

## ریسک‌گریزی و چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران

مهدی امینی‌راد\*، نادر مهرگان\*\*، ابوالفضل شاه‌آبادی\*\*\*، داود جعفری سرشت\*\*\*\*  
تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۰۲/۰۷  
تاریخ پذیرش ۱۳۹۸/۰۴/۳۱

### چکیده:

ترجیحات افراد نسبت به ریسک یکی از متغیرهای مهم اقتصادی بوده و تأثیر بسیاری در تصمیمات اقتصادی دارد. تصمیمات سرمایه‌گذاری، مصرف، پس‌انداز، خرید بیمه و قراردادهای آتی از جمله تصمیماتی هستند که ترجیحات ریسک در آن نقش کلیدی را بازی می‌کند. با توجه به اهمیت ترجیحات ریسکی در فرآیند تصمیم‌گیری، محاسبه شاخصی که بتواند به نحوی وضعیت گرایش ریسک در کل اقتصاد را نشان دهد، ضروری است. هدف از این پژوهش، برآورد سری زمانی پارامتر ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران بر اساس اطلاعات فصلی طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۱ است. به این منظور از الگوی گارچ در میانگین با پارامترهای متغیر طی زمان استفاده شد. نتایج برآورد ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران نشان داد، این پارامتر در اقتصاد ایران ثابت نبوده و طی دوره‌ی مورد بررسی بین ۰/۸۱ تا ۷/۶ در نوسان بوده است. همچنین نتایج پژوهش نشان داد، ریسک‌گریزی در دوره‌ی رونق نسبت به رکود به مراتب پایین‌تر بوده و رفتار ضدچرخه‌ای دارد.

**کلیدواژه‌ها:** پاداش ریسک، چرخه‌های تجاری، ریسک‌گریزی، فیلتر کالمن.  
**طبقه‌بندی JEL:** C58، E32، G41.

---

\* دانشجوی دکتری دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران  
M.aminirad94@basu.ac.ir  
\*\* استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول)  
mehregannader@basu.ac.ir  
\*\*\* استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران  
a.shahabadi@alzahra.ac.ir  
\*\*\*\* استادیار گروه دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران  
d.jafariseresht@basu.ac.ir

## ۱. مقدمه

یکی از شاخص‌هایی که نقش مهمی در اغلب الگوهای اقتصادی بازی می‌کند، نحوه‌ی نگرش افراد به ریسک است. ضریب ریسک‌گریزی تمایل خانوار برای انتقال مصرف بین دوره‌های زمانی مختلف را نشان می‌دهد. با افزایش ریسک‌گریزی، افراد برای پذیرش همان سطح از ریسک، بازدهی بالاتری را درخواست کرده و اگر بازار، کشش پرداخت این میزان بازدهی را برای سرمایه‌گذاران را نداشته باشد، سرمایه‌گذاری در اقتصاد کاهش خواهد یافت. ریسک‌گریزی منجر به تقاضای بیمه می‌شود؛ در نتیجه ادبیات اقتصادی گسترده‌ای در حوزه بیمه سلامت، بیمه بیکاری، بیمه دارایی، بیمه سیل و... به این موضوع اختصاص دارد. ریسک‌گریزی، نقش کلیدی در سرمایه‌گذاری مالی، ایفا می‌کند و عامل تبادل بین ریسک و بازدهی در قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی است. همچنین ریسک‌گریزی در الگوهای کارگذار-کارفرما<sup>۱</sup> کاربرد داشته و منبع اصلی تبادل بین انگیزه و بیمه است. ریسک‌گریزی همچنین در الگوهای چرخه زندگی که افراد با ریسک اشتغال، درآمد، بازدهی دارایی، سلامت و... روبرو هستند، اهمیت دارد (اودنقو و سومرویل<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸).

بسیاری از نظریه‌های اقتصادی و مالی، به صورت ضمنی فرض کرده‌اند، پارامتر ریسک‌گریزی ثابت بوده و طی زمان تغییر نمی‌کند؛ با این حال، بر اساس شواهد تجربی سایر کشورهای جهان، پارامتر ریسک‌گریزی ثابت نبوده و بر اساس شرایط اقتصادی، تغییر می‌کند. اگر ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران طی زمان افزایش یابد، این موضوع در قیمت‌بازاری بالاتر برای تحمل ریسک، انعکاس می‌یابد. به طور مشابه، اگر ریسک‌گریزی در اقتصاد، طی زمان کاهش یابد، از قیمت‌بازاری ریسک نیز کاسته خواهد شد؛ در این حالت تغییرات در بازدهی اضافی عمدتاً توسط تغییر در ریسک (واریانس) بازار توضیح داده خواهد شد؛ بنابراین، درک و شناخت رفتار سری زمانی ریسک‌گریزی، اهمیت و فواید

---

1. Principal-agent  
2. O'donoghue and Somerville

بسیاری دارد. همچنین محاسبه پارامتر ریسک گریزی و بررسی روند تغییرات آن طی زمان می‌تواند ترجیحات و نگرش افراد جامعه نسبت به شرایط اقتصادی کشور را تبیین کند. با فرض اینکه تغییرات نگرش افراد می‌تواند به‌عنوان عاملی در وقوع چرخه‌های تجاری در نظر گرفته شود، محاسبه‌ی پارامتر ریسک گریزی و تجزیه و تحلیل آن می‌تواند به پیش‌بینی چشم‌انداز اقتصادی کشور کمک کند. بر اساس پژوهشی که برتشر و همکاران<sup>۱</sup> در سال ۲۰۱۸ منتشر کردند، در صورتی که پارامتر ریسک گریزی از مقدار ۵ به ۱۵ افزایش یابد، واکنش مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در الگوهای DSGE به شوک‌های تصادفی، دو برابر خواهد شد. افزایش ریسک‌گریزی در اقتصاد، منجر به تقاضای پاداش ریسک بالاتری توسط کارآفرینان و تولیدکنندگان می‌شود و در صورت عدم توجه به این موضوع توسط سیاست‌گذاران، می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و تولید شود. همچنین، نااطمینانی فضای کسب و کار تاثیر مهمی بر سرمایه‌گذاری به عنوان بی‌ثبات‌ترین بخش تولید ناخالص داخلی و عامل چرخه‌های تجاری دارد (نوفرستی و نوروزی، ۱۳۹۱).

با توجه به اهمیت بررسی این شاخص در این پژوهش، تلاش می‌شود با استفاده از مفاهیم اقتصاد مالی و استفاده از الگوی گارچ در میانگین و فضای حالت، سری زمانی ریسک گریزی در اقتصاد ایران برآورد شده و تغییرات آن طی چرخه‌های تجاری، بررسی شود. در ادامه مقاله، ابتدا در بخش دوم، تلاش‌های سایر پژوهشگران در این حوزه مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ سپس در بخش سوم به توضیح روش‌شناسی برآورد ریسک گریزی پرداخته خواهد شد. بخش چهارم به ارائه یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در نهایت در بخش پنجم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها، پرداخته خواهد شد.

## ۲. مبانی نظری

ادبیات کلاسیک چرخه‌های رکود و رونق اقتصادی (کینز (۱۹۳۷)؛ مینسکی<sup>۱</sup> (۱۹۷۷)؛ کیندلبرگر<sup>۲</sup> (۱۹۷۸)؛ مینسکی (۱۹۸۶)) به نقش ترجیحات ریسکی در بازارهای مالی در ایجاد نوسانات اقتصادی اشاره داشته‌اند که معمولاً با یک شوک بنیادین منفی آغاز و ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران و کارآفرینان را کاهش می‌دهد. در نتیجه آن‌ها برای انتخاب پروژه‌های ریسکی، بازدهی بالاتری را تقاضا خواهد کرد.

از بعد نظری، جهت توضیح رفتار ضدادواری ریسک‌گریزی می‌توان به دو الگوی بنیادی اشاره کرد: ۱- الگوی کمپل و کوکران<sup>۳</sup> و ۲- الگوی لوکاس

## ۱-۲. الگوی کمپل - کوکران

در الگوی CC، جریان موجودی کل سهام  $C(t)$  بر اساس رابطه زیر رشد می‌کند:

$$\frac{dC}{C} = gdt + \sigma dB \quad (1)$$

که  $\sigma$  و  $g$  پارامترهای ثابتی بوده و  $B(t)$  حرکت براونی استاندارد (وینر) است. اقتصاد در یک کارگزار نماینده با تابع مطلوبیت زیر خلاصه شده است:

$$U(c, X) = \frac{e^{-\rho t}}{1-\gamma} (c - X)^{1-\gamma} \quad (2)$$

پارامتر  $\gamma$  تقعر تابع مطلوبیت،  $\rho$  پارامتر ترجیحات زمانی،  $c(t)$  نرخ مصرف در زمان  $t$  و  $X(t)$  سطح عادت است.

در الگوی CC، نسبت مزاد مصرف  $S(t) = \frac{[c(t)-X(t)]}{c(t)}$  برای نشان دادن ارتباط بین مصرف و عادت استفاده می‌شود و  $s(t) = \ln(S(t))$  و مطابق با فرآیند زیر، رشد می‌کند:

$$ds = k(\bar{s} - s)dt + \pi(s)dB \quad (3)$$

---

1. Minsky  
2. Kindleberger  
3. Campbell and Cochrane

که  $k$  نرخ بازگشت به میانگین،  $\pi(S)$  نوسانات لگاریتمی مازاد مصرف است. بر اساس این رابطه  $S(t)$  نمی‌تواند بزرگ‌تر از یک باشد؛ چرا که سطح عادات مصرف، نامنفی است. یک سطح بالا برای نسبت مازاد مصرف، نشان‌دهنده شرایط خوب اقتصادی و در حالت رکودی این نسبت معمولاً کوچک است. فرآیند  $ds$  یک فرآیند بازگشت به میانگین است و مشابه فرآیند  $AR(1)$  است. در این حالت، ضریب ریسک‌گریزی نسبی نسبت به مصرف  $RRA^1$ ، نسبت به ثروت برابر است با:

$$-\frac{c(t)U''(c(t), X(t))}{U'(c(t), X(t))} = \frac{\gamma}{S(t)} \quad (4)$$

بنابراین پارامتر ریسک‌گریزی طی زمان متغیر بوده و ضد ادواری است.

## ۲-۲. الگوی لوکاس

لوکاس (۱۹۸۷) یک مدل عمومی را پیشنهاد داد که در آن سرمایه‌گذار، گزینه‌های سرمایه‌گذاری خود را بر اساس مطلوبیت انتظاری مصرف، انتخاب می‌کند. سرمایه‌گذاران، حداکثر کننده تابع مطلوبیت  $U_t$  هستند. تابع  $U_t$  شامل مطلوبیت مصرف جاری و مطلوبیت انتظاری مصرف آتی است؛ بنابراین سرمایه‌گذار در هر دوره بین مصرف و پس‌انداز (مصرف بیشتر در آینده) انتخاب می‌کند:

$$U_t = U(c_t) + \beta E_t(U_{t+1}) \quad (5)$$

$\beta$  عامل تنزیل ترجیحات طی زمان است. تابع مطلوبیت افزایشی و مقعر است که تمایل برای مصرف بیشتر و کاهش مطلوبیت نهایی مصرف را نشان می‌دهد. تقعر تابع مطلوبیت، میزان ریسک‌گریزی و جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند که جریان مصرف پایدار و باثباتی طی زمان داشته باشند. تولید یا مصرف شده و یا سرمایه‌گذاری می‌شود:

$$f(k_t) = c_t + \frac{dk_t}{dt} \quad (۶)$$

تابع هدف  $U_t$  نسبت به قید بودجه (۶) و نیز قید نامنفی بودن  $c_t$  و  $k_t$  حداکثر می‌شود. راه‌حل این مسئله‌ی حداکثر سازی، معادله اول را نتیجه می‌دهد:

$$U'(C_t) = \beta E_t[(1 + r_{t+1})U'(C_{t+1})] \quad (۷)$$

سمت چپ رابطه (۷) هزینه مصرف نکردن یک دلار کمتر در زمان  $t$  و سمت راست، مطلوبیت نهایی انتظاری از سرمایه‌گذاری و بازدهی انتظاری است. با تقسیم هر دو طرف رابطه به  $U'(C_t)$  عامل تنزیل تصادفی  $m_{t+1}$  برابر با نرخ نهایی جانشینی می‌شود:

$$m_{t+1} = \beta U'(C_{t+1})/U'(C_t) \quad (۸)$$

یک نرخ نهایی جانشینی بالا به این معنی است که مصرف‌کننده به شدت نسبت به ریسک‌گریزی حساس است. کوکران (۲۰۰۱) در نهایت با استفاده از استدلالی مشابه رابطه‌ی زیر را به دست می‌آورد:

$$P_t = \frac{1}{1 + r_{f,t}} E_t[X_{t+1}] + \beta \text{cov}_t\left(\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}, X_{t+1}\right) \quad (۹)$$

عبارت اول، فرمول ارزش فعلی تنزیل شده استاندارد و عبارت دوم نشان‌دهنده تعدیل ریسک است. پاداش ریسک متناظر با دارایی ریسکی برابر است با:

$$E_t[r_{t+1} - r_{f,t}] = -(1 + r_{f,t}) \frac{\text{cov}_t(U'(C_{t+1}), r_{t+1})}{E_t(U'(C_{t+1}))} \quad (۱۰)$$

مصرف‌کنندگان ریسک-خنثی، نسبت به تغییر مصرف بی‌تفاوت بوده و مطلوبیت نهایی مصرف طی زمان برابر صفر است. در این حالت عبارت دوم رابطه (۱۰) که نشان‌دهنده تعدیل ریسک است برابر صفر بوده و پاداش ریسکی که توسط مصرف‌کننده تقاضا می‌شود، ثابت خواهد بود. اگر مطلوبیت نهایی مصرف طی زمان، ثابت نباشد، مصرف‌کننده جهت تغییر الگوی مصرف خود، بی‌تفاوت نخواهد بود و پاداش ریسک طی زمان تغییر خواهد کرد. علاوه بر این، با در نظر گرفتن قانون مطلوبیت نهایی نزولی، مطلوبیت مصرف اضافی در شرایط رونق اقتصادی پایین‌تر و در شرایط رکود اقتصادی، بالاتر است. در شرایط

رونق اقتصادی و زمانی که مصرف نسبتاً بالاست، مصرف‌کنندگان، بازدهی انتظاری پایین‌تری را برای جانشینی مصرف با سرمایه‌گذاری مطالبه می‌کنند؛ بنابراین رابطه بین پاداش ریسک و ریسک‌گریزی با چرخه‌های تجاری، معکوس است.

### ۳. پیشینه پژوهش

شیو و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) با استفاده از بازدهی اضافی شاخص قیمت سهام و در چارچوب الگوی CAPM<sup>۲</sup> و استفاده از روش اقتصادسنجی TVP-ARCH-M<sup>۳</sup> به برآورد شاخص ریسک‌گریزی پرداخته و این نتیجه رسیدند، ریسک‌گریزی طی دوره مورد بررسی ثابت نبوده و تغییرات چشمگیری داشته است. موسی و اللقانی<sup>۴</sup> (۱۹۹۴) در پژوهشی با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت نفت WTI<sup>۵</sup> از ژانویه ۱۹۸۶ تا ژوئن ۱۹۹۰ و استفاده از الگو اقتصادسنجی گارچ در میانگین، به این نتیجه رسیدند، پاداش ریسک طی زمان در حال تغییر است. شیو<sup>۶</sup> (۲۰۰۲) چگونگی انتقال شوک‌ها بین بازارهای سهام بین‌المللی را از طریق تغییرات ترجیحات ریسک سرمایه‌گذاران طی زمان، بررسی کرد. برانت و وانگ<sup>۷</sup> (۲۰۰۳) در پژوهشی بر اساس الگو قیمت‌گذاری دارایی‌های مبتنی بر مصرف، به این نتیجه رسیدند، ریسک‌گریزی تحت تأثیر اطلاعاتی مبتنی بر رشد مصرف و یا رشد تورم طی زمان تغییر می‌کند.

گوا و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۰۶) در پژوهش خود این مسئله را بررسی می‌کنند که «آیا ریسک‌گریزی نسبی کل اقتصاد، به صورت ضد چرخه‌ای تغییر می‌کند؟» آن‌ها با استفاده از روش شبه پارامتریک نشان دادند، تبادل بین ریسک و بازدهی و نسبت شارپ (بازدهی دارایی

1. Chou et al.
2. Capital Asset Pricing Model
3. Time- varying parameter Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean
4. Moosa and Al-Loughani
5. West Texas Intermediate
6. Chue
7. Brandt and Wang
8. Guo et al.

به انحراف معیار)، به صورت یکنواخت با افزایش نسبت مصرف به ثروت، طی زمان افزایش می‌یابد. لی<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) در پژوهشی به برآورد پارامتر ریسک گریزی و تغییرات آن طی چرخه‌های تجاری پرداخته است. نتایج پژوهش ایشان حکایت از آن دارد، تغییرات ضد چرخه‌ای ریسک گریزی منجر به تغییرات موافق چرخه‌ای پاداش ریسک شرطی می‌شود. ساونگی و شرستا<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های هفتگی طی دوره‌ی ۱۹۷۳-۲۰۰۰ و استفاده از الگو GARCH-M و فیلتر کالمن، سری‌زمانی پارامتر ریسک گریزی در بازار سرمایه ژاپن را برآورد کرده و دریافتند، پارامتر ریسک گریزی طی دوره‌ی مورد بررسی بین ۲/۲ و ۳/۵ در نوسان بوده است. بنگا-بنگا<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) در پژوهشی با استفاده از داده‌های هفتگی طی دوره‌ی ۱۹۹۵-۲۰۱۰ و استفاده از روش GARCH-M به برآورد پارامتر ریسک گریزی در آفریقای جنوبی پرداخت و نشان داد، پارامتر ریسک گریزی در آفریقای جنوبی طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۰۹ بین ۰/۷ و ۴/۷ در حال تغییر بوده است. دارولس و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) در پژوهشی نشان دادند، پاداش ریسک به عنوان شاخص ریسک گریزی، ضد چرخه‌ای بوده و طی دوره‌ی رونق کاهش و طی دوره‌ی رکود افزایش می‌یابد. پاردو<sup>۵</sup> (۲۰۱۲) در پژوهش خود، با استفاده از انحراف معیار GDP سرانه به عنوان معیاری از چرخه‌های تجاری، ارتباط بین ریسک گریزی و چرخه‌های تجاری را بررسی کرد و نتیجه گرفت، در اقتصادهایی که بخش کارآفرینی خصوصی نسبتاً بزرگ‌تر است و در نتیجه در معرض ریسک‌های بالاتری هستند، نوسانات تولید بیشتری دارند. گیزو و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۳) با بررسی نمونه‌ی وسیعی از مشتریان یک بانک ایتالیایی، تغییرات شاخص ریسک گریزی سرمایه‌گذاران بعد از بحران مالی ۲۰۰۸ را تحلیل کرده و دریافتند،

- 
1. Li
  2. Seoungpil and Shrestha
  3. Bonga-Bonga
  4. Darolles et al.
  5. Pardo
  6. Guiso et al.



بر اساس هر دو معیار کمی و کیفی، ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران بعد از بحران به میزان قابل توجهی افزایش یافته است. کیم<sup>۱</sup> در پژوهشی در سال ۲۰۱۴، به بررسی تغییرات ریسک‌گریزی طی چرخه‌های تجاری در اقتصاد آمریکا پرداخت. در این پژوهش، بر اساس الگو CAPM مبتنی بر مصرف و استفاده از معادله اولر و در نظر گرفتن ریسک‌گریزی به عنوان تابع ناپارامتریک از زمان، برآورد سازگاری از ریسک‌گریزی کل اقتصاد شده است. مقدار پارامتر ریسک‌گریزی در این مطالعه بین ۰ تا ۲ تغییر می‌کند. نتایج این مطالعه همچنین، شواهدی مبنی بر ماهیت ضد چرخه‌ای پارامتر ریسک‌گریزی را نشان داد.

چو (۲۰۱۴) با استفاده از یک الگو فضای حالت غیرخطی در حضور ناهمسانی واریانس به برآورد ریسک‌گریزی نسبی طی دوره‌ی ۱۹۷۵-۲۰۱۰ پرداخت و نشان داد طی دوره‌ی مورد بررسی پارامتر ریسک‌گریزی مثبت و ضد چرخه‌ای بوده و در دامنه صفر تا ۱۸ در حال تغییر بوده است. گاندلمن و ماریلو<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) در پژوهش خود، به برآورد ضریب ریسک‌گریزی نسبی در ۷۵ کشور پرداختند. نتایج آن‌ها شواهدی بر کارا بودن استفاده از تابع مطلوبیت لگاریتمی در شبیه‌سازی‌های عددی ارائه داد. نیو و رویز<sup>۳</sup> (۲۰۱۵) با استفاده از روش SVAR در چارچوب اقتصاد باز بین‌المللی، ارتباط بین سیاست پولی و ریسک‌گریزی را در کشورهای اروپایی مورد بررسی قرار دادند. کوهن و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۵) در یک مطالعه تجربی به این نتیجه رسیدند، افرادی مواجه با رکود، ریسک‌گریزتر از افرادی هستند که با رونق مواجه بوده‌اند.

