

اثر ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی: مطالعه موردی ایران (برآورد تابع پس‌انداز ملی در ایران با تاکید بر نااطمینانی درآمد ملی)

محمدعلی احسانی^۱
مریم خلیلی اصل^۲

چکیده

در این مقاله چگونگی اثرات عوامل تعیین‌کننده‌ی پس‌انداز، به ویژه اثر ریسک درآمد به عنوان یکی از متغیرهای مهم و موثر بر پس‌انداز در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۹ با بکارگیری روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مورد بررسی قرار گرفته است. در این تحقیق، به منظور بررسی تأثیر ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز، انحراف معیار تولید ناخالص داخلی به عنوان نماینده‌ای برای ریسک درآمد در نظر گرفته شده است. نتایج تجربی تحقیق، دلالت بر تأثیر مثبت و معنی‌دار ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز داشته است. به عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی، عدم مطلوبیت برای مصرف‌کنندگان ریسک‌گریز به وجود می‌آید. مصرف‌کنندگان به تخصیص مصرف از زمان حال به آینده می‌پردازند تا عدم مطلوبیت را کاهش دهند. در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد که اثر انگیزه‌های احتیاطی بر پس‌انداز را تأیید می‌کند. همچنین وجود آثار مثبت نرخ رشد اقتصادی، نرخ بهره اسمی روی سپرده‌های بانکی، نرخ تورم، و نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی بر نرخ پس‌انداز تأیید می‌شود.

واژگان کلیدی: نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی، ریسک درآمد، ایران، روش حداقل مربعات معمولی.

Keywords: Gross Domestic Saving Rate, Income Risk, Iran, Ordinary Least Squares Method.

JEL Classification: E21, D81.

^۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران

^۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)

۱- مقدمه

از آنجا که پسان داز نقش بسیار مهمی در تشکیل سرمایه و رشد و توسعه اقتصادی هر کشور ایفای کند، یک نگرش اساسی بر روی منابع تشکیل‌دهنده پسان داز و مجاری به کارگیرنده آن و همچنین تحلیل نوسانات آن در طول زمان امری ضروری است. پسان‌داز از پارامترها و سیاست‌های متعددی متأثر می‌باشد.

در دنیای واقعی، نااطمینانی، عدم تقارن و نقص اطلاعات وجود دارد و می‌تواند موجب بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی شده و روی پسان‌داز اثر بگذارد. سه نوع نااطمینانی بر پسان‌داز موثر است: نااطمینانی نرخ بهره، نااطمینانی درآمد، نااطمینانی اشتغال (یا بیکاری). خانوارها در مورد تحقق درآمدهای خود و نرخ‌های بهره آتی نامطمئن هستند و ممکن است وضعیت اشتغال آنها نوسان داشته باشد. به این ترتیب، خانوارها زمانی که تصمیم به پسان‌داز می‌گیرند، به این نااطمینانی‌ها توجه دارند. تغییرات در پسان‌داز در اثر نااطمینانی را پسان‌داز احتیاطی می‌نامند (فلدن^۱، ۲۰۰۸؛ منگاتی^۲، ۲۰۰۱؛ آربک و کاتلیکوف^۳، ۱۹۹۵).

از آنجائیکه خانوارها بیش‌تر با ریسک و نااطمینانی درآمد مواجه هستند، در مطالعه حاضر انحراف معیار تولید ناخالص داخلی به عنوان نماینده‌ای برای ریسک درآمد در نظر گرفته می‌شود. یک بررسی اولیه در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ نشان می‌دهد که نرخ پسان‌داز با افزایش انحراف معیار تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. نوآوری تحقیق در این است که همراه با بررسی عوامل تاثیرگذار بر نرخ پسان‌داز در سایر مطالعات، اثر ریسک بر نرخ پسان‌داز نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. سازماندهی مقاله به صورت زیر می‌باشد:

در بخش دوم چارچوب نظری ریسک و پسان‌داز بررسی شده است 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 دارد و نهایتاً در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

^۱. Floden (2008)

^۲. Menegatti (2001)

^۳. Auerbach & Kotlikoff (1995)

۲- مبانی نظری تحقیق

پس انداز به تعویق انداختن مصرف از زمان حال به آینده می‌باشد. به عبارت دیگر، بخشی از درآمد که در زمان حال مصرف نمی‌شود، پس انداز نامیده می‌شود (هریس و استیندل^۱، ۱۹۹۱). در این قسمت مهم‌ترین متغیرهایی که بر پس انداز تاثیر دارند، مورد بررسی قرار می‌گیرند:

رشد اقتصادی: طبق فرضیه چرخه زندگی، افراد و خانوارها به هموار کردن مصرف در طول زندگی توجه می‌کنند بنابراین تصمیم به پس انداز می‌گیرند. فرض می‌شود که پس انداز، تابعی از درآمد طول زندگی باشد. اگر درآمد در طول زمان افزایش یابد بدین معنی است که درآمد زندگی و مصرف هر گروه سنی متوالی نسبت به قبل بالاتر خواهد بود. اگر هر گروه سنی متوالی، یک سطح بالاتری از مصرف را در زمان بازنشستگی ارزیابی کند، حجم پس انداز خانوارهای فعال بیشتر خواهد شد. با افزایش در نرخ رشد درآمد، نرخ پس انداز افزایش خواهد یافت چون نرخ رشد بالاتر موجب می‌شود شکاف بین سطح مصرف هدف خانوارها در سنین کاری و پس انداز نکردن مردم بازنشسته بیشتر می‌شود. بنابراین، کشورهایی با نرخ رشد بالاتر ممکن است انتظار داشته باشند که نسبت پس انداز خصوصی بالاتری نسبت به کشورهای با نرخ رشد پایین‌تر داشته باشند (حسین و تیروال^۲، ۱۹۹۹). طبق این فرضیه، در شرایط رشد، افراد میانسال نرخ پس انداز بالاتری نسبت به افراد جوان یا سالخورده دارند (مودیگلیانی^۳، ۱۹۸۶).

نرخ بهره: افزایش نرخ بهره دو اثر جانشینی و درآمدی دارد. اثر جانشینی پس انداز را افزایش و اثر درآمدی پس انداز را کاهش می‌دهد. بنابراین، اثر خالص نرخ بهره روی پس انداز مبهم است (حسین و تیروال، ۱۹۹۹؛ برب و کات^۴، ۲۰۰۰).

نرخ تورم: تورم از طریق تاثیر نرخ بهره حقیقی بر پس انداز موثر است. همچنین، تورم می‌تواند از طریق اثرگذاری روی ثروت واقعی بر پس انداز اثر بگذارد. با افزایش تورم، مصرف‌کننده تلاش می‌کند که در یک سطح هدف ثروت و دارایی‌های نقدشونده باقی بماند. در نتیجه، پس انداز افزایش خواهد یافت. به علاوه، تورم موجب ناطمینانی جریان درآمد آینده می‌شود و می‌تواند مصرف‌کنندگان را به پس انداز احتیاطی بالاتر هدایت کند (کیمبال^۵، ۱۹۹۰ و دیتون^۶، ۱۹۸۹ به نقل

^۱. Harris & Steindel (1991)

^۲. Hussein & Thirlwall (1999)

^۳. Franco Modigliani (1986)

^۴. Berube & Cote (2000)

^۵. Kimball (1990)

^۶. Deaton (1989)

از آچوکرلا و کونال سن^۱، ۲۰۰۴). 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.

نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی: طبق فرضیه مایزلس صادرات اثر مستقیم بر پس‌انداز دارد چون اولاً، تمایل به پس‌انداز در بخش‌های صادراتی نسبت به بخش‌های دیگر بیش‌تر است. معمولاً بخش‌های صادراتی ثروتمندتر هستند و انتظار می‌رود گروه‌های ثروتمند نرخ پس‌انداز بالاتری نسبت به 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 (سینها^۲، ۲۰۰۹).

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^۳ ناشی می‌شود (ایچجات و اسکلساینر^۴، ۲۰۰۸). فلدن (۲۰۰۸)، دو دلیل برای پس‌انداز و انباشت ثروت خانوارها بیان می‌کند. زمانی که درآمد آینده نامطمئن و بیمه نشده باشد به پس‌انداز احتیاطی منجر می‌شود. دلیل دیگر، هموارسازی مصرف است. طبق فرضیه‌ی درآمد دائمی، اگر خانوارها در دوره‌هایی با درآمد پایین غیرعادی نتوانند قرض بگیرند، زمانی که درآمد به طور غیر عادی بالا است پس‌انداز خواهند کرد. در نتیجه، هم نااطمینانی درآمد و هم تغییرات درآمد منجر به انباشت سرمایه خواهد شد.

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 (لویجی گوسیو^۵ و همکاران، ۱۹۹۲؛ استیگلitz و والش^۶، ۲۰۰۲). در میان‌مدت و بلندمدت، بحران اقتصادی به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش رشد تولید به طور مخالف روی پس‌انداز اثر می‌گذارد (یون وان کیم^۷، ۲۰۰۱).

^۱. Athukorala & Kunal Sen (2004)

^۲. Sinha (2009)

^۳. احتیاط، حساسیت پس‌انداز احتیاطی نسبت به ریسک است (کیمبال، ۱۹۹۰).

