فصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)
سال اول، شمارهٔ اول، زمستان ۱۳۹۲

بررسی تأثیر طول عمر بر پس‌انداز در ایران[۱]

فرزانه محمدی[۲]، بهرام سحابی[۳]، نعمت‌الله اکبری[۴]، عباس عصاری[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۶/۱۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۹/۱۰

چکیده

در حالی که مطالعات تجربی پیشین، اثر منفی نرخ‌های وابستگی افراد را بر پس‌انداز بدون توجه به متغیر طول عمر مورد بررسی قرار داده‌اند، در این پژوهش با در نظر گرفتن جایگاه و اهمیت پدیده سالخوردگی جمعیت و افزایش طول عمر طی دهه‌های اخیر، برآورد تابع پس‌انداز ایران را در دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۹ مورد بررسی قرار داده‌ایم. پس از طراحی تابع پس‌انداز برای ایران، از تکنیک همجمعی ARDL برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده کرده و ضرایب مربوط به مدل‌های بلندمدت و تصحیح خطا را برآورد کرده‌ایم. آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ پایداری تابع پس‌انداز در ایران را نشان می‌دهد. نرخ وابستگی افراد مسن، نرخ پس‌انداز را چه در کوتاه مدت و چه در بلندمدت کاهش می‌دهد؛ در حالی که طول عمر در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معناداری بر نرخ پس‌انداز دارد و البته این اثر در

---

۱ . این مقاله حاصل کار رساله دکتری خانم فرزانه محمدی است.

۲ . دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت دانشگاه تربیت مدرس؛ mohammadi.farzaneh@gmail.com
۳ . استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)؛ sahabi_b@modares.ac.ir
۴ . استاد دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان؛ nemata1344@yahoo.com
۵ . استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس؛ assari_a@modares.ac.ir

بلندمدت بیش از کوتاه‌مدت است. هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مقدار مطلق اثر نرخ وابستگی افراد مسن بیشتر از اثر طول عمر است. نتایج بررسی طول عمر، پاسخ مثبت افراد به افزایش امید به زندگی را نشان می‌دهد. در واقع، امید به زندگی بالاتر گویای بهبود وضعیت سلامت افراد سالخورده و مسن است که سبب می‌شود بر نحوه رفتار پس‌انداز آنها تأثیر گذاشته و آنها با یک دوراندیشی نسبت به این وضعیت، بر میزان پس‌انداز خود بیفزایند.

واژگان کلیدی: طول عمر، نرخ وابستگی افراد مسن، پس‌انداز.
طبقه‌بندی JEL: O16، J10،E21.

۱. مقدمه

رشد جمعیت به عنوان بخشی از پدیده انتقال جمعیتی یا گذار جمعیتی[1] شناخته می‌شود. انتقالی که تقریباً تمام کشورها از باروری و مرگ و میر بالا به باروری و مرگ و میر پایین تجربه می‌کنند. رشد جمعیت بدون به حساب آوردن مهاجرت خالص -که برای بیشتر کشورها ناچیز است- اتفاق می‌افتد؛ زیرا نرخ‌های مرگ و میر، بیشتر از نرخ‌های تولد تمایل به کاهش دارند. نرخ‌های مرگ و میر به‌طور نامتناسب در میان نوزادان و کودکان کاهش می‌یابد که به پرزایی[2] منجر می‌شوند. این یک نوع معمول از پرزایی نیست که درآن بچه‌های بیشتر متولد می‌شوند؛ بلکه وضعیتی است که در آن بچه‌های بیشتری به سمت کودکی و بزرگسالی بقا و تکامل می‌یابند. در ابتدا، پرزایی به کاهش نرخ‌های رشد اقتصادی تمایل دارد، زیرا بچه‌ها به غذا، پوشاک، مسکن و آموزش نیاز دارند. بنابراین، تمام آنچه از منابع که مورد نیاز است، باید از مصارف دیگر مانند تحقیق و توسعه، توسعه زیرساخت‌ها و انباشت سرمایه فیزیکی منحرف شود؛ ولی در نهایت، پس از ۱۵-۲۰ سال، سنین اولیه برای کارکردن و پس‌انداز را به دست می‌آورند و ظرفیت تولیدی اقتصاد توسعه می‌یابد. وقتی این اتفاق می‌افتد، کشور فرصتی برای رشد سریع دارد که این وضعیت سود جمعیتی[3] نامیده می‌شود.

1 . Demographic Transition
2 . Baby Boom
3 . Demographic Dividend

زمانی که کشورهای مختلف در مراحل متفاوتی در سیکل جمعیتی هستند، توزیع سنی جمعیت‌شان متفاوت است. هنگامی که انتقال جمعیتی پیش می‌رود و گروه پرزایی به سن کار در یک کشور معین می‌رسند، نسبت مردم در سن کار به وابسته‌ها (هم جوان‌ها و هم پیرها) به‌طور چشمگیری تغییر می‌کند. در جایی که کشوری در گذار قرار می‌گیرد، انواع سیاست‌ها و ابتکار عمل‌ها را تعیین خواهد کرد. این امر می‌تواند به سود جمعیتی منجر شود. برای مثال برخی از کشورها می‌توانند انتقال جمعیتی را با عمل و اجرای کاهش مرگ و میر نوزادان و کودکان از طریق توسعه واکسیناسیون و فراهم‌کردن آب سالم و مراعات اصول بهداشت، تسریع کنند. برخی دیگر ممکن است به کاهش ارادی باروری از طریق تلاش‌هایی برای گسترش دسترسی به خدمات ابتدایی سلامت، تنظیم خانواده و آموزش دختران اقدام کنند. هنگامی که باروری کاهش می‌یابد و سهم افراد در سن کار افزایش می‌یابد، رشد اقتصادی به‌طور خودکار تسریع نمی‌شود. استفاده از فرصت جمعیتی به سیاست‌های سودمند همچون نظارت مناسب، مدیریت نیرومند اقتصاد کلان، سیاست تجاری مطلوب و مناسب، زیرساخت‌های مؤثر، بازار مناسب مالی و نیروی کار و بالاتر از همه سرمایه‌گذاری‌های اثربخش در سلامت و آموزش بستگی دارد. در غیاب سیاست‌های مناسب، سود جمعیتی بالقوه می‌تواند در مقابل، یک مانع جمعیتی باشد. برای مثال کشوری که تعداد زیادی جوانان یا کارگران بیکار یا تحت استخدام دارد، در ریسک بی‌ثباتی اجتماعی و سیاسی قرار دارد و حتی بدون چنین بی‌ثباتی، یک بخش غیرمولد بزرگ از جمعیت، مانعی اقتصادی است برای آنهایی که در حال کارکردن هستند.[1]

با توجه به چنین تغییرات جمعیتی، سالخوردگی جمعیت[2] در یک نرخ بی‌سابقه در جهان در حال اتفاق است. سالخوردگی جمعیت، افزایش نسبت افراد سالخورده در جمعیت کل بوده (به‌طور معادل، سالخوردگی جمعیت، موقعیتی است که در آن جمعیت سالخورده سریع‌تر از جمعیت کل در حال رشد است) که به علت کاهش در باروری و یا کاهش در مرگ و میر اتفاق می‌افتد و به بیان دیگر، ناشی از افزایش امید به زندگی است. سالخوردگی جمعیت یک روند جهانی است و بر حسب آمارهای موجود، سهم سالخوردگان در جمعیت کل جهان، به بیش از دو برابر در نیم قرن آینده خواهد

1. Bloom, Canning, & Moore. (2011).
2. Population Aging

رسید. بالاترین سهم سالخوردگان در جمعیت کل به کشوهای توسعه‌یافته اختصاص دارد، این در حالی است که این سهم در کشورهای کمتر توسعه‌یافته، با نرخی سریع‌تر در حال افزایش است.[۱]

طول عمر، افزایش بالقوه تعداد سال‌هایی است که یک فرد انتظار دارد زندگی کند و به دلیل افزایش امید به زندگی است. این بیان با تعریف کوتلیکوف[۲] (۱۹۷۹)، که در مباحث خود سلامت را مد نظر قرار داده است، هم‌راستاست. "طول عمر" یا "تعداد سال‌هایی که یک فرد انتظار دارد زندگی کند" از دیدگاه این نویسنده به معنای این است که افراد برای دوره‌های طولانی‌تری از زمان جوان نگاه داشته شوند، نه اینکه افراد پیر برای دوره‌های طولانی‌تر زنده بمانند. افزایش طول عمر می‌تواند بر بازارها، بهره‌وری، رشد و به‌طور کلی بر اقتصاد اثرگذار باشد و به‌عنوان یک شوک برای اقتصاد تلقی شود. نرخ وابستگی[۳] نمایانگر تعداد کودکان (۱۴-۰ سال) و افراد سالخورده (۶۵ سال به بالا) وابسته به جمعیت در سن کار (۱۵-۶۴ سال) است. نرخ وابستگی سنی افراد مسن نیز نشان‌دهنده تعداد افراد سالخورده (بیشتر از ۶۵ سال) وابسته به کل جمعیت در سن کار (۱۵-۶۴ سال) است.[۴] در میان متغیرهای جمعیتی این متغیر برای تشریح تفاوت‌ها در رفتار پس‌انداز و رشد اقتصادی در میان کشورها در مرکز توجه قرار دارد. افزایش در نرخ وابستگی می‌تواند تأثیر معناداری بر افزایش مخارج دولت و بر سلامت و آموزش مورد نیاز برای ارتقای کیفیت زندگی داشته باشد. همچنین، اگر سیاست‌های مالی بدون تغییر باقی بماند، این مسأله می‌تواند به کاهش پس‌انداز عمومی منجر شود.[۵]

افزایش طول عمر برای افراد از این نظر اهمیت دارد که بر برنامه‌ریزی‌های مالی‌شان و بازار نیروی کار اثر می‌گذارد. در حالی که دولت‌ها بیشتر به نرخ وابستگی افراد مسن به عنوان یکی از جنبه‌های سالخوردگی جمعیت توجه می‌کنند. اهمیت این تغییرات جمعیتی توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب کرده است. بنابراین، یکی از موضوعاتی که در این زمینه می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد، اثر تغییرات جمعیتی بر پس‌اندازهای ملی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی است. در این راستا می‌توان اثر

1. Horioka. (2010).
2. Kotlikoff. (1979).
3. Dependency Ratio
4. World Bank. (2013).
5. Apergis & Christou. (2012).

نرخ‌های وابستگی جمعیت بر پس‌انداز کل را مورد آزمون قرار داد، اما نباید از ارتباط بین پس‌اندازها و عمر مورد انتظار چشم‌پوشی کرد.[1]

بنابراین، بررسی ارتباط طول عمر، ساختار جمعیتی و نرخ پس‌انداز، اهمیت آن را برای درک دامنه وسیعی از پدیده‌های اقتصادی منعکس می‌کند. در واقع، انتخاب‌های جامعه برای پس‌انداز امروز و مصرف فردا، به مفاهیمی مهم درباره رفاه افراد سالمند، رشد اقتصادی و سطوح مصرف اشاره دارد؛ اما باید توجه داشت که نرخ‌های پس‌انداز در بین کشورهای مختلف و در زمان‌های مختلف متفاوت است.

در این پژوهش به بررسی اثر طول عمر بر پس‌انداز در ایران در سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۹پرداخته و امید به زندگی را به‌عنوان معیاری برای طول عمر در نظر گرفته‌ایم. بر این اساس، در ادامه در بخش دوم به مبانی نظری پژوهش بر مبنای نظریه سیکل زندگی مودیگلیانی و ریچارد برامبرگ[2] پرداخته و در بخش سوم به پیشینه پژوهش اشاره می‌کنیم. بخش چهارم را به تصریح الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[3] (ARDL) اختصاص داده و در بخش پنجم به برآورد و بررسی نتایج الگو می‌پردازیم و در نهایت، نتیجه‌گیری را ارائه خواهیم کرد.

۲. مبانی نظری

بهترین نظریه‌ای که ارتباط بین ساختار سنی جمعیت و نرخ‌های پس‌انداز خصوصی و خانوار را شرح می‌دهد، نظریه سیکل زندگی فرانکو مودیگلیانی و ریچارد برامبرگ (۱۹۵۴) است. بر اساس این نظریه، مردم هنگامی که جوانند، کار می‌کنند، پس‌انداز می‌نمایند و هنگامی که بازنشسته می‌شوند، پس‌انداز منفی دارند. در واقع، این نظریه تشریح می‌کند که تصمیمات مصرف و پس‌انداز، تابعی از مراحل مختلف زندگی است. در زمان کودکی افراد مصرف می‌کنند و آموزش را نیز دریافت می‌نمایند. در مرحله دوم، افراد فعالانه مصرف، تولید و پس‌انداز می‌کنند. در سومین مرحله، افراد ثروت خالص انباشته شده خود را که شامل مقداری از ثروت ناشی از نظام تأمین اجتماعی است، برای تأمین مالی مصرف خودشان در دوره زندگی و در زمان بازنشستگی استفاده می‌کنند. بنابراین، پس‌انداز برای بازنشستگی تصمیمی است که به بسیاری از عوامل بستگی دارد.

1. Li, Zhang & Zhang. (2007).
2. Modigliani and Brumberg
3. Autoregressive Distributed Lag

ابتدا پس‌انداز برای بازنشستگی به درآمد قابل تصرف و درآمد مورد انتظار آینده بستگی دارد. دوم، ساختار و ترکیب خانوارها و سنین افراد، عوامل تعیین‌کننده است. سوم، پس‌انداز برای بازنشستگی به ثروت خالص و در نهایت، طول عمر در طی زندگی کاری و دوره بازنشستگی بستگی دارد. بر اساس با این نظریه، نرخ پس‌انداز در هر کشور با جمعیت جوان‌تر بالاتر خواهد بود (هر کشور که در آن نرخ وابستگی افراد مسن و سالخورده که به صورت نسبت جمعیت سالخورده به جمعیت در سن کار تعریف می‌شود، پایین است)، زیرا افراد جوان کار کرده و پس‌انداز می‌نمایند، در حالی که افراد سالخورده از کار بازنشسته می‌شوند و اندوخته‌های پیشین خود را برای امور جاری خود خرج می‌کنند. بر عکس، می‌توان انتظار داشت که نرخ پس‌انداز خانوار در هر کشور کاهش یابد، هنگامی که جمعیت آن کشور پیرتر می‌شود و نسبت وابستگی افراد مسن آن افزایش می‌یابد. همچنین، می‌توان انتظار داشت که نسبت وابستگی نوجوانان هر کشور (نسبت جمعیت ۱۴-۰ سال به جمعیت در سن کار) نرخ پس‌انداز خانوار را کاهش دهد، زیرا بچه‌ها همانند افراد مسن، تنها در مصرف بدون مشارکت در درآمد سهم دارند؛ اما نرخ وابستگی جوانان هنگامی که جمعیت مسن‌تر می‌شود، کاهش می‌یابد و این امر اندکی از فشار کاهش نرخ پس‌انداز خانوار را که به وسیله افزایش در نسبت وابستگی سالخوردگان ایجاد شده است، جبران خواهد کرد.

پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد که در اقتصادهایی که رشد سریع دارند، درآمدهای افراد جوان نسبت به درآمدهای بازنشستگی افراد سالخورده، بالا بوده و این تمرکز نسبی درآمد در میان گروه با نرخ پس‌اندازهای بالا بایستی پس‌اندازهای کل مثبت را ایجاد کند. در واقع، زمانی که نرخ‌های وابستگی پایین و رشد اقتصادی سریع است، نرخ‌های پس‌انداز ملی بالاتر است؛ در حالی که شواهد تجربی به حمایت از پیش‌بینی‌های عمده نظریه امید به زندگی گرایش دارند، یک معما باقی می‌ماند که به‌طور خاص، افزایش فوق‌العاده نرخ‌های پس‌انداز ملی مشاهده‌شده در برخی کشورهاست. با توجه به چنین نوساناتی در پس‌اندازها، توضیح مفهوم مدل استاندارد دوره زندگی مشکل خواهد بود. تغییرات در ساختار سنی جمعیت و در توزیع درآمد بین گروه‌ها تنها برای توضیح بخش کوچکی از این افزایش در پس‌انداز به حساب آورده می‌شود. شواهد و داده‌های موجود نشان می‌دهد که عامل اصلی پیش برنده این نوسانات شدید، افزایش سریع امید به زندگی در این مناطق است. در واقع، نیاز به تأمین مالی در

دوره زمانی طولانی‌تر بازنشستگی می‌تواند عامل اصلی این نوسانات در پس‌اندازها باشد (بلوم، کنینگ و گراهام[1]، ۲۰۰۲).

