

بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران

طی دوره ۱۳۴۷ - ۱۳۸۰

دکتر جاوید بهرامی*

پروانه اصلانی**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۱/۲۸

چکیده

یکی از ویژگی‌های اساسی حرکت به سوی توسعه اقتصادی، جذب منابع پس‌اندازی موجود در اقتصاد ملی به سوی مصارف سرمایه‌گذاری است و بررسی وضعیت سرمایه‌گذاری و ماهیت آن در هر کشور بیش از هر چیز در گرو وضعیت منابع پس‌اندازی آن کشور است. در این پژوهش عوامل تجربی تعیین‌کننده پس‌انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران را طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۸۰ آزمون خواهیم کرد. بدین منظور، بین عوامل سیاستی^۱ مؤثر بر پس‌انداز خصوصی نظیر سیاست‌های مالی، ترتیبات تأمین اجتماعی، ثبات کلان اقتصادی و توسعه بازارهای مالی و عوامل غیرسیاستی^۲ مشتمل بر رشد، ویژگی‌های جمعیتی و عوامل خارجی تمایز قائل شده‌ایم تا علاوه بر شناسایی سیاست‌های مؤثر بر پس‌انداز خصوصی به عنوان یکی از شقوق پس‌انداز ملی، رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت پس‌انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران را نیز در دوره مذکور توصیف کنیم. با توجه به مباحث نظری و تجربی، آثار عواملی مانند درآمد قابل تصرف، هزینه‌های تأمین اجتماعی، نرخ بیکاری، میانگین وزنی سود سپرده‌های بلندمدت، نرخ تورم، ضریب جینی، رابطه مبادله، نسبت ارزش مبادلات سهام به تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمدهای نفتی و متغیر مجازی برای سال‌های پس از پایان جنگ بررسی شد و در نهایت، پس از حذف تعدادی از

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

** کارشناس ارشد اقتصاد

e-mail: Parvaneh_aslani@yahoo.com

1. Policy Factors.
3. Non Policy Factors.

متغیرها که به لحاظ آماری بی‌معنی شده بودند، وجود آثار مثبت افزایش درآمد قابل تصرف بخش خصوصی، بهبود وضعیت توزیع درآمد و توسعه یافتگی هرچه بیشتر بازارهای مالی و اثر منفی افزایش هزینه‌های تأمین اجتماعی بر پس‌انداز بخش خصوصی مورد تأیید قرار گرفت. با حذف برخی از متغیرها مانند نرخ بهره باید با احتیاط برخورد کرد، زیرا، شاید حذف این متغیر به دلیل وجود رابطه همخطی یا عدم دسترسی به یک جایگزین مناسب برای بهره در وضعیت کنترل اعتبارات بوده باشد. همچنین، هر چند که وجود رابطه‌ای منفی بین هزینه‌های تأمین اجتماعی و پس‌انداز بخش خصوصی تأیید شد، اما نمی‌توان آثار رفاهی تأمین اجتماعی را نادیده گرفت و باید برای قضاوت درست‌تر و تصمیم‌گیری صحیح‌تر به برآیند آثار رفاهی تأمین اجتماعی و افزایش پس‌انداز بخش خصوصی توجه کنیم. بهبود وضعیت توزیع درآمد نیز که موجب بهبود پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود، مستلزم تغییرات اساسی است که می‌تواند در راستای برنامه‌های بلندمدت مورد نظر قرار گیرد. در نهایت، به تأیید این فرضیه می‌رسیم که بهترین و مطمئن‌ترین راه برای افزایش پس‌انداز بخش خصوصی، بهبود وضعیت بازارهای مالی است که هم پس‌اندازها را بیشتر و راحت‌تر به خود جذب می‌کند و هم امکان سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

واژگان کلیدی: پس‌انداز بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف، هزینه‌های تأمین اجتماعی، ضریب جینی، ارزش معاملات سهام، توزیع درآمد، توسعه بازارهای مالی.

مقدمه

پس‌انداز یک مفهوم گسترده و ریشه‌دار اجتماعی-اقتصادی است. یک مفهوم است، زیرا برخلاف معنای متداول آن، دارای پیچیدگی‌های معناشناسی و موضوعی بوده، فقط جنبه مشخص مادی و قابل اندازه‌گیری ندارد. گسترده است، زیرا در حیطه وسیع زندگی مادی و اجتماعی، یک زیرنظام کاملاً وابسته و پیوسته به سایر زیرنظامها را در چارچوب کلیت نظام اقتصادی و اجتماعی تشکیل می‌دهد، در ساز و کار همگی آنها دخالت دارد و از آنها اثر می‌پذیرد. همچنین، مفهومی است که ریشه در گذشته‌ها دارد و در اثر فرایندهای پیچیده از مراحل مختلف تولید و توزیع حاصل می‌شود و از همه جا نیرو می‌گیرد. جنبه اجتماعی دارد، زیرا تحت شرایط زمانی و مکانی در چارچوب روابط اجتماعی، سنن، فرهنگ، موقعیت طبقات اجتماعی و نظایر آن به شدت تغییر کمی و کیفی یافته و تغییر جهت می‌دهد. سرانجام، بسیار روشن است که از اصلی‌ترین بحث‌های اقتصادی است، زیرا از نیروهای تولیدی و شرایط مصرف و توزیع گذشته به دست می‌آید و به نیرویی جهت حرکت نظام و کارکرد و ساز و کار آن تبدیل می‌شود. در واقع، در عین حال یکی از ساختارهای اساسی نظام اقتصادی است.

اهمیت تجهیز منابع پس‌انداز موجود در اقتصاد ملی به سوی مصارف سرمایه‌گذاری، در جریان توسعه، نکته‌ای است که تمام اقتصاددانان بر آن اتفاق نظر دارند. بنابراین، پی بردن به نیروهای محرکه رفتار پس‌انداز خصوصی می‌تواند راهگشای سیاست‌گذاران در جهت تجهیز هر چه بیشتر این عامل مهم اقتصادی باشد.

در این پژوهش با در نظر گرفتن فروضی چون؛ افزایش هزینه‌های تأمین اجتماعی موجب کاهش پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود و یا توزیع نابرابر درآمد و توسعه بازارهای مالی موجب افزایش پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود، به آزمون اثر عوامل سیاستی مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی نظیر سیاست‌های مالی، ترتیبات تأمین اجتماعی^۱، ثبات کلان اقتصادی و توسعه بازارهای مالی و عوامل غیرسیاستی مشتمل بر رشد، ویژگی‌های جمعیتی و عوامل خارجی پرداخته‌ایم. با این هدف که بتوانیم درجه اهمیت سیاست‌های مؤثر بر پس‌انداز خصوصی را به عنوان یکی از شقوق پس‌انداز ملی، شناسایی و معرفی کنیم. مشکلات و تنگناهای متعددی در طی راه وجود داشت، از جمله اینکه اساساً در تحلیل پس‌انداز، اندازه‌گیری و محاسبه آن دشوار است، زیرا، پس‌انداز نه به طور مستقیم بلکه، به صورت پسماند اندازه‌گیری می‌شود که در نتیجه خطاهای ناشی از متغیرهای دیگر نیز در محاسبه وارد می‌شود. مشکل دیگر وجود محدودیت‌های آماری در ایران است.

۱. هزینه‌های بلندمدت و درمان تأمین اجتماعی

جامعه آماری مورد نظر این پژوهش، کلیه داده‌های متغیرهای به کار برده شده در مدل طی دوره (۱۳۴۷-۱۳۸۰) در ایران است. از آنجا که بررسی اثر توزیع درآمد بر پس‌انداز بخش خصوصی یکی از اهداف این مقاله است، محدودیت در ساخت سری زمانی طولانی‌تر به عنوان جانشینی برای آن (ضریب جینی)^۱ دوره مورد بررسی از سال آغاز اولین آمارهای بودجه خانوارها انتخاب شده است. روش مورد استفاده نیز مبتنی بر الگوهای اقتصادسنجی است.

متغیرهای اساسی مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از: پس‌انداز بخش خصوصی، ضریب جینی به‌عنوان متغیر جانشین توزیع درآمد، درآمد قابل تصرف به‌عنوان شاخصی برای سیاست‌های مالی، شاخصی به‌صورت نسبت ارزش معاملات سهام طی سال به تولید ناخالص داخلی بدون نفت که معرف تأثیر بازارهای مالی بر پس‌انداز بخش خصوصی است، مجموع هزینه‌های بلندمدت و درمان جهت نشان دادن آثار ترتیبات تأمین اجتماعی بر پس‌انداز بخش خصوصی.

البته، از آنجا که آمار مربوط به پس‌انداز بخش خصوصی در آمارهای رسمی ایران منتشر نمی‌شود، بنابراین، محاسبه آن باید به روشهای دیگری انجام شود. در این مطالعه، محاسبه پس‌انداز بخش خصوصی مبتنی بر روشی است که "دایال گولایتی" و "کریستین تیمان"^۲ در پژوهشهای خود از آن استفاده کرده‌اند. این روش بر پایه آمارهای حسابهای ملی قرار دارد و طی آن پس‌انداز بخش خصوصی، بر اساس اطلاعات حسابهای ملی و با استفاده از اتحاد درآمد ملی (بدون احتساب درآمدهای نفتی) به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$GFI + PFI + PCON + GCON + (Xno - M) \equiv Yno \equiv PCON + PS + T \quad (1)$$

که در آن، GFI و PFI به‌ترتیب سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی، $GCON$ و $PCON$ به ترتیب هزینه‌های مصرفی بخش دولتی و خصوصی، Xno و M ارزش صادرات غیرنفتی و ارزش واردات، Yno تقاضای کل برای تولید غیرنفتی و T خالص مالیاتها است.

پس از ساده‌سازی رابطه (۱)، خواهیم داشت:

$$(GFI + PFI) - (T - GCON) + (Xno - M) = PS$$

۱. جهت دستیابی به سری زمانی طولانی‌تر از ضریب جینی از منبع زیر استفاده شد: علیرضا صدر منوچهری نائینی. (۱۳۷۶).

2. Dayal – Gulait, Anurdha and Christian, Thimann. (1997). p.12.

که در آن، $I = (GFI + PFI)$ کل سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی، $(T - GCON)$ کسری بودجه دولت به استثنای مخارج سرمایه‌گذاری دولت، $(Xno - M)$ خالص صادرات غیرنفتی و PS پس‌انداز بخش خصوصی است. بدین ترتیب، پس‌انداز بخش خصوصی به قیمت‌های جاری به دست می‌آید. برای محاسبه مقدار حقیقی بر اساس قیمت‌های سال پایه ۱۳۶۱، هریک از اقلام فوق را در صورت عدم وجود آمارهای حقیقی آنها در منابع رسمی آماری کشور، با استفاده از شاخص مناسبی که برای هر یک ساخته‌ایم، حقیقی می‌کنیم.

۱. مفاهیم و تعاریف پس‌انداز

پس‌انداز به معنای خرج نکردن و کنار گذاشتن درآمد است. امساک مصرف‌کننده باعث انباشت داراییها می‌شود. این امساک یا به دلیل خست است یا اینکه فعلاً امکان خرج کردن درآمد و داراییها وجود ندارد و یا مصرف‌کننده به امید مصرف بیشتر و کسب مطلوبیت بالاتر در آینده از مصرف جاری صرف نظر می‌کند. به قول آلفرد مارشال: انتظار، انگیزه مصرف‌کننده در پس‌انداز است که جایگزین امساک می‌شود.

به طور کلی، می‌توان سه تعریف مختلف از مفهوم پس‌انداز ارائه کرد:^۱

الف) پس‌انداز، عبارت است از افزایش در ثروت خالص (چه برای خانوارها و چه در سطح کل اقتصاد) در طی یک دوره حسابداری.

ب) پس‌انداز، عبارت است از درآمد خرج نشده، که این تعریف بیش از تعاریف دیگر مورد توجه و در عین حال محدودتر از تعاریف دیگر است.

ج) پس‌انداز، عبارت است از عرضه سرمایه، که در این تعریف پس‌انداز بیشتر از این دید مورد توجه قرار می‌گیرد که آیا به عنوان منابع مالی برای تشکیل سرمایه، عرضه کافی وجود داشته است. چه بسا که طبق تعاریف اول و دوم، پس‌انداز وجود داشته باشد، اما به عرضه سرمایه تبدیل نشده باشد.

این سه تعریف تنها در صورتی با هم معادل خواهند بود که تمام درآمدهای خرج نشده و مصرف نشده برای خرید سرمایه به کار رود و قیمت تمام داراییها ثابت بماند، زیرا، می‌توان تصور کرد حتی اگر همه درآمد به مصرف رسیده باشد، افزایش در قیمت بعضی داراییها مانند سهام، طبق تعریف اول، به معنای افزایش ثروت و یک نوع پس‌انداز باشد.

۱. تیمور رحمانی، (۱۳۷۱). صفحه ۱۴۰.

۲. انواع عاملان پس‌انداز

به منظور تجزیه و تحلیل رفتار پس‌انداز، می‌توان کل اقتصاد را به سه بخش: دولت، شرکتها و خانوارها تقسیم کرد. پس‌انداز بخش خانوار یا پس‌انداز فردی دارای اهمیت اساسی است. پس‌انداز این بخش معمولاً حدود ۶۰ تا ۷۰ درصد پس‌انداز داخلی را به خود اختصاص می‌دهد. بخش خانوار در واقع، تنها بخشی است که پس‌انداز آن از سرمایه‌گذاری فراتر می‌رود و لذا، رشد و سرمایه‌گذاری بخش دولت و شرکتها، به جذب پس‌انداز بخش خانوار بستگی دارد. پس‌انداز اختیاری به معنای واقعی آن در این بخش صورت می‌گیرد.

پس‌انداز شرکتها شامل سود توزیع نشده و ذخایر استهلاک است. در واقع، بعد از پرداخت سود سهام از کل سود، آنچه باقی می‌ماند سود توزیع نشده بوده و ذخایر استهلاک نیز با توجه به اینکه برای جایگزینی کالاهای سرمایه‌ای است، بخشی از پس‌انداز ناخالص است. پس‌انداز خانوارها و پس‌انداز شرکتها بخش خصوصی روی هم پس‌انداز خصوصی را تشکیل می‌دهند.

پس‌انداز بخش دولتی به‌طور خیلی ساده به معنی مازاد درآمدهای دولت بر هزینه‌های جاری دولت است. در صورتی که کلیه مخارج دولتی به عنوان مخارج مصرفی در نظر گرفته شود، پس‌انداز دولتی مترادف با مازاد بودجه خواهد بود.^۱ در کشورهایی که مخارج سرمایه‌گذاری دولت حجم قابل توجهی دارد (همانند ایران)، پس‌انداز دولتی تفاوت بین درآمدهای دولت و مخارج مصرفی دولت است.

۳. دیدگاههای نظری پیرامون عوامل مؤثر بر پس‌انداز

اینکه چه عواملی بر پس‌انداز اثرگذار است بستگی به ماهیت اقتصادی دارد که مورد بررسی است، زیرا، درجه توسعه‌یافتگی یک اقتصاد ارتباط تنگاتنگی با شدت پس‌انداز در آن اقتصاد دارد. اما به‌طور کلی، می‌توان عوامل اثرگذار بر پس‌انداز بخش خصوصی را در قالب موارد زیر بررسی کرد: **پس‌انداز دولت** در چارچوب مدل چرخه زندگی می‌توان از سه دیدگاه مختلف به این موضوع نگریست.

نگرش اول، شکل عمومی نئوکلاسیک مدل چرخه زندگی است. بر طبق آن یک کاهش در پس‌انداز دولتی که به معنی کاهش مازاد بودجه و احتمالاً کاهش مالیات است، موجب افزایش مصرف و عدم

1. Bijan. B., Aghevli, James.M., Boughton, Peter, Montiel, J.Villanueva, Delano and Geoffrey, Woglom (1990). p. 40.

تشویق پس‌انداز می‌شود، زیرا بار مالیاتی را به نسل‌های آینده انتقال می‌دهد و در نهایت، کاهش پس‌انداز دولتی موجب کاهش پس‌انداز کل خواهد شد.

نگرش دوم، یک نظریه کینزی است که در آن بر مبنای این فرض که منابع بیکار در اقتصاد وجود داشته باشد، کاهش پس‌انداز دولت و حتی پس‌انداز منفی دولت از طریق ضریب تکاثر موجب افزایش مصرف و بنابراین، افزایش درآمد می‌شود، در نتیجه موجب افزایش پس‌انداز خواهد شد. لذا طبق این نظریه، کاهش اولیه در پس‌انداز دولت ممکن است در نهایت، به وسیله سطح بالاتر پس‌انداز ناشی از رشد سریع‌تر اشتغال و درآمد، جبران شود. البته، در چارچوب کینزی تغییرات در کسری بودجه موقتی فرض می‌شود و اثر یک تغییر دائمی در کسری بودجه دولت، مشابه روش نئوکلاسیک است.

نگرش سوم، بر مبنای الگوی ریکاردویی قرار دارد که این‌طور بیان می‌شود: «با یک روند باثبات مخارج دولتی، کاهش تأمین کسری بودجه از طریق مالیات‌های جاری، باعث می‌شود که در آینده مالیات‌های بیشتری پرداخت شود و ارزش فعلی افزایش در مالیات‌های آینده برابر با کاهش در مالیات‌های جاری خواهد بود.»^۱ در این چارچوب، افزایش در کسری بودجه یا پس‌انداز منفی و یا اصولاً کاهش در مالیات‌ها، روی نرخ پس‌انداز ملی تأثیر نمی‌گذارد، زیرا، کاهش در پس‌انداز کل به وسیله افزایش پس‌انداز بخش خصوصی، درست معادل با میزان کاهش در پس‌انداز دولتی جبران می‌شود که همان جبران ریکاردین^۲ است. اینکه کدام‌یک از نظریات فوق صلاحیت پذیرش را دارند، از جنبه نظری مبهم است و موضوعی است تجربی که تأیید و یا رد کردن آن باید از طریق مطالعات تجربی حاصل گردد. بنابراین، کاهش پس‌انداز دولت یا کاهش مازاد بودجه منجر به کاهش پس‌انداز خصوصی و افزایش در پس‌انداز دولت منجر به افزایش پس‌انداز خصوصی می‌شود، اما نه به همان اندازه کاهش یا افزایش پس‌انداز دولت بلکه نسبتاً کمتر.

نرخ رشد درآمد سرانه (از مدل چرخه زندگی درمی‌یابیم کشورهایی که رشد درآمد سرانه سریع‌تری دارند، باید نرخ پس‌انداز بالاتری نیز داشته باشند. دلیل آن نیز واضح است زیرا، در شرایط رشد سریع درآمد سرانه، درآمدهای نیروهای شاغل که در دوران فعالیت خود به‌سر می‌برند و در این سنین بالاترین پس‌انداز را دارند، نسبت به درآمد افراد بازنشسته و سالخورده با شدت بیشتری افزایش می‌یابد و در واقع، سهم نیروهای در دوران فعالیت از درآمد ملی بالاتر می‌رود و با توجه به نرخ پس‌انداز بالاتر آنها باید پس‌انداز افزایش یابد.

1. Ibid. p. 41.

2. Ricardian Equivalence.

خصوصیات جمعیتی) از آنجا که افراد جوان زیر ۲۰ سال و همچنین، افراد بازنشسته و سالخورده دارای پس‌انداز منفی هستند، لذا، افزایش نسبت این دو گروه به کل جمعیت طبق نظریه چرخه زندگی، باید تأثیر منفی روی نرخ پس‌انداز داشته باشد.

مالیاتها و پس‌انداز) از آنجا که مالیاتها بر درآمد قابل تصرف افراد اثر می‌گذارد، هنگامی که افزایشی در نرخ مالیاتها رخ دهد، نرخ پس‌انداز کاهش می‌یابد. (البته با فرض ثبات سایر عوامل) و در این حالت، به‌خصوص هنگامی که مالیات حالتی موقتی و غیردائمی داشته باشد، میزان کاهش در مصرف خانوارها نسبتاً کمتر از کاهش در درآمد قابل تصرف آنهاست و این با یافته‌های تجربی در خصوص کشش درآمدی مصرف که کوچکتر از یک است، سازگاری دارد.^۱ در مطالعه‌ای که ویتوتانزی و هاوول اچ‌زی انجام داده‌اند، تأثیر منفی افزایش مالیاتها را بر پس‌انداز خصوصی نشان داده‌اند، لیکن، بین میزان اثر مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف تفاوت قائل شده‌اند. آنها بر این موضوع تأکید کرده‌اند که افزایش مالیات بر مصرف به جای افزایش مالیات بر درآمد، به پس‌انداز خصوصی کمتر لطمه می‌زند و ابزار مهمتری برای سیاست‌گذاری است.^۲

نرخهای بهره) از لحاظ نظری تأثیر نرخ بهره روی پس‌انداز مورد مناقشه است و شواهد تجربی نیز در مورد اینکه آیا اصولاً کشش پس‌انداز نسبت به نرخ بهره مثبت است و اگر مثبت است، آیا بالاست یا پایین نتایج مبهمی به دست می‌دهد. اما در کل، شواهد تجربی برای امریکا و دیگر کشورهای صنعتی دلالت بر این دارد که همبستگی بین نرخ بهره و پس‌انداز کوچک است. این امر به دلیل دو اثر متفاوت جانشینی و درآمدی است. افزایش نرخ بهره از طریق اثر جانشینی موجب جانشین شدن مصرف آینده به جای مصرف حال می‌شود، زیرا، قیمت مصرف حال را افزایش می‌دهد، از طرف دیگر، افزایش نرخ بهره از طریق اثر درآمدی و یا به تعبیر درست‌تر از طریق اثر ثروت موجب افزایش مصرف جاری و لذا، کاهش پس‌انداز مورد نیاز می‌شود. از این بحث روشن می‌شود که به خاطر وجود آثار جانشینی و درآمدی هیچ دلیل نظری قوی مبنی بر اینکه چرا تشویق و انگیزه‌های پس‌انداز (مانند نرخ بهره) باید کل پس‌اندازها را افزایش دهد، وجود ندارد.

تورم) افزایش در نرخ تورم نیز از چند جهت روی نرخ پس‌انداز اثر می‌گذارد. اولاً، از طریق تغییر توزیع درآمد به‌نفع صاحبان سود، که قاعده‌تأثیر مثبت روی پس‌انداز دارد. از طرف دیگر، در شرایطی که نرخ بهره اسمی همراه با تورم افزایش نیابد، تورم به ضرر پس‌اندازکنندگان و سپرده‌گذاران عمل کرده و اثر

1. Roger S., Smith. (1989). pp. 6-9.

2. Vito, Tanzi and Howell, H.Zee. (1998). pp. 5-10.

منفی روی پس‌انداز می‌گذارد. در عین حال، تورم موجب کاهش ارزش حقیقی ثروت شده و باید نرخ پس‌انداز را افزایش دهد و برعکس.

برنامه‌های بیمه بازنشستگی و تأمین اجتماعی از دیدگاه نظری، بازنشستگی و تأمین اجتماعی از سه بعد عمده بر پس‌انداز افراد جامعه اثر می‌گذارند. اولاً، «اثر ثروت»^۱ ممکن است موجب شود که افزایش بازنشستگی موجب کاهش پس‌انداز افرادی که مستمری به آنها تعلق خواهد گرفت شود. لذا در این موقعیت، احتمالاً ثروت تأمین اجتماعی، جایگزین ثروت شخصی^۲ می‌شود. ثانیاً، اگر وجود نظام تأمین اجتماعی باعث زودتر بازنشسته شدن افراد تحت پوشش گردد، «اثر بازنشستگی»^۳، نیز به واقعیت پیوسته و افراد جامعه باید به دلیل کاهش مدت اشتغال در طول زندگی خود بیشتر پس‌انداز کرده و لذا، پس‌انداز حقیقی از این دیدگاه افزایش می‌یابد. افزون بر این، وجود تأمین اجتماعی از طریق «اثر ارثیه» نیز می‌تواند انگیزه‌های پس‌انداز بخش خصوصی را افزایش دهد. چرا که با وجود تأمین اجتماعی در سیستم Pay as you go، انگیزه ارث برای نسل‌های بعدی پررنگ‌تر شده و بنابراین، پس‌انداز حال افزایش می‌یابد. بدین ترتیب، این سه اثر می‌توانند یکدیگر را جبران کنند و متأسفانه مطالعات تجربی نیز در این مورد ضد و نقیض است.

توزیع درآمد رابطه پس‌انداز و توزیع درآمد موضوعی بحث‌انگیز است. خانوارها با درآمد پایین قدرت پس‌انداز نداشته و تنها در دهک‌های درآمدی بالاتر، انتظار پس‌انداز بیشتر وجود دارد. همچنین، در زمینه چگونگی شکل‌گیری پس‌انداز نیز یک اتفاق نظر تئوریک وجود دارد مبنی بر اینکه به وجود آمدن پس‌انداز در مراحل اولیه توسعه بر اثر نابرابر شدن درآمد به نفع صاحبان سرمایه و سود امکان‌پذیر است. این موضوع از نظر تجربی نیز پذیرفته شده است که در تمامی کشورهای توسعه‌یافته کنونی و به ویژه انگلستان، فرانسه، آلمان و سایر کشورهای اروپایی و حتی کشورهای مانند آمریکا و ژاپن، توزیع نابرابر درآمد به نفع تولیدکنندگان و صاحبان سود، در کنار رشد اقتصادی بوده است که امکان به‌وجود آمدن نرخ‌های بالای پس‌انداز را فراهم آورده است. از این رو، در هر دو الگوی شکل‌گیری پس‌انداز (کشورهای سوسیالیستی و اقتصادهای مبتنی بر بازار)، برای آنکه موانع اولیه توسعه از سر راه برداشته شود، لازم است که رفاه اکثریت مردم در سطح پایینی نگهداشته شود که در یک الگو، مکانیسم بازار و لیبرالیسم اقتصادی این کار را انجام داده و در دیگری، تصمیمات برنامه‌ریزان.

1. Wealth Effect.
2. Private Wealth.
3. Retirement Effect.

منابع خانوارها) انگیزه‌های اساسی پس‌انداز در کشورهای در حال توسعه به‌ویژه با تغییراتی که در ساختار اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی آنها به‌وجود آمده است، با انگیزه‌های پس‌اندازکنندگان در کشورهای صنعتی مشابه شده است. اما تصمیم‌گیری پس‌انداز از سوی خانوارها در کشورهای در حال توسعه در یک محیط کاملاً متفاوت از محیط کشورهای صنعتی اتفاق می‌افتد و لذا، این تفاوتها روی عوامل تعیین‌کننده رفتار پس‌انداز خانوارها از قبیل منابع خانوارها، اثر می‌گذارد.^۱

از این نظر که در کشورهای در حال توسعه سطح درآمد خانوارها بسیار پایین است و درآمد تعداد زیادی از خانوارها به ندرت از سطح حداقل معیشت بالاتر است، واکنش پس‌انداز نسبت به افزایش نرخ بین دوره‌ای بازدهی یا بهره، بسیار ضعیف است، زیرا خانوارها امکان کاهش مصرف را ندارند. به علاوه، در کشورهای در حال توسعه درآمد خانوارها نامطمئن‌تر از کشورهای صنعتی است، زیرا محصولات اولیه و کشاورزی هم از نظر قیمت بازار جهانی نوسانات بزرگتری دارد و هم به شرایط اقلیمی وابسته است. اگرچه عدم اطمینان، باید پس‌انداز احتیاطی را به‌ویژه در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی افزایش دهد، اما از طریق اثر منفی روی بازدهی حقیقی، پس‌انداز را کاهش می‌دهد.^۲

ابزارهای مالی و توسعه بازارهای مالی) اثرات اصلاحات مالی و بازار سرمایه بر پس‌اندازهای خصوصی از کانالهای مختلف حرکت می‌کند و این اثرات می‌توانند منفی یا مثبت باشند. اول، اصلاحات بازار سرمایه ممکن است فرار سرمایه‌ها را به سمت داخل برگرداند. دوم، آزادسازی مالی و تعمیق بازار سرمایه می‌تواند کارایی واسطه‌گری را افزایش داده و از این طریق رشد و نیز پس‌انداز خصوصی را بالا ببرد. سوم، آزادسازی و افزایش متعاقب آن در فشرده‌گی جغرافیایی نهادهای مالی، حوزه نهادهای مالی و کیفیت مقررات و نظارت در بخش مالی، به‌طور عادی منجر به افزایش پس‌اندازهای مالی می‌شود (اشمیت، هیل، ۱۹۹۶). همچنین، قابلیت انعطافی که پس‌انداز در بازارهای سرمایه به تمام پس‌اندازکنندگان و پخش شدن ریسک در میان آنها می‌دهد، مورد بسیار قوی از ضرورت توسعه بازار سرمایه محسوب می‌شود.^۳ یکی از مهمترین عوامل در تصمیم‌گیری رفتار پس‌انداز خانوار وجود موقعیتهای و فرصتهایی است که یک خانوار برای قرض گرفتن و قرض دادن دارد. در کشورهای در حال توسعه پس‌اندازکنندگان انفرادی آن دسته از ابزارهای مالی را انتخاب می‌کنند که ساده و راحت بوده و

1. Bijan. B., Aghevli, James. M., Boughton, Peter, Montiel, J.Villanueva, Delano and Geoffrey, Woglom. (1990). p. 40.

2. Ibid., p. 42.

3. The Joint Conference of Africa Ministers of Finance and Ministers of Economic Development and Planning. (1999). pp. 2-5.

با هزینه اندک به پول نقد تبدیل شود. در این کشورها، نه تنها دامنه محدودی از داراییهای مالی پیش روی پس‌اندازکنندگان قرار دارد، بلکه وجود سقفها روی نرخهای استقراض بانکی و نرخهای قرض دادن نیز این مسئله را تشدید کرده است.

در شرایط تورمی نرخهای بهره حقیقی منفی، سپرده‌های بانکی پس‌انداز در سیستم بانکی را کاهش می‌دهد و حتی ممکن است نرخ پس‌انداز کل را کاهش دهد. البته، عدم وجود یک بازار مالی کارآ، بیشتر در نحوه استفاده از پس‌انداز به طریق مؤثر تأثیر می‌گذارد. در واقع، عدم امکان قرض گرفتن و قرض دادن و یا تخصیص درآمد دوره زندگی بین مصرف حال و آینده برای خانوارهایی که قصد پس‌انداز دارند، به صورت منفی و برای خانوارهایی که قصد مصرف بیش از درآمد جاری خود را دارند، به صورت مثبت روی پس‌انداز اثر می‌کند. با این حال، عدم وجود بازارهای مالی کارآ و وجود کنترلها و موانع روی بازارهای مالی بیشتر تمایل به کاهش پس‌انداز دارد، زیرا، نرخ بازدهی پایینی را برای پس‌انداز فراهم می‌کند. علاوه بر این، کنترل نرخ بهره در کشورهای در حال توسعه، در شرایطی که نرخهای بهره خارجی افزایش یابد، موجب کاهش ارزش پول داخلی و همین‌طور، افزایش تورم و کاهش پس‌انداز در بازارهای مالی و لذا، جیره‌بندی و سهمیه‌بندی اعتبارات می‌شود، و این نکته‌ای است که در کشورهای در حال توسعه همواره دیده می‌شود^۱.

بدین ترتیب، ایجاد و توسعه نهادهای مالی از قبیل بانکها، بانکهای تخصصی، مؤسسه‌های مالی غیربانکی، بورس اوراق بهادار، که بتوانند پس‌اندازهای جذب شده را به طور منطقی و کارآمد به فعالیتهای مولد سوق دهند، بر میزان پس‌انداز بخش خصوصی اثرگذار است.

الگوی مصرف) از جمله عواملی که تأثیر منفی روی پس‌انداز در کشورهای در حال توسعه دارد، اثر تقلیدی^۲ یا تظاهری است، که اساساً از فرضیه درآمد نسبی^۳ دوزنبری در ارتباط با مصرف نتیجه گرفته می‌شود. از منظر جامعه‌شناسی، مصرف و به دنبال آن پس‌انداز، تنها تحت تأثیر سطح مطلق درآمد نیست، بلکه تحت تأثیر درآمد فرد یا گروه افراد، نسبت به درآمد متوسط قرار می‌گیرد.

1. Mario, I. Blejer. and Adrienne, Cheasty. (1986).
2. Demonstration Effect.
3. Relative Income Hypothesis.

۴. مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعه دایال گولالتی و کریستین تیمان، این افراد در سال ۱۹۹۷، به بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز در کشورهای جنوب شرقی آسیا و امریکای لاتین برای دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۵ پرداختند و در این کار مجموعه‌ای از اطلاعات ۵ اقتصاد مهم از اتحادیه جنوب شرق آسیا (آ.س.آن) یعنی اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند و همچنین، ۹ کشور امریکای لاتین یعنی آرژانتین، برزیل، شیلی، کلمبیا، مکزیک، پاراگوئه، پرو، اروگوئه و ونزوئلا را مورد استفاده قرار دادند. و در نهایت به این نتیجه رسیدند که گذشته از اثرات کسریهای مالی، سیاستهای دولت می‌تواند از طریق ترتیبات تأمین اجتماعی، پس‌انداز خصوصی را تحت تأثیر قرار دهد. در مورد تأثیر مخارج تأمین اجتماعی نیز نتایج آنها نشان داد که کاهش این مخارج گرایش به افزایش پس‌انداز بخش خصوصی دارد.

در نهایت نتایج تخمین، فرضیه برابری ریکاردو را برای همه کشورها رد می‌کند، یعنی تغییرات در پس‌انداز بخش عمومی با تغییرات پس‌انداز خصوصی کاملاً جبران نمی‌شود؛ به ترتیبی که یک افزایش یک درصدی در مازاد بودجه دولت، پس‌انداز خصوصی را تقریباً به اندازه نیم درصد کاهش می‌دهد.^۱

مطالعه کرایگول و راک، این افراد در سال ۱۹۹۲ رفتار پویای پس‌اندازها در کشورهای ترینیداد و توباگو که بخش نفت موتور اصلی رشد اقتصادی آنهاست را به آزمون گذاردند. آنها در تحلیلهای خود از یک مدل تصحیح خطا استفاده کردند که امکان برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای رگرسیون را فراهم می‌آورد. نتایج آنها در رابطه با عوامل مؤثر بر پس‌انداز خصوصی حاکی از آن بود که در یک اقتصاد وابسته به نفت، پس‌انداز دولت یک متغیر درون‌زاست، زیرا در چنین اقتصادی، پس‌انداز دولت به شدت به رابطه مبادله وابسته است و از طرف دیگر در مباحث نظری، هیچ‌گاه بازخورد پس‌انداز خصوصی و پس‌انداز دولت در نظر گرفته نمی‌شود و همواره ترجیح داده می‌شود که رفتار این دو را همانند و همسو در نظر بگیرند که در نهایت مجموع این دو، پس‌انداز کل را به دست می‌دهد. در کل، آنچه از این مطالعه استنباط می‌شود آن است که در معادله رفتاری پس‌انداز باید به رابطه پس‌انداز و رشد درآمد توجه کرده و به خصوص بر تأثیر نرخ بهره، تورم، بار تکفل و حجم صادرات در تولید ناخالص داخلی در تعیین رفتار پس‌انداز تأکید بیشتری داشته باشیم و به آنها به منزله عوامل اصلی تعیین‌کننده رفتار پس‌انداز بنگریم.^۴

1. Dayal-Culati, Anudhra. And Thimann, Christian. (1997).

2. Ronald C. Craigwell.

3. Lewyn L. Rock.

4. Craigwel, Roland and Llewey, Rock. (1992). pp. 247-261.

تجربه ویتو تانزی و هاول اچ. زی)، آنها در سال ۱۹۹۸ به بررسی اثر مالیاتها بر نرخ پس‌انداز خصوصی در مورد ۲۱ کشور OECD طی یک دوره ۲۵ ساله پرداختند. نتایج به‌دست آمده بر اساس مشاهدات سالیانه این حقیقت را خاطر نشان می‌سازد که نرخ کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی (GDP) اعم از مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف به تولید ناخالص داخلی، دارای رابطه منفی با نرخ پس‌انداز خانوار است و از نظر آماری، بسیار پراهمیت و معنادار است. به بیان دقیق‌تر، ضرایب منفی برازش شده متغیرهای مالیاتی، بیشتر به علت افزایش مالیات بر درآمد و به میزان کمتر از آن به دلیل افزایش مالیات بر مصرف است. علاوه بر این، نشان داده شد هنگامی که نرخ کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی ثابت نگه داشته شود، یک رابطه معنادار و مثبت بین نرخ پس‌انداز خانوار و نرخ مالیات بر مصرف به تولید ناخالص داخلی حاصل می‌شود و این تأکیدی است بر جایگزینی اثر مالیات بر مصرف به جای مالیات بر درآمد. معنای ضمنی و اساسی نتایج فوق این است که مالیات بر درآمد نسبت به مالیات بر مصرف فشار بیشتری را بر پس‌انداز وارد می‌کند.

نتایج فوق به‌طور کامل با شهود نظری ارتباط مالیاتها و نرخ پس‌انداز خانوار، مطابق است و یک مورد روشن و محکم و دقیق برای اثر منفی کل مالیاتها، مالیات بر مصرف به‌ویژه، مالیات بر درآمد را در اختیار می‌گذارد. همچنین، تصریح می‌کند که حرکت به سوی مالیات بر مصرف به جای مالیات بر درآمد، می‌تواند نرخ پس‌اندازهای کل خانوار را افزایش دهد.

مطالعه دفتر آمار ملی تایلند، این پژوهش را گروهی از کارشناسان مالیاتی تایلند در سال ۲۰۰۰ انجام دادند و هدف آن بررسی اثر نرخهای بهره بر پس‌انداز خانوارهای تایلندی طی دوره ۱۹۹۱-۱۹۹۸ بود. طی این بررسی هیچ‌گونه رابطه معنی‌داری بین پس‌اندازهای خانوار و نرخ بهره مشاهده نشد.^۱

مطالعه سعید نجات‌بخش اصفهانی، وی در سال ۱۳۷۷، به بررسی و تخمین تابع پس‌انداز بخش خصوصی در ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۵۷ پرداخته است و در محاسبه پس‌انداز بخش خصوصی، از تعریف ذیل برای پس‌انداز دولت که ویتوریو کوربو^۲ و کلاوس اشمیت هبل^۳ برای اولین بار عنوان کرده بودند، به‌صورت زیر استفاده کرد:

1. Thanompongpha, Busaya, Poshyananda, Roong, Burananthanung, Noppodol, Prakorpkrit, Somchitr and Thana- Anekcharoe, Passarce.(2000). pp. 1-7.
2. Vittorio Corbo.
3. Klaus Schmit- Hebbel.

- خالص پرداختهای خارجی از طرف دولت - مخارج مصرفی دولت - درآمدهای دولت = پس‌انداز دولت
حاصل ضرب نرخ بهره واقعی و بدهی داخلی دولت

و پس از محاسبه پس‌انداز عمومی از روش فوق و کسر آن از پس‌انداز ملی، پس‌انداز خصوصی را محاسبه کرد.

مطالعه احمد مجتهد و افشین کرمی^۱، در این مطالعه اثر رشد اقتصادی، درآمد سرانه، بار تکفل، تورم و تحولات ناشی از انقلاب بر نرخ پس‌انداز ملی در اقتصاد ایران، بر اساس مدل اولیه صندوق بین‌المللی پول، با استفاده از روش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) بررسی شده است. نتایج حاصل حاکی از مثبت بودن اثر رشد اقتصادی و درآمد سرانه و منفی بودن اثر نرخ تورم و بار تکفل بر نرخ پس‌انداز ملی دارد. به علاوه، ضریب تعدیل به سمت تعادل در این مطالعه ۰/۶۳ برآورد شده است. عملکرد یکسان در کوتاه مدت و بلندمدت نرخ پس‌انداز ناخالص ملی نسبت به متغیرهای مستقل دستاورد دیگر این پژوهش است.

۵. بررسی روند تجربی پس‌انداز بخش خصوصی

برای مقایسه چگونگی رفتار متغیر پس‌انداز و مصرف بخش خصوصی طی دوره مورد بررسی، از مشخص‌کننده‌های نسبی پراکندگی این دو متغیر استفاده می‌کنیم. ابتدا، این دو متغیر را با استفاده از فیلتر هودریک پروسکات روندزدایی می‌کنیم و برای نشان دادن میزان نسبی پراکندگی آنها از ضریب تغییرات به عنوان مشخص‌کننده نسبی پراکندگی استفاده می‌کنیم:

$$CV = \frac{\sigma}{\bar{x}} \times 100$$

که صورت، انحراف معیار و مخرج آن میانگین است. ضریب تغییرات که درصد تغییرات متغیرها حول میانگین را نشان می‌دهد، برای متغیر پس‌انداز بخش خصوصی عبارت از:

$$C.V = 55/74$$

و برای متغیر مصرف بخش خصوصی:

۱. احمد مجتهد و افشین کرمی. (۱۳۸۲)، ص ۱-۲۸.

$$C.v = 18/0.14$$

خواهد بود.

کاملاً روشن است که درصد تغییرات پس‌انداز بخش خصوصی بسیار بیشتر از متغیر مصرف بخش خصوصی است و این خود تأییدی بر عدم وجود چسبندگی در رفتار متغیر پس‌انداز بخش خصوصی نسبت به رفتار مصرف بخش خصوصی است. به عبارت دیگر، هر تغییری در درآمد قابل تصرف منجر به تغییر در پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود تا ایجاد نوسان در مصرف، یعنی مردم کاهش و یا افزایش در درآمد را ابتدا به پس‌اندازشان منتقل می‌کنند.

همچنین، نتایج نشان داد که با افزایش درآمد، ابتدا مصرف افزایش یافته و با کاهش درآمد پس‌انداز کاهش می‌یابد و این تأییدی بر همان نظریه دوزنبیری در ارتباط با عادات چرخ دنده‌ای مصرفی و همچنین، نظریه‌های فریدمن و آندو و مادیگیلیانی مبنی بر تبعیت مصرف از مفاهیم بلندمدت درآمدی (درآمد دائمی یا درآمد انتظاری) است. بنابراین، انتظار می‌رود سرعت تعدیل نوسانات در متغیر پس‌انداز بخش خصوصی بسیار زیاد باشد. همان‌گونه که در بالا توضیح داده شد، به نظر می‌رسد در کوتاه‌مدت میل متوسط به پس‌انداز با کاهش درآمد قابل تصرف رابطه مستقیم داشته باشد و با افزایش آن رابطه عکس، و بنابراین، بیشتر تعدیل پس‌انداز به تحولات درآمدی در کوتاه‌مدت تحمیل شود. روند تغییرات مصرف و پس‌انداز بخش خصوصی روشن می‌کند، پس از شوک نفتی در سالهای ۱۳۵۲-۱۳۵۳ که موجب افزایش درآمد سرانه شد، کاهش شدید در میل متوسط به پس‌انداز بخش خصوصی به وجود آمده است که این کاهش تا سالهای بعد از انقلاب نیز ادامه داشته و در دوران پس از انقلاب و به خصوص، پس از سال ۱۳۶۸ یعنی خاتمه جنگ تحمیلی به یک ثبات نسبی می‌رسد.

۶. مدل و روش تخمین

از آنجاکه پس‌انداز یک مفهوم پویاست، تشخیص رفتار بلندمدت و کوتاه‌مدت آن حائز اهمیت است. لذا، علی‌رغم محدودیتهای آماری موجود در کشورمان و اینکه حجم نمونه مورد بررسی ما (۱۳۴۷-۱۳۸۰) در این پژوهش نسبتاً کوچک است، به روشهای برآورد الگوهای پویا متوسل می‌شویم. هرچند که پیش از پرداختن به برازش الگو لازم است ابتدا، نسبت به تحلیل همبستگی میان متغیرهای مدل، بررسیهایی به عمل آید. لذا در قسمت زیر ابتدا، این همبستگی بررسی و سپس، نسبت به برآورد الگوی مناسب اقدام می‌گردد.

۶-۱. تحلیل همبستگی متغیرهای مدل

قبل از ارائه مدل رگرسیونی، برای تعیین میزان و جهت اثرگذاری هریک از عوامل مذکور بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران، به تحلیل میزان همبستگی بین متغیرهای توضیحی و اثرگذار با متغیر وابسته - پس‌انداز بخش خصوصی - در ایران می‌پردازیم.

نتایج حاصل از ماتریس همبستگی بینش درست و روشنی از روابط بین متغیرها، قبل از برازش مدل رگرسیونی، به ما می‌دهد. همان‌طور که می‌دانیم، ضریب همبستگی بین دو متغیر، شدت همبستگی خطی بین دو متغیر را نشان می‌دهد و به تفسیر نتایج رگرسیونی شباهت بسیار دارد، با این تفاوت اساسی که در رگرسیون مرکب، تأثیر سایر متغیرهای اثرگذار عملاً ثابت نگاه داشته می‌شود.

نتایج حاصل از ماتریس همبستگی جزئی حاکی از میزان همبستگی بین پس‌انداز بخش خصوصی و شاخص توسعه بازارهای مالی (VSHY) مثبت و به میزان ۰/۷۱، همبستگی پس‌انداز بخش خصوصی و رابطه مبادله (TOTN) مثبت و ۰/۴۸، همبستگی بین درآمد قابل تصرف بخش خصوصی (RYD) و پس‌انداز بخش خصوصی نیز مثبت و ۰/۵۲ است، همبستگی بین هزینه‌های تأمین اجتماعی (RSEC) و پس‌انداز بخش خصوصی مثبت و ۰/۳۶، همبستگی بین ضریب جینی (GINI) و پس‌انداز بخش خصوصی مثبت و ۰/۰۲۲، همبستگی بین نرخ بیکاری (UNR) و پس‌انداز بخش خصوصی منفی و ۰/۲۳ - و در نهایت، همبستگی بین نرخ بهره واقعی و پس‌انداز بخش خصوصی مثبت و ۰/۰۰۷ است. علی‌رغم اینکه جدول همبستگی اطلاعات مفیدی در مورد ارتباط بین متغیرها در اختیار قرار می‌دهد، از آنجایی که ارتباط متغیرها در اینجا خالص از عملکرد سایر متغیرها نیست، با نتایج حاصل از آن باید با احتیاط برخورد کرد. مطالعات رگرسیونی در این خصوص از اعتبار بیشتری برخوردار است.

۶-۲. تبیین الگو

با توجه به مبانی نظری مطرح شده در قسمت قبل، از آنجا که عوامل مؤثر بر پس‌انداز، بستگی به ماهیت اقتصاد مورد بررسی به لحاظ درجه توسعه‌یافتگی آن اقتصاد دارد، در این قسمت، به بررسی تجربی اثر عوامل مختلف بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران پرداخته می‌شود. در این بررسی تجربی، اثر متغیرهایی همچون درآمد قابل تصرف^۱، ویژگیهای جمعیتی مانند نرخ بیکاری، نرخ بهره واقعی^۱،

۱. پس از محاسبه پس‌انداز خصوصی، از جمع مصرف بخش خصوصی حقیقی و پس‌انداز بخش خصوصی حقیقی به دست آمده است:

$$RYD = RPS + RPCON$$

مالیاتها، نرخهای بهره، تورم، برنامه‌های بیمه بازنشستگی و تأمین اجتماعی، چگونگی توزیع درآمد، چگونگی تأثیر ابزارهای مالی و توسعه بازارهای مالی بر پس‌انداز و رابطه مبادله^۲ مورد بررسی قرار می‌گیرد (تا از این منظر بتوان نحوه ارتباط و میزان اثرگذاری آنها را بر پس‌انداز بخش خصوصی به روشنی نشان داد).

فرم عمومی مدل مورد بررسی را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$f(RYD, RSEC, UNR, RMOI, GINI, VSHY, TOTN) = \text{پس‌انداز بخش خصوصی}$$

مدل ارائه شده با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده یا (ARDL)^۳ برآورد شده است. برآورد ضرایب به روش انگل-گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنشهای پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند، زیرا، برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آمارهای آزمون معمول بی اعتبار خواهد بود^۴. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویاییهای کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. با توجه به این توضیح، روش فوق به دلایل زیر مورد استفاده قرار گرفته است:

۱) استفاده از روشهایی همچون روش یوهانسن-جوسیلوس و روش انگل-گرنجر مستلزم آن است که تمامی متغیرهای موجود در مدل جمع بسته از یک درجه باشند، ولیکن، در این روش متغیرها می‌توانند از هر درجه‌ای جمع بسته باشند (به عبارت دیگر، در این روش نیازی به انجام آزمونهای ریشه واحد برای تعیین درجه جمع بستگی متغیرها نیست)^۵.

۱. نرخ بهره واقعی بر اساس رابطه: $RMOI = MOI - PP(-1)$ محاسبه شده است که در آن، $PP(-1)$ نرخ تورم با یک وقفه زمانی و با فرض انتظاراتی است که حالت حدی از انتظارات تطبیقی است که در آن تورم دوره قبل به عنوان تورم انتظاری در نظر گرفته می‌شود، مطابقت دارد. MOI متوسط وزنی نرخهای سود سپرده‌های مدت‌دار است.

۲. رابطه مبادله از تقسیم شاخص قیمت صادرات غیر نفتی با بعد ارزی بر شاخص ضمنی تولید کشورهای صنعتی به دست آمده است.

3. Auto- Regressive Distributed Lag (ARDL).

۴. محمد نوفرستی. (۱۳۷۸).

5. B. Pesaran and M. Pesaran. (1992).

(۲) با استفاده از این روش می توان تحلیل‌های اقتصادی را در دو دوره کوتاه مدت و بلندمدت انجام داد.

با توجه به ملاحظات فوق، الگوی پس انداز بخش خصوصی در فرم پویای آن به صورت زیر برآورد می شود:

$$RPS = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j RPS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} RYD_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} VSHY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} RSEC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} TOTN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{6j} UNR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_7} \beta_{7j} RMOI_{t-j} + V_t$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (*AIC*)، شوارز-بیزین (*SBC*)، حنان-کوئین (*HQC*) و یا \bar{R}^2 مشخص کرد. نرم افزار میکروفیت (*Microfit*) این امکان را فراهم آورده است تا بتوان یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده را برآورد کرد. نرم افزار مذکور ابتدا رابطه (۱۰) را به روش حداقل مربعات معمولی (*OLS*) برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر $p = 0, 1, 2, \dots, m$ ، $g = 0, 1, 2, \dots, m$ و $k = 1, 2, \dots, k$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می کند. حداکثر تعداد وقفه‌ها (m) را پژوهشگر تعیین می کند و برآورد در محدوده زمانی $t = m+1$ تا $t = n$ صورت می گیرد. سپس، در مرحله دوم به پژوهشگر این امکان داده می شود تا از بین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده، یکی را با توجه به چهار ضابطه *AIC*، *SBC*، *HQC* و یا \bar{R}^2 تعدیل شده انتخاب کند. در مرحله سوم، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را بر اساس الگوی *ARDL* انتخاب شده، محاسبه می کند. این برنامه همچنین برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به الگوی *ARDL* انتخابی را نیز ارائه می نماید.

ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی براساس رابطه زیر محاسبه می شوند:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i + \hat{\beta}_{i_1} + \dots + \hat{\beta}_{i_{q_i}}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p}$$

با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه، ضابطه شوارز-بیزین (*SBC*) را ملاک عمل قرار می دهیم. زیرا، این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می کند و طول دوره مورد بررسی را حداکثر می نماید. به دلیل

کوچک بودن حجم نمونه و تعداد زیاد متغیرهای توضیحی تعداد وقفه‌های مورد استفاده در الگو بسیار محدود است. در هر صورت، در این شرایط امکان بروز وضعیت همخطی کاملاً محتمل است. نتایج بلندمدت ضرایب مدل نیز حاکی از بی‌معنی بودن پنج متغیر توضیحی از جمله درآمد قابل تصرف، ضریب جینی، نرخ بیکاری، رابطه مبادله و نرخ بهره واقعی به لحاظ آماری است. میل نهایی به پس‌انداز ۰/۱۱ و ضریب تعدیل در فرم تصحیح خطای این الگو، مقداری بزرگتر از یک و برابر ۱/۲۶- است. این امر حاکی از آن است که عدم تعادل‌های کوتاه مدت، در بلندمدت، به تعادل منتهی نمی‌شوند.^۱ با توجه به مراتب فوق، به برازش مدل‌های دیگری پرداختیم و در نهایت، به مدلی رسیدیم که در آن پس‌انداز بخش خصوصی به شکل پویا، به صورت زیر برآورد شده است:

$$RPS = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j RPS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} RYD_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} VSHY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} RSEC_{t-j} + D_{68} + V_t$$

نتایج این الگو در جدول (۱) گزارش شده است. با توجه به تحلیل همبستگی، شاید علت حذف متغیر نرخ بهره از مدل، وجود همخطی بین متغیر توضیحی ضریب جینی و نرخ بهره واقعی بوده باشد. این امر شبه‌های را ایجاد می‌کند که اگر امکان بزرگتر شدن حجم نمونه مورد بررسی وجود می‌داشت، نرخ بهره واقعی به لحاظ آماری بی‌معنی نمی‌شد و بنابراین، یکی از عوامل مؤثر و توضیح‌دهنده برای پس‌انداز بخش خصوصی در ایران نرخ بهره واقعی می‌بود.

در الگوی مزبور R^2 و R^2 تعدیل‌شده به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۹۱ است که نشان می‌دهد تقریباً ۰/۹۵ از تغییرات پس‌انداز بخش خصوصی را متغیرهای توضیحی مدل، توضیح می‌دهند. آزمون‌های صحت مدل نیز حاکی از خوبی برآورد است. از جمله آزمون F برای فرضیه عدم وجود خودهمبستگی^۲ که در سطح اطمینان ۰/۹۵ نمی‌توانیم فرض عدم وجود خودهمبستگی را رد کنیم. همچنین، آزمون F که برای صحت شکل تبعی مدل مورد نظر قرار می‌گیرد حاکی از این است که در سطح اطمینان ۰/۹۵

۱. همان منبع.

۲. در مدل‌های ARDL نمی‌توان از ملاک دوربین داتسون برای تشخیص مشکل خودهمبستگی استفاده کرد. زیرا، یکی از محدودیت‌های آزمون دوربین داتسون در مدل‌هایی است که متغیر وابسته با وقفه به عنوان متغیر توضیحی در آن مدل ظاهر شود که در این صورت ملاک مذکور، ممکن است علی‌رغم وجود خودهمبستگی به سمت عدد ۲ گرایش یابد.

نمی‌توانیم فرضیه عدم وجود تورش تصریح را رد کنیم. همچنین، فرضیه عدم وجود واریانس ناهمسانی را نیز با احتمال اطمینان ۰/۹۵ نمی‌توانیم رد کنیم. برای آزمون فرضیه صفر بودن کلیه ضرایب مدل نیز از ملاک F استفاده می‌کنیم که ۲۷/۵۳ گزارش شده که فرض صفر بودن کلیه ضرایب رگرسیون را رد می‌کند.

جدول ۱- ضرایب بلند مدت محاسبه شده از طریق الگوی خود توضیحی، با وقفه‌های گسترده

متغیر	ضریب	آماره t
RYD	۰/۲۴۴۲۷	۳/۰۳
GINI	-۴۴۵۷	-۲/۰۲
RVSHY	۱۵۴۴/۲	۹/۰۰۲
RSEC	-۰/۰۲۱۷۴۹	-۵/۱۷
D68	-۴۲۲/۸۲۸۳	-۱/۶۲
C	۳۹۴۶/۸	۳/۷۱

به منظور بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت در الگوی پویای فوق، باید آزمون همجمعی متغیرها صورت گیرد. شرط اینکه متغیرها همجمع باشند این است که مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه وابسته که به عنوان متغیر توضیحی در مدل ظاهر شده‌اند، کوچکتر از یک شود و سپس، برای حصول اطمینان از نتیجه آن باید فرضیه زیر آزمون گردد:

$$H_0: \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1 < 0$$

با توجه به انتخاب دو وقفه برای متغیر وابسته در مدل، $p = 2$ است. بنابراین، فرضیه فوق برای مدل ما، به صورت زیر بیان خواهد شد:

$$H_0: (\alpha_1 + \alpha_2) - 1 \geq 0$$

$$H_1: (\alpha_1 + \alpha_2) - 1 < 0$$

$$H_0: (۰/۴۸۹۰۶ + (-۰/۳۵۲۵۶)) - 1 \geq 0$$

$$H_1: (۰/۴۸۹۰۶ + (-۰/۳۵۲۵۶)) - 1 < 0$$

ملاک آزمون نیز به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{ملاک آزمون} = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\alpha}_i}}$$

و مقدار آن نیز با کمیت‌های بحرانی که بنرچی، دولادو و مستر^۱ در سال ۱۹۹۲ ارائه کرده‌اند، مقایسه و قضاوت می‌شود.^۲

ملاک آزمون در مدل برابر است با:

$$\frac{(0/48906 - 0/35256) - 1}{0/13562 + 0/12527} = \frac{-0/8635}{0/26089} = -3/30982$$

از آنجاکه مقدار بحرانی ارائه شده در جدول بنرچی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۰/۹۵ برابر ۳/۱۹- و مقدار کمیت ملاک آزمون بزرگتر از مقدار بحرانی است، فرضیه صفر (H_0) رد می‌شود و فرضیه مخالف (H_1) حاکی از کوچکتر از یک بودن مجموع ضرایب متغیرهای وابسته با وقفه توضیحی مدل را، نمی‌توان رد کرد. بنابراین فرضیه عدم همجمعی متغیرها و عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها رد می‌شود؛ ولی فرضیه مخالف را نمی‌توان رد کرد. یعنی با اعتماد ۰/۹۵ رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود خواهد داشت. این رابطه تعادلی بلندمدت، با استفاده از نرم‌افزار میکروفیت (Microfit) برآورد شده که با توجه به آن کلیه ضرایب بلندمدت مدل در سطح اطمینان ۰/۹۵ معنی دار است.

۸. تفسیر نتایج رگرسیون

مدل رگرسیونی بلندمدت پس‌انداز بخش خصوصی در ایران به صورت زیر است:

$$RPS = 3946/8 + 0/24427RYD - 4457GINI - 0/21749RSEC + 1544/2VSHY - 422/8283D68$$

$$(3/7032) \quad (3/0319) \quad (-2/0228) \quad (-5/1774) \quad (9/0025) \quad (-1/6233)$$

در این مدل میل نهایی به پس‌انداز بخش خصوصی ۰/۲۴ محاسبه شده است و این بدان معنی است که با فرض ثابت بودن سایر عوامل تأثیرگذار، اگر درآمد قابل تصرف بخش خصوصی یک واحد افزایش

1. Banerjee, Dolado and Mestre.

۲. محمد نوفرستی. (۱۳۷۸).

یابد، در بلندمدت پس‌انداز بخش خصوصی به قیمت ثابت ۶۱، به طور متوسط به اندازه ۰/۲۴ واحد افزایش خواهد یافت.

ضریب متغیر جینی که به عنوان شاخصی برای بیان چگونگی وضعیت توزیع درآمد ایران در نظر گرفته شده است، ۴۴۵۷- گزارش شده است. این به مفهوم وجود رابطه عکس بین متغیر ضریب جینی و پس‌انداز بخش خصوصی است. یعنی اگر مقدار ضریب جینی ۰/۰۱ واحد افزایش یابد، پس‌انداز بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ به طور متوسط به میزان ۴۴/۵۷ واحد کاهش می‌یابد. یعنی اگر توزیع درآمد به اندازه ۰/۰۱ واحد خراب‌تر شود، میزان پس‌انداز حقیقی بخش خصوصی به طور متوسط به میزان ۴۴/۵۷ واحد کاهش می‌یابد.

ضریب متغیر $RSEC$ که به عنوان شاخصی برای نشان دادن وضعیت تأمین اجتماعی در ایران انتخاب شده است، حاکی از این است که اگر هزینه‌های تأمین اجتماعی یک واحد افزایش یابد، پس‌انداز بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱، به طور متوسط به اندازه ۰/۰۲۲ کاهش خواهد یافت.

ضریب متغیر $VSHY$ که به عنوان شاخصی برای توسعه بازارهای مالی انتخاب شده است، حاکی از این است که اگر نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی ۰/۰۱ واحد افزایش یابد، پس‌انداز بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱، به طور متوسط به اندازه ۱۵/۴۴۲ واحد افزایش خواهد یافت. همان‌طور که بیان شد، علایم ضرایب برآورد شده در مدل نیز مطابق انتظار بوده و حکایت از آن دارد که با افزایش درآمد قابل تصرف، توسعه بازارهای مالی و بهبود وضعیت توزیع درآمد، پس‌انداز بخش خصوصی در ایران افزایش و با بهبود وضعیت تأمین اجتماعی، پس‌انداز بخش خصوصی در ایران کاهش می‌یابد.

۸-۱. بررسی نوسانات کوتاه‌مدت مدل

برای آنکه نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط دهیم، باید از الگوی تصحیح خطا^۱ یا (ECM) استفاده کنیم. نرم‌افزار میکروفیت امکان استفاده از این الگو را نیز پس از استخراج الگوی بلندمدت تعادلی مرتبط با الگوی ARDL، فراهم می‌نماید. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای مدل پس‌انداز بخش خصوصی در ایران در جدول (۲) گزارش شده است. کلیه ضرایب مدل در سطح احتمال ۹۵٪ معنی‌دار است. ضریب تعیین R^2 و R^2 تعدیل‌شده به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۷۸ است که حاکی از قدرت نسبتاً خوب توضیح‌دهندگی مدل است. ضریب متغیر $ECM(-1)$ که همان مقدار

1. Error Correction Model.

با وقفه باقیمانده‌های مدل است ۰/۸۶- برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۸۶ از عدم تعادل یک دوره در پس‌انداز بخش خصوصی در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت بسیار زیاد صورت می‌گیرد. کوچکتر از یک بودن ضریب تعدیل بیانگر همگرایی مدل در بلندمدت است.

در مدل فوق، علی‌رغم اینکه این ضریب کوچکتر از یک برآورد شده است، ولی با توجه به فاصله اعتماد مربوط یعنی:

$$(ECM \pm 2S_{ect}) \quad \text{یا} \quad (-0/86 \pm 2(0/15359)) \quad \text{یا} \quad (-0/55, 1/17)$$

نمی‌توانیم یک بودن ضریب الگوی تصحیح خطا را رد کنیم و این به معنی سرعت بسیار زیاد تعدیل در پس‌انداز بخش خصوصی در ایران است.

با وجودی که کوچک بودن حجم نمونه می‌تواند مشکل همخطی را تشدید کرده باشد، همان متغیرهای باقیمانده در مدل، تغییرات پس‌انداز را به همان خوبی مدل اولیه توضیح داده‌اند و می‌توان آنها را عوامل مؤثر بر رفتار پس‌انداز بخش خصوصی در ایران دانست.

جدول ۲- الگوی تصحیح خطای محاسبه شده از طریق الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده

متغیر	ضریب	آماره t
RPS (-۱)	۰/۳۵	۲/۸
RYD (-۱)	۰/۲۱	۳/۴
GINI (-۱)	-۳۸۴۸/۶	-۲/۵
RVHSY (-۱)	۵۷۶/۶۲	۵/۳
RVSHY (-۲)	-۶۳۵/۲۴	-۳/۷
RSEC (-۱)	-۰/۲۰۳	-۳/۹
RSEC (-۲)	-۰/۰۱۴۵	۲/۷
D68 (-۱)	-۳۶۵/۱	-۱/۸۸
C (-۱)	۳۴۰/۸	۴/۶
ECM (-۱)	-۰/۸۶	-۵/۶۲

بدین ترتیب از میان عوامل بسیاری که به عنوان عوامل تعیین‌کننده پس‌انداز بخش خصوصی در نظر گرفته شده بود، متغیرهایی چون درآمد قابل تصرف بخش خصوصی، وضعیت توزیع درآمد در جامعه، میزان هزینه‌های تأمین اجتماعی، توسعه بازارهای مالی از عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران شناخته شدند.

۹. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

اهمیت تجهیز منابع پس‌انداز موجود در اقتصاد ملی به سوی مصارف سرمایه‌گذاری در جریان توسعه، نکته‌ای است که تمام اقتصاددانان بر آن اتفاق نظر دارند. این مورد به‌قدری ضرورت دارد که شناخت نیروهای محرکه رفتار پس‌انداز بخش خصوصی به‌عنوان راهگشای سیاست‌گزاران در جهت تجهیز هرچه بیشتر این عامل مهم اقتصادی مورد نظر قرار می‌گیرد. بدین‌منظور در مطالعه حاضر، بررسی پس‌انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران به انجام رسید و طی آن مدل مورد استفاده دایال گولاتی و کرسستین تیمان در سال ۱۹۹۷ در خصوص اقتصاد کشورهای جنوب شرقی آسیا و امریکای لاتین که بر اساس اتحاد درآمد ملی تنظیم شده بود، مورد استفاده قرار گرفت. بررسی نوسانات بسیار زیاد پس‌انداز بخش خصوصی چند نکته را در اقتصاد ایران روشن کرد:

اولاً، آثار تغییرات شوک نفتی در پس‌انداز بخش خصوصی ایران بر اثر افزایش درآمد سرانه، موجب افزایش پس‌انداز بخش خصوصی شده است. نتیجه بسیار مهمتری که از مقایسه تغییرات مصرف بخش خصوصی و پس‌انداز بخش خصوصی در ایران حاصل می‌شود، این است که رفتار مصرفی بخش خصوصی از ثبات بیشتری نسبت به پس‌انداز بخش خصوصی برخوردار بوده و این بدان معنی است که بخش خصوصی هر تغییر موقتی در درآمد خود را به پس‌انداز خود منتقل می‌کند و از مصرف خود نمی‌کاهد.

همچنین، بررسی و آزمون متغیرهایی همچون درآمد قابل تصرف، هزینه‌های تأمین اجتماعی، ویژگی‌های جمعیتی مانند نرخ بیکاری، میانگین وزنی سود سپرده‌های بلندمدت به‌عنوان شاخصی برای نرخ بهره رسمی، نرخ تورم، ضریب جینی به‌عنوان شاخصی برای چگونگی توزیع درآمد، رابطه مبادله، نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمدهای نفتی به‌عنوان شاخصی برای میزان توسعه بازارهای مالی در نظر گرفته و میزان و جهت تأثیرگذاری آنها را بر پس‌انداز بخش خصوصی نشان داد که عواملی چون درآمد قابل تصرف بخش خصوصی، ضریب جینی، شاخص توسعه بازارهای مالی و هزینه‌های تأمین اجتماعی بر پس‌انداز بخش خصوصی برخوردار از تأثیری معنی‌دار

است. همچنین، متغیر مجازی مربوط به سالهای پس از جنگ (به دلیل اثر پایان جنگ تحمیلی بر رفتار مصرفی و پس‌اندازی خانوارها)، نیز تأثیر معنی‌داری را بر پس‌انداز بخش خصوصی نشان داد. همچنین، تحلیل‌های به‌انجام رسیده با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های (ARDL) بر اثر معکوس افزایش هزینه‌های تأمین اجتماعی بر پس‌انداز بخش خصوصی را نتوانستیم رد کنیم. همان‌طور که قبلاً گفته شد، این امر به دلیل وجود سه اثر متفاوت ثروت، بازنشستگی و ارثیه که می‌توانند یکدیگر را جبران کنند، است.

بنابراین، می‌توان گفت با افزایش هزینه‌های تأمین اجتماعی، پس‌انداز بخش خصوصی کاهش خواهد یافت. افزون بر این، رابطه میان نابرابری توزیع درآمد و پس‌انداز بخش خصوصی به‌صورت عکس به‌دست آمد، که این خود حاکی از آن است که نباید به بهانه افزایش پس‌انداز بخش خصوصی در ایران توزیع درآمد ناعادلانه را تحمیل کرده و تصور کنیم که انباشت سرمایه بیشتر در اثر خراب‌تر شدن وضع توزیع درآمد می‌تواند پس‌انداز بخش خصوصی را افزایش دهد. همچنین در این تحلیل‌ها، رابطه میان توسعه بازارهای مالی بر پس‌انداز بخش خصوصی مثبت به دست آمد که خود مبین آن بود که هرچه بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر شوند، انگیزه‌های پس‌انداز بخش خصوصی افزایش خواهد یافت.

البته، نتایج به‌دست آمده با توجه به حذف برخی متغیرها از الگوی اصلی بوده است که از جمله دلایل آن می‌توان به کوچک بودن حجم نمونه و وجود همخطی بین متغیرها اشاره کرد. مثال عمده در این رابطه متغیر نرخ بهره است که حذف آن به دلیل وجود همخطی میان این متغیر و ضریب جینی صورت گرفته است. البته، هرچند متغیر نرخ بهره با توجه به عدم معنی‌داری آماری از مدل حذف شد، اما به دلیل امکان وجود رابطه همخطی، باید با این قضیه با احتیاط برخورد کرد. ضمناً این امر می‌تواند ناشی از عدم دسترسی به جایگزین مناسبی برای بهره در وضعیت کنترل اعتبارات باشد.

همان‌طور که نشان داده شد، بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌تواند پس‌انداز بخش خصوصی را افزایش دهد، ولی از آنجا که این امر مستلزم تغییرات اساسی است، باید در راستای برنامه‌های بلندمدت مورد نظر قرار گیرد.

از نتایج این پژوهش روشن می‌شود که برای افزایش پس‌انداز بخش خصوصی بهترین و مطمئن‌ترین راه، بهبود وضعیت بازارهای مالی است. زیرا، هم پس‌اندازها را بیشتر و راحت‌تر به خود جذب می‌کند و هم امکان سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

با وجود اینکه رابطه عکس هزینه‌های تأمین اجتماعی و پس‌انداز بخش خصوصی تأیید شد، نمی‌توان آثار رفاهی تأمین اجتماعی را نادیده گرفت و برای قضاوت درست‌تر و تصمیم‌گیری صحیح‌تر باید به برآیند آثار رفاهی تأمین اجتماعی و افزایش پس‌انداز بخش خصوصی توجه کرد.

منابع

- برانسون، ویلیام. اچ. (۱۳۷۴). *تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان*. ترجمه عباس شاکری. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *بولتن مالی و اقتصادی بین‌المللی*. شماره ۵۱.
- جلالی نائینی، سید احمدرضا و قرشی، مهرداد. (۱۳۷۷). پس انداز، تله فقر و رشد اقتصادی. مجموعه مقالات هشتمین کنفرانس مؤسسه پولی و بانکی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *حسابهای ملی، ترازنامه و گزارش اقتصادی*. (۱۳۴۷-۱۳۸۰). حقیقت، جعفر. (۱۳۷۷). سیاست مالی و تجهیز پس اندازها. مجموعه مقالات هشتمین کنفرانس مؤسسه پولی و بانکی.
- رحمانی، تیمور. (۱۳۷۱). *تحلیلی از تشکیل سرمایه در ایران و تخمین منابع سرمایه‌گذاری*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه تهران.
- رضوی، سیدمعاون. *مباحث نظری توزیع درآمد*. مرکز آمار ایران.
- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، مجموعه اطلاعاتی و آمارهای سری زمانی.
- صدر منوچهری نائینی، علیرضا. (۱۳۷۶). عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران. *پایان‌نامه دکتری*، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات.
- علی، علی‌عباس. (۱۳۷۳). *تجزیه و تحلیل رفتار کلان تشکیل پس انداز*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
- قطمیری، محمدعلی. *توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی، تجربه کشورهای آسیای شرق*؛ درس‌هایی برای ایران. *اطلاعات سیاسی اقتصادی*. شماره ۱۳۶.
- کميجانی، اکبر و رحمانی، تیمور. (۱۳۷۲). *تحلیلی تئوریک از اهمیت و ماهیت پس انداز و بررسی تجربی آن در ایران*. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۷.
- مجتهد، احمد و کرمی، افشین. (۱۳۸۲). *ارزیابی متغیرهای مؤثر بر رفتار پس انداز ملی در اقتصاد ایران*. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۲۷، ص ۲۸-۱.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

Aghevli, Bijan. B, Boughton, James. M., Montiel, Peter, J.Villanueva, Delano and Woglom, Geoffrey. (1990). The Role of National Saving in the World Economy, Recent Trends and Prospects. *IMF, Occasional Paper*. 67, PP. 39-45.

- Craigwel, Roland and Llewellyn, Rock. (1992). Dynamic Saving Behavior in An Oil Dependent Economy, The Case of Trinidad and Tobago. *Journal of Development Economics*, No. 39. PP. 247-261.
- Dayal – Gulait, Anurdha and Thimann, Christian. (1997). Saving in South-East Asia and Latin America. *IMF, Working Paper*. No. 97/110, PP. 7-12.
- Blejer Mario, I. and Cheasty Adrienne. (1986). *Using Fiscal Measures to Stimulate Saving in Developing Countries*. Finance and Development.
- Pesaran, B. and Pesaran, M. (1992). *Microfit 4*, Oxford University Press, Oxford.
- Roger S. Smith. (1989). Factors Affecting Saving, Policy Tools, and Tax Reform: A Review. *IMF Staff Papers*, Vol. 37, No.1, PP. 6-9.
- Thanompongpha, Busaya, Poshyananda, Roong, Burananthanung, Noppodol, Prakorpkit, Somchitr and Thana- Anekcharoe, Passarce. (2000). *Recent Developments in Household Saving Behavior*. Economic Research Department. PP. 1-7.
- The Joint Conference of Africa Ministers of Finance and Ministers of Economic Development and Planning, May 1999. PP. 2-5.
- Vito Tanzi and Howell H. Zee. (1998). Taxation and the Household Saving Rate: Evidence from OECD Countries. *IMF Working Paper*, PP. 5-10.