^۴. Eechhoudt & Schlesinger (2008)

^۵. Luigi Guiso (1992)

^۶. Stiglitz & Walsh (2002)

^۷. Yun-Hwan Kim (2001)

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 نقد شوندگی مصرف را هموار کنند (بیورلی و شرادن^۱، ۱۹۹۹). اگر مصرف‌کنندگان ریسک‌گریز باشند و نااطمینانی عمدتاً در مورد درآمد آینده باشد، تقاضا برای پس‌انداز احتیاطی بزرگ‌تر خواهد بود (فیشر^۲، ۲۰۰۶؛ آریک و کاتلیکف، ۱۹۹۵). 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 (دورنبوش^۳ و همکاران، ۲۰۰۱). اگر درآمد کار ریسکی باشد - در صورتی که تابع مطلوبیت نمایشگر احتیاط باشد ($U''' > 0$) - اثر ریسک روی پس‌انداز مثبت است (گانینگ^۴، ۲۰۰۸).

۲-۱- 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. به علاوه، این تابع دلالت دارد به اینکه مطلوبیت نهایی مصرف کاهش می‌یابد یعنی فرد دارای ریسک‌گریزی مطلق فزاینده است. 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. این مشکلات مربوط به تابع مطلوبیت درجه‌ی دوم مشخص می‌کند که مطلوبیت نهایی با افزایش مصرف به آرامی کاهش می‌یابد، یعنی مشتق سوم تابع مطلوبیت احتمالاً (به جای صفر) مثبت است. برای مشاهده‌ی اثرات مشتق سوم مثبت، فرض می‌شود که نرخ بهره واقعی و نرخ تنزیل صفر هستند:

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

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

¹ Beverly & Sherraden (1999)

² Fisher (2006)

³ Dornbusch (2001)

⁴ Gunning (2008)

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

در این صورت معادله اولر به صورت زیر خواهد شد:

$$C_t = E_t [C_{t+1}] \quad (۳)$$

اما اگر $U'''(.) > 0$ باشد، $U'(C)$ یک تابع محدب از C است. در این مورد مطلوبیت نهایی انتظاری 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 رابطه‌ی (۱) و (۲)، $E_t [U'(C_{t+1})]$ بزرگ‌تر از $U'(C_t)$ می‌شود یعنی مطلوبیت نهایی انتظاری 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 پس‌انداز، پس‌انداز احتیاطی نامیده می‌شود. با افزایش نااطمینانی، اختلاف بین مطلوبیت نهایی انتظاری مصرف و مطلوبیت نهایی مصرف جاری بیشتر می‌شود در نتیجه فرد مصرف جاری خود را بیشتر به آینده انتقال می‌دهد. بنابراین، افزایش در نااطمینانی انگیزه پس‌انداز را افزایش می‌دهد (رومر^۱، ۲۰۰۶).

۳- مروری بر ادبیات موجود از دیدگاه تجربی

الف) مطالعات انجام شده در خارج کشور

اسکینر^۲ (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 زندگی تشکیل می‌دهد.

^۱. Romer (2006)

^۲. Skinner (1987)

لویجی گوسیو و همکاران (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^۱ 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.

یون وان کیم (۲۰۰۱)، بحران مالی آسیایی و پس‌انداز بخش خصوصی راطی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار می‌دهد. وی معادله بلندمدت و کوتاه‌مدت پس‌انداز را برای دوره قبل از بحران ۱۹۹۵-۱۹۷۰ و برای دوره بحران ۲۰۰۰-۱۹۹۵ تخمین می‌زند و به این نتیجه می‌رسد که بحران مالی آسیایی چندین پیامد بحرانی مانند افزایش نااطمینانی اقتصادی، افزایش در فقر، و کاهش اعتماد عمومی به موسسات 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.

یانفی ژو^۲ (۲۰۰۳)، اثر و اهمیت پس‌انداز احتیاطی را که ناشی از نااطمینانی درآمد است، مورد بررسی قرار می‌دهد. او با کاربرد داده‌های مربوط به بررسی سال ۱۹۹۶ دولت ژاپن در مورد انتخاب دارایی‌های مالی خانوارهای ژاپنی و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان داد که نااطمینانی درآمد یک اثر معنی‌دار روی مصرف و پس‌انداز خانوار دارد. بیش از نیمی از خانوارهای ژاپنی برای انگیزه احتیاطی پس‌انداز می‌کنند.

شین‌یی چو، لیو، جیمز هامیتک^۳ (۲۰۰۳)، با به کارگیری 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 از روش حداقل مربعات معمولی به این نتیجه رسیدند که بیمه سلامت ملی (NHI)^۴ نااطمینانی در مورد هزینه‌های بهداشتی آینده را کاهش و در نتیجه انگیزه پس‌انداز احتیاطی خانوارها را کاهش می‌دهد.

^۱. همچنان که فرد ثروتمند تر می‌شود، احتیاط کاهش می‌یابد. افرادی که مقدار قابل توجهی از دارایی‌ها را انباشت می‌کنند ممکن است به کاهش غیر منتظره در درآمد کمتر واکنش نشان دهند نسبت به افرادی که دارایی‌های کمتری نگهداری می‌کنند.

