تأثیر ریسک درآمد و ریسک بیکاری بر پس‌انداز ناخالص داخلی با استفاده از روش Panel Data در کشورهای عضو گروه D8

محمد علی احسانی[1]
دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
مریم خلیلی اصل[2]
کارشناس ارشد علوم اقتصادی

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۱۰
تاریخ تأیید: ۹۵/۰۷/۱۳

چکیده

در این مقاله، اثر ریسک به عنوان یکی از متغیرهای مهم و مؤثر بر پس‌انداز با بکارگیری مدل داده‌های تابلویی در هشت کشور اسلامی در حال توسعه موسوم به D8 (شامل کشورهای ایران، مالزی، بنگلادش، مصر، اندونزی، نیجریه، پاکستان و ترکیه) طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۴ مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور، از دو شاخص ریسک درآمد و ریسک بیکاری به عنوان متغیرهای معرف ریسک استفاده شده است. به منظور تعیین متغیرهای ریسک درآمد و ریسک بیکاری، از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH) استفاده شده است. نتایج تجربی تحقیق با استفاده از الگوی اثرات ثابت دلالت بر تأثیر مثبت و معنی‌دار ریسک درآمد و ریسک بیکاری بر پس‌انداز ناخالص داخلی داشته است. به عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی، عدم مطلوبیت برای مصرف‌کنندگان ریسک‌گریز به وجود می‌آید و مصرف‌کنندگان - برای کاهش عدم مطلوبیت - مصرف آینده را بر مصرف حال ترجیح می‌دهند. در نتیجه، پس‌انداز افزایش یافته و اثر انگیزه‌های احتیاطی بر پس‌انداز تأیید می‌شود. همچنین، وجود آثار منفی نرخ تورم، نرخ بهره واقعی بر پس‌انداز و اثر مثبت خالص صادرات و نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت بر آن تأیید می‌شود.

واژگان کلیدی: پس‌انداز ناخالص داخلی، ریسک درآمد، ریسک بیکاری، کشورهای D8، داده‌های تابلویی
طبقه‌بندی موضوعی: E21, D81

مقدمه

پس‌انداز از نظر اقتصادی حائز اهمیت است. یکی از علل تفاوت و تمایز کشورها در میزان توسعه‌یافتگی به تفاوت نرخ پس‌انداز آن‌ها مربوط می‌شود. طبق مدل رشد سولو، نرخ پس‌انداز نقش تعیین‌کننده‌ای در سطح درآمد دارد. اگر نرخ پس‌انداز در بالا باشد، انباشت سرمایه در

1. Email: m.ehsani@umz.ac.ir «نویسنده مسئول»
2. Email: ma.khalili2012@yahoo.com

اقتصاد افزایش یافته و سطح تولید در طول زمـان افـزایش مـی‌یابـد (Mankiw, 1999: 495). بنابراین، برای اینکه سرمایه‌گذاری لازم در کشور ایجاد شود، دولت و مردم کـشور بایـد مایـل و قادر باشند که به اندازه ی سرمایه‌گذاری لازم پس‌انداز نمایند. بـه عنـوان نمونـه، متوسـط نـرخ پس‌انداز ناخالص داخلی در کشورهای بنگلادش، ترکیه و مصر تنها معـادل ۱۵٪، ۱۶٪، ۱۸٪ از تولید ناخالص داخلی آن کشورها بوده است. متوسط سرمایه‌گذاری در این کشورها معـادل ۲۲٪، ۲۰٪، ۱۹٪ بوده است. بنابراین، یکی از دلایل پایین بودن سـرمایه‌گـذاری در کـشورهای عـضو گروه D8 را باید پایین بودن نرخ پس‌انداز دانست.

در دنیای واقعی، نااطمینانی، عدم تقارن و نقص اطلاعات وجـود دارد، ایـن امـر مـی‌توانـد موجب بروز ریسک در فضای تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی شده و پس‌انداز را تحت تأثیر قـرار دهد. سه نوع ریسک بر پس‌انداز مؤثر است: ریسک نرخ بهره، ریسک درآمد، و ریـسک اشـتغال (یا بیکاری). خانوارها در مورد تحقق درآمدهای خود و نرخ‌های بهره آتی نـامطمئن هـستند. همچنـین، ممکن است اشتغال آن‌ها نوسان داشته باشد. به این ترتیب، خانوارها زمـانی کـه تـصمیم بـه پـس‌انـداز می‌گیرند، به این مخاطرات توجه دارند. تغییرات در پس‌انداز در اثر ریسک را پس‌اندازاحتیاطی مـی‌نامنـد (Floden, 2008: 71); (Menegatti, 2001: 276); (Auerbacb & Kotlikoff, 1995: 540).

در این تحقیق، به منظور بررسی اثر ریسک بـر پـس‌انـداز ناخـالص داخلـی از دو شـاخص ریسک درآمد و همچنین ریسک بیکاری به عنوان معرف متغیر ریسک، استفاده شـده اسـت، بـه منظور تعیین متغیرهای ریسک درآمد و ریـسک بیکـاری از مـدل واریـانس ناهمـسانی شـرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH) استفاده شده است. از واریـانس شـرطی تولیـد ناخـالص داخلی به عنوان جانشین ریسک درآمد و از واریانس شرطی جمعیت بیکـار بـه عنـوان جانـشین ریسک بیکاری استفاده شده است.

یک بررسی اولیه در کشورهای بنگلادش، اندونزی، مالزی، پاکستان، ترکیه و ایـران طـی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰–۲۰۰۹ نشان می‌دهد همان‌طور که انحراف معیار تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد، نرخ پس‌انداز نیز افزایش می‌یابد. همچنین، با افزایش در نوسانات نرخ بیکـاری از سـال ۲۰۰۰ به بعد در کشورهای بنگلادش، مصر، مالزی، ایران، نرخ پس‌انداز نیز افزایش می‌یابد.

به این ترتیب، نوآوری تحقیق در این است که همراه با بررسی عوامل تأثیرگذار بر پس‌انداز در سایر مطالعات، تأثیر ریسک درآمد و ریسک بیکاری بر پس‌انـداز ناخـالص داخلـی نیـز مـورد بررسی قرار می‌گیرد. سؤال تحقیق عبارت است از اینکه آیا ریسک درآمد و ریـسک بیکـاری بـر

پس‌انداز ناخالص داخلی در کشورهای D8 اثر می‌گذارند؟ فرضیهٔ تحقیق این است که ریسک درآمد و ریسک بیکاری بر پس‌انداز ناخالص داخلی در کشورهای D8 اثر مثبت دارند.

در بخش اول مبانی نظری در بخش دوم چارچوب نظری ریسک و پس‌انداز بررسی شده و در بخش سوم ادبیات تجربی تحقیق مرور می‌شود. بخش چهارم به معرفی داده‌ها و اطلاعات آماری، تصریح مدل، نتایج برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق اختصاص یافته و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۱- مبانی نظری

پس‌انداز به تعویق انداختن مصرف از زمان حال به آینده می‌باشد. به عبارت دیگر، بخشی از درآمد که در زمان حال مصرف نمی‌شود پس‌انداز نامیده می‌شود (Harris & Steindel, 1991: 3). در این قسمت مهم‌ترین متغیرهایی که بر پس‌انداز تأثیر دارند، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۱-۱- نرخ بهره

اگر چه افزایش در نرخ بهره باعث می‌شود که شیب مسیر مصرف افزایش یابد، اما لزوماً نمی‌توان نتیجه‌گیری کرد که این افزایش، مصرف اولیه را کاهش و از این طریق پس‌انداز را افزایش می‌دهد. افزایش در نرخ بهره دارای دو اثر بر پس‌انداز کل است که رقیب یکدیگرند: اثر مثبت از طریق اثر جانشینی و اثر منفی از طریق اثر درآمدی است. می‌توانیم جامعه را بر اساس وضعیت پس‌انداز اولیه به سه گروه تقسیم کنیم: گروه نخست که پس‌اندازشان صفر است و دقیقاً به اندازه درآمد خود، مصرف می‌کنند. گروه دوم که پس‌انداز منفی دارند (قرض‌گیرنده) و گروه سوم که پس‌انداز مثبت دارند (قرض‌دهنده). در گروه اول و دوم، افزایش نرخ بهره موجب افزایش پس‌انداز و در گروه سوم موجب کاهش پس‌انداز می‌شود. پس اثر کل آن به نسبت این گروه‌ها در جامعه بستگی دارد (Romer, 2006: 363).

۱-۲- خالص صادرات

طبق فرضیه مایزلس[1] صادرات بر پس‌انداز اثر مستقیم دارد؛ چون اولاً، تمایل به پس‌انداز در بخش‌های صادراتی نسبت به بخش‌های دیگر بیشتر است. معمولاً کارفرمایان بخش‌های صادراتی ثروتمندتر هستند و انتظار می‌رود گروه‌های ثروتمند نرخ پس‌انداز بالاتری نسبت به

1. Maizels

سایر اقشار داشته باشند. ثانیاً، پس‌انداز دولت به شدت به مالیات بر تجارت خارجی متکی است. ثالثاً، رشد صادرات می‌تواند افزایش میل نهایی به پس‌انداز را در بخش‌های دیگر به وجود آورد (Sinha, 2009: 3).

۱-۳- نرخ تورم

تورم از طریق تأثیر نرخ بهره حقیقی بر پس‌انداز مؤثر است. همچنین، تورم می‌تواند از طریق اثرگذاری روی ثروت واقعی بر پس‌انداز اثر بگذارد. با افزایش تورم، مصرف‌کننده تلاش می‌کند که در یک سطح هدف ثروت و دارایی‌های نقدشونده باقی بماند. در نتیجه پس‌انداز افزایش خواهد یافت. به علاوه، تورم موجب نااطمینانی جریان درآمد آینده می‌شود و می‌تواند مصرف‌کنندگان را به پس‌انداز احتیاطی بالاتر هدایت کند (Deaton, 1989); (Kimbal, 1990: 495)[1]. البته، با توجه به اینکه تورم موجب کاهش قدرت خرید افراد می‌شود، ممکن است به کاهش پس‌انداز منجر شود، زیرا افراد برای حفظ سطح مصرف قبلی باید مقدار بیشتری از درآمد را هزینه کنند که به تبع آن پس‌انداز کاهش خواهد یافت. در مطالعات تجربی، نتایج با توجه به شرایط هر کشور می‌تواند متفاوت باشد.

