فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان/ سال ششم، شماره بیست و یکم، بهار ۱۳۹۷/ صفحات ۹۱-۶۹

تأثیر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ایران در حضور شکست‌های ساختاری[1]

امیر تقوی[1]، مصیب پهلوانی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۰۳

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی ارتباط بلندمدت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با رشد اقتصادی ایران با تأکید بر شکست‌های ساختاری طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۳۸ است. برای رسیدن به این هدف، از آزمون‌های ریشه واحد زیوت- اندریوز برای تعیین تغییرات ساختاری به شکل درون‌زا و مقایسه آزمون همجمعی سنتی انگل- گرنجر در غیاب شکست‌های ساختاری با آزمون‌های همجمعی گریگوری هانسن و سایکنن لوتکیپول برون‌زا در حضور شکست‌های ساختاری استفاده شده است. این مقاله به سه دلیل با سایر مطالعات موجود در اقتصاد ایران دارای تفاوت است: توجه به رابطه (بلندمدت) بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با رشد اقتصادی در قالب یک الگوی چند متغیره و توجه به لحاظ شکست‌های ساختاری در آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی و تخمین درون‌زای نقطه شکستگی. نتایج آزمون‌های همجمعی در غیاب شکست ساختاری نشان‌دهنده نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو است در حالی که نتایج آزمون‌های همجمعی در حضور شکست‌های ساختاری حاکی از وجود رابطه تعادلی بلندمدت (و مثبت) بین متغیرهای الگو می‌باشد.

طبقه بندی JEL: C32، E21، E22، O11.

واژگان کلیدی: پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، تکنیک‌های همجمعی.

---

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)

Email:amir_taghavi@pgs.usb.ac.ir

۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:** Pahlavani@eco.usb.ac.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست*

مقدمه

توسعه اقتصادی در هر کشوری به عنوان شاخص ارزیابی وضعیت اقتصادی و اجتماعی آن کشور محسوب می‌شود. از این‌رو تولید ملی از بارزترین نمادهای اقتصادی هر کشور است که مطلوبیت این شاخص در گرو عواملی همچون وجود شرایط کاری مناسب و استفاده بهینه از سرمایه‌های داخلی است. حمایت از کار و سرمایه-های داخلی می‌تواند نقش مؤثری بر شکوفایی اقتصادی در راستای افزایش انگیزه سرمایه‌گذاران برای سرمایه-گذاری ایفا کند و منجر به مهیا شدن شرایط اقتصادی مناسب برای رشد و توسعه اقتصادی گردد. (اسفندآبادی و صمیمی، ۱۳۹۳، ۱۰۹-۸۹) که در همین راستا دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا یکی از مهم‌ترین اهداف هر نظام اقتصادی به شمار می‌آید (نجفی و همکاران، ۱۳۸۹، ۸۲).

با توجه به مدل‌هایی که تاکنون به بررسی اثر منابع رشد اقتصادی پرداخته‌اند می‌توان به منابع اثرگذار در یک اقتصاد نفتی (مانند ایران) به صادرات نفتی و غیر نفتی، مالیات، واردات، مخارج مصرفی دولت، سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز و غیره اشاره نمود (کفایی و جوزی،۱۳۹۲، ۷۴). از زمان آدام اسمیت[1] تاکنون یک سنت مستحکم در اقتصاد وجود دارد و آن اینکه سرمایه‌گذاری به عنوان نیرو محرکه رشد اقتصادی شناخته می‌شود (کریم‌زاده،۱۳۹۰، ۱۲۴). افزایش سرمایه‌گذاری منجر به افزایش تولید، افزایش ارزش افزوده، افزایش درآمد، افزایش رفاه، افزایش اشتغال، افزایش ذخایر ارزی، کاهش واردات و حرکت سریع‌تر به سوی پیشرفت اقتصادی می‌شود. کینز[2] معتقد بود که سرمایه‌گذاری از پارامترهای اصلی در تقاضای کل بوده و افزایش سرمایه-گذاری باعث افزایش تقاضای کل و افزایش درآمد ملی می‌شود (دودانگی، ۱۳۹۵، ۱۳۲). پس‌انداز در انباشت سرمایه و رشد تولید از اهمیت بالایی برخوردار است که در چارچوب مدل‌های رشد اقتصادی نیز به اثبات رسیده است. به عنوان مثال ایده اصلی لوئیس[3] (۱۹۵۵) این بود که رشد پس‌انداز باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود، در حالی که مدل‌های اخیر هارود- دومار، سرمایه‌گذاری را به عنوان عامل مهم رشد اقتصادی معرفی می‌کنند. در مقابل سولو[4] (۱۹۵۶) به این بحث می‌پردازد که، افزایش در نرخ پس‌انداز باعث بهبود رشد اقتصادی می‌شود زیرا رشد به دست آمده در درآمد باعث رشد پس‌انداز می‌شود که منجر به رشد بیشتر سرمایه‌گذاری می‌گردد. در واقع افزایش سرمایه‌گذاری باعث رشد اقتصادی از طریق رشد تقاضای کل در اقتصاد می‌شود. ارتباط بین

1. Adam Smith
2. John Maynard Keynes
3. W. Arthur Lewis
4. Robert Solow

متغیرهای مذکور به شیوه‌های دیگری نیز قابل انجام است که با اصول مرسوم و قبلی که معتقد به افزایش رشد اقتصادی از طریق پس‌انداز بوده‌اند در تناقض هستند. برای مثال، براساس مطالعات انجام شده توسط احمد و آنورو[1] (۲۰۰۱)، گاوین و همکاران[2] (۱۹۹۷) و کارول و ویل[3] (۲۰۰۰، ۱۹۹۴) رشد اقتصادی پس‌انداز را بهبود می‌بخشد و نه بالعکس (شیمیلز[4]، ۲۰۱۴، ۲۳۳).

هدف این تحقیق بررسی تأثیر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر رشد GDP در ایران با لحاظ شکست ساختاری است. در حقیقت به دنبال این هستیم که آیا با لحاظ شکست ساختاری ارتباط معناداری بین پس‌انداز و سرمایه-گذاری با رشد اقتصادی وجود دارد؟ از این‌رو در راستای نیل به این هدف، ابتدا به پیشینه تحقیق اشاره می‌گردد و سپس مبانی نظری و روش تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در انتها نیز ابتدا یافته‌های پژوهش و سپس جمع‌بندی از مهم‌ترین یافته‌های تحقیق ارائه گردیده است.

۱. مبانی نظری

مدل‌های اولیه هارود (۱۹۳۹)- دومار (۱۹۴۶)[5] سرمایه‌گذاری را به عنوان کلید ترویج رشد اقتصادی مشخص کرده‌اند. این حمایت از نظریه توسعه سنتی لوئیس (۱۹۵۵) است که بیان می‌کند افزایش پس انداز باعث رشد اقتصادی خواهد شد. مدل نئوکلاسیک سولو[6] (۱۹۵۶) استدلال می‌کند که افزایش میزان پس‌انداز موجب افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود که بیشتر از تأثیر مستقیم آن بر سرمایه‌گذاری است، زیرا افزایش ناشی از درآمد موجب پس‌انداز می‌شود و منجر به افزایش بیشتر سرمایه‌گذاری می‌شود. با توجه به مدل‌های جدید رشد رومر[7] (۱۹۸۶، ۱۹۸۷) و لوکاس (۱۹۸۸)[8]، نرخ پس‌انداز بالاتر منجر به رشد دائمی بالاتر از رشد تولید می‌شود به این دلیل که میزان بالای انباشت سرمایه فیزیکی به سرعت دائمی پیشرفت در سطح تکنولوژی می‌انجامد. رابطه بین

1. Ahmad and Anoruo
2. Gavin et al
3. Carrol and Weil
4. Shimelis Kebede Hundie
5. Harrod-Domar
6. Solow
7. Romer
8. Lucas

پس انداز و درآمد را می‌توان با دو روش متفاوت مشاهده کرد. یک دیدگاه، فرضیه کینزی را دنبال می‌کند که رشد اقتصادی مهم‌ترین عامل ذخیره‌سازی است. رشد اقتصادی، تمایل به پس‌انداز را افزایش می‌دهد که منجر به افزایش پس‌انداز می‌شود. رشد درآمد موجب افزایش میزان پس‌انداز می‌شود که از طریق نگرش‌های حاشیه‌ای و متوسط برای پس‌انداز تأثیر می‌گذارد. از نظر دیگر، پس‌انداز مهم‌ترین عامل مؤثر بر رشد اقتصادی است. پیشرفت کشور به توانایی آن در پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در شرکت‌های تولیدی بستگی دارد. پس اندازها موجب سرمایه‌گذاری می‌شود که به عنوان موتور رشد شناخته می‌شوند. رشد در شکل‌گیری سرمایه به طور مستقیم متناسب با آن بخشی از تولید اضافی است که بلافاصله مصرف نمی‌شود اما برای استفاده در آینده ذخیره می‌شود. پس انداز زمانی که برای اهداف تولیدی سرمایه‌گذاری می‌شود، از طریق نقش چندگانه سرمایه‌گذاری به رشد اقتصادی بالاتر تبدیل می‌شود. سرمایه‌گذاری پس‌انداز بیشتر، اشتغال و تولید بیشتر به دنبال خواهد داشت، که منجر به افزایش چندگانه در انباشت سرمایه و رشد تولید ناخالص داخلی می‌شود.

به عنوان پایه و اساس یک رابطه مثبت بین پس‌انداز و رشد اقتصادی پشتیبانی از فرضیه‌های مختلف، ادبیات گسترده‌ای در رابطه با پس‌انداز در رشد وجود دارد که متناقض و به شدت تقسیم شده است. بر اساس نظر بنیادگرایی سرمایه، رابطه مثبت بین پس‌انداز و رشد به عنوان یک زنجیره از پس‌انداز به رشد ایجاد می‌کند. این مفهوم از مطالعات پیشگامان توسط باچا[1] (۱۹۹۰)، اوتانی و ویلانووا[2] (۱۹۹۰)، دی گرگوریو[3] (۱۹۹۲)، لوین و رنتل[4] (۱۹۹۲)، ژاپلی و پگنگ[5] (۱۹۹۴)، سینها[6] (۱۹۹۹)، ببسوک[7] (۲۰۰۰) کریخهاوس[8] (۲۰۰۲) و میستزال[9] (۲۰۱۱) بررسی شده‌اند. این مطالعات نتیجه می‌گیرند که نرخ پس‌انداز بیشتر در نهایت منجر به رشد بیشتر در اقتصاد می‌شود. لین و سانگ[10] (۲۰۰۸) متوجه شدند که پس‌انداز خانوار در منطقه گرانجر موجب رشد اقتصادی در کل چین در کوتاه مدت شد. Ciftcioglu و Begovic (2010) نشان می‌دهند که نرخ پس‌انداز داخلی میزان تأثیرات آماری قابل توجهی بر میزان رشد تولید ناخالص داخلی برای نمونه‌ای از کشورهای مرکزی و شرقی اروپا دارد. دیدگاه کینزی[11] این است که پس‌انداز به میزان تولید بستگی دارد یا اینکه رشد اقتصادی به عنوان نیروی محرکه پس‌انداز در کشور عمل می‌کند. این فرضیه از مطالعات مودیگلیانی و برومبر[12] (۱۹۵۴، ۱۹۷۹)، هوتاکر[13]

1. Bacha 2. Otani and Villanueva 3. De Gregorio
4. Levine and Renelt 5. Japelli and Pagano 6. Sinha
7. Bebczuk 8. Kreickhaus 9. Misztal 10. Lean and Song
11. John Maynard Keynes 12. Modigliani and Brumberg 13. Houthakker

(۱۹۶۰، ۱۹۶۵)، فی و رانیس[۱] (۱۹۶۴)، مارگلین[۲] (۱۹۷۶)، بوسورت[۳] (۱۹۹۳)، دکل[۴] (۱۹۹۳)، کارول و ویل[۵] (۱۹۹۴))، ادواردز[۶] (۱۹۹۵)، بلومستروم و همکاران[۷] (۱۹۹۶)، گاوین و همکاران[۸] (۱۹۹۷)، لوآیزا و همکاران[۹] (۱۹۹۸)، رودریک[۱۰] (۱۹۹۸)، سالتز[۱۱] (۱۹۹۹)، اتاناسیو و همکاران[۱۲] (۲۰۰۰)، کارول و همکاران[۱۳] (۲۰۰۰)، انورو و احمد[۱۴] (۲۰۰۱)، نارایان و نارایان[۱۵] (۲۰۰۶) و ابو[۱۶] (۲۰۱۰) منتج شده است. آلومار[۱۷] (۲۰۱۳) نتیجه گرفت که برای اکثریت کشورهای شورای همکاری خلیج فارس، نرخ رشد اقتصادی است که گرنجر باعث رشد نرخ پس‌انداز می‌شود. در کل، شواهد تجربی از این ادعاها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بالا منجر به پس‌انداز بیشتر می‌شود، نه به صورت دیگر. گرچه تحولات قابل توجهی در ادبیات تجربی وجود دارد، اما از لحاظ نظری عموماً پذیرفته شده است که رشد اقتصادی و پس‌انداز وابسته به یکدیگر هستند. بایر[۱۸] (۲۰۱۴) تأکید می‌کند که پس‌اندازهای ناخالص داخلی و رشد اقتصادی سهم دوسویه‌ای را در کوتاه‌مدت و همچنین درازمدت برای اقتصادهای آسیایی نوظهور به همراه خواهند داشت(بدهیدئو، ۲۰۱۵، ۴)[۱۹].

۲. پیشینه پژوهش

با مروری بر ادبیات تحقیق مشاهده می‌شود که مطالعات متنوع و مرتبطی در ارتباط با این پژوهش انجام شده است که در ادامه به تفصیل مهم‌ترین مطالعات این حوزه می‌پردازیم.

زمانیان و هاتفی (۱۳۹۵)، به مطالعه رویکرد غیرخطی اتو رگرسیو انتقال ملایم در بررسی اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی ایران) در بازه زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۱ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که با حرکت متغیرهای مستقل از آستانه پایین به سمت حد متوسط، اثرات ضرایب متغیرهای تفاضلی تولید ناخالص داخلی، پس‌انداز و همچنین خطای دوره قبل کاهش می‌یابد. سپس با حرکت از آستانه متوسط به سمت آستانه بالا این روند عکس شده و افزایش‌یافته است. در هر سه آستانه، اثرات تغییر پس‌انداز و تولید ناخالص داخلی دوره قبل به ترتیب کمترین و بیش‌ترین اثر را بر تولید تفاضلی دوره بعد داشته‌اند. استفاده از اهرم پس‌انداز بسته به شرایط اقتصادی با این توضیح که اگر شرایط رکودی برقرار باشد استفاده از پس‌انداز و سایر عوامل مؤثر بر اقتصاد می‌تواند ما را در زمان کمتری به رشد لازم برساند و اگر اقتصاد در شرایط رونق خود قرار دارد تأکید

1 . Fei and Ranis 2. Marglin 3.Bosworth 4. Dekle
5. Carroll and Weil 6. Edwards 7. Blomstrom et al
8. Gavin et al 9. Loayza et al 10. Rodrik 11. Saltz 12. Attanasio et al 13. Carroll et al 14. Anoruo and Ahmad 15. Narayan and Narayan 16. Abu 17. Alomar 18. Bayar
19. Dr. Shradha H. Budhedeo

بر فیلتر شدن و کم‌رنگ شدن نقش پس‌انداز و سایر عوامل مؤثر بر رشد است؛ زیرا ممکن است عوامل به عنوان موانع رشد و توسعه عمل نمایند، از پیشنهادات این تحقیق است.

مؤتمنی و زروکی (۱۳۹۴)، به مطالعه علیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی با تأکید بر ناهمسانی رفتار در داده‌های تابلویی پرداختند. به این منظور از داده‌های تابلویی ۸۶ کشور شامل ایران طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۰ استفاده کرده‌اند. روش اقتصادسنجی استفاده‌شده در این تحقیق مبتنی بر دو روش همسان[1] و ناهمسان[2] است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری خارجی هیچ‌گونه رابطه علیتی وجود ندارد و بهبود رشد اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری خارجی مشروط به کانال‌های اثرگذاری است که در همه کشورها وجود ندارد.

خلیلی عراقی (۱۳۹۳)، به مطالعه رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای منتخب آسیایی) با استفاده از داده‌های پانل ۱۶ کشور آسیایی طی دوره (۲۰۰۸-۱۹۸۰) پرداخت. نتایج نشان می‌دهند که شاخص‌های توسعه مالی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند. سرمایه-گذاری مستقیم خارجی تنها زمانی که از متغیر بدهی به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده می‌شود اثر معنادار و مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. شاخص سرمایه انسانی اثر مثبت و معنادار و تورم اثر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی دارد که مطابق با تئوری‌های اقتصادی است. با توجه به نتایج به دست آمده اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برای کشورهای با درآمد بالا بیشتر از کشورهای با درآمد پایین و متوسط است و توسعه مالی باعث افزایش تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌شود.

اُجیگبی و همکاران[3] (۲۰۱۶)، به مطالعه پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در نیجریه با استفاده از داده‌های بانک مرکزی این کشور در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ پرداختند. آن‌ها از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، علیت گرنجر، تکنیک‌های همجمعی و مدل تصحیح خطا استفاده نمودند تا بتوانند رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد نظر را به دست آورند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه‌ای بلندمدت میان پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین یک رابطه علیت یک‌طرفه از پس‌انداز به سمت سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی و از سرمایه‌گذاری به سمت رشد اقتصادی وجود دارد.

دهانیا[4] (۲۰۱۵)، با استفاده از مدل ARDL به‌منظور بررسی وجود یک رابطه طولانی‌مدت بین تولید ناخالص داخلی و پس‌انداز ناخالص داخلی در بوتسوانا در طول دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۰ به مطالعه نقش پس‌انداز بر روی رشد اقتصادی (مطالعه موردی بوتسوانا) پرداخت. او مدل رشد هاروارد- دومار را بر اقتصاد بوتسوانا اعمال کرد.

1. Homogeneous
2. Heterogeneous
3. Josephine N. Ojiegbe, Duruechi Anthony H and Makwe Emmanuel U
4. DhanyaJagadeesh
5. Co-integration

مطالعه وی بیشتر مبتنی بر رویکرد DOLS به‌منظور شناسایی هم انباشتگی درازمدت پویا بین GDP و متغیرهای مستقل آن است. نتیجه تحقیق به وجود رابطه معناداری بین پس‌انداز و رشد اقتصادی اذعان می‌کند. از پیشنهادات این تحقیق می‌توان به توجه هر چه بیشتر سیاست‌گذاران بر افزایش پس‌اندازهای خصوصی به عنوان راه حل عدم رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و تلاش در جهت سرمایه‌گذاری مطمئن‌تر اشاره کرد.

شعیب و دانیا[1] (۲۰۱۵)، با استفاده از مدل هارود- دومار به مطالعه تأثیر تشکیل سرمایه بر روی رشد اقتصادی نیجیریه برای داده‌های ۲۰۱۳-۱۹۶۰ پرداخت. در این تحقیق از مدل همبستگی خطی چندگانه و روش OLS نیز استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت یک رابطه مثبت بین تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی در نیجیریه وجود دارد. همچنین مشخص شد که نرخ پس‌انداز در رشد اقتصادی نیجیریه تأثیر چندانی ندارد. این پژوهش پیشنهاد می‌کند که دولت پس‌انداز را به سمت سرمایه‌گذاری هدایت نماید و پایه‌های زیربنایی اقتصاد را برای بهبود سرمایه‌گذاری بخشد.

کبدهوندی[2] (۲۰۱۴)، رابطه بین پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در اتیوپی را برای داده‌های سالیانه ۲۰۱۱-۱۹۷۰ با استفاده از مدل ARDL و روش‌های هم‌انباشتگی و علیت بررسی کرد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بین پس‌انداز ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، نیروی کار و سرمایه انسانی با رشد اقتصادی هم‌سویی و هم‌انباشتگی وجود دارد و نیروی کار و سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت زیادی روی رشد اقتصادی اتیوپی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند درحالی که پس‌انداز و سرمایه انسانی تأثیر کمی دارند. بین سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی علیتی دو طرفه وجود دارد و یک رابطه علیت ضعیف یک طرفه از رشد اقتصادی به سمت پس‌انداز ناخالص داخلی وجود دارد. این پژوهش افزایش پس‌انداز برای پشتیبانی مالی از سرمایه‌گذاری و ایجاد فضایی با ثبات و مطمئن را برای سرمایه‌گذاری پیشنهاد می‌کند.

پهلوانی و همکاران (۲۰۰۶)، به بررسی نقش تشکیل سرمایه و پس‌انداز در رشد اقتصادی ایران در فاصله زمانی ۲۰۰۳-۱۹۶۰ پرداختند. در این تحقیق از برآوردهای جوهانسن FIML برای تعیین نوع روابط و روش زیوت و اندریوز (۲۰۰۴) برای نشان دادن شکست ساختاری درون‌زا استفاده‌شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که مهم‌ترین شکست‌های ساختاری با توجه به مدل درون‌زا برای رشد اقتصادی سال ۱۹۸۴، برای پس‌انداز سال ۱۹۸۰ و برای سرمایه‌گذاری ۱۹۷۹ بوده است. این سال‌ها مصادف با وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی عراق علیه ایران بوده است. از دیگر نتایج این تحقیق می‌توان به مبهم بودن نقش سرمایه‌گذاری در بلندمدت و اهمیت پس‌انداز در ترویج سطوح بالاتر درآمد در ایران اشاره کرد. نتایج حاصل از تغییر ساختار در VCEM تخمین می‌زند که اثر بر روی رشد تولید پس از سال ۱۹۷۹ به حدود ۱۰ درصد کاهش‌یافته است که این امر نشان از کاهش قابل‌توجه رشد اقتصادی در ایران پس از دوره انقلاب و جنگ است. این مطالعه استفاده

1. Shuaib, I. M & Dania Evelyn Ndidi
2. Kebede Hundie

از پس‌انداز در ارائه استراتژیک سرمایه از جمله زیرساخت‌ها، برای ارتقای رشد اقتصادی بلندمدت در اقتصاد ساختاری در حال تبدیل ایران را ضروری تلقی می‌کند.

۳. روش‌شناسی تحقیق

در این تحقیق از متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LY)، لگاریتم پس‌انداز ناخالص داخلی (LS) و لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (LK) به قیمت ثابت ۱۳۸۳ استفاده شده، که آمارهای مربوط به این متغیرها از اطاعات آماری و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران[1] استخراج شده است. برای آزمون ایستایی متغیرها، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)، زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) و برای آزمون همجمعی ابتدا از آزمون همجمعی سنتی انگل گرنجر و سپس از آزمون‌های همجمعی با لحاظ شکست ساختاری گریگوری- هانسن و سایکنن لوتکیپول[2] استفاده می‌شود. در ادامه به مبانی نظری آن‌ها پرداخته می‌شود:

نقطه آغازین کلیه مطالعات اقتصادسنجی خصوصاً مطالعات براساس روش‌های همجمعی، بررسی وضعیت مانایی[3] متغیرهای استفاده شده در الگو است. آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) یکی از متداول‌ترین آزمون‌های ایستایی مورداستفاده در متون تجربی است.

براساس مطالعات زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) تعیین درون‌زای زمان شکست ممکن است منجر به رد فرضیه ریشه واحد در برخی از حالات شود. آن‌ها معتقدند که روش فیلیپس- پرون (۱۹۸۹) که براساس شکست ساختاری برون‌زا و از قبل تعیین‌شده است، در زمینه پذیرش و یا رد فرضیه ریشه واحد، گاهاً به نتیجه‌گیری غلط منجر می‌شود. زیوت و اندریوز معتقد بودند که تعیین درون‌زای یک شکست ساختاری بالقوه لزوماً به معنی وجود یک شکست ساختاری نیست و این مسئله در حقیقت بیان‌کننده این است که اگر واقعاً شکستی ساختاری رخ داده باشد، بیشترین احتمال وقوع شکست ساختاری در زمان تعیین‌شده به‌صورت درون‌زا خواهد بود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، ۲۵۴).

براساس مطالعات زیوت و اندریوز شکست‌های ساختاری سه شکل متفاوت دارند: ۱) تغییر در عرض از مبدأ، ۲) تغییر در شیب تابع روند و ۳) تغییر همزمان در هردوی آن‌ها. الگوهای آن‌ها با لحاظ یک شکست ساختاری به‌صورت درون‌زا به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\text{DUt} = \begin{cases} 1 & if \quad t > T_b \\ 0 & if \quad t < T_b \end{cases} \qquad \text{DTt} = \begin{cases} 1 & if \quad t > T_b \\ 0 & if \quad t < T_b \end{cases} \tag{۱}$$

$$\text{Model.A} : y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + u_t \tag{۲}$$

1. www.tsd.cbi.ir
2. Saikkonen & Lutkepohl Test
3. Stationary

$$\text{Model B}: y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (۳)$$

$$\text{ModelC}: y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (۴)$$

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، مدل A یک تغییر زمانی را در عرض از مبدأ نشان می‌دهد. مدل B برای بررسی مانایی و یا نامانایی سری‌های زمانی حول شکستگی در روند به کار می‌رود و سرانجام مدل C امکان تغییر در عرض از مبدأ به همراه تغییر در روند را محیا می‌سازد. در این روش زمان شکست ساختاری Tb با حداقل آماره t یک‌طرفه با $\alpha = 1$ انتخاب می‌شود. ازآنجایی‌که مدل C در مقایسه با دو مدل دیگر جامع‌تر است و کمترین محدودیت را دارد در این مطالعه از این الگو استفاده می‌شود. این آزمون پس از نصب افزونه این آزمون روی نرم‌افزار Eviews انجام شد (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، ۲۵۶).

برخلاف تکنیک‌های مرسوم همجمعی مانند روش انگل- گرنجر و روش جوهانسن- جوسیلیوس، که امکان لحاظ شکست ساختاری در آن‌ها وجود ندارد و یا سایر روش‌ها مانند سایکنن- لوتکیپول که براساس تاریخ شکست (از پیش تعیین‌شده و برون‌زا) به کار می‌روند، برتری روش گری‌گوری- هانسن در این است که زمان شکست‌ها را به‌صورت درون‌زا تعیین می‌کند. در این آزمون به شکل بسیار کلی همجمعی توجه شده و وجود یک شکست ساختاری در بردار همجمعی مجاز شمرده شده است. در این آزمون فرضیه صفر همانند سایر آزمون‌های مرسوم گویای نبود بردار همجمعی است ولی فرضیه جایگزین آن با سایر آزمون‌ها متفاوت است. این روش در واقع تعمیم‌یافته روش انگل- گرنجر با لحاظ شکست ساختاری است (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، ۳۰۸).

گریگوری- هانسن (۱۹۹۶)[1] جهت استخراج آماره آزمون خود از رگرسیون همجمعی متعارف استفاده کرده‌اند:

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1,2,\dots,T \quad (۵)$$

در رابطه فوق y_{2t} یک بردار m متغیره I(1) بوده و e_t یک متغیر I(0) فرض می‌شود. در این آزمون اشکال مختلفی جهت الگوبندی شکست ساختاری در نظر گرفته شده است که به‌صورت زیر می‌باشند:

$$(\text{C}): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad (۶)$$

$$(\text{C/T}): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad (۷)$$

$$(\text{C/S}): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + {\alpha_1}^T y_{2t} + {\alpha_2}^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t \quad (۸)$$

t = 1,2,…,T.

۱ . مطالب این قسمت از مقاله گریگوری- هانسن (۱۹۹۶) اخذ شده است. برای توضیحات بیشتر رجوع کنید به: (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، صص ۳۱۳-۳۰۸)

58 Level shift with trend modle

در روابط فوق معادله (C) الگوی تغییر در سطح[1]، (C/T) الگوی تغییر در سطح به همراه روند[2] و معادله (C/S) الگوی تغییر رژیم[3] (شکست ساختاری) هستند. $\varphi_{t\tau}$ متغیر مجازی است که مقدار آن برای $t<[\![\lambda T]\!]$ صفر بوده و در غیر این صورت برابر با یک است.

گریگوری- هانسن (۱۹۹۶) برای یافتن روابط همجمعی با وجود شکست ساختاری احتمالی و همچنین تعیین نقطه شکست از جملات پسماند هرکدام از الگوهای فوق استفاده کردند و آماره‌های آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) و دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) را تغییر دادند و آماره جدیدی را به‌صورت زیر پیشنهاد کردند. آن‌ها یکی از الگوهای فوق را انتخاب کرده و برای هر نقطه شکست (τ)، با روش OLS (وابسته به فرضیه رقیب) تخمین زده و جملات پسماند آن $(\hat{e}_{t\tau})$ را محاسبه کردند و براساس این جملات پسماند ضریب همبستگی پیاپی مرتبه اول با تورش اصلاح شده ($\hat{\lambda}_b$ جمله اصلاح تورش است) را برای هر تخمین به‌صورت زیر محاسبه کردند:

$$\hat{\rho}^*_{\ b} = \frac{\sum_{t=1}^{T-1}(\hat{e}_{t\tau}\hat{e}_{(t+1)\tau}-\hat{\lambda}_\tau)}{\sum_{t=1}^{T-1}\hat{e}^2{}_{t\tau}} \qquad (۹)$$

با اصلاح اریب این ضریب، آماره آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) را تغییر داده و جملات پسماند مرحله دوم براساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\vartheta_{t\tau} = e_{t\tau} - \rho_\tau e_{(t-1)\tau} \qquad (۱۰)$$

این اصلاح همچنین شامل تخمین زیر از میانگین وزنی اتوکواریانس ها است:

$$\lambda_\tau = \sum_{j=1}^{M} w\left(\frac{j}{m}\right)\gamma_\tau(j) \qquad (۱۱)$$

که در آن M=M(T) مقدار بهینه و پارامتر وقفه برشی و w(0) تابع وزن کرنل[4] بوده و هرکدام به شیوه خاصی تعیین می‌گردند. برای تعیین طول بهینه پارامتر وقفه برشی، اندریوز (۱۹۹۱) و اندریوز و موناهان (۱۹۹۲) تخمین زننده خودکار وقفه برشی[5] را به‌صورت زیر ارائه کرده‌اند:

$$M_\tau = 1.3221[\alpha(1)T]^{\frac{1}{5}} \qquad (۱۲)$$

1. Level shift modle
2. Level shift with trend modle
3. Regim shift modle
4. Kernel Weight Function

در رابطه بالا $\alpha(1)$ تابعی از تابع چگالی طیف نامعلوم از e_t بوده و به‌صورت رابطه (۱۳) قابل محاسبه است که در آن ρ_a و σ_a^2 به ترتیب پارامترهای اتورگرسیو و واریانس ابداعی[1] و w_a وزن است. به‌طور متعارف در این معادلات رگرسیون برای پارامتر ثابت وزن صفر و برای بقیه متغیرها وزن یک انتخاب می‌شود:

$$\alpha(1) = \sum_{a=1}^{\rho} w_a \left(\frac{4\rho_a^2\sigma_a^4}{(1-\rho_a)^8}\right) / \sum_{a=1}^{\rho} w_a \left(\frac{\sigma_a^4}{(1-\rho_a)^4}\right) \quad (۱۳)$$

پارامتر و واریانس ابداعی σ_ξ^2 مجموع مربعات جملات خطای ناشی از رگرسیون است:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \beta y_{t-1} + \xi_t \quad (۱۴)$$

در محاسبه تابع وزن کرنل نیز از کرنل‌های نرمال به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$w\left(\frac{j}{M}\right) = (2\pi)^{\frac{-1}{2}} exp\left[\left(\frac{-1}{2}\right)\left(\frac{j}{M}\right)^2\right] \quad , \quad J = 1,2,\dots,M \quad (۱۵)$$

در معادله (۱۱) میزان $\gamma_\tau(j)$ به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\gamma_\tau(j) = \frac{1}{T}\sum_{t=j+1}^{T} \upsilon_{(t-j)\tau}\, \upsilon_{t\tau} \quad (۱۶)$$

بر این اساس، تخمین ضریب همبستگی پیاپی مرتبه اول با اریب اصلاح شده به‌صورت زیر خواهد شد:

$$\rho_\tau = \frac{\sum_{t=1}^{T-1}(e_{t\tau}e_{(t+1)\tau} - \lambda_\tau}{\sum_{t=1}^{T-1} e_{t\tau}^2} \quad (۱۷)$$

آماره آزمون فیلیپس را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

$$Z_\alpha(\tau) = T\left(\hat{\rho}^*{}_\tau - 1\right) \quad (۱۸)$$

$$Z_t(\tau) = \frac{(\hat{\rho}^*{}_\tau - 1)}{\hat{S}_\tau} \quad (۱۹)$$

که در آن $\widehat{S_\tau^2} = \frac{\widehat{\sigma_\tau^2}}{\sum_{t=1}^{T-1}\widehat{e_\tau^2}}$ و $\hat{\sigma}_\tau^2$ واریانس بلندمدت $\hat{\upsilon}_\tau^2$ است و به‌صورت رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{\sigma}_\tau^2 = \hat{\gamma}_\tau(0) + 2\hat{\lambda}_\tau \quad (۲۰)$$

آماره دیگر، آماره t ضریب $e_{(t-1)\tau}$ در معادله رگرسیون زیر است که با $\mathrm{ADF}(\tau)$ نشان داده می‌شود:

$$\Delta\hat{e}_{t\tau} = \alpha + \beta\hat{e}_{(t-1)_\tau} + \gamma_1\Delta\hat{e}_{(t-1)_\tau} + \cdots + \gamma_M\Delta\hat{e}_{(t-M)_\tau} + \xi_t \quad (۲۱)$$

$\mathrm{ADF}(\tau)$ = آماره t $(\hat{e}_{(t-1)_\tau})$

1. Innovation variance

گریگوری- هانسن بیان می‌کنند که کوچک‌ترین مقادیر آماره‌های فوق نشان‌دهنده شکست ساختاری احتمالی هستند و بنابراین پیشنهاد می‌کنند برای آزمون همجمعی نقطه شکست (تاریخ شکست) به‌صورت زیر مشخص شود.

$$Z^*_\alpha = \inf Z_\alpha(\tau) \qquad \tau \in t$$

$$Z^*_t = \inf Z_t(\tau) \qquad \tau \in t$$

$$ADF^t(\tau) = inf\ ADF(\tau) \qquad \tau \in t \qquad (۲۲)$$

سیکنن و لوتکیپول (2000,a,b,c) اظهار کردند که بسیاری از متغیرهای سری زمانی به دلیل وقوع حوادث برون‌زا که ممکن است در طول فرآیند تولید آن متغیرها ایجاد گردد، در معرض شکست ساختاری قرار گیرند. بنابراین آن‌ها پیشنهاد کردند که محاسبه و تخمین تغییرات در سطح سری زمانی برای استنباط مناسب و درست از مرتبه هم انباشتگی یک سیستم معادلات لازم و ضروری است. برای بررسی رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای مدل از الگوی پیشنهادی سایکنن و لوتکیپول (۲۰۰۳) استفاده می‌شود. این آزمون نتیجه وجود شکست ساختاری در سیستم را براساس چارچوب معادلات چندگانه جوهانسن- جوسیلیوس بررسی می‌کند؛ درحالی‌که روش‌های قبلی همانند گری‌گوری- هانسن[1] شکست‌های ساختاری را در چارچوب تک معادله بررسی کرده و سایر آزمون-های همجمعی سنتی توانایی بررسی شکست ساختاری در سیستم معادلات را به‌هیچ‌وجه ندارند (رضایی، ۱۳۹۴، ۳۶۱).

براساس مطالعه سایکنن و لوتکیپول (۲۰۰۰) و لوتکیپول و والترز(۲۰۰۳)[2]، یک سری n بعدی $y_t =$ $(y_{1t}, \dots, y_{nt})$ برداری از متغیرهای مشاهده شده در زمان $(t = 1,\dots,T)$ است که از فرآیند زیر به دست می‌آید (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، ۳۱۷):

$$y_t = \mu_0 + \mu^t{}_1 + \gamma_1 d_{1t} + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \delta_1 DT_{0t} + \delta_2 DU_{1t} + x_t \qquad (۲۳)$$

که در آن DT_{0t} و DU_{1t} به ترتیب نشان‌دهنده متغیر مجازی واکنش[3] و متغیر مجازی[4] انتقال هستند که برای لحاظ شکست ساختاری وارد الگو می‌شوند. هرگاه $t = T0$ باشد مقدار $DT0 = 1$ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد شد. همچنین DU1t مساوی با یک است اگر $t > T$ باشد در غیر این صورت صفر است. پارامترهای

1. Gregory Hansen (1996)
2. Lutkephol and Walterz (2003)
3. Impulse
4. Shift Dummy

γ_t، (i =1,2,3) و μ_0 و μ_1 و δ، جملات غیر تصادفی الگو هستند. براساس مطالعه سایکنن و لوتکیپول جمله x_t یک متغیر غیر قابل مشاهده است که فرض کرده‌ایم دارای فرآیند VAR(q) به‌صورت زیر است:

$$X_t = A_1X_{t-1} + \cdots + A_pX_{t-p} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2, \ldots \qquad (۲۴)$$

با کسر X_{t-1} از هر دو طرف معادله بالا، شکل مناسب تصحیح خطای معادله فوق به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta x_i = \prod x_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t \qquad (۲۵)$$

این معادله خواص همجمعی سیستم را مشخص می‌کند. در معادله فوق u_t بردار نوفه سفید[1] است (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، ۳۱۸).

$x_t = y_t - D_t$ و D_t روند برآورد شده معین الگو است. رتبه Π نشان‌دهنده رتبه همجمعی D_t و x_t گرفته‌شده از y_t است. حالت‌های ممکن برای روش سایکنن و لوتکیپول همانند روش جوهانسن سه مورد است: یک ثابت، یک روند خطی و یا یک روند خطی مستقل از روابط همجمعی. مقدار آماره بحرانی در این روش بستگی به انتخاب یکی از سه حالت مذکور دارد. علاوه‌براین، نکته جالب این روش در این است که مقادیر بحرانی حتی با لحاظ متغیرهای مجازی در الگو نیز هم از اعتبار لازم برخوردار هستند. درحالی‌که در آزمون جوهانسن مقادیر بحرانی تنها زمانی اعتبار دارند که در الگو متغیر مجازی انتقالی نداشته باشیم. آزمون سایکنن و لوتکیپول برای هر تعداد متغیر مجازی موجود در الگو قابل به‌کارگیری است. همچنین در این روش امکان حذف جمله روند در الگو وجود دارد که در این صورت μ=0 خواهد شد. در این روش همانند روش جوهانسن معیارهای انتخاب (HQ, AIC, SBC) برای تصمیم‌گیری در مورد مرتبه VAR قابل کاربرد است (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، ۳۱۸).

۴. یافته‌های تحقیق

۴-۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

انجام آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و زیوت- اندریوز (۱۹۹۲) حاکی از نامانا بودن متغیرها در سطح و عدم رد فرضیه صفر وجود ریشه واحد است که با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتایج این آزمون‌ها به ترتیب در جداول (۱) و (۲) گزارش شده است.

1. White Noise

جدول-۱. بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای الگو براساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)

نام متغیر	حالت متغیر	آماره τ مکینون	آماره ADF	عرض از مبدأ	روند
تشکیل سرمایه ثابت ناخالص	Ln(K)	۰/۵	-۲/۱۴	*	*
	d(LnK)	۰/۰۰	-۵/۷۴	*	
پس‌انداز ناخالص ملی	Ln(S)	۰/۴۳	-۲/۲۸	*	*
	d(LnS)	۰/۰۰	-۸/۵۱	*	
تولید ناخالص داخلی	Ln(Y)	۰/۲۹	-۲/۵۶	*	*
	d(LnY)	۰/۰۰	-۴/۳۹	*	

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد است.)

جدول-۲. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز با لحاظ یک شکست ساختاری

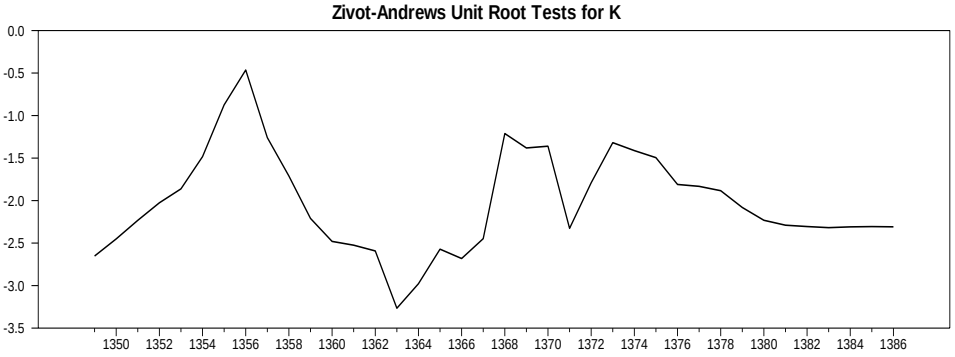
	نام متغیر	نماد	علت شکست ساختاری	مانایی	T-Stat	وقفه بهینه	زمان شکست
Model A	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص	Ln(K)	جنگ تحمیلی	نامانا	-۳/۲۶	۴	۱۳۶۳
	تولید ناخالص داخلی	Ln(Y)	انقلاب اسلامی	نامانا	-۳/۸۷	۴	۱۳۵۸
Model C	پس‌انداز ناخالص داخلی	Ln(S)	جنگ تحمیلی	نامانا	-۴/۶۰	4	۱۳۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر بحرانی مدل A برای سطوح ۱ و ۵ به ترتیب برابر 5.34- و 4.8- و مقادیر بحرانی مدل C برای سطوح ۱ و ۵ به ترتیب برابر 5.57- و 5.08- است.)

در آزمون زیوت- اندریوز ابتدا الگوی (C) برای هر سه متغیر برآورد شد. درنهایت به دلیل معنادار نبودن آماره γ (شکست در روند) در الگوی C برای متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید ناخالص داخلی الگوی A انتخاب گردید که علت شکست ساختاری برای این متغیرها به ترتیب وقوع جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی است. برای متغیر پس‌انداز نیز همان الگوی C به دلیل معنادار بودن آماره‌های γ (شکست در روند) و θ (شکست در عرض از مبدأ) در سطح انتخاب گردید که زمان شکست ساختاری برای این متغیر نیز مصادف با

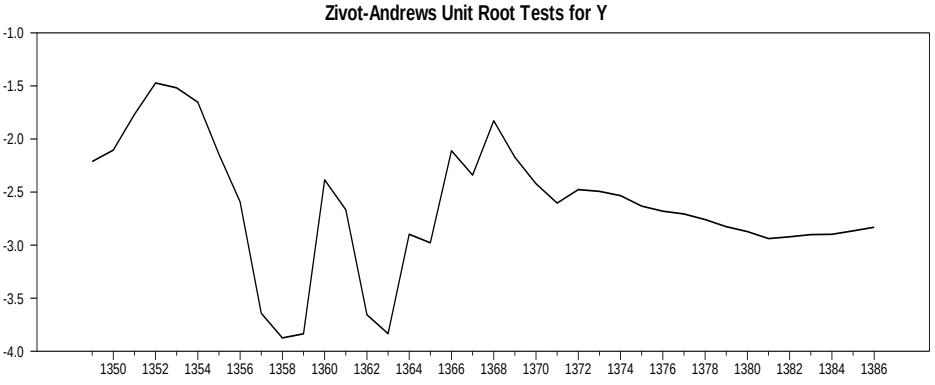
اواسط جنگ تحمیلی است. نتایج بیانگر این است که تمامی متغیرهای به کار رفته در این آزمون با لحاظ شکست ساختاری نامانا می‌باشند و با یک‌بار تفاضل‌گیری با لحاظ شکست ساختاری درون‌زا در عرض از مبدأ پایا شده‌اند.

نمودار-۱. آزمون زیوت اندریوز متغیر Ln(K)



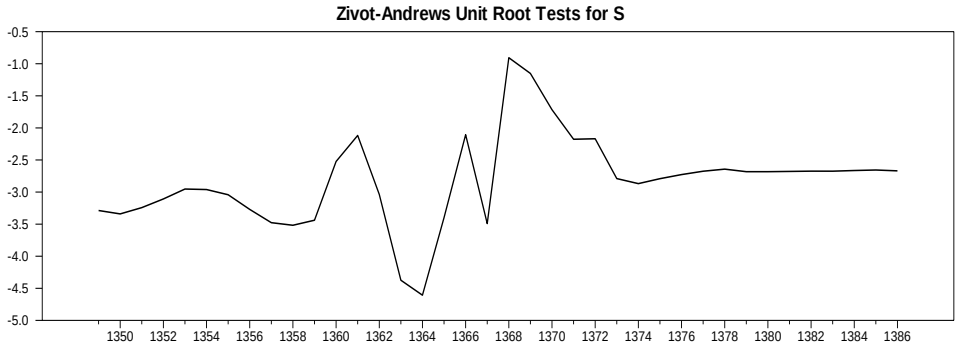
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار-۲. آزمون زیوت اندریوز متغیر Ln(Y)



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار-۳. آزمون زیوت اندریوز متغیر Ln(S)



منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی

۴-۲-۱. آزمون هم‌جمعی بدون حضور شکست ساختاری

جدول (۴) نتایج آزمون هم‌جمعی انگل- گرنجر را نشان می‌دهد. با توجه به یکسان بودن درجه هم‌انباشتگی I(1) متغیرها، مدل با روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود و سپس آزمون ریشه واحد بر روی پسماندهای مدل انجام می‌شود. درصورتی‌که پسماندهای حاصل از رگرسیون، جمعی از درجه صفر باشند، می‌توان گفت رگرسیون برآورد شده در بلندمدت باثبات بوده و روابط هم‌جمعی بین متغیرها وجود دارد.

از آنجا که کمیت بحرانی آمارهADF ارائه شده در جدول (۰/۳۵۳۷) است، فرضیه وجود ریشه واحد (نامانائی) جملات پسماند پذیرفته می‌شود؛ بنابراین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پس‌انداز ناخالص ملی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید ناخالص داخلی برقرار نیست و می‌توان گفت رگرسیون برآورد شده در بلندمدت باثبات نبوده و فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌جمعی تأیید می‌گردد.

جدول-۳. نتایج برآورد آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر

Null Hypothesis: RESID03 has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-۲/۴۴۴۳۱۴	۰/۳۵۳۷
Test critical values:	۱٪ level	-۴/۱۳۳۸۳۸	
	۵٪ level	-۳/۴۹۳۶۹۲	
	۱۰% level	-۳/۱۷۵۶۹۳	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-۲. آزمون‌های همجمعی در حضور شکست‌های ساختاری

جدول (۴) نتایج آزمون هم‌جمعی گریگوری- هانسن در حضور شکست ساختاری را که در سه الگوی (C)، (T) و (C/S) انجام‌شده است، نشان می‌دهد. در جدول (۵) آماره‌های آزمون تغییریافته Zα و Zt پیشنهادی فیلیپس (۱۹۷۸) ارائه‌شده است. در الگوهای رگرسیونی فرض بر این است که مقدار ثابت و ضریب شیب ثبات زمانی دارند.گریگوری- هانسن (۱۹۹۶) بحث می‌کنند که رابطه همجمعی خطی ممکن است به‌موجب تغییر در بردار همجمعی در طول دوره موردنظر باشد و بنابراین امکان دارد که بردار همجمعی ثبات زمانی نداشته باشد.

جدول-۴. نتایج برآورد آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن

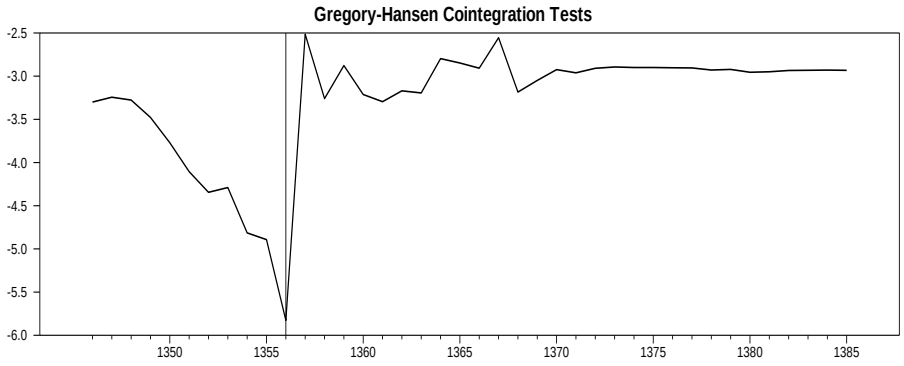
دلیل شکست ساختاری	سال شکست	مقادیر بحرانی در سطوح مختلف			T-Stat	آماره	
		۱۰٪	۵٪	۱٪			
جنگ تحمیلی	۱۳۶۵	-۴/۶۹	-۴/۹۲	-۵/۴۴	-۳/۹۰	ADF^*	الگوی تغییر در سطح(C)
		-۴/۶۹	-۴/۹۲	-۵/۴۴	-۳/۵۵	Z^*_t	
		-۴۲/۴۹	-۴۶/۹۸	-۵۷/۰۱	-۲۱/۶۸	Z^*_α	
شوک نفتی	۱۳۵۴	-۵/۰۳	-۵/۲۹	-۵/۸	-۳/۹۱	ADF^*	الگوی تغییر در روند (T)
		-۵/۰۳	-۵/۲۹	-۵/۸	-۳/۷۳	Z^*_t	

	$Z^*_{\propto}$	-۲۱/۴۴	-۶۴/۷۷	-۵۳/۹۲	-۴۸/۹۴		
الگوی تغییر جهت ساختاری(تغییر رژیم) (C/S)	ADF^*	-۵/۷۸*	-۶/۴۵	-۵/۹۶	-۵/۷۲*	۱۳۵۶	انقلاب اسلامی
	Z^*_t	-۵/۸۳*	-۶/۴۵	-۵/۹۶	-۵/۷۲*		
	$Z^*_{\propto}$	-۴۲/۶۵	-۷۹/۶۵	-۶۸/۴۳	-۶۳/۱۰		

منبع: یافته‌های تحقیق

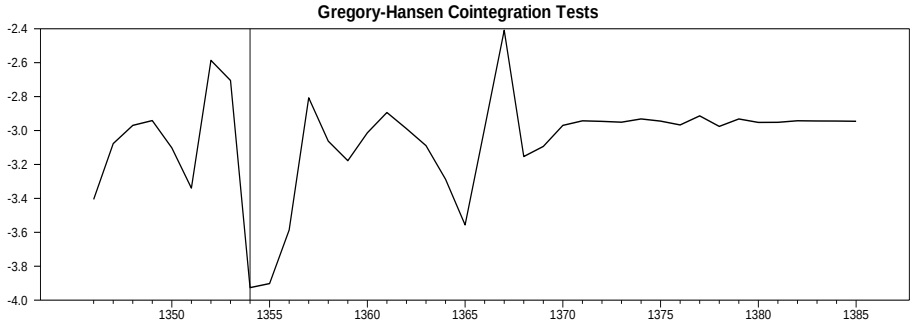
از نتایج مندرج در جدول فوق ملاحظه می‌شود که براساس الگوی (C) (الگوی تغییر در سطح) سال ۱۳۶۵، براساس الگوی (T) (الگوی تغییر در روند) سال ۱۳۵۴ و براساس الگوی (C/S) (الگوی تغییر رژیم یا تغییر جهت ساختاری) سال ۱۳۵۶ سال شکست ساختاری در این الگوهاست. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان استدلال کرد که رابطه‌ای بلندمدت بین پس‌انداز ناخالص ملی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۵۶ با تغییر جهت ساختاری وجود دارد که دلالت بر رد فرضیه صفر عدم وجود همگرایی و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است. الگوی تغییر رژیم (C/S) به اقتصاد ایران بیشتر نزدیک است چرا که اقتصاد ایران با یک تغییر رژیم مواجه بوده است. آماره*ADF و Zt در الگوی (C/S) به دلیل رد فرضیه صفر در سطح اطمینان ۱۰٪ بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیم رابطه تعادلی بلندمدت بین پس‌انداز، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

نمودار-۴. آزمون همجمعی GH (الگوی C/S)



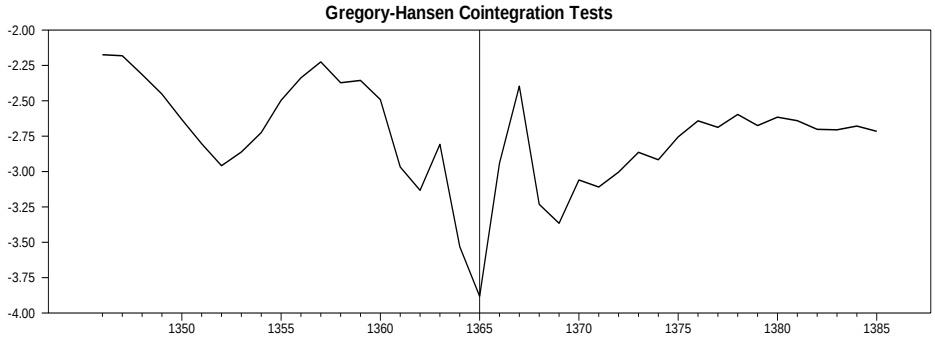
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار-۵. آزمون همجمعی GH (الگوی T)



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار-۶. آزمون همجمعی GH (الگوی C)



منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۶) نتایج آزمون همجمعی سایکنن لوتکیپول برون‌زا را نشان می‌دهد. در این جدول فرضیه صفر نبود رابطه همجمعی بین متغیرهای پس‌انداز ناخالص ملی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و رشد اقتصادی در سطح ٪۵ و ٪۱۰ الگوی عرض از مبدأ رد می‌شود و وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگوی مورد نظر تأیید می‌شود.

جدول-۵. نتایج برآورد آزمون هم‌انباشتگی سایکنن لوتکیپول

فرضیه H_0		مقدار آماره آزمون LR	p-value	مقادیر بحرانی در سطوح مختلف		
				٪۱۰	٪۵	٪۱
عرض از مبدأ (C)	r = ۰	۲۲/۹۰	۰/۰۷	۲۱/۷۶	۲۴/۱۶	۲۹/۱۱
	r = ۱	۱۲/۶۷*	۰/۰۴	۱۰/۴۷*	۱۲/۲۶**	۱۶/۱۰
	r = ۲	۰/۳	۰/۶۴	۲/۹۸	۴/۱۳	۶/۹۳
عرض از مبدأ و روند (C/T)	r = ۰	۲۶/۴۳	۰/۰۹	۲۶/۰۷	۲۸/۵۲	۳۳/۵۰
	r = ۱	۶/۹۴	۰/۶۶	۱۳/۸۸	۱۵/۷۶	۱۹/۷۱
	r = ۲	۱/۴۰	۰/۶۸	۵/۴۷	۶/۷۹	۹/۷۳
روند خطی مستقل از روابط همجمعی (C/O)	r = ۰	۲۳/۷۰	۰/۰۲	۱۸/۶۷	۲۰/۹۶	۲۵/۷۱
	r = ۱	۱۴/۸۶	۰/۰۰۵	۸/۱۸	۹/۸۴	۱۳/۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله، رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با رشد اقتصادی در ایران در حضور شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفته است. در اکثر مطالعات موجود در اقتصاد ایران به مسئله شکست ساختاری در داده‌ها و الگوها توجه اندکی شده است و به جرأت می‌توان گفت که در بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها به این مسئله تقریباً توجهی نشده است. حتی در ضورت توجه، نقاط شکستگی به صورت برون‌زا فرض شده است که این مقاله با این ویژگی‌ها از سایر مطالعات در رابطه با اقتصاد ایران متمایز است.

بررسی لگاریتم متغیرهای پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و زیوت- اندریوز (۱۹۹۲) نشان از نامانا بودن این متغیرها در سطح است که با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتایج تخمین الگو به روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) نیز نشان داده است که یک رابطه مثبت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با رشد ا قتصادی وجود دارد.

در ادامه برای اثبات وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها از آزمون‌های هم‌جمعی در حضور و عدم حضور شکست‌های ساختاری استفاده شد که در نهایت، نتیجه حاصل از آزمون انگل- گرنجر بدون حضور شکست ساختاری بر نبود رابطه تعادلی بلندمدت تأکید و نتایج حاصل از آزمون‌های گریگوری- هانسن و سایکنن لوتکیپول برون‌زا در حضور شکست ساختاری بر وجود رابطه تعادلی بلندمدت تأکید کردند. در آزمون گریگوری- هانسن آماره‌های ADF و Zt در الگوی (C/S) به دلیل رد فرضیه صفر عدم وجود هم‌جمعی و رابطه بلندمدت در سطح اطمینان ۱۰٪ بیان می‌کند که با در نظرگرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیم رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مذکور وجود دارد.

براساس یافته‌های این مقاله موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

- افزایش تحرک سرمایه در اقتصاد ایران از طریق آزادسازی نرخ ارز، نرخ بهره و تسهیل در ورود و خروج سرمایه
- گسترش پایه‌های مالیاتی جهت کاهش نوسانات پس‌انداز ملی و به تبع آن سرمایه‌گذاری داخلی در مقابل نوسانات قیمت نفت و ایجاد نظم و امنیت در بازارهای پولی و مالی کشور به منظور جلوگیری از نوسانات نرخ تورم و نرخ ارز در بازارهای داخلی برای افزایش تمایل و اطمینان خاطر سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری و توجه بیش‌تر سیاست‌گذاران به پس‌اندازهای داخلی و هدایت پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری
- تشویق بخش‌های اقتصادی از جانب دولت برای صادرات بیشتر که باعث ارزآوری به داخل کشور و سرمایه-گذاری سایر کشورها در اقتصاد کشور می‌شود و حمایت دولت از سرمایه‌گذاران، فراهم نمودن زیرساخت‌ها، اعطای تسهیلات بانکی به بخش تولید، تخصیص یارانه و کاهش بروکراسی اداری و بهبود فضای کسب و کار، باعث ایجاد رونق اقتصادی و افزایش تمایل سرمایه‌گذاری به وِیژه توسط بخش خصوصی می‌شود.
- افزایش درجه باز بودن اقتصاد که لازمه آن تسریع در مبادلات تجاری، اصلاح نرخ تعرفه‌ها و تسریع در امور گمرکی است باعث افزایش تمایل به سرمایه‌گذاری و جذب سرمایه‌گذاری می‌شود.
- افزایش نرخ سپرده‌گذاری در بانک‌های تجاری از طریق سیاست‌های پولی که در اختیار بانک مرکزی می‌باشد به گونه‌ای که باعث تشویق مردم به افزایش پس‌اندازها و سپرده‌های خود نزد بانک‌ها گردد.
- پس‌اندازها بایستی افزایش یابند؛ ۱- برای پشتیبانی مالی از سرمایه‌گذاری‌ها؛ تضمین وجود سطحی از پس‌اندازهای ناخالص داخلی برای پر کردن فضای خالی پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و کاهش وابستگی زیاد به سرمایه خارجی. ۲- تمرکز سیاست‌گذاران بر پس‌اندازهای خصوصی داخلی؛ زیرا مشکل اساسی کشورهای در حال توسعه کمبود سرمایه‌گذاری است که رشد اقتصادی را با محدودیت مواجه ساخته و باعث بدتر شدن بیکاری و فقر می‌شود.

منابع

اسفندآبادی، عبدالمجید و صمیمی، سپیده (۱۳۹۳). **بررسی موانع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران (در راستای سیاست‌های کلی ابلاغی نظام)**، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، شماره هفتم، ۸۹-۱۰۹.*

پهلوانی، مصیب و صمدی، علی حسین (۱۳۸۸). **همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد**، *همدان: دانشگاه سیستان و بلوچستان و نور علم.*

پیرایی، خسرو و همکاران. (۱۳۹۲). **مطالعه عوامل تعیین‌کننده پس‌انداز خصوصی در ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز و محدودیت قرض**. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، شماره ۱، ۹۲-۶۳.*

خلیلی عراقی، منصور و سلیمی، رقیه (۱۳۹۳). **رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای منتخب آسیایی**، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۷۱، ۱۵۶-۱۴۳*

دودانگی، محمد (۱۳۹۵). **عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در ایران**، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۲۳، ۱۴۷-۱۳۱*

رضایی، عباسعلی (۱۳۹۴). **آزمون ارتباط علّی و هم‌انباشتگی میان درآمد و مخارج دولت**، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، شماره ۱۳، ۱۷۰-۱۴۵*

زمانیان، غلامرضا و هاتفی مجید (۱۳۹۵). **رویکرد غیرخطی اتو رگرسیو انتقال ملایم در بررسی اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران**، *مجله سیاست‌گذاری اقتصادی، شماره ۱۶، ۱۸۷-۱۶۰*

کفایی، محمدعلی و جوزی، عباس (۱۳۹۲). **عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران؛ رویکرد میانگین-گیری بیزی**، *پژوهشنامه اقتصاد کلان، شماره ۱۵، ۸۲-۶۲*

کریم‌زاده، مصطفی. (۱۳۹۰). **تصریح تابع سرمایه‌گذاری براساس الگوی افق نامحدود و برآورد آن برای اقتصاد ایران با استفاده از روش همجمعی**، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی، شماره ۴، ۱۴۵-۱۲۴*

مؤتمنی، مانی و زروکی، شهریار. (۱۳۹۴). **تحلیل علیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی با تأکید بر ناهمسانی رفتار در داده‌های تابلویی**، *فصلنامه اقتصاد مقداری، شماره ۴، ۶۵-۴۸*

Budhedeo, Sh. (2015). " **Saving and Economic Growth in India: Estimation Long-run Relationship**",*13th International Workshop on Pensions, Insurance and Savings University Paris Dauphine.*

Gragory, A. W, Hansen, B. E. (1996). "**Residual- based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts**", *Journal of Econometrics, 70(1), 99-126.*

Jagadeesh, D. (2015), "**The Impact of Savings in Economic Growth: An Empirical Study Based on Botswana**", *International Journal of Research in Business Studies and Management 10-21*.

Kebede Hundie, Sh, (2014), "**Saving, Investment and economic growth in Ethiopia: Evidence from ARDL approach to co-integration and TYDL Granger-causality tests**". *Journal of Economics and International Finance*.

Lutkepohl, H and Wolters, J (2003),"**Transmission of German Monetary Policy in the Pre-Euro Period**", *Macroeconomic Dynamics, 7, 711*.

Nwanne, T. (2014). "**Implication of Saving and Investment on Economic Growth in Nigeria**". *International Journal of Small Business and Entrepreneurship Research*.

Pahlavani, M, Verma, R and Wilson, E,(2006), "**The Role of Capital Formation and Saving in Promoting Economic Growth in Iran**", *Middle East Business and Economic Review, June 2007*.

Perron, P. (1989), "**The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis**", *Econometrica, 57(6): 1361-1401.*

Shuaib, I.M and Dania Evelyn Ndidi (2015), "**Capital Formation: Impact on the Economic Development of Nigeria 1960-2013**" *European Journal of Business, Economic and Accountancy.*

Saikkonen, P and Lutkepohl, H (2000a), "**Testing for the Cointegtating Rank of a VAR Process with an Intercept**", *Econometric Theory, 16(3), 373-406.*

Saikkonen, P and Lutkepohl, H (2000b), "**Testing for the Cointegtating Rank of a VAR Process with Structural Shift**", *Journal of Business and Economic Statastics, 18(4), 451-464.*

Saikkonen, P and Lutkepohl, H (2000c), "**Trend Adjustment Prior to Testing for the Cointegration Rank of a Vector Autoregressive Process**", *Journal of Time Series*

Tehranchian, A. M and Behravesh, M, (2011), "**The relationship between Saving and investment in Iran: Testing Feldstein's and Horioka's theory**", *Affrican Journal of Business Management*.

Zivot, E, and Andrews D.W (1992), " **Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shick, and the Unit Root Hypothesis**" *Journal of Business and Economic Statistics, 10(3), 70-251*.

Stockman, A. C. (1988). **Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven European countries**. *Journal of Monetary Economics*, 21: 387– 410.

فصلنامه
سیاست های راهبردی وکلان
سال ششم - شماره بیست و یکم، بهار ۱۳۹۷
۲۱
شاپا: ۲۳۴۵-۲۵۴۴
مرکز تحقیقات مجمع تشخیص مصلحت نظام

۱ آسیب شناسی جایگاه نظارت و ارزیابی در برنامه‌ریزی توسعه ایران
محمدحسین عبادی، محمدجواد رضائی

۲۵ اثرات پویای درآمدهای نفتی بر رفتار دولت در تخصیص هزینه‌های مصرفی به امور اجتماعی، اقتصادی، عمومی و دفاعی در ایران
حجت ایزدخواستی

۵۱ اثر رشد جمعیت بر محیط زیست در ایران و سایر کشورهای منطقه منا
زهرا نصراللهی، اعظم هادیان

۶۹ تأثیر پس انداز و سرمایه گذاری بر رشد اقتصادی ایران در حضور شکست های ساختاری
امیر تقوی، مصیب پهلوانی

۹۳ بررسی روابط علت و معلولی کسری بودجه، عرضه پول و نرخ تورم در ایران
سید محمد رضا حسینی پور

۱۱۱ راهکارهای توسعه صادرات و گسترش زمینه همکاری‌های اقتصادی با کشورهای آسیای میانه
علیرضا کریاسی، سیدحسین محمدزاده، علی رسولیان، مرتضی اشرفی

۱۲۷ تأثیر کامیابی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب مورد مطالعه
ندا عبدالرحیمی، پروانه سلاطین

۱۴۷ منع جمع مشاغل در حقوق ایران با تاکید بر مفهوم موسسات و مشاغل عمومی
نوربخش ریاحی

سیاست های راهبردی وکلان
کمیسیون نظارت دبیرخانه مجمع تشخیص مصلحت نظام

Quarterly Journal of
The Macro and Strategic Policies
Vol. 6, No.21, Spring 2018
ISSN: 2345-2544
Monitoring Commission of State Expediency Council

1 Monitoring and Evaluation Review in Iran's Development Planning
Mohammad hosein Ebadi, Mohammad javad Rezaei

25 Dynamic Effects of Oil Revenues on the Government Behavior in the Allocation of Consumption Expenditure to Social, Economic, Public and Defense Affairs in Iran
Hojjat Izadkhasti

51 The Effect of Population Growth on Environment in Iran and other Countries in the MENA Region
Zahra Nasrollahi, Azam Hadian

69 Investigating the Impact of Savings and Investment on Iran's Economic Growth in the presence of Structural Break
Amir Taqavi, Mosayeb Pahlevani

93 Causality Assessment among Budget Deficit, Money Supply and Inflation Rate in Iran
S.Mohammadreza Hoseinipour

111 Export Development Strategies and Expanding Economic Cooperation with Central Asian Countries
Alireza Karbasi, S. Hossein Mohammadzade, Ali Rasoulian, Morteza Ashrafi

127 The Effect of Prosperity on Income Distribution in Selected Countries
Neda Abdolrahimi,Parvaneh Salatin

147 Prohibition of Occupation Accumulate in Iranian law with an Emphasis on the Concept of Public Institutions and Businesses
Noorbakhsh Rialy