Arshive of SID

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هفتم، شماره‌ی ۲۵، بهار ۱۳۹۷
صفحات: ۲۰۱-۲۲۵
DOI: 10.22084/aes.2017.14380.2513

# پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران: نتایج روش ARDL، رویکرد همجمعی با لحاظ شکست ساختاری

امیر تقوی[۱]
مصیب پهلوانی[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۲۱

**چکیده**

رشد اقتصادی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه معیاری برای سنجش وضعیت اقتصادی و رفاهی جامعه به‌حساب می‌آید. تبیین روابط بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با رشد اقتصادی، می‌تواند نقش بسزایی در تنظیم و تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی ایفا کنند. این روابط می‌توانند در صورت وجود یا عدم وجود شکست‌های ساختاری و معنادار تغییر کنند. بنابراین توجه به شکست‌های ساختاری در بررسی‌های تجربی بسیار ضروری بوده و عدم توجه به آن ممکن است منجر به نتایج غیرقابل‌اعتماد و گمراه‌کننده‌ای منتهی گردد.

در این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۳۸ رابطه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با رشد اقتصادی ایران با لحاظ شکست‌های ساختاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا، از آزمون‌های زیوت-اندریوز (۱۹۹۲) و لامسداین پاپل (۱۹۹۷) برای تعیین زمان تغییرات ساختاری به شکل درون‌زا و همچنین از آزمون همجمعی سایکنن لوتکیپول درون‌زا (۲۰۰۴) جهت بررسی رابطه بلندمدت بین پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری استفاده‌شده است. برای برآورد مدل نیز روش ARDL بکار رفته است.

نتایج تحقیق وجود رابطه تعادلی بلندمدت مثبت بین پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران با لحاظ شکست ساختاری را نشان می‌دهد اعمال سیاست‌های فعال برای تشویق سرمایه‌گذاری و هدایت کردن پس‌انداز به‌سوی سرمایه‌گذاری، منجر به رشد اقتصادی می‌شود. همچنین سیاست‌های کنترل تورم و نقدینگی منجر به ثبات اقتصادی و افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد.

**کلیدواژه‌ها:** سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، رشد اقتصادی، شکست ساختاری، تکنیک‌های هم‌جمعی.

**طبقه‌بندی JEL**: C32، E21، E22، O11.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:** amir_taghavi@pgs.usb.ac.ir
۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان (*نویسنده مسئول) **Email:** Pahlavani@eco.usb.ac.ir

www.SID.ir

Arshive of SID



## ۱. مقدمه

یکی از اهداف هر کشوری توسعه همه‌جانبه است که همه مردم وجود آن را ضروری می‌دانند. توسعه صرفاً پدیده‌ای اقتصادی نبوده و باید علاوه بر جنبه مالی و پولی زندگی مردم سایر جنبه‌ها را نیز در برنامه‌ریزی‌های توسعه لحاظ گرداند؛ لذا توسعه باید به‌عنوان جریانی چندبعدی که مستلزم تجدید سازمان و تجدید جهت‌گیری مجموعه نظام اقتصادی و اجتماعی است موردتوجه قرار گیرد.

رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه اقتصادی به‌شمار می‌آید. بهبود رشد اقتصادی و افزایش تولید حقیقی و در نتیجه افزایش درآمد حقیقی و سطح رفاه جامعه همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. در واقع رشد اقتصادی به افزایش کمی مستمر و بلندمدت در میزان تولید یا درآمد سرانه یک کشور در یک بازه زمانی معین گفته می‌شود (قره‌باغیان، ۱۳۹۳: ۷) که کشورهای درحال‌توسعه با توجه به شرایط نامطلوب و مسائل حاد اقتصادی درصدد دست یافتن به چنین رشد اقتصادی مستمر و پایداری می‌باشند (کریمی و همکاران، ۱۳۸۹: ۸۱) موضوع رشد اقتصادی در ایران که در زمره کشورهای درحال‌توسعه نفتی قرار دارد نیز مهم می‌باشد؛ زیرا تاریخ اقتصادی ایران حاکی از عدم ثبات‌های اقتصادی و سیاسی به‌دلیل مسائلی همچون جنگ، شوک‌های نفتی، انقلاب، تحریم و عدم‌موفقیت و تلاش در جهت اجرای برنامه‌های توسعه‌ای و... است که این عوامل می‌تواند از علل توسعه‌نیافتگی ایران باشد. از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادهای نفتی ازجمله ایران می‌توان به: سرمایه‌گذاری، مخارج دولتی، درآمدهای نفتی، صادرات، واردات، پس‌انداز و... اشاره کرد (کفایی و جوزی، ۱۳۹۲: ۷۴). به اعتقاد اقتصاددانان کلاسیک تمرکز بر سرمایه به‌مثابه کلید و نیرومحرکه‌ای برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی است که برای تمرکز سرمایه نیاز به پس‌انداز بیشتر وجوه می‌باشد (قره‌باغیان، ۱۳۹۳: ۱۵۲) بنابراین پس‌انداز در تجهیز منابع مالی برای سرمایه‌گذاری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. سرمایه‌گذاری از اجزای مهم اقتصاد کلان به شمار می‌رود که در تئوری‌های اقتصادی از آن به‌عنوان نیرومحرکه و لازمه رشد اقتصادی و اجتماعی یاد می‌شود. بنابراین دولت‌ها برای رسیدن به یک اقتصاد توسعه‌یافته و پویا می‌بایست به سرمایه‌گذاری از طریق اعمال قوانین و مقررات خاص، بهبود زیرساخت‌ها، استفاده بهینه از منابع، ظرفیت‌ها و توانمندی‌های موجود و به‌کارگیری سیاست‌های اقتصادی مناسب توجه ویژه‌ای داشته باشند. هدف از پژوهش حاضر بررسی اثر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ایران با لحاظ شکست ساختاری می‌باشد. در واقع در این پژوهش به‌دنبال پاسخ این سؤالات می‌باشیم که:

۱. آیا با لحاظ شکست ساختاری ارتباط معناداری بین سرمایه‌گذاری، پس‌انداز و رشد اقتصادی وجود دارد؟

۲. رابطه بین سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با لحاظ شکست ساختاری چگونه است؟

www.SID.ir

Arshive of SID



۳. رابطه بین پس‌انداز و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با لحاظ شکست ساختاری چگونه است؟

بنابراین فرضیات این پژوهش به شرح ذیل می‌باشد:

فرضیه اصلی:

پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با لحاظ شکست ساختاری دارای اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی ایران می‌باشند.

فروض فرعی:

– اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با لحاظ شکست ساختاری مثبت و معنادار است.

– اثر سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با لحاظ شکست ساختاری مثبت و معنادار است.

بر این اساس، ابتدا به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیقات مرتبط با موضوع تحقیق می‌پردازیم، سپس متغیرها و مدل استفاده در تحقیق معرفی می‌شوند و در نهایت با تجزیه‌وتحلیل توصیفی از متغیرها، به بررسی نتایج برآورد مدل پژوهش و ارائه پیشنهادات پرداخته می‌شود.

## ۲. مبانی نظری

در اقتصاد کلان کلاسیک، رشد تولید در درجه اول به سرمایه‌گذاری وابسته است، که این به‌نوبه خود به نرخ پس‌انداز بستگی دارد. در این مورد، تعامل بین تقاضا و عرضه به سطح سرمایه‌گذاری وابسته است. بنابراین، به اعتقاد اقتصاددانان کلاسیک، پس‌انداز می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری شود. تناسب بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به‌وسیله اثرات ترکیبی قانون بازار کار سی و به‌وسیله نقش نرخ بهره توضیح داده می‌شود. با توجه به تحقیقات به‌عمل‌آمده توسط تورگو و اسمیت، پس‌انداز برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری در نظر گرفته‌شده است. هایک در تحقیق خود نشان داد که چگونه یک اقتصاد می‌تواند به ساختار تشدید سرمایه برای تولید دست یابد. با توجه به مدل سولو و کاس و کویمنز، پس‌انداز برای تکامل متغیرهای سرانه مهم است. این در مدل‌های رشد درون‌زا از AK ازجمله فرانکل و رومر استفاده شده است. این افراد به این نتیجه رسیدند که نرخ پس‌انداز بالا می‌تواند منجر به حرکت رشد اقتصادی شود. در این استدلال، پس‌انداز می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری اضافی تولید و در نتیجه درآمد بیشتر شود. این مستلزم آن است که قانون بازارها مورد تأیید واقع شود، در واقع هر تولید اضافی به درآمد تبدیل می‌شود. در این مورد، پس‌انداز محرکی برای رشد و سرمایه‌گذاری است. به‌طور خلاصه، همه مدل‌های نئوکلاسیک پس‌انداز را برای رشد پایدار مهم می‌دانند. از سوی دیگر، کینزین‌ها و نئوکینزین‌ها معتقدند که پس‌انداز نقش مهمی در رشد ندارد. با توجه به این مدل، اهرم

www.SID.ir

Arshive of SID



اصلی برای رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری است. بنابراین سرمایه‌گذاری باید به‌عنوان عاملی که منجر به کاهش کسری بودجه و تحرک رشد اقتصادی است، در نظر گرفته شود. مالتوس، مارکس و کینز نقش اصلی سرمایه‌گذاری را مورد سؤال قراردادند. کینز در سال ۱۹۳۶، به این نتیجه رسید که پس‌انداز سطح مصرف را کاهش می‌دهد و مانع آن می‌شود که تقاضا به سطح مورد انتظار برسد. هارود و دومار یک مدل برای توضیح بیشتر رشد متعادل بی‌ثبات بیان کردند. در این مدل، سرمایه‌گذاری یک اثر دوگانه دارد:

اول، تقاضا از طریق اثرات چندگانه، با تغییرات در سرمایه‌گذاری خالص مثبت سطح تقاضا همان‌طور که در فرمول نشان داده شده است تغییر می‌کند.

$$\Delta Q_d = \frac{\Delta I}{S}$$

دوم، از طریق اثر شتاب‌دهنده، سرمایه‌گذاری اضافی منجر به تولید اضافی می‌شود.

$$\Delta Q_p = \rho I = \frac{I}{V}$$

در این‌جا $Q_d and\ Q_p$ به‌ترتیب تقاضای بالقوه و تولید است، s نرخ پس‌انداز و $v = \frac{K}{Q}$ ضریب سرمایه است. بنابراین، معادله به‌صورت زیر $Q_d = Q_p$ یا $\frac{\Delta I}{I} = \frac{S}{V}$ است. در این مورد برای این‌که در سطح تعادل بهینه در بازار کالا و خدمات باقی بمانیم باید سرمایه‌گذاری با نرخ ثابت رشد یابد. هارود و دومار در مورد ثبات سیستم اقتصادی دیدگاه بدبینانه‌ای داشتند زیرا نرخ رشد اشتغال کامل (یا نرخ رشد اشتغال طبیعی) می‌تواند متفاوت از نرخ تعادل شود و اقتصاد را به سطحی پایین‌تر از نقطه بهره‌وری سرمایه‌ای می‌رساند (در واقع مانع فعالیت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود) یا دولت در شرایط بیکاری مدام قرار می‌گیرد (نگوهویو و موچیلینی[1]، ۲۰۱۴: ۲۴۶).

## ۳. پیشینه پژوهش

با مروری بر ادبیات تحقیق مشاهده می‌شود که مطالعات متنوع و مرتبطی در ارتباط با این پژوهش انجام شده است؛ اما مطالعات داخلی مرتبط با تحقیق بسیار کم بوده و تنها محدود به مطالعات زیر است که در ادامه به‌تفصیل 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.

1. Ibrahim Ngouhouo & Eric Mouchili

www.SID.ir

Arshive of SID



سپس با حرکت از آستانه متوسط به سمت آستانه بالا این روند عکس شده و افزایش یافته است. در هر سه آستانه، اثرات تغییر پس‌انداز و تولید ناخالص داخلی دوره قبل به‌ترتیب 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 بر فیلتر شدن و کم‌رنگ شدن نقش پس‌انداز و سایر عوامل مؤثر بر رشد است؛ زیرا ممکن است عوامل به‌عنوان موانع رشد و توسعه عمل نمایند، از پیشنهادات این تحقیق است.

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. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تنها زمانی‌که از متغیر بدهی به‌عنوان 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 می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده 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[1] و همکاران (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 موردنظر را به‌دست 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.

ناتاهائیل و آیبی[2] (۲۰۱۶)، به بررسی تأثیر تشکیل سرمایه‌بر روی توسعه اقتصادی نیجریه با استفاده از روش رگرسیون خطی و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۳ پرداخت. او از مدل هاروارد- دومار بر روی توسعه اقتصادی استفاده کرده است. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است و همچنین به قابل‌توجه نبودن نرخ پس‌انداز به‌منظور افزایش توسعه اقتصادی اشاره دارد. هموار

1. Josephine N. Ojiegbe, Duruechi Anthony H and Makwe Emmanuel U
2. Osauagwu Nathaniel C & Sunny Ibe O

www.SID.ir

Arshive of SID



کردن راه سـرمایه‌گذاری با ایجاد امکانات زیربنایی لازم توسط دولت و ایجاد فضای اعتماد و اطمینان برای سرمایه‌گذاران توسط دولت با اجرای سیاست‌ها و حمایت‌های لازم اشاره با توجه به نتایج تحقیق توصیه‌شده است.

مندمی[1] (۲۰۱۵)، به مطالعه وابسـتگی متقابل بین سـرمایه‌گذاری داخلی، پس‌انداز و رشد اقتصادی در تانزانیا (یک تحلیل چند متغیره پویا) با اسـتفاده از روش هم انباشـتگی و VECM پرداخت. این مطالعه از داده‌های سـری زمانی ۴۲ سـال از سال ۲۰۱۲-۱۹۷۲ استفاده کرده است. نتایج این تحقیق نشـان می‌دهد که بین پس‌انداز و سـرمایه‌گذاری هیچ‌گونه ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدتی وجود ندارد. همچنین یک رابطه کوتاه‌مدت ضـعیف مثبت بین پس‌انداز و تولید ناخالص داخلی سـرانه و همبستگی مثبت بلندمدت بین سـرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی سـرانه مشـاهده‌شده است. علاوه بر این‌ها EDS یک رابطه مثبت معنادار بلندمدت هم برای سـرمایه‌گذاری و هم برای پس‌انداز در برداشـت اما رابطه EDS و تولید ناخالص داخلی سـرانه در کوتاه‌مدت منفی و معنادار بود و EDL با سرمایه‌گذاری در درازمدت رابطه عکس داشـت. لذا باید پس‌انداز خصوصی داخلی در این‌گونه کشورها افزایش یابد و پس‌انداز ایجادشده از طریق صرفه‌جویی به‌سمت سرمایه‌گذاری مولد انتقال یابد که این عمل منجر به تسریع در رشد اقتصادی خواهد شد.

بدهیدوو[2] (۲۰۱۵)، به بررسـی پس‌انداز و رشـد اقتصادی در هند؛ برآورد رابطه بلندمدت طی بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۵۰ و با استفاده از روش‌های VECM و علیت گرنجر پرداخت. نتایج تحقیق حاکی از وجود رابطه علیت دوطرفه بین پس‌انداز و درآمد در کوتاه‌مدت می‌باشد؛ اما در بلندمدت، علیت از درآمد ملی داخلی به‌سمت پس‌انداز است.

سـکنتسـای و کیلب[3] (۲۰۱۵) ، به بررسـی رابطه بین پس‌انداز، سـرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در لسـوتو طی بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۰ و با اسـتفاده از روش‌های ARDL، VECM و علیت گرنجر پرداختند. نتایج در این مقاله وجود یک رابطه علیت کوتاه‌مدت از رشد اقتصادی به سمت سرمایه‌گذاری و در بلندمدت از سـرمایه‌گذاری به سـمت رشد اقتصادی را نشان می‌دهند. همچنین یک رابطه علیت یک‌طرفه از پس‌انداز به سمت سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز وجود دارد.

نگوهویو و موچیلی[4] (۲۰۱۴)، به بررسـی ماهیت پس‌انداز، سـرمایه‌گذاری و رشـد اقتصـادی در کامرون( یک رویکرد چند متغیره) با اسـتفاده از منابع ثانوی به‌ویژه شاخص‌های توسعه بانک جهانی و شـاخص‌های توسـعه بانک‌های افریقا که به‌طور سـالانه چاپ می‌شوند برای بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداخت که با توجه به مطالعات تجربی و تئوری‌های انجام‌شده در کامرون به‌خوبی شناخته شده نبود.

1. Khalid Mndeme
2. Shradha H. Budhedeo
3. Sekantsi and Kalebe
4. Ibrahim Ngouhouo & Eric Mouchili

www.SID.ir

Arshive of SID



مدل اقتصادسنجی این تحقیق خود رگرسیونی VAR بوده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که یک رابطه یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به‌سمت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و یک رابطه یک‌سویه از سرمایه‌گذاری به پس‌انداز وجود دارد. لذا دولت کامرون باید چارچوبی برای افزایش پس‌انداز ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری ایجاد کند تا زمینه‌ای برای تقویت تولید و رشد اقتصادی فراهم شود.

کبدهوندی[1] (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 در حالی‌که 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.

اِن ون[2] (۲۰۱۴)، به بررسی تأثیر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی نیجریه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۱پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد که بین پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در نیجریه رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. همچنین نتایج رگرسیون نشان داد که تغییر در پس‌انداز ناخالص داخلی اثری منفی و معنادار و تغییر در سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی اثری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی نیجریه دارند. این پژوهش ایجاد فضایی مناسب برای تشویق مردم به پس‌انداز در جهت ارتقاء رشد اقتصادی و افزایش نرخ سپرده‌های بانکی از طریق سیاست‌های نظارتی توسط دولت را توصیه می‌کند.

رامش[3] (۲۰۱۱) ، به بررسی رابطه علیت بین پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در هند طی بازه زمانی ۲۰۰۸-۱۹۵۰ پرداخت. نتایج علیت گرنجر در این تحقیق نشان داد که سرمایه‌گذاری و پس‌انداز باعث بهبود رشد اقتصادی می‌شوند اما رابطه‌ای دوطرفه بین آن‌ها وجود ندارد. همچنین نتایج تجربی حاکی از تأثیر بیشتر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش داخلی بر رشد اقتصادی می‌باشد. از پیشنهادات این تحقیق می‌توان به اهمیت پس‌انداز در رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه‌ای که از فناوری و تکنولوژی لازمه برخوردار نیستند اشاره کرد؛ زیرا پس‌اندازها در این کشورها زمینه‌ساز بیشتر انجام شدن پروژه‌های داخلی توسط سرمایه‌گذاران داخلی و همچنین ترغیب شدن سرمایه‌گذاران خارجی برای سهیم شدن در این پروژه‌ها می‌شود در صورتی‌که کشورهای توسعه یافته به دلیل

1. Kebede Hundie
2. Nwanne
3. Jangili, R.

www.SID.ir

Arshive of SID



برخورداری از تکنولوژی لازمه به میزان کشورهای درحال‌توسعه نیازی به جذب سرمایه‌گذار خارجی ندارند.

لین و سانگ[1] (۲۰۰۹)، به بررسی پس‌اندازهای داخلی و رشد اقتصادی در چین با استفاده از آزمون‌های همبستگی و علیت طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۵۵ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که یک رابطه علیت یک‌طرفه از پس‌انداز به سمت رشد اقتصادی چین در بلندمدت و یک رابطه علیت دو طرفه میان پس‌انداز و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت وجود دارد. این پژوهش با توجه به رابطه علیت و همجمعی بین پس‌انداز داخلی و رشد اقتصادی سیاست اقتصادی مبتنی بر ارتقاء رشد اقتصادی را پیشنهاد می‌کند؛ زیرا رشد اقتصادی می‌تواند باعث افزایش نرخ پس‌انداز به منظور افزایش سرمایه‌گذاری گردد. اما اگر دولت تنها بر افزایش پس‌انداز داخلی به جای افزایش رشد اقتصادی تمرکز کند ممکن است سرمایه داخلی به سمت کشورهای دارای رشد اقتصادی بالاتر حرکت کند. علاوه‌براین نرخ پس‌انداز بالا می‌تواند به معنای مصرف پایین باشد و سبب تأثیر منفی بر تقاضای بخش تولید و خدمات در بازار گردد. از دیگر پیشنهادات این پژوهش اعمال سیاست‌های مختلف برای مناطق مختلف کشور توسط دولت می‌باشد به‌گونه‌ای‌که برای مناطق توسعه یافته اقدام به بازارهای مالی بالا برای تولیدات و بازارهای بیمه‌ای مناسب برای ارتقاء سرمایه‌گذاری در آن منطقه اشاره کرد. همچنین در مناطق در حال رشد به تشویق بخش خصوصی برای حضور در فعالیت‌های اقتصادی و ارتقاء زیر ساخت‌ها برای افزایش رشد و درآمد عمومی بپردازد و در مناطق ثروتمند به توزیع منابع برای انتقال سرمایه به مناطق دیگر اقدام نماید.

ورما[2] (۲۰۰۷)، به مطالعه پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در هند: با استفاده از رویکرد ARDL در بازه زمانی ۲۰۰۴-۱۹۵۱ پرداخت. نتایج نشان داد که مهم‌ترین شکاف‌های ساختاری که در طی پنج دهه گذشته رخ داده مربوط به دو جنگ (۱۹۶۲، ۱۹۶۴)، تغییر رژیم (۱۹۶۴) و ملی شدن بانک‌ها (۱۹۸۰) بوده است. همچنین در حالی که نتایج از فرضیه Carroll-Weil حمایت می‌کنند؛ این مطالعه بر تعیین غیرمستقیم سرمایه‌گذاری توسط پس‌انداز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأکید دارد. به‌علاوه هیچ مدرکی مبنی بر محرک بودن سرمایه‌گذاری در رشد اقتصادی هند وجود ندارد. آماره F نیز تنها در زمانی که تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود مورد پذیرش واقع می‌گردد.

پهلوانی[3] و همکاران (۲۰۰۶) ، به بررسی نقش پس‌انداز و تشکیل سرمایه در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۶۰ بر اساس تحقیق پهلوانی (۲۰۰۵) بر روی علل رشد اقتصادی در ایران و با روش‌های اتخاذ شده توسط ورما و ویلسون (۲۰۰۵) و چادری و ویلسون (۲۰۰۰) پرداختند. نتایج این

1. Hooi Lean, H. and Song, Y.
2. Verma, R.
3. Pahlavani, M., Verma, R. and Wilson, E.

www.SID.ir

Arshive of SID



تحقیق نشان می‌دهد که مهم‌ترین شکست‌های ساختاری با توجه به مدل ساختاری درون‌زا برای رشد اقتصادی سال ۱۹۸۴، برای پس‌انداز سال ۱۹۸۰ و برای سرمایه‌گذاری سال ۱۹۷۹ بوده است که این سال‌ها مصادف با وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی عراق علیه ایران بوده است. برآوردهای بردار هم‌انباشتگی بیانگر یک کشش بلندمدت ۰/۵۵ درصدی رشد اقتصادی نسبت به پس‌انداز می‌باشد یعنی، یک درصد افزایش در پس‌انداز متناسب با افزایش ۰/۵۵ درصدی در تعادل بلندمدت رشد اقتصادی است که توصیف کننده رابطه سبک سولو می‌باشد. همچنین این رابطه بیانگر سهم ۰/۵۵ درصدی درآمد است که در قالب پس‌انداز به سرمایه تبدیل می‌شود که از میانگین کشورهای توسعه یافته ( در حدود ۰/۳۳ درصد) بیشتر و بیانگر اهمیت پس‌انداز در ترویج سطوح بالاتر رشد اقتصادی و درآمد در ایران است. نتایج تحقیق مذکور حاکی از نقش مبهم سرمایه‌گذاری در بلندمدت است. نتایج حاصل از برآورد تصحیح خطا کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که پس‌انداز یک اثر تعادلی کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی با کشش ۰/۱۲۵- دارد که این نتیجه نیز تأییدی بر مدل سولو است که به موجب آن تغییرات پس‌انداز تنها دارای اثر گذرا بر رشد اقتصادی می‌باشند. سرمایه نیز دارای کشش کوتاه‌مدت ۰/۱۷ با رشد تولید می‌باشد که در سطح ۵٪ معنادار است.

## ۴. 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 استفاده‌شده، که آمارهای مربوط به این متغیرها از اطلاعات آماری و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران[1] استخراج‌شده است. برای آزمون ایستایی متغیرها، از آزمون‌های زیوت–اندریوز (۱۹۹۲)، و لامسداین و پاپل (۱۹۹۷) و از آزمون همجمعی سایکنن– لوتکیپول (۲۰۰۴) به صورت درون‌زا و الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) نیز استفاده‌شده است.

در مطالعات تجربی سری‌های زمانی، قبل از هرگونه تخمین و تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادسنجی، ریشه واحد متغیرهای مدل مورد آزمون قرار می‌گیرد، تا در صورت وجود ریشه واحد، از آزمون‌های همجمعی استفاده شود؛ اما نکته قابل‌توجه در این بررسی‌ها این است که عدم توجه به شکست ساختاری در متغیرهای سری‌های زمانی از یک‌سو و وجود تغییرات ساختاری در رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی از سوی دیگر، منجر به نتایج گمراه‌کننده می‌شود (اصغرپور و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۱۱).

1. www.tsd.cbi.ir

www.SID.ir

Arshive of SID



در مطالعات پرون (۱۹۹۰ و ۱۹۸۹) و راپاپورت و ریچلین[1] (۱۹۹۸)، تاریخ تغییر جهت به‌صورت برون‌زا تعیین‌شده است. امّا این فرض را بنرجی، لامسداین و استوک[2] (۱۹۹۲)، لامسداین و پاپل[3] (۱۹۹۷)، زیوت و اندریوز[4] (۱۹۹۲) و برخی از پژوهشگران دیگر به شدّت موردانتقاد قرار داده و روش‌هایی برای تعیین درون‌زایی این مقاطع پیشنهاد کردند. فیلترکالمن، آزمون زیوت و اندریوز، برآوردگر شبه حداکثر راستنمایی[5] نیونس[6] و همکاران (۱۹۹۵)، پیش‌آزمون گریگوری- هانسن[7] (۱۹۹۶) روش‌هایی هستند که براساس آن‌ها می‌توان تنها یک تاریخ تغییر جهت را تعیین کرد. امّا مقالات لی[8] (۱۹۹۶)، بای[9] (۱۹۹۷)، بای و همکاران (۱۹۹۸)، بای و پرون (۱۹۹۸) ازجمله برخی مقالاتی هستند که در آن روش‌هایی برای تخمین چند نقطه شکستگی پیشنهادشده است (همان، ۱۳۸۷: ۱۱۲).

براساس آزمون‌های یادشده، هرگاه وجود تغییر جهت‌های ساختاری متعددی به اثبات برسد، باید از آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی باوجود شکست ساختاری استفاده کرد. زیوت و اندریوز (۱۹۹۲)، سیلوا پول[10] (۱۹۹۶)، لی و همکاران (۱۹۹۷)، آمسلر و لی[11] (۱۹۹۵)، آزمون‌های نقطه بهینه[12] دافور و کینگ[13] (۱۹۹۱) و وانگ و اشمیت[14] (۱۹۹۶) برخی از آزمون‌هایی هستند که با استفاده از آن‌ها می‌توان آزمون ریشه واحد باوجود تغییر جهت ساختاری را انجام داد. ازجمله آزمون‌های همجمعی معتبر باوجود تغییر جهت ساختاری، می‌توان به آزمون کامپوس، اریکسون و هندری[15] (۱۹۹۶)، گریگوری، نیسون و وات[16] (۱۹۹۶) و آزمون گریگوری- هانسن (۱۹۹۶) اشاره کرد (همان، ۱۳۸۷: ۱۱۳).

لامسداین- پاپل در سال ۱۹۹۷، روش جدیدی برای آزمون ریشه واحد با لحاظ دوشکست ساختاری در الگو ارائه دادند. این محققین بیان می‌کنند که آزمون ریشه واحدی که دوشکست را لحاظ می‌کند بسیار قدرتمندتر از آزمون‌هایی است که فقط یک شکست را در الگو لحاظ می‌کنند. لامسداین

1. Rappoport & Reichilin
2. Banerjee, Lumsdain & Stock
3. Lumsdain & Papell
4. Zivot & Andrews
5. Quasi-Maximum Likelihood Estimator
6. Nuns et al
7. Gregory & Hansen
8. Lee
9. Bai
10. Silvapulle
11. Amster & Lee
12. Point Optimal Test
13. Dufour & King
14. Hwang & Schmidt
15. Ericson & Hendry
16. Gregory, Nason and Watt

www.SID.ir

Arshive of SID



و پاپل با توسعه روش الگوی C زیوت و اندریوز (۱۹۹۲)، آزمون ADF را به‌وسیله لحاظ دوشکست ساختاری مطابق آنچه در ادامه می‌آید، اصلاح کردند:

$$DU\ 1_t = \begin{cases} 1 & if \quad t > T_b1 \\ 0 & if \quad t \le T_b1 \end{cases} \qquad DT\ 1_t = \begin{cases} t - T_b1 & if \quad t > T_b1 \\ 0 & if \quad t \le T_b1 \end{cases}$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1 & if \quad t > T_b2 \\ 0 & if \quad t \le T_b2 \end{cases} \qquad DT2_t = \begin{cases} t - T_b2 & if \quad t > T_b2 \\ 0 & if \quad t \le T_b2 \end{cases} \qquad (۱)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t(T_b) + \gamma DT1_t(T_b) + \omega DU2_t(T_b2) + \psi DT2_t(T_b2) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + u_t \qquad (۲)$$

در رابطه فوق دو متغیر دامی DU2t و DU1t تغییرات ساختار در عرض از مبدأ را به‌ترتیب در زمان‌های Tb2، Tb1 نشان می‌دهند. همچنین متغیرهای مجازی DT2t، DT1t نیز انتقال درروند زمانی را به‌ترتیب در زمان‌های Tb2، Tb1 نشان می‌دهند. در این روش نیز مانند زیوت و اندریوز زمان‌های شکست ساختاری Tb، براساس حداقل آماره t برای α انتخاب می‌شود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲۷۱).

لوتکیپول و همکاران (۲۰۰۴) در مطالعه خود آزمونی برای تعیین رتبه همجمعی ارائه دادند که قابلیت کاربرد برای مدل‌های VAR، که یک تغییر درون‌زا و از پیش ناشناخته شامل می‌شود، دارد. در این آزمون تغییر ساختار به‌صورت تغییری ساده در سطح فرآیند مدل شده است. آن‌ها پیشنهاد کردند که در مرحله اول تاریخ شکست براساس تخمین مدل VAR نامقید مشخص شود و سپس در مرحله بعد قسمت قطعی فرآیند که شامل اندازه تغییر ساختار است، تخمین زده شود و سری‌های موردمطالعه باکم کردن قسمت قطعی از آن‌ها تعدیل شوند و در مرحله پایانی آزمون جوهانسن برای سری‌های تعدیل‌شده به‌کار رود. همچنین آزمون‌های آماری توزیعی کاملاً شناخته مجانبی فرضیه صفری که به تاریخ شکست وابستگی ندارد را نشان دادند. به‌طورکلی همان‌طور که اشاره شد، این آزمون براساس آزمون سایکنن و لوتکیپول (a, b, c, 2000) است و تفاوت این آزمون در آن است که تاریخ شکست به‌صورت درون‌زا مشخص می‌شود و در ابتدا شناخته‌شده نیست، همچنین این آزمون متغیر دامی تکانه را شامل نمی‌شود. بنابراین فرض می‌شود که $y_t = (y_{1t},000,y_{nt})'$ $(t = 1, 000, T)$ به‌وسیله فرایند دارای اجزا عرض از مبدأ و روند خطی و تغییر در سطح به‌صورت زیر تولیدشده است(سایکنن و لوتکیپول، ۲۰۰۴: ۴):

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \delta d_{t\tau} + x_t \qquad (۳)$$

در رابطه فوق بردارهای پارامتر $\mu_i(i = 0,1)$ و $\delta$ ناشناخته (n×1) هستند و $d_{t\tau}$ یک متغیر دامی (مجازی) است که برای $t < \tau$، $d_{t\tau} = 0$ بوده و برای $t \ge \tau$، $d_{t\tau} = 1$ است و نشان‌دهنده تغییر در

www.SID.ir

Arshive of SID



سطح در زمان τ است. فرض بر این است که مقدار τ ناشناخته و به‌طور درون‌زا تعیین می‌شود و بستگی به‌اندازه نمونه دارد، به‌طوری‌که تغییر یا شکست در نسبت ثابتی از اندازه نمونه رخ می‌دهد. به‌طور دقیق فرض بر این است که:

$$\tau = [T\lambda] \text{ with } 0 < \underline{\lambda} \leq \lambda \leq \overline{\lambda} < 1 \qquad (۴)$$

که در رابطه فوق $\underline{\lambda}$ و $\overline{\lambda}$ اعداد حقیقی مشخصی هستند و [0] نشان‌دهنده آرگومانی با عدد صحیح است. به بیانی دیگر، این امکان وجود ندارد که تاریخ تغییر در قسمت خیلی آغازین و خیلی انتهایی نمونه رخ دهد. باید توجه شود که $\underline{\lambda}$ و $\overline{\lambda}$ ممکن است به‌طور دلخواه بین ۰ و ۱ مانند ۰/۱ انتخاب شود و شرطی که برای آزمون مانند آزمون‌های بای، لامسداین و استاک (۱۹۹۸) وجود دارد این است که مدل مورد بررسی شامل متغیرهای I(1) است (همان، ۲۰۰۴: ۴).

حال فرض می‌شود که فرآیند $x_t$ در رابطه فوق ارائه‌کننده VAR(p) به‌صورت زیر است:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \cdots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در رابطه فوق Aj ماتریس ضرایب (n×n) است. برای سادگی فرض شده است که $x_t = 0$ برای $t \leq 0$ برابر صفر $\varepsilon_t$ بوده که نشان‌دهنده آن است که $\varepsilon_t = i.i.d.(0, \Omega)$ دارای توزیعی مستقل و شناخته‌شده با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس Ω است. همچنین ما فرض می‌کنیم که تمامی گشتاورهای رتبه b، $\varepsilon_t$ موجود هستند و b عددی بزرگ‌تر از ۴ است. فرض مقادیر آغازین می‌تواند با فرض که گویای آن است که مقادیر آغازین از یک توزیع احتمال ثابت که بستگی به‌اندازه نمونه ندارد، گرفته شده است، جایگزین گردد. شکل VECM فرایند $x_t$ به‌صورت زیر است:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در رابطه فوق Π و $\Gamma_j$، ماتریس‌هایی (n×n) به‌صورت زیر هستند:

$$\Pi = -\left(I_n - A_1 - \cdots - A_p\right)$$
$$\Gamma_j = -\left(A_{j+1} - \cdots - A_p\right) \qquad (۷)$$
$$J = 1, \ldots, p\text{-}1$$

فرایند x در رابطه فوق حداکثر I(1) فرض شده و همجمع با رتبه ماتریس r است. بنابراین ماتریس Π می‌تواند به‌صورت $\Pi = \alpha\beta'$ نوشته شود، که در آن $\alpha$ و $\beta$ به‌ترتیب ماتریس‌های رتبه کامل (n×r) هستند. همان‌طور که می‌دانیم $\beta' x_t$ و $\Delta x_t$، میانگین صفر و I(0) هستند(همان، ۲۰۰۴: ۵).

با تعریف $\Psi = I_n - \Gamma_1 - \cdots - \Gamma_{p-1} = I_n + \sum_{j=1}^{p-1} j A_{i+1}$ و $C = \beta_\perp (\alpha'_\perp \Psi \beta_\perp)^{-1} \alpha'_\perp$، خواهیم داشت $x_t = C \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_j + \xi_t$ (t=1,2,000) که در این رابطه $\xi_t$

www.SID.ir

Arshive of SID



میانگین صـفر و I(0) است. در ادامه از وقفه چندجمله‌ای به‌صورت زیر استفاده می‌شود( همان، ۲۰۰۴: ۶).

$$A(L) = I_n - A_1 L - \cdots - A_p L^p = I_n \Delta - \Pi L - \Gamma_1 \Delta L - \cdots - \Gamma_{p-1} \Delta L^{P-1} \quad (۸)$$

توجه کنید که ارتباط مابین دو نوع پارامتریزه کردن متفاوت با روابط $A_1 = I_n + \alpha\beta' , \ A_j = \Gamma_j - \Gamma_{j-1} \ (j = 2, \dots, p-1)$ و $A_p = -\Gamma_{p-1}$ نشـــان داده می‌شوند. با ضرب A(L) در رابطه زیر

$$\Delta y_t = v + \alpha\left(\beta' y_{t-1} - \phi(t-1) - \theta d_{t-1,t}\right) + \sum_{j=1}^{p=1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \gamma^*{}_j \Delta d_{t-1,\tau} + \varepsilon_t \quad (۹)$$
$$t = p+1, p+2,000$$

که در این رابطه $\theta = \beta' \delta$ ،$\phi = \beta' \mu_1$ ،$v = -\Pi\mu_0 + \Psi\mu_1$ ، $\gamma_0{}^* = \delta$ و $\gamma^*{}_j = -\Gamma_j \delta$ برای j = 1,...,p-1. در اینجا $\Delta d_{t-1,\tau}$ یک تکانه دامی (مجازی) با مقدار ۱ برای $t = \tau + j$ و در غیر این صـورت برابر صـفر است. برای مقادیر رتبه p معادله VAR و τ فرمول شدن مدل به ما اجازه می‌دهد که قســمت قطعی برآیند تولید داده DGP، همان‌طوری که ســایکنن و لوتکیپول (a, b, c, 2000) نشان دادند تخمین زده شود (همان، ۲۰۰۴: ۶).

برای معادله VAR با رتبه p، τ می‌تواند براســاس مدل VAR که کمترین قید را دارد، با توجه به رتبه همجمعی با تخمین مدل زیر به‌دست آید:

$$\Delta y_t = v_0 + v_1 t + \delta_1 d_{t\tau} + \sum_{j=0}^{p-1} \gamma^*{}_j \Delta d_{t-1,\tau} + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$
$$t = p+ 1, \dots, T$$

معـادلـه فوق بدون تحمیل هیچ محدودیت رتبه‌ای بر $\Pi$ و با دوباره‌نویســی جمله‌ها از معادله (۹) به‌دســت آمده اســت. در این معادله $v_0 = v + \Pi\mu_1, \ v_1 = -\Pi\mu_1, \ \delta_1 = -\Pi\delta, \ \gamma_0 = \delta -$ و $\gamma_j = \gamma^*{}_j (j = 1 \dots, p-1)$ ،$\delta_1$ است. بنابراین قسمت قطعی مدل، یک‌روند خطی، یک متغیر گام دامی و p تکانه دامی را شامل می‌شود. تاریخ تغییر به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\hat{\tau} = \arg\min det\left(\sum_{t=p+1}^{T} \hat{\varepsilon}_{t\tau} \hat{\varepsilon}'_{t\tau}\right) \ \tau \epsilon T$$

که در رابطه فوق $\tau = [T\underline{\lambda}, \ T\overline{\lambda}]$، فضـایی است که شکست τ در آن رخ‌داده است و $\hat{\varepsilon}_{t\tau}$ باقی‌مانده ناشــی از تخمین معادله (۱۰) با تخمین‌زن LS اســت. ممکن اســت که p تکانه دامی در معادله (۱۰) تشـخیص درسـت تاریخ شـکسـت را با مشـکل مواجه کند زیرا آن‌ها اطلاعات مشـاهدات مرتبط با

www.SID.ir

Arshive of SID



دوره‌هایی که مقادیر آن‌ها یک فرض شـده‌اند حذف نماید. بنابراین راه‌حلی که ممکن اسـت برای رفع این مشـکل در نظر گرفته شود، تخمین تاریخ شکست از مدل VAR که شامل متغیرهای دامی تکانه نباشد به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$y_t = v_0 + v_1 t + \delta_1 d_{t\tau} + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon^*{}_{t\tau} \quad (۱۱)$$
$$t = p+1, \ldots, T$$

که در معادله (۱۱)، $\varepsilon^*{}_{t\tau} = \sum_{j=0}^{p-1} \gamma_j \Delta d_{t-1,\tau} + \varepsilon_t$ است. در نتیجه تخمین‌زن تاریخ شکست یا تغییر $\tilde{\tau}$ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\tilde{\tau} = \arg\min \det\left(\sum_{t=p+1}^{T} \hat{\varepsilon}^*{}_{t\tau} \hat{\varepsilon}^{*\prime}{}_{t\tau}\right) \quad (۱۲)$$

و $\varepsilon^*{}_{t\tau}$ باقی‌مانده تخمین حداقل مربعات معادله (۱۱) اسـت. تاکنون فرض شـده اسـت که ما مدل VAR با رتبه P مشـخصـی داشـتیم که در عمل رتبه p مشخص نیست. در این صورت ممکن است تاریخ شـکست براساس تعدادی از رتبه‌های ممکن VAR تخمین زده شود که از یک بزرگ‌تر هستند و یا رهیافت جایگزین آن است که تاریخ شکست ممکن است برای بازه‌ای از رتبه‌های p=1 تا pmax تخمین زده شـود که در آن pmax حد بالای مشـخص شـده برای رتبه VAR اسـت و بهترین رتبه می‌تواند با معیارهایی مانند SCB و یا AIC و یا ... تعیین شـود. البته در صـورتی‌که فرایند تولید داده بدون روند خطی شناخته شده باشد، جمله مرتبط آن در معادلات (۱۰ و ۱۱) حذف خواهند شد. با توجه به آن‌چه گفته شد در این آزمون ما می‌خواهیم به‌صورت زیر فرضیات زیر را مورد آزمون قرار دهیم:

$$H_0(r_0): rk(\Pi) = r_0 \quad versus \quad H_1(r_0): rk(\Pi) > r_0 \quad r_0 = 0, \ldots, K-1$$

طبق نظر پسران و پسران (۱۹۹۷)، فرآیند ARDL توسط معادلات زیر ارائه می‌شود:

$$\phi(L, p)\, y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i (L, q_i) x_{it} + \delta' w_t + u_t$$
$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots - \phi_P L^P$$
$$\beta i (L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L^2 - \cdots - \beta_{i_{qi}} L^{q_i} \quad (۱۳)$$
$$i = 1,2,\ldots,k$$

در معادله فوق $y_t$ متغیر وابسـته و $x_{it}$ متغیرهای مستقل هستند. عبارت L عملگر وقفه بوده و $w_t$ بردار S×1 که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شـده در الگو که شـامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سـایر متغیرهای برون‌زا اسـت. طول وقفه بهینه در این مطالعه به‌وسـیله معیار اطلاعاتی شوارتز- بیزین (SBC) تعیین‌شده است (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲۹۳).

در روش ARDL با استفاده از معادله زیر می‌توان ضرایب بلندمدت و انحراف معیار مرتبط با آن‌ها را محاسبه نمود:

www.SID.ir

Arshive of SID



$$\widehat{\theta_i} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \cdots + \hat{\beta}_{qi}}{1 - \widehat{\emptyset}_1 - \widehat{\emptyset}_2 - \cdots \widehat{\emptyset}_p} \qquad i = 1,2, \dots, k \tag{۱۴}$$

ضـرایب متغیرهای از پیش تعیین‌شـده (شامل متغیرهای مجازی) و عرض از مبدأ در بلندمدت نیز به‌صورت زیر خواهند بود:

$$\widehat{\theta}_0 = \frac{\hat{\beta}_0}{1 - \widehat{\emptyset}_1 - \widehat{\emptyset}_2 - \cdots \widehat{\emptyset}_p}\,, \quad \widehat{\psi} = \frac{\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \cdots, \hat{\phi}_p} \tag{۱۵}$$

بردار همجمعی بلندمدت نیز توسط رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$y_t - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 x_{1t} - \hat{\theta}_2 x_{2t} - \cdots - \hat{\theta}_k x_{kt} = \varepsilon_t \quad \forall = 1,2, \dots, n \tag{۱۶}$$

ارائه تخمین بدون تورش از پارامترهای بلندمدت به همراه آماره t مربوط به ضـرایب محاسـبه‌شده این امکان را فراهم می‌آورد که آزمون ریشـه واحد فرضـیه صـفر عدم‌وجود همجمعی نیز انجام شـود. لازمه آن‌که الگوی پویای شـماره (۱۴) به‌سـمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع $\phi_i$ ها ($i = 1,2,\dots,p$) کمتر از یک باشـد. اکنون اگر $(\sum \widehat{\Phi}_i - 1)$ را به مجموع انحراف معیارشـان تقسـیم کنیم، یک آماره آزمون از نوع آماره t نتیجه خواهد شد که می‌توان کمیت آن را با کمیت‌های بحرانی ارائه‌شـده توسـط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲) برای آزمون موردنظر مورد مقایسه قرار داد (همان، ۱۳۸۸: ۲۹۴).

$$\begin{cases} H_0 = \emptyset_1 \geq 0 \\ H_1 = \emptyset_1 < 0 \end{cases}, \qquad t = \frac{(\sum \widehat{\emptyset}_i - 1)}{(\sum_{i=1}^{p} S_{\widehat{\emptyset}_i})} \tag{۱۷}$$

حـال می‌توان معـادلـه (۱۳) را به شـکل زیر براسـاس وقفه و تفاضـل مرتبه اول متغیرهای $y_t$ و$x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}$ و همچنین $w_t$ بـازنویسـی کرده و جملـه پویـای کوتـاه‌مدت ARDL را به‌صورت معادله زیر نشان داد:

$$\Delta y_t = -\emptyset(1, \hat{p}) EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i0} \Delta x_{it} + \delta' w_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \varphi_j^{*} y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{\hat{q}_i - 1} \beta_{ij}^{*} \Delta x_{i,t-j} + u_t \tag{۱۸}$$

(پارامترهای $\varphi^*$، $\delta'$ و $\beta_{ij}^*$ ضرایب پویای کوتاه‌مدت بوده و $\phi(1,p)$ نیز سرعت تعدیل را نشان می‌دهد).

در پایان می‌توان جمله تصحیح خطا را به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$EC_t = y_t - \sum_{i=1}^{k} \hat{\theta}_i x_{it} - \hat{\Psi}' w_t \tag{۱۹}$$

1. Banerjee, Dolado & Mestre

www.SID.ir

Arshive of SID



برای حصـول اطمینان از وجود رابطه همجمعی پسـران و همکاران (۲۰۰۱) آزمون کران[1] را برای مدل با عرض از مبدأ و روند به شکل زیر ارائه کردند:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i x_{i,t-1} + u_t \qquad (۲۰)$$

با تخمین معادله فوق مقادیر آماره‌های F را برای آزمون فرض صفر $\phi = \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_K = 0$ ، که گویای عدم وجود رابطه همجمعی اسـت را محاسـبه کرده و با مقایسـه آن با مقادیر بحرانی شـیشـه‌سـازی شـده توسـط پسـران و همکاران، در مورد وجود رابطه همجمعی تصمیم‌گیری می‌کنیم. در روابط فوق k تعداد رگرسـیوها، t تعداد مشـاهدات اسـت، که مقادیر بحرانی k=0 مشـابه مربع مقادیر بحرانی آماره t آزمون ریشـه واحد دیکی- فولر است. مقادیر بحرانی کران پایین اشاره بر مقادیر بحرانی محاسـبه‌شـده هنگامی‌که تمامی رگرسـیوها I(0) هستند دارد؛ همچنین مقادیر بحرانی کران بالا اشـاره بر مقادیر بحرانی محاسـبه‌شـده هنگامی‌که تمامی رگرسـیوها I(1) هستند، دارد. اگر آماره آزمون محاسبه‌شده کمتر از مقادیر بحرانی کران پایین باشد، نمی‌توانیم فرض صفر را که گویای عدم‌وجود رابطه همجمعی اسـت، رد کنیم. درصـورتی‌که آماره محاسبه‌شده بزرگ‌تر از کران بالا باشد، فرض صفر رد خواهد شد. اگر آماره محاسبه شده بین کران پایین و بالا باشد، نتیجه مبهم و نامشخص خواهد بود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲۹۵).

## ۵. یافته‌های تحقیق

### ۵-۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد

**جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز با لحاظ یک شکست ساختاری**

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

منبع: یافته‌های تحقیق ( مقادیر بحرانی مدل A برای سـطوح ۱ و ۵ به‌ترتیب برابر ۵,۳۴- و ۴,۸- و مقادیر بحرانی مدل C برای سطوح ۱ و ۵ به‌ترتیب برابر ۵,۲۷- و ۵,۰۸- است).

در آزمون زیوت- اندریوز ابتدا الگوی (C) برای هر سـه متغیر برآورد شـد. در نهایت به‌دلیل معنادار نبودن آماره $\gamma$ (شـکسـت در روند) در الگوی C برای متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید

1. Bounede test

www.SID.ir

Arshive of SID



ناخالص داخلی الگوی A انتخاب گردید که علت شکست ساختاری برای این متغیرها به‌ترتیب وقوع جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی می‌باشد. برای متغیر پس‌انداز نیز همان الگوی C به‌دلیل معنادار بودن آماره‌های $\gamma$ (شکست در روند) و $\theta$ (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 می‌باشند که تمامی متغیرهای به‌کار 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.

جداول (۲) تا (۴) نتایج آزمون لامسداین و پاپل (۱۹۹۷) نشان می‌دهد که آماره t برای $\mu$، $\beta$، $\theta$، $\omega$،$\gamma$ و $\psi$ در سری زمانی تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و پس‌انداز ناخالص ملی بامعنی است. این بیان می‌کند که شکست‌های ساختاری تعیین‌شده به‌صورت درون‌زا در سال‌های (۱۳۵۴ و ۱۳۶۴) برای متغیر تولید ناخالص داخلی بر روی عرض از مبدأ و روند (الگوی C) به‌دلیل بزرگ‌تر بودن قدرمطلق آماره t برای $\mu$ و $\beta$ از مقدار بحرانی، در سال‌های (۱۳۵۶ و ۱۳۶۸) برای متغیر تشکیل سرمایه‌بر روی روند (الگوی B) به دلیل بزرگ‌تر بودن قدرمطلق آماره t برای $\beta$ از مقدار بحرانی و در سال‌های (۱۳۴۹ و ۱۳۶۳) برای متغیر پس‌انداز بر روی عرض از مبدأ (الگوی A) به‌دلیل بزرگ‌تر بودن قدرمطلق آماره t برای $\mu$ از مقدار بحرانی مؤثر هستند. زمان‌های شکست ساختاری برای متغیرهای مذکور نزدیک به زمان تکانه‌های نفتی در ۱۳۵۴-۱۳۵۳، تأثیرات انقلاب اسلامی در ۱۳۵۸ و سرانجام جنگ تحمیلی عراق علیه ایران در دهه ۶۰ است.

تحت این روش متغیرهای پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی در سطح ۵٪ دارای ریشه واحد و نامانا هستند.

**جدول ۲: نتایج برآورد زمان شکست‌های ساختاری با روش لامسداین و پاپل (LP) الگوی (B)**

| متغیر | $TB_1$ $TB_2$ | $\mu$ | $\beta$ | $\omega$ | $\psi$ | $\alpha$ | K |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| K | ۱۳۵۶ | -۱۰۰,۴۵۰۲ | ۰,۰۷۹۲ | -۰,۱۰۳۸ | -۰,۰۴۹۳ | -۰,۵۳۲۴ | ۱ |
| | ۱۳۶۸ | (-۱,۸۲) | (-۴,۸۲) | (-۴,۸۹) | (-۴,۵۶) | (-۵,۳۷) | |

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر بحرانی در سطح ۵، ۱۰ و ۱ درصد به‌ترتیب ۶,۶۲-، ۶,۳۷-، ۷,۱۹- است).

**جدول ۳: نتایج برآورد زمان شکست‌های ساختاری با روش لامسداین و پاپل (LP) الگوی (A)**

| متغیر | $TB_1$ $TB_2$ | $\mu$ | $\beta$ | $\theta$ | $\gamma$ | $\alpha$ | K |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| S | ۱۳۵۰ | -۴۱,۴۶۱۰ | ۰,۰۳۶۸ | ۰,۵۷۴۶ | -۰,۸۵۵۳ | -۰,۶۹ | ۴ |
| | ۱۳۶۳ | (-۴,۳۴) | (-۱,۳۴) | (۳,۷۲) | (-۴,۴۲) | (-۵,۸۴) | |

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر بحرانی در سطح ۵، ۱۰ و ۱ درصد به‌ترتیب ۶,۱۶-، ۵,۸۹- و ۶,۷۴- است.)

www.SID.ir

Arshive of SID



**جدول ۴: نتایج برآورد زمان شکست‌های ساختاری با روش لامسداین و پاپل (LP) الگوی (C)**

| متغیر | $TB_1$ $TB_2$ | μ | β | θ | γ | ω | ψ | α | K |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Y | ۱۳۵۴<br>۱۳۶۴ | -۹۵٫۶۴۴۶<br>(-۶٫۲۱) | ۰٫۰۷۷۷<br>(-۶٫۲۱) | ۰٫۱۲۸<br>(۲٫۱۳) | -۰٫۰۸<br>(-۲٫۰۹) | -۰٫۱۰<br>(-۵٫۹۱) | ۰٫۰۵<br>(۵٫۲۵) | -۰٫۶۸<br>(-۶٫۶۶) | ۱ |

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر بحرانی در سطح ۵، ۱۰ و ۱ درصد به‌ترتیب ۶٫۷۵-، ۶٫۴۸- و ۷٫۱۹- است.)

## ۵-۲. نتایج آزمون‌های همجمعی

### ۵-۲-۱. آزمون همجمعی در حضور شکست ساختاری گریگوری هانسن (۱۹۹۶)

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. با توجه به نتایج به‌دست آمده در جدول ذیل 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 عدم‌وجود همگرایی و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد. 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 $Z_t$ در الگوی (C/S) به دلیل رد فرضیه صفر 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.

**جدول ۵: نتایج برآورد آزمون هم‌انباشتگی گریگوری-هانسن (۱۹۹۶)**

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

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Arshive of SID



### ۵-۲-۲. آزمون‌های همجمعی در حضور شکست ساختاری سایکنن لوتکیپول (۲۰۰۴)

نتایج جدول (۶) نشـان می‌دهد شکست در مشاهده ۲۲ یا همان سال ۱۳۵۹ که اثرات تدریجی انقلاب اسـلامی را نشـان می‌دهد، رخ‌داده اسـت و حداقل یک بردار همجمعی (r = 0) در سـطح ۱۰٪ و ۵٪ برای الگوی موردنظر تأیید می‌گردد.

**جدول ۶: نتایج برآورد آزمون هم‌انباشتگی سایکنن لوتکیپول درون‌زا (۲۰۰۴)**

| فرضیه $H_0$ | test | زمان شکست(K) | مقادیر بحرانی در سطوح مختلف | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | ٪۱۰ | ٪۵ | ٪۱ |
| r <= 2 | ۶,۱۸ | ۱۳۵۹ | ۵,۴۲ | ۶,۷۹ | ۱۰,۰۴ |
| r <= 1 | ۱۴,۲۸ | | ۱۳,۷۸ | ۱۵,۸۳ | ۱۹,۸۵ |
| r = 0 | ۲۹,۷۰ | | ۲۵,۹۳ | ۲۸,۴۵ | ۳۳,۷۶ |

منبع: یافته‌های تحقیق

### ۵-۲-۳. برآورد الگو با روش ARDL

برای برآورد مدل از الگوی پویای خود بازگشـتی با وقفه‌های توزیعی ARDL استفاده شده است. این روش برخلاف سـایر روش‌های همجمعی دارای قیدی برای یکسـان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها ندارد و برای برآورد رابطه بلندمدت تعادلی کارآمد و برای نمونه‌های کوچک از کارایی مناسبی برخوردار اسـت. پسـران و شـین (۱۹۹۵) در مورد تصـریح وقفه‌های الگو، به‌کارگیری معیار شـوارتز- بیزین را پیشـنهاد می‌کنند. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و باعث می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دسـت نرود و معیار مناسـبی جهت انتخاب وقفه‌های بهینه در نمونه‌های با حجم کوچک‌تر است. (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲۹۱)

اولین گام در رویکرد ARDL بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون F است که در ادامه به آن خواهیم پرداخت.

**آزمون F کرانه‌ها (Bound Test)**

در این آزمون آماره F با مقدار بحرانی جدول‌بندی شـده توسـط پسـران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسـه می‌شـود. اگر آماره F محاسـبه شـده از مقدار حد بالایی جدول، بزرگ‌تر باشـد، فرضـیه صـفر نبود همجمعی رد می‌شـود. اگر آماره F محاسباتی از حد پایین کمتر باشد، در این صورت فرضیه صفر نبود همجمعی را نمی‌توان رد کرد و سـرانجام در حالتی‌که مقدار F محاسـباتی بین دو حد بالا و پایین قرار گیرد نتیجه مبهم و نامشـخص است(صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲۹۶). بنابراین با توجه به نتایج جدول (۷) در سطح ۵٪ وجود همجمعی و رابطه بلند اثبات می‌شود.

www.SID.ir

Arshive of SID



**جدول ۷: نتایج آزمون F**

| نتیجه آزمون | آماره F | $I_1$ Bound | $I_0$ Bound | سطوح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| وجود همجمعی و رابطه بلندمدت | ۴,۷۱ | ۴,۰۲ | ۳,۳۸ | ٪۱۰ |
| | | ۴,۶۱ | ۳,۳۸ | ٪۵ |
| | | ۵,۸۵ | ۴,۹۹ | ٪۱ |

منبع: یافته‌های تحقیق

**جدول ۸: برآورد مدل ARDL**

| مدل (۲،۰،۰) ARDL | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **نتایج بلندمدت** | | | | |
| **نام متغیرها** | **ضریب** | **Std-Error** | **t-Statistic** | **Prob** |
| LK | ۰,۱۵ | ۰,۰۲ | ۵,۲۸ | ۰,۰۰۰۰ |
| LS | ۰,۱۶ | ۰,۰۳ | ۵,۰۶ | ۰,۰۰۰۰ |
| $D_1$ | −۰,۰۸ | ۰,۰۱ | −۷,۲۸ | ۰,۰۰۰۰ |
| $D_3$ | −۰,۰۲۹ | ۰,۰۰۷ | −۴,۰۶ | ۰,۰۰۰۲ |
| Trend | ۰,۰۰۸ | ۰,۰۰۰۴ | ۱۷,۵۶ | ۰,۰۰۰ |
| **نتایج کوتاه‌مدت** | | | | |
| **نام متغیرها** | **ضریب** | **Std-Error** | **t-Statistic** | **Prob** |
| D(LK) | ۰,۱۴ | ۰,۰۵ | ۲,۷۷ | ۰,۰۰۸ |
| D(LS) | ۰,۱۳ | ۰,۰۲۴ | ۵,۴۷ | ۰,۰۰۰۰ |
| $D(D_1)$ | −۰,۰۰۴ | ۰,۰۳ | −۰,۱۴ | ۰,۸۸ |
| $D(D_3)$ | −۰,۰۲ | ۰,۰۲ | −۱,۱۰ | ۰,۲۷ |
| C | ۲,۸۸ | ۰,۴۶۳ | ۶,۲۲ | ۰,۰۰۰۰ |
| ECM | −۰,۷۰ | ۰,۱۱ | ۶,۲۰ | ۰,۰۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

**جدول ۹: آزمون تشخیصی مدل ARDL**

| آزمون | $\chi^2$ آماره (P.V) | نتیجه در سطح 5% |
|---|---|---|
| خودهمبستگی اجزاء اخلال | ۱,۲۱۱(۰,۵۴) | عدم وجود خودهمبستگی |
| فرم تبعی | ۰,۴۰۴(۰,۵۲) | صحت فرم تبعی |
| نرمال بودن | ۰,۰۹۸(۰,۹۵) | نرمال بودن توزیع پسماندهای مدل |
| ناهمسانی واریانس | ۴,۶۴(۰,۰۰۰۷) | ناهمسانی واریانس |

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌دلیل نقض فرض همسانی واریانس مدل را نسبت به ناهمسانی واریانس مقاوم نموده و از robust استفاده نموده‌ایم.

در زیر به معادله بلندمدت رشد اقتصادی اشاره شده است:

$$Y = 0.16\ S + 0.15\ K - 0.083\ D_1 - 0.029\ D_3$$

www.SID.ir

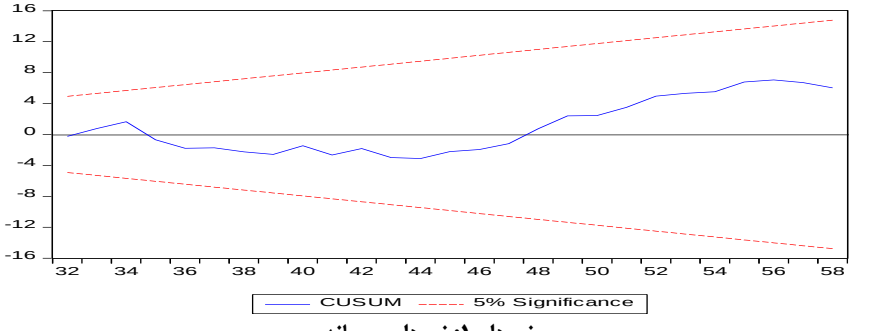
Arshive of SID



ضـریب ۰,۱۶ برای پس‌انداز مبین یک رابطه مثبت بین این متغیر و رشـد اقتصـادی است و بدین معناسـت که یک واحد تغییر در پس‌انداز رشـد اقتصـادی را به میزان ۰,۱۶ در همان جهت افزایش و تغییر می‌دهد. سـرمایه‌گذاری نیز بر طبق اصـول اقتصادی رابطه مستقیم و معناداری با رشد اقتصادی دارد. ضریب ۰,۱۵ بیانگر تأثیرپذیری رشد اقتصادی از این متغیر است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شـود تقریباً تمامی ضـرایب بلندمدت از ضـرایب کوتاه‌مدت متغیرها بیشـتر می‌باشـد که مبین تأثیرگذاری بیشـتر این متغیرها، بر روی رشد اقتصادی در بلندمدت است. با توجه به جدول (۸) تمامی متغیرها با درصد خطای قابل‌قبول ازلحاظ آماری معنادار هستند. همچنین متغیرهای دامی برای انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی اثری منفی و معنادار بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

با توجه به نتایج به‌دسـت آمده ضـریب ECM در مورد تابع رشـد اقتصادی ازنظر آماری معنادار و بیانگر سرعت تعدیل بالایی می‌باشد. همچنین معنادار بودن ضریب ECM نشان‌دهنده رابطه بلندمدت و معنادار بین متغیرهای الگو می‌باشد. براساس نتایج ارائه‌شده ضریب ECM(-1) برابر با ۰,۷۰ است و این امر نشان‌دهنده آن است که در صورت انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت، سرعت بازگشت متغیرها به مسـیر تعادلی تقریباً یک و نیم سـال می‌باشد. اگر شوک یا عدم تعادل در رشد اقتصادی ایجاد شود پس از حدوداً ۱۸ماه به تعادل بر خواهد گشـت. بنابراین حرکت به سمت تعادل با سرعت نسبتاً بالایی صـورت می‌گیرد. براسـاس ضـریب ارائه شـده برای ECM می‌توان گفت که الگو از قدرت پیش‌بینی خوبی برخوردار بوده و تغییرات ساختاری نیز در این الگو به‌خوبی نمایان شده است.

آزمون‌های ثبات و تشـخیص، برای مشـخص کردن ثبات مدل و توابع و تعیین ثبات سـاختاری مورداسـتفاده قرار می‌گیرد. آزمون‌هـای ثبات و تشـخیص، غالباً در مورد داده‌های سـری زمانی به‌خصوص زمانی‌که ما مطمئن نیستیم که شکست ساختاری چه موقع ممکن است اتفاق افتاده باشد بیشـتر کـاربرد دارد (پهلوانی، ۲۰۰۵). زمـانی که ثبات کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل به‌طور هم‌زمان موردبررسی قرار می‌گیرد از اشکال Cusum و Cusum Q، استفاده می‌کنیم. بر طبق نظریه اسکویی ۲۰۰۱، رد فرضیه صفر نمی‌تواند تأیید شود اگر نمودار آماری به‌دست آمده یکی از باندهای طرفین را در سطح ۵٪ قطع نماید.



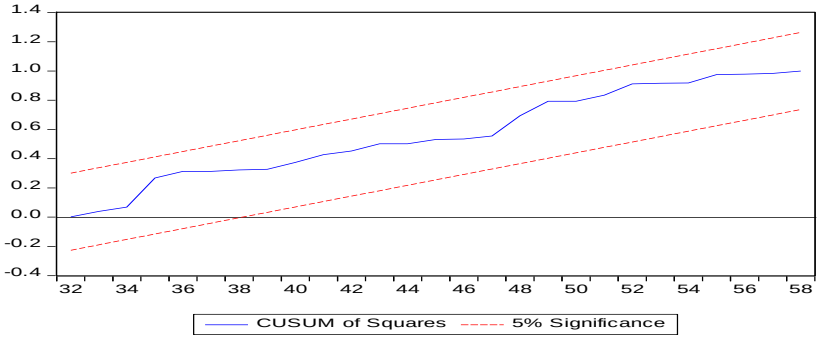

**نمودار ۱: نمودار پسماند**

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Arshive of SID






**نمودار ۲: نمودار پسماند تجمعی**

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نمودارهای (۱) و (۲) مشاهده می‌شود، نمودارهای پسماند و پسماند تجمعی حاکی از آن می‌باشند که مدل برآوردی از ثبات لازم برخوردار است. به‌عبارت دیگر با توجه به نمودارهای Cusum و Cusum Q هیچ‌کدام از باندهای طرفین را قطع نکرده و ثبات دائمی بلندمدت برای الگوی تابع رشد اقتصادی قابل‌قبول خواهد بود.

## نتیجه‌گیری

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

بررسی لگاریتم متغیرهای پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس- پرون (۱۹۸۹) و لامسداین پاپل (۱۹۹۷) نشان از نامانا بودن این متغیرها در سطح است که با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

در ادامه برای اثبات وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها از آزمون‌های همجمعی در حضور شکست ساختاری سایکنن لوتکیپول (۲۰۰۴) استفاده شد که در نهایت وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها به اثبات رسید.

برای برآورد مدل اقتصادسنجی از روش ARDL استفاده شد. در این مدل متغیرهای دامی نیز لحاظ شدند. براساس این آزمون، پس‌انداز ناخالص ملی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص با رشد اقتصادی رابطه معنادار و مثبتی دارندکه مطابق با انتظارات نظری می‌باشند. بدین‌صورت که یک

www.SID.ir

Arshive of SID



درصد افزایش در پس‌انداز و سرمایه‌گذاری رشد اقتصادی را به‌ترتیب ۰,۱۶ و ۰,۱۵ درصد افزایش می‌دهد. (ECM) در الگوی تصریح خطای مدل برآورد شده در مورد تابع رشد اقتصادی، از نظر آماری معنادار و بیانگر سرعت بالای تعدیل می‌باشد. همچنین معنادار بودن آن نشان‌دهنده رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است. با انجام آزمون‌های تشخیصی مدل، به عدم‌وجود تورش تصریح ناشی از انتخاب نامناسب فرم تبعی، هم‌خطی و خودهمبستگی سریالی پی بردیم. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس نیز مدل را نسبت به این مشکل مقاوم نمودیم. نتایج به‌دست آمده حاکی از تأثیر منفی و معنادار متغیرهای مجازی همچون وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی بر رشد اقتصادی می‌باشد.

براساس یافته‌های این مقاله پیشنهاد می‌شود که:

- پس‌اندازها بایستی افزایش یابند؛ ۱- برای پشتیبانی مالی برای سرمایه‌گذاری‌ها؛ تضمین وجود سطحی از پس‌اندازهای ناخالص داخلی برای پر کردن فضای خالی پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و کاهش وابستگی زیاد به سرمایه خارجی. ۲- کمک به سرمایه‌گذاری از طریق رشد اقتصادی که این رشد اقتصادی نیز مجدداً باعث بهبود سرمایه‌گذاری و پس‌انداز می‌شود. ۳- تمرکز سیاست‌گذاران بر پس‌اندازهای خصوصی داخلی؛ زیرا مشکل اساسی کشورهای درحال‌توسعه کمبود سرمایه‌گذاری است که رشد اقتصادی را با محدودیت مواجه ساخته و باعث بدتر شدن بیکاری و فقر می‌شود.
- ایجاد نظم و امنیت در بازارهای پولی و مالی کشور به‌منظور 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
- 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 گونه‌ای‌که باعث تشویق مردم به افزایش پس‌اندازها و سپرده‌های خود نزد بانک‌ها گردد و از سوی دیگر با اعطای تسهیلات کم‌بهره و بهبود فضای کسب‌وکار و حمایت‌های لازمه از سرمایه‌گذاران جهت اجرای پروژه ها سبب هدایت پس‌اندازهای مردم به سمت سرمایه‌گذاری مولد و رشد اقتصادی شود.
- گسترش پایه‌های مالیاتی جهت کاهش نوسانات پس‌انداز ملی و به تبع آن سرمایه‌گذاری داخلی در مقابل نوسانات قیمت نفت.

www.SID.ir

Arshive of SID



## منابع


اصغرپور، حسین؛ بهبودی، داوود و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۷). «شکست ساختاری: مورد مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۱۹: ۱۲۲-۱۰۵.

پهلوانی، مصیب و صمدی، علی‌حسین (۱۳۸۸). *همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد*، انتشارات نور علم، دانشگاه سیستان و بلوچستان و نور علم.

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.

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.

قره‌باغیان، مرتضی (۱۳۹۳). *اقتصاد رشد و توسعه*، انتشارات نی.

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

Amsler, C. and Junsoo, L (1995). "An LM Test for a Unit Root in the Presence of a Strucural Change". *Econometric Theory*, 11: 359-368.

Banerjee, A.; Lumsdaine, R.L and Stock, J.H. (1992). "Recursive and Sequential Test of the Unit Root and Trend Break Hypothesis". *Journal of Businees and Economic Statistics*, 10: 271-287.

Bai, J. (1997). "Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models". *The Review of Economics and statistics*, 4: 551-563.

Bai, J. and Perron, P. (1998). "Estimation and Testing Linear Model with Multiple Strucutural Changes". *Econometrica*. 66(1): 47-78.

Bai, J.; Lumsdaine, R.L and Stock, G.H. (1998). "Testing for and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series". *Review of Economic Studies*, 65: 395-432.

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

Gragory, A. W.; Nason, J. M. and Waat, D.G. (1996). "Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships". *Journal of Econometrics*. 71: 321-341.

Ibe, O. and S, Nathaniel, C. O. (2016). "Impact of Capital Formation on the Economic Development of Nigeria". *Fifth International Conference on Global Business.*

Josephine, N. O.; Duruechi, A and Makwe, E. (2016). "Saving, Investment and Economic Growth in Nigeria". *Development Country Studies*. 85-98

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*. 232-248.

Lutkepohl, H.; Saikkonen, P. and Trenkler, C. (2004). "Break Date Estimation and Cointegration Testing in VAR Processes with Level Shift". *Europen University Institute Department of Economics*, June 2004.

Lee, J. (1996). "Testing for a Unit Roots in Time Series with Trend Breaks", *Journal of Macroeconomics*, 18(3): 503-519.


www.SID.ir

Arshive of SID



Lee, J.; Hwang, C. J and Shin, Y. (1997). "On Stationary Tests in the Presence of Structural Breaks". *Economic Letters*. 55: 165-172.

Lumsdiane, R. L. and Papell, D. H. (1997). "Multiple Trend Break and the Unit Root Hypothesis". *Review of Economics and Statistics*, 79(2): 212-218.

Hooi Lean, H. and Yingzhe, S. (2009). "The domestic Saving and economic growth relationship in China". *Journal of Chinese Econimic and Foreiqn Trade Studies*, 5-17.

Ngouhouo, I. and Mouchili, E. (2014). "Saving, Investment and Economic Growth in Cameroun: A Multivariate Approach". *International Journal of Economics and Finance*, 9: 244-252.

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*, 19(1): 8-22.

Pahlavani, M. (2005). "Cointegration and Structural Change in the Export-GDP Nexus: The Case of Iran". *International Journal of Applied Econometrics and and Quantitative Studies*, 2(4): 1-16.

Pesaran, M.H.; Shin, Y. and Smith, R. (2001). "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*. 16(3): 289-326.

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

Perron, P. (1990). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". *Journal of Business and Economic Statastics*, 8: 153-162.

Rappoport, P. and Reichilin, L. (1998). "Segmented Trends and Nonstationary Time Series". *Economic Journal*, 99: 77-168.

Ramesh, J. (2011). "Causal relationship between saving investment and economic growth for india". *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 25-39.

Sekantsi, L. and Kalebe, K. (2015). "Savings, investment and economic growth in Lesotho: An empirical analysis". *Journal of Economics and International Finance*, 7(10): 213-221.

Shradha, H. B. (2015). "Saving and Economic Growth in India: Estimating long-run Relationship". *13th International Workshop on Pensions, Insurance and Savings University Paris Dauphine, Paris, France*.

Verma, R. (2007). "Savings, investment and growth in India: an application of the ARDL bounds testing approach". *South Asia Economic Journal*, 8(1): 87-98

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.

www.SID.ir