۱-۴- جمعیت شاغل به کل جمعیت (بار تکفل)

هر چه نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت بیشتر باشد، نرخ پس‌انداز افزایش می‌یابد. زمانی که تعداد شاغلین کاهش می‌یابد، به دو طریق می‌تواند پس‌انداز را کاهش دهد: اولاً، با کاهش تعداد شاغلین درآمد کل کاهش می‌یابد و طبق تئوری، هزینه‌های مصرفی و پس‌انداز کاهش می‌یابد. ثانیاً، با کاهش تعداد شاغلین افراد احتمال می‌دهند که در آینده نیز شغلی پیدا نکنند و برای آنکه هزینه‌های آتی را پوشش دهند ناچارند بخشی از درآمد حال را به آینده منتقل کنند. به این ترتیب، نگرانی از پایین بودن اشتغال در آینده (ریسک بیکاری) می‌تواند منجر به افزایش پس‌انداز شود.

۱-۵- ریسک درآمد

افزایش واریانس توزیع درآمد کار باعث می‌شود که مصرف‌کننده نسبت به ریسک حساس‌تر شده و در نتیجه بیشتر پس‌انداز کند. افزایش پس‌انداز از یک اثر احتیاطی[2] ناشی می‌شود (Eechhoudt & Schlesinger, 2008: 13).

---

۱. به نقل از: (Athukorala & Kunal Sen, 2004).

۲. احتیاط، حساسیت پس‌انداز احتیاطی نسبت به ریسک است (کیمبال، ۱۹۹۰).

فلودن دو دلیل برای پس‌انداز و انباشت ثروت خانوارها بیان می‌کند. اولاً، زمانی که درآمد آینده نامطمئن و بیمه نشده باشد به پس‌انداز احتیاطی منجر می‌شود. ثانیاً، هموارسازی مصرف موجب پس‌انداز می‌شود. طبق فرضیهٔ درآمد دائمی، اگر خانوارها در دوره‌هایی با درآمد غیرعادی و پایین نتوانند قرض بگیرند، زمانی که درآمد به طور غیرعادی بالا است پس‌انداز خواهند کرد. در نتیجه، هم نااطمینانی درآمد و هم تغییرات درآمد منجر به انباشت سرمایه خواهد شد (Floden, 2008: 79). طبق فرضیه چرخه زندگی، برای خانوارهایی که انگیزه پس‌انداز احتیاطی دارند، نااطمینانی درآمد بر رفتار مصرفی خانوار تأثیر می‌گذارد (Carroll, 1994: 142).

بحران اقتصادی به افزایش نااطمینانی در درآمد خانوار و بنگاه می‌انجامد و نرخ پس‌انداز را در کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد. نااطمینانی درآمد، سطح بهینه مصرف جاری را کاهش داده و انباشت ثروت را افزایش می‌دهد (Luigi Guiso et al, 1992: 309)؛ (Stiglitz & Walsh, 2002: 315). در میان‌مدت و بلندمدت، بحران اقتصادی به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش رشد تولید به طور مخالف روی پس‌انداز اثر می‌گذارد (Yun-Hwan Kim, 2001: 347).

مدل موجودی احتیاطی پس‌انداز به انگیزه احتیاطی برای پس‌انداز به ویژه برای خانوارهای جوان‌تر و خانوارهایی که با نااطمینانی درآمد بالایی مواجه هستند، توجه می‌کند. این خانوارها مقداری دارایی نگهداری می‌کنند تا در مواجهه با نوسانات درآمد کوتاه‌مدت و قید نقدشوندگی مصرف را هموار کنند (Beverly & Sherraden, 1999: 462). اگر مصرف‌کنندگان ریسک‌گریز باشند و نااطمینانی عمدتاً در مورد درآمد آینده باشد، تقاضای برای پس‌انداز احتیاطی بزرگ‌تر خواهد بود (Auerbacb & Kotlikoff, 1995: 540); (Fisher, 2006: 46). نوسانات درآمد، ریسک منفی قابل توجهی برای مصرف‌کننده به وجود می‌آورد. مصرف‌کنندگان می‌توانند از مصرف در زمان‌های بد خودداری کنند و سهم بیشتری از دارایی‌ها را پس‌انداز کنند (Dornbusch, 2001: 313). اگر درآمد کار ریسکی باشد – در صورتی که تابع مطلوبیت نمایش‌گر احتیاط باشد ($U'''>0$) – اثر ریسک روی پس‌انداز مثبت است.

۱-۶- ریسک بیکاری

زمانی که احتمال بیکاری افزایش می‌یابد، احتمال کسب درآمد پیش‌بینی شده کاهش می‌یابد. به علاوه، افزایش احتمال بیکاری می‌تواند دستمزدها را کاهش داده و موجب کاهش درآمد شود. دو پدیده مذکور می‌تواند درآمد انتظاری را کاهش داده و به افزایش پس‌انداز منجر شود. احتمال بیکاری برای جوانان، افراد با تحصیلات کمتر و شاغلان در شرکت‌های خصوصی بالاتر

است. با افزایش سن، به ویژه برای افراد با تحصیلات بالاتر، احتمال بیکاری کاهش یافته و نااطمینانی درآمد کاهش می‌یابد (Luigi Guiso et al, 2002: 247). در صورتی که مصرف‌کننده ریسک‌گریز باشد، افزایش در احتمال بیکاری یا کاهش در مستمری بیکاری کارگران را به پس‌انداز احتیاطی بالاتری هدایت می‌کند (Eechhoudt, Schlesinger, 2008: 7).

زمانی که نااطمینانی در مورد فرصت‌های کاری آینده یا در مورد سلامتی وجود داشته باشد، خانوارها ممکن است تمایل داشته باشند که پس‌انداز کنند تا خودشان را در مقابل وقایع پیش‌بینی نشده بیمه کنند. در یک مدل دو دوره‌ای یک خانوار تمایل دارد که در دورهٔ اول به اندازه کافی پس‌انداز کند تا در دورهٔ دوم مصرف مورد انتظار بزرگ‌تری نسبت به دورهٔ اول داشته باشد (Carlin & Soskice, 2006: 223).

تعریف رسمی از نااطمینانی فقط پراکندگی درآمد مورد انتظار را شامل می‌شود. افزایش در احتمال بیکاری نه تنها به تغییر در پراکندگی درآمد مورد انتظار دلالت دارد، بلکه به تغییر در خود درآمد مورد انتظار نیز دلالت دارد. در نتیجه نااطمینانی درآمد آینده افزایش می‌یابد و مصرف خانوارها کاهش یافته و پس‌انداز افزایش می‌یابد (Meng, 2003: 470).

۲- بیان ریاضی رابطه نااطمینانی و پس‌انداز

فرض می‌کنیم که تابع مطلوبیت نسبت به مصرف از درجه دو باشد، تابع مطلوبیت درجه دو دلالت بر این دارد که مطلوبیت نهایی در یک مقدار مشخص از مصرف به صفر رسیده و سپس منفی می‌شود. علاوه بر این، دلالت براین دارد که هزینه یک تغییر در مصرف بر حسب مطلوبیت مستقل از سطح مصرف است. یعنی چون که مطلوبیت نهایی مصرف کاهش می‌یابد، افراد دارای ریسک‌گریزی مطلق فزاینده هستند. فرد با ریسک‌گریزی مطلق فزاینده، همچنان که ثروتمندتر می‌شود، حاضر است که مقدار بیشتری از مصرفش را از دست دهد تا از یک مقدار معین نااطمینانی اجتناب کند؛ ولی در واقعیت فرد مصرف خود را کمتر کاهش می‌دهد پس منحنی مطلوبیت نهایی مصرف به صورت محدب خواهد بود یعنی مشتق سوم تابع مطلوبیت مثبت است.

برای بررسی اثر مشتق سوم مثبت، فرض می‌کنیم که نرخ بهره و نرخ تنزیل صفر هستند. معادله اولر را که با مصرف در دوره‌های متوالی ارتباط دارد، در نظر می‌گیریم:

$$U'(C_t) = E_t[U'(C_{t+1})] \qquad (۱)$$

اگر تابع مطلوبیت نسبت به مصرف از درجه دو باشد، مطلوبیت نهایی خطی است و بنابراین:

$$E_t [U'(C_{t+1})] = U'(E_t [C_{t+1}]) \quad (۲)$$

در این صورت شرط اولر به صورت زیر خواهد شد:

$$C_t = E_t[C_{t+1}] \quad (۳)$$

اگر $U'''(.)$ مثبت باشد، $U'(C)$ یک تابع محدب از C است. در این صورت، مطلوبیت نهایی مورد انتظار مصرف بزرگ‌تر از مطلوبیت نهایی مصرف انتظاری می‌شود.

$$E_t [U'(C_{t+1})] > U'(E_t [C_{t+1}]) \quad (۴)$$

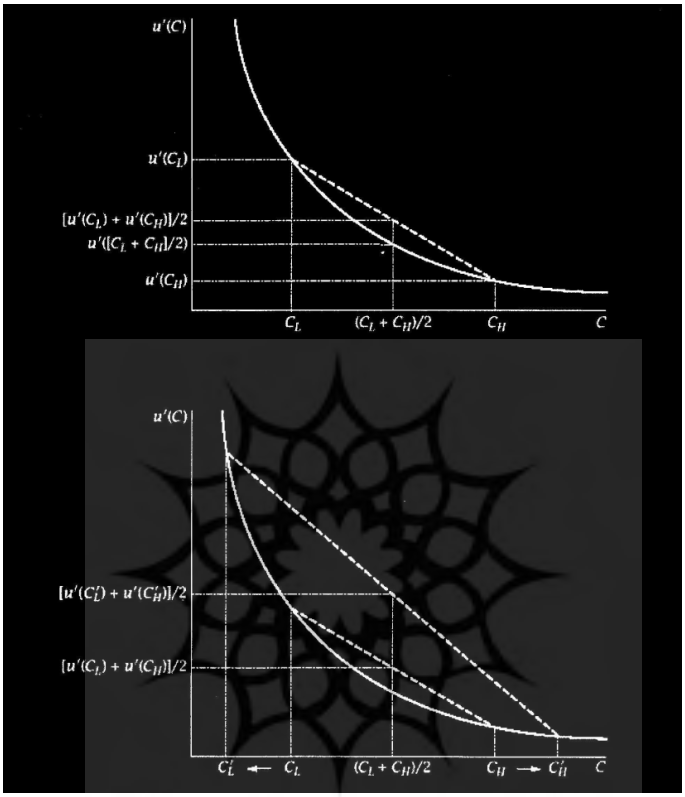
با توجه به رابطهٔ (۱) و (۲)، $E_t [U'(C_{t+1})]$ بزرگ‌تر از $U'(C_t)$ می‌شود یعنی مطلوبیت نهایی مورد انتظار مصرف بزرگ‌تر از مطلوبیت نهایی مصرف جاری می‌شود. بنابراین، ترکیب مشتق سوم مثبت تابع مطلوبیت و نااطمینانی در مورد درآمد آینده مصرف جاری را کاهش می‌دهد و به آینده انتقال می‌دهد در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد. این همان پس‌انداز احتیاطی است.

نمودار بالای شکل (۱) اثر عدم اطمینان و مثبت بودن مشتق سوم تابع مطلوبیت را بر مطلوبیت نهایی مورد انتظار مصرف نشان می‌دهد. چون $U''(C_t)$ منفی و $U'(C_t)$ نسبت به C کاهش یافته است و چون $U'''(C)$ مثبت است، $U'(C_t)$ با سرعت کمتری با افزایش C، کاهش می‌یابد؛ یعنی $U'(C_t)$ محدب است. اگر مصرف تنها دو ارزش ممکن C_H و C_L را با احتمال $\frac{1}{2}$ داشته باشد، مطلوبیت نهایی مورد انتظار مصرف برابر مطلوبیت نهایی مصرف انتظاری می‌شود. بر اساس شکل، این مسئله به وسیلهٔ نقطهٔ وسط خطی که $U'(C_A)$ و $U'(C_B)$ را به هم وصل می‌کند، نشان داده می‌شود. نمودار نشان می‌دهد، این واقعیت که $U'(C_t)$ محدب است دلالت بر این دارد که این مقدار بزرگ‌تر از مطلوبیت نهایی مصرف انتظاری، $\frac{C_L + C_H}{2}$، است.

در نمودار پایین شکل (۱)، اثرات یک افزایش در عدم اطمینان نشان داده می‌شود. به خصوص مصرف C_L کاهش و C_H افزایش یابد و میانگین آن‌ها تغییر نمی‌کند. هنگامی که مصرف C_H افزایش می‌یابد این واقعیت که $U'''(C_t)$ مثبت است بدین معنی است که مطلوبیت نهایی به نسبت کمتری کاهش می‌یابد، اما هنگامی که مصرف C_L کاهش می‌یابد، مشتق سوم مثبت موجب می‌شود که افزایش در مطلوبیت نهایی را بزرگ‌تر گردد. در نتیجه، افزایش در عدم اطمینان باعث افزایش مطلوبیت نهایی مورد انتظار برای یک مقدار مشخص از مصرف مورد انتظار می‌شود. بدین ترتیب، با افزایش نااطمینانی، اختلاف بین مطلوبیت نهایی مورد انتظار مصرف و مطلوبیت نهایی مصرف جاری بیشتر می‌شود و فرد مقدار بیشتری از مصرف جاری

خود را به آینده انتقال می‌دهد. بنابراین، افزایش در نااطمینانی انگیزه برای پس‌انداز را افزایش می‌دهد (Romer, 2006: 372).

شکل (۱): اثر مشتق سوم تابع مطلوبیت بر مطلوبیت نهایی مورد انتظار مصرف



منبع: (Romer, 2006: 373)

۳- پیشینهٔ تحقیق

۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج کشور

اسکینر[1] (۱۹۸۷) درآمد ریسکی، مصرف چرخه زندگی، و پس‌انداز احتیاطی را مورد بررسی قرار می‌دهد. وی با کاربرد مدل چرخه زندگی چند دوره‌ای مصرف با نرخ بهره و درآمد نامعین به این نتیجه می‌رسد که پس‌انداز احتیاطی، بیش از ۵۶٪ از انباشت سرمایه را در طول چرخه

1. Skinner

زندگی تشکیل می‌دهد. لویجی گوسیو و همکاران[1] (۱۹۹۲) با استفاده از بررسی درآمد و ثروت خانوارهای ایتالیایی در سال ۱۹۸۹ به بررسی نااطمینانی درآمد و پس‌انداز احتیاطی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اثر نااطمینانی درآمد روی انباشت ثروت با تئوری پس‌انداز احتیاطی و احتیاط کاهشی[2] سازگار است. ولی نااطمینانی درآمد تنها بخش کوچکی از پس‌انداز را توضیح می‌دهد. به طور متوسط، پس‌انداز احتیاطی ۲ درصد ثروت خالص خانوار به شمار می‌آید. علاوه بر نااطمینانی درآمد ریسک‌های دیگر مثل سلامتی و مرگ و میر ممکن است عامل مهمی در انباشت ثروت باشد.

کارول و همکاران[3] (۱۹۹۹) به بررسی ریسک بیکاری و ثروت احتیاطی پرداختند. آن‌ها با روش متغیرهای ابزاری به این نتیجه رسیدند که افزایش در ریسک بیکاری، پس‌انداز خانوارهای با درآمد دائمی پایین را افزایش نمی‌دهد ولی یک اثر احتیاطی قابل توجه برای خانوارهای سطوح میانی و بالاتر درآمد دارد.

یون وان کیم[4] (۲۰۰۱) بحران مالی آسیایی و پس‌انداز بخش خصوصی را طی دوره زمانی ۱۹۷۰–۲۰۰۰ مورد بررسی قرار می‌دهد. وی معادله بلندمدت و کوتاه‌مدت پس‌انداز را برای دوره قبل از بحران ۱۹۷۰–۱۹۹۵ و برای دوره بحران ۱۹۹۵–۲۰۰۰ تخمین می‌زند و به این نتیجه می‌رسد که بحران مالی آسیایی چندین پیامد بحرانی مانند افزایش نااطمینانی اقتصادی، افزایش در فقر، کاهش اعتماد عمومی به مؤسسات مالی بر روی رفتار پس‌انداز دارد. افزایش نااطمینانی اقتصادی ممکن است نرخ پس‌انداز را در کوتاه‌مدت افزایش دهد ولی در میان‌مدت و بلندمدت به دلیل ممانعت از سرمایه‌گذاری بلندمدت و رشد تولید به طور مخالف روی پس‌انداز اثر می‌گذارد.

انگن و گروبر[5] با استفاده از شبیه‌سازی یک مدل چرخه زندگی تصادفی نشان دادند که سیستم بیمه بیکاری می‌تواند به کاهش معنی‌دار در دارایی‌های انباشته شده به وسیلهٔ یک کارگر میانسال منجر شود. آن‌ها دریافتند که کاهش بیمه بیکاری تا ۵۰ درصد برای کارگران جوان‌تر که با ریسک بیکاری بالاتری مواجه هستند، موجودی دارایی مالی ناخالص را تا ۱۴

1. Luigi Guiso et al

۲. همچنان که فرد ثروتمندتر می‌شود، احتیاط کاهش می‌یابد. افرادی که مقدار قابل توجهی از دارایی‌ها انباشت می‌کنند ممکن است به کاهش غیرمنتظره در درآمد کمتر واکنش نشان دهند نسبت به افرادی که دارایی‌های کمتری نگهداری می‌کنند.

3. Carrol et al
4. Yun-Hwan Kim
5. Engen & Gruber

درصد افزایش می‌دهد. همچنین اثر بیمه بیکاری روی ثروت احتیاطی در نرخ های بیکاری بالاتر بیشتر است.

لویجی گوسیو و همکاران[1] به بررسی ریسک درآمد و اشتغال پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تغییر در احتمال بیکاری، بخش بزرگی از تغییر در درآمد انتظاری را توضیح می‌دهد.

یانفی ژو[2] (۲۰۰۳) اثر و اهمیت پس‌انداز احتیاطی را که ناشی از نااطمینانی درآمد است، مورد بررسی قرار می‌دهند. آن‌ها داده‌های مربوط به بررسی سال ۱۹۹۶ دولت ژاپن در مورد انتخاب دارایی‌های مالی خانوارهای ژاپنی را به کار بردند و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان دادند که نااطمینانی درآمد یک اثر معنی‌دار روی مصرف و پس‌انداز خانوار دارد. بیش از نیمی از خانوارهای ژاپنی برای انگیزه احتیاطی پس‌انداز می‌کنند.

شین یی چو و همکاران[3] (۲۰۰۳) با بکارگیری مدل چرخه زندگی تصادفی به بررسی اثر بیمه سلامت ملی روی پس‌انداز احتیاطی با کاربرد داده‌های خرد تایوان و معرفی بیمه سلامت ملی سال ۱۹۹۵ پرداختند. آن‌ها با استفاده روش حداقل مربعات معمولی به این نتیجه رسیدند که بیمه سلامت ملی (NHI)[4] نااطمینانی در مورد هزینه‌های بهداشتی آینده را کاهش و در نتیجه انگیزه پس‌انداز احتیاطی خانوارها را کاهش می‌دهد.

منگ[5] (۲۰۰۳) هموارسازی مصرف و پس‌انداز احتیاطی را در مناطق شهری چین در سال ۱۹۹۹ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه می‌رسد که خانوارهای شهری، حتی کسانی که با شوک بیکاری ناپایدار مواجه می‌شوند، قادر هستند مصرفشان را هموار کنند. یعنی وقتی که درآمد واقعی بیشتر از درآمد مورد انتظار باشد، خانوارها پس‌انداز می‌کنند و زمانی که درآمد واقعی پایین‌تر از درآمد مورد انتظار باشد، خانوارها با استفاده از پس‌اندازهای قبلی یا قرض گرفتن مصرف جاری را تأمین مالی می‌کنند. همچنین، آن‌ها انگیزه قوی برای پس‌انداز احتیاطی دارند. زمانی که خانوارها با اعضای بیکار با شوک‌های درآمد مواجه می‌شوند، درآمد زودگذر خود را نسبت به درآمد دائمی کمتر خرج می‌کنند. به این ترتیب، دو عامل نااطمینانی درآمد و پیش‌بینی احتمال بیکار شدن تمایل خانوارها را به پس‌انداز افزایش می‌دهد.

---

1. Luigi Guiso et al
2. Yanfei Zhou
3. Shin-Yi Chou et al
4. National Health Insurance
5. Meng

واک و لی[1] (۲۰۰۵) با آزمون فرضیه چرخه زندگی تعمیم داده شده و فرضیه جمعیتی با استفاده از داده‌های سری زمانی کره در طول سال‌های ۱۹۷۵-۲۰۰۲ به این نتیجه رسیدند که میانگین متحرک و پراکندگی نرخ رشد GDP سرانه، نسبت موجودی مسکن به GDP، نسبت وابستگی جوانان و سالخوردگان و نرخ پس‌انداز خارجی‌ها روی نرخ پس‌انداز داخلی تأثیرگذار است. میانگین متحرک و پراکندگی نرخ رشد درآمد تأثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز دارد.

تانون و بهرامشاه[2] (۲۰۰۵) با بکارگیری الگوی داده‌های تابلویی[3]، برای داده‌های پنج کشور آسیایی (مالزی، سنگاپور، تایلند، کره جنوبی و فیلیپین) در دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۰ پس‌انداز را در طول بحران مالی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که بحران مالی نه تنها روی روابط کوتاه‌مدت بلکه همچنین روی روابط بلندمدت پس‌انداز و عوامل تعیین‌کننده آن اثر می‌گذارد. همچنین، پس‌انداز خارجی موجب کاهش نسبت پس‌انداز داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود. این کاهش در طول بحران بزرگ‌تر بوده است. نرخ بهره واقعی اثر منفی کوچک‌تری روی پس‌انداز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. عامل جمعیتی بخش بزرگی از نوسانات بلندمدت نرخ پس‌انداز را توضیح می‌دهد. با افزایش صادرات، نرخ پس‌انداز نیز زیاد می‌شود و پس‌انداز کوتاه‌مدت به تغییرات در درآمد سرانه و تعمیق مالی واکنش نشان می‌دهد.

توبیتا و بسشو[4] (۲۰۰۸) با استفاده از مدل موجودی پس‌انداز احتیاطی کارول[5] بررسی شدت انگیزه پس‌انداز احتیاطی با کاربرد داده‌های خرد ژاپن در سال ۱۹۹۷ پرداختند. آن‌ها نرخ از دست دادن کار را به عنوان معیاری برای نااطمینانی و ریسک در نظر می‌گیرند که متغیری برون‌زا است. آن‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای نشان دادند که نااطمینانی اشتغال یک اثر مثبت و معنی‌دار روی نسبت ثروت به درآمد دارد. با افزایش ریسک بیکاری، نسبت ثروت به درآمد دائمی نیز افزایش می‌یابد.

چامون و همکاران[6] (۲۰۱۰) با بکارگیری داده‌های مربوط به خانوارهای شهری چین در دوره زمانی ۱۹۸۹-۲۰۰۶، به بررسی نااطمینانی درآمد و پس‌انداز خانوارها در چین پرداختند.

1. Kwack & Lee
2. Thanoon&Baharumshah
3. Panel
4. Bessho&Tobita
5. Carrol
6. Chamon et al

نتایج نشان می‌دهد که پراکندگی شوک درآمد خانوار در طول زمان افزایش یافته و بـه افـزایش نرخ پس‌انداز در میان خانوارهای با سرپرست جوان کمک کند.

چاو و همکاران[1] (۲۰۱۱) معمای پس‌انداز چینی‌ها را به وسیلهٔ فرض چرخه زندگی بررسـی کردند و به این نتیجه رسیدند که فرض چرخه زندگی تنهـا ۳۵٪ پـس‌انـداز خـانوار چینـی‌هـا را توضیح می‌دهد. آن‌ها به مدل فرض انگیزه قوی افراد جوان برای خریدن خانـه و حمایـت‌هـای مالی که آن‌ها از پدر و مادرشان دریافت می‌کنند را اضافه می‌کنند. با این فرض مـدل مـی‌توانـد ۴۸٪ افزایش واقعی در نرخ پس‌انداز خانوار در طول سال‌های ۱۹۹۰–۲۰۰۷ را توضیح دهد ولـی در توضیح دادن افزایش در پس‌انداز در طول سال‌های ۱۹۷۵–۱۹۸۵ ناتوان است.

سون[2] (۲۰۱۱) با کاربرد مدل چنددوره‌ای، تابع مصرف مقعر و انباشت ثـروت احتیـاطی را مورد بررسی قرار می‌دهد و نشان می‌دهد زمانی که تابع مطلوبیت دارای مشتق سوم مثبت بـوده و تابع مصرف مقعر می‌باشد و افزایش در ریسک درآمد انباشت ثروت را در هر دو سطح فردی و جمعی افزایش می‌دهد.

باند و ریورو[3] (۲۰۱۲) تئوری پس‌انـداز احتیـاطی را آزمـون کردنـد و بـا کـاربرد داده‌هـای منطقه‌ای اسپانیا برای دورهٔ زمانی ۱۹۸۰–۲۰۰۷ به بررسـی رابطـه نـرخ پـس‌انـداز خـصوصی و نااطمینانی اقتصاد کلان پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که افزایش نرخ پس‌انداز پـس از بحران اروپا، بـه دلیـل انگیـزه احتیـاطی اسـت. یعنـی وقـوع بحـران بـه دلیـل بـدتر شـدن پیش‌بینی‌های بازار کار (افزایش نرخ بیکاری) منجر به افزایش نااطمینـانی و در نتیجـه افـزایش نرخ پس‌انداز خواهد شد. در مورد اقتصاد اسپانیا، نرخ بیکاری به عنـوان متغیـری مناسـب بـرای اندازه‌گیری نااطمینانی درآمد آینده است.

۳-۲- مطالعات انجام شده در داخل کشور

رشیدی (۱۳۷۶)، عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی ایران را طی دوره زمانی ۱۳۳۸–۱۳۷۳ مورد بررسی قرار داده و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان داد که افزایش درآمـد قابـل تصرف، درآمد سرانه، تراز پرداخت‌ها و نرخ بهره واقعی (با دو وقفه زمانی) بر پس‌انـداز ملـی اثـر مثبت داشته است. در مقابل، افزایش بار تکفل و جنگ موجب کاهش پس‌انداز ملی شده است.

1. Chao et al
2. Suen
3. Bande &Rivero

مجتهد و کرمی (۱۳۸۲)، به بررسی متغیرهای مؤثر بر رفتار پس‌انداز ملی در اقتصاد ایران پرداختند و با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌ای گسترده (ARDL)[1] برای دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۷۹ به این نتیجه رسیدند که نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی نسبت به متغیرهای مستقل، عملکردی یکسان در بلندمدت و کوتاه‌مدت از خود نشان می‌دهد. اثر رشد اقتصادی و درآمد سرانه بر نرخ پس‌انداز مثبت است، اثر نرخ تورم و بار تکفل بر نرخ پس‌انداز منفی است و روند نرخ پس‌انداز بعد از انقلاب نسبت به قبل از انقلاب کاهنده بوده است.

بهرامی و اصلانی (۱۳۸۴)، عوامل تجربی تعیین‌کنندهٔ پس‌انداز بخش خصوصی را در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) طی دوره زمانی ۱۳۴۸-۱۳۸۰ مورد آزمون قرار می‌دهند و به این نتیجه می‌رسند که اثر افزایش درآمد قابل تصرف بخش خصوصی، بهبود وضعیت توزیع درآمد و توسعه‌یافتگی هر چه بیشتر بازارهای مالی بر پس‌انداز بخش خصوصی مثبت و اثر افزایش هزینه‌های تأمین اجتماعی بر پس‌انداز بخش خصوصی منفی است. بهترین و مطمئن‌ترین راه برای افزایش پس‌انداز بخش خصوصی، بهبود وضعیت بازارهای مالی است؛ زیرا هم پس‌اندازها را بیش‌تر و راحت‌تر به خود جذب می‌کند و هم امکان سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

هوشمندی (۱۳۸۷)، با بکارگیری روش حداقل مربعات معمولی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا به بررسی عوامل مؤثر بر نرخ پس‌انداز ملی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۳ پرداخته و نشان داد که رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ پس‌انداز ملی می‌باشد و تأثیر بلندمدت شدیدتر از کوتاه‌مدت است. نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر نرخ پس‌انداز ملی تأثیر مثبت دارد؛ تأثیر بلندمدت آن شدیدتر از تأثیر کوتاه‌مدت آن می‌باشد. نوسانات درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ پس‌انداز ملی تأثیر معنی‌دار و منفی دارد، اما به صورت قدر مطلق تأثیر آن در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت می‌باشد. نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز ملی می‌باشد، اما در هر دو دوره زمانی از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

یاوری و امام قلی‌پور (۱۳۸۹)، تأثیر بحران‌های طبیعی را بر پس‌انداز کل بررسی کردند. آنان با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۵ به

1. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

این نتیجه رسیدند که بحران‌های طبیعی، میل متوسط به پس‌انداز را افزایش می‌دهند؛ زیرا افراد در صورت پیش‌بینی وقوع حوادث غیرمترقبه، سعی می‌کنند پس‌انداز بیشتری داشته باشند تا خسارت احتمالی را جبران نمایند.

سبحانی و برخورداری (۱۳۹۰)، به بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در اقتصاد نفتی ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۳ پرداختند. نتایج حاصل از تخمین روش حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی از طریق تأثیر بر درآمد سرانه موجب افزایش پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود. پس، رشد درآمدهای نفتی اثر مثبت روی پس‌انداز بخش خصوصی دارد. نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت اثر مثبت بر نرخ پس‌انداز بخش خصوصی دارد و نرخ رشد سود واقعی سپرده‌های بلندمدت بانکی بر پس‌انداز بخش خصوصی اثر منفی دارد.

ابراهیمی (۱۳۹۰)، با بکارگیری الگوی صندوق بین‌المللی پول، عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی را در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار داد. او با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به این نتیجه رسید که پس‌انداز با درآمد سرانه رابطه مثبت دارد؛ نسبت نقدینگی به تولید ناخالص ملی بر پس‌انداز تأثیر منفی دارد؛ متغیر جینی اثر منفی دارد؛ یعنی انتظار بر این است که با بهبود توزیع درآمد پس‌انداز افزایش یابد؛ و رابطه تورم و پس‌انداز یک U وارونه است.

۴- مدل تحقیق و روش برآورد

۴-۱- معرفی مدل

در این تحقیق، به منظور بررسی اثر ریسک بر پس‌انداز ناخالص داخلی از دو شاخص ریسک درآمد و همچنین ریسک بیکاری به عنوان متغیر معرف ریسک، استفاده شده است. به منظور تعیین متغیرهای ریسک درآمد و ریسک بیکاری از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH) استفاده شده است. همچنین، واریانس شرطی تولید ناخالص داخلی به عنوان جانشین ریسک درآمد و واریانس شرطی جمعیت بیکار به عنوان جانشین ریسک بیکاری در نظر گرفته شده است.

در مطالعات تجربی از معیارهای متفاوتی برای محاسبه ریسک و نااطمینانی استفاده شده است. قبل از معرفی الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) توسط انگل (۱۹۸۲)، واریانس یا انحراف معیار به عنوان شاخص نااطمینانی در نظر گرفته می‌شد. در این

الگو، واریانس متغیر وابسته به عنوان تابعی از مقادیر با وقفه این متغیر و یا متغیرهای بـرون‌زا در نظر گرفته می‌شود. برای توضیح بیشتر، فرآیند خودرگرسیونی زیر را در نظر بگیرید:

$$\Pi = B(L)\Pi + \varepsilon \qquad (۵)$$

که در آن Π متغیری است که نااطمینانی آن اندازه‌گیری می‌شـود β، چنـد جملـه‌ای از ضرایب برآوردشده، L عملگر وقفه و ε جمله خطاست که فرض می‌شود بـر اسـاس مجموعـه اطلاعات قابل دسترس در زمان $t-1$ (Ω_{T-1}) و به صورت نرمال با میانگین صفر و واریـانس h_t توزیع شده است یعنی:

$$\varepsilon_t \left| \Omega_{T-1} - N(0, h_t) \right. \qquad (۶)$$

در اغلب مطالعات، از واریانس (انحراف معیار) شرطی به عنوان شاخص نااطمینانی اسـتفاده شده است. ولی در صورتی که به ازای تمام tها $h_t = \delta^2$ باشد، واریانس شرطی در رابطهٔ (۲) ثابت می‌ماند. در مقابل، در الگوی ARCH، واریانس شرطی (h_t) بر اساس مقادیر تحقق یافته گذشته Π_t برآورد می‌شود. الگوی عمومی ARCH با مرتبهٔ ρ به صورت زیر است:

$$h_t = h(\Pi_{t-1}, \Pi_{t-2} ..... \Pi_{t-\rho}, \mathrm{A}) \qquad (۷)$$

که در آن α بردار پارامترهاست. به عبارت دیگر:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + ... + \alpha_1 \varepsilon_{t-p}^2 \qquad (۸)$$

انگل به طور صریح میان واریانس شـرطی و غیرشـرطی تفـاوت قائـل شـده و همچنـین، واریانس شرطی را تابعی از خطاهای گذشـته فـرض کـرده اسـت. بولرسـلو (۱۹۸۶) بـا افـزایش انعطاف‌پذیری و مجموعه اطلاعات الگوهای ARCH، علاوه بر جملات خطا، وقفـه‌هـای خـود واریانس شرطی را نیز وارد الگو می‌کند. الگوی GARCH (p,q) تک متغیره بولرسلو (۱۹۸۶) به شکل زیر است:

$$\begin{aligned} & h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_i \varepsilon h_{t-i} \\ & p, q \geq 0, a_0 > 0, \alpha_i \geq o \;\; i = 1,2,..., q \\ & B_i \geq 0, i = 1,2,..., q \end{aligned} \qquad (۹)$$

شرط مثبت بودن واریانس ایجاب می‌کند که ضـرایب معادلـه واریـانس غیرمنفـی باشـند. همچنین، بولرسلو (۱۹۸۶) نشان می‌دهد که شرط کافی برای مانـایی فرآینـد GARCH (p,q) عبارت است از:

$$A(L) + B(L) = \sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j < 1 \qquad (۱۰)$$

در این شرایط، فرآیند GARCH (p,q) را مانای ضعیف می‌گویند. در این شرایط، اثر شوک‌ها دائمی نیست و ناپایدار خواهد بود. عمومی‌ترین شکل الگوی GARCH، الگوی GARCH (1,1) است که به شکل زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۱۱)$$

که در آن h_t و h_{t-1} به ترتیب واریانس شرطی و مقادیر باوقفه واریانس شرطی (جزء گارچ الگو)، ε_{t-1}^2 مجذور خطای معادلهٔ میانگین در دوره قبل (جزء آرچ الگو) هستند (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶).

در این تحقیق، برای تعیین ریسک درآمد و ریسک بیکاری ابتدا GARCH (1,1) برآورد شده است و در مرحله بعد، انحراف معیار با استفاده از سری‌های واریانس به دست آمده و به عنوان جایگزین برای ریسک در الگو استفاده شده است. اعداد محاسبه شدهٔ مربوط به شاخص‌های ریسک درآمد و ریسک بیکاری برای کشورهای D8 طی دوره زمانی۱۹۹۱-۲۰۱۴ در پیوست آورده شده است.

بر اساس مبانی نظری موضوع و ادبیات تجربی تحقیق، مدل تجربی این مطالعه برای تبیین رابطه بین ریسک درآمد و پس‌انداز ناخالص به شکل زیر تصریح شده است:

$$S_{it} = \alpha + \beta_1 RS_{it} + \beta_2 RI_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 NX_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

S_{it}: پس‌انداز ناخالص داخلی کشور i در زمان t؛ RS_{it}: ریسک درآمد[۱] کشور i در زمان t؛ RI_{it}: نرخ بهره واقعی کشور i در زمان t؛ INF_{it} : نرخ تورم کشور i در زمان t؛ NX_{it}: خالص صادرات کشور i در زمان t؛ ε_{it} : جزء اخلال.

مدل به روش داده‌های تابلویی (پانل) و با استفاده از داده‌های به دست آمده از سایت بانک جهانی (WDI)، صندوق بین‌المللی پول (IMF) و بانک مرکزی برای دوره زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۴ برآورد می‌شود.

۴-۲-آزمون‌های تشخیص بر روی داده‌ها

۴-۲-۱- آزمون تشخیص مانایی

قبل از تخمین مدل، داده‌ها از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار می‌گیرند، زیرا داده‌های غیرمانا در طول زمان دارای واریانس و کوواریانس باثبات نیستند و آماره‌های t وF معتبر نبوده و مدل تخمین تورش‌دار و غیرقابل استفاده می‌شود.

---

۱. از واریانس شرطی تولید ناخالص داخلی به عنوان جانشینی برای ریسک درآمد استفاده شده است.

به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون فیشر – فلیپس پرون استفاده شده و نتایج در جدول (۱) ارائه شده‌است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون مشخص گردید متغیرهای مربوط به پس‌انداز ناخالص داخلی، ریسک بیکاری، نرخ بهره واقعی، خالص صادرات، نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند و متغیرهای ریسک درآمد و نرخ تورم در سطح پایا هستند.

جدول (۱): بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد الگو

نام متغیر	آماره فیشر – فلیپس پرون	سطح معناداری	مرتبه تفاضل
S	-۷/۵۴۱	۰ / ۰۰۰۰	I(1)
RS	-۸/۷۹۲	۰/۰۰۰۰	I(0)
RU	-۱۶/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	I(1)
RI	-۲۳/۳۲۳	۰/۰۰۰۰	I(1)
INF	-۲/۸۶۳	۰/۰۰۲۱	I(0)
NX	-۹/۶۵۰	۰/۰۰۰۰	I(1)
NPOP	-۱۰/۰۶۳	۰/۰۰۰۰	I(1)

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۲-۲-آزمون مانایی جملات پسماند

برای حل مسئله غیرساکن بودن می‌توانیم متغیرهایی را که با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند به صورت تفاضل مرتبه اول تخمین بزنیم. ولی با تفاضل‌گیری مرتبه اول (یا مرتبه‌های بالاتر) اطلاعات بلندمدت را از دست می‌دهیم. به این ترتیب، پایایی جملات پسماند را با استفاده از آزمون فیشر – فلیپس پرون به منظور اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب، انجام می‌دهیم. که نتایج در جدول زیر آورده شده است.

جدول (۲): آزمون مانایی جملات پسماند

	آماره فیشر– فلیپس پرون	سطح معناداری	مرتبه تفاضل	نتیجه آزمون
Residual	-۴/۱۳۱	۰/۰۰۰۰	I (۰)	پایا

منبع: محاسبات تحقیق

جمله پسماند انباشته از مرتبه صفر (۰)I یا ساکن باشد. یعنی متغیر وابسته و متغیرهای مستقل هم‌انباشته هستند و نوعی رابطه تعادلی بلندمدت بین این دو متغیر وجود دارد. به این ترتیب، برآورد رگرسیون کاذب نبوده و هیچ‌گونه اطلاعات بلندمدتی را از دست نمی‌دهیم (Gujarati, 2004).

۴-۳- برآورد مدل با استفاده از شاخص ریسک درآمد

۴-۳-۱- نتایج آزمون F و آزمون هاسمن

الگوی یاد شده با استفاده از تکنیک پانل برآورد می‌گردد. برای انتخاب میان روش‌های حداقل مربعات تلفیقی، اثر ثابت (FE)[1] و اثر تصادفی (RE)[2] آزمون F لیمر (آزمون چاو)[3] و آزمون هاسمن[4] انجام می‌شود. اولین گام در راستای برآورد مدل، آزمون F- لیمر برای انتخاب بین دو روش داده‌های تلفیقی و داده‌های تابلویی است. این آزمون بر اساس آمارهٔ F انجام می‌شود. فرضیه H_0 به معنای آن است که داده‌های مورد بررسی از نوع تلفیقی می‌باشد. در مقابل، فرضیه H_1 استفاده از روش داده‌های تابلویی را توصیه می‌کند.

جدول(۳): نتایج آزمون F لیمر

نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	آماره F
رد فرضیه H_0 و تایید روش داده‌های تابلویی	۰/۰۰۰۰	۱۴۲/۴۲۹	۳۱/۱۴۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه آزمون F- لیمر نشان می‌دهد که فرضیه H_0 مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها در سطح معناداری ۵ درصد رد شده و داده‌ها پانل می‌باشند.

در گام دوم، لازم است که جهت تعیین روش مناسب برای برآورد پارامترهای الگو از آزمون هاسمن استفاده شود. با انجام این آزمون می‌توان از بین روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی شیوه مناسب تخمین را به دست آورد. در آزمون هاسمن اگر فرضیه H_0 رد شود برآورد الگو باید به روش اثرات ثابت صورت پذیرد. نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول(۴): نتایج آزمون هاسمن

نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	آماره F
رد فرضیه H_0 و تایید روش اثرات ثابت	۰/۰۰۲۰	۱۶/۹۷۱	۲۳/۷۶۰

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۴)، فرضیه H_0 رد می‌شود و بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که روش اثرات ثابت برای برآورد الگو مناسب می‌باشد.

1. Fixed Effects (FE)
2. Random Effects (RE)
3. Chow test
4. Hausman test

۴-۳-۲-نتایج برآورد و تفسیر ضرایب

نتایج نهایی حاصل از برآورد الگوی مورد نظر به روش اثرات ثابت برای کـشورهای D8 و دوره زمانی۱۹۹۱-۲۰۱۴ در جدول (۴) ملاحظه می‌شود.

جدول(۵): نتایج حاصل از برآورد معادله (۱) با روش اثر ثابت

متغیر وابسته : پس‌انداز ناخالص داخلی			
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ:(C)	57761/87	10/992	0 /0000
ریسک درآمد: (RS)	0/088	10/401	0/0000
نرخ تورم: (INF)	- 114811/8	-5/385	0/0000
نرخ بهره واقعی: (RI)	– 65151/57	–1/790	0/07
خالص صادرات: (NX)	0/815	9/230	0 / 0000
آماره آزمونF	81/775		
p-value	0/000		
R^2	0/8661		
R^2تعدیل شده	0/8555		

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول (۵)، آزمون F مرسوم نشان‌دهنده معناداری کل رگرسیون است. همچنین، R^2 = ۰/۸۶ نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی مـورد نظـر حـدود ۸۶ درصـد از تغییـرات متغیـر وابسته را توضیح می‌دهد.

ضریب متغیر ریسک درآمد مثبت و معنی‌دار است که مطابق انتظارات تئوریک می‌باشد. اثر نرخ بهره واقعی بر پس انداز ناخالص داخلی منفی و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار اسـت. ضریب متغیر خالص صادرات برابر با ۰/۸۱۵ می‌باشـد. علامـت ایـن ضـریب مطـابق انتظـارات تئوریک می‌باشد، در نتیجه فرضیه مایزلس در مورد تأثیر مثبت صادرات بـر پـس‌انـداز در مـورد کشورهای D8 تأیید می‌گردد.

۴-۴- برآورد مدل با استفاده از شاخص ریسک بیکاری

۴-۴-۱- نتایج آزمون F و آزمون هاسمن

همچنین در این تحقیق به منظور بررسی رابطه بین ریسک و پس‌انداز ناخـالص داخلـی از شاخص دیگری به نام ریسک بیکاری استفاده شده است، که از واریانس شرطی جمعیت بیکار به عنوان نماینده‌ای برای ریسک بیکاری استفاده شـده اسـت. شـاخص ریـسک درآمـد و ریـسک

بیکاری مستقلاً شاخص ریسک هستند و ضریب همبستگی آن‌ها بالا است. بنابراین نمی‌توانیم هر دو شاخص را در یک معادله بیاوریم. در الگوی زیر متغیر RU به عنوان متغیر معرف ریسک در نظر گرفته شده است.

$$S_{it}= \alpha + \beta_1 RU_{it}+ \beta_2 RI_{it} + \beta_3 INF_{it}+ \beta_4 NX_{it} + \beta_5 NPOP_{it}^{1} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۳)$$

در ابتدا و قبل از برآورد الگو، به بررسی آزمون پایایی برای جملات پسماند، همچنین آزمون‌های چاو و هاسمن می‌پردازیم:

جدول(۶): آزمون پایایی جملات پسماند

	آماره فیشر- فلیپس پرون	سطح معناداری	مرتبه تفاضل	نتیجه آزمون
Residual	-۲/۶۲۷۸	۰/۰۰۴۳	I(0)	پایا

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۶)، جمله پسماند انباشته از مرتبه صفر I(0) یا ساکن است، پس برآورد رگرسیون کاذب نمی‌باشد.

جدول(۷): نتایج آزمون F- لیمر و آزمون هاسمن

نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	آماره F	آزمون
رد فرضیه H_0 و تأیید روش داده‌های تابلویی	۰/۰۰۰۰	۱۲۰/۰۴۵۸	۲۴/۱۱۵۵	آزمون F- لیمر
رد فرضیه H_0 و تأیید روش اثرات ثابت	۰/۰۰۰۰	۲۸/۱۶۸۰	۱۹/۷۹۰۷	آزمون هاسمن

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که ملاحظه می‌شود، نتیجه آزمون F- لیمر نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد فرضیه H_0 مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها رد می‌شود، بنابراین داده‌ها پانل می‌باشد. با انجام آزمون هاسمن، فرضیه H_0 رد می‌شود و بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که روش مناسب جهت برآورد الگو روش اثرات ثابت می‌باشد.

۴-۴-۲- نتایج برآورد و تفسیر ضرایب

نتایج نهایی حاصل از برآورد الگوی مورد نظر با استفاده از شاخص ریسک بیکاری به روش اثرات ثابت برای کشورهای D8 و دوره زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۴ در جدول (۸) ملاحظه می‌شود.

---

۱. نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت کشور i در زمان t.

جدول(۸): نتایج برآورد الگو (با استفاده از شاخص ریسک بیکاری) به روش اثرات ثابت

متغیر وابسته : پس‌انداز ناخالص داخلی			
متغیر	ضریب	آمارهt	سطح معناداری
عرض از مبدأ (C)	-۹۹۲۵۳/۶۵	-۴/۷۷۷	۰/۰۰۰۰
ریسک بیکاری (RU)	۰/۸۳۱۸	۲/۳۲۸	۰/۰۲۱
نرخ تورم (INF)	-۱۱۸۳۶۵/۶	-۷/۴۸۰	۰/۰۰۰
نرخ بهره واقعی (RI)	-۵۲۱۷۳/۸۷	-۱/۸۹۴	۰/۰۶۰
خالص صادرات (NX)	۰/۴۰۰۸	۲/۸۶۳	۰/۰۰۴
نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت (NPOP)	۴۲۷۰۳۸/۲	۸/۲۲۸	۰/۰۰۰
آماره F	۵۷/۵۴۱		
p-value	۰/۰۰۰		
R^2	۰/۸۱۹		
R^2تعدیل شده	۰ / ۸۰۵		

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۸)، آزمون F مرسوم نشان‌دهنده معناداری کل رگرسیون است. همچنین در مدل مورد نظر R^2= ۰/۸۱ به دست آمده است که نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی مورد نظر حدود ۸۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. بر اساس یافته‌های تحقیق مندرج در جدول (۸) ضریب متغیر ریسک بیکاری مثبت و معنی‌دار است، علامت این متغیر مطابق انتظارات تئوریک می‌باشد. نرخ تورم بر پس‌انداز ناخالص داخلی تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. بقیه ضرایب نیز دارای علامت مورد انتظار و منطبق با نظریه‌های ارائه شده می‌باشد. با توجه به نتایج برآورد دو الگو که در قسمت‌های قبل به آن اشاره شد می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در برآورد نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی، هر دو شاخص ریسک درآمد و ریسک بیکاری به عنوان متغیر معرف ریسک، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر پس‌انداز ناخالص داخلی دارد.

نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطهٔ بین ریسک و پس‌انداز ناخالص داخلی برای کشورهای D8 طی سال‌های ۱۹۹۱-۲۰۱۴ است. نتایج حاصل از برآورد رگرسیون‌ها دلالت بر این دارد که اثر ریسک درآمد و ریسک بیکاری بر پس‌انداز ناخالص داخلی مثبت است. به عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی در مورد درآمد آینده، مصرف جاری کاهش یافته و به آینده انتقال می‌یابد. دولت می‌تواند مکانیزمی را به کار بگیرد تا پس‌انداز اضافی را به سمت سرمایه‌گذاری سوق دهد.

تأثیر نرخ بهره واقعی بر پس‌انداز ناخالص داخلی منفی می‌باشد که ایـن خـود حـاکی از آن است که پس‌اندازکنندگان با بالاتر بودن نرخ تورم از نرخ بهره متضرر شـده و قـدرت خریدشـان کاهش یافته است، بنابراین پس‌اندازشان کاهش می‌یابد.

نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت تأثیر مثبت بر پس‌انداز ناخالص داخلی دارد، بنـابراین، هر چه جمعیت شاغل افزایش یابد، بـار تکفـل کـاهش یافتـه و در نتیجـه افـراد شـاغل امکـان پس‌انداز بیشتری دارند. رابطهٔ بین خالص صادرات و پس‌انداز ناخالص داخلی مثبت به دست آمـد که مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشد. بالاتر بودن میل بـه پـس‌انـداز از درآمـدهای حاصـل از بخش صادرات نسبت به سایر درآمدهای موجود در اقتصاد می‌تواند از جملـه علـل وجـود چنـین تأثیری باشد. نتایج بیانگر این است کـه دولـت بایـد شـرایط و امکانـات لازم را جهـت افـزایش صادرات فراهم نماید.

منابع

الف- فارسی

۱. ابراهیمی، موسی؛ **بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی در اقتصاد ایران**، پایان‌نامه برای اخذ درجه کارشناسی ارشد در رشته اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ۱۳۹۰.

۲. بهرامی، جاوید؛ و اصلانی، پروانه؛ «**بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایـران طی دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۰**»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۴، شماره ۲۳.

۳. رشیدی، خانعلی؛ **بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی ایران ۱۳۳۸-۱۳۷۳**، پایـان‌نامـه بـرای اخذ درجه کارشناسی ارشد در رشته اقتصاد، دانشکده علوم اقتـصادی و اداری، دانـشگاه مازنـدران، بابلسر، ۱۳۷۶.

۴. سبحانی، حسن؛ و برخورداری، محمد رضا؛ «**بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خـصوصی در اقتصاد نفتی ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۹۴.

۵. مجتهد، احمد؛ و کرمی، افشین؛ «**ارزیابی متغیرهای مؤثر بر رفتار پس‌انداز ملـی در اقتـصاد ایران**»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۲، شماره ۲۷.

۶. هوشمندی، حمید؛ «**بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملـی در ایـران**»، فـصلنامه مـدل‌سـازی اقتصادی، ۱۳۸۷، شماره ۲.

۷. یاوری، کاظم و امام قلی‌پور، سـارا؛ «**مطالعه تأثیر بحران‌های طبیعی بر پس‌انـداز در ایـران**»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۲.

ب- لاتین

8. Athukorala,P., & Sen , K; 2004, "**The Determinants of Private Saving in India**", World Development, Vol. 32, No. 3.
9. Auerbacb, A.J. & Kotlikoff, L.J; 1995, ***Macroeconomics, An Integrated Approach***, America, South-Western College Publishing.
10. Baltagi, B; 1995, ***Econometric Analysis of Panel Data***, John Wiley & Sons Ltd, London.
11. Beverly, S.G. & Sherraden M; 1999, "**Institutional Determinants of Saving**", Implications for Low-Income Households and Public Policy, Journal of Socio-Economics, No. 28.
12. Bessho,S., & Tobita, E; 2008, "**Unemployment Risk and Buffer-Stock Saving: An Investigation in Japan**", Japan and the World Economy, No. 20.
13. Bande, R. & Rivero, D; 2012, "**Private Saving Rates and Macroeconomic Uncertainty: Evidence From Spanish Regional Data**", MPRA Paper, No. 42647.
14. Chamon, M. , Liu, K. & Prasad, E; 2010, "**Income Uncertainty and Household Savings in China**", NBER Working Paper, No. 16565.
15. Chao, C. ,Laffargue, J. P. & Yu, E; 2011, "**The Chinese Saving Puzzle and The Life-Cycle Hypothesis: Arevaluation**", China Economic Review, No. 22.
16. Carlin, W. & Soskice, D; 2006, ***Macroeconomics***, NewYork, Oxford University Press Inc.
17. Carrol, C.D. , Dynan, K.E. & Krane, S.D; 1999, "**Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households Balance Sheets**", The Review of Economics and Statistics, No. 85(3).
18. Deaton, A; 1989, ***Saving in Developing Countries: Theory and Review***, In Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics,Washington.
19. Dornbusch, R. , Fischer, S. & Startz, R; 2001, ***Macroeconomics***, New York: McGraw-Hill Irwin.
20. Eechhoudt, L., & Schlesinger, H; 2008, "**Changes in Risk and the Demand for Saving**", CESIFO Working Paper, No. 2388.
21. Engen, E.M. & Gruber, J; 2001, "**Unemployment Insurance and Precautionary Saving**", Journal of Monetary Economics, No. 47.
22. Fisher, P; 2006, ***Saving Behavior of U.S. Households: A Prospect Theory Approach***, The Ohio State University, Ohio.
23. Floden, M; 2008, "**Aggregate Savings When Individual Income Varies**", Review of Economic Dynamics, No. 11.

24. Guiso , L., Jappelli , T., & Pistaferri, L; 1992, "**Earnings Uncertainty and Precautionary Saving**", Journal of Monetary Economics, No. 30.
25. Guiso, L., Jappelli , T., & Pistaferri, L; 2002, "**An Empirical Analysis of Earnings and Employment Risk**", Journal of Business & Economic Statistics, No. 20(2).
26. Gujarati, D. N; 2004, ***Basic Econometrics***, Fourth Edition, The McGraw-Hill Company.
27. Harris , E., & Steindel, C; 1991, "**The Decline in U.S. Saving and Its Implication for Economic Growth**", FRBNY (Federal Reserve Bank of NewYork) Quarterly Review, No. 36.
28. Kimbal, M; 1990, "**Precautionary Saving in the Small and in the Large**", Econometrica, No. 58.
29. Kim , Y; 2001, "**The Asian Crisis, Private Sector Saving, and Policy Implication**", Journal of Asian Economics, No. 12.
30. Kwack, S. Y. & Lee, Y. S; 2005, "**What Determines Saving Rate in Korea? The Role of Demography**", Journal of Asian Economics, No. 16.
31. Mankiw, G; 1999, ***Macroeconomics***, New York: Worth Publishers.
32. Menegatti, M; 2001, "**On the Condition for Precautionary Saving**", Journal of Economic Theory, No. 98.
33. Meng, X; 2003, Unemployment, "**Consumption Smoothing, and Preacautionary Saving in Urban China**", Journal of Comparative Economics, No. 31.
34. Romer, David; 2006, ***Advanced Macroeconomics***, New York, McGraw-Hill.
35. Sinha, D; 2009, "**Do Exports Promote Savings in African Countries?**", MARA Paper (Working Paper), No. 18058.
36. Skinner, J; 1987, "**Risky Income, Life Cycle Consumption and Precautionary Savings**", Working Paper, No. 2336.
37. Stiglitz, J.E. & Walsh, C.E; 2002, ***Principles of Macroeconomics***, W.W. Norton & Company, Inc.
38. Suen, R. M; 2011, "**Concave Consumption Function and Precautionary Wealth Accumulation**", MPRA Paper, No. 34774.
39. Thanoon, M. & Baharumshah, A; 2005, "**What Happened to Saving During the Financial Crisis-A Dynamic Panel Analysis of Asian-5 Countries**", Econ Change, No. 38.
40. Zhou , Y; 2003, "**Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A Household-Level Analysis**", Journal of The Japanese and International Economies, No. 17.

پیوست:

اعداد محاسبه شدهٔ شاخص ریسک درآمد برای کشورهای D8 طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱

ترکیه	پاکستان	نیجریه	مالزی	ایران	اندونزی	مصر	بنگلادش	سال/کشور
۵۰۶۲۱	۴۵۳۶۲	۲۷۵۴۹	۵۱۰۵۰	۷۰۲۴۶	۷۴۷۴۲	۶۰۱۴۹	۲۰۴۷۰	۱۹۹۱
۱۹۸۹۹۴	۵۲۹۱۰	۱۰۱۹۷۳	۶۷۸۹۶	۲۷۷۳۳	۱۹۴۹۶۴	۴۶۶۴۵	۲۰۴۱۱	۱۹۹۲
۲۳۱۵۶	۴۱۳۵۷	۲۶۳۸۳	۳۵۸۶۸	۷۸۴۰۰	۴۸۱۲۱	۵۵۹۴۱	۲۰۳۲۷	۱۹۹۳
۱۹۶۶۴۳	۵۱۴۲۸	۱۰۶۴۳۳	۶۱۷۸۹	۵۶۹۲۵	۱۸۱۵۳۷	۴۰۳۱۵	۲۰۱۴۴	۱۹۹۴
۷۸۲۹۴	۳۹۵۴۹	۲۲۵۷۷	۲۲۶۵۵	۷۱۶۳۱	۴۳۸۲	۵۱۲۵۴	۲۰۰۹۹	۱۹۹۵
۱۸۴۱۸۳	۴۴۴۲۰	۱۰۲۳۲۹	۵۵۷۳۶	۳۸۱۱۷	۱۸۱۴۰۶	۳۱۲۹۲	۱۹۹۷۴	۱۹۹۶
۶۶۴۷۸	۳۸۲۱۵	۱۷۹۹۳	۸۱۱۸	۶۴۳۶۱	۲۷۲۵۳	۴۶۳۷۷	۲۰۰۷۹	۱۹۹۷
۱۸۵۰۷۷	۴۵۳۴۷	۱۰۱۷۷۳	۵۷۰۱۴	۴۱۱۶۱	۱۸۰۵۰۳	۲۲۲۹۷	۲۰۳۷۸	۱۹۹۸
۹۰۰۰۰	۳۷۵۳۷	۲۰۶۰۴	۳۵۷۱۴	۶۱۸۹۰	۱۲۶۷۱۵	۴۶۳۹۷	۲۰۶۲۶	۱۹۹۹
۱۷۹۳۴۵	۴۵۴۷۹	۱۰۰۷۰۵	۵۴۲۸۵	۴۲۷۹۶	۱۵۰۶۹۷	۲۰۹۱۰	۲۰۹۴۵	۲۰۰۰
۹۷۵۴۲	۲۶۲۸۷	۲۱۷۸۳	۲۶۵۹۷	۶۷۷۶۷	۱۱۷۰۵۷	۴۸۷۹۳	۲۱۲۳۱	۲۰۰۱
۱۷۰۵۰۲	۴۸۱۱۶	۱۰۰۰۷۸	۵۴۶۳۷	۳۱۱۹۳	۱۵۳۲۲۶	۱۸۲۴۱	۲۱۱۱۰	۲۰۰۲
۹۵۰۲۰	۱۹۷۷۱	۱۳۵۸۹	۱۶۳۶۵	۶۶۴۰۷	۹۹۵۲۴	۴۸۲۲۳	۲۱۵۵۱	۲۰۰۳
۱۹۷۵۸۶	۴۶۷۶۰	۹۹۷۱۶	۵۴۳۰۹	۳۰۵۲۳	۱۵۵۳۳۵	۱۷۰۵۰	۲۲۹۱۹	۲۰۰۴
۱۹۵۳۱۲	۱۵۰۳۴	۲۰۰۳۳	۱۳۹۳۸	۶۵۷۶۳	۱۰۶۹۲۷	۵۰۸۱۵	۲۴۶۰۳	۲۰۰۵
۳۰۰۶۰۳	۵۲۷۴۰	۱۰۱۹۷۰	۵۹۳۵۳	۳۵۳۶۷	۱۶۵۰۷۷	۸۹۸۲	۲۵۷۵۴	۲۰۰۶
۲۶۸۰۶۰	۴۸۴۴۶	۶۸۱۷۸	۴۰۸۰۸	۷۱۲۴۶	۱۸۵۶۴۶	۵۲۱۴۳	۲۶۶۱۹	۲۰۰۷
۴۴۵۶۱۷	۷۰۴۹۷	۱۱۰۵۳۷	۸۹۲۲۸	۹۰۴۵۹	۲۴۳۰۶۲	۲۹۷۷۱	۳۰۵۲۰	۲۰۰۸
۴۰۴۸۰۴	۷۰۹۱۸	۱۰۲۸۰۷	۸۱۵۴۹	۸۷۹۸۸	۲۸۳۰۲۲	۷۰۰۸۴	۳۷۰۶۰	۲۰۰۹
۲۶۵۲۹۰	۷۷۴۵۳	۹۱۵۳۲	۷۴۰۳۰	۱۴۱۸۱۳	۳۳۳۷۳۸	۸۷۳۴۲	۴۴۹۶۶	۲۰۱۰
۵۵۱۴۱۹	۸۷۸۴۰	۳۰۲۳۲۵	۱۲۹۵۳۳	۱۶۱۱۲۲	۵۳۱۸۷۳	۱۰۳۶۲۴	۵۱۷۴۷	۲۰۱۱
۳۴۷۹۶۲	۱۳۶۴۳۵	۱۸۰۴۹۱	۱۳۹۸۶۶	۲۰۶۱۶۱	۵۶۴۰۱۴	۹۵۹۷۷	۵۹۷۰۷	۲۰۱۲
۵۷۸۲۸۰	۱۰۹۳۳۸	۳۶۴۳۵۶	۱۴۷۲۳۳	۲۳۹۳۷۱	۶۰۲۰۹۵	۱۴۳۷۳۲	۶۱۳۴۸	۲۰۱۳
۴۱۱۱۳۹	۱۵۲۸۴۶	۳۰۳۰۶۴	۱۵۱۱۴۳	۱۰۳۶۳۳	۵۵۵۷۴۶	۱۰۸۲۰۵	۱۵۱۱۹	۲۰۱۴

منبع: محاسبات تحقیق

اعداد محاسبه شدهٔ شاخص ریسک بیکاری برای کشورهای D8 طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱

سال/کشور	بنگلادش	مصر	اندونزی	ایران	مالزی	نیجریه	پاکستان	ترکیه
۱۹۹۱	۹۰۵۱	۵۳۰۹	۱۰۳۳۵	۱۰۳۳۵	۱۱۴۶	۸۹۳۴	۱۰۱۰۳	۷۱۹۰
۱۹۹۲	۱۱۲۵۵	۶۵۰۵	۱۳۰۱۰	۱۳۰۱۰	۱۱۶۴	۱۱۴۲۲	۱۳۶۴۱	۱۰۳۳۴
۱۹۹۳	۵۲۲۶	۴۸۲۸	۱۰۰۵۷	۱۰۰۵۷	۹۶۹	۸۷۲۵	۱۱۲۹۱	۵۲۵۸
۱۹۹۴	۱۰۹۱۱	۵۸۰۷	۱۲۳۸۱	۱۲۳۸۱	۱۱۲۱	۱۰۷۶۹	۱۰۳۵۷	۷۷۴۹
۱۹۹۵	۶۲۱۵	۴۵۴۱	۹۶۳۶	۹۶۳۶	۸۳۴	۶۵۰۸	۱۰۷۱۰	۵۷۳۰
۱۹۹۶	۸۱۲۳	۴۶۴۰	۱۰۴۴۳	۱۰۴۴۳	۶۰۹	۹۰۸۵	۸۴۱۷	۷۲۷۱
۱۹۹۷	۶۰۸۱	۳۵۱۹	۱۰۱۲۰	۱۰۱۲۰	۹۳۸	۵۱۳۹	۸۹۲۲	۶۵۷۰
۱۹۹۸	۵۵۲۸	۴۰۳۱	۷۸۵۲	۷۸۵۲	۹۲	۷۴۸۷	۷۴۳۲	۴۷۸۴
۱۹۹۹	۳۴۲۹	۲۵۶۱	۴۴۰۸	۴۴۰۸	۷۳۳	۵۷۸۹	۶۵۱۴	۶۰۹۹
۲۰۰۰	۴۸۳۰	۳۸۵۴	۸۳۴۲	۸۳۴۲	۵۲۹	۴۶۸۰	۶۱۳۰	۳۶۱۵
۲۰۰۱	۱۱۰۲	۸۱۵	۳۱۰۴	۳۱۰۴	۵۸۲	۴۷۱۸	۴۷۰۷	۴۴۶۰
۲۰۰۲	۴۰۷۹	۳۴۳۱	۵۷۳۸	۵۷۳۸	۶۱۲	۳۸۶۳	۵۰۱۶	۱۳۶۴
۲۰۰۳	۱۵۷۱	۱۰۳	۲۹۰۶	۲۹۰۶	۶۹۳	۳۲۴۵	۳۷۶۱	۳۳۲۴
۲۰۰۴	۳۸۴۲	۳۰۹۶	۴۲۱۲	۴۲۱۲	۹۷۴	۳۳۲۹	۴۲۳۸	۴۶۶
۲۰۰۵	۳۰۰۴	۱۸۶۶	۳۶۳۷	۳۶۳۷	۷۳۶	۳۱۲۷	۳۹۴۶	۳۰۷۵
۲۰۰۶	۲۸۷۵	۲۷۴۸	۴۷۹۲	۴۷۹۲	۱۰۵۷	۳۴۳۷	۴۱۳۶	۷۶۹
۲۰۰۷	۳۹۰۵	۳۵۱۷	۳۲۳۴	۳۲۳۴	۱۴۲۳	۳۶۷۵	۴۰۷۷	۳۱۴۵
۲۰۰۸	۲۴۲۹	۱۷۶۱	۵۲۲۰	۵۲۲۰	۱۶۷۲	۴۲۱۴	۴۴۲۹	۲۳۴۳
۲۰۰۹	۵۰۶۸	۳۶۲۳	۳۵۵۰	۳۵۵۰	۱۴۰۲	۴۷۵۵	۴۱۲۹	۳۱۶۵
۲۰۱۰	۴۳۵۰	۲۸۲۸	۴۱۰۹	۴۱۰۹	۲۴۹۰	۵۴۵۲	۶۰۰۳	۲۸۱۶
۲۰۱۱	۳۹۷۴	۳۹۹۳	۳۶۷۰	۳۶۷۰	۱۲۱۵	۶۱۷۴	۳۸۱۸	۲۷۷۹
۲۰۱۲	۶۴۰۸	۵۸۰۲	۳۹۱۳	۳۹۱۳	۲۸۹۷	۴۹۵۹	۶۱۵۲	۱۴۷۰
۲۰۱۳	۳۴۱۷	۴۷۶۴	۴۰۰۶	۴۰۰۶	۲۹۳۱	۳۷۴۴	۴۰۸۳	۲۷۷۰
۲۰۱۴	۷۲۴۳	۸۲۲۱	۵۵۷۵	۵۵۷۵	۴۶۲۲	۲۹۲۹	۷۸۴۵	۱۷۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی