Quarterly Journal of
The Macro and Strategic Policies

Autumn 2018, Volume 6, Number 3

Research Paper

Investigating the Relationship Between Terms of Trade Shocks and Private Savings in Iran

*Azam Mohammadzadeh[1]

1. PhD. in Financial Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation Mohammadzadeh, A. (2018). Investigating the Relationship Between Terms of Trade Shocks and Private Savings in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 6*(3), 414-433. http://dx.doi.org/10.32598/JMSP.6.3.414

http://dx.doi.org/10.32598/JMSP.6.3.414

CC BY NC

Funding: See Page 430

Received: 31 Jul 2016
Accepted: 11 Mar 2018
Available Online: 23 Sep 2018

Key words:
Private savings per capita, Trade shocks, Terms of trade, GMM method

ABSTRACT

Investigation of factors affecting the savings is one of the important issues in developed and the developing countries in recent studies. The main purpose of this paper is to examine the relationship between trade shocks and private savings per capita in Iran between 1963 and 2015. In this regard, the models were estimated using the GMM and OLS methods. In order to enter trade shocks in the model, standard Hodrick-Prescott (HP) filter was used. This filter separates trade shocks (in terms of permanent and temporary shocks) and analyze their effects on per capita private savings. The results of the model estimation show that savings in previous period and trade shocks had a significant effect on savings so that they explained 78% of variance in savings. The estimation results suggest that the trade shocks have positive effect on savings, but trade fluctuations has a negative effect on savings. Temporary shocks have a greater effect on the savings compared to permanent shocks.

JEL Classification: D10, E01, E20

* Corresponding Author:
Azam Mohammadzadeh, PhD.
Address: Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
Tel: +98 (930) 9245687
E-mail: az.mohammadzadeh@gmail.com

رابطه بین تکانه‌های تجاری و پس‌انداز خصوصی در ایران

* اعظم محمدزاده[1]

۱- دکتری اقتصاد مالی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۰ مرداد ۱۳۹۵
تاریخ پذیرش: ۲۰ اسفند ۱۳۹۶
تاریخ انتشار: ۰۱ مهر ۱۳۹۶

چکیده

بررسی عوامل اثرگذار بر پس‌انداز از موضوعاتی است که همواره در مطالعات اخیر برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به آن توجه شده است. هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه بین شوک‌های تجاری و پس‌انداز خصوصی سرانه در کشور ایران در فاصله سال‌های ۱۳۴۱ تا ۱۳۹۳ است. بدین منظور با استفاده از دو روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداقل مربعات معمولی مدل‌های مربوطه برآورد شده است. به منظور واردکردن شوک‌های تجاری در مدل، از فیلتر هودریک پرسکات استفاده شده است. با استفاده از این فیلتر شوک‌های تجاری (رابطه مبادله) به شوک‌های دائمی و زودگذر تفکیک شده و اثرات آن‌ها بر پس‌انداز سرانه بخش خصوصی تحلیل شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد پس‌انداز دوره قبل و شوک‌های تجاری بر پس‌انداز اثر معناداری دارند؛ به طوری که ۷۸ درصد تغییرات پس‌انداز با این متغیرها قابل توضیح است. نتایج تخمین حاکی از این است که شوک‌های تجاری اثر مثبت و نوسانات شرایط مبادله اثر منفی بر پس‌انداز دارند؛ به طوری که جزء زودگذر شرایط مبادله اثر بیشتری بر پس‌انداز دارد تا جزء دائمی.

طبقه‌بندی JEL: D10, E01, E20

کلیدواژه‌ها:
پس‌انداز خصوصی سرانه، شوک‌های تجاری، رابطه مبادله، روش GMM

* **نویسنده مسئول:**
دکتر اعظم محمدزاده
نشانی: زاهدان، دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشکده مدیریت و اقتصاد، گروه علوم اقتصادی.
تلفن: ۹۲۴۵۶۸۷ (۹۳۰) ۹۸+
پست الکترونیکی: az.mohammadzadeh@gmail.com

مقدمه

هر کشوری برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی نیازمند سرمایه‌گذاری بوده و پس‌انداز شرط لازم برای سرمایه‌گذاری است. درواقع، فرض بر این است که لازمه رشد اقتصادی پس‌انداز است که باید به سرمایه‌گذاری تبدیل شود و افزایش سطح تولید و رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد. اهمیت تجهیز منابع پس‌انداز در اقتصاد به منظور سرمایه‌گذاری در فرایند توسعه، نکته‌ای است که تمامی اقتصاددانان بر آن اتفاق نظر دارند؛ بنابراین، پی‌بردن به نیروهای محرکه پس‌انداز می‌تواند راهگشای سیاست‌گذاران برای تجهیز هرچه بیشتر این عامل مهم اقتصادی به شمار آید.

۱- ادبیات موضوع

در ادبیات نظری پس‌انداز، به طور معمول دو دسته از عوامل وجود دارند که بر توانایی[1] و انگیزه[2] پس‌انداز تأثیر می‌گذارند. متغیرهایی نظیر درآمد سرانه، توزیع درآمد، خصوصیات و ویژگی‌های جمعیتی و مالیات‌ها بر توانایی افراد برای پس‌انداز تأثیر می‌گذارند و متغیرهایی مانند نرخ بهره حقیقی، نرخ تورم و فساد اداری بر انگیزه پس‌انداز مؤثرند. در این میان مطالعات نظری دلالت بر این دارند که فساد اداری می‌تواند بر توانایی و انگیزه پس‌انداز تأثیر گذارد. با مروری بر مطالعات تجربی در زمینه پس‌انداز می‌توان چنین استدلال کرد که مطالعات متعددی درباره اثرات متغیرهای اقتصادی، از جمله تولید ناخالص داخلی، تورم و نرخ بهره بر پس‌انداز انجام گرفته است؛ اما آنچه در این بین اهمیت دارد و کمتر بررسی شده است، ارتباط بین پس‌انداز با متغیرهای مهمی همچون شوک‌های تجاری است که موضوع این مقاله است.

موضوع مطالعات تجربی عوامل اثرگذار بر پس‌انداز از موضوعاتی است که همواره در مطالعات اخیر برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به آن توجه شده است، اما تاکنون در ایران مطالعه تجربی درباره بررسی ارتباط بین شوک‌های تجاری و نرخ پس‌انداز نشده است؛ بنابراین، به منظور پرکردن خلأ مطالعاتی در این زمینه، این پژوهش بر آن است تا رابطه بین پس‌انداز و شوک‌های تجاری را بررسی کند.

ادبیات گسترده‌ای درباره شوک‌های تجاری و توضیح آن در عملکرد اقتصادی کلان وجود دارد. سؤال مهم این مطالعات این است: عوامل اقتصادی به نوسانات قیمت کالاهای قابل مبادله و درنتیجه نوسان در تراز حساب جاری و درآمد واقعی چگونه پاسخ می‌دهند؟ به عبارت دیگر، اثر شرایط خارجی تجارت، بر پس‌انداز خصوصی به چه صورت است؟ تئوری پس‌اندازهای احتیاطی در پاسخ به این سؤال این است که در پاسخ به افزایش در نوسان درآمد به‌وجودآمده عوامل اقتصادی به منظور پوشش شوک‌های درآمدی منفی در آینده، پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند.

شرایط تجارت یا همان رابطه مبادله یکی از معیارهای ارزیابی میزان بهره‌مندی کشورها از منافع تجاری

1. Ability
2. Incentive

به شمار می‌رود؛ از این رو جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد بین الملل دارد. شوک‌های ناشی از این تغییر می‌توانند متغیرهای کلان اقتصادی همچون تراز تجاری و تولید را متأثر کنند. تأثیر شوک‌های رابطه مبادله بر تولید و تراز تجاری در قالب فرضیه‌ای موسوم به اثر هاربرگر لارسن متزلر[3] بررسی می‌شود (هاربرگر، ۱۹۵۰؛ لارسن و متزلر، ۱۹۵۰).

وجود ارتباط مثبت میان شوک‌های رابطه مبادله و تراز تجاری مؤید اثر هاربرگر لارسن متزلر است. این فرضیه برای نخستین بار در سال ۱۹۵۰ با فرض وجود کالاهای همگن و تجاری میان کشورها بررسی شد. به استناد این رابطه، شوک منفی رابطه مبادله با کاهش درآمد واقعی و پس‌انداز اثری منفی بر حساب جاری کشورها خواهد داشت که خود تأییدِ نظریه مصرف کینز است. به طور دقیق‌تر، در این نظریه مصرف، با توجه به آنکه میل نهایی به مصرف در کوتاه‌مدت کوچک‌تر از یک است، وقوع شوک منفی رابطه مبادله، کاهش درآمدهای واقعی و درنهایت کاهش پس‌انداز را به همراه خواهد داشت. طبق این اثر، افزایش برون‌زای موقت رابطه مبادله در اقتصادهای کوچک باز، موجب بهبود موقتی تراز تجاری این کشورها می‌شود، اما با گذشت زمان این ارتباط از بین می‌رود و میرا می‌شود.

با توجه به مطالب مطرح‌شده درباره اهمیت موضوع بررسی رابطه بین پس‌انداز و شرایط مبادله، در این مقاله سعی شده است با تفکیک اثرات جزئی و دائمی شرایط مبادله با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات، اثرات شرایط مبادله بر پس‌انداز خصوصی سرانه بررسی شود. برای تخمین مدل پژوهش جاری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[4] استفاده شده است.

۲- روش‌شناسی پژوهش

در این بخش ابتدا مطالعات داخلی و خارجی انجام‌شده در زمینه عوامل مؤثر بر پس‌انداز، بررسی شده است. سپس روش پژوهش ذکر می‌شود.

۲-۱- مطالعات داخلی

سبحانی و برخوردار (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ و با روش حداقل مربعات معمولی[5] به بررسی عوامل اثرگذار بر پس‌انداز پرداختند. متغیرهای درنظرگرفته‌شده در این مقاله درآمدهای نفتی، نرخ سود واقعی سپرده‌های بلندمدت بانکی، ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص ملی، نسبت جمعیت شاغل به کل جمعیت، نرخ تورم و ضریب جینی هستند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد رشد درآمدهای نفتی و جمعیت شاغل به کل جمعیت، اثر مثبت بر پس‌انداز و افزایش رشد سود واقعی سپرده‌های بلندمدت بانکی بر پس‌انداز بخش خصوصی، اثر منفی دارد.

3. Harberger–Laursen–Metzler (HLM) effect
4. Generalized Method of Moments (GMM)
5. Ordinary Least Squares (OLS)

پیرایی و کشاورزی (۲۰۱۳) با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسون یوسیلیوس و الگوی تصحیح خطا[۶] به بررسی عوامل اثرگذار بر پس‌انداز پرداختند. دوره بررسی‌شده، ۱۳۸۹-۱۳۳۸ بوده است. نویسندگان در این پژوهش از متغیرهای نرخ واقعی ارز، محدودیت قرض، بار تکفل، تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، نرخ تورم، تحولات ناشی از جنگ و درآمدهای نفتی استفاده کرده‌اند.

نتایج تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد که اثر تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره و شوک‌های حاصل از درآمدهای نفتی در سال ۵۳ بر پس‌انداز خصوصی مثبت و اثر نرخ واقعی ارز، نرخ تورم، بار تکفل و تحولات ناشی از جنگ تحمیلی بر پس‌انداز خصوصی منفی است. اثر محدودیت قرض بر پس‌انداز مبهم است. ضریب تصحیح خطای برداری عدد ۰/۹- است و نشان می‌دهد اگر یک شوک پس‌انداز، بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار دهد و از تعادل دور کند در هر دوره کوتاه‌مدت ۹۰ درصد از این انحراف تصحیح و دوباره به تعادل برمی‌گردد.

احسانی و خلیلی اصل (۲۰۱۷) با روش حداقل مربعات معمولی به بررسی اثر ریسک درآمد بر پس‌انداز پرداخته‌اند. دوره زمانی، ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۹ در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق دلالت بر تأثیر مثبت و معنی‌دار ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز داشته است. همچنین نرخ رشد اقتصادی، نرخ بهره اسمی بر سپرده‌های بانکی اثر مثبت دارد.

۶. Economic Confidence Model (ECM)

جدول ۱. خلاصه‌ای از مطالعات داخلی انجام‌شده درباره عوامل اثرگذار بر پس‌انداز

نویسندگان	روش و منطقه موردپژوهش	متغیرهای مدل	نتایج
مجتهد و کرمی (۲۰۰۳)	ایران ۱۳۳۸-۱۳۷۹ ARDL ECM	رشد اقتصادی، درآمد سرانه، بار تکفل، تورم و تحولات ناشی از انقلاب	الگوی تصحیح خطا بیانگر ارتباط نرخ پس‌انداز با متغیرهای مستقل در کوتاه‌مدت است، ضریب تعدیل به سمت تعادل ۰/۶۳ است و هر ساله به همین میزان از تعادل‌نداشتن نرخ پس‌انداز یک دوره به دوره بعد تعدیل خواهد شد. پس‌انداز ناخالص ملی نسبت به متغیرهای مستقل، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، عملکردی یکسان از خود نشان می‌دهد؛ به طوری که اثر رشد اقتصادی و درآمد سرانه بر نرخ پس‌انداز مثبت و اثر نرخ تورم و بار تکفل بر نرخ پس‌انداز منفی است.
بهرامی و اصلانی (۲۰۰۵)	ایران ۱۳۴۷-۱۳۸۰ ARDL ECM	درآمد قابل‌تصرف، 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 نفت و متغیر مجازی برای دوره جنگ	بین درآمد قابل‌تصرف و پس‌انداز رابطه مثبت و بین متغیر ضریب جینی، نرخ بیکاری، برنامه بیمه باز نشستگی و تأمین اجتماعی و پس‌انداز، رابطه منفی وجود دارد. بهترین و مطمئن‌ترین راه برای افزایش پس‌انداز بخش خصوصی بهبود وضعیت بازارهای مالی است.

نویسندگان	روش و منطقه موردپژوهش	متغیرهای مدل	نتایج
ابریشمی و نامور (۲۰۰۴)	ایران ۱۳۸۱-۱۳۳۸ هم‌جمعی یوهانسون یوسیلیوس	نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، درآمد قابل‌تصرف واقعی، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و متغیر شاخص توسعه مالی	توسعه نظام مالی در کشور به معنای کامل رخ نداده است. بازار معاملات ارز وجود ندارد. از نظر کیفی نیز باید گفت قوانین نظارتی مؤثر و کارا در بازارهای مالی وجود ندارد. نظام مالی ایران در سه دهه اخیر بانک‌محور و سهم اوراق بهادار در این نظام کم‌رنگ بوده است. توسعه نظام مالی با پس‌انداز خصوصی در ایران رابطه منفی داشته است. پس‌انداز خصوصی با متغیر دسترسی به اعتبارات رابطه معکوس دارد. متغیر کسری بودجه با پس‌انداز خصوصی رابطه معکوس دارد.
هوشمندی (۲۰۰۹)	ARDL ECM	رشد اقتصادی، نوسانات درآمد نفتی، نرخ تورم،	رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و نوسانات درآمدهای نفتی به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر نرخ پس‌انداز ملی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند. تأثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز ملی داشته است و شدت تأثیر آن در کوتاه‌مدت بیش از بلندمدت است.
عباسی و همکاران (۲۰۱۲)	GMM GARCH	درآمدهای نفتی، نرخ تورم، نرخ بهره و رابطه مبادله	نااطمینانی درآمدی بر پس‌انداز بخش خصوصی اثر مثبت دارد. نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی تأثیرات منفی بر نرخ پس‌انداز دارند و نرخ مبادله نیز بر پس‌انداز اثر مثبت دارد.

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

علاوه بر موارد پیش‌گفته، جدول شماره ۱ نیز خلاصه‌ای از مطالعات داخلی درباره عوامل اثرگذار بر پس‌انداز را نشان می‌دهد.

۲-۲- مطالعات خارجی

بولییر و سویستون[7] (۲۰۰۶) رفتار پس‌انداز را در اقتصاد مکزیک با تکنیک حداقل مربعات معمولی و الگوی تصحیح خطا و با استفاده از داده‌های ۲۰۰۲-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. متغیرهای درنظرگرفته‌شده در این پژوهش شامل پس‌انداز دولت، پس‌انداز خارجی، نسبت وابستگی سنی، رشد تولید ناخالص داخلی، اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، درآمد، هزینه‌های اجتماعی، تورم و نرخ بهره هستند. بررسی نویسندگان نشان می‌دهد با وجود پایداری در اقتصاد مکزیک و اصلاح‌شدن بخش عمومی این کشور پس‌انداز خصوصی آن در سال‌های اخیر نتوانسته است افزایش پیدا کند.

نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد رابطه پس‌انداز خصوصی با پس‌انداز دولت و پس‌انداز خارجی منفی است. رشد تولید ناخالص داخلی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، رابطه مثبت و معنی‌داری با پس‌انداز خصوصی دارد. در عین حال که درباره متغیرهای نرخ بهره، نرخ تورم و هزینه‌های اجتماعی رابطه معنی‌داری در این تحقیق پیدا نشده است.

7. Bulir & Swiston

آدلر و مگود[8] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی رفتار پس‌انداز و شوک‌های تجاری کشورهای آمریکای لاتین در دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۰ با روش حداقل مربعات معمولی پرداخته‌اند. بررسی نویسندگان نشان می‌دهد شوک‌های تجاری دهه گذشته از نظر اندازه تفاوتی با شوک‌های دهه ۱۹۷۰ ندارند، اما سودهای بادآورده همراه آن‌ها بیشتر بوده است. پس‌انداز کل نسبت به دهه‌های قبل افزایش بیشتری نشان می‌دهد، ولی نرخ نهایی پس‌انداز کمتر است.

چادهوری[9] (۲۰۱۵) با مطالعه ۴۵ کشور در حال توسعه به بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز در این کشورها پرداخته است. نویسنده در این پژوهش از داده‌های دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۸ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده کرده است. متغیرهای توضیحی مدل این پژوهش شامل، نرخ پس‌انداز سرانه، درآمد سرانه واقعی، رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، سطح پولی‌شدن M_2 (حجم پول) بر GDP (تولید ناخالص داخلی)، نرخ تورم، نسبت پس‌انداز به درآمد ملی قابل‌تصرف، نسبت وابستگی سنی و متغیرهای شوک‌های تجاری است. نتایج تخمین مدل حاکی از این است که اثرات متغیرهای توضیحی بر پس‌انداز بعد از چند دوره آشکار می‌شود. عکس‌العمل‌ها در بلندمدت دو برابر اثرات کوتاه‌مدت است. اثرات درآمد سرانه و تورم بر پس‌انداز، مثبت است. اصلاح مالی، اثر عکس بر پس‌انداز این کشورها دارد. این اثر در کشورهای آفریقایی بیشتر از کشورهای آسیایی است. اثر شوک‌های تجاری بر پس‌انداز مثبت است. شوک‌های موقت اثر بیشتری دارند.

علاوه بر موارد پیش‌گفته، جدول شماره ۲ نیز خلاصه‌ای از مطالعات خارجی درباره عوامل اثرگذار بر پس‌انداز را نشان می‌دهد.

8. Adler & Magud
9. Chowdhury

جدول ۲. خلاصه‌ای از مطالعات خارجی انجام‌شده درباره عوامل اثرگذار بر پس‌انداز

نویسندگان	روش و منطقه مورد پژوهش	متغیرهای مدل	نتایج
لاهیری (۱۹۹۸)	حداقل مربعات معمولی چند کشور آسیایی	رشد درآمد سرانه، بار تکفل، رابطه مبادله، صادرات و نرخ تورم	رشد درآمد سرانه وکاهش بار تکفل منجر به افزایش پس‌انداز خواهد شد. تورم در بعضی کشورها اثر معکوس بر پس‌انداز دارد و نقش صادرات بر پس‌انداز هم کاهشی است.
لوایزا و همکاران (۲۰۰۰)	گشتاورهای تعمیم‌یافته ۱۹۹۴-۱۹۶۵	نسبت پس‌انداز ناخالص خصوصی به درآمد قابل‌تصرف غیردولتی متغیر وابسته است	وقفه نرخ پس‌انداز خصوصی، درآمد سرانه حقیقی قابل‌تصرف غیردولتی، نرخ رشد درآمد مذکور و رابطه مبادله اثر مثبت بر پس‌انداز دارند. اثر نرخ بهره حقیقی، درصد شهرنشینی، نرخ وابستگی ناشی از کهولت سن، نرخ وابستگی افراد کم‌سن‌وسال و اعتبارات جاری خصوصی و پس‌انداز دولتی منفی است.

نویسندگان	روش و منطقه مورد پژوهش	متغیرهای مدل	نتایج
آتوکورلا و سن (۲۰۰۴)	هندوستان مدل سیکل زندگی، حداقل مربعات دو مرحله‌ای (۱۹۷۰-۲۰۰۰)	نرخ رشد سرانه واقعی درآمد ناخالص ملی قابل‌تصرف، نرخ رشد جمعیت، نرخ بهره واقعی، ثروت واقعی، سرانه واقعی درآمد ناخالص ملی قابل‌تصرف، بدهی مؤسسات مالی به خانوارها، نرخ تورم، رابطه مبادله، پس‌انداز بخش عمومی، تعداد یا تراکم بانک‌ها و سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی	رابطه نرخ واقعی بهره، رشد و سطح تولید سرانه، گسترش تسهیلات بانکی و نرخ تورم با پس‌انداز خصوصی مثبت و معنی‌دار است. رابطه پس‌انداز با متغیرهای رشد جمعیت، رابطه مبادله، پس‌انداز بخش عمومی، تعداد بانک‌ها و ثروت واقعی منفی است.
پاول (۲۰۰۴)	کانادا، ژاپن، ایالات متحده و بریتانیا ۱۹۸۸-۱۹۵۴ ECM	تولید ناخالص داخلی حقیقی، نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی حقیقی و نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ بهره حقیقی، نرخ تورم، نرخ ارز حقیقی مؤثر و نسبت وابستگی سنی نسبت افراد زیر ۱۵ سال و بالای ۶۵ سال به کل جمعیت	ظرفیت قرض‌دهی در هر ۴ کشور رابطه منفی با نرخ پس‌انداز دارد. نرخ بهره حقیقی در هر ۴ کشور رابطه مثبت با نرخ پس‌انداز داشته است. نرخ وابستگی سنی تنها در کشور ایالت متحده معنی‌دار شده و رابطه منفی با نرخ پس‌انداز دارد. نرخ تورم تنها در کشور کانادا معنی‌دار شده است و رابطه منفی با نرخ پس‌انداز دارد. متغیر جدید نرخ مؤثر ارز در کشور کانادا و ژاپن رابطه مثبت با نرخ پس‌انداز داشته است، در حالی که در ۲ کشور ایالات متحده و بریتانیا رابطه منفی دارد.
کواک و لی (۲۰۰۵)	کره جنوبی ۲۰۰۰-۱۹۷۰	پس‌انداز کل، پس‌انداز خارجی، و پس‌انداز داخل، نسبت ذخیره سرمایه خانوارها به GDP، تغییرات نرخ رشد GDP و سالهای عمر مورد انتظار	الگوی نرخ پس‌انداز کل برای کشور کره جنوبی با نظریه سیکل زندگی سازگار است. ساختارهای جمعیتی باعث کاهش در نرخ پس‌انداز شده است و رشد درآمد باعث افزایش در پس‌انداز می‌شود. علاوه بر این نتایج کاهش نرخ پس‌انداز را (از ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۳) در این کشور نشان میدهد.
نارایان و سیابی (۲۰۰۵)	عمان، ۲۰۰۲-۱۹۷۷ و ARDL	متغیرهای پس‌انداز ملی، درآمد سرانه، نرخ جمعیت شهرنشینی، حجم پول و اعتبارات قابل تصرف	رابطه بین متغیرهای حجم پول، نرخ جمعیت شهرنشینی و اعتبارات قابل تصرف یک رابطه معکوس است. علاوه بر این اعتبارات اعطایی رابطه مثبتی بر پس‌انداز ملی دارد.

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

۲-۳- روش پژوهش

برای برآورد مدل تحقیق جاری از داده‌های سالانه دوره ۱۳۹۳-۱۳۴۱ استفاده شده است. آمار متغیرهای استفاده‌شده در مدل، از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده است. متغیرهای مورداستفاده در مدل به شرح زیر هستند:

متغیر (PS) پس‌انداز بخش خصوصی[10]: 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 پژوهش محاسبه پس‌انداز بخش خصوصی مبتنی بر روشی است که دایال گولاتی و تیمان[11] (۲۰۰۶) در پژوهش‌های خود از آن استفاده کرده‌اند. این روش بر پایه آمارهای حساب‌های ملی قرار دارد و در آن پس‌انداز بخش خصوصی، بر اساس اطلاعات حساب‌های ملی و با استفاده از اتحاد درآمد ملی به شکل زیر محاسبه می‌شود:

(۱)

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

در رابطه فوق، GFI و PFI به ترتیب 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 مالیات‌هاست. پس از ساده‌سازی رابطه (۱)، خواهیم داشت:

(۲)

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

که در آن، (IFP+IFG)=I 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.

tt: نسبت ارزش صادرات (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳) به تولید ناخالص داخلی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳) است که به عنوان متغیری برای رابطه مبادله در نظر گرفته شده است. روند تغییرات رابطه مبادله ایران در دوره مدنظر در تصویر شماره ۱ نشان داده شده است.

متغیر VT که نشان‌دهنده نرخ رشد شرایط مبادله است و به صورت زیر قابل‌محاسبه است (چادهوری، ۱۹۹۳)

(۳)

$$VT=[(\frac{1}{K})\sum(logQ_{t-i-1}-logQ_{t-i-2})^2]^{\frac{1}{2}}$$

در این رابطه Q نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی است که نشان‌دهنده نوسانات این متغیر است. اثر رابطه مبادله بر پس‌انداز با تفکیک اثرات دائمی و موقت نشان داده شده است. برای نشان‌دادن اجزای دائمی و موقت شرایط مبادله، تغییر روند در رابطه مبادله با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات[12] به دست آمده است؛ به

10. Private Saving (PS)
11. Dayal Gulait, Anurdha Christian
12. Hodrick-Prescott

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

تصویر ۱. روند نسبت ارزش صادرات به تولید ناخالص واقعی در فاصله سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۹۳ (منبع: بانک مرکزی)

طوری که متغیر TOTT نشان‌دهنده اجزای موقت در تغییر روند شرایط مبادله و PTOT، اجزای دائمی در تغییر روند شرایط مبادله است. متغیرهای ابزاری این پژوهش شامل متغیرهای زیر است:

RPCY: هرچند اثر درآمد بر پس‌انداز در مدل‌های تئوریکی قاطع نیست، اما این متغیر در فرضیه درآمد دائمی و چرخه زندگی یکی از تعیین کننده‌های مهم پس‌انداز است. در فرضیه درآمد دائمی، رشد اقتصادی بالاتر به معنی کاهش پس‌اندازهای خصوصی است، در حالی که مدل‌های بهینه‌یابی بین‌دوره‌ای همانند مدل چرخه زندگی، یک رابطه مثبت بین درآمد ملی و پس‌انداز خصوصی را پیشنهاد می‌دهند. بیشتر مطالعات بین‌کشوری نشان می‌دهند افزایش دائمی در درآمد، اثر مثبتی بر نرخ پس‌انداز خصوصی دارد.

M2GDP(-1): سطح پولی‌شدن با نسبت حجم پول به تولید ناخالص اندازه‌گیری شده است. این متغیر به عنوان نماینده‌ای برای توسعه مالی و بهبود مالی در اقتصادهای در حال توسعه شناخته می‌شود، چراکه کشورهای با پیشرفت زیاد و بهبودهای قابل‌قبول در سیستم‌های مالی‌شان بالاترین نسبت‌های پولی را داشته‌اند. چگونگی اثرگذاری این متغیر بر پس‌انداز مبهم است، ولی اگر این متغیر باعث توسعه سیستم مالی کشور شود، باعث افزایش پس‌انداز نیز خواهد شد. زلدز بر این باور است که این متغیر بر پس‌انداز اثر منفی دارد، چراکه این متغیر نشان‌دهنده محدودیت استقراض مصرف‌کننده است و توانایی مصرف‌کننده را برای هموارسازی مصرف در فرایند وام‌گیری کاهش می‌دهد.

GRPCY: رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه که اثرات چرخه تجاری را در نظر می‌گیرد و باید اثر مثبتی بر پس‌انداز داشته باشد.

DEP: نسبت وابستگی اثر چرخه زندگی را نشان میدهد. پس‌انداز بخش خصوصی شامل پس‌انداز مثبت شاغلین و پس‌انداز منفی افرادی است که بازنشسته شده‌اند. نسبت وابستگی حاصل تقسیم تفاوت بین کل

جمعیت و نیروی کار به کل جمعیت است.

INF: تورم ناشی از وضعیتی است که در اقتصاد سطح عمومی قیمت‌ها به طور بی‌رویه یا بی‌تناسب و مداوم و غالباً به صورت بازگشت‌ناپذیر افزایش می‌یابد. اثر تورم بر پس‌انداز قابل‌بحث است. تورم باعث کاهش دارایی‌های ثابت مانند اوراق قرضه می‌شود و از این دیدگاه با کاهش ثروت واقعی، گویا پس‌انداز افزایش می‌یابد. ضمناً در محیط تحدیدشده مالی که در کشورمان پابرجاست، با افزایش تورم، نرخ بهره منفی می‌شود و تمایل به مصرف افزایش و میل به پس‌انداز کاهش می‌یابد.

در دوران تورم، هنگامی که درآمدهای اسمی هماهنگ با افزایش قیمت‌ها افزایش نیابد یکی از اثرات تورم، کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان است؛ بنابراین آنان مجبورند از خرید بعضی از کالاها و خدمات چشم‌پوشی کنند که این چشم‌پوشی اجباری از مصرف، پس‌انداز اجباری خوانده می‌شود. فیشر[13] بر این باور است که تورم (درصد تغییرات سالانه در شاخص قیمت مصرف‌کننده) اثر منفی بر پس‌انداز دارد، چراکه منعکس‌کننده اثر پس‌اندازهای احتیاطی است که از بی‌ثباتی اقتصاد کلان و تغییرات درآمدی منتج شده است؛ بنابراین، بررسی تورم بیشتر موضوعی تجربی است.

۲-۳-۱- روش فیلتر هودریک پرسکات

منطق استفاده از فیلتر هودریک پرسکات آن است که این روش می‌تواند به تفکیک یک شوک مشاهده‌شده به اجزای دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) کمک کند. مقادیر روند فیلتر هودریک پرسکات مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل کند.

(۴)

$$min \sum_{t=1}^{T}(y_t-y^*_t)^2 +\lambda\sum_{t=2}^{T-1}[(y^*_{t+1}-y^*_t)-(y^*_t-y^*_{t-1})]^2$$

در حالی که T تعداد مشاهدات و پارامتر λ عامل موزون است که میزان هموار‌بودن روند را تعیین می‌کند. λ=۱۶۰۰ برای آمار فصلی و λ=۱۰۰ برای آمار سالانه استفاده می‌شود. این پارامتر از آمار تولید، دوره‌های با فرکانس کمتر از ۸ سال را حذف می‌کند. اگر فرض شود ساختار اقتصاد به اندازه کافی باثبات بوده است و رشد محصول بالقوه نسبتاً یکنواخت باشد، آن‌گاه فیلتر هودریک پرسکات برآورد قابل‌قبولی از محصول بالقوه ارائه می‌کند.

۳- یافته‌های پژوهش

برای تعیین رابطه بین پس‌انداز و شوک‌های تجاری از رابطه زیر کمک گرفته شده است:

(۵)

$$Ps_t=a_0+a_1Dummy_t+a_2Ps_{t-1}+a_3\mathrm{PTOT}_t+a_4\mathrm{TTOT}_t+a_5\mathrm{VT}_t$$

13. Fischer

در رابطه فوق نرخ پس‌انداز خصوصی سرانه، ، نرخ پس‌انداز خصوصی سرانه دوره قبل است. متغیر دامی مربوط به ابتدای انقلاب تا پایان جنگ است؛ به طوری که در فاصله سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۷ عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر را به خود اختصاص می‌دهد. برای تحلیل اثر شرایط تجاری (رابطه مبادله)، ۳ متغیر (PTOT, TTOT, VT) در رابطه (۵) در نظر گرفته شده است. PTOT و TTOT اجزای دائمی و موقتی رابطه مبادله هستند، در حالی که VT نوسانات را اندازه می‌گیرد که در بخش قبل معرفی شد. برای تخمین رابطه فوق از دو روش حداقل مربعات معمولی و گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده است.

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته را اولین بار هانسن و سینگلتون (۱۹۸۲) ارائه کرد که در آن می‌توان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی درباره توزیع متغیرها برآورد کرد. علاوه بر این،استفاده از متغیرهای ابزاری در روش مذکور، باعث می‌شود از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری شود. درنهایت اینکه این روش اجازه می‌دهد خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال وجود داشته باشد. این موضوع برای این پژوهش بسیار حائز اهمیت است؛ چراکه اغلب سری‌های زمانی، از جمله پس‌انداز خودهمبستگی قوی دارند. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، علاوه بر مزیت‌هایی فوق، محدودیت‌هایی نیز دارد، زیرا لازمه کاربرد این روش، تعیین متغیر ابزاری مناسب، برای حل مشکل درون‌زابودن بین متغیرهای توضیحی و پس‌انداز است.

برای انتخاب متغیرهای ابزاری باید به دو نکته مهم توجه کرد: ۱. متغیرهای ابزاری بیشتر، به معنی مطلوب‌تربودن تخمین نیست، ۲. متغیرهای ابزاری باید طبق توانایی‌شان در تخمین و تشخیص شرایط انتخاب شوند. بهترین روش برای انتخاب متغیرهای ابزاری، ابتدا نظریه‌های اقتصادی و بعد از آن شروع با تعداد ابزارهای کم و سپس افزودن متغیرهای جدید به بردار ابزارهاست. در گزینه‌های بعدی، متغیرهای دیگری به عنوان ابزار اضافه می‌شود. اگر اضافه‌کردن متغیر ابزاری جدید اثر مثبتی بر کیفیت تخمین داشته باشد، این متغیر به عنوان متغیر ابزاری استفاده خواهد شد، ولی اگر اضافه‌کردن متغیر ابزاری باعث هم‌خطی بین متغیرهای ابزاری، خطای مدل، بدترکردن شرایط تخمین مدل یا تخمین نتایج گوشه‌ای برای پارامترها شود، متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد. در این پژوهش پس از بررسی های لازم، درنهایت لیست متغیرهای ابزاری فوق به عنوان متغیرهای ابزاری مسئله معرفی شد.

هر چند روش گشتاورهای تعمیم‌یلفته نیاز به فروض زیادی درباره داده‌های تحقیق ندارد، اما بررسی مانایی متغیرها اهمیت خاصی دارد؛ بنابراین، قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی ساکن‌پذیری داده‌ها داریم. در این قسمت، آزمون ریشه واحد بر متغیرهای موردنیاز مسئله انجام گرفته است. همان‌طور که جدول شماره ۳ نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون، فرضیه H0، یعنی وجود ریشه واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها مانا یا ساکن هستند.

به منظور بررسی دقیق‌تر و شناسایی شکست ساختاری، روند متغیرهای پس‌انداز بخش خصوصی و شرایط تجاری از روش زیوت و اندریوز[14] (۱۹۹۲) استفاده شده است. در این روش، اگر متغیر دچار شکست ساختاری شده باشد، به صورت درون‌زا لحاظ خواهد شد. بر اساس روش زیوت اندریوز زمان شکست ساختاری احتمالی

14. Zivot and Andrews

جدول ۳. بررسی مانایی متغیرهای مدل

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
PS	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۶۸	-۵/۸۵
TOTT	با عرض از مبدأ و روند	-۱۳/۴۸	-۶/۳۵
DEP	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۹۰	-۵/۸۵
PTOT	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۸	-۶/۶۶
VTOT	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۴۱	-۶/۸۹
RPCY	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۵۰	-۱۳/۳۹
M2GDP	با عرض از مبدأ و روند	۵/۰۹	۱۱/۹۰
INF	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۹۵	-۳۳/۹۹

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

در سری زمانی، از قبل معلوم نیست و باید به صورت درون‌زا تعیین شود. نویسندگان اعتقاد دارند روش پرون (۱۹۸۹) که بر اساس آن، زمان شکست ساختاری به صورت برون‌زا و ازقبل‌تعیین‌شده فرض می‌شود، در زمینه پذیرش یا رد فرضیه ریشه واحد، گاهی به نتیجه‌گیری غلط منجر می‌شود. تفاوت آزمون زیوت اندریوز با آزمون‌های ریشه واحد معمولی در فرض مقابل است. در این روش زمان شکست (TB)[15] با حداقل‌کردن آماره t یک‌طرفه با $\alpha=1$ انتخاب می‌شود. الگوی زیوت اندریوز با یک شکست ساختاری درون‌زا در سری‌ها به این صورت است:

(۶)

$$H_0: y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

$$H1:$$

$$Model\ A: y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{C}^A_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$Model\ B: y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{C}^B_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$Model\ C: y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_C) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DU_t(\hat{T}_C) \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{C}^C_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

همان‌طور که روابط مذکور نشان می‌دهد، الگوی A تغییر زمانی را در عرض از مبدأ نشان می‌دهد و الگوی

15. Time of Break

B برای بررسی مانایی در شکستگی در روند به کار می‌رود و درنهایت الگوی C امکان تغییر هم‌زمان در عرض از مبدأ و روند را مهیا می‌کند. در روابط فوق، متغیر مجازی پایدار است که تغییر در عرض از مبدأ را دربر دارد و متغیر مجازی انتقال در روند، در زمان شکست ساختاری TB است. فرض مقابل این است که سری y با دربر داشتن یک شکست ساختاری I(۰) یا ماناست. همچنین متغیرهای مجازی به صورت زیر تعریف شده‌اند:

$$DT_t = \begin{cases} 1 \text{ if } t > TB \\ 0 \text{ if } t \leq TB \end{cases} \qquad (۷)$$

$$DT_t = \begin{cases} t-TB \text{ if } t > TB \\ 0 \text{ if } t \leq TB \end{cases}$$

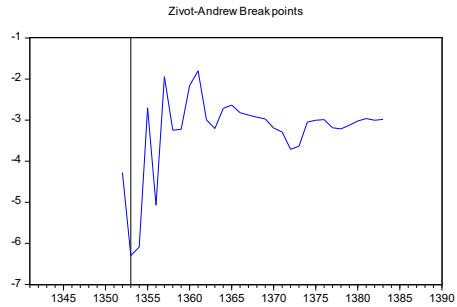
در این آزمون اگر آماره α معنادار باشد، فرض صفر رد خواهد شد. همان‌طور که اشاره شد در این آزمون زمان شکست (TB) به صورت درون‌زا برآورد می‌شود. طول وقفه بهینه بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکایئک[16] شوارز بیزین[17] و یا آزمون t (t-test) که روش عام به خاص نامیده می‌شود تعیین می‌شود. نتایج تجربی آزمون زیوت اندریوز به صورت نمودار در تصویر شماره ۲ گزارش شده است.

تصویر شماره ۲ نشان می‌دهد متغیر پس‌انداز خصوصی در سال ۱۳۵۳، متغیر شوک زودگذر تجارت در سال ۱۳۵۹ و نوسانات رابطه تجاری در سال ۱۳۵۶ و شوک‌های دائمی در شرایط تجاری در سال ۱۳۶۱ دچار شکست شده است. به منظور مقایسه نتایج، ابتدا مدل با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده و نتیجه در جدول شماره ۴ گزارش شده است. نتایج تخمین مدل با روش حداقل مربعات معمولی نشان از معناداری ضرایب متغیرهای VTOT، PS(-1) و PTOT دارد. به عبارت دیگر متغیرهای پس‌انداز دوره قبل، نوسانات شرایط تجارت (رابطه مبادله) و جزء دائمی رابطه مبادله بر پس‌انداز اثر معناداری دارند. نتایج تخمین مدل با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در جدول شماره ۵ نشان داده شده است.

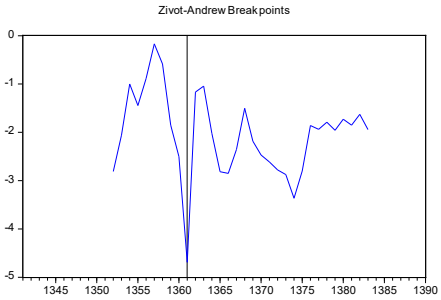
همان‌طور که نتایج جدول شماره ۵ نشان می‌دهد، پس‌انداز دوره گذشته نقش بسیار مهمی در پس‌انداز دوره کنونی دارد و پیش‌بینی‌کننده مهم این متغیر است. مقدار ضریب تخمین‌زده‌شده برای این متغیر ۰/۵۸۵ است که نشان‌دهنده این است که یک واحد افزایش پس‌انداز دوره قبل باعث افزایش ۰/۵۸۵ واحد پس‌انداز این دوره خواهد شد. جزء زودگذر شرایط مبادله، اثر بیشتری بر پس‌انداز دارد تا جزء دائمی. این مطلب را می‌توان بدین صورت تفسیر کرد که در ۲ دهه گذشته بیشتر کشورهای در حال توسعه، خصوصاً ایران با محدودیت استقراض خارجی مواجه بوده‌اند، به همین دلیل جزء زودگذر شرایط مبادله اثر بیشتری بر پس‌انداز خواهد داشت.

نوسان در شرایط مبادله اثر منفی معنادار بر پس‌انداز دارد. این اثر بر خلاف مطالعه اگنر و ازمن[18] (۲۰۰۴) است.

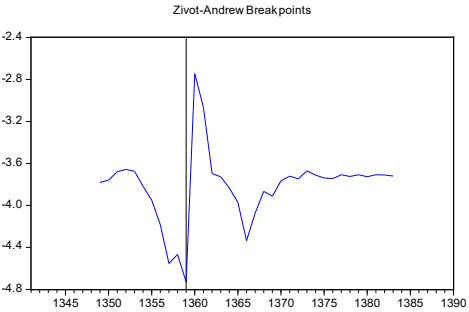
16. Akaike Information Criterion (AIC)
17. Bayesian information criterion (BIC)
18. Agenor and Aizenman



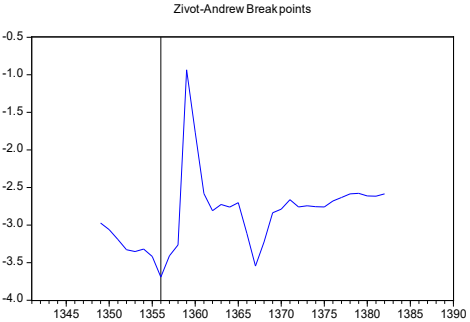
نمودار آزمون زیوت اندریوز برای متغیر PS
زمان TB: ۱۳۵۳



نمودار آزمون زیوت اندریوز برای متغیر POTT
زمان TB: ۱۳۶۱



نمودار آزمون زیوت اندریوز برای متغیر TOTT
زمان TB: ۱۳۵۹



نمودار آزمون زیوت اندریوز برای متغیر VT
زمان TB: ۱۳۵۶

تصویر ۲. تعیین شکست‌های ساختاری در متغیرهای اصلی مدل

جدول ۴. نتایج تخمین مدل با روش حداقل مربعات معمولی

ضرایب	نتایج تخمین با روش OLS	آماره t
C (ضریب ثابت)	-۰/۰۰۳	-۱/۷۹
PS(-1)	۰/۵۶۱	۴/۸۳۲
TOTT	۰/۰۰۴	۰/۳۷۱
PTOT	۰/۰۱۱	۲/۸۵۶
VTOT	-۰/۰۱۷	-۲/۵۲۸
$\bar{R}$	۰/۷۸۹	
آماره دوربین واتسون (D.W)	۲/۰۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج تخمین مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته

ضرایب	نتایج تخمین با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته	آماره t	آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J P
PS(-1)	۰/۵۸۵	۳۱/۸۵	۵/۱۶۳	۰/۳۹۵
TOTT	۰/۰۴۵	۱۰/۵۲	–	–
Dummy	۰/۰۰۹	۳۵/۱۰	–	–
PTOT	۰/۰۰۸	۲۶/۲۷	–	–
VTOT	-۰/۰۶۵	-۳۴/۹۲	–	–

منبع: یافته‌های پژوهش

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

در جدول شماره ۵ علاوه بر مقادیر عددی برآوردشده برای پارامترها، در دو ستون آخر جدول، مقدار آماره J و احتمال آن آورده شده است. در مورد این دو ستون می‌توان بیان کرد که سازگاری تخمین‌زننده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند با آزمون J که هانسن (۱۹۸۲) ارائه داده است، انجام شود. تست J هانسن (۱۹۸۲) برای محدودیت‌های بیش از حد معین، ارائه شده است تا چگونگی نزدیک به صفربودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری کند. این تست به صورت زیر قابل‌بیان است:

$$nJ_n(\Theta_{GMM}) \rightarrow \chi 2\ (r\text{-}l)$$

در رابطه فوق، مقداری است که تابع زیان را حداقل می‌کند. تحت فرضیه صفر $E[h(x_t;\Theta_{GMM},Z_t)]=0$ آماره آزمون توزیع مجانبی کی‌دو با (r-l) درجه آزادی دارد. متعاقباً هانسن و جاناتان (۱۹۹۱) بیان کردند اگر تعداد مشاهدات کم باشد، این آزمون مدل‌های درست را به تناوب رد می‌کند. آن‌ها پیشنهاد دادند معیار بر اساس r درجه آزادی باشد. در اینجا n تعداد مشاهدات، J و آماره J، از خروجی نسخه ۸ نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews، r تعداد متغیرهای ابزاری همراه با مقدار ثابت (محدودیت‌های تعامدی یا شروط گشتاوری) و l نیز تعداد پارامترهای مدل است. علاوه بر این، احتمال آماره J نشان‌دهنده مناسب‌بودن ابزارهای این پژوهش است.

٤- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، به منظور بررسی عوامل اثرگذار بر پس‌انداز خصوصی سرانه در فاصله سال‌های ۱۳۴۱ تا ۱۳۹۳ از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداقل مربعات معمولی بهره گرفته شد. در این تحقیق نرخ پس‌انداز خصوصی سرانه به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای نرخ پس‌انداز خصوصی سرانه دوره قبل، اجزای دائمی و موقتی رابطه مبادله و نوسانات نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی و متغیر دامی (برای دوره شروع انقلاب اسلامی تا پایان

جنگ تحمیلی ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۷) به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل وارد و بررسی شده‌اند.

نتایج تخمین مدل با هر دو روش نشان از معناداری متغیرهای توضیحی دارد؛ به طوری که می‌توان نتیجه گرفت، شرایط تجاری و نرخ پس‌انداز دوره قبل از پس‌انداز این دوره، اثر معناداری دارند. علاوه بر این، متغیر دامی لحاظ‌شده در مدل که برای نشان‌دادن اثرات نامتقارن شرایط تجاری است نیز معنادار است. به طوری که می‌توان نتیجه گرفت کاهش یا افزایش روند رابطه مبادله اثرات نامتقارنی بر پس‌انداز خصوصی سرانه دارد. پس‌انداز دوره گذشته نقش بسیار مهمی در پس‌انداز دوره کنونی دارد و پیش‌بینی کننده مهم این متغیر است.

جزء زودگذر شرایط مبادله اثر بیشتری بر پس‌انداز دارد تا جزء دائمی. این مطلب را می‌توان بدین صورت تفسیر کرد که در ۲ دهه گذشته بیشتر کشورهای در حال توسعه با محدودیت استقراض خارجی مواجه بوده‌اند، به همین دلیل جزء زودگذر شرایط مبادله، اثر بیشتری بر پس‌انداز خواهد داشت. علاوه بر این، نوسان در شرایط مبادله اثر منفی معنادار بر پس‌انداز دارد.

با توجه به یافته‌های این پژوهش مبنی بر اثرگذاری شرایط مبادله بر پس‌انداز، پیشنهاد می‌شود به منظور تقویت پس‌انداز و تحریک سرمایه‌گذاری و تسریع رشد کشور، سیاست‌های تشویقی بخش صادرات در اولویت برنامه‌ریزی‌های اقتصادی قرار گیرند تا از این طریق، رونق شرایط تجاری باعث افزایش پس‌انداز شود. علاوه بر این بی‌ثباتی در قوانین و مقررات مربوط به شرایط تجاری که باعث نوسانات این متغیر می‌شود، اثرات معکوسی بر پس‌انداز خواهد داشت. به مین دلیل توجه ویژه به ثبات در این بخش خصوصاً سیاست‌گذاری‌های دولتی بیش از پیش احساس می‌شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

تعارض منافع

بنا به اظهار نویسندگان، در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

References

Abbasi, A., Mohammadi, T., & Darvishmanesh, A. (2012). [Investigating the impact of uncertainty of oil revenues on the private sector savings of OPEC member states during 1990-1990 (Persian)]. *Financial Economics Journal, 6*(19), 59-88.

Abrishami, H., & Namvar, M. (2004). [The determinants of private savings with emphasis on the performance of financial markets in Iran (Persian)]. *Journal of Economic Research, 39*(73), 1-35.

Adler, G., & Magud, M. N. E. (2013). *Four decades of terms of trade booms: Saving-investment patterns and a new metric of income windfall*. Washington: International Monetary Fund. [DOI:10.5089/9781484356241.001]

Agenor P. R., & Aizenman, J. (2004). Savings and the terms of trade under borrowing constraints. *Journal of International Economics, 63*(2004), 321-40. [DOI:10.3386/w7743]

Athukorala, P. C., & Sen, K. (2004). The determinants of private saving in India. *World Development, 32*(3), 491-503. [DOI:10.1016/j.worlddev.2003.07.008]

Bahrami, J., & Aslani, P. (2005). [Determinants of private sector's saving in Iran (Persian)]. *Economic Research, 7*(23), 119-45.

Bulir, A., & Swiston, A. (2006). *What explains private draving in Mexico?* Washington: International Monetary Fund.

Chowdhury, A. (2015), Terms of trade shocks and private savings in the developing, Countries. *Journal of Comparative Economics, 43*(4), 1122-34. [DOI:10.1016/j.jce.2015.02.006]

Chowdhury, A. (1993). Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models. *The Review of Economics and Statistics, 75*(4), 700-6. [DOI: 10.2307/2110025]

Dayal-Gulati, A., & Thimann, Ch. (2006). Saving in Southeast Asia and Latin America compared: searching for policy lessons. Washington: International Monetary Fund.

Ehsani M. A., & Khalili Asl, M. (2017). [The effect of income risk on gross domestic saving rate: A case study of Iran (Persian)]. *Journal of Economic Policy, 8*(16), 1-19.

Hansen, L. P., & Jagannathan, R. (1991). Restrictions on inter temporal marginal rates of substitution implied by asset returns. *Journal of Political Economy, 99,* 225-262.

Hansen, L. P., & Singleton K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica, 50*(5), 1269-86. [DOI:10.2307/1911873]

Harberger, A. (1950). Currency depreciation, income and the balance of trade. *Journal of Political Economy, 58*(1), 47-60. [DOI:10.1086/256897]

Hooshmandi, H. (2009). [A research on factors, affecting national savings in Iran (Persian)]. *Quarterly Journal of Economical Modeling, 2*(6), 177-204.

Kwack, S. Y., & Lee, Y. S. (2005). What determines saving rates in Korea? The role of demography. *Journal of Asian Economics, 16*(5), 861-873. [DOI:10.1016/j.asieco.2005.08.014]

Lahiri, A. K. (1989). Dynamics of Asian savings: The role of growth and age structure. *Staff Papers, 36*(1), 228-61.

Laursen, S., & Metzler, L. A. (1950). Flexible exchange rates and the theory of employment. *The Review of Economics and Statistics, 32*(4), 281-99. [DOI:10.2307/1925577]

Loayza, N., Schmidt Hebbel, K., & Servén, L. (2000). Saving in developing countries: An overview. *The World Bank Economic Review, 14*(3), 393-414. [PMID]

Mojtahed, A., & Karami, A. *(2003). [Evaluation of variables affecting the national saving behavior in Iran's economy* (Persian)]. *Iranian Journal of Trade Studies, 27*(3), 1-28.

Narayan, P. K., & Siyabi, S. A. L. (2005). An empirical investigation of the determinants of Oman's national savings. *Economics Bulletin, 3*(51), 1-7.

Paul, R. J. (2004). A time-series approach to the determination of savings rates. *International Economic Journal, 18*(2), 147-59. [DOI:10.1080/1016873042000228303]

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica 57*(6), 1361-401. [DOI:10.2307/1913712]

Piraee, Kh., & Keshavarzi M. (2013). [Determinants of private saving in Iran with emphasis on real exchange rate and borrowing constraints (Persian)]. *The Macro and Strategic Policies, 1*(1), 63-92.

Sobhani, H., & Barkhordari, M. R. (2011). [Review over effective factors on saving in private sector iran's oil economy (Persian)]. *Journal of Economic Research, 46*(1), 23-44.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics, 10*(3), 251-70. [DOI:10.2307/1391541]

This Page Intentionally Left Blank