجیح می‌دهید، باید دکمه **مقدار قطعی** را فشار دهید. بخش سوم آزمایش مانند بخش اول است، با این تفاوت که کلیه مقادیر مثبت هستند و بخت‌آزمایی‌ها، نشان‌دهنده مقادیر برد هستند. بخش چهارم هم مانند بخش دوم است، فقط کلیه مقادیر مثبت هستند.

در بخش پنجم، از شما خواسته می‌شود که بین چهار گزینه مختلف، یکی را انتخاب کنید. این بخش شامل ۵ سؤال می‌شود. اطلاعات مربوط به هر سؤال را به دقت مطالعه کنید. یک نمونه از این سؤالات در زیر نمایش داده شده است.

توجه کنید که هیچ پاسخ درست یا غلطی وجود ندارد، شما فقط باید ترجیحات خود را ابراز کنید. فقط فرض کنید که نتایج تصمیمات شما در آزمایش، مابه‌ازای واقعی دارد و پاداش مالی شما را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در بخش ششم که شامل یک پرسش است، شما باید در ۲۰ ردیف، میان یک مبلغ که فردا پرداخت می‌شود و مقادیر بیشتری که چهارماه و یک روز دیگر پرداخت می‌شود، یکی را انتخاب کنید.

این دستور العمل، یک‌بار توسط متصدی آزمایش توضیح داده می‌شود، اگر ابهامی وجود دارد و یا پرسشی دارید، پس از توضیحات متصدی، دست خود را بالا ببرید. خیلی متشکریم که به ما در پیشرفت تحقیقات مربوط به تصمیم‌گیری فردی کمک می‌کنید.

COPYRIGHTS
©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.