^۲. Yanfei Zhou (2003)

^۳. Shin-Yi Chou & Liu & James K. Hammitt (2003)

^۴. National Health Insurance

واک و لی^۱ (۲۰۰۵)، با آزمون فرضیه چرخه زندگی تعمیم داده شده و فرضیه جمعیتی با استفاده از داده‌های سری زمانی کره در طول سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۷۵ 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^۲ (۲۰۰۵)، با به کارگیری الگوی داده‌های تابلویی^۳، برای داده‌های ۵ کشور آسیایی (مالزی، سنگاپور، تایلد، کره جنوبی و فیلیپین) در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ 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.

چامون^۴ و همکاران (۲۰۱۰)، با به کارگیری داده‌های مربوط به خانوارهای شهری چین در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۹، به بررسی ناطمینانی درآمد و پس‌انداز خانوارها در چین پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که پراکندگی شوک درآمد خانوار در طول زمان افزایش یافته و به افزایش نرخ پس‌انداز در میان خانوارهای با سرپرست جوان کمک می‌کند.

چاو^۵ و همکاران (۲۰۱۱)، معمای پس‌انداز چینی‌ها را به وسیله‌ی فرض چرخه زندگی بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که فرض چرخه زندگی تنها ۳۵٪ پس‌انداز خانوار چینی‌ها را توضیح می‌دهد. آنها به مدل، فرض انگیزه قوی افراد جوان برای خریدن خانه و حمایت‌های مالی که آنها از پدر و مادرشان دریافت می‌کنند را اضافه می‌نمایند. با این فرض مدل می‌تواند ۴۸٪ افزایش واقعی در نرخ پس‌انداز خانوار در طول سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۰ را توضیح دهد ولی در توضیح دادن افزایش در پس‌انداز در طول سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۷۵ ناتوان است.

^۱ Kwack & Lee (2005)

^۲ Thanon & Baharumshah (2005)

^۳ Panel

^۴ Chamon (2010)

^۵ Chao (2011)

سون^۱ (۲۰۱۱)، با کاربرد مدل چنددوره‌ای، تابع مصرف مقعر و انباشت ثروت احتیاطی را مورد بررسی قرار می‌دهد و نشان می‌دهد زمانی که تابع مطلوبیت دارای مشتق سوم مثبت است و تابع مصرف مقعر می‌باشد، افزایش در ریسک درآمد انباشت ثروت را در هر دو سطح فردی و جمعی افزایش می‌دهد.

ب) مطالعات انجام شده در داخل کشور

رشیدی (۱۳۷۶)، عوامل موثر بر پس انداز ملی ایران را طی دوره زمانی ۷۳-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار داد و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان داد که افزایش درآمد قابل تصرف، درآمد سرانه، تراز پرداخت‌ها و نرخ بهره واقعی (با دو وقفه زمانی) بر پس انداز ملی اثر مثبت داشته است. در مقابل، افزایش بار تکفل و جنگ موجب کاهش پس انداز ملی شده است.

مجتهد و کرمی (۱۳۸۲)، به بررسی متغیرهای موثر بر رفتار پس انداز ملی در اقتصاد ایران پرداختند و با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)^۲ برای دوره زمانی ۷۹-۱۳۳۸ به این نتیجه رسیدند که نرخ پس انداز ناخالص داخلی نسبت به متغیرهای مستقل، عملکردی یکسان در بلندمدت و کوتاه‌مدت از خود نشان می‌دهد. اثر رشد اقتصادی و درآمد سرانه بر نرخ پس انداز مثبت است، اثر نرخ تورم و بار تکفل بر نرخ پس انداز منفی است و روند نرخ پس انداز بعد از انقلاب نسبت به قبل از انقلاب کاهش یافته است.

بهرامی و اصلانی (۱۳۸۴)، عوامل تجربی تعیین کننده پس انداز بخش خصوصی را در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) طی دوره زمانی ۸۰-۱۳۴۸ مورد آزمون قرار می‌دهند و به این نتیجه می‌رسند که اثر افزایش درآمد قابل تصرف بخش خصوصی، بهبود وضعیت توزیع درآمد و توسعه یافتگی هر چه بیش تر بازارهای مالی بر پس انداز بخش خصوصی مثبت و اثر افزایش هزینه‌های تامین اجتماعی بر پس انداز بخش خصوصی منفی است. بهترین و مطمئن ترین راه برای افزایش پس انداز بخش خصوصی، بهبود وضعیت بازارهای مالی است زیرا هم پس اندازها را بیش تر و راحت تر به خود جذب می‌کند و هم امکان سرمایه گذاری را افزایش می‌دهد.