۳. پیشینه پژوهش

با نگاهی به شواهد بین کشوری، بسیاری از نویسندگان شامل مودیگلیانی (۱۹۷۰) ، مودیگلیانی و استرلینگ (۱۹۸۳)،[2] هوریوکا (۱۹۸۹)،[3] لوآیز و همکاران (۲۰۰۰)،[4] اسکروتن و استفان (۲۰۰۵)[5] و باسورث و چادورو – ریچ (۲۰۰۶)،[6] تأثیر ساختار سنی جمعیت را بر نرخ‌های پس‌انداز ملی، خصوصی و خانوار با استفاده از داده‌های بین کشوری تحلیل کرده‌اند و به‌طور کلی دریافتند که ساختار سنی جمعیت تأثیر معناداری بر نرخ پس‌انداز دارد. برای مثال باسورث و چادورو – ریچ (۲۰۰۶)، دریافتند که برای نمونه کامل آنها، یک درصد افزایش در نرخ وابستگی افراد جوان و نرخ وابستگی افراد مسن نرخ پس‌انداز ملی را به ترتیب ۰/۱۹ و ۰/۵۴ درصد کاهش می‌دهد و دریافتند که برای نمونه آنها از کشورهای آسیایی، یک درصد افزایش در نرخ وابستگی افراد جوان و نرخ وابستگی افراد مسن نرخ پس‌انداز ملی را به ترتیب ۰/۴۵ و ۱/۲ کاهش می‌دهد. هوریوکا (۱۹۸۹)، نتایج مشابهی برای نرخ پس‌انداز خصوصی برای نمونه کشورهای عضو OECD به دست آورد و این یافته‌ها نشان می‌دهد که نرخ وابستگی پایین افراد مسن، مهم‌ترین علت نرخ پس‌انداز خصوصی بالا در دوره ۱۹۷۵-۱۹۸۴ بوده است.

با رجوع به تحلیل‌های سری زمانی برای کشورهای انفرادی، مشاهده می‌شود که چنین تحلیل‌هایی به اثرات معنادار جمعیت شناسی دلالت داشته‌اند (هوریوکا، ۱۹۹۷، ۱۹۹۲، ۱۹۹۱ را برای ژاپن، مودیگلیانی و کااو (۲۰۰۴)[7] برای چین و کمپبل، (۲۰۰۸)[8] را برای ژاپن و ایالات متحده مشاهده نمایید.). یک استثنا، مطالعه کری (۲۰۰۰)[9] است که نشان داد نرخ وابستگی، اثر معناداری بر نرخ‌های پس‌انداز در خانوارهای روستایی و شهری چین ندارد. برای ژاپن به عنوان یک مطالعه موردی، نرخ وابستگی جوانان یک

1. Graham
2. Modigliani and Sterling .(1983).
3. Horioka .(1989).
4. Loayza *et al.* (2000).
5. Schrooten and Stephan .(2005).
6. Bosworth and Chodorow-Reich .(2006).
7. Modigliani and Cao. (2004).
8. Campbell .(2008).
9. Kraay .(2000).

روند رو به پایین بلندمدت را نشان داده، در حالی که نرخ وابستگی افراد مسن روند رو به بالای بلندمدت را نشان داده است؛ اما کاهش در نرخ وابستگی افراد جوان بسیار بیشتر از افزایش در نرخ وابستگی افراد پیر تا اوایل دهه ۱۹۷۰ اعلام شده است، از این رو نرخ پس‌انداز خانوار ژاپن روند رو به بالا را تا اوایل دهه ۱۹۷۰ نشان می‌دهد. در مقابل، افزایش در نرخ وابستگی افراد مسن بیشتر از کاهش در نرخ وابستگی جوانان از زمان اوایل دهه ۱۹۷۰ اعلام شده است، بنابراین، نرخ پس‌انداز خانوار ژاپن روند رو به پایین را از آن زمان به بعد نشان می‌دهد. افزون بر این، انتظار بر این‌است که افزایش در نرخ وابستگی افراد پیر ادامه و حتی سرعت یابد و می‌توان انتظار داشت که این امر موجب کاهش بیشتر در نرخ پس‌انداز خانوار ژاپن شود. کوکو و گومز[1] (۲۰۱۲) به بررسی افزایش بی‌سابقه در امید به زندگی پرداخته و از این رو بر ضرورت توجه به پس‌انداز در دوره بازنشستگی تأکید کرده‌اند. آنها در پژوهش خود، در چارچوب مدل سیکل زندگی، اثر طول عمر را بر پس‌انداز فردی و تصمیمات بازنشستگی تعیین نموده‌اند. همچنین، بیان کرده‌اند که از دو طریق عاملان می‌توانند به شوک‌های امید به زندگی واکنش نشان دهند؛ اول، چون ریسک طول عمر به آرامی در طول سیکل زندگی تحقق می‌یابد، عوامل در پاسخ به بهبود و توسعه طول عمر در سراسر سیکل زندگی به‌طور بهینه بیشتر پس‌انداز می‌کنند. دوم، افراد هنگام مواجه شدن با افزایش در امید به زندگی تصمیم می‌گیرند که دیرتر بازنشسته شوند.

تابینگ[2] (۲۰۱۲) در مقاله خود دو عامل جمعیتی باروری و طول عمر و نیز مشوق بازنشستگی را برای پس‌انداز به‌منظور تشریح تفاوت‌های آشکار نرخ‌های پس‌انداز در میان کشورها در نظر گرفته است. این دو عامل جمعیتی در مدل OLG وارد شده و نرخ‌های پس‌انداز وضعیت پایا برای ۱۰۹ کشور محاسبه شده‌است. هر دو عامل جمعیتی بیش از ۶۸ درصد از پراکندگی نرخ‌های پس‌انداز کشورها را توضیح می‌دهند. افزون براین، اگر بار مخارج به اندازه کافی بالا باشد، باروری نسبت به طول عمر، اثر بیشتری بر تفاوت‌های نرخ‌های پس‌انداز در میان کشورها خواهد داشت. همچنین، این مقاله شکاف بزرگ نرخ‌های پس‌انداز را در میان کشورهای با درآمد بالا و پایین شرح می‌دهد.

1. Cocco & Gomes .(2012).
2. Tobing .(2012).

بلوم و همکاران (۲۰۱۱) مدل ساده بهینه‌سازی سیکل زندگی برای بازنشستگی و پس‌انداز را بسط داده‌اند. آنها نشان دادند که در این نظریه، درآمدهای بالاتر به بازنشستگی زودتر و پس‌اندازهای بالاتر منجر می‌شود؛ در حالی که طول عمر طولانی به بازنشستگی دیرتر و پس‌اندازهای کمتر منجر می‌شود. آنها با کالیبره‌کردن مدل خود دریافتند که در طول قرن گذشته اثر افزایش درآمدها دو برابر بیشتر از اثر افزایش دوره‌ای در امید به زندگی بوده است.

پست و هانوالد[1] (۲۰۱۱) بیان می‌کنند که طول عمر یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده تصمیم‌گیری افراد درباره مصرف، پس‌انداز، تخصیص دارایی‌ها و زمان بازنشستگی است. آنها بر پایه داده‌های مربوط به طول عمر و شاخص‌های پس‌انداز، شواهدی را فراهم می‌کنند مبنی بر اینکه افراد از طول عمر و ریسک ناشی از آن آگاه‌اند و همین مسأله به متفاوت بودن نرخ‌های پس‌انداز منجر می‌شود، بنابراین، نرخ‌های پس‌انداز، متفاوت از آن چیزی خواهد بود که در نظریه پیشنهاد شده است.

دی فریتاس و مارتینز[2] (۲۰۱۰)، اثر سیستم‌های رفاه و طول عمر را بر پس‌انداز تحلیل کرده‌اند. آنها با استفاده از مدل دوره زندگی، معادله پس‌انداز کل و یک مدل فرم حل‌شده را همراه با عوامل دیگر مانند کسری بودجه عمومی و ساختار جمعیتی به کار برده‌اند. این مدل برای ۱۸ کشور OECD برآورد شده است. نتیجه اصلی پژوهش آنها، این است که هم حقوق بازنشستگی و هم تغییرات در سلامت می‌تواند تأثیر منفی و معنادار بر پس‌انداز خانوار داشته باشد. از این رو، هنگام طراحی اصلاحات رفاهی این بر هم کنش‌ها بایستی به حساب آورده شود. هوریوکا (۲۰۱۰) به تحلیل اثر سالخوردگی جمعیت بر پس‌انداز در آسیا (با تأکید بر دو کشور چین و ژاپن) پرداخته است. وی بیان کرده که سالخوردگی جمعیت به کاهش در نرخ پس‌انداز ملی، دولتی، خصوصی و خانوار منجر می‌شود. سالخوردگی جمعیت با کاهش‌های مطلق در جمعیت همراه است و همچنین نرخ‌های سرمایه‌گذاری نیز کاهش می‌یابد. افزون بر این، کشورها این انتخاب را دارند که از کشورهای دیگر قرض بگیرند، زیرا تمام کشورها حتی کشورهای آسیایی، احتمالاً کاهش همزمان در پس‌انداز را نشان نمی‌دهند. از این‌رو کاهش در پس‌اندازی که ناشی از سالخورگی جمعیت است، لزوماً یک فاجعه تلقی نخواهد شد.

1. Post & Hanewald .(2011).
2. De Freitas & Martins .(2010).

اکسانن[1] (۲۰۰۹) در شرایطی که در اقتصاد، کاهش در باروری و افزایش طول عمر در حال تغییر ساختار سنی بوده و سیستم بازنشستگی به مصرف هموار در طول دوره زندگی کاری و بازنشستگی کمک می‌کند، به بررسی وضعیت پس‌انداز پرداخته است. وی از مدل ساده نسل‌های تداخلی[2] استفاده کرده و با مفروضات معین، بیان می‌کند که اثر سالخوردگی جمعیت بر نسبت سرمایه به درآمد مثبت است و نرخ پس‌انداز افزایش می‌یابد. این اثر اولیه مثبت بر نرخ پس‌انداز به‌طور مشخص در تقابل با نتایج متون پیشین است. وی همچنین نشان داده است که حرکت از سیستم بازنشستگی PAYG[3] مطلق به سیستم‌های بازنشستگی اجباری مناسب، به‌طور مثبت بر پس‌انداز اثرگذار است و دلالت‌هایی بر تساوی حقوق بین نسلی دارد.

پژوهش‌های انجام‌شده داخلی درباره تابع پس‌انداز متنوع و گوناگون است، بخشی از این مطالعات به بررسی ساختار جمعیتی و تأثیر آن بر پس‌انداز پرداخته‌اند. اما آنچه مسلم است، پژوهشی در خصوص طول عمر و تأثیر آن بر پس‌انداز مشاهده نمی‌شود. از سوی دیگر، مطالعات داخلی تنها بر یک یا چند بعد تأثیرگذار بر پس‌انداز توجه کرده‌اند، در حالی که در این پژوهش سعی کرده‌ایم تا جنبه‌های مختلف اثرگذار بر تابع پس‌انداز را مورد ملاحظه قرار دهیم. برخی مطالعات داخلی که بیشترین ارتباط را با موضوع این پژوهش دارند، در جدول زیر خلاصه کرده‌ایم.

جدول۱. برخی مطالعات داخلی در مورد تابع پس‌انداز

نویسندگان	هدف	دوره زمانی	داده‌ها	روش	کشور	نتایج
رضایی (۱۳۸۹)	بررسی رفتار مصرف و پس‌انداز در اقتصاد ایران	۱۳۵۰-۱۳۸۵	سری زمانی	کالیبره‌سازی	ایران	- توضیح بخش عمده‌ای از حرکات و نوسانات پس‌انداز توسط تغییرات TFP - کاهش و افزایش ملایم نرخ پس‌انداز در نتیجه افزایش و کاهش نرخ استهلاک

1. Oksanen .(2009).
2. Overlapping Generation Model (OLG)
3. Pay as You go

نویسندگان	هدف	دوره زمانی	داده‌ها	روش	کشور	نتایج
مهرگان و رضایی (۱۳۸۸)	تأثیر ساختار سنی جمعیت بر فرآیند توسعه و رشد اقتصادی	۲۰۰۴-۱۹۹۶	پانل	داده‌های پانل	۱۷۱ کشور جهان	اثر منفی رشد جمعیت، جمعیت زیر ۱۵ سال و نیز بار تکفل سنین جوانی بر رشد اقتصادی، اثر مثبت نسبت جمعیت ۶۴-۱۵ سال، نسبت جمعیت ۶۵ سال و بالاتر و نیز بار تکفل سنین پیری بر رشد اقتصادی، بیشترین اثر بازدارندگی بر رشد اقتصادی توسط نرخ رشد جمعیت زیر ۱۵ سال، کمترین اثر بازدارندگی بر رشد اقتصادی توسط نرخ رشد جمعیت فعال (۱۵ تا ۶۴ سال)
نوفرستی و احمدی (۱۳۸۷)	بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی	۱۳۸۳-۱۳۴۵	سری زمانی	الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده	ایران	کاهش پس‌انداز ملی ناشی از افزایش نسبت جمعیت افراد بین ۱۵ تا ۲۴ سال در جامعه، افزایش در پس‌انداز ملی به دلیل افزایش جمعیت نسبی در سنین ۲۵ تا ۵۴ سال، انجام بیشترین پس‌انداز جامعه توسط گروه میانسال ۴۴-۳۵ سال، کاهش مجدد پس‌انداز ملی در نتیجه افزایش جمعیت نسبی در گروه سنی ۵۵ سال و بیشتر
هوشمندی (۱۳۸۷)	بررسی عوامل مؤثر بر نرخ پس‌انداز ملی	۱۳۸۳-۱۳۳۸	سری زمانی	معمولی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و	ایران	تأثیر منفی نوسانات درآمدهای نفتی بر نرخ پس‌انداز ملی، تأثیر مثبت نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص ملی بر نرخ پس‌انداز ملی و اثر مثبت تورم بر نرخ پس‌انداز ملی
بهشتی و احمدزاده (۱۳۸۶)	بررسی ارتباط میان ساختار سنی جمعیت و تورم و تجزیه و تحلیل آثار آن بر اقتصاد	۱۳۷۵-۱۳۴۵	سری زمانی	حداقل مربعات معمولی	ایران	اثر مثبت و معنادار گروه‌های سنی مصرف‌کننده (۱۴-۰) ساله، (۲۹-۱۵) ساله و بالای ۶۵ ساله بر تورم، اثر منفی و معنادار گروه‌های سنی پس‌اندازکننده (۴۴-۳۰) ساله و (۶۴-۴۵) ساله بر تورم
عرب مازار و کشوری (۱۳۸۴)	تجزیه و تحلیل آثار تغییر ساختار جمعیتی بر رشد اقتصادی	۱۳۸۳-۱۳۳۸	سری زمانی	الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده	ایران	مانع بودن تغییر ساختار جمعیت در سال‌های آتی در برابر ادامه رشد اقتصادی، نیاز به رشد اشتغال جمعیت جوان

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۴. مدل و روش برآورد آن

به پیروی از تصریح مدل دوره زندگی رفتار پس‌انداز که به وسیله مودیگلیانی ارائه و توسط ادواردز[1] (۱۹۹۶) بسط یافته‌است، از تابع پس‌انداز خطی با به‌کارگیری مجموعه متغیرهای توضیحی جمعیت‌شناسی، اقتصادی، مالی و متغیرهای اجتماعی در این پژوهش استفاده کرده‌ایم. بنابراین، تصریح کلی مدل برای رفتار پس‌انداز به صورت زیر خواهد بود:

$$S_t = f(D_t, G_t, F_t, H_t, I_t) \quad (۱)$$

S_t: نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی، D_t: برداری از متغیرهای جمعیت‌شناسی دوره زندگی که شامل نرخ وابستگی سنی، سهم جمعیت جوان و پیر، شاخص بقا و امید به زندگی است، G_t : برداری از متغیرهای مرتبط با رفاه مانند مالیات، نرخ پس‌انداز دولت و مخارج دولت است. F_t: برداری از متغیرهایی است که ویژگی‌های اقتصادی، مالی و پایداری اقتصاد کلان (نرخ رشد GDP سرانه، تورم و تجارت) را در بر می‌گیرد. متغیرهای مالی می‌تواند شامل معیارهای نرخ بهره واقعی و M_2 باشد. H_t: برداری از متغیرهایی است که مشخصات اجتماعی مانند شهرنشینی و شاخص توسعه انسانی را در نظر می‌گیرد. I_t: سایر متغیرهایی را که بر پس‌انداز تأثیرگذار بوده، اما در بالا بدان اشاره نشد، در بر می‌گیرد. اثر طول عمر بر پس‌انداز از طریق بخشی از این مجموعه متغیرها آزمون خواهد شد. با استفاده از مدل کلی ارائه‌شده بر اساس پژوهش ادواردز، تابع پس‌انداز برای ایران به صورت زیر تصریح شده است:

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 LE_t + \alpha_2 ADO_t + +\alpha_3 UR_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 GDP_t + \alpha_6 M2_t + u_t \quad (۲)$$

به‌طوری که S، نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی، LE امید به زندگی، ADO، نرخ وابستگی سنی افراد مسن (درصدی از جمعیت در حال کار)، UR نرخ شهرنشینی، G سهم مخارج مصرفی دولت از GDP، GDP رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و M_2 رشد نقدینگی را نشان می‌دهد.

چندین روش برای اجرای آزمون‌های همجمعی استفاده می‌شود که شامل آزمون انگل گرنجر (۱۹۸۷)[2]، جوهانسن (۱۹۸۸)[3]، جوهانسن – جوسیلیوس (۱۹۹۰)[4] و

1. Edwards .(1996).
2. Engle-Granger .(1987).
3. Johansen .(1988).
4. Johansen-Juselius .(1990).

گرگوری و هانسن (۱۹۹۶)[1] است. به دلیل توان محدود و مسایل دیگر مرتبط با این آزمون‌ها، رویکرد الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده برای همجمعی که به وسیله پسران و شین (۱۹۹۸، ۱۹۹۵)[2]، پسران و همکاران (۱۹۹۶) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) توسعه‌یافته، در سال‌های اخیر استفاده شده است. نارایان و نارایان[3] (۲۰۰۶) معتقدند که روش ARDL می‌تواند در نمونه‌های کوچک و صرف نظر از اینکه متغیرها I(0) و I(1) هستند، به خوبی عمل کرده و با این روش، برآوردها بدون تورش و کارا هستند. مزیت دیگر این رویکرد این است که این مدل تعداد کافی از وقفه‌ها را در چارچوب مدلسازی کلی در نظر می‌گیرد.[4]

افزون بر این، مدل تصحیح خطای پویا[5] (ECM) می‌تواند از طریق تبدیل ساده خطی از مدل ARDL استخراج شود.[6] مدل تصحیح خطا، پویایی‌های کوتاه‌مدت را به سمت تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت همگرا می‌کند. همچنین، رویکرد ARDL از مسائلی که از داده‌های سری زمانی غیر پایا ناشی می‌شود، جلوگیری می‌کند.

مدل ARDL برای بررسی بود یا نبود رابطه همجمعی بین متغیرها به‌کار گرفته‌شده است. رویکرد ARDL به‌منظور همجمعی برای رابطه ۲ توسط رابطه ۳، نشان داده می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta S_{\mathrm{t}} = \alpha_0 &+ \sum_{i=1}^{n1} \alpha_{1i}\Delta S_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{2i}\,\Delta LE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{3i}\,\Delta ADO_{t-i} + \sum_{i=0}^{n4} \alpha_{4i}\,\Delta UR_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{n5} \alpha_{5i}\Delta G_{t-i} + \sum_{i=0}^{n6} \alpha_{6i}\Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n7} \alpha_{7i}\Delta M2_{t-i} + \alpha_8 S_{t-1} \\ &+ \alpha_9 LE_{t-1} + \alpha_{10} ADO_{t-1} + \alpha_{11} UR_{t-1} + \alpha_{12} G_{t-1} \\ &+ \alpha_{13} GDP_{t-1} + \alpha_{14} M2_{t-1} + v_t\end{aligned} \qquad (۳)$$

1. Gregory and Hansen. (1996).
2. Pesaran and Shin. (1995, 1998).
3. Narayan and Narayan. (2006).
4. Laarenceson and Chai. (2003).
5. Error Correction Model
6. Banerjee et al. (1993).

در رویکرد ARDL، مرحله اول برای برآورد رابطه بلندمدت، تعیین این موضوع است که آیا با توجه به اینکه هر یک از متغیرها به عنوان یک متغیر وابسته در نظر گرفته شوند، یک ارتباط بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد؟ (آزمون کرانه‌ها). پسران و همکاران (۲۰۰۱) دو مجموعه از ارزش‌های بحرانی را برای سطح معناداری داده شده همراه با روند زمانی و بدون آن برای آزمون کرانه‌ها ارائه کرده‌اند. یک مجموعه فرض می‌کند که تمام متغیرها I(0) و مجموعه دیگر فرض می‌کند که تمام متغیرها I(1) هستند. اگر آماره F محاسبه‌شده از ارزش کرانه‌های بحرانی بالا بیشتر باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. چنانچه این آماره زیر ارزش کرانه‌های بحرانی کمتر قرار بگیرد، دلالت بر نبود همجمعی دارد و در نهایت، اگر آماره F بین دو حد واقع شود، نتیجه غیرقطعی خواهد بود.

پس از تأیید رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، می‌توان ضرایب یا کشش‌های بلندمدت را با توجه به رابطه ۴، استخراج نمود:

$$S_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n1} \alpha_{1i} S_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{2i}\, LE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{3i}\, ADO_{t-i} + \sum_{i=0}^{n4} \alpha_{4i}\, UR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n5} \alpha_{5i} G_{t-i} + \sum_{i=0}^{n6} \alpha_{6i} GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n7} \alpha_{7i} M2_{t-i} + \xi_t \quad (۴)$$

مرحله پس از فرآیند همجمعی ARDL، ارایه مدل تصحیح خطاست. برای برآورد سرعت تعدیل و به دست آوردن ضرایب مدل کوتاه‌مدت، از مدل تصحیح خطای ۵، استفاده می‌کنیم:

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q1} \alpha_{1i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \alpha_{2i}\, \Delta LE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \alpha_{3i}\, \Delta ADO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \alpha_{4i}\, \Delta UR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} \alpha_{5i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=0}^{q6} \alpha_{6i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \alpha_{7i} \Delta M2_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (۵)$$

λ سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند و نشان می‌دهد که وقتی معادله یادشده در بالا یا زیر سطح تعادلی‌اش قرار دارد، در چه مدت این نبود تعادل، تعدیل می‌شود. EC_{t-1} نیز وقفه عبارت خطای برآورد شده از رابطه بلندمدت است.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

در این پژوهش تمام متغیرهای مدل که شامل S، نرخ پس انداز ناخالص داخلی، LE امید به زندگی، ADO، نرخ وابستگی سنی افراد مسن، UR نرخ شهرنشینی، G سهم مخارج مصرفی دولت از GDP، GDP رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و M2 رشد نقدینگی است، از وب‌سایت بانک جهانی گرفته شده و برای دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۹ مورد برآورد قرار گرفته‌اند.

۱.۵. آزمون ریشه واحد

آزمون ریشه واحد برای مشخص نمودن اینکه آیا داده‌ها مانا هستند یا خیر، به کار می‌رود. برای این منظور آزمونی که به‌طور وسیع مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) است.

بر اساس این آزمون فرضیه‌های صفر ریشه واحد در مقابل فرضیه یک مانایی آزمون می‌شود. اساس انتخاب کمیت آماره آزمون، ضابطه شوارز- بیزین[1] (SBC) است. نتایج این آزمون را در جدول زیر آورده‌ایم. با توجه به اطلاعات این جدول، ملاحظه می‌شود که متغیرهای S و G جمعی از مرتبه یک و متغیرهای دیگر، جمعی از مرتبه صفر هستند.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها

متغیر	تعداد وقفه بهینه	کمیت آماره آزمون	مقدار آماره بحرانی دیکی فولر در سطح معناداری ۹۵درصد	وضعیت متغیر به‌لحاظ مانایی
S	۰	-۱/۹۴۹۷	-۳/۵۱۸۹	نامانا
تفاضل مرتبه اول S	۰	-۷/۴۵۱۵	-۳/۵۲۱۷	مانا

1. Schwarz Bayesian Criterion

LE	۱	-۷/۸۵۵۰	-۳/۵۲۱۷	مانا
ADO	۱	-۶/۵۹۹۳	-۳/۵۲۱۷	مانا
UR	۰	-۶/۸۵۷۲	-۲/۹۳۲۰	مانا
G تفاضل مرتبه اولG	۰ ۰	-۳/۰۸۰۳ -۷/۱۰۱۰	-۳/۵۱۸۹ -۳/۵۲۱۷	نامانا مانا
GDP	۰	-۳/۵۰۲۱	-۱/۹۴۸۸	مانا
M2	۱	-۶/۹۶۹۴	-۲/۹۳۳۹	مانا

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۲.۵. آزمون همجمعی

آزمون کرانه‌ها برای بررسی بود یا نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها، پس از تأیید مانایی آنها به کار گرفته می‌شود. آماره F برای آزمون این که تمام ضرایب برابر صفرند (رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد) استفاده می‌شود. اگر یکی از آماره‌های F بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی به‌دست آید، آنگاه وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. اگر F محاسباتی پایین‌تر از محدوده پایینی F قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. اگر F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط غیرقطعی است.[۱] جدول ۳، مقدار آماره‌های F محاسباتی برای آزمون همجمعی، زمانی را که هر یک از متغیرهای موجود در مدل، متغیر وابسته بوده‌اند، نشان می‌دهد:

جدول ۳. آزمون کرانه‌ها برای بررسی وضعیت همجمعی

متغیر وابسته	آماره F	نتیجه
F_S(S /LE, ADO, UR, G, GDP, M2)	۲/۵۰۹۸	غیرقطعی
F_{LE}(LE/ S, ADO, UR, G, GDP, M2)	۷/۷۱۷۶	وجود همجمعی
F_{ADO}(ADO/ S, LE UR, G, GDP, M2)	۶/۶۶۹۲	وجود همجمعی
F_{UR}(UR/ S, LE, ADO, G, GDP, M2)	۲/۴۳۰۷	نبود همجمعی
F_G(G/ S, LE, ADO, UR, GDP, M2)	۱/۲۴۷۴	نبود همجمعی
F_{GDP}(GDP / S, LE, ADO, UR, G, M2)	۷/۹۹۱۱	وجود همجمعی
F_{M2}(M2/ S, LE, ADO, UR, G, GDP)	۳/۶۹۶۴	وجود همجمعی
حد بالای ارزش بحرانی F (در سطح ۵ درصد خطا): ۳/۶۴۶ حد پایین ارزش بحرانی F (در سطح ۵ درصد خطا): ۲/۴۷۶		

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۱. تشکینی. (۱۳۸۴).

با توجه به اطلاعات این جدول مشاهده می‌شود، زمانی که متغیر وابسته، پس‌انداز است، با توجه به آماره F محاسبه‌شده، نتیجه غیرقطعی خواهدبود. هنگامی که متغیرهای امید به زندگی، نرخ وابستگی سنی افراد مسن، رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و رشد نقدینگی به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود، آماره F محاسباتی از حد بالای ارزش بحرانی بزرگتر است؛ در نتیجه، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت را در تمامی حالات نمی‌توان پذیرفت. زمانی که نرخ شهرنشینی و مخارج مصرفی دولت به عنوان متغیر وابسته باشد، آماره F محاسباتی از حد پایین ارزش بحرانی کمتر است، در نتیجه، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد.

۳.۵. برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت

با استفاده از مدل ARDL(1,0,1,0,0,0,1) ضرایب یا کشش‌های بلندمدت را برآورد کرده و تعداد وقفه بهینه توسط معیار شوارز- بیزین را تعیین می‌کنیم. جدول ۴، نتایج این برآورد را نشان می‌دهد.

جدول ۴. برآورد ضرایب بلندمدت

برآوردکننده‌ها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t
LE	۳/۶۰۵	۱/۲۲۹	۲/۹۳۳
ADO	-۲۱/۹۸۶	۱۱/۲۸۷	-۱/۹۴۸
UR	-۱/۸۹۵	۰/۷۸۲	-۲/۴۲۴
G	-۲/۱۹۷	۱/۱۹۷	-۱/۸۳۶
GDP	۰/۸۴۷	۰/۴۱۱	۲/۰۶۲
M2	۰/۱۲۷	۰/۰۹۳	۱/۳۶۷
C	۹۵/۶۱۲	۶۱/۷۳۸	۱/۵۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

ضرایب برآوردی از رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که تمامی متغیرها بجز متغیر رشد نقدینگی، اثر معناداری بر پس‌انداز دارند. نرخ وابستگی سنی افراد مسن بر نرخ پس‌انداز کشور در این سال‌ها تأثیر منفی داشته که با نظریه‌های مربوطه سازگاری دارد و علامت مورد انتظار را نشان می‌دهد. میزان این ضریب بزرگترین ضریب در میان ضرایب بلندمدت بوده، به‌طوری که یک واحد افزایش در نرخ وابستگی افراد مسن حدود

۲۱/۹۸۶ واحد نرخ پس‌انداز را در سطح اطمینان ۹۰ درصد کاهش می‌دهد. ضریب امید به زندگی بر خلاف نرخ وابستگی، تأثیر مثبت بر پس‌انداز در سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان‌می‌دهد. یک واحد افزایش در امید به زندگی ۳/۶۰۵ واحد نرخ پس‌انداز را افزایش می‌دهد.

ضریب نرخ شهرنشینی و مخارج مصرفی دولت نیز نشان‌دهنده تأثیر منفی این متغیرها بر پس‌انداز در دوره مورد بررسی است. یک واحد افزایش در نرخ شهرنشینی و مخارج مصرفی دولت در بلندمدت به ترتیب ۱/۸۹۵ واحد (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) و ۲/۱۹۷ واحد نرخ پس‌انداز را (در سطح اطمینان ۹۰ درصد) کاهش می‌دهد. اگر چه ضریب متغیر رشد نقدینگی در بلندمدت مثبت است، اما به لحاظ آماری معنادار نیست.

ضرایب کوتاه‌مدت رابطه ۵ نیز با به‌کارگیری مدل ARDL(1,0,1,0,0,0,1) برآورد شده و در جدول ۵، ارائه شده است.

جدول ۵. برآورد ضرایب کوتاه‌مدت

برآوردکننده‌ها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t
dLE	۱/۵۸۶	۰/۵۵۸	۲/۸۳۸
dADO	-۲۷/۹۱۱	۱۱/۴۹۳	-۲/۴۲۹
dUR	-۰/۸۳۲	۰/۳۳۴	-۲/۴۹۱
dG	-۰/۹۶۵	۰/۳۷۹	-۲/۵۴۷
dGDP	۰/۳۷۲	۰/۱۰۶	۳/۵۰۸
dM2	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۲۴	-۰/۰۱۶
C	۴۱/۹۸۱	۲۰/۴۴	۲/۰۵۴
EC_{t-1}	-۰/۴۳۹	۰/۱۴۵	-۳/۰۳۷
R^2	۰/۶۵۲		
F-Statistics	۸/۸۳۵		
DW	۱/۹۵۱		

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

ملاحظه می‌شود که در کوتاه‌مدت نیز مشابه بلندمدت تمامی ضرایب بجز ضریب متغیر رشد نقدینگی دارای علامت‌های مشابه بلندمدت است. در میان ضرایب باز هم بیشترین ضریب به متغیر نرخ وابستگی سنی افراد مسن تعلق دارد. در کوتاه‌مدت بر

خلاف بلندمدت، ضریب متغیر رشد نقدینگی منفی، اما همچنان به‌لحاظ آماری بی‌معناست.

ضریب مربوط به سرعت تعدیل نیز معنادار بوده و برابر با ۰/۴۴- به‌دست آمده است. ضریب تصحیح خطا بیانگر آن است که تعدیل از کوتاه‌مدت به سطح تعادل بلندمدت، بسیار سریع صورت نمی‌گیرد، به‌گونه‌ای که در هر سال حدود ۴۴ درصد از عدم تعادل یک دوره در نرخ پس‌انداز، در دوره بعد تعدیل می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های تشخیصی

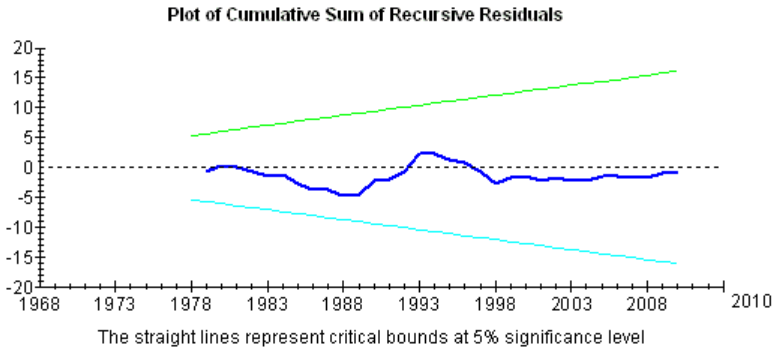
$\chi^2_{SC}(1) = .042026[.838]$
$\chi^2_{FF}(1) = .052546[.819]$
$\chi^2_{N}(2) = .31562[.854]$
$\chi^2_{H}(1) = .20317[.652]$

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

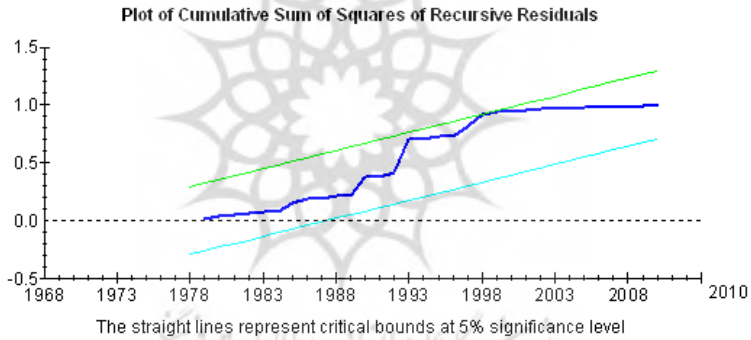
*اعداد در پرانتز درجه آزادی و اعداد در کروشه سطح احتمال هستند.

مجموعه‌ای از آزمون‌های تشخیصی بر روی مدل انتخابی انجام شده که در جدول ۶، ارائه شده است. χ^2_{SC}[1]، χ^2_{FF}[2]، χ^2_{N}[3] و χ^2_{H}[4] آماره‌هایی با توزیع چی - دو هستند که به ترتیب برای آزمون‌های خودهمبستگی سریالی جملات اخلال، چگونگی تصریح مدل، چگونگی توزیع جملات اخلال و ناهمسانی واریانس به کار می‌روند. نتایج نشان‌می‌دهد که مدل با مشکل خودهمبستگی سریالی جملات اخلال و ناهمسانی واریانس مواجه نبوده و نیز به درستی تصریح‌شده و جملات اخلال توزیع نرمال دارند. همچنین، با انجام آزمون ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMSQ مشخص‌شد که در مدل مورد نظر تغییرات ساختاری وجود ندارد. نتایج آزمون ثبات ساختاری در شکل‌های ۱ و ۲، مشخص شده است.

1. Serial Correlation(SC): خودهمبستگی سریالی جملات اخلال
2. Functional Form (FF): تصریح مدل
3. Normality (N): توزیع نرمال جملات اخلال
4. Heteroscedasticity (H): ناهمسانی واریانس



شکل ۱. آزمون پسماند تجمعی (CUSUM)



شکل ۲. آزمون مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ)

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، اثر متغیرهای امید به زندگی و نرخ وابستگی سنی افراد مسن (درصدی از جمعیت در حال کار) در قالب متغیرهای جمعیتی، نرخ شهرنشینی به عنوان متغیر اجتماعی، مخارج مصرفی دولت به‌عنوان متغیر مرتبط با رفاه، رشد نقدینگی و رشد GDP سرانه به‌عنوان نماینده متغیرهای مالی و اقتصادی، بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی در ایران در سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۹ را مورد بررسی قرار دادیم. ویژگی متمایز این پژوهش این است که اثر هر دو متغیر طول عمر و نرخ وابستگی سنی افراد مسن را به‌طور همزمان در تابع پس‌انداز در نظرگرفته و نقش‌های متمایز و جداگانه‌ای را برای

آنها ارائه کرده‌ایم. افزایش در طول عمر در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معناداری بر نرخ پس‌انداز دارد و البته این اثر در بلندمدت بیش از کوتاه‌مدت است، در حالی که افزایش در نرخ وابستگی افراد مسن، نرخ پس‌انداز را چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت کاهش می‌دهد، که این اثر در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت است. هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مقدار مطلق اثر نرخ وابستگی افراد مسن بیشتر از اثر طول عمر است. در واقع، اثر معکوس نرخ وابستگی افراد مسن بر نرخ پس‌انداز مطابق با مدل سیکل زندگی مودیگلیانی (۱۹۷۰) است. افزایش نرخ وابستگی افراد مسن نشان می‌دهد که با افزایش این گروه سنی، به‌ویژه زمانی که نرخ باروری و نرخ مرگ و میر کودکان کاهش می‌یابد، چنانچه تمهیدات لازم در نظر گرفته نشود، به دلیل کاهش جمعیت فعال، امکان پس‌انداز برای افراد در این گروه جمعیتی کاهش می‌یابد. ضمن اینکه اگر گروه جمعیتی مسن و سالخورده از وضعیت سلامت مناسبی نیز برخوردار نباشند، به دلیل افزایش هزینه‌های بهداشتی و درمانی این افراد، هزینه‌هایی به بخش بهداشت و درمان کشور تحمیل خواهد شد. نرخ شهرنشینی در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر نرخ پس‌انداز داشته است. اثر این متغیر در بلندمدت بیش از کوتاه‌مدت است. این امر نشان می‌دهد که افزایش سطح قیمت‌ها و نیز افزایش تنوع انتخاب‌ها در شهرها موجب افزایش سطح هزینه‌های زندگی شهری شده که در نتیجه، تأثیر منفی بر نرخ پس‌انداز گذاشته است. ضریب مخارج مصرفی دولت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی و به لحاظ آماری معنادار (با اثر بیشتر در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت) است. در واقع، زمانی که دولت مخارج مصرفی خود را افزایش می‌دهد، پس‌اندازهایش کاهش می‌یابد. از آنجا که اثر مخارج دولت بر پس‌انداز کل منفی است، چنانچه پس‌انداز در بلندمدت مورد توجه باشد، باید سیاست‌های مالی مناسبی اجرا شود تا این اثر را کم‌رنگ کند. ضریب رشد GDP سرانه نیز در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و به لحاظ آماری معنادار است. با افزایش تولید ناخالص داخلی، سهم بیشتری از تولید می‌تواند به پس‌انداز اختصاص یابد. اثرات رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب منفی و مثبت بوده هر چند که برای هر دو دوره به‌لحاظ آماری بی‌معناست. سالخوردگی جمعیت عامل مهمی در عرصه سیاست‌های عمومی به‌ویژه در ارتباط با پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بوده است و مسبب ایجاد اصلاحاتی در سیستم‌های مالیاتی، تأمین اجتماعی و حمایت‌کننده از افراد مسن است. در حالی که

یافته‌های این پژوهش در خصوص نرخ وابستگی افراد مسن با تصویر منفی سالخوردگی جمعیت سازگار است، نتایج بررسی طول عمر، پاسخ مثبت افراد به افزایش امید به زندگی را نشان می‌دهد. هنگامی که بازنشستگان با امید به زندگی بالاتر مواجه می‌شوند، مجبورند بیشتر پس‌انداز کنند. به بیان دیگر، امید به زندگی بالاتر گویای بهبود وضعیت سلامت افراد سالخورده و مسن است که سبب می‌شود بر نحوه رفتار پس‌انداز آنها تأثیر گذاشته و آنها با یک دوراندیشی نسبت به این وضعیت، بر میزان پس‌انداز خود بیفزایند.

بهبود و ارتقای سلامت و طول عمر، اثرات بزرگی بر رفتار سیکل زندگی دارد، چون افراد انتظار دارند که زندگی طولانی‌تر و سالم‌تری داشته باشند. در مورد رفتار پس‌انداز، موضوع کلیدی این است که چگونه بهبود در سلامت و طول عمر، بر طول زندگی کاری اثر می‌گذارد. افزایش در طول عمر، به افزایش نسبی مدت بازنشستگی و درنتیجه، افزایش نیاز به درآمد بازنشستگی و ایجاد نرخ‌های پس‌انداز بالاتر در میان جوانان منجر می‌شود. هر چند اثر بهبود و ارتقا در سلامت، می‌تواند باعث اثر مبهم بر پس‌انداز شود، زیرا افراد می‌توانند زندگی کاری طولانی‌تری داشته و بازنشستگی را به تأخیر بیندازند. به‌طور تجربی اثر غالب افزایش امید به زندگی، در نرخ‌های پس‌انداز بالاتر پدیدار می‌شود؛ زیرا اثر افزایش طول عمر بر درآمد بازنشستگی قوی‌تر از اثر بهبود سلامت بر طول مدت زندگی کاری مطلوب و مورد نظر است. اقدامات رسمی مانند وضع قانون بر سن بازنشستگی و شرایط تأمین اجتماعی به یقین این اثر را تحت‌الشعاع خود قرار خواهد داد.