آنتل و وایهکوسکی<sup>۵</sup> (۲۰۱۶) با استفاده از الگو مرتون به بررسی ضد چرخه‌ای بودن شاخص ریسک‌گریزی کل پرداخته است. آن‌ها با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی بازار سرمایه کشور آمریکا طی دوره ۱۹۲۸-۲۰۱۳ و استفاده از الگوهای گارچ، سری زمانی ریسک

- 
1. Kim
  2. Gandelman and Murillo
  3. Nave and Ruiz
  4. Cohn et al.
  - 5 Antell andVaihekoski

گریزی را برآورد کردند. نتایج آن‌ها نشان داد، ریسک گریزی در اقتصاد کشور امریکا ماهیت ضد چرخه‌ای دارد. در پژوهش دیگری که در سال ۲۰۱۷ توسط یون<sup>۱</sup> انجام شد به بررسی این مسئله پرداخته شد که آیا شاخص ریسک گریزی می‌تواند بازدهی آتی را پیش‌بینی کند؟ نتایج حاصل از تحلیل شاخص S&P500 نشان داد، شاخص ریسک گریزی قدرت پیش‌بینی بازدهی آتی را حتی در افق کوتاه‌مدت یعنی افق ۲ تا ۴ هفته‌ای نیز دارد. نیل و پیچ<sup>۲</sup> (۲۰۱۷) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند، حباب‌های قیمت دارایی‌ها در شرایط رونق بازار نسبت به حالت رکودی بسیار بیشتر است. آن‌ها، همچنین دریافتند، کارگزاران اقتصادی در حالت رونق نسبت به رکود، توانایی کمتری برای پیش‌بینی بازار دارند. یافته‌های آن‌ها از نظریه‌ی متغیر بودن ریسک گریزی طی زمان و ارتباط آن با شرایط اقتصادی حمایت می‌کند. فاسینی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۸) در مطالعه خود از ریسک گریزی سرمایه‌گذاران به عنوان شاخصی جهت پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی امریکا یاد کردند. مقدار پارامتر ریسک گریزی نسبی در این پژوهش در محدوده ۲-۱۰ گزارش شده است. نتایج آن‌ها نشان داد، افزایش ریسک گریزی نسبی منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی آتی می‌شود.

در مطالعات داخلی نیز، صفری و عرفانی (۱۳۹۵) در پژوهشی با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۱۳۷۱-۱۳۹۳، به این نتیجه رسیدند، در رژیم رکود، ریسک گریزی نسبی افزایش و در رونق، ریسک گریزی کاهش می‌یابد. به هر حال آن‌ها در مطالعه خود ضریب ریسک گریزی نسبی را ۳/۹- برآورد کردند که از نظر نظریه‌های اقتصادی، توجیحی ندارد. مهرگان و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی، وضعیت تعادلی اقتصاد ایران را در چارچوب الگوی چرخه‌های تجاری طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۹۱ بررسی کردند. بر اساس نتایج آن‌ها، نرخ ترجیح زمانی و عامل تنزیل در اقتصاد ایران به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۹ برآورد شده

---

1. Yoon  
2. Newell and Page  
3. Faccini et al.

است. شایان ذکر است، بین نرخ ترجیح زمانی و ریسک‌گریزی رابطه معکوسی برقرار است. عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با استفاده از فیلتر کالمن به محاسبه‌ی بازده بدون ریسک بازارهای مالی ایران پرداختند و به این نتیجه رسیدند متوسط بازدهی بدون ریسک در اقتصاد ایران، ۰/۰۳۹۷ است.

وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات را می‌توان در چند مورد خلاصه کرد. اول، بیشتر مطالعات مرتبط با برآورد سری‌زمانی ریسک‌گریزی در کشورهای توسعه یافته (عمدتاً آمریکا) انجام شده است و از این نظر در کشورهای در حال توسعه به‌ویژه ایران، شکاف عمیقی بین ادبیات نظری و تجربی وجود دارد؛ بر این اساس می‌توان بیان کرد، برآورد سری‌زمانی ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران، بخش مغفول پژوهش‌های داخلی بوده است و در این مقاله تلاش شده است، گام‌هایی در جهت پوشش این شکاف تجربی، برداشته شود. دوم، تفاوت دیگر این مطالعه با سایر مطالعات این حوزه، بررسی تغییرات ریسک‌گریزی در طول چرخه‌های تجاری است.

#### ۴. روش‌شناسی پژوهش

توبین (۱۹۵۸) و پرت<sup>۱</sup> (۱۹۶۴) از جمله اولین اقتصاددانانی بودند که پاداش ریسک بازار را به ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار مرتبط کردند. در یک الگو با زمان پیوسته، مرتون<sup>۲</sup> (۱۹۷۳) نشان داد، پاداش ریسک در این الگو برابر با پاداش ریسک در الگوی تک‌دوره‌ای است. به همین دلیل می‌توان از الگوی CAPM ایستا، برای اندازه‌گیری تجربی ریسک‌گریزی، استفاده کرد (فرد و بلیوم، ۱۹۷۵؛ فرنچ، شوارت، استمباق، ۱۹۸۷؛ چو، ۱۹۸۸ و چو، انگل و کین، ۱۹۹۲). در الگوی CAPM ایستا، می‌توان، پارامتر ریسک‌گریزی را با تقسیم بازدهی اضافی انتظاری به واریانس بازدهی حاصل از پرتفولیوی بازار سهام، محاسبه کرد. از این‌رو، برآورد ریسک‌گریزی به طور مستقیم با برآورد ارزش انتظاری و واریانس

---

1. Pratt

2. Merton

بازدهی انتظاری پرتفوی بازار ارتباط دارد. یک راه رایج برای برآورد پارامتر ریسک گریزی استفاده از میانگین و واریانس تاریخی است (فرند و بلیوم، ۱۹۷۵). همان‌طور که توسط چو، انگل و کین (CEK) در سال ۱۹۹۲ ذکر شد، این روش معادل استفاده از واریانس غیرشرطی است که با فرض تعدیل پیوسته پرتفولیو سازگاری ندارد. پاداش ریسک باید با استفاده از واریانس شرطی تعیین شود. علاوه بر این، استفاده از واریانس نمونه به صورت ضمنی فرض می‌کند، واریانس طی زمان تغییر نمی‌کند. به هر حال در ادبیات مالی، بازارهای سهام شاهد نوسانات بازدهی طی زمان هستند (فرنج و همکاران، ۱۹۸۷). به همین دلیل، بسیاری از مطالعات از الگوهای ARCH، GARCH، GARCH-M برای الگوسازی رفتار واریانس شرطی استفاده کرده‌اند (بولرسلو، چو و کرومر، ۱۹۹۲). مزیت آن‌ها، این است که اجازه می‌دهند واریانس شرطی طی زمان تغییر کند؛ بنابراین چنین الگوهایی برای برآورد پارامتر ریسک گریزی مناسب هستند. نسخه‌های مختلفی از الگوهای GARCH-M که توسط انگل، لیلینز و روبینز (۱۹۸۷) پیشنهاد شده‌اند، می‌توانند به صورت صریح پارامتر ریسک گریزی را در نظر بگیرند.

یکی از روش‌هایی که اجازه می‌دهد، پارامتر ریسک گریزی طی زمان تغییر کند، تقسیم نمونه به چند نمونه فرعی و برآورد الگو GARCH-M برای هر یک از نمونه‌هاست. با وجود اینکه چنین روشی اطلاعاتی در خصوص نحوه تغییر پارامتر ریسک گریزی ارائه می‌دهد، نحوه تقسیم نمونه به نمونه‌های فرعی هیچ قاعده و قانون مشخصی ندارد. همچنین می‌توان از روش رگرسیون شناور برای برآورد سری زمانی پارامتر ریسک گریزی استفاده کرد. به هر حال به دلیل همپوشانی اطلاعات از یک نمونه به نمونه دیگر، اختلاف بین پارامتر ریسک گریزی در دو دوره متوالی، بسیار اندک است. روش جایگزینی که نسبت به سایر روش‌ها، انعطاف‌پذیری بیشتری دارد، استفاده از الگو TVP-GARCH-M است که توسط CEK پیشنهاد شده است. در ادامه این رویکردها به صورت خلاصه توضیح داده می‌شود.

#### ۱-۴. الگوهای سنجش ریسک گریزی

با فرض این که  $y_t$  بازدهی اضافی ناشی از پرتفوی بازار سهام را نشان دهد (در اینجا تفاوت بازدهی شاخص کل قیمت سهام و نرخ سود سپرده بانکی سالانه). در این صورت، پارامتر ریسک گریزی، با استفاده از میانگین و واریانس غیرشرطی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Risk\ aversion = \frac{\bar{y}}{S_y^2} \quad (11)$$

صورت کسر، میانگین و مخرج، واریانس بازدهی اضافی در نمونه است. رابطه (۱) با نام فرمول نسبت، در ادبیات مالی شناخته شده و توسط فرند و بلیوم (۱۹۷۵) برای محاسبه ریسک گریزی استفاده شده است. مشکل اصلی روش مذکور، این است که تنها می‌توان در هر نمونه یک برآورد نقطه‌ای از پارامتر ریسک گریزی به دست آورد. این رویکرد فرض می‌کند، پارامتر ریسک گریزی طی دوره‌ی زمانی در نمونه، ثابت است. یک روش برای حل این مشکل، تقسیم نمونه به چند نمونه فرعی و محاسبه این نسبت در نمونه‌های مختلف است؛ اما این روش رضایت‌بخش نیست. اگر کل حجم نمونه به تعداد زیادی نمونه فرعی تقسیم شود، به دلیل کاهش مشاهدات در هر نمونه فرعی، برآوردهای ناکارایی از میانگین و واریانس حاصل خواهد شد؛ علاوه بر این، این روش ممکن است مقدار منفی برای پارامتر ریسک گریزی نتیجه دهد؛ زیرا با کاهش مشاهدات، در برخی از نمونه‌های فرعی، احتمال اینکه میانگین بازدهی اضافی منفی باشد، افزایش می‌یابد. الگوی شرطی‌ای که در برآورد پارامتر ریسک گریزی استفاده می‌شود، الگوی GARCH-M است که توسط انگل، لیلین و روبینس (۱۹۸۷) معرفی شد. این الگو می‌تواند به صورت زیر تصریح شود:

$$y_t = \gamma h_t + e_t \quad (12)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (13)$$

که  $\gamma$  پارامتر ریسک گریزی و  $e_t$  متغیر تصادفی N.I.D با واریانس شرطی  $h_t$  است. رابطه (۱۲) به عنوان معادله میانگین و رابطه (۱۳) با نام معادله واریانس، شناخته می‌شوند. ذکر این نکته در اینجا ضروری است که با وجود اینکه در این الگو، واریانس طی زمان تغییر

می‌کند، پارامتر ریسک گریزی همچنان درون نمونه، ثابت است. الگوی GARCH-M با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-GARCH-M)، یک الگوی شرطی است که اجازه می‌دهد پارامتر ریسک گریزی طی زمان تغییر کند. الگوی TVP-GARCH-M به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \gamma_t h_t + e_t \quad (14)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + v_t \quad (15)$$

$$h_t = \phi_0^2 + \phi_1^2 e_{t-1}^2 + \phi_2^2 h_{t-1} \quad (16)$$

که  $v_t$  یک متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_v^2$  و N.i.i.d است. فرض می‌شود، فرآیندهای تصادفی  $e_t$  و  $v_t$  مستقل بوده و پارامتر ریسک گریزی از یک فرآیند گام تصادفی مرتبه اول تبعیت کند. اگر  $\sigma_v^2 = 0$  باشد، کل سیستم معادلات به الگو GARCH-M استاندارد تبدیل می‌شود. پارامترهای مجهول روابط ۱۴-۱۶، در سیستم فضای حالت و با استفاده از فیلتر کالمن، برآورد می‌شوند.

#### ۲-۴. اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری

فرآیند اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری نیازمند تعریف چرخه‌های، تعریف معیارهای برای تمایز بین چرخه‌های تجاری و سایر نوسانات مشابه، تعیین رویکردهای برای کشف چرخه‌های تجاری و تعریف روش‌هایی برای اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری دارد (اسکاره و استیپانویچ<sup>۱</sup>، ۲۰۱۵). در سال ۱۸۱۹، نظریه غالب، نظریه تعادل عمومی بود. در این سال، سیسموندی<sup>۲</sup> در پژوهشی به بررسی بحران‌های اقتصادی چرخه‌ای پرداخت. قبل از آن، اقتصاددانان کلاسیک، وجود چرخه‌های تجاری را انکار می‌کردند. اقتصاددانان کلاسیک، جنگ را به عنوان عامل اصلی چرخه‌های کسب‌وکار در اقتصاد تلقی می‌کردند. با این حال، سیسموندی برای اولین بار وجود دور تجاری را در زمان صلح را مورد بررسی قرار داد. این

1. Škare and Stjepanović  
2. Sismondì

ایده که اقتصاد بازار، نوسانات تکراری داشته و بر اساس تعدادی متغیر عمل می‌کند، توسط میچل (۱۹۲۷)، میچل و بارنز (۱۹۴۶) بیان شده است:

«چرخه‌های تجاری نوعی از نوسان هستند که در فعالیت کلی اقتصاد کشورها مشاهده می‌شود. یک چرخه تجاری مرکب از انبساط‌هایی است که در یک زمان در بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی رخ می‌دهد. این انبساط با رکودها، انقباض‌ها و احیای مجدد آن به منظور ایجاد دور بعدی دنبال می‌شود. این دنباله تغییرات تکراری است ولی ادواری نیست. طول مدت چرخه‌های تجاری از بیش از یک سال تا ده یا دوازده سال تغییر می‌کند.»

اداره ملی تحقیقات اقتصادی (NBER) به اطلاعاتی دسترسی دارد که امکان شناسایی چرخه کسب و کار را فراهم می‌کند. رویکرد آن‌ها دو مرحله دارد: اول، نقاط اوج و کف که در چرخه‌های تجاری متغیرهای اقتصادی مشاهده شده استخراج می‌شود و دوم، تعیین اینکه «آیا این تغییرات در کلیه سری‌های مشاهده شده به اندازه کافی رایج هستند؟» در روش بررسی چرخه‌های تجاری NBER، چرخه‌های کسب و کار را بر اساس کاهش (مطلق) یا تغییرات در سطح عمومی تولید، تعیین شده‌اند. چنین رویکردی به عنوان یک نمونه کلاسیک از چرخه‌های تجاری شناخته شده است. یکی از روش‌های محاسبه چرخه‌های تجاری استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات<sup>۱</sup> است. از نظر فنی، فیلتر HP یک فیلتر دوطرفه است که سری زمانی هموار شده  $s$  را با حداقل‌سازی واریانس  $y$  حول  $s$  با در نظر گرفتن میزان جریمه‌ای برای تفاضل مرتبه دوم، محاسبه می‌کند. فیلتر HP سری زمانی تولید  $y_t$  را به عناصر جمع‌پذیر چرخه  $y_t^c$  و رشد  $y_t^g$  تجزیه می‌کند:

$$y_t = y_t^c + y_t^g \quad (17)$$

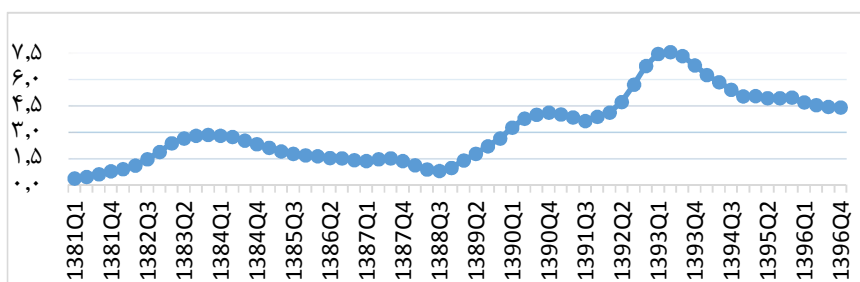
$y_t^g$  در واقع همان روند است. در فیلتر HP حداقل‌سازی تغییرات  $y_t^c$  مشروط به یک جریمه برای تغییر در نرخ روند  $y_t^g$  در نظر گرفته شده و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$(y_t^g)_{t=0}^{T+1} = \operatorname{argmin} \sum_{t=1}^T [(y_t - y_t^g)^2 + \lambda [(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2] \quad (18)$$

پارامتر جریمه  $\lambda$  میزان هموار نمایی سری زمانی را کنترل می‌کند. هر چه این پارامتر بیشتر باشد، سری زمانی هموارتر خواهد بود. اگر  $\lambda$  به سمت بینهایت میل کند، روند خطی حاصل خواهد شد. هودریک و پرسکات برای داده‌های فصلی مقدار لاندا را ۱۶۰۰ در نظر گرفتند.

#### ۵. نتایج پژوهش

به منظور محاسبه پارامتر ریسک‌گریزی از اطلاعات فصلی شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران از بهار ۱۳۸۱ تا زمستان سال ۱۳۹۶ استفاده شده است. چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران نیز بر اساس اطلاعات تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۹۰ محاسبه شده است. بر اساس فرمول نسبت، پارامتر ریسک‌گریزی طی این دوره، برابر  $1/93$  است و نشان می‌دهد، به ازای هر واحد واریانس بیشتر، به طور متوسط، بازدهی،  $1/93$  واحد بیشتر خواهد شد.

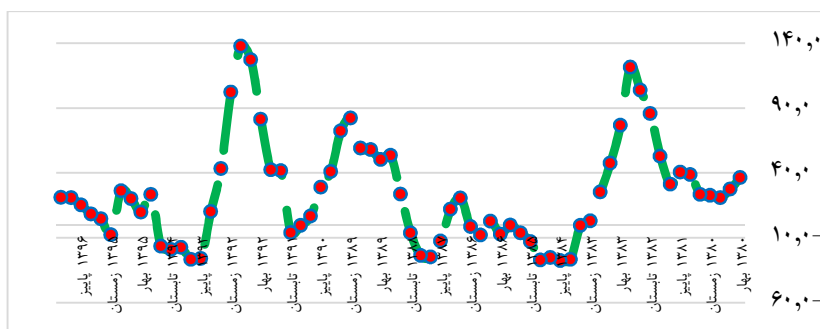


نمودار (۱): برآورد پارامتر ریسک‌گریزی بر اساس داده‌های فصلی ۱۳۸۱-۱۳۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش



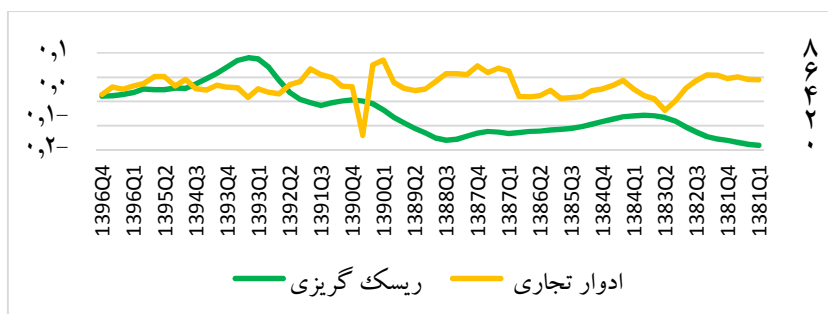
از سال ۱۳۸۴ تا اواسط سال ۱۳۸۸ در اکثر دوره‌ها، پاداش ریسک سهام، منفی بوده است و از آنجا که پاداش ریسک با ریسک‌گریزی ارتباط مستقیم دارد، منجر به کاهش ریسک‌گریزی طی این دوره شده است.



نمودار (۲): تغییرات پاداش ریسک در اقتصاد ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

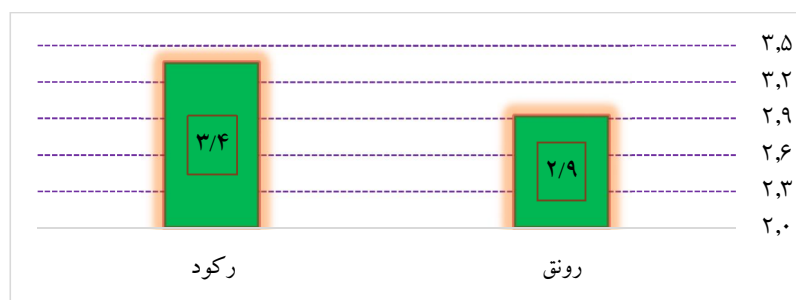
چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران بر اساس شاخص تولید ناخالص داخلی و رویکرد هودریک-پرسکات در نمودار ۳ ترسیم شده است. شایان‌ذکر است، ابتدا داده‌های تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۹۰ به روش TERAMO/SEATS تعدیل فصلی شده و سپس با در نظر گرفتن مقدار ۱۶۰۰ برای پارامتر هموار نمایی، از فیلتر هودریک پرسکات برای استخراج جزء چرخه‌ای تولید استفاده شده است.



نمودار (۳): بررسی ریسک‌گریزی طی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران ۱۳۸۱-۱۳۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۳) محور سمت راست و چپ به ترتیب به ریسک گریزی و چرخه‌های تجاری اختصاص دارد.



نمودار (۴): میانگین پارامتر ریسک گریزی طی رونق و رکود اقتصادی

منبع: یافته‌های پژوهش

متوسط ضریب ریسک گریزی طی دوره مورد بررسی حدود ۳/۱۸، برآورد شده است؛ با این حال مقدار این پارامتر در دوره رونق بسیار پایین‌تر از دوره‌ی رکود است. میانگین پارامتر ریسک گریزی در دوره‌های رونق و رکود به ترتیب ۲/۹ و ۳/۴ بوده است و در سطح اطمینان ۹۰ درصد، این اختلاف از نظر آماری معنادار است. این شواهد نشان می‌دهد، ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران ماهیت ضد چرخه‌ای دارد.

جدول (۱). مقایسه مقادیر پارامتر ریسک گریزی در ایران و جهان

کشور	روش	ضریب ریسک گریزی	مؤلف (سال)
امریکا	بازده بازار سرمایه	۲/۲۳	کنین و همکاران (۲۰۱۷)
امریکا	بازده بازار سرمایه	۴/۹-۱/۶	آذر <sup>۱</sup> (۲۰۱۰)
آفریقای جنوبی	بازده بازار سرمایه	۴/۷-۰/۷	بنگا-بنگا (۲۰۱۰)
ایتالیا	بودجه خانوار	۴/۲	شیاپوری و پانیلا <sup>۲</sup> (۲۰۱۱)

1 Azar

2 Chiappori and Paniella

امریکا	بازدهی بازار سرمایه	۱/۸	کنین و تمرکین <sup>۱</sup> (۱۹۸۵)
امریکا	مذاکرات اتحادیه	۴-۳	فاربر <sup>۲</sup> (۱۹۷۸)
۸۰ کشور	داده‌های خوش بختی <sup>۴</sup>	متوسط ۱/۰۱	گادلن و هراندز- مریلو <sup>۳</sup> (۲۰۱۴)
امریکا	تقاضا برای دارایی‌های ریسکی	۴	گروسمن و شیلر <sup>۵</sup> (۱۹۸۱)
امریکا	داده‌های مصرف و بازدهی سهام	۴/۲۲	لیزنبرگر و رن <sup>۶</sup> (۱۹۸۶)
امریکا	بیمه اموال	۱/۸-۱/۲	اسپیرو <sup>۷</sup> (۱۹۸۶)
امریکا	داده‌های اسناد خزانه	۴/۵	ولف و پلمن <sup>۸</sup> (۱۹۸۳)
امریکا	بازدهی سهام	۴-۳	پیندیک <sup>۹</sup> (۱۹۸۶)
امریکا	بازدهی سهام	۷/۹-۱/۵	جیو و وایتلو <sup>۱۰</sup> (۲۰۰۶)
امریکا	بازدهی سهام	۴/۲-۰/۶۶	برگر و تارتل <sup>۱۱</sup> (۲۰۰۹)
ژاپن	بازدهی سهام	۳/۵-۲/۲	ساونگیپی و شرستا <sup>۱۲</sup> (۲۰۰۶) (۲۰۰۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

اگرچه، از نظر مؤلفه‌های ساختاری از قبیل اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی، سیاسی و ... بین کشورهای جهان اختلاف‌های اساسی وجود دارد؛ اما به هر حال می‌توان تاحدودی نتایج برآوردهای ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران را با برآورد سایر کشورهای جهان مقایسه کرد. برآوردهای پارامتر ریسک‌گریزی در سایر مطالعات تجربی از نظر اندازه، متفاوت بوده است.<sup>۱۳</sup> جیو و وایتلو (۲۰۰۶) بر اساس یک برآورد نقطه‌ای، مقدار این پارامتر را ۴/۹۳ گزارش می‌کنند. ویسینگ-جرگنسن بر اساس یک فاصله اطمینان ۹۵ درصد، محدوده

1. Conine and Tamarkin
2. Farber
3. Gádelman and Hernández-Murillo
4. Well- being
5. Grossman and Shiller
6. Litzenberger and Ronn
7. Szpiro
8. Wolf and Pohlman
9. Pindyck
10. Guo and whitelaw
11. Berger and Turtle
12. Seoungpil and Shrestha

۱۳. البته در برخی از مقالات حتی مقدار منفی برای این پارامتر محاسبه شده است که به دلیل فقدان توجیه علمی از بررسی آن‌ها، اجتناب شده است.

۱/۷۱-۷۷/۸۸ را برای پارامتر ریسک‌گریزی گزارش کرده است. البته این بازه برای پارامتر ریسک‌گریزی بسیار بزرگ و غیرقابل توجیه است. مهرآ و پرسکات<sup>۱</sup> (۱۹۸۵) بدون برآورد تجربی و بر اساس منطق و انتظارات خود، بیان می‌کنند، حداکثر مقدار پارامتر ریسک‌گریزی برابر ۱۰ است. در جدول (۱) برخی از مطالعاتی که به برآورد پارامتر ریسک‌گریزی پرداخته‌اند، ارائه شده است.

#### ۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی پژوهش حاضر، برآورد شاخصی برای میزان ترجیحات ریسکی کلی در اقتصاد ایران بود. به این منظور، با استفاده از ادبیات اقتصاد مالی و استفاده از فیلتر کالمن، سری زمانی ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران محاسبه گردید. نتایج نشان داد که پارامتر ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی، ثابت نبوده و در محدوده ۰/۸۱ تا ۷/۶ در نوسان است. مثبت بودن ضریب ریسک‌گریزی، طی دوره‌ی پژوهش نشان می‌دهد، به طور متوسط، افراد طی دوره مورد بررسی ریسک‌گریز هستند؛ با این حال شدت ریسک‌گریزی ثابت نبوده و طی سیکل‌های رونق و رکود تغییر می‌کند. به طور کلی، متوسط پارامتر ریسک‌گریزی در دوره رکود از دوره رونق بیشتر است. بر اثر شوک‌های مثبت بر تولید ناخالص داخلی از میزان ریسک‌گریزی افراد کاسته شده و شوک‌های منفی تولید ناخالص داخلی، منجر به افزایش ریسک‌گریزی می‌شود. البته باید توجه داشت بین ریسک‌گریزی و GDP ارتباط علی دو سویه وجود دارد و هر دو متغیر بر هم و از هم تأثیر می‌پذیرند. تغییرات پارامتر ریسک‌گریزی طی زمان، بسیاری از الگوهایی که در ادبیات اقتصاد کلان به صورت تجربی استفاده می‌شوند را به چالش می‌کشد؛ چرا که بسیاری از الگوهای رشد و چرخه‌های تجاری، با فرض ثبات پارامتر ریسک‌گریزی، تجزیه و تحلیل شده‌اند. در این زمینه، پیشنهاد می‌شود برآوردهای سری زمانی ریسک‌گریزی در الگوهای اقتصاد کلان، لحاظ و با کنار گذاشتن فرض محدود کننده ثبات ریسک‌گریزی، تحلیل‌ها و پیش‌بینی‌های دقیق‌تری از وضعیت اقتصاد کشور ارائه شود.

مهم‌تر از ضدادواری بودن شاخص ریسک‌گریزی، افزایش آن طی دوره‌ی مورد بررسی در اقتصاد ایران است. در چنین شرایطی، سرمایه‌گذاران بخش خصوصی برای کارآفرینی و تولید با هزینه‌ی ریسک بالاتری مواجه بوده و در نتیجه پاداش ریسک بیشتری طلب

خواهند کرد؛ بنابراین در این حالت، به منظور رشد و توسعه اقتصادی بیشتر، به مشوق‌های جذاب‌تری نیاز خواهد بود. از این‌رو، سیاست‌گذاران جهت رشد و توسعه اقتصادی بیشتر و پایدار باید یا فضای کسب و کار را بهبود داده و ریسک در اقتصاد را کاهش دهند و یا اینکه با مشوق‌های از قبیل تخفیف، معافیت مالیاتی، بیمه‌ای و ... پاداش ریسک متناسب و معقولی به کارآفرینان و تولیدکنندگان، بدهند. در غیر این صورت، اقتصاد شاهد کاهش سرمایه‌گذاری و رشد تولید ناخالص داخلی خواهد بود. در نهایت با استناد به مطالعه برتشر و همکاران (۲۰۱۸) و شواهد تجربی افزایش ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران، می‌توان بخش مهمی از نوسانات شدید متغیرهای حقیقی اقتصاد در سال‌های اخیر را ناشی از افزایش ریسک‌گریزی در کشور دانست.

#### منابع:

- Abbasinejad, H., Mohammadi, S., & Behrouzi, I. V. (2011). Calculating Risk Free Rate of Return in Iranian Financial Market Using Kalman-Filter Method. *Journal of Economic Research*, 46(3), 155-180 (In Persian).
- Antell, J., & Vaihekoski, M. (2016). Countercyclical and time-varying risk aversion and the equity premium. *Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2753537>*
- Azar, S. A. (2010). Bounds to the coefficient of relative risk aversion. *Banking and Finance Letters*, 2(4), 391-398.
- Berger, D., & Turtle, H. J. (2009). Time variability in market risk aversion. *Journal of Financial Research*, 32(3), 285-307.
- Blundell, R., & MaCurdy, T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. *In Handbook of labor economics*, 3, 1559-1695.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of econometrics*, 52(1-2), 5-59.
- Bonga-Bonga, L. (2010). The assessment of market risk premium in South Africa. *Journal of Applied Business Research*, 26(6), 85.
- Brandt, M. W., & Wang, K. Q. (2003). Time-varying risk aversion and unexpected inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50(7), 1457-1498.
- Bretscher, L; Hsu, A; Tamoni, A. (2018). Risk Aversion and the Response of the Macroeconomy to Uncertainty Shocks, Georgia Tech Scheller College of Business Research Paper, *London Business School - Department of Finance*, working paper No. 17-13.
- Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of political Economy*, 107(2), 205-251.

- 
- Chetty, R. (2006). A new method of estimating risk aversion. *American Economic Review*, 96(5), 1821-1834.
  - Chiappori, P. A., & Paiella, M. (2011). Relative risk aversion is constant: Evidence from panel data. *Journal of the European Economic Association*, 9(6), 1021-1052.
  - Cho, S. (2014). What drives stochastic risk aversion? *International Review of Financial Analysis*, 34, 44-63.
  - Chou, R., Engle, R. F., & Kane, A. (1992). Measuring risk aversion from excess returns on a stock index. *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 201-224.
  - Chue, T. K. (2002). Time-varying risk preferences and emerging market co-movements. *Journal of International Money and Finance*, 21(7), 1053-1072.
  - Cochrane, J. (2001). *Asset Pricing*. Princeton University Press.
  - Conine Jr, T. E., & Tamarkin, M. (1985). Implications of skewness in returns for utilities' cost of equity capital. *Financial Management*, 14(4), 66-71.
  - Conine, T. E., McDonald, M. B., & Tamarkin, M. (2017). Estimation of relative risk aversion across time. *Applied Economics*, 49(21), 2117-2124.
  - Conine, T. E., McDonald, M. B., & Tamarkin, M. (2017). Estimation of relative risk aversion across time. *Applied Economics*, 49(21), 2117-2124.
  - Darolles, S., Eychenne, K., & Martinetti, S. (2010). *Time-varying Risk Premiums and Business Cycle: A Survey*. Lyxor White Paper Series, 4.
  - Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica*, 55(2), 391-407.
  - Erfani, A., & Safari, S. (2018). Equity Premium Puzzle in Habit Formation Model with Fuzzy Sensitive Functions: A Case Study of Iran. *Financial knowledge of securities analysis journal*, 11(37), 73-89 (In Persian).
  - Faccini, R., Konstantinidi, E., Skiadopoulos, G. S., & Sarantopoulou-Chiourea, S. (2018). A New Predictor of US Real Economic Activity: The S&P 500 Option Implied Risk Aversion, university of London, School of Economics and Finance. Working paper No. 850.
  - Farber, H. S. (1978). Individual preferences and union wage determination: the case of the united mine workers. *Journal of Political Economy*, 86(5), 923-942.
  - French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3-29.
  - Friend, I. (1977). The demand for risky assets: some extensions. *In Financial Dec Making Under Uncertainty*, 65-82.
  - Friend, I., & Blume, M. (1975). The Demand for Risky Assets. *American Economic Review*, 65(5), 900-922.

- Gandelman, N., & Hernández-Murillo, R. (2014). Risk aversion at the country level. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series 2014-005.
- Gandelman, N., & Hernández-Murillo, R. (2015). Risk aversion at the country level. *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, 53-66.
- Grossman, S. J., & Shiller, R. J. (1981). The determinants of the variability of stock market prices. *The American Economic Review*, 71(2), 222-227.
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2013). *Time varying risk aversion*. National Bureau of Economic Research.
- Guo, H., & Whitelaw, R. F. (2006). Uncovering the risk–return relation in the stock market. *The Journal of Finance*, 61(3), 1433-1463.
- Guo, H., Wang, Z., & Yang, J. (2006). Does aggregate relative risk aversion change countercyclically over time? Evidence from the stock market. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series, No. 2006-047.
- Keynes, J. M. (1937). The general theory of employment. *The quarterly journal of economics*, 51(2), 209-223.
- Kim, K. H. (2014). Counter-cyclical risk aversion. *Journal of Empirical Finance*, 29, 384-401.
- Kindleberger, C. P. (2000). Manias, panics, and crashes: a history of financial crises. *The Scriblerian and the Kit-Cats*, 32(2), 379.
- Koopman, S. J., Shephard, N., & Doornik, J. A. (1999). Statistical algorithms for models in state space using SsfPack 2.2. *The Econometrics Journal*, 2(1), 107-160.
- Li, G. (2007). Time-varying risk aversion and asset prices. *Journal of Banking & Finance*, 31(1), 243-257.
- Litzenberger, R. H., & Ronn, E. I. (1986). A Utility-Based Model of Common Stock Price Movements. *The Journal of Finance*, 41(1), 67-92.
- Lucas Jr, R. E. (1978). Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, 46(6), 1429-1445.
- Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of monetary Economics*, 15(2), 145-161.
- Mehregan, N., Isazadeh, S., Abbasian, E., & Faraji, E. (2016). Estimating of the Equilibrium Situation of Iran's Economy within RBC Models. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(2), 1-22 (In Persian).
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 41(5), 867-887.
- Minsky, H. P. (1977). The financial instability hypothesis: An interpretation of Keynes and an alternative to “standard” theory. *Challenge*, 20(1), 20-27.

- 
- Moosa, I. A., & Al-Loughani, N. E. (1994). Unbiasedness and time varying risk premia in the crude oil futures market. *Energy economics*, 16(2), 99-105.
  - Nave, J. M., & Ruiz, J. (2015). Risk aversion and monetary policy in a global context. *Journal of Financial Stability*, 20, 14-35.
  - Newell, A., & Page, L. (2017). Countercyclical risk aversion and self-reinforcing feedback loops in experimental asset markets. No 50, QuBE Working Papers from QUT Business School.
  - Noferesti, M., & Norouzi, Z. (2013). Private Investment Response to User Cost of Capital, Uncertainty and Capacity Utilization Rate. *Journal of Economics and Modeling*, 3(11-12), 44-62 (In Persian).
  - O'Donoghue, T., & Somerville, J. (2018). Modeling Risk Aversion in Economics. *Journal of Economic Perspectives*, 32(2), 91-114.
  - Pardo, C. (2012). Risk aversion and business cycles: An empirical analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 52(4), 413-426.
  - Pindyck, R. S. (1986). Risk aversion and determinants of stock market behavior. NBER Working Paper, 1801-86., Massachusetts Institute of Technology (MIT), Sloan School of Management.
  - Seoungpil, A. H. N., & Shrestha, K. (2009). Estimation of Market Risk Premium for Japan. *Enterprise Risk Management*, 1(1), 33-43
  - Škare, M., & Stjepanović, S. (2015). Measuring business cycles: a review. *Contemporary Economics journal*, 10(1), 83-94.
  - Szpiro, G. G. (1986). Measuring risk aversion: an alternative approach. *The Review of Economics and Statistics*, 68(1), 156-159.
  - Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2), 65-86.
  - Vissing-Jørgensen, A. (2002). Limited asset market participation and the elasticity of intertemporal substitution. *Journal of political Economy*, 110(4), 825-853.
  - Wolf, C., & Pohlman, L. (1983). The recovery of risk preferences from actual choices. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 51(3), 843-850.
  - Yoon, S. J. (2017). Time-varying risk aversion and return predictability. *International Review of Economics & Finance*, 49, 327-339.