^۱. Suen (2011)

^۲. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

هوشمندی (۱۳۸۷)، با بکارگیری روش حداقل مربعات معمولی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا به بررسی عوامل موثر بر نرخ پس‌انداز ملی در ایران طی دوره زمانی ۸۳-۱۳۳۸ پرداخت و نشان داد که رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ پس‌انداز ملی می‌باشد و تاثیر بلندمدت شدیدتر از کوتاه‌مدت است. نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر نرخ پس‌انداز ملی تاثیر مثبت دارد؛ و تاثیر بلندمدت آن شدیدتر از تاثیر کوتاه‌مدت آن می‌باشد. نوسانات درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ پس‌انداز ملی تاثیر معنی‌دار و منفی دارد اما به صورت قدر مطلق تاثیر آن در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است. نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تاثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز ملی می‌باشد اما در هر دو دوره زمانی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

یاوری و امامقلی پور (۱۳۸۹)، تاثیر بحران‌های طبیعی را بر پس‌انداز کل بررسی کردند. آنان با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی طی دوره زمانی ۸۵-۱۳۵۲ به این نتیجه رسیدند که بحران‌های طبیعی، میل متوسط به پس‌انداز را افزایش می‌دهد. 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 موثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در اقتصاد نفتی ایران طی دوره ۸۳-۱۳۳۸ پرداختند. نتایج حاصل از تخمین روش حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی از طریق تاثیر بر درآمد سرانه موجب افزایش پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود. بنابراین، 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 به کارگیری الگوی صندوق بین‌المللی پول، عوامل موثر بر پس‌انداز ملی را در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۸۶-۱۳۵۰ 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 تاثیر 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- معرفی و برآورد مدل و تجزیه و تحلیل اطلاعات

۴-۱- معرفی مدل

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

$$S = \alpha + \beta_1 RS + \beta_2 GY + \beta_3 IR + \beta_4 INF + \beta_5 NXGDP + \varepsilon \quad (5)$$

S: نرخ پس انداز ناخالص داخلی

RS: ریسک درآمد^۱

GY: نرخ رشد اقتصادی

IR: نرخ بهره اسمی روی سپرده‌های بانکی

INF: نرخ تورم

NXGDP: نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی

ε: جزء اختلال

این مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و با استفاده از داده‌های به دست آمده از سایت بانک جهانی (WDI)، صندوق بین المللی پول (IMF) و بانک مرکزی برای دوره زمانی ۸۹-۱۳۵۹ برآورد می‌شود.

۴-۲- تجزیه و تحلیل اطلاعات

۴-۲-۱- آزمون تشخیص مانایی

قبل از آزمون مدل، داده‌ها از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار می‌گیرند، زیرا اگر در تخمین معادلات اقتصادسنجی از داده‌های غیرمانا استفاده شود، به دلیل اینکه این داده‌ها در طول زمان دارای واریانس و کوواریانس باثبات نیستند آماره‌های t و F معتبر نبوده و مدل تخمین تورش‌دار و غیر قابل استفاده می‌شود.

^۱. انحراف معیار تولید ناخالص داخلی به عنوان یک نماینده برای ریسک درآمد در نظر گرفته می‌شود که برای محاسبه انحراف معیار تولید ناخالص داخلی از روش میانگین متحرک استفاده شود.

به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکي فولر تعمیم یافته^۱ (ADF) استفاده شده است و نتایج در جدول (۱) ارائه شده‌اند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون مشخص گردید فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیرهای مدل و نامانایی آنها رد نمی‌شود. لذا با استفاده از شکل تفاضل مرتبه اول متغیرها، نتایج آزمون ADF نشان می‌دهد که سری‌های مورد نظر مانا می‌شوند. بنابراین مشاهده می‌شود که همه سری‌های زمانی مورد نظر انباشته از مرتبه یک هستند.

جدول (۱): نتایج آزمون دیکي فولر تعمیم یافته در سطح معناداری ۵ درصد
(حالت بدون عرض از مبدأ و روند)

نام متغیر	آماره دیکي فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی	مرتبه تفاضل
S	-۲/۱۳۶	-۱/۹۶۰	I(۱)
RS	-۳/۹۹۱	-۱/۹۵۵	I(۱)
GY	-۳/۶۳۴	-۱/۹۵۶	I(۱)
IR	-۱/۹۸۱	-۱/۹۵۷	I(۱)
INF	-۳/۵۱۷	-۱/۹۵۶	I(۱)
NXGDP	-۲/۶۵۷	-۱/۹۵۶	I(۱)

منبع: محاسبات تحقیق

برای حل مسئله غیرساکن بودن می‌توان متغیرهایی که با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند را به صورت تفاضل مرتبه اول تخمین زد. 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 دیکي فولر تعمیم یافته به منظور اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب، انجام می‌دهیم. برای این منظور ابتدا به برآورد الگوی نرخ پس انداز ناخالص داخلی پرداخته می‌شود:

$$S = -12/73 + 3/17E - 05RS + 0/411GY + 2/678IR + 0/283INF + 139/258NXGDP \quad (۶)$$

$$(-5/107)(5/077) \quad (1/771)(10/769)(3/438)(8/206)$$

$$R^2 = 0/97 \quad D.W = 1/47 \quad \bar{R} = 0/96$$

^۱. Augmented Dickey-Fuller

نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای جملات پسماند حاصل از این تخمین به شرح زیر می باشد:

جدول (۲): نتیجه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای جملات پسماند

نتیجه آزمون	مرتبه تقاضا	مقدار بحرانی آزمون در سطح ۱۰ درصد	مقدار بحرانی آزمون در سطح ۵ درصد	مقدار بحرانی آزمون در سطح ۱ درصد	آماره دیکی فولر تعمیم یافته	Residual
مانا	$I(0)$	-۱/۶۰۹	-۱/۹۵۴	-۲/۶۵۷	-۳/۸۰۹	

منبع: محاسبات تحقیق

اگر جمله پسماند انباشته از مرتبه صفر $I(0)$ یا ساکن باشد. یعنی متغیر وابسته و متغیرهای مستقل هم انباشته هستند و نوعی رابطه تعادلی بلندمدت بین این دو متغیر وجود دارد. به این ترتیب، برآورد رگرسیون کاذب نبوده و هیچ گونه اطلاعات بلندمدتی را از دست نمی دهیم (گجراتی^۱، ۲۰۰۴).

۴-۲-۲- ناهمسانی واریانس در رگرسیون

ناهمسانی واریانس^۲ مشکلی است که در صورت نقض فرض همسانی واریانس^۳ جملات خطا به وجود می آید. اگر الگویی با این مشکل روبه رو شود نتایج آن اگرچه خطی، سازگار و بدون تورش است اما کارا نیست، یعنی دارای کمترین واریانس نمی باشد. در این صورت ممکن است نتایج t و F گمراه کننده باشد. برای بررسی این مشکل روش های متعددی وجود دارد که در این تحقیق از آزمون وایت^۴ استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می دهد که فرض صفر مبنی بر همسان بودن واریانس ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود. بدین ترتیب برای رفع ناهمسانی واریانس میانگین متحرک مرتبه اول وارد مدل می شود. با توجه به نتایج جدول (۳) ناهمسانی واریانس رفع شد و همسانی واریانس تأیید می شود.

جدول (۳): بررسی وضعیت واریانس با استفاده از آزمون وایت

نتیجه آزمون	آماره آزمون	مقدار بحرانی آزمون
واریانس ها همسان اند	۱ / ۴۹۳۳	۰ / ۲۲۸۷

منبع: محاسبات تحقیق

^۱. Gujarati (2004)
^۲. Heteroskedasticity
^۳. Hemoskedasticity
^۴. White

۴-۲-۳- خودهمبستگی در رگرسیون

خودهمبستگی^۱ مشکلی است که در صورت نقض یکی از فروض مربوط به جملات خطا حاصل می‌شود. در صورت وجود خودهمبستگی اگرچه نتایج به دست آمده بدون تورش و سازگار هستند، اما کارا نبوده و به عبارتی دیگر دارای حداقل واریانس نیستند. برای بررسی وجود مشکل خودهمبستگی روش‌های متعددی وجود دارد که در این تحقیق از روش آزمون B-G^۲ استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود.

جدول (۴): بررسی وجود خودهمبستگی با استفاده از آزمون B-G

مقدار بحرانی آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون
۰/۶۸۵۰	۰/۳۸۶۳	عدم وجود خودهمبستگی در مدل

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۲-۴- برآورد مدل

نتایج حاصل از تخمین مدل به روش OLS برای تعیین اثر متغیرهای مذکور بر روی نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی در جدول (۵) ملاحظه می‌شود.

جدول (۵): نتایج حاصل از برآورد معادله (۱) به روش OLS

متغیر وابسته: نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی			
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
C	-۱۱/۷۹۷	-۳/۳۲۵	۰/۰۰۳۴
RS	۲/۱۵E-۰۵	۲/۶۶۶	۰/۰۱۴۸
GY	۰/۵۷۳	۲/۰۱۵	۰/۰۵۷۵
IR	۲/۷۰۳	۷/۹۰۶	۰/۰۰۰۰
INF	۰/۲۷۳	۲/۴۵۴	۰/۰۲۳۴
NXGDP	۱۲۱/۱۷۴	۵/۱۷۲	۰/۰۰۰۰
MA(۱)	۰/۵۳۳	۲/۲۱۸	۰/۰۳۸۳
آماره F		۱۲۳/۳۶۵۹	
p-value		۰/۰۰۰۰	
R ^۲		۰/۹۷۳۶	
R ^۲ تعدیل شده		۰/۹۶۵۷	
D.W		۱/۷۷۰۸	

منبع: محاسبات تحقیق

^۱. Autocorrelation

^۲. Breusch-Godfrey

بر اساس جدول (۵)، آزمون F مرسوم نشان‌دهنده معناداری کل رگرسیون است. همچنین در مدل مورد نظر $R^2 = 0/97$ به دست آمده است که نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی حدود ۹۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند.