با در نظر گرفتن این نتایج، ضروری است تا ارتباط بین سیاست‌های اقتصادی، طول عمر و پس‌انداز مشخص شود. با توجه به درآمد در دوره بازنشستگی، افزایش در امید به زندگی، دلالت مستقیمی دارد بر سطح پس‌اندازهایی که افراد نیاز دارند تا پیش از بازنشستگی انباشت کرده و به عنوان درآمد جانشینی برای بازنشستگی از آن استفاده نمایند. از آنجا که توانایی بیشتر افراد برای انباشت پس‌اندازهای بازنشستگی به مشارکت در بازار نیروی کار بستگی دارد، بایستی سیاست‌ها و خط‌مشی‌هایی در سطح مشارکت نیروی کار از جمله فعالیت نیروی کار در سنین بیشتر انجام شود. هر سیاستی درباره سیستم درآمد بازنشستگی، نیاز دارد تا سیاست‌های مالی و مرتبط با نیروی کار را مد نظر قرار دهد. به طور مثال، سیاست‌های مالی می‌تواند باعث شود تا افراد طرح‌های

بازنشستگی مکمل را بپذیرند. همچنین، سیاست‌های بازار نیروی کار باید همزمان تحرک آسان نیروی کار و درآمد را تضمین کند. هر دو سیاست می‌تواند در تعیین اینکه چگونه سال‌های اضافی بازنشستگی پوشش داده‌شده و کاهش در مستمری‌های بازنشستگی عمومی به علت ریسک طول عمر جبران شود، مفید و مؤثر باشد. تنظیم فرآیندی مشترک برای اجرای هر دو خط مشی، به یقین مزایایی مانند کارایی نیروی کار، برابری اجتماعی و پایداری مالی دارد به‌طوری که سیاست‌های بازنشستگی به گونه‌ای یک‌دست و موزون اجرا شود.

۷. منابع

- بهشتی، محمد باقر و احمدزاده، خالد (۱۳۸۶). بررسی اثر ساخت سنی جمعیت کشور روی تورم. فصلنامه مدرس علوم انسانی، دوره ۱۱، شماره ۳، ص ۱۰۶-۸۶.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴). اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit (چاپ اول). تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران.
- رضایی، ابراهیم (۱۳۸۹). بررسی رفتار مصرف و پس‌انداز در چارچوب مدل رشد نئوکلاسیکی (مطالعه موردی: اقتصاد ایران). مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۲، ص ۱۵۲-۱۲۵.
- عرب مازار، عباس و کشوری، علی (۱۳۸۴). بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش های اقتصادی، سال پنجم، شماره ۱۵، ص ۵۱-۲۷.
- مهرگان، نادر و رضایی، روح الله (۱۳۸۸). اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال سیزدهم، شماره ۳۹، ص ۱۴۶-۱۳۷.
- نوفرستی، محمد و احمدی، محبوبه، (۱۳۸۷). بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر پس انداز جامعه. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال هشتم، شماره ۱. ص ۵۶-۴۳.
- هوشمندی، حمید، (۱۳۸۷). بررسی عوامل مؤثر بر پس انداز ملی در ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. سال دوم، شماره ۲، ص ۲۰۴-۱۷۷.

- Apergis, N. and Christou, C. (2012). Dependency Rate and Savings: The African Evidence with Panel Data. *International Journal of Business and Management*. Vol. 7, No. 4; February 2012.
- Banerjee A; Dolado J; Galbraith J and Hendry D. (1993). Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. Oxford, Oxford University Press.
- Bloom, D.E.; Canning, D. and Graham, B., (2002). Longevity and Life Cycle Savings. *Working Paper* 8808.

- Bloom, D. E; Canning, D and Moore, M, (2011). Optimal Retirement and Saving with Increasing Longevity. http://ssrn.com. Id: 1857565.
- Bloom, D. E; Canning, D and Rosenberg, L .(2011). Demographic Change and Economic Growth in South Asia. PGDA Working Paper No. 67.
- Bosworth, B. P. and G. Chodorow-Reich .(2006). Saving and Demographic Change: The Global Dimension. Population Aging Working Paper, Brookings Institution, Washington, DC.
- Campbell, D. W. (2008). Future Predictions in Japan's and US's Personal Saving Rates. mimeo, Boston, MA.
- Cocco, J.F and Gomes, F.J, (2012). Longevity Risk, Retirement Savings, and Financial Innovation. *Journal of Financial Economics*, Vol. 103. No. 3. pp. 507–529.
- De Freitas, N. El-M and Martins, J.O, (2010). How Retirement, Health Benefits and Longevity Affect Household Savings? www.ifd.dauphine.fr
- Edwards, S. (1996). Why are Latin America's saving rates so low? An international comparative analysis. *Journal of Development Economics*, Vol. 51. No. 1, pp. 5–44.
- Engle, R. and Granger, C., (1987). Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol.55, No. 2. pp. 251-276.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 58, No. 3. Pp. 555-560.
- Horioka, C. Y. (1989). *Why Is Japan's Private Saving Rate* So High? in R. Sato and T. Negishi (eds), Developments in Japanese Economics, Tokyo: Academic Press/Harcourt Brace Jovanovich Publishers.
- Horioka, C. Y. (1991). The Determinants of Japan's Saving Rate: The Impact of the Age Structure of the Population and Other Factors. Economic Studies Quarterly (now called *Japanese Economic Review*) Vol. 42, pp. 237–53.
- Horioka, C. Y. (1992). Future Trends in Japan's Saving Rate and the Implications Thereof for Japan's External Imbalance. *Japan and the World Economy*. Vol 3. No. 4., pp. 307–330.
- Horioka, C. Y. (1997). A Cointegration Analysis of the Impact of the Age Structure of the Population on the Household Saving Rate in Japan. *Review of Economics and Statistics*, Vol.79. No. 3., pp. 511–516.
- Horioka, CH.Y, (2010). Aging and Saving in Asia. *Pacific Economic Review*, Vol.15. No.1. pp. 46–55.
- Johansen, S. and Juseliuse, K., (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Application to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.52, pp.. 169-210.

- Johansen, S., (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No. 1, 2, pp. 231-254.
- Kotlikoff, L. J. (1979). Some Economic Implications of Life Span Extension. Working Paper nº 155, University of California, Los Angeles and The National Bureau of Economic Research.
- Kraay, A. (2000). Household Saving in China. *World Bank Economic Review*, Vol. 14, No. 2. Pp. 545–570.
- Laurenceson J and Chai J. (2003). Financial Reform and Economic Development in China. Cheltenham, UK, Edward Elgar.
- Li, H; Zhang, J and Zhang, J, (2007). Effects of longevity and dependency rates on saving and growth: Evidence from a panel of cross countries. *Journal of Development Economics. Vol.* 84. No. 1. pp. 138–154.
- Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel and L. Serven (2000) What Drives Private Saving across the World? *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2. pp.165–81.
- Modigliani, F. (1970). The life-cycle hypothesis of saving and inter-country differences in the saving ratio. In W.Eltis, M. Scott, & J. Wolfe (Eds.), Induction, growth and trade, Essays in honor of Sir Roy Harrod. Oxford:Clarendon.
- Modigliani, F. and S. L. Cao (2004). The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis. *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, No. pp. 145–70.
- Modigliani, F. and R. Brumberg. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An interpretation of cross section data. In Post Keynesian Economics. Kurihara Editor.
- Modigliani, F. and A. Sterling .(1983). Determinants of Private Saving with Special Reference to the Role of Social Security – Cross Country Tests. in F. Modigliani and R. Hemming (eds.), The Determinants of National Saving and Wealth: Proceedings of A Conference Held by the International Economic Association at Bergamo, Italy, London: Macmillan Press.
- Narayan, P.K. and Narayan, S. (2006). Savings Behavior in Fiji: an empirical assessment using the ARDL approach to cointegration. *International Journal of Social Economics*, Vol. 33, No. 7, pp. 468-480.
- Oksanen, H, (2009). Saving in an Ageing Society with Public Pensions: Implications from Lifecycle Analysis. *Economic Papers* 370.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin .(1995). Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. *DAE Working Paper Series*, No. 9514, Department of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin .(1998). *An Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis*. in: S. Storm, ed., Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Cambridge: Cambridge University Press.

- Pesaran, M. H. and Y. Shin, Smith, R.J .(2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16. No. 3, pp. 289-326.
- Post, T, Hanewald, K, .(2011). Longevity Risk, Subjective Survival Expectations, and Individual Saving Behavior. ARC Centre of Excellence in Population Ageing Research. *Working Paper*. No. 11.
- Schrooten, M. and S. Stephan .(2005). Private Savings and Transition: Dynamic Panel Data Evidence from Accession Countries. *Economics of Transition*, Vol. 13, No. 2., pp. 287–309.
- Tobing, E, (2012). Demography and Cross-Country Differences in Savings Rates: a New Approach and Evidence. *Journal of Population Economics*, Vol. 25: pp. 963–987, Springer.
- World Bank (2013). Available from: http://www.worldbank.org

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی