



پژوهش‌نامه‌ی علوم اقتصادی

علمی - پژوهشی

سال دهم، شماره‌ی ۲ (پیاپی ۳۹)، نیمه‌ی دوم ۸۹

گذار پس انداز^۱ و نقش تعیین کننده‌ی آن در اقتصاد ایران

مهدی تقوی*

ابراهیم رضایی**

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۳/۲۲

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۷/۹

چکیده

رفتار متفاوت پس انداز در نقاط مختلف دنیا، در دهه‌های گذشته و به ویژه کاهش آن در سال‌های اخیر نظر بسیاری از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران را به خود جلب کرده است. در همین زمینه این مقاله، با به کارگیری ملاک‌های مشخص برای گذار پس انداز و رشد، به عنوان مهم‌ترین نتیجه‌ی خود نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، رشد اقتصادی در معرض گذار واقع نشده و پس انداز بخش خصوصی نیز نتوانسته به مرحله‌ی گذار وارد شود. با این حال، پس انداز خالص ملی در سال ۱۳۶۹ به مرحله‌ی گذار وارد شده، اما بعد از آن دوره، تغییر قابل توجهی در آن مشاهده نشده و حتی به مقادیر قبل از گذار هم رسیده است. این عدم مشابهت در رفتار این دو نرخ باعث شده است که در این مقاله اثر متغیرهایی نظیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان و توسعه‌ی بازارهای مالی در کنار سایر متغیرها بر پس انداز مورد بررسی قرار گیرد. مهم‌ترین یافته‌های این قسمت از مقاله نیز عبارت از آن است که اولاً، تأثیر رشد اقتصادی بر متغیر پس انداز هرچند مثبت ولی بسیار اندک است؛ به گونه‌ای که این اثر نمی‌تواند باعث گذار در پس انداز شود. ثانیاً، پس انداز بخش دولتی، به عنوان یک متغیر کلیدی، باعث کاهش معنی‌دار پس انداز بخش خصوصی و افزایش پس انداز ملی شده است. ثالثاً، بی‌ثباتی اقتصاد کلان به عنوان یکی از موانع جدی گذار پس انداز در اقتصاد ایران می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: گذار پس انداز، گذار رشد، بی‌ثباتی اقتصاد کلان، توسعه‌ی بازارهای مالی

طبقه بندی JEL: E21, E44, B22

* نویسنده‌ی مسئول - استاد گروه اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی . ایمیل: taghavi2009@yahoo.com

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه

۱- مقدمه

در سی سال گذشته، اقتصاد دنیا کاهش مداومی را در نرخ های پس انداز تجربه کرد. این روند کاهشی عمدتاً در الگوهای پس انداز مناطق مختلف، متنوع و متفاوت بوده، به ویژه این تفاوت در جهان در حال توسعه مشهودتر بوده است؛ نرخ های پس انداز در شرق آسیا دو برابر و در آمریکای لاتین کاهشی^۱ شده و در آفریقای زیر صحرای به حد پایین خود رسیده است. این تنوع در نرخ های پس انداز، به نوعی عملکردهای رشد را نشان می دهد. به عبارت دیگر، در بین مناطق مختلف دنیا، نرخ های بالای پس انداز با نرخ های بالای درآمد، همراه بوده است.

گذشته از بحث آماری فوق، اهمیت تغییر مسیر مثبت پس انداز در یک کشور در چیست؟ به لحاظ حسابداری درآمد ملی، سرمایه گذاری از طریق پس انداز تأمین می شود که این پس انداز می تواند هم منشأ داخلی، و هم جریان و ریشه ی خارجی داشته باشد. انباشت سرمایه ی فیزیکی، ناشی از تشکیل سرمایه در کشورها هم، به عنوان نزدیک ترین و شناخته شده ترین منبع رشد اقتصادی مطرح است. اغلب در عمل، انباشت سرمایه ی فیزیکی ناشی از جریان پس اندازهای خارجی اندک است، به عبارت دیگر، در دنیای واقعی کمتر کشوری وجود دارد که بیش از ۲۰ درصد از کل سرمایه گذاری های آن را پس اندازهای خارجی تشکیل دهد. بنابراین، اهمیت حیاتی پس انداز داخلی در رشد اقتصادی از دل حقایق قوی اقتصادی بیرون می آید.

در این مقاله، ابتدا مبانی نظری بحث به صورت مختصر بیان می شود. سپس گزارش پس انداز در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می گیرد آن گاه در قسمت سوم مقاله، گزارشی از تعیین کننده های پس انداز در اقتصاد ایران (رشد اقتصادی) مورد بررسی قرار می - گیرد و در ادامه اثر این تعیین کننده ها در چارچوب یک مدل ARDL بر پس اندازهای ملی و خصوصی مطالعه می شود. در نهایت نتایج حاصل از کل مطالعه ارائه می گردد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- در باره ی رفتار پس انداز چه می دانیم؟

در این قسمت، شش حقیقت یافته شده و روندهای جهانی مربوط به نرخ های پس انداز کشورها و مناطق از اواسط دهه ی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ میلادی را که حاصل مطالعات گسترده در این زمینه است، به طور خلاصه مورد بررسی قرار می دهیم.

۲-۱-۱- از دهه ی ۱۹۷۰ میلادی نرخ پس انداز دنیا در حال کاهش و نرخ بهره در حال افزایش بوده است.

متوسط وزنی نرخ پس انداز دنیا طی دهه ی ۱۹۶۰ و اوایل دهه ی ۱۹۷۰ اندکی افزایش یافته و به اوج ۲۵ درصدی خود در سال ۱۹۷۳ رسید. متعاقب آن، این نرخ به ۱۹ درصد در سال های ۹۳ و ۹۴ میلادی رسید. و در دهه ی جاری کشورهای با اقتصاد های بزرگ شدیداً دچار کاهش پس انداز شده اند. (براون، دیاسوک و داگلاس^۱، ۲۰۰۶). در عوض، متوسط نرخ بهره ی واقعی بلند مدت روند متفاوتی را نشان می دهد: از ۲-۳ درصد در دهه ی ۱۹۶۰ موقتاً به سطوح منفی در سال ۱۹۷۳ بعد از شوک نفتی رسید. سپس به سرعت به سطوح مثبت بالا در اوایل دهه ی ۱۹۸۰ رسید و در دهه ی ۱۹۹۰ در حدود ۴ درصد باقی ماند. بر اساس مطالعه در مورد گروه ده^۲ (۱۹۹۵)، این افزایش در روند نرخ بهره ی واقعی را به میزان ۱۰۰ درصد در ۳۵ سال اخیر نشان می دهد.

۲-۱-۲- نرخ های پس انداز الگوهای واگرایی را در بین مناطق طی سی سال گذشته نشان داده اند.

همان گونه که اسمیت و هبل^۳ (۱۹۹۶) در مقاله ی خود نشان داده اند، کاهش در روند پس انداز جهانی، واگرایی پس انداز منطقه ای را تحت الشعاع خود قرار داده است. نرخ های پس انداز کشورهای OECD به علت کاهش پس انداز بخش دولتی از اوایل دهه ی ۱۹۷۰ کاهش یافته است. در بین کشورهای در حال توسعه تمایز بین کشورهایی که خیز برداشته اند^۴ (کشورهایی که به پس انداز و رشد اقتصادی بالا طی دو

1- Braun R. Anton and Daisuke Ikeda and Douglas H. Joines (2006)

2- The Group of Ten

3- Klaus Schmidt – Hebbel and Luis Serven (1996)

دهه ی گذشته رسیده اند) با سایر کشورهای در حال توسعه ضروری است. گروه بزرگی از کشورهای کمتر توسعه یافته که خیز اقتصادی نداشته اند الگوهای پس انداز در حال کاهشی را از اواسط دهه ی ۱۹۷۰ نشان می دهند که در سال ۱۹۸۳ به میزان متوسط به پایین ۱۰ درصد رسیده اند. اما در مقابل، کشورهای که خیز اقتصادی داشته اند روند پس اندازهای پایین خود را از دهه ی ۱۹۷۰ شکستند. در مقابل، چین با حدود ۲۵ درصد در اواخر دهه ی ۱۹۶۰ شروع کرد و به طور مداوم نرخ پس انداز خود را افزایش داد و رکورد جهانی را در حدود ۴۰ درصد در اوایل دهه ی ۱۹۹۰ ثبت کرد. هر چند که در سال های اخیر میزان پس اندازها در کشورهایی چون ایالات متحده و ژاپن هم به شدت کاهش یافته است. (چن کایچی و آیسه ایمرهورقلو و صلاح الدین ایمرهورقلو^۱، ۲۰۰۶)

۲-۱-۳- نرخ های پس انداز بلندمدت و سطوح درآمد هم بستگی مثبت در بین کشورها دارد.

در این قسمت از بررسی، به رابطه ی بین نرخ پس انداز و سایر متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی- که توسط اسمیت وهبل انجام شده- می پردازیم. این بررسی با رابطه ی بین پس انداز و سطح توسعه- که با GNP واقعی سرانه نشان داده می شود- شروع می شود. برای انجام این کار، متوسط های این دو متغیر برای سه گروه کشور (کشورهای با خیز اقتصادی، سایر کشورها و کشورهای OECD) در دوره ی ۱۹۶۵-۲۰۰۴ انتخاب شده است. نرخ های پس انداز به همراه درآمدهای سرانه تمایل به افزایش داشته اند: ضریب همبستگی بین دو متغیر برای کشورهایی که در حال توسعه نیستند به طور معنی دار، ۵۱٪ درصد است و برای سایر کشورها هم اندکی کمتر است.

۲-۱-۴- نرخ های پس انداز بلندمدت و نرخ های رشد هم بستگی مثبت بین کشورها دارند.

نرخ های بلندمدت پس انداز و رشد اندک در بسیاری از کشورها و نرخ های بالای رشد و پس انداز در گروه کمی از کشورها هم زیستی داشته اند. کشورهایی که خیز اقتصادی داشته اند در طول دوره ی ۱۹۶۵-۲۰۰۴ نرخ های پس انداز و رشد نسبتاً بالایی داشته اند؛ در حالی که اقتصادهای OECD نرخ های پس انداز نسبتاً مناسبی

1- Chen Kaiji and Ayse Imrohoroglu and Selahattin mrohoroglu.

داشته اند، ولی نرخ های رشد اندکی داشته اند. بقیه ی کشورهای در حال توسعه پراکندگی بسیار گسترده ای داشته اند و متوسط رشد و پس انداز آن ها بسیار بدتر از دو گروه قبلی بوده است. به طور خلاصه، بین اقتصادهای بازار، نرخ های رشد و پس انداز بلندمدت رابطه ی مثبتی باهم دیگر دارند که این رقم ۴۷٪ درصد است. (همان) رابطه ی قوی بین نرخ های پس انداز و رشد واقعی سرانه به صورت مؤکد در مطالعات تجربی بین کشورها مورد تأیید قرار گرفته است. (مودیلیانی^۱، ۱۹۷۰، مدیسون^۲، ۱۹۹۲، کارول و ویل^۳، ۱۹۹۴، ادواردز^۴، ۱۹۹۵، ماسون، بایومی و سمیعی^۵، ۱۹۹۶) با این حال، تفسیر ساختاری این رابطه هنوز مورد بحث و جدل می باشد.

۲-۱-۵- نرخ های سرمایه گذاری و پس انداز بلندمدت کشورها قویاً ارتباط مستقیمی باهم دارند.

رابطه ی قوی بین نرخ پس انداز ملی بلندمدت و سرمایه گذاری ناخالص داخلی به خوبی شناخته شده و در داده ها نیز نشان داده شده است. رابطه ی پس انداز- سرمایه گذاری ابتدا توسط فلدشتاین و هوریکاً^۶ (۱۹۸۰) و بعداً توسط فلدشتاین و باکتا^۷ (۱۹۹۱) با استفاده از نمونه کشورهای صنعتی مورد مطالعه قرار گرفت. هر دو مطالعه ضریب همبستگی بین پس انداز- سرمایه گذاری را نزدیک ۹٪ برآورد کرده اند. مطالعات دیگر هم رابطه ی قوی مشابهی را برای کشورهای در حال توسعه پیدا کردند (دولی، فرانکل و متیسون^۸، ۱۹۸۷، سامرز^۹، ۱۹۸۸).

۳- رفتار و گذار پس انداز در اقتصاد ایران^۳

آرتور لوئیس^{۱۰} (۱۹۵۴) در مورد تمرکز اصلی توسعه ی اقتصادی بیان می کند که مسأله ی اصلی تئوری توسعه «درک فرآیندی در یک جامعه است که پس انداز و سرمایه گذاری ۴ یا ۵ درصدی درآمد ملی آن به وضعیتی تبدیل شود که پس انداز اختیاری به

1-Modigliani

2-Maddison

3- Carroll & Weil

4-Edwards

5- Masson, Bayoumi and Samiei

6-Feldstein and Horioka

7- Feldstein and Baccheta

8- Dooley, Frankel and Mathieson

9- Summers

10- Arthur Lewis

۱۲ تا ۱۵ درصد درآمد ملی یا بیشتر برسد.» بنابراین، آرتور لوئیس گذار پس انداز را به عنوان کلیدی برای توسعه ی اقتصادی بیان می کند. ما در این تحقیق تعریف دانی رادریک (۱۹۹۸) را که خود وی نیز بنا به تعریف آرتور لوئیس این ملاک را ایجاد کرده، استفاده خواهیم کرد. رادریک، گذار پس انداز را «افزایش مداوم و پایدار نرخ پس انداز به میزان بیش از ۵ درصد درآمد ملی» تعریف می کند و بر همین اساس نیز اقدام به ساختن فیلتری می کند که بر مبنای آن رفتار نرخ پس انداز گروه گسترده ای از کشورهای جهان را مورد مطالعه قرار می دهد.

۳-۱- داده ها

داده های مورد استفاده برای این بررسی آمارهای نرخ پس انداز ملی و بخش خصوصی است. آمارهای پس انداز ملی از حساب های درآمد ملی ایران و داده های پس انداز بخش خصوصی^۴ را از بانک اطلاعاتی داده های پس انداز بانک جهانی^۱ که سال های ۱۹۶۰-۱۹۹۵ را برای بیش از ۱۵۰ کشور شامل می شود أخذ کرده ایم. شایان ذکر است چون دوره ی مورد بررسی ما فاصله ی سال های ۱۳۵۰-۱۳۸۶ می باشد، بنابراین ما با استفاده از یک فرآیند ARIMA از روی داده های تاریخی ۳۵ ساله ی بانک اطلاعاتی مذکور، داده های چند سال اخیر را برای پس انداز بخش خصوصی ایران پیش بینی کرده و به همراه داده های بانک اطلاعاتی بانک جهانی در تحلیل از آن استفاده کردیم. به منظور ارزیابی قدرت پیش بینی مدل از معیارهای میانگین مربع

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{N}} \quad \text{خطاها} \quad ، \quad MAE = \left(\frac{\sum |Y_t - \hat{Y}_t|}{N} \right) \quad \text{خطاها}$$

و ضریب نابرابری تایل استفاده کرده ایم. که در آن ها \hat{Y} مقدار پیش بینی شده و Y مقدار واقعی متغیر می باشد. مقادیر به دست آمده برای دوره ی ۱۳۷۵-۱۳۸۶ بر مبنای داده های تاریخی ۱۹۶۰-۱۹۹۵ در نمودارهای زیر نشان داده شده است. هم چنین مقادیر به دست آمده برای مدل $ARIMA(1,2)$ در جدول زیر گزارش شده است. مراتب مدل ARIMA بر اساس معیار شوارتز بیزین انتخاب شده است.

1- The World Bank Saving Data base

جدول شماره ی یک - نتایج پیش بینی از پس انداز بخش خصوصی ایران در دوره ی

۱۳۸۶-۱۳۷۵

نام سری	RMSE	MAE	U
پس انداز بخش خصوصی	۰,۰۴۸	۰,۱۴	۰,۰۷۸

با توجه به این که مقادیر به دست آمده برای معیارهای فوق نزدیک به صفر است، لذا مدل طراحی شده برای پیش بینی، در ایجاد داده های آینده از توانایی بالایی برخوردار است.

۳-۲- فیلتر تعیین کننده ی گذار پس انداز

برای عملیاتی کردن این تعریف، فیلتر رادریک (۱۹۹۸) را برای داده های زمانی نرخ های پس انداز اعمال کرده ایم. در این فیلتر، \tilde{S}_T را میانگین متحرک سه ساله ی نرخ پس انداز که T بیان کننده ی اولین سال شروع و \hat{S}_T را میانگین متحرک پنج ساله که T در آن آخرین سال دوره باشد، تعریف می کنیم. برای مثال \tilde{S}_{1375} به میانگین سال های ۱۳۷۵-۱۳۷۷ مربوط می شود. درحالی که \hat{S}_{1375} سال های ۱۳۷۱-۱۳۷۵ را شامل می شود. بنابراین فیلتر ما برای بررسی داده های دوره ی T و قبل و بعد از آن به صورت زیر قابل ارائه است:

$$2) \tilde{S}_{T+i} > \hat{S}_{T-1} + x \quad \text{for } i = 0, 1, \dots, n$$

$$3) \tilde{S}_{T+i} > 0.10 \quad \text{for } i = 0, 1, \dots, n$$

پارامتر x افزایش آستانه ای^۱ در نرخ پس انداز است که بر اساس تعریف لوییس و کار رادریک، ۰.۰۵ درصد در نظر گرفته شده است و n دوره ای است که انتظار می رود طی آن دوره گذار پایدار باشد. با یک دوره ی ۹ ساله که از سال ۰ شروع شده باشد $n = 6$ می باشد.

در واقع، شرط اول و لازم تضمین می کند که میانگین متحرک نرخ پس انداز بعد از سال T از دوره ی قبل از سال T بیش از ۵ درصد بیشتر است و شرط دوم و کافی اطمینان می دهد که متوسط نرخ پس انداز به طور متوالی برای بعد از سال T ، بیش از

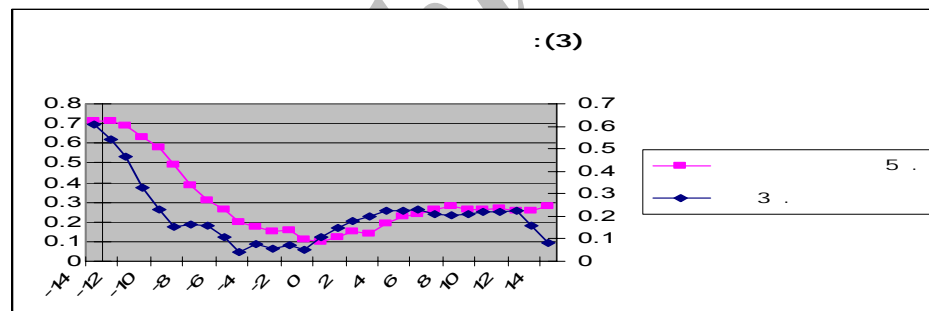
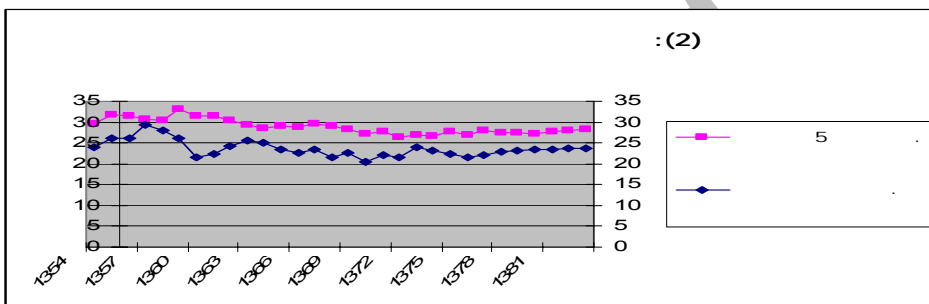
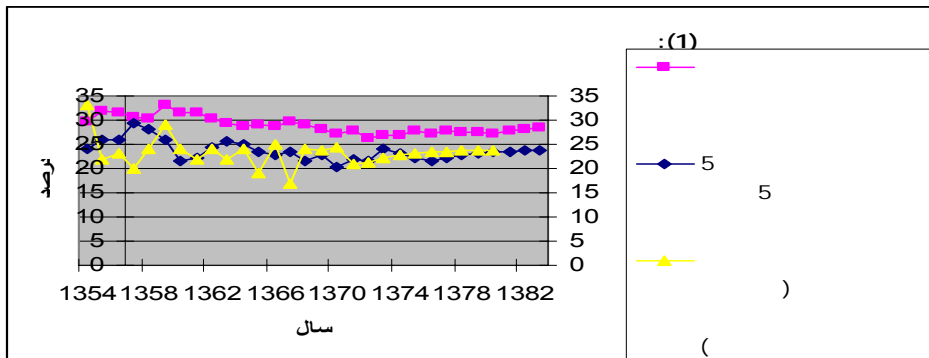
1- Threshold Increase

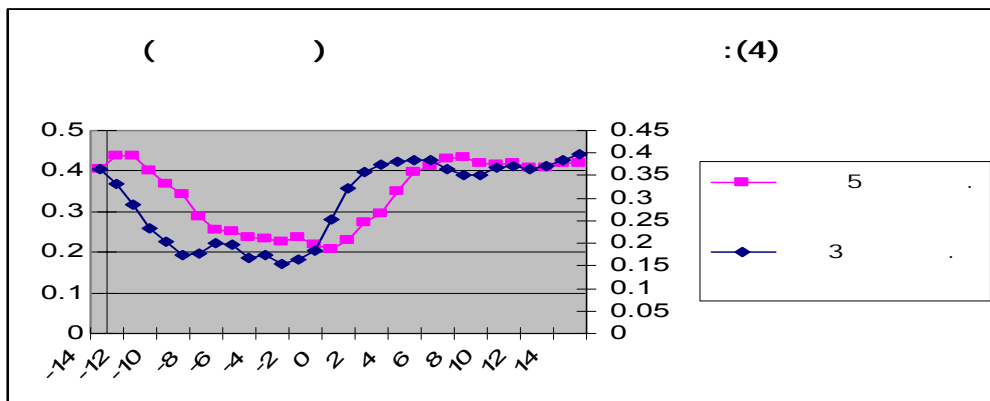
۱۰ درصد است. با بررسی این شرط ها اگر نرخ پس انداز برای یک سال و یا بیش از یک سال گذار داشته باشد، گزارش خواهد شد.

الگوی گذار پس انداز در نمودارهای شماره ی دو، سه و چهار نشان داده شده است. سال 0 بیان کننده ی سال گذار در نرخ پس انداز است و دوره هایی که علامت منفی به خود گرفته اند مربوط به دوره قبل از گذار و دوره هایی که با علامت مثبت نشان داده شده اند دوره ی بعد از گذار را نشان می دهد. نمودار های شماره ی یک و دو رفتار نرخ پس انداز بخش خصوصی را در اقتصاد ایران نشان می دهد. بر اساس فیلترهایی که در بالا تعریف کرده ایم این سری زمانی در دوره ی مذکور هیچ گونه، گذاری را از خود نشان نمی دهد. این وضعیت خود علامت نامطلوبی از رفتار این متغیر مهم در اقتصاد ایران نشان می دهد. به عبارت دیگر، تمام تعیین کننده های پس انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران نتوانسته است افزایش مداوم و با ثباتی را در نرخ پس انداز بخش خصوصی داشته باشد. اما نمودارهای شماره ی سه و چهار رفتار پس انداز ملی ایران را به قیمت های ثابت و جاری نشان می دهد. بر اساس تعریف ما از گذار پس انداز سال ۱۳۶۹ و سال های ۱۳۷۰-۱۳۷۳ سال هایی هستند که گذار پس انداز ملی در این سال ها اتفاق افتاده است. اگر در نمودار های شماره ی سه و چهار سال 0 را سال گذار پس انداز بنامیم سال های ۱ تا ۳ سال هایی هستند که پس انداز ملی به طور متوسط ۵ درصد در این سال ها بیشتر از سال های قبل بوده است. البته شایان ذکر است که سال های گذار تا حدود زیادی نسبت به میزان افزایش آستانه ای غیر حساس می باشد. به گونه ای که ما هم بمانند رادریک این اثر را به 0.07 هم افزایش دادیم ولی در نتیجه کار تغییر آن چنانی حاصل نشد به جز این که سال گذار از ۶۹ به ۷۰ تغییر کرد و در مورد بقیه ی سال ها همان تفسیر قبلی صادق می باشد. اما آنچه در بالا آمد تحلیلی از روند تحقق یافته ی این متغیر در طول دوره ی مورد بررسی بوده است. این که پس انداز ملی در یک دوره ای با یک گذار مواجه بوده ولی پس انداز بخش خصوصی هیچ وقت آن را تجربه نکرده است، خود به عنوان یک سؤال باز مطرح است. در واقع اگر ما صرفاً به ارقام نظر افکنیم پس انداز بودجه ای دولت (به صورت درصدی از GNP) طی دوره ی ۱۳۵۳-۱۳۶۷ تقریباً با یک روند نزولی همراه بوده؛ به گونه ای که از ۲۲/۱ درصد GNP در سال ۱۳۵۳ به ۵/۹- در سال ۱۳۶۷ کاهش یافته است. اما در سال های

گذار پس انداز، نقش تعیین کننده های آن در اقتصاد ایران۲۱

۶۷-۷۳ با پایان یافتن جنگ و اجرای سیاست هایی به منظور تصحیح ساختار بودجه‌ی دولت و کاهش کسری آن در چارچوب برنامه‌ی اول، به تدریج این نرخ افزایش یافته و به ۷/۲ درصد از GNP رسیده است. بر خلاف پس انداز بودجه ای، پس انداز بخش خصوصی از یک ثبات نسبی برخوردار بوده و همان گونه که در نمودار های شماره ی یک و دو مشاهده کردیم نوسان چندانی نداشته و در برخی موارد روند نزولی نیز به خود گرفته است. (مثل سال های ۷۶-۷۸)





با تأمل در مقوله‌ی بالا، این سؤال به ذهن متبادر می شود که چرا علی رغم این که تعیین کننده های پس انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران مورد بررسی گروهی از تحقیقات قرار گرفته و مدل های مورد قبول محققان بنیان نهاده شده و با قدرت توضیح دهندگی بالا، تخمین زده شده، با این حال این تعیین کننده ها قادر به ایجاد گذار در پس انداز بخش خصوصی ایران نشده است؟^۵ در واقع در پژوهش های مفید فوق عواملی چون نرخ رشد اقتصادی، بار تکفل، نحوه ی توزیع درآمد، توسعه ی بازارهای مالی و نظایر آن ها هر کدام اثر خاص خودشان را بر پس انداز بخش خصوصی به صورت معنی دار نشان داده اند ولی آن چه در بررسی ما مشخص گردید هیچ کدام از این عوامل آن چنان که باید بر روند متغیر پس انداز بخش خصوصی مؤثر نبوده و آن را به صورت مداوم و با ثبات افزایش نداده اند.

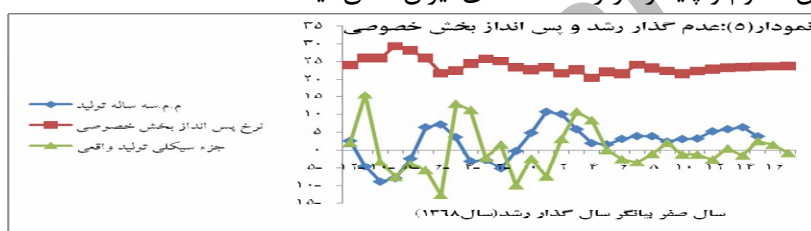
۴- چرا پس انداز در اقتصاد ایران در معرض گذار واقع نشده است؟

برای بررسی چرایی این موضوع، با عنایت به تعیین کننده های اصلی پس انداز که برمبنای تئوری و تجربه به دست آمده، رفتار رشد اقتصادی در اقتصاد ایران را، به عنوان یک متغیر کلیدی مؤثر بر پس انداز، بررسی خواهیم کرد.

۴-۱- گذار رشد

یک راه برای بررسی دقیق تر موضوع مذکور، مشاهده ی رفتار پس انداز تحت رشدهای مداوم و یا غیر مداوم است. به عبارت دیگر، از مطالعات صورت گرفته چنین بر می آید

که ممکن است گذار رشد باعث گذار پس انداز نیز بشود. به همین دلیل در این قسمت از مطالعه، گذار رشد اقتصادی ایران را مورد بررسی قرار خواهیم داد. بر اساس تعریف رادریک، گذار رشد زمانی اتفاق می افتد که یک افزایش مداوم بیشتر از ۲/۵ درصد در نرخ رشد GNP واقعی صورت پذیرد. به عبارت دیگر، یک کشور در صورتی در معرض گذار رشد قرار دارد که در سال T میانگین متحرک سه ساله‌ی بعد از سال T ، ۲/۵ درصد بیشتر از میانگین متحرک ۵ ساله قبل از سال T باشد. علاوه بر آن بایستی متوسط رشد سال‌های قبل از سال T کمتر از ۴ درصد نباشد. همان گونه که نمودار شماره‌ی پنج نشان می دهد میانگین متحرک سه ساله‌ی رشد واقعی اقتصاد در ایران فقط طی سال‌های 0 تا 2 (۱۳۶۸-۱۳۷۰) مشمول شرط اول تعریف گذار شده و به صورت معنی داری از دوره‌های با علامت منفی که بیان کننده‌ی عدم گذار بوده، فاصله گرفته است. اما فقط در این سه سال مذکور این اتفاق افتاده و از سال‌های بعد، مجدداً به سطح سال‌های قبل از گذار تنزل یافته است. از طرف دیگر، دوره‌های قبل از گذار به طور متوسط از ۴ درصد پایین تر بوده (۱/۲۵۹- درصد) لذا با این تعریف اقتصاد ایران مشمول تعریف گذار رشد نمی شود. به عبارت دقیق تر، یک افزایش مداوم و پایدار در رشد اقتصادی ایران اتفاق نیفتاده است.



۲-۴- تعیین کننده های دیگر پس انداز

علاوه بر رشد چه عوامل دیگری پس انداز را تحت تأثیر قرار می دهند؟ همان گونه که در بالا مشاهده کردیم افزایش باثباتی در رشد اقتصادی ایران رخ نداده است. به همین دلیل، تمرکز بر رفتار رشد برای پی بردن به عملکرد اقتصاد ایران چندان کار مفیدی نخواهد بود. شاید پس انداز هم نتوانسته آن چنان که باید، تحت تأثیر تعیین کننده‌های اصلی خود از جمله رشد قرار گیرد. به عبارت دیگر، در رفتار پس انداز بخش خصوصی ایران هیچ گذاری مشاهده نشد و پس انداز ملی هم بعد از یک گذار در

سال های ۶۸ و ۶۹ مجدداً به سطوح و حدود قبل از گذار خود نزدیک شد. بنابراین برآن شدیم، تا در یک بررسی دقیق تر، متغیرهایی را که گفته می شود بر روی پس انداز تأثیر می گذارند آزمون کرده و شاخص های جدیدی را نیز بدان ها اضافه کنیم. قبل از پرداختن به برآورد و بررسی نتایج، نگاهی به متغیرها و شاخص های مورد استفاده در این مقاله خواهیم داشت.

الف- شاخص بی ثباتی اقتصاد کلان

همان طور که استانلی فیشر (۱۹۹۳) و بلینی (۱۹۹۶) بیان می دارند: «چارچوب اقتصاد کلان زمانی باثبات خواهد بود که:

۱. نرخ تورم، پایین و قابل پیش بینی باشد.
۲. نرخ های بهره ی واقعی، تعادلی و مناسب باشد.
۳. سیاست مالی، پایدار و با ثبات باشد.
۴. نرخ ارز واقعی، رقابتی و قابل پیش بینی باشد.
۵. وضعیت تراز پرداخت ها مناسب باشد.»

به تبعیت از فیشر (۱۹۹۳)، بلینی (۱۹۹۶) و اسمیهان (۲۰۰۰) ما نیز در این مطالعه برای ایجاد شاخص بی ثباتی اقتصاد کلان از متغیرهایی چون نرخ تورم، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی (برای بیان چگونگی اعمال سیاست مالی)، نرخ بهره واقعی استفاده کرده ایم. شاخص بی ثباتی اقتصاد کلان با استفاده از متدلوژی شاخص توسعه ی انسانی، HDI (UNDP92) محاسبه می شود و اساس آن متغیرهای مذکور فوق می باشند.

ب- شاخص توسعه ی مالی

برای ایجاد شاخص توسعه ی مالی، ما از روش تحلیل اجزای اصلی استفاده کرده ایم. در این روش مهم ترین متغیرهایی که به نظر می رسد همبستگی بالایی باهم دیگر داشته باشند و هم چنین می توانند روی متغیر مورد نظر ما تأثیر گذار باشند با هم دیگر ترکیب کرده و یک متغیر جدید را، که متغیرهای به کار رفته در آن بالاترین واریانس را دارند، به دست می آوریم. فرض کنید مجموعه ای از n متغیر وجود داشته باشد آنگاه، دو جزء اول اصلی به ترتیب زیر به دست می آیند:

$$۴) L_1 = a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n$$

$$L_2 = b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n$$

توجه کنید که a ها (b ها) به گونه ای برآورد و انتخاب می شوند که $L_1(L_2)$ نسبت به قید $a_1 + a_2 + \dots + a_n = 1$ (شرط نرمالایزاسی) حداکثر شود. L_1 اولین جزء اصلی است. L_1 تابع خطی از X ها است که بالاترین واریانس را دارند. L_2 ، که با L_1 هم ناهمبسته است، دومین جزء اصلی است. این شاخص را می توان با یافتن بهترین ترکیب خطی از متغیرها، ایجاد کرد. منظور از بهترین ترکیب خطی، ترکیبی است که دارای بالاترین واریانس باشد. برای ایجاد این شاخص از متغیرهای نسبت شبه پول به نقدینگی، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص ملی، نسبت بدهی بخش غیر دولتی به سیستم بانکی به تولید ناخالص ملی و نسبت شبه پول به تولید ناخالص ملی استفاده شده که نتیجه ی آن به صورت جدول زیر قابل ارائه است:

جدول شماره ی دو - نتایج مربوط به تحلیل اجزای اصلی

اجزای اصلی	جزء اول	جزء دوم	جزء سوم	جزء چهارم
تغییرات	0.66	0.276	0.056	0.008

منبع: محاسبات محقق با نرم افزار Eviews5

از آن جا که جزء اول دارای بیشترین تغییرات در متغیرهای اصلی است، بنابراین این متغیر به عنوان شاخص توسعه ی مالی مورد استفاده قرار می گیرد.

ج- نرخ های پس انداز

داده های مربوط به دو سری زمانی نرخ های پس انداز بخش خصوصی و عمومی را تا سال ۱۹۹۵ از بانک اطلاعاتی بانک جهانی و ده سال اخیر را نیز از روی داده های ۳۵ سال گذشته ی آن ها بر مبنای فرآیند $ARIMA$ پیش بینی کرده ایم. نرخ پس انداز ملی را نیز از حساب های ملی ایران أخذ کرده ایم.

د- نسبت جمعیت شهرنشین و هم چنین نسبت جمعیت فعال به کل جمعیت و بقیه ی متغیرهای مورد استفاده در مقاله، از بانک اطلاعاتی سری های زمانی بانک مرکزی گرفته شده است.

ه- معرفی مدل

در این قسمت از مقاله، در دو گام بررسی تجربی مدل انجام می شود. ابتدا ویژگی های سری زمانی متغیرها بحث می شود و سپس مدل مورد برآورد قرار می گیرد.

۱-۵- ویژگی سری زمانی متغیرها

تجزیه و تحلیل های پویایی و تعادل بلند مدت مدل، به تعیین خواص سری زمانی متغیرهای الگو بستگی دارد. برای آزمون پایایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته^۱ (ADF) و آزمون پرون استفاده می شود. بعد از بررسی در سطح متغیرها مشخص شد که برخی از این متغیرها در سطح ناپایا و برخی دیگر پایا هستند. لذا در راستای پایا کردن متغیرهای ناپایا از تفاضل مرتبه ی اول آن ها استفاده شده است. این متغیرها در تفاضل مرتبه ی اول، پایا شده اند.

جدول شماره ی سه - آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	آزمون دیکی- فولر			آزمون فیلیپس - پرون		
	آماره ی ADF	مقدار بحرانی ۱ درصد	مقدار بحرانی ۵ درصد	آماره ی PP	مقدار بحرانی ۱ درصد	مقدار بحرانی ۵ درصد
DI	-۰/۵۷	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۰/۶۹	-۳/۶۳	-۲/۹۴
FIN	-۱/۸	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۱/۳۷	-۳/۶۴	-۲/۹۵
GS	-۴/۲۱۷	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۳/۰۲	-۲/۶۳	-۱/۹۵
PS	-۳/۲۴۹	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۴/۰۰۷	-۲/۶۳	-۱/۹۵
INS	-۱/۱۳	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۰۰۷	-۲/۶۳	-۱/۹۵
UBP	-۰/۶۴	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۱/۲۶	-۳/۶۴	-۲/۹۵
DEP	-۰/۱	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۰/۲	-۳/۶۴	-۲/۹۵
GGDP	-۳/۳۲	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۳/۴۶	-۳/۶۴	-۲/۹۵
NS	-۵/۱۶	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۷/۳۸	-۳/۶۴	-۲/۹۵

منبع: گزارش محققان از خروجی نرم افزار Microfit41. در جدول فوق متغیرها عبارتند از: DI : درآمد قابل تصرف^۶

FIN: شاخص توسعه ی مالی ، GS: پس انداز دولت ، PS: پس انداز بخش خصوصی ،
 INS: شاخص بی ثباتی کلان ،
 UBP: نسبت جمعیت شهری ، DEP: بار تکفل ، GGDP: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، NS: پس انداز خالص ملی.

1-Augmented Dickey-fuller test.

۵-۲- برآورد تجربی

یکی از روش های مفیدی که به متغیر وابسته اجازه ی تغییرات و پویایی می دهد، در حالی که سایر روش ها مانند مدل های با وقفه محدود چنین اجازه ای نمی دهند ، مدل خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL) می باشد. هم چنین صرف نظر از این که متغیرها $I(0)$ هستند یا مراتب دیگر، این الگو قابلیت کاربرد دارد. که به صورت کلی زیر مطرح شده و اساس مطالعه ی ما قرار گرفته است:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^P \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^r \beta_j x_{t-j} + \delta w_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

که فرض می شود ε_t ناهمبسته با واریانس همسان می باشد. براساس مباحث نظری و حقایق آشکار شده ی قسمت های قبل ، تعیین کننده های پس انداز بخش خصوصی و ملی در ایران را به صورت زیر نشان می دهیم:

$$PS = f(GS, UBP, DEP, DI, FIN, INS) \quad (6)$$

$$NS = f(GGDP, GS, UBP, DEP, DI, FIN, INS)$$

که تعریف متغیرها در بالا ذکر شد. البته هنگام برآورد مدل از متغیر مجازی (DUM) برای سال های جنگ و نیز از عرض از مبدأ (C) استفاده کرده ایم. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی کوتاه مدت نشان می دهد که پس انداز بخش خصوصی در ایران ، از پس انداز بخش دولتی هم در حالت وقفه دار و هم در حالت غیر وقفه دار تأثیر منفی و معنی دار، به ترتیب، $(-0/53, -0/47)$ می پذیرد. این اثرگذاری بیشتر به دلیل کسری های بودجه ی قابل توجه دولت در دوره ی زمانی مورد مطالعه ی ما بوده است. (در حالی که پس انداز ملی اثر مثبت پذیرفته است) در آمد قابل تصرف (DI) بر اساس انتظار تئوریک تأثیر مثبتی بر پس انداز بخش خصوصی در ایران دارد. متغیر جمعیت شهرنشین تأثیر مثبت و معنی داری بر پس انداز بخش خصوصی در ایران با ضریب $0/06$ دارد. (برای پس انداز ملی نیز این نتیجه با ضریب متفاوت تأیید می شود) ضریب متغیر بار تکفل با علامت منفی و به میزان $0/13$ - تأثیر معنی داری (هرچند در سطح پایین آماری) بر پس انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران داشته است. همان گونه که انتظار می رفت توسعه ی بازارهای مالی هم در حالت بدون وقفه و هم در حالت وقفه دار تأثیر مثبت و معنی داری بر پس انداز بخش خصوصی در ایران دارد. (به ترتیب $0/9$ ، $0/75$). هم چنین متغیر بی ثباتی اقتصاد کلان تأثیر منفی و معنی دار $(-0/075)$ در

حالت بدون وقفه دارد، ولی ضریب وقفه دار آن با این که علامت مورد انتظار را دارد، از نظر آماری چندان معنی دار نیست. همان نتایج برای پس انداز ملی با ضرایب متفاوت تأیید می شود؛ علاوه بر آن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر مثبت و معنی داری بر پس انداز ملی داشته است. ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2) الگوی کوتاه مدت برای پس انداز بخش خصوصی و پس انداز خالص ملی به ترتیب برابر با (۰/۸۷) و (۰/۹۲)، و آماره ی کلی F برای این الگوها کاملاً معنی دار است. هم چنین در الگو فرضیه ی وجود خودهمبستگی سریالی^۱ و واریانس ناهمسانی^۲ رد می شود. (جدول شماره ی شش). در جدول شماره ی چهار نتایج بدست آمده از برآورد الگوهای کوتاه مدت رابطه ی (۶) ارائه شده است.

جدول شماره ی چهار - نتایج به دست آمده از برآورد الگوی کوتاه مدت پس انداز

بخش خصوصی رابطه ی (۶)

متغیر	معادله ی پس انداز بخش خصوصی (PS)			معادله ی پس انداز خالص ملی (NS)		
	ضریب	انحراف معیار	آماره ی t	ضریب	انحراف معیار	آماره ی t
NS(-1)	-	-	-	۰/۷۲	۰/۰۸	۸/۹۸
GGDP	-	-	-	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۲	۲/۷
PS(-1)	۰/۴۱	۰/۱۷	۲/۴۱	-	-	-
GS	-۰/۵۳	۰/۱۱	-۴/۸۲	۰/۰۱۱	۰/۰۰۴۸	۲/۲۳
GS(-1)	-۰/۴۷	۰/۱۰۱	-۴/۷	۰/۰۱۳	۰/۰۰۵	۳/۲۸
DI	۰/۰۱۳	۰/۰۰۳۴	۳/۸۲	۰/۰۰۸	۰/۰۰۳	۲/۶۷
UBP	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲۱	۲/۸۵	۰/۰۷۱	۰/۰۲	۳/۵۵
DEP	-۰/۱۳	۰/۰۷	-۱/۸۵	-۰/۰۲۲	۰/۰۱۱	۲/۰۵
FIN	۰/۹	۰/۳۱	۲/۹	۰/۸۲	۰/۲۷	۳/۰۴
FIN(-1)	۰/۷۵	۰/۳۹	۱/۹۳	۰/۶۸	۰/۳	۳/۳۳
INS	-۰/۰۷۵	۰/۰۲۶	-۲/۸۹	-۰/۰۴۵	۰/۰۱۹	-۲/۳۷
INS(-1)	-۰/۰۳۱	۰/۰۲۹	-۱/۰۷	-۰/۰۳۹	۰/۰۲۲	-۱/۷۷
C	۷/۲	۴/۵	۱/۶	۶/۴	۴/۹	۱/۳
DUM	-۱/۱	۰/۷۶	-۱/۴۴	-۰/۹۸	۰/۵۲	۱/۸۸

- 1- Serial correlation
2- Heteroscedasticity

$\bar{R}^2 = 0.92$ $F = 42.83[0.00]$ متغیر وابسته: NS تعداد مشاهدات: ۳۵	$\bar{R}^2 = 0.87$ $F = 17.9[0.00]$ متغیر وابسته: PS تعداد مشاهدات: ۳۵
--	---

منبع: گزارش محققان از خروجی نرم افزار Microfit41

۵-۲-۱- بررسی همگرایی مدل کوتاه مدت

در این روش جهت بررسی گرایش مدل کوتاه مدت به سمت الگوی بلند مدت می تواند از روش ارائه شده توسط بنرجی- دولادو و مستر استفاده کرد. به گونه ای که مجموع ضرایب مربوط به متغیر با وقفه تقسیم بر مجموع انحراف معیار آن ها بایستی بیشتر از مقادیر بحرانی ارائه شده باشد. که به ترتیب در سطوح ۱، ۲/۵، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر با ۴/۵۹، ۲/۸۴، ۳/۸۲ و ۳/۴۵ می باشد. کمیت t برآوردی ما از این الگوها با رقم (۳/۴۷-) برای پس انداز بخش خصوصی و (۴/۷۵-) برای پس انداز ملی این همگرایی را تأیید می کند.

۵-۲-۲- برآورد ضرایب بلند مدت مدل

ضریب بلندمدت متغیر پس انداز بخش دولتی برابر با (۰/۵۸-) است که از نظر آماری معنی دار نیز می باشد. متغیرهای بار تکفل و بی ثباتی کلان اقتصادی (INS و DEP) هم چنان به عنوان متغیرهای اثر گذار، تأثیر منفی خود را بر پس انداز بخش خصوصی، به ترتیب ، با ضرایب (۰/۱۷- و ۰/۱-) نشان می دهند. تأثیر مثبت و معنی دار شاخص توسعه مالی با ضریب ۰/۹۴ و درآمد قابل تصرف با ضریب ۰/۰۲۵ در جدول شماره ۵ پنج مشاهده می شود. هم چنین متغیر شهرنشینی (UBP) با ضریب ۰/۰۱ تأثیر مثبتی بر پس انداز بخش خصوصی در الگوی بلند مدت دارد. نتایج مشابه با ارقام متفاوت در سمت راست جدول شماره ۵ پنج برای معادله ی پس انداز خالص ملی مشاهده می شود.

جدول شماره پنج - نتایج به دست آمده از برآورد الگوی بلند مدت پس انداز

معادله ی پس انداز خالص ملی (NS)			معادله ی پس انداز بخش - خصوصی (PS)			متغیر
آماره ی t	انحراف معیار	ضریب	آماره ی t	انحراف معیار	ضریب	
۶/۵۲	۰/۰۰۲۵	۰/۰۱۶	-	-	-	GGDP
۵/۲۲	۰/۰۰۳۹	۰/۰۲	-۴/۱	۰/۱۴	-۰/۵۸	GS
۷/۱۴	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰۵	۶/۲۵	۰/۰۰۴	۰/۰۲۵	DI
۴/۱۲	۰/۰۰۲۵	۰/۰۱	۳/۳۳	۰/۰۰۳	۰/۰۱	UBP
-۲/۴۸	۰/۰۰۲۴	-۰/۰۰۶	-۳/۴	۰/۰۵	-۰/۱۷	DEP
۲/۶۷	۰/۳	۰/۸	۳/۶۲	۰/۲۶	۰/۹۴	FIN
-۷/۵	۰/۰۰۸	-۰/۰۶	-۳/۳۳	۰/۰۳	-۰/۱	INS
۱/۳۷	۴/۸۸	۶/۷	۱/۷۸	۵/۰۱	۸/۹	C

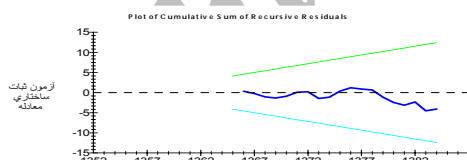
منبع : همان

۵-۲-۳- آزمون های تشخیص و تبیین

۵-۲-۳-۱- آزمون ثبات ساختاری

آزمون ثبات ساختاری بدان دلیل انجام می شود که در دوره ی مورد مطالعه ی تحولات ساختاری اتفاق افتاده است و اگر این تحولات روی متغیرهای مورد بررسی تأثیر قابل توجهی داشته باشند این آزمون قادر به تشخیص آنها خواهد بود. اما، همان گونه که در نمودار مشاهده می شود، چون جمع تجمعی جملات پسماند از خطوط بحرانی فراتر نرفته است، ثبات ساختاری معادله ی پس انداز بخش خصوصی تأیید می شود.

نمودار شماره ی شش - آزمون ثبات ساختاری PS



۵-۲-۳-۲- آزمونهاى تشخيص

در جدول شماره ۵ شش، آماره‌ی آزمون ضريب لاگرانژ برای خود همبستگی پياپی جمله‌هاى اخلاص (برای سه وقفه)، آماره‌ی آزمون رمزی برای شكل تبعى الگو مبتنى بر مربع مقادير برازش شده، آماره‌ی آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها مبتنى بر چولگى و كشيده‌گى باقیمانده‌ها و آماره‌ی آزمون واريانس همسانى بر اساس رگرسيون مربع باقیمانده‌ها روى مربع مقادير برازش شده گزارش شده است. همان گونه كه نشان داده شده است، معادلات پس انداز بخش خصوصى و خالص ملى از نظر آزمونهاى تشخيصى تأييد مى‌شوند.

جدول شماره ۵ شش - ساير آزمونهاى تشخيص

آماره	معادله	PS	NS
	آماره‌ی آزمون خود همبستگی پياپی جملات اخلاص	۰/۱۷	۰/۱۲
	آماره‌ی آزمون رمزی برای شكل تبعى الگو	۰/۹۰	۰/۷۶
	آماره‌ی آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها	۰/۴۳	۰/۳۴
	آماره‌ی آزمون واريانس همسانى	۰/۶	۰/۷۲

منبع: همان

هم چنین جهت مقایسه‌ی ضرایب بلند مدت در روش‌هاى مختلف، از روش فیلیپس - هانسن نیز برای به دست آوردن ضرایب بلند مدت استفاده کردیم كه نتایج از نظر علامت ضرایب و انتظارات تئوریک با جدول شماره ۵ پنج سازگارى دارد. این برآورد در جدول شماره ۵ هفت گزارش شده است.

جدول شماره ۵ هفت - نتایج به دست آمده از برآورد الگوی بلند مدت پس انداز

بخش خصوصى و ملى به روش فیلیپس - هانسن

معادله‌ی پس انداز خالص ملى (NS)			معادله‌ی پس انداز بخش خصوصى (PS)			
آماره‌ی t	انحراف معیار	ضريب	آماره‌ی t	انحراف معیار	ضريب	متغیر
۴/۸۳	۰/۰۰۲۹	۰/۰۱۴	-	-	-	GGDP
۴/۵۷	۰/۰۰۳۵	۰/۰۱۶	-۲/۴۷	۰/۱۹	-۰/۴۷	GS
۵/۸۷۵	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۴۷	۴/۵۲	۰/۰۰۷۳	۰/۰۳۳	DI
۱/۷۱	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۰۶	۲/۱	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۹	UBP
-۱/۷۵	۰/۰۰۲۸	-۰/۰۰۴۹	-۲/۹	۰/۰۸	-۰/۳۳	DEP

۲/۰۲	۰/۳۵	۰/۷۱	۲/۵	۰/۳۰۴	۰/۷۶	FIN
-۹/۴	۰/۰۰۷۲	-۰/۰۶۸	-۲/۲۹	۰/۰۷	-۰/۱۶	INS
۱/۳۸	۵/۱۲	۷/۰۷	۱/۳۲	۷/۵۵	۱۰	C

منبع:همان

۵-۲-۴- الگوی تصحیح خطا

بررسی نوسانات کوتاه مدت متغیرها و مرتبط ساختن آن به مقادیر تعادلی بلندمدت به وسیله ی الگوی ECM انجام می شود. از جمله مزایای این روش این است که جمله ی خطای رگرسیون الگوی ECM را مورد استفاده قرار داده و آن را برآورد می کند تا ساختار پویایی کوتاه مدت را مشخص سازد. ضریب تصحیح خطا (ecm) نشان دهنده ی سرعت تعدیل مقادیر الگوی کوتاه مدت برای رسیدن به رابطه ی بلندمدت است. به همین منظور ضریب مذکور باید بین صفر و منفی یک باشد. ضریب تصحیح خطا برای الگوی پس انداز شخصی (-۰/۳۶) و برای الگوی پس انداز ملی (-۰/۲۸) می باشد. معنی داری آماری به دست آمده اطمینان لازم را جهت اعتماد به فرآیند تعدیل برای محققان فراهم می کنند.

جدول شماره ی هشت - نتایج به دست آمده از برآورد الگوی تصحیح خطا برای

معادلات مورد بررسی

معادله ی پس انداز خالص ملی (NS)			معادله ی پس انداز بخش خصوصی (PS)			
آماره ی t	انحراف معیار	ضریب	آماره ی t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
۴/۴۱	۰/۰۰۴۳	۰/۰۱۹	-	-	-	dGGDP
۲/۲۵	۰/۰۰۴۸	۰/۰۱۰۸	-۱/۸۷	۰/۲۰۳	-۰/۳۸	dGS
۱/۸	۰/۰۰۵	۰/۰۰۹	۱/۱	۰/۱۹۷	-۰/۲۲	dGS(-1)
۷/۳۵	۰/۰۰۰۶۸	۰/۰۰۵	۵/۴	۰/۰۰۹۶	۰/۰۵۲	dDI
۳/۹۲	۰/۱۲	۰/۴۹	۱/۹	۰/۰۱۰۲	۰/۰۱۹	dUBP
-۲/۷۵	۰/۰۱۱	-۰/۰۲۳	-۳/۰۸	۰/۱۲	-۰/۳۷	dDEP
۳/۲۶	۰/۲۷	۰/۸۸	۱/۶۷	۰/۳۶۴	۰/۶۰۶	dFIN
۲/۶۸	۰/۳۱	۰/۸۳	۱/۹۸	۰/۲۸۲	۰/۵۶	dFIN(-1)
-۱/۶۸	۰/۰۳۹	-۰/۰۶۵	-۱/۶۴	۰/۰۶۱	-۰/۱	dINS

Ecm(-1)	-۰/۳۶	۰/۱۳	-۲/۷۷	-۰/۲۸	۰/۱۱۵	-۲/۴۳
---------	-------	------	-------	-------	-------	-------

منبع:همان

۶- نتایج حاصل از برآورد مدل

- نتایج حاصل از این مقاله به صورت زیر و به طور خلاصه توضیح داده می شوند:
- ۱- پس انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران در معرض گذار واقع نشده، ولی پس انداز ملی فقط یک بار به صورت موقت گذار را تجربه کرده است.
 - ۲- پس انداز دولتی یکی از مهم ترین تعیین کننده های پس انداز ملی و بخش خصوصی در اقتصاد ایران است که اثر مثبت و معنی دار بر پس انداز ملی و اثر منفی و معنی دار بر پس انداز بخش خصوصی داشته است. اثر این متغیر، به طور مستقیم، در هیچ کدام از مطالعات انجام شده مورد بررسی قرار نگرفته و در این مطالعه ما نشان دادیم که پس انداز دولتی یکی از موانع اصلی گذار پس انداز بخش خصوصی در اقتصاد ایران می تواند باشد.
 - ۳- نرخ رشد GDP سرانه تأثیر مثبت و معنی دار اما نه چندان قابل توجه بر پس انداز ملی داشته است. مهم ترین نکته ای که در این باره می توان گفت این است که عدم گذار در رشد اقتصادی ایران خود باعث عدم گذار در پس انداز ایران در دوره های مختلف شده است. به عبارت دیگر، تعیین کننده های اصلی پس انداز خود در معرض گذار نبوده اند که بتوانند تأثیر قوی بر پس انداز داشته باشند.
 - ۴- درآمد قابل تصرف تأثیر مثبت بر پس انداز بخش خصوصی، سازگار با انتظارات تئوریک، داشته است.
 - ۵- اثرات شهرنشینی و بار تکفل هرچند علامت های مورد انتظار را داشتند، به گونه ای که تأثیر نسبت شهرنشینی بر پس انداز بخش خصوصی و ملی مثبت و تأثیر بارتکفل منفی بوده است.
 - ۶- شاخص بی ثباتی اقتصاد کلان اثر منفی و معنی دار بر پس انداز ملی و خصوصی در اقتصاد ایران داشته است. اجزای تشکیل دهنده ای این شاخص یعنی نرخ بهره و تورم هرکدام تک تک وارد مدل شدند ولی اثرات نرخ بهره، معنی داری کل مدل را از بین می برد و خود ضریب نیز معنی دار نبود. ولی متغیر نرخ تورم معنی داری مدل را کاهش نمی داد بلکه ضمن اینکه اثر منفی را نشان می داد از معنی داری آماری برخوردار نبود.

بنابراین در این مطالعه با به کارگیری یک شاخص جایگزین توانستیم اثرات این متغیرهای مهم را نشان دهیم.

۷- شاخص توسعه ی مالی هم که ترکیبی از متغیرهای پولی (زیرا محوریت بازارهای مالی در ایران را بانکها تشکیل می دهند) بود اثر مثبت و معنی دار خود را بر پس انداز در اقتصاد ایران نشان داد.

یادداشت ها :

- ۱- نویسندگان از نورمن لوآیزا (Norman Loayza) از کارشناسان بانک جهانی، برای ارسال بانک اطلاعاتی مربوط به داده های پس انداز و سایر متغیرهای کلان کشورها که در بانک جهانی فراهم شده است تشکر و قدردانی می کنند.
- ۲- این گروه شامل چین و ۱۰ کشور اقتصاد بازار می باشد: هنگ کنگ، اندونزی، کره، مالزی، سنگاپور، تایوان (چین) و تایلند در شرق آسیا. بوتسوانا و Mauritius در آفریقا و شیلی در آمریکای لاتین.
- ۳- عبارت گذار پس انداز در واقع ترجمه ی عبارت Saving Transition است که دانی رادریک در مقاله ی خود به کار گرفته است.
- ۴- در این بانک اطلاعاتی منظور از نرخ پس انداز ، پس انداز بخش خصوصی به درآمد قابل تصرف می باشد.
- ۵ - از جمله ی این تحقیقات می توان به موارد زیر اشاره کرد:
 - ابریشمی حمیدو رحیم زاده نامور، محسن. (۱۳۸۵) «عوامل تعیین کننده ی پس انداز خصوصی با تأکید بر عملکرد بازارهای مالی در ایران»، مجله ی تحقیقات اقتصادی، شماره ی ۷۳، خرداد و تیر، ص ۱-۳۵.
 - بهرامی جاوید و اصلانی پروانه. (۱۳۸۴) «بررسی عوامل مؤثر بر پس انداز بخش خصوصی در ایران طی دوره ی ۱۳۴۷-۱۳۸۰»، فصلنامه ی پژوهش های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ی ۲۳، تابستان، ص ۱۱۹-۱۴۵.
- ۶- این متغیر به روش بهرامی و اصلانی محاسبه شده است.

منابع و مأخذ:

- 1- Abrishami, Hamid. Rahimzadeh, Mohsen (1385) «Determinants of Private Saving », *Tahghighate-Eghtesadi*, Vol44, Summer, pp:1:35. (In Persian)
- 2- Bahrami , Javid. Parvaneh Aslani(1384)« Determinants of Private Saving(1347-1380)», *Quarterly Iranian Economic Research*, Vol23, Summer, pp:119-45. (In Persian)
- 3-Banerjee, Anindya, Juan J. Dolado, & et al. (1993) *Corrections to Co-integration Error Correction and Econometric Analysis of Non Stationary Data*. Oxford .
- 4- Braun R. Anton and Daisuke Ikeda and Douglas H. Joines (2006) *The Saving Rate in Japan: Why it has Fallen and Why it will Remain Low?*, U. of S. California, September.
- 5- Carroll, C., and D. Weil (1994) «Saving and Growth: A Reinterpretation» , *Carnegie-Rochester Conference Series on Public policy*, 40:133-92, North Holland.
- 6- Chen Kaiji and Ayse Imrohoroglu and Selahattin Imrohoroglu. (2006) *Accounting for Consumption and Saving in the United States*, October, S. California University.
- 7-Corbo, V., and K. Schmidt-Hebbel (1991) «Public Policies and Saving in Developing Countries », *Journal of Development Economics*, 36:89-115.
- 8-Dooley, M., J. Frankel, and D. J. Mathieson (1987) «International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlation Tell Us?» *IMF Staff Papers*, 34:503-30.
- 9-Edwards, S. (1995) «Why Are Latin America's Saving Rates So Low? An International Comparative Analysis», *Journal of Development Economics*, 51(1):5-44.
- 10-Feldstein, M. and C. Horioka (1980) «Domestic Savings and International Capital Flows», *Economic Journal*, 90:314-29.
- 11-Feldstein, M. and P. Bacchetta (1991) «National Saving and International Investment. I.R. Iran.» *Economic Time Series Database*. (In Persian)
- 12- Klaus Schmidt – Hebbel and Luis Servén (1999) *Saving in the World*.
- 13- Masson, P., T. Bayoumi, and H. Samiei. (1995) «Saving Behavior in Industrial and Developing Countries », *in Staff Studies for the World Economic Outlook*.

14-Modigliani ,F.(1970)«The Life-Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio», *in W.A.Eltis,M.F.G.Scott,and.*

15- Rodrik, Dani(1998) *Saving Transitions, Harvard University*, July.

16- Schmidt-Hebbel,K.,L.Serven,and A.Solimano(1996)*Saving and Investment :Paradigms,Puzzles,Policies*, World Bank Research Observer 11(1):87-117.

17- World Bank(1998)*The World Bank Saving Database.*

Archive of SID