بر اساس یافته‌های تحقیق مندرج در جدول (۵) ضریب متغیر ریسک درآمد مثبت و معنی‌دار است که اندازه‌ی ضریب پایین می‌باشد. از ابتدا نمی‌توان اندازه‌ی ضریب را پیش‌بینی کرد، حتی گاهی پس از مطالعه معلوم می‌شود که متغیر مورد نظر علی‌رغم تاییدات تئوریک معنادار نبوده است. علامت متغیر ریسک درآمد مطابق انتظارات تئوریک می‌باشد. ضریب نرخ رشد اقتصادی برابر $0/573$ است. بنابراین، انتظار می‌رود در ازاء یک واحد افزایش در نرخ رشد اقتصادی کشور، نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی به میزان $0/573$ واحد افزایش یابد، که بیانگر تاثیر مثبت و معنی‌دار رشد اقتصادی کشور بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی می‌باشد. علامت متغیر نرخ رشد اقتصادی مطابق انتظارات تئوریک می‌باشد. نرخ بهره اسمی تاثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی دارد. ضریب این متغیر برابر با $2/703$ می‌باشد. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ بهره اسمی به میزان یک واحد، نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی به میزان $2/703$ واحد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی برابر با $121/174$ می‌باشد. علامت این ضریب مطابق انتظارات تئوریک می‌باشد، در نتیجه فرضیه مایزلس در مورد تاثیر مثبت صادرات بر پس‌انداز در مورد کشور ایران تایید می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه که هدف اصلی آن بررسی رابطه‌ی بین ریسک درآمد و نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی برای کشور ایران طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۹ است، از روش OLS برای تخمین مدل استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون دلالت بر این دارد که اثر ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی مثبت است. به عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی در مورد درآمد آینده، فرد مصرف جاری را کاهش و به آینده انتقال می‌دهد در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد. افزون بر این، رشد اقتصادی تاثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی داشته که علامت آن مطابق انتظارات است. با توجه به تاثیر مثبت رشد اقتصادی بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی باید امکانات لازم جهت افزایش تولید و درآمد سرانه را در کشور فراهم نمود تا شرایط لازم جهت رشد پس‌انداز ناخالص داخلی در کشور فراهم گردد. اثر نرخ بهره اسمی بر نرخ پس‌انداز ناخالص

داخلی مثبت است که این خود حاکی از آن است که با افزایش نرخ بهره انگیزه افراد به پس‌انداز کردن افزایش می‌یابد. بنابراین افراد مصرف خود را کاهش و سپرده‌های بانکی پس‌انداز شده در سیستم بانکی را افزایش می‌دهند.

اثر نرخ تورم بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی مثبت است که دلالت بر این دارد نرخ تورم به عنوان یک عامل نااطمینانی اقتصاد کلان محسوب می‌شود، طبق تئوری با افزایش نرخ تورم، نااطمینانی در جریان درآمد آینده بیش‌تر می‌شود که مردم را وادار می‌کند بخشی از درآمد خود را با انگیزه احتیاطی پس‌انداز کنند.

رابطه‌ی بین نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی و نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی مثبت به دست آمد که مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشد. مطابق نتایج به دست آمده تاثیر مثبت خالص صادرات بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی تایید می‌شود. بالاتر بودن میل به پس‌انداز از درآمدهای حاصل از بخش صادرات نسبت به سایر درآمدهای موجود در اقتصاد می‌تواند از جمله علل وجود چنین تاثیری باشد. نتایج بیانگر این است که دولت باید شرایط و امکانات لازم را جهت افزایش صادرات فراهم نماید.

منابع و مأخذ

الف) منابع و مأخذ فارسی

۱. ابراهیمی، موسی (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر پس انداز ملی در اقتصاد ایران، پایان نامه برای اخذ درجه کارشناسی ارشد در رشته اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر.
۲. بهرامی، جاوید. و اصلانی، پروانه (۱۳۸۴). "بررسی عوامل موثر بر پس انداز بخش خصوصی در ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۷". فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران ۷(۲۳): ۱۴۵-۱۱۹.
۳. رشیدی، خانعلی (۱۳۷۶). بررسی عوامل موثر بر پس انداز ملی ایران ۱۳۷۳-۱۳۳۱، پایان نامه برای اخذ درجه کارشناسی ارشد در رشته اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر.
۴. سبحانی، حسن. و برخورداری، محمدرضا (۱۳۹۰). "بررسی عوامل موثر بر پس انداز بخش خصوصی در اقتصاد نفتی ایران". مجله تحقیقات اقتصادی ۶(۹۴): ۴۴-۲۳.
۵. مجتهد، احمد. و کرمی، افشین (۱۳۸۲). "ارزیابی متغیرهای موثر بر رفتار پس انداز ملی در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی ۷(۲۷): ۲۸-۱.
۶. هوشمندی، حمید (۱۳۸۷). "بررسی عوامل موثر بر پس انداز ملی در ایران". فصلنامه مدل سازی اقتصادی ۴(۲): ۲۰۴-۱۷۷.
۷. یآوری، کاظم. و امامقلی پور، سارا (۱۳۸۹). "مطالعه تاثیر بحران های طبیعی بر پس انداز در ایران". فصلنامه پژوهش های اقتصادی ۱۰(۲): ۴۲-۲۹.

ب) منابع و مأخذ لاتین

1. Athukorala, P., & Sen, K. (2004). "The Determinants of Private Saving in India". World Development 32(3): 491-503.
2. Auerbach, A.J. & Kotlikoff, L.J. (1995). "Macroeconomics; An Integrated Approach". America: South-Western College Publishing.
3. Berube, G. & Cote, D. (2000). "Long-Term Determinants of the Personal Savings Rate: Literature Review and Some Empirical Results for Canada". Bank of Canada Working Paper no. 3.
4. Beverly, S.G. & Sherraden M. (1999). "Institutional Determinants of Saving: Implications for Low-Income Households and Public Policy". Journal of Socio-Economics 28: 457-473.

5. Ben Zina, N. & Trigu, B. (2004). "Financial Deepening in Economic Development: Theory and Lessons from Tunisia". Retrieved from <http://www.fineprint.com>.
6. Chamon, M., Liu, K. & Prasad, E. (2010). "Income Uncertainty and Household Savings in China". NBER Working Paper no. 16565.
7. Chao, C., Laffargue, J. P. & Yu, E. (2011). "The Chinese Saving Puzzle and the Life- Cycle Hypothesis: A revaluation". China Economic Review **22**: 108-120.
8. Chou, S., Liu, J., & Hammitt, J. (2003). "National Health Insurance and Precautionary Saving : Evidence from Taiwan". Journal of Public Economics **87**: 1873-1894.
9. Deaton, A. (1989). "Saving in Developing Countries: Theory and Review". In Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, Washington, pp. 61-108.
10. Dornbusch, R., Fischer, S. & Startz, R. (2001). Macroeconomics, New York: McGraw-Hill Irwin.
11. Eechhoudt, L., & Schlesinger, H. (2008). "Changes in Risk and the Demand for Saving". CESIFO Working Paper no. 2388.
12. Floden, M. (2008). "Aggregate Savings When Individual Income Varies". Review of Economic Dynamics **11**: 70-82.
13. Fisher, P. (2006). Saving Behavior of U.S. Households: A Prospect Theory Approach, The Ohio State University, Ohio.
14. Guiso, L., Jappelli, T., & Pistaferri, L. (1992). "Earnings Uncertainty and Precautionary Saving". Journal of Monetary Economics **30**: 307-337.
15. Gunning, J. (2008). "Risk and Savings: a Taxonomy". Economics Letters **107**: 39-41.
16. Gujarati, D. N. (2004). Basic Econometrics, Fourth Edition, The McGraw-Hill Company.
17. Harris, E., & Steindel, C. (1991). "The Decline in U.S. Saving and Its Implication for Economic Growth". FRBNY (Federal Reserve Bank of New York) Quarterly Review **36**: 31-52.
18. Hussein, K. A., & Thirlwall, A. P. (1999). "Explaining Differences in the Domestic Savings Ratio Across Countries: A Panel Data Study". Journal of Development Studies **36**: 31-52.
19. Kimbal, M. (1990). "Precautionary Saving in the Small and in the Large". Econometrica **58**: 53-73.
20. Kim, Y. (2001). "The Asian Crisis, Private Sector Saving, and Policy Implication". Journal of Asian Economics **12**: 331-351.
21. Kwack, S. Y. & Lee, Y. S. (2005). "What Determines Saving Rate in Korea? The Role of Demography". Journal of Asian Economics **16**: 861-873.

22. Menegatti, M. (2001). "On the Condition for Precautionary Saving". Journal of Economic Theory **98**: 189-193.
23. Modigliani, F. (1986). "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations". The American Economic Review **3**: 297-313.
24. Romer, David (2006). *Advanced Macroeconomics*, New York, McGraw-Hill.
25. Sinha, D. (2009). "Do Exports Promote Savings in African Countries?". MARA Paper(Working Paper) no. 18058.
26. Stiglitz, J.E. & Walsh, C.E. (2002). *Principles of Macroeconomics*, W.W. Norton & Company, Inc.
27. Suen, R. M. (2011). "Concave Consumption Function and Precautionary Wealth Accumulation". MPRA Paper no. 34774.
28. Skinner, J. (1987). "Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings". Working Paper no. 2336.
29. Thanoon, M. & Baharumshah, A. (2005). "What Happened to Saving During the Financial Crisis – A Dynamic Panel Analysis of Asian-5 Countries". Econ Change **38**: 257-275.
30. Zhou, Y. (2003). "Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A Household – Level Analysis". Journal of The Japanese and International Economies **17**: 192-212.