

بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی ایران: کاربرد مدل‌های حالت-فضا و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

*حسن خداوایی^۱، احمد عزتی شورگلی^۲

۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، آذربایجان غربی، ایران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه، آذربایجان غربی، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۲۰)

Investigating the Relationship Between Government Size and Economic Growth in Iran: An Application of State-Space and Auto Regressive Distributed Lags Models

*Hassan Khodavaisi¹, Ahmad Ezzati Shourgoli²

1. Associate Professor of Economics, Urmia University, West Azarbaijan, Iran

2. Ph.D. Student of Economics, Urmia University, West Azarbaijan, Iran

(Received: 31/Dec/2016 Accepted: 10/June/2017)

چکیده:

Abstract:

Barro (1990) by adding government spending into the growth models showed that the amount of government activities have a positive impact on economic growth, but if government spending is increased over a certain size, government activities will have a negative impact on economic growth. In this direction, this paper by using theoretical Barro growth model and an empirical model for Iranian economy tries to investigate the impact of current and capital government expenditure on output growth using ARDL approach and state-space models applying quarterly data during 1967-2014. First, using Lumsdaine-Papell (1997) unit root test and Gregory-Hansen (1996) and Saikkonen and Lutkepohl (2002) cointegration test we determine the degree of integration and cointegration of the variables. The results indicate that there are structural breaks in the variables under study and these breaks affect the relationship between variables. Then we use ARDL model, considering structural breaks, to determine threshold level for current government expenditure which is 15.2 percent and for capital government expenditure which is 8.2 percent of GDP per head. Regarding Lucas theoretical critique and empirical structural breaks in the Iranian economy, we use state space model to investigate relationship between growth and the government size and the results indicate that coefficients are not stable during time and they behave differently regarding the source of the shock..

بارو (۱۹۹۰) با وارد کردن مخارج دولت به تابع رشد نشان داد که میزان فعالیت‌های دولت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما چنانچه میزان مخارج دولت بیش از اندازه مشخصی افزایش یابد، فعالیت‌های دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. در این زمینه، این مقاله بر مبنای مدل نظری رشد بارو و یک الگوی تجربی برای اقتصاد ایران، به بررسی رابطه اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی و جاری با رشد تولید ناخالص داخلی ایران با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و رهیافت پارامتر متغیر با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۳۶ می‌پردازد. ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد لامزداین پاپل (۱۹۹۷) و آزمون‌های هم‌انباشتگی گریگوری هانسن (۱۹۹۶) و ساینکن لوتکیپل (۲۰۰۲) به ترتیب به بررسی انباشتگی و هم‌انباشتگی متغیرها پرداخته شد. نتایج این بخش تحقیق نشان از وجود شکست‌های ساختاری در متغیرهای تحقیق دارد که روابط بین متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سپس با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مقدار آستانه با لحاظ شکست‌های ساختاری برای مخارج جاری ۱۵/۲ درصد و برای مخارج عمرانی ۸/۲ درصد تولید ناخالص داخلی سرانه به دست آمد. با توجه به انتقاد لوکاس به‌صورت نظری و اثبات وجود شکست‌های ساختاری متعدد در اقتصاد ایران، از مدل حالت فضا برای بررسی رابطه رشد و اندازه دولت استفاده شد و نتایج نشان داد که ضرایب متغیرهای مورد استفاده در طی زمان ثابت نیست و این پارامترها در گذر زمان با توجه به منبع تکانه، رفتار متفاوتی را از خود نشان می‌دهند.

Keywords: Government Size, Barro Growth Model, Integration and Co-Integration with the Structural Break, State Space Model.

JEL: E62, H72, O40.

واژه‌های کلیدی: اندازه دولت، مدل رشد بارو، انباشتگی و هم‌انباشتگی با لحاظ شکست ساختاری، مدل فضا-حالت.

طبقه‌بندی JEL: E62, H72, O40.

۱- مقدمه

امروزه نقش دولت در تولید کالاها و خدمات عمومی و مهیا کردن شرایط تولید کارآمد برای بخش خصوصی از طریق سیاست‌گذاری بهینه، مورد توافق اکثر صاحب‌نظران اقتصادی می‌باشد. اما در مورد اندازه دخالت دولت در اقتصاد اتفاق نظر چندانی وجود ندارد (محمد زاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۹۷ و آقازاده بکتاش و دیزجی، ۱۳۹۶: ۱۲۵). در یک تقسیم‌بندی کلی، نظریه‌پردازان کینزی، به عنوان نظریه‌پردازان معتقد به حداکثر دخالت دولت در اقتصاد، بیان می‌کنند که سیستم اقتصادی مبتنی بر بازار، ناکارآمد می‌باشد. آنها دلیل ناکارآمدی را در وجود اثرات خارجی، حاکم بودن شرایط بازار رقابت ناقص و وجود اطلاعات نامتقارن بین تصمیم‌گیران اقتصادی ذکر می‌نمایند. به اعتقاد این گروه دخالت دولت تضمینی برای فعالیت بخش خصوصی است زیرا امنیت بخش خصوصی توسط بخش عمومی تأمین می‌شود. دیدگاه دوم که معتقد به حداقل دخالت دولت در اقتصاد است به نظریه نئوکلاسیکی مشهور است. طرفداران این نظریه بیان می‌کنند که چنانچه دولت فعالیت خود را تا حدی گسترش دهد که جایی برای تحرک بخش خصوصی در عرصه اقتصادی نماند، علاوه بر بخش خصوصی به عنوان اولین قربانی گسترش دولت، خود دولت نیز متحمل زیان ناشی از گسترش بی‌رویه خود خواهد شد زیرا دولت در این حالت مجبور است، هزینه‌های ناشی از گسترش فعالیت‌های خود را تأمین کند که اولین گزینه آن تحمیل انواع مالیات‌ها بر بخش خصوصی است. بعد از افزایش مخارج دولت و مالیات، بخش خصوصی هم جای فعالیت کمتری در اقتصاد دارد و هم انگیزه فعالیت را به سبب بار مالیاتی بیشتر از دست خواهد داد که نتیجه نهایی آن کوچک شدن مبنای مالیاتی کشور و هدایت دولت به سمت راه‌های نامناسب‌تر تأمین مالی مخارج خود مانند استقراض از بانک مرکزی است (خداویسی و عزتی شورگلی، ۱۳۹۲: ۳۰-۲۷).

با مطرح شدن مدل‌های رشد درون‌زا، نقش دولت در اقتصاد بالأخص در نحوه تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی مورد بررسی دوباره قرار گرفت و تحقیقات تجربی^۱ در کشورهای مختلف نتایج متفاوتی را نشان دادند. برای تحلیل اثر سیاست‌های دولت بر رشد اقتصادی در بلندمدت مدل‌های نظری مختلفی شکل

گرفت که یکی از آنها مدل رشد بارو (۱۹۹۰) می‌باشد. یکی از نتایج مدل رشد بارو (۱۹۹۰) این است که افزایش مخارج نسبی دولت (اندازه دولت) تا مرحله‌ای تأثیر مثبت و پس از حد آستانه‌ای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (صادقی، ۱۳۹۳: ۱۱۶). مانند هر مدل دیگری مدل رشد بارو هم دارای ضعف و کاستی می‌باشد. ضعف مدل رشد بارو این است که فرض می‌کند ضرایب متغیرها یا پارامترهای مدل در طی زمان ثابت هستند و انتقاد لوکاس در این مورد را نادیده می‌گیرد.

لوکاس (۱۹۷۶)، با مطرح کردن مشکل رانش ضرایب در مدل‌های اقتصادسنجی، انتقادی بحث‌برانگیز را مطرح کرد، وی معتقد بود که انتظارات و رفتار مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان، بنگاه‌ها، سرمایه‌گذاران و تمام عاملان اقتصادی در طی زمان تغییر می‌کند، که یکی از عوامل مهم در تغییر رفتار و انتظارات عامل‌های اقتصادی، سیاست‌های دولت است. بنابراین هر تغییری در سیاست‌های دولت، ساختار مدل را تغییر خواهد داد، به عبارتی دیگر ساختار یک اقتصاد در نتیجه تغییر پارامترهای آن، تغییر می‌کند (اسلامولویان و حیدری، ۱۳۸۲: ۸-۲). در این صورت تمامی معادلات تحت تأثیر قرار می‌گیرد و در نظر نگرفتن چنین شکست‌هایی باعث ناکارایی آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی شده و تکیه بر پارامترهای تخمینی بدون لحاظ شکست، می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به همراه داشته باشد.

انتقاد لوکاس منجر به پیدایش مدل پارامتر زمان-متغیر شد. این مدل قادر به برآورد ضرایب متغیرها در طی زمان است و همانند روش‌های قبلی نیازی به واردکردن متغیر موهومی جهت پوشش شکست‌های ساختاری نیست، زیرا این مدل علاوه بر اینکه شکست‌ها را در طی زمان مشخص می‌کند، قادر به برآورد ضرایب متغیرها در طی زمان است (خضری و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۹۳). از سویی عوامل ایجاد شکست‌های ساختاری در اقتصاد ایران فراوانند (مانند شوک‌های نفتی، انقلاب، جنگ تحمیلی، برنامه‌های تعدیل اقتصادی، یکسان‌سازی نرخ ارز، تحریم‌های اقتصادی، هدفمندی یارانه‌ها و ...) که به نوبه خود روابط بین متغیرها و ساختار اقتصاد را متأثر می‌سازند. این مقاله، ابتدا بر پایه مدل رشد بارو (۱۹۹۰) و با استفاده از یک مدل تجربی و با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت و لحاظ شکست‌های ساختاری در بررسی انباشتگی و هم‌انباشتگی و روابط متغیرها

۱. در این زمینه تحقیقات مختلفی صورت گرفته است، خواننده محترم مقاله جهت آشنایی بیشتر می‌تواند به قسمت پیشینه تحقیق مراجعه نماید.

در معادله بالا، c ، مصرف هر فرد و ρ ، نرخ ثابت ترجیح زمانی است. تابع مطلوبیت در معادله بالا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(c) = \left[\frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right] \quad (2)$$

در معادله بالا، $-\sigma$ کشش ثابت تابع مطلوبیت نهایی است. حال چنانچه ارزش فعلی مطلوبیت، مطابق با معادله ۱، حداکثر شود، نرخ رشد مصرف در هر نقطه از زمان طبق معادله ۳، به دست می‌آید.

(۳)

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma} \cdot (f' - \rho)$$

که در معادله ۳، f' همان تولید نهایی سرمایه است. از سویی هر بنگاه تولیدکننده دارای تابع تولیدی به شکل زیر است:

(۴)

$$y = Ak$$

در معادله بالا y ، تولید هر کارگر و k سرمایه هر کارگر است. بنابراین تولید نهایی سرمایه نیز همان A است. بنابراین از آنجا که $f' = A$ ، معادله ۳ به صورت زیر نوشته می‌شود.

(۵)

$$\gamma = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma} \cdot (A - \rho)$$

که در معادله شماره ۵، γ ، همان نرخ رشد سرانه است. بارو معتقد است که خدمات دولت، نقش مهمی در تابع تولید بخش خصوصی دارد، بنابراین مخارج دولت بایستی به صورت یک نهاده وارد تابع تولید شود. تولید سرانه هر کارگر تابعی از نهاده‌های سرمایه سرانه هر کارگر و مخارج دولتی سرانه است و تابع تولید نیز یک تابع تولید کاب داگلاس است.

$$y = A k^\alpha g^\beta \quad (6)$$

$$y = \theta(k, g)$$

حال با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، تابع تولید به صورت زیر بازنویسی می‌شود. $y = A k^\alpha g^{1-\alpha}$ یا به عبارتی دیگر

(۷)

$$y = k \cdot \theta \left(\frac{g}{k} \right)$$

در معادله بالا، فرض می‌شود که شرایط مرتبه اول و دوم حداکثر کردن تابع تولید برقرار است. چنانچه طرفین معادله

$$\frac{y}{k} = \theta \left(\frac{g}{k} \right) = A \cdot \left(\frac{g}{k} \right)^\alpha \quad (8)$$

در مدل ARDL سعی دارد که به بررسی نحوه تأثیر اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی بر رشد اقتصادی بپردازد، سپس با استفاده از مدل TVP^1 در راستای بررسی انتقاد لوکاس به مطالعه روند ضرایب تخمینی مدل در طی زمان می‌پردازد. هدف این پژوهش برآورد اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد ایران با وجود شکست‌های ساختاری و برآورد روند پارامترهای مدل در دوره مورد بررسی است.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری؛ بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده؛ بخش چهارم، معرفی مدل و روش انجام تحقیق؛ بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- مدل‌های رشد درون‌زا

از اواسط دهه ۱۹۸۰، تحقیقات جدیدی در زمینه رشد اقتصادی توسط رومر (۱۹۸۶) و لوکاس (۱۹۸۸) شروع شد. انگیزه اصلی این تحقیقات مشخص کردن عوامل رشد بلندمدت اقتصادی بود.

در این نوع مدل‌ها، تکنولوژی پیشرفته نتیجه فعالیت‌های تحقیقاتی شرکت‌های انحصارگر موجود است که در جهت حفظ سهم سود خود در بازار متحمل می‌شوند. در این مدل‌ها، رشد بلندمدت تحت تأثیر فعالیت‌های دولت، مانند حمایت‌های یارانه‌ای یا اعمال تخفیف مالیاتی برای بخش‌های منتخب، حمایت از حق اختراع، مقررات تجارت بین‌الملل و نظارت دولت بر بازارهای مالی است. بنابراین دولت دارای قدرت بالقوه بزرگی برای تأثیر مثبت یا منفی بر روی نرخ رشد بلندمدت است (محمدی و سلمانی، ۱۳۸۳: ۱۷۸-۱۷۴).

یکی از الگوهای معروف در زمینه ورود مخارج دولت به تابع رشد و بررسی رابطه مخارج دولت با رشد اقتصادی، مدل بارو (۱۹۹۰)، می‌باشد. بارو، حداکثرسازی مطلوبیت خانوارها را توسط تابع زیر در نظر می‌گیرد:

(۱)

$$U = \int_0^{\infty} u(c) e^{-\rho t} dt$$

1. Time Varying Parameter (TVP)

۲. مطالب این قسمت از مطالعه بارو (۱۹۹۰)، سعدی و همکاران (۱۳۸۹) و اخباری و زیدی‌زاده (۱۳۹۰) تلخیص شده است.

مشتق γ نسبت به $\left(\frac{g}{y}\right)$ برابر با معادله زیر است.

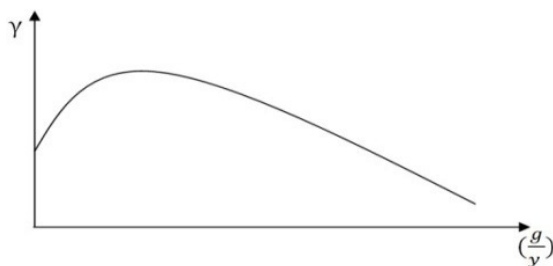
$$\left| \frac{d\gamma}{d\left(\frac{g}{y}\right)} \right| = \frac{1}{\sigma} \cdot \theta \left(\frac{g}{K}\right) \cdot (\theta - 1) \quad (۱۳)$$

مطابق با معادله ۱۳، نرخ رشد اقتصادی در سطوح پایین $\left(\frac{g}{K}\right)$ ، یعنی زمانی که $\theta > 1$ است، افزایش می‌یابد و نرخ رشد اقتصادی در سطوح بالای $\left(\frac{g}{K}\right)$ ، یعنی زمانی که $\theta < 1$ است، کاهش می‌یابد. حال با فرض تابع تولید از نوع تابع کاب داگلاس، معادله زیر برقرار است.

$$(۱۴)$$

$$\frac{y}{k} = \theta \left(\frac{g}{K}\right) = A \cdot \left(\frac{g}{K}\right)^\alpha$$

در معادله بالا می‌توان $\left(\frac{g}{K}\right)$ را برحسب $\left(\frac{g}{y}\right)$ نوشت. حال این عبارت را به جای $\left(\frac{g}{K}\right)$ در معادله ۱۲، جای‌گذاری می‌کنیم، عبارت مذکور صرفاً تابعی از $\left(\frac{g}{y}\right)$ خواهد بود. در این حالت با فرض مقادیر مشخص برای ρ ، A ، α ، می‌توان نمودار معادله مذکور را به صورت زیر ترسیم کرد.



نمودار ۱. رابطه نسبت مخارج دولتی با رشد اقتصادی

مأخذ: بارو (۱۹۹۰)

نمودار ۱، نشان می‌دهد که اگر تابع تولید کاب داگلاس باشد، در این صورت تأثیر افزایش مخارج نسبی دولت تا حدی تأثیر مثبت و در مرحله دیگر تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین تغییر در پارامترهای تابع تولید، منجر به جابه‌جایی جایگاه نمودار ۱ می‌شوند. لازم به ذکر است که با افزایش خدمات دولتی گرچه بهره‌وری نهایی سایر عوامل تولید افزایش می‌یابد، ولی دو عامل دیگر منجر به کاهش اثرات مثبت افزایش خدمات دولتی می‌شوند. عامل اول اثر ضدانگیزی خود را از طریق تأمین مالی این خدمات (از کانال تحمیل مالیات بر بنگاه‌های تولیدی) ظاهر می‌سازد و عامل دوم از طریق قانون بازدهی نزولی اثر خود را آشکار می‌کند. نکته اخیر زمانی رخ می‌دهد که یکی از نهاده‌ها با فرض ثبات سایر نهاده‌ها در تابع

حال چنانچه فرض شود، منبع تأمین مالی مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی است. طبق معادله زیر داریم.

$$(۹)$$

$$g = T = r \cdot y = r \cdot k \cdot \theta \left(\frac{g}{K}\right)$$

در معادله بالا، T ، درآمد مالیاتی دولت و r نرخ مالیات است. معادله بالا بر توازن بودجه دولت استوار است.

حال چنانچه از معادله ۷، نسبت به سرمایه مشتق جزئی بگیریم، تولید نهایی سرمایه به دست می‌آید.

$$(۱۰)$$

$$\frac{\partial y}{\partial k} = \theta \left(\frac{g}{K}\right) \cdot \left(1 - \theta \cdot \frac{g}{y}\right) = \theta \left(\frac{g}{K}\right) \cdot (1 - \vartheta)$$

در معادله شماره ۱۰، ϑ کشش تولید نسبت به مخارج دولت است. همچنین سرانه بازدهی نهایی سرمایه برابر با معادله زیر است:

$$(۱۱)$$

$$\bar{\delta} = (1 - r) \frac{\partial y}{\partial k}$$

حال چنانچه در معادله ۳، به جای f' ، سرانه بازدهی نهایی سرمایه را از معادله ۱۱ و به جای تولید نهایی سرمایه، مقدار آن را از معادله ۱۰، قرار دهیم، معادله شماره ۱۲، به دست می‌آید.

$$(۱۲)$$

$$\gamma = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[(1 - r) \theta \left(\frac{g}{K}\right) \cdot (1 - \vartheta) - \rho \right]$$

در معادله بالا، اگر r و $\left(\frac{g}{y}\right)$ ثابت باشند آنگاه نرخ رشد γ نیز ثابت خواهد بود. در نتیجه همه متغیرها از مقدار اولیه خود شروع شده و با نرخ ثابت γ رشد می‌کنند، در نتیجه پویایی‌های رشد دقیقاً منطبق بر مدل Ak خواهد بود. در این حالت اقتصاد همیشه در مسیر رشد متوازن خود و فاقد پویایی‌های انتقال خواهد بود.

از سویی با توجه به معادله ۱۲، می‌توان استنباط کرد که r و $\left(\frac{g}{y}\right)$ دو اثر متفاوت بر روی رشد γ دارند. افزایش r ، باعث کاهش γ می‌شود، اما افزایش $\left(\frac{g}{y}\right)$ موجب افزایش تولید نهایی سرمایه و افزایش γ می‌شود. این در حالی است که اثر r ، زمانی غالب خواهد بود که مخارج نسبی دولت بزرگ باشد، اما اثر $\left(\frac{g}{y}\right)$ زمانی غالب خواهد بود که مخارج نسبی دولت کوچک باشد.

از سویی با توجه به فرضیه بودجه متوازن، می‌توان نرخ مالیاتی را به صورت $r = \left(\frac{g}{y}\right)$ در نظر گرفت. بنابراین در این حالت،

رسیدند که اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری ۲۸/۸ درصد و اندازه بهینه دولت از منظر مخارج عمرانی ۲۱/۴۴ درصد است (پیرایی و نوروزی، ۱۳۹۱: ۲۲-۱).

۳-۲- مطالعات خارجی

ماروو^۱ با استفاده از داده‌های کشور بلغارستان طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۵ و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، به تعیین رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی کشور بلغارستان پرداخته است. محقق در این مطالعه به این نتیجه رسید که وجود منحنی آرمی برای مخارج آموزشی، امنیتی و بهداشتی کشور بلغارستان قابل رد نیست. همچنین اندازه بهینه دولت در کشور بلغارستان برابر با ۲۱/۴۲ درصد است (ماروو، ۲۰۰۷: ۶۳-۵۲).

فاچینی و ملکی^۲ با استفاده از داده‌های فرانسه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۸۹۶ و با به‌کارگیری روش تصحیح خطا، آزمون ریشه واحد زیوت اندروز و روش هم‌انباشتگی انگل گرنجر به بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در کشور فرانسه پرداخته‌اند. محققان با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت اندروز، دو شکست ساختاری جنگ جهانی اول و دوم را به مدل اضافه کردند و نتایج تخمین پس از ورود شکست‌های ساختاری نشان داد که اندازه دولت، رشد اقتصادی کشور فرانسه را به‌صورت غیرخطی تأثیر می‌گذارد و اندازه بهینه دولت در کشور فرانسه ۳۰ درصد است (فاچینی و ملکی، ۲۰۱۳: ۱۴-۱).

۳-۳- جمع‌بندی مطالعات انجام‌شده: رویکردهایی

جهت رفع کاستی‌های مطالعات داخلی

اکثر متغیرهای اقتصادی در طی زمان و با توجه به تحولات اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و غیره، دچار شکست ساختاری متعددی می‌شوند. عدم لحاظ چنین شکست‌هایی در داده‌ها، منجر به استنباط گمراه‌کننده از نتایج حاصل از آزمون‌های انباشتگی، هم‌انباشتگی و روابط بین متغیرها خواهد شد. در این تحقیق به‌منظور جلوگیری از این خطا، از آزمون لامزادین پاپل جهت بررسی ریشه واحد متغیرها با لحاظ شکست ساختاری و آزمون‌های هم‌انباشتگی گریگوری هانسن و سایکنن لوتکیپل جهت بررسی هم‌انباشتگی متغیرها تحت شرایط شکست

تولید، افزایش بیش از اندازه مطلوب داشته باشد. به‌طور خلاصه می‌توان عنوان کرد که بارو رشد اقتصادی را تابعی از فعالیت‌های دولت اعم از مخارج و مالیات محاسبه کرده است.

۳-۳- مروری بر مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات داخلی

حسینی و همکاران با استفاده از داده‌های سالیانه دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۷ و با به‌کارگیری سیستم معادلات هم‌زمان و مدل رشد بارو، به بررسی تأثیر اجزاء مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که اندازه دولت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما چنانچه مخارج دولت به مخارج جاری و عمرانی تقسیم شود، اندازه دولت از منظر مخارج جاری تأثیر منفی و اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد (حسینی و همکاران، ۱۳۸۷: ۶۳-۳۷).

سعدی و همکاران با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی و در چارچوب مدل رشد بارو به بررسی رابطه مخارج دولت و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که تأثیر متغیر نسبت مخارج سرمایه‌گذاری دولت به تولید ناخالص داخلی بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در مقادیر کوچک مثبت و در مقادیر بزرگ منفی است. همچنین سهم بهینه مخارج سرمایه‌گذاری دولت از تولید ناخالص ملی تقریباً برابر با ۹/۶ درصد برآورد شده است (سعدی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۷۳-۱۴۵).

پناهی و رفاعی با استفاده از داده‌های سالیانه ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۴ و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری و روش هم‌انباشتگی یوهانسون، به بررسی رابطه غیرخطی اندازه دولت و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، مثبت و غیرخطی (درجه دوم) بوده و دارای نقطه حداکثر است. آنها اندازه بهینه دولت در بلندمدت را ۲۱/۲۷ درصد و در کوتاه‌مدت ۱۶/۶۶ درصد برآورد کردند (پناهی و رفاعی، ۱۳۹۱: ۱۳۸-۱۲۳).

پیرایی و نوروزی با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۰ و با به‌کارگیری روش رگرسیون آستانه‌ای، به بررسی وجود یا عدم وجود منحنی آرمی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند، همچنین محققان در این مطالعه به این نتیجه

1. Mavrov (2007)

2. Facchini & Melki (2013)

$$\begin{aligned} \text{Growth} = & B_0 + B_1 G_C + B_2 G_C^2 + B_3(\text{oil}) \\ & + B_4(\text{capital}) + B_5(\text{INF}) \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (17)$$

$\text{Growth} = B_0 + B_1 G_K + B_2 G_K^2 + B_3(\text{oil}) + B_4(\text{capital}) + B_5(\text{INF}) + \varepsilon_t$
که در رابطه بالا G_C ، اندازه دولت از منظر مخارج جاری و G_K اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی دولت است. لازم به ذکر است که به منظور جلوگیری از ایجاد مشکل هم خطی در مدل از آوردن هر دوی مخارج مصرفی و عمرانی دولت در یک مدل خودداری کرده و مدل‌های تحقیق به شکل مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷ تصریح شدند.

۲-۴- داده‌های تحقیق

تمامی داده‌های این مطالعه از بانک مرکزی، بانک اطلاعات و سری‌های زمانی و نماگرهای اقتصادی گردآوری شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت سالانه و در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۴۶ می‌باشند. همچنین تمامی متغیرهای تحقیق به قیمت پایه سال ۱۳۷۶ می‌باشند.

۳-۴- روش انجام تحقیق

به منظور برآورد مدل‌های تحقیق، ابتدا مانایی متغیرهای مورد استفاده بررسی می‌شود. برای انجام این کار ابتدا با استفاده از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۲ و آزمون kpss^۳ و آزمون لامزداین پاپل (۱۹۹۷)، درجه جمعی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد (لازم به ذکر است که با استفاده از آزمون لامزداین پاپل نقاط شکست متغیرها نیز مشخص می‌شود).

۳-۱- مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها، پسران و همکاران (۲۰۰۱) پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند^۳، حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید^۴ و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و

ساختاری استفاده می‌شود و با لحاظ این شکست‌ها در یک مدل تجربی برای اقتصاد ایران، مدل رشد بارو (۱۹۹۰) مورد آزمون مجدد قرار می‌گیرد. بدین منظور از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی با لحاظ شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود تا نوع رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی هم در دوره کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مورد بررسی قرار گیرد تا بتوان اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی را مشخص کرد. همچنین به علت وجود شکست‌های ساختاری محتمل در اقتصاد ایران و با توجه به انتقاد لوکاس مبنی بر تغییر ضرایب متغیرها در طی زمان به علت شکست‌های ساختاری، در قسمت آخر مقاله به مطالعه نحوه رفتار پارامترها در طی زمان در مواجهه با شکست‌های ساختاری می‌پردازیم تا مشخص کنیم که اندازه دولت در اقتصاد ایران در طی زمان چه تأثیری بر رشد اقتصادی داشته است.

۴- معرفی مدل، داده‌ها و روش انجام تحقیق

۱-۴- معرفی مدل

جهت آزمون فرضیه غیرخطی رابطه بین رشد اقتصادی و اندازه دولت در چارچوب مدل بارو (۱۹۹۰) در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اندازه دولت و توان دوم این متغیر را (با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت) در قالب یک الگوی رشد تجربی همانند ویدر و گالاوی^۱ (۱۹۹۸) به صورت زیر تصریح می‌کنیم.

(۱۵)

$$\text{Growth} = B_0 + B_1 G + B_2 G^2 + B_3(\text{oil}) + B_4(\text{capital}) + B_5(\text{INF}) + \varepsilon_t$$

که در معادله بالا، Growth ، رشد اقتصادی داخلی سرانه؛ G ، اندازه دولت؛ G^2 ، توان دوم اندازه دولت؛ Capital ، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه؛ INF ، تورم؛ oil ، درآمد‌های نفتی سرانه است.

همچنین با تقسیم مخارج دولت به مخارج مصرفی و عمرانی، اندازه دولت نیز به اندازه دولت از منظر مخارج مصرفی و عمرانی تقسیم می‌شود، بنابراین معادله شماره ۱۵، را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم.

(۱۶)

2. Augmented Dickey Fuller

3. Unrestricted Intercept; No Trend

4. Unrestricted Intercept; Restricted Trend

1. Veder & Gallaway (1998)

نمی‌شود. در صورتی که مقدار محاسبه شده F بالاتر از کرانه بالا قرار گیرد فرضیه صفر رد می‌شود که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد. در صورتی که مقدار محاسبه شده F در بین دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه نمی‌باشد.

در گام بعدی، در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به منظور تعیین ضرایب بلندمدت متغیرها تخمین زده می‌شود. ARDL شرطی برای معادله (۱۵) به صورت زیر تصریح می‌شود.

(۲۱)

$$Growth_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^p \lambda_1 Growth_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_2 Capital_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_3 oil_{t-k} + \sum_{i=1}^p \lambda_4 INF_{t-k} + \sum_{i=1}^p \lambda_5 (G)_{t-k} + \sum_{i=1}^p \lambda_6 (G)_{t-k}^2 + u_t$$

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل، معادله (ECM) تخمین زده می‌شود. ضریب تعدیل^۲ تصحیح خطا در این معادله بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره می‌باشد. الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۲۲)

$$\Delta Growth_t = \delta_0 + \sum_{n=1}^p \delta_1 \Delta Growth_{t-n} + \sum_{n=1}^p \delta_2 \Delta Capital_{t-n} + \sum_{n=1}^p \delta_3 \Delta oil_{t-n} + \sum_{n=1}^p \delta_4 \Delta INF_{t-n} + \sum_{n=1}^p \delta_5 \Delta (G)_{t-n} + \sum_{n=1}^p \delta_6 \Delta (G)_{t-n}^2 + \phi_{ecm_t}$$

۴-۳-۲- رهیافت پارامتر متغیر در طی زمان

رهیافت فضا حالت یکی از نوین‌ترین روش‌ها در برآورد، مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای غیرقابل مشاهده است. یک مدل فضا حالت در ساده‌ترین شکل به صورت زیر تصریح می‌شود.

(۲۳)

$$Y_t = F_t \theta_t + \varepsilon_t$$

(۲۴)

$$\theta_t = \alpha + \theta_{t-1} + v_T$$

روند نامقید^۱ که بیشترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۱۲-۳۱۱) مورد استفاده قرار می‌گیرند. شکل جبری سناریوهای فوق برای معادله (۱۵) به صورت زیر می‌باشند:

حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

(۱۸)

$$\Delta Growth_t = \alpha_0 + \sum_{k=0}^n \phi_k Growth_{t-k} + \sum_{k=0}^n \theta_k Capital_{t-k} + \sum_{k=0}^n \delta_k oil_{t-k} + \sum_{k=0}^n \hat{\lambda}_k INF_{t-k} + \sum_{k=0}^n \partial_k (G)_{t-k} + \sum_{k=0}^n \partial_k (G)_{t-k}^2 + \pi_1 Growth_{t-1} + \pi_2 Capital_{t-1} + \pi_3 oil_{t-1} + \pi_4 INF_{t-1} + \pi_5 (G)_{t-k} + \pi_6 (G)_{t-k}^2 + S_i DU_i + u_t$$

حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود:

(۱۹)

$$\Delta Growth_t = \alpha_1 + \sum_{k=0}^n \varepsilon_k \Delta Growth_{t-k} + \sum_{k=0}^n \zeta_k \Delta Capital_{t-k} + \sum_{k=0}^n \zeta_k \Delta oil_{t-k} + \sum_{k=0}^n \eta_k \Delta INF_{t-k} + \sum_{k=0}^n \xi_k \Delta (G)_{t-k} + \sum_{k=0}^n \nu_k \Delta (G)_{t-k}^2 + \gamma_1 (Growth_{t-1} - \Omega_{Growth} \cdot t) + \gamma_2 (Capital_{t-1} - \Omega_{Capital} \cdot t) + \gamma_3 (oil_{t-1} - \Omega_{oil} \cdot t) + \gamma_3 (INF_{t-1} - \Omega_{INF} \cdot t) + \gamma_4 (G_{t-1} - \Omega_G \cdot t) + \gamma_5 (G_{t-1}^2 - \Omega_{G^2} \cdot t) + S_i DU_i + u_t$$

حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود:

(۲۰)

$$\Delta Growth_t = \alpha_1 + pt + \sum_{k=0}^n b_k \Delta Growth_{t-k} + \sum_{k=0}^n c_k \Delta Capital_{t-k} + \sum_{k=0}^n d_k \Delta Oil_{t-k} + \sum_{k=0}^n e_k \Delta INF_{t-k} + \sum_{k=0}^n f_k \Delta (G)_{t-k} + \sum_{k=0}^n g_k \Delta (G)_{t-k}^2 + \lambda_1 Growth_{t-1} + \lambda_2 Capital_{t-1} + \lambda_3 Oil_{t-1} + \lambda_4 INF_{t-1} + \lambda_5 (G)_{t-k} + \lambda_6 (G)_{t-k}^2 + S_i DU_i + u_t$$

$S_i DU_i$: نشان‌دهنده متغیرهای موهومی استفاده شده در مدل می‌باشد.

نتایج به دست آمده از این حالت‌ها مقادیری از F را به منظور بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ارائه می‌دهد که با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط نارایان (۲۰۰۵) مقایسه می‌شوند. در صورتی که مقدار محاسبه شده F پایین‌تر از مقدار کرانه پایین قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد

رابطه (۲۳) ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده را نشان می‌دهد. از سویی رابطه (۲۴) معرف معادله حالت است که از یک فرایند مارکوف مرتبه اول تبعیت می‌کند و نشان دهنده تغییرات متغیر وضعیت θ_t در طی زمان است (اخباری و محقق‌نیا، ۱۳۹۳: ۱۲۳-۱۲۲)

در روابط بالا Y_t ؛ متغیر وابسته، F_t ؛ برداری از متغیرهای توضیحی، θ_t ؛ برداری از متغیرهای غیرقابل مشاهده است.

اهمیت و کاربرد مدل‌های فضا حالت در اقتصاد از دو جنبه قابل بررسی است. **الف؛** نظریه‌های اقتصادی اغلب شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده نظیر (درآمد دائمی، انتظارات، تولید بالقوه، شوک‌های طرف عرضه و تقاضا و...) می‌باشد. مدل‌های فضا حالت قابلیت تخمین، مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای غیرقابل مشاهده اقتصادی را دارد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۲۲-۱۲۱). **ب؛** وضعیت اقتصاد کشورها دائماً در مواجهه با تغییر سلیقه‌ها و انتظارات مصرف‌کنندگان، تغییر سیاست‌های دولت، جنگ‌ها، شوک‌های قیمتی، شوک‌های تقاضا و عرضه و در یک جمع‌بندی کلی مواجه با انواع شکست‌های ساختاری است. چنین تغییراتی در اقتصاد منجر به این خواهد شد که رفتار متغیرهای اقتصادی در طی زمان تغییر کند. تغییر رفتار را با مدل‌های تغییر پارامتر مدل‌سازی می‌کنند و تخمین می‌زنند. (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱۱-۱۱۰).

با توجه به موضوع مورد بحث، صرفاً کاربرد دوم مدل‌های فضا حالت در این تحقیق مدنظر است.

در مدل‌های سری زمانی متعارف، فرض محدود کننده این است که ضرایب برآوردی ثابت هستند در این صورت ضرایب به دست آمده از تخمین مدل نشان‌دهنده متوسط اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته خواهد بود. اما انتقاد لوکاس مبنی بر احتمال تغییر پارامترهای مدل در طی زمان در اثر سیاست‌های اقتصادی این موضوع (فرض ثبات پارامترها در مدل‌های سری زمانی متعارف) را به چالش کشید. رهیافت پارامتر متغیر در طی زمان یکی از جدیدترین تکنیک‌ها و روش‌ها در ادبیات اقتصادسنجی است که قابلیت برآورد، پیش‌بینی و مدل‌سازی پارامترهای متغیر در طی زمان را دارد. این رهیافت ناپایداری ساختاری ضرایب مدل را بررسی کرده و در صورت وجود چنین ناپایداری، تغییر پارامترهای مدل در طی زمان را برآورد می‌کند. یک مدل پارامتر متغیر در طی زمان براساس معادلات فضا-حالت ۲۳ و ۲۴ در حالت اولیه و ساده به‌صورت زیر تصریح می‌شود (خضری و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۹۳) و کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۰۶-۱۰۵).

(۲۵)

$$Y_t = \beta_{1,t}X_{1,t} + \dots + \beta_{n,t}X_{n,t} + \varepsilon_t$$

(۲۶)

$$\beta_{1,t} = \alpha_1 + \beta_{1,t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

(۲۷)

$$\beta_{n,t} = \alpha_n + \beta_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t}$$

در حقیقت بردار β_t همان پارامترها و X_t ضرایب متغیرهای

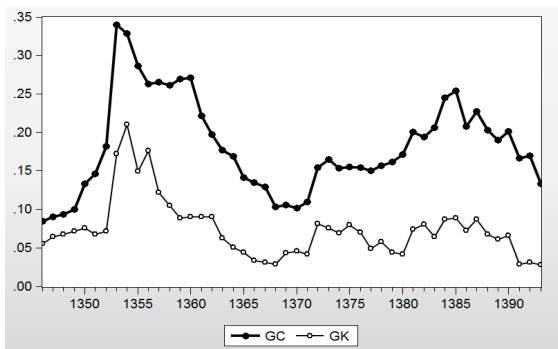
توضیحی هستند. قابل ذکر است که، در سیستم معادلات مدل‌های حالت فضا، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به‌وسیله روش حداکثر راست‌نمایی تخمین زده می‌شوند. فیلتر کالمن در سال ۱۹۶۰ اولین بار توسط کالمن وارد ادبیات مهندسی شد و سپس در اقتصاد نیز مورد استفاده قرار گرفت. فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی بهینه متغیرهای غیرقابل مشاهده است که بهترین پیش‌بینی با حداقل مربعات خطا را فراهم می‌کند (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۲۳).

۵- یافته‌ها

۵-۱- ویژگی داده‌ها: مانایی^۱ و شکست ساختاری

با توجه به جدول (۱)، طبق آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته تمامی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه، انباشته از درجه یک هستند. در حالی که طبق آزمون kpss متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی (Growth) درآمد‌های نفتی سرانه (Oil) و تورم (INF) انباشته از درجه یک هستند و متغیرهای اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی دولتی و توان دوم این متغیر (G_k)، اندازه دولت از منظر مخارج جاری و توان دوم این متغیر (G_c) و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه (Capital) انباشته از درجه صفر هستند. اما از آنجا که وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی ممکن است به دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در روند این متغیرها باشد (پرون، ۱۹۹۷: ۳۸۵-۳۵۵) به این منظور، آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری لامزداین و پاپل (۱۹۹۷) مورد استفاده قرار گرفته است که مطابق با نتایج جدول (۱)، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل، بعد از لحاظ دو شکست مانا شده‌اند.

با توجه به نمودار ۲، که مربوط به روند اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در اقتصاد ایران است، می‌توان مشاهده کرد که بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷، اندازه دولت به‌صورت فزاینده افزایش یافته است که بیشترین رشد اندازه دولت طی دوره مورد



نمودار ۲. اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی طی دوره

۱۳۹۲-۱۳۴۶

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی

۵-۲- هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق: آزمون کرانه‌ها و آزمون‌های گریگوری هانسن^۱، سایکنن لوتکیپل^۲ با لحاظ شکست ساختاری

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون کرانه‌ها در جدول شماره ۳، مقادیر F محاسبه شده در هر سه حالت سوم، چهارم و پنجم در هر دو مدل شماره ۱۶ و ۱۷، بزرگ‌تر از کرانه بحرانی بالا می‌باشد که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد^۳.

لازم به ذکر است که هر دو متغیر موهومی استفاده شده در مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷، متناسب با آزمون لامزداین پاپل، وارد مدل شدند. به عبارت دیگر $du72$ ، در راستای پوشش مشکلات ایجاد شده پس از برنامه تعدیل اقتصادی و عدم وجود برنامه توسعه کشور برای سال ۱۳۷۳ وارد مدل شد. در ۲۹ اسفند ۱۳۷۲ به دلیل بروز مشکلات ایجاد شده در کشور مانند تورم بالا (در اثر اجرای برنامه اول توسعه اقتصادی) که قابل‌پذیرش از طرف عامه مردم و اغلب کارشناسان اقتصادی نبود، برنامه بعدی با تأخیر دوساله تهیه و به اجرا گذاشته شد. با توجه به آزمون لامزداین پاپل در جدول ۲، اکثر متغیرهای تحقیق برای سال ۱۳۷۳ دارای شکست ساختاری هستند. همچنین متغیر موهومی سال ۱۳۵۲ نیز به علت وجود شکست ساختاری در مخارج دولت، درآمدهای نفتی، اندازه دولت، تورم،

بررسی مربوط به بازه ذکر شده می‌باشد. ملاحظه می‌شود که از یک طرف میزان مخارج دولت کاملاً وابسته به درآمدهای نفتی است و از سویی دیگر با نوسانات درآمدهای نفتی، نوسان می‌کند. دوره مذکور، دوره استثنایی در تاریخ اقتصادی کشور است، زیرا در عرض چند ماه درآمدهای دولت از صادرات نفت خام چهار برابر شد. در دوره مذکور به علت افزایش ناگهانی و زیاد درآمدهای نفتی، سهم دولت از تولید ناخالص داخلی به ۴۲ درصد رسید (لازم به ذکر است که مطابق با جدول شماره ۲، اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در اقتصاد ایران در سال ۱۳۵۳ و ۱۳۷۳ دارای شکست ساختاری هستند).

جدول ۱. آزمون‌های ریشه واحد

آزمون دیکی فولر تعمیم یافته	آزمون KPSS	آزمون لامزداین پاپل	متغیر
درجه انباشتگی	درجه انباشتگی	درجه انباشتگی	متغیر
$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$	<i>Growth</i>
$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$	<i>Capital</i>
$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$	<i>oil</i>
$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$	<i>INF</i>
$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$	G_c
$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$	G_c^2
$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$	G_k
$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$	G_k^2

مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

جدول ۲. نقاط شکست متغیرهای مورد تحقیق، مطابق با آزمون

لامزداین پاپل

متغیر	شکست دوم	شکست اول
<i>Growth</i>	۱۳۵۳	۱۳۶۱
<i>Capital</i>	۱۳۵۴	۱۳۷۳
<i>oil</i>	۱۳۵۳	۱۳۷۴
<i>INF</i>	۱۳۵۳	۱۳۷۴
G_c	۱۳۵۳	۱۳۷۳
G_c^2	۱۳۵۳	۱۳۷۳
G_k	۱۳۵۳	۱۳۷۳
G_k^2	۱۳۵۳	۱۳۷۳

مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

در نمودار (۲) خطوط پر رنگ، روند اندازه دولت از منظر مخارج جاری و خطوط کم رنگ، روند اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی را طی دوره بررسی نشان می‌دهد.

1. Gregory Hansen

2. Saikkonen & Lutkepohl

۳. قابل ذکر است که در حالت بدون در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری، رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق صرفاً در مدل عرض از مبدأ و بدون روند در سطح معناداری ده درصد وجود دارد.

نتایج حاصل از آزمون گریگوری هانسن برای مدل‌های یک و دو حاکی از آن است که در هر سه الگو پس از لحاظ شکست ساختاری همچنان رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق وجود دارد.

آزمون سایکنن لوتکیپل سه حالت را جهت بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق در نظر می‌گیرد، در حالت اول یک متغیر موهومی برای عرض از مبدأ با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری، در حالت دوم یک متغیر موهومی برای جمله روند خطی با لحاظ دو شکست ساختاری و در حالت سوم، یک متغیر دامی برای جمله روند خطی مستقل از روابط هم‌انباشتگی با لحاظ دو شکست ساختاری در نظر می‌گیرد.

جدول ۵. نتایج آزمون سایکنن لوتکیپل؛ مدل شماره ۱۶

مدل ۱۶	فرضیه صفر	آماره حداکثر راستنمایی	p-value
جمله ثابت	$r=0$	۱۰۸/۶۸	۰/۰۰۰
	$r=1$	۵۲/۷۹	۰/۱۷۸
جمله روند	$r=0$	۱۰۷/۱۹	۰/۰۰۱
	$r=1$	۵۶/۶۶	۰/۳۴۷
روند خطی مستقل	$r=0$	۱۰۶/۴۸	۰/۰۰۰
	$r=1$	۵۲/۵۱	۰/۰۹

مأخذ: نتایج تحقیق؛ خروجی نرم‌افزار j-multi

جدول ۶. نتایج آزمون سایکنن لوتکیپل؛ مدل شماره ۱۷

مدل ۱۷	فرضیه صفر	آماره حداکثر راستنمایی	p-value
جمله ثابت	$r=0$	۱۴۵/۸۲	۰/۰۰۰
	$r=1$	۵۷/۷۷	۰/۱۷۶
جمله روند	$r=0$	۱۳۱/۸۳	۰/۰۰۰
	$r=1$	۶۶/۴۵	۰/۱۴۶
روند خطی مستقل	$r=0$	۱۴۲/۶۲	۰/۰۰۰
	$r=1$	۵۶/۲۷	۰/۱۳۴

مأخذ: نتایج تحقیق؛ خروجی نرم‌افزار j-multi

نتایج حاصل از آزمون سایکنن لوتکیپل در جدول‌های شماره ۵ و ۶ برای مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷ نشان می‌دهد که پس از لحاظ شکست‌های ساختاری، فرضیه عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی ($r=0$) تحت سیستم معادلات در هر دو مدل برای هر سه حالت (جمله ثابت، جمله روند و روند مستقل غیرخطی) رد شده است و فرضیه وجود یک رابطه هم‌انباشتگی ($r=1$) در

تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ به مدل اضافه شد که در حقیقت علت اصلی چنین شکست ساختاری، به شوک نفتی سال ۱۳۵۲، برمی‌گردد که اثر این شوک تا سال ۱۳۵۷ ادامه داشت.

جدول ۳. نتایج آزمون کرانه‌ها

معادله	آماره F		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
$F_{\text{Growth}}(\text{capital, oil, INF, } G_c, G_c^2, d52, d73)$	۸/۱۲ ***	۷/۷۴ ***	۹/۱۱ ***
$F_{\text{Growth}}(\text{capital, oil, INF, } G_k, G_k^2, d52, d73)$	۸/۵۶ ***	۸/۱۱ ***	۸/۶۵ ***

***: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

d73: متغیر موهومی سال‌های ۱۳۷۳ و d52: متغیر موهومی شوک نفتی

مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

آزمون گریگوری هانسن در قالب یک تک معادله به بررسی رابطه هم‌انباشتگی متغیرها با وجود شکست ساختاری می‌پردازد اما آزمون سایکنن لوتکیپل قابلیت بررسی هم‌انباشتگی با لحاظ شکست‌های ساختاری در سیستم معادلات را دارد، به همین دلیل جهت اطمینان از رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها با وجود شکست‌های ساختاری در مدل، از آزمون‌های مذکور استفاده می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون گریگوری هانسن

مدل	الگو	آماره ADF*	سال شکست
مدل شماره ۱۶	C	۶/۱۸ ***	۱۳۵۳
	C/T	۶/۵۱ ***	۱۳۵۲
	C/S	۶/۸۸ **	۱۳۵۶
مدل شماره ۱۷	C	۵/۱۸ **	۱۳۵۴
	C/T	۵/۳۷ **	۱۳۵۴
	C/S	۵/۷۸ *	۱۳۷۲

***: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار RATS

آزمون گریگوری هانسن سه الگو جهت بررسی رابطه هم‌انباشتگی متغیرها با شکست ساختاری در نظر می‌گیرد. الگوی اول (C)، صرفاً تغییر در سطح را در نظر می‌گیرد، الگوی دوم (C/T) حالتی است که تغییر در سطح به همراه روند را در نظر می‌گیرد و الگوی سوم (C/S) به الگوی تغییر رژیم یا جهت ساختاری معروف است.

دارند، اما توان دوم متغیرهای مذکور تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند، بنابراین در اقتصاد ایران فعالیت زیاد بخش دولت، به دلیل اثرات منفی تأمین مالی این مخارج و قانون بازدهی نزولی، به علت افزایش زیاد نهاده مخارج دولت نسبت به سایر نهاده‌های تولیدی، منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین متغیر موهومی $d52$ ، یا متغیر موهومی افزایش هم‌زمان درآمدهای نفتی، مخارج و اندازه دولت و تورم، در دوره مورد بررسی، تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور در هر دو مدل دارد. از این منظر این متغیر موهومی نیز نتیجه بحث بالا را مبنی بر تأثیر منفی مخارج زیاد دولت بر رشد اقتصادی، دوباره تأیید می‌کند. با توجه به ضریب متغیر موهومی $d73$ ، تأثیر مثبت و معنی‌دار قطع برنامه تعدیل اقتصادی در سال ۱۳۷۳، قابل مشاهده است.

لازم به ذکر است که با مشتق‌گیری از مدل رشد نسبت به اندازه دولت می‌توان اندازه بهینه دولت را به دست آورد. بنابراین مطابق با نتایج تحقیق، اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری $۱۵/۲$ درصد و از منظر مخارج عمرانی $۸/۲$ درصد در بلندمدت است.

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا بر اساس معیار SBC برای هر دو مدل مورد تحقیق تخمین زده شده است، که نتایج آن در جدول (۸) گزارش شده است.

نتایج حاصل در جدول ۸ و ضرایب حاصل شده برای متغیرهای اندازه دولت و توان دوم اندازه دولت، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نیز همانند دوره بلندمدت در اقتصاد ایران اندازه دولت، چنانچه بیشتر از حد بهینه خود باشد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. اما یکی از نکات جالب توجه، تأثیر منفی و معنی‌دار اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی بر رشد پس از یک دوره تأخیر است. در حقیقت آثار واقعی مخارج دولت پس از یک دوره تأخیر (به علت آثار تورمی ایجاد شده) در اقتصاد ظاهر می‌شود و تأثیر منفی خود را در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی می‌گذارد. ضریب برآورد شده تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه مثبت و معنی‌دار است که مطابق انتظار است.

هر سه حالت برای هر دو مدل نیز قابل رد نمی‌باشد که با نتایج حاصل از آزمون گریگوری هانسن کاملاً هم‌خوانی دارد.

۵-۳- نتایج تخمین مدل شماره ۱۶ و ۱۷، نحوه ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی دولت

جدول ۷. ضرایب بلندمدت، متغیر وابسته Growth

	مدل شماره (۱۶)	مدل شماره (۱۷)
متغیر	ARDL(1,1,0,1,1,0)	ARDL(1,1,0,2,1,0)
Capital	۰/۴۷۰ ** (۲/۲۲)	۰/۶۵۲ *** (۳/۰۱)
oil	۰/۱۲۳ ** (۲/۰۳)	۰/۱۱۷ * (۱/۹۸)
INF	-۰/۲۱۸ *** (-۳/۰۰)	-۰/۲۰۶ *** (-۲/۹۶)
G_c	۰/۲۶۱ * (-۱/۸۸)	
G_c^2	-۰/۸۵۸ ** (-۲/۴۰)	
G_k		۰/۲۸۶ ** (-۲/۰۳)
G_k^2		-۱/۷۴۳ ** (-۲/۲۳)
d52	-۰/۰۱۲ ** (-۲/۱۰)	-۰/۰۱۸ *** (-۲/۵۳)
d73	۰/۰۳۶ *** (۲/۸۹)	۰/۰۳۳ ** (۲/۳۱)
c	۰/۲۰۳ ** (۲/۳۹)	۰/۳۵۶ *** (۲/۷۸)
t	۰/۲۳۰ *** (۳/۲۰)	۰/۲۶۹ *** (۲/۹۹)

***: **; *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، مقدار ضرایب بلندمدت بین متغیرها با استفاده از ARDL شرطی، برای مدل‌های شماره یک و دو، تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل فوق در جدول (۷) گزارش شده است. لازم به ذکر است که هر دو مدل با حداکثر دو وقفه بر اساس معیار SBC انتخاب شده‌اند.

طبق نتایج جدول ۷، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه و درآمدهای نفتی مطابق انتظار تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو مدل دارد. از طرفی تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی در بلندمدت در اقتصاد ایران دارد که نتیجه حاصل شده مطابق انتظار است. همچنین فرضیه بارو مبنی بر اینکه مخارج نسبی دولت تا حدی تأثیر مثبت و پس از حد آستانه تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، در اقتصاد ایران قابل رد نیست، زیرا خود متغیر اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی

بلندمدت خود می‌رسند.

جدول ۹. آزمون‌های تشخیصی

مدل شماره ۱۶	مدل شماره ۱۷	آزمون
آماره آزمون احتمال	آماره آزمون احتمال	همبستگی سریالی
۰/۴۸۰ ۲/۶۹	۰/۱۱۹ ۲/۰۳	ناهمسانی واریانس
۰/۳۹۶ ۲/۵۸	۰/۱۱۱ ۳/۰۹	نرمال بودن اجزا
۰/۱۱۷ ۱/۰۳	۰/۳۳۰ ۲/۰۸	

مأخذ: نتایج تحقیق

به‌منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی^۱، آزمون ناهمسانی واریانس^۲ و نرمال بودن اجزاء اخلال^۳ مورد بررسی قرار گرفتند. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول (۹) نشان می‌دهد در الگوهای برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد و اجزاء اخلال به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند (در سطح ۵ درصد).

۴-۵- نتایج آزمون علیت گرنجر

جدول شماره ۱۰، نتایج آزمون علیت گرنجر را براساس مدل VECM ارائه می‌نماید. مشاهده می‌شود که احتمال مربوط به آماره t جمله تصحیح خطا، در هر دو مدل مورد تحقیق، منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار است. بنابراین می‌توان در بلندمدت وجود رابطه علیت غیرمستقیم از مجموعه متغیرهای موجود در مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷، به رشد تولید ناخالص داخلی کشور را پذیرفت.

جدول ۱۰. آزمون علیت گرنجر

مدل	ecm(-1)_ t-stat
$F_{\text{Growth(capital, oil, INF, } G_c, G_c^2)}$	-۵/۷۸ *** (۰/۰۰۰)
$F_{\text{Growth(capital, oil, INF, } G_k, G_k^2)}$	-۳/۰۹ *** (۰/۰۰۰)

مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۵- رهیافت پارامتر متغیر در طی زمان

زمانی روش پارامتر زمان - متغیر الگوی مناسب جهت تخمین

1. Autocorrelation
2. Heteroskedasticity
3. Normality

جدول ۸. ضرایب کوتاه‌مدت، متغیر وابسته Growth

متغیر	مدل شماره (۱۶)	مدل شماره (۱۷)
ARDL(1,1,0,1,1,0)	ARDL(1,1,0,2,1,0)	
$\Delta \text{Growth}(-1)$	۰/۱۲۰ *** (۳/۹۶)	۰/۲۳۰ *** (۳/۱۱)
$\Delta \text{Capital}$	۰/۳۱۱ ** (۲/۳۰)	۰/۴۵۳ ** (۲/۰۹)
ΔOil	۰/۱۰۲ ** (۲/۴۲)	۰/۰۹۹ ** (۲/۱۳)
ΔINF	-۰/۱۱۰ * (۱/۹۸)	-۰/۱۵۶ * (۱/۸۱)
ΔG_c	۰/۱۶۸ * (-۱/۸۳)	
$\Delta G_c(-1)$	-۰/۲۳۹ *** (-۴/۱۹)	
ΔG_c^2	-۰/۶۶۶ ** (-۲/۸۲)	
ΔG_k		۰/۱۹۶ * (-۱/۸۹)
$\Delta G_k(-1)$		-۰/۲۱۳ *** (-۲/۸۹)
ΔG_k^2		-۱/۸۸ *** (-۳/۰۱)
$\Delta d52$	-۰/۰۱۱ ** (-۲/۶۱)	-۰/۰۱۳ ** (-۲/۵۸)
$\Delta d73$	۰/۰۲۰ * (۱/۹۶)	۰/۰۲۹ ** (۲/۰۹)
Δc	۰/۱۹۶ *** (۲/۸۸)	۰/۲۰۳ ** (۲/۰۹)
Δt	۰/۱۹۸ *** (۷/۰۹)	۰/۲۰۹ *** (۵/۶۹)
ecm(-1)	-۰/۴۶۸ *** (-۹/۰۳)	-۰/۵۱۸ *** (-۸/۹۴)

***: ***: *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

مشاهده می‌شود که نتایج حاصل شده در بلندمدت (تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی) برای دوره کوتاه‌مدت نیز تکرار شده است. همچنین، همسو با دوره بلندمدت در کوتاه‌مدت نیز متغیر موهومی افزایش درآمدهای نفتی، مخارج و اندازه دولت و تورم ($d52$)، تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. از طرف دیگر قطع برنامه تعدیل اقتصادی و عدم وجود برنامه توسعه کشور در سال ۱۳۷۳، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی داشته است و با توجه به ضریب تصحیح خطا ($ecm(-1)$)، که از لحاظ آماری منفی و معنی‌دار است، می‌توان سرعت نسبتاً بالایی رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت در هر دو مدل را مشاهده کرد. در مدل شماره ۱۶، هر سال (دوره) تقریباً ۴۶ درصد انحراف از تعادل بلندمدت رفع می‌شود و این رقم برای مدل شماره ۱۷، تقریباً برابر با ۵۱ درصد است. در صورت انحراف از تعادل بلندمدت تقریباً پس از گذشت دو سال، هر دو مدل به تعادل

همچنین در هر دو مدل معادله حالت از یک معادله گام تصادفی با رانش تبعیت می‌کند.

نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل‌های شماره ۲۸ و ۲۹ در جدول ۱۱ مطابق با انتظار است. به عبارت دیگر سرمایه، درآمدهای نفتی و مخارج دولت طی دوره مورد بررسی به‌طور متوسط تأثیر مثبت و معناداری بر رشد دارند و تورم نیز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی در تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی نسبت به مخارج جاری کارا تر است.

اما آنچه در مدل‌های پارامتر متغیر اهمیت دارد، روند پارامترها در طی زمان است که نمودارهای ۳ تا ۱۰ وضعیت تغییر پارامترهای مدل را بین سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۴۶ نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. نتایج الگوی پارامتر متغیر در طی زمان؛ متغیر وابسته

GROWTH

مدل شماره ۲۸		مدل شماره ۲۹	
B_{0t}	۰/۱۲۸ ***	γ_{0t}	۰/۱۱۰ ***
B_{1t}	۰/۳۴۴ ***	γ_{1t}	۰/۳۶۴ **
B_{2t}	۰/۰۵۲ *	γ_{2t}	۰/۰۳۵ **
B_{3t}	-۰/۱۳۵ **	γ_{3t}	-۰/۱۱۲ *
B_{4t}	۰/۰۳۷ ***	γ_{4t}	۰/۲۰۶ **

***: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

نمودارهای شماره ۳ و ۴ روند ضریب متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی را در طی زمان نشان می‌دهند. تأثیر متغیر مذکور در کل دوره مورد بررسی مثبت بوده است. بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ به علت شوک نفتی و افزایش تشکیل سرمایه، افزایش چشمگیری در ضریب متغیر مذکور در هر دو مدل مشاهده می‌شود. همچنین تأثیر انقلاب و جنگ بر کاهش تأثیرگذاری تشکیل سرمایه مشهود است. البته بعد از اتمام جنگ و شروع دهه هفتاد و شروع برنامه‌های سازندگی در اقتصاد ایران، ضریب این متغیر تا حدودی روند افزایشی به خود گرفته است. در مقابل، بین سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۴ روند کاهشی به خود گرفته که می‌تواند به علت اثرات حاصل از برنامه تعدیل اقتصادی در کشور باشد. به‌جز فاصله بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ که روندی کاهشی داشته، تأثیر این متغیر در طی دهه ۸۰ و ۹۰ شمسی نسبتاً صعودی و پایدار بوده است.

مدل است که شکست‌های ساختاری در مدل وجود داشته باشد و منجر به عدم ثبات پارامترها شود. نتایج آزمون‌های انباشتگی، هم‌انباشتگی و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در قسمت قبلی اهمیت لحاظ شکست‌های ساختاری در نتایج مدل را آشکار کرد. چنانچه ضرایب در طی زمان ثابت باشند، روش پارامتر متغیر در طی زمان نتایج مشابهی با نتایج حداقل مربعات معمولی ارائه خواهد داد (موریسن و پیک، ۱۹۷۷: ۷۷۴-۷۶۸). به همین دلیل جهت تشخیص اولیه از عدم ثبات پارامترها در طی زمان، مدل‌های مورد استفاده یک بار با روش پارامتر متغیر در طی زمان و بار دیگر با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد که نتایج هر دو تخمین تفاوت نسبتاً زیادی با هم داشت.

معادلات شماره ۱۶ و ۱۷، با در نظر گرفتن وجود عدم ثبات در پارامترهای تخمینی به‌صورت معادلات شماره ۲۸ و ۲۹ قابل تصریح هستند.

(۲۸)

$$Growth_t = B_{0t} + B_{1t}capital + B_{2t}(oil) + B_{3t}INF + B_{4t}Gc + \varepsilon_{1t}$$

$$B_{it} = B_{it-1} + v_{1t}$$

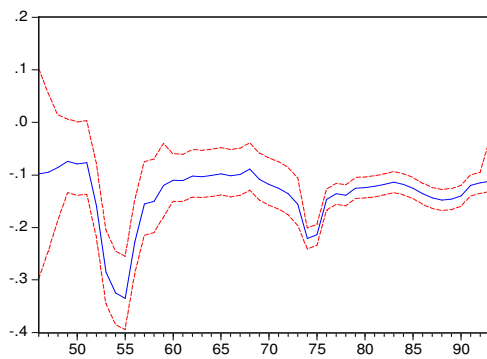
(۲۹)

$$Growth_t = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}capital + \gamma_{2t}oil + \gamma_{3t}INF + \gamma_{4t}Gk + \varepsilon_{2t}$$

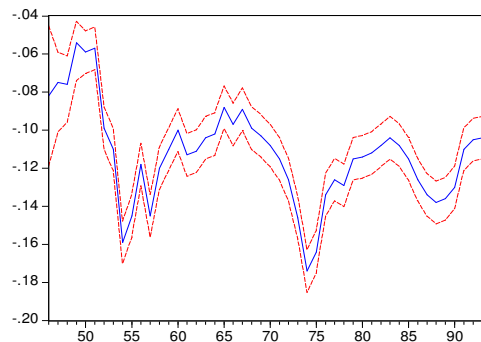
$$\gamma_{it} = \gamma_{it-1} + v_{1t}$$

این امکان وجود دارد که در یک معادله بعضی از پارامترها در طی زمان متغیر باشند، بعضی دیگر نه. از سویی دیگر معادله حالت، چهار حالت مختلف می‌تواند به خود بگیرد (گام تصادفی بدون رانش، گام تصادفی با رانش، خود توضیح مرتبه اول مانا بدون رانش و خود توضیح مرتبه اول مانا با رانش). از این رو جهت تشخیص نوع معادله حالت و اینکه کدامیک از پارامترها در طی زمان متغیر هستند، انواع مدل‌های شماره ۲۸ و ۲۹ در قالب الگوی پارامتر زمان-متغیر تخمین زده شد و سپس براساس مبنای تئوریک و اقتصادی و معیارهای خوبی برازش مدل بهینه و برتر انتخاب شد. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های مختلف نشان داد که در هر دو مدل براساس مبنای تئوریک و آزمون‌های خوبی برازش، چنانچه تمامی پارامترها در طی زمان متغیر در نظر گرفته شود، مدل بهتری ارائه می‌شود، بنابراین در هر دو مدل تمامی متغیرها در طی زمان ثابت نیستند و

واضح است که شوک نفتی سال ۱۳۵۲، باعث افزایش شدید درآمدهای نفتی شد که اثر مستقیم آن، افزایش رشد اقتصادی بوده است. وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی به علت شرایط خاص کشور و کاهش شدید صادرات نفتی ایران به علت مسائل سیاسی و جنگ، باعث کاهش ضریب این متغیر در آن دوران شده است. کمترین مقدار ضریب متغیر مذکور پس از انقلاب مربوط به سال ۱۳۶۴ می‌باشد که علت آن کاهش شدید قیمت نفت در جهان و تأمین هزینه‌های جنگ از طریق استقراض از بانک مرکزی و تورم حاصله است. البته پس از سال ۱۳۶۴ در هر دو مدل یک روند نسبتاً صعودی و پایداری در افزایش تأثیرگذاری مستقیم درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی مشاهده می‌شود.

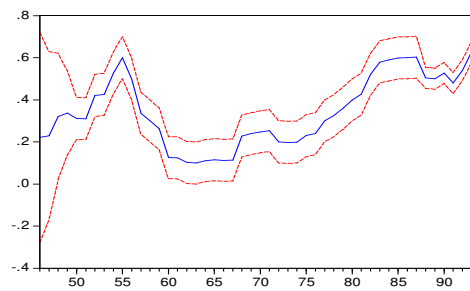


نمودار ۷. ضریب نرخ تورم مدل ۲۸
مأخذ: نتایج تحقیق

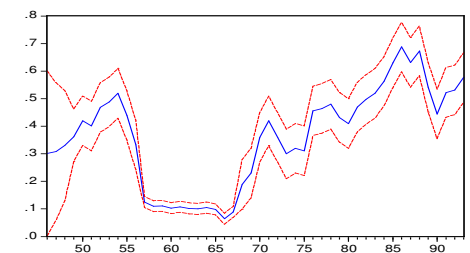


نمودار ۸. ضریب نرخ تورم مدل ۲۹
مأخذ: نتایج تحقیق

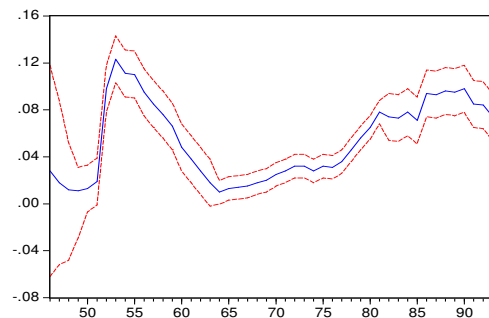
نمودارهای شماره ۷ و ۸، نشان می‌دهد که تورم در کل دوره مورد بررسی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی دارد. تأثیر شوک نفتی سال ۱۳۵۲ بر رشد اقتصادی از کانال تورم، مؤید این مطلب است که شدیدترین تأثیر منفی تورم مربوط به دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ است که درآمدهای عظیم نفتی وارد کشور شده



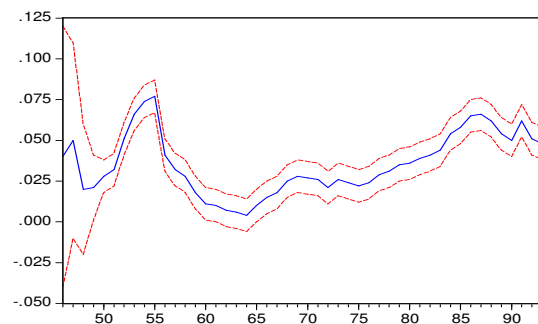
نمودار ۳. ضریب تشکیل سرمایه، مدل ۲۸
مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۴. ضریب تشکیل سرمایه، مدل ۲۹
مأخذ: نتایج تحقیق

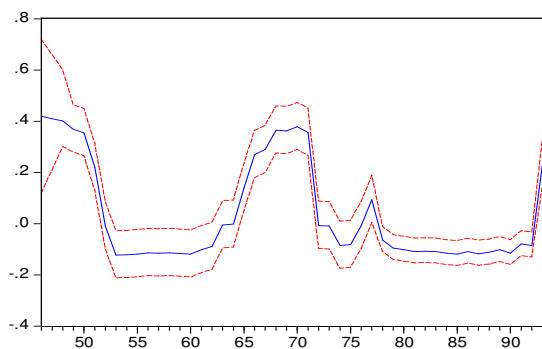


نمودار ۵. ضریب درآمدهای نفتی مدل ۲۸
مأخذ: نتایج تحقیق

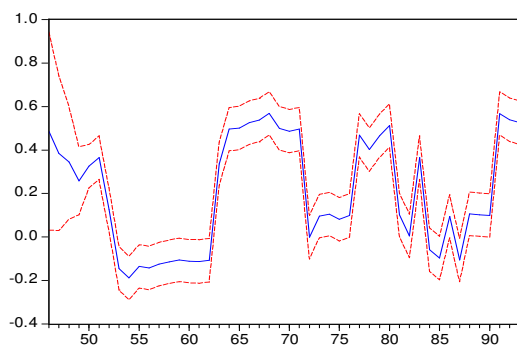


نمودار ۶. ضریب درآمدهای نفتی مدل ۲۹
مأخذ: نتایج تحقیق

نمودارهای شماره ۵ و ۶ روند تأثیرگذاری درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی را در طی دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد.



نمودار ۹. ضریب اندازه دولت از منظر مخارج جاری
مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۱۰. ضریب اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی
مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نمودار ۱۰، می‌توان اثرات مثبت و منفی اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی را طی دوره مورد بررسی مشاهده کرد. قابل ذکر است که در دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۶۲ که مربوط به دوره شوک نفتی سال ۱۳۵۲ و جنگ تحمیلی است، اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است این بدان علت است که در دوره شوک نفتی مذکور اندازه دولت به پشتوانه افزایش شدید درآمدهای نفتی از مقدار بهینه خود تجاوز کرده است. طی دوره جنگ نیز به علت شرایط خاص اجتماعی، سیاسی و اقتصادی کشور و کاهش مخارج عمرانی تأثیر منفی آن بر رشد اقتصادی نمایان شده است. همچنین در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۸۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۷ مخارج عمرانی از مقدار بهینه خود کمی بالاتر بوده و در نتیجه از طریق کانال تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی گذاشته است. در بقیه سال‌ها به جز سال‌های مذکور در بالا، اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است که نشان دهنده این موضوع است که مخارج عمرانی در اقتصاد ایران در بیشتر سال‌ها کمتر از حد آستانه خود بوده است.

است و ماحصل تزریق این درآمد ارزی به اقتصاد کشور ایجاد تورم و تشدید اثر منفی تورم بر رشد اقتصادی می‌باشد. قابل ذکر است که طی دوره جنگ از فشار تورم تا حد زیادی کاسته شده است اما پس از اتمام جنگ و شروع دوره سازندگی و برنامه‌های تعدیل اقتصادی، تورم اثر منفی خود را بر اقتصاد نمایان کرده است به نحوی که در دوره ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵ بزرگ‌ترین اثر منفی تورم بر رشد نمایان شده است.

البته پس از سال ۱۳۷۴ تا حدودی از اثر منفی تورم بر رشد کاسته شده است، اما از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ دوباره به علت تحریم‌های اقتصادی و سیاست‌های مربوط به اجرای هدفمندی یارانه‌ها، شدت تأثیرگذاری منفی تورم بر رشد اقتصادی افزایش یافته است. اما پس از سال ۱۳۹۰ به بعد به صورت ملایم از شدت تأثیرگذاری منفی تورم بر رشد کاسته شده است.

با توجه به نمودار ۹، نحوه تأثیرگذاری اندازه دولت از منظر مخارج جاری طی دوره مورد بررسی در اقتصاد ایران قابل درک است. در سال‌هایی که اندازه دولت بیشتر از اندازه بهینه بوده است، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی گذاشته است، اما زمانی که اندازه دولت کمتر از اندازه بهینه بوده است تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی بر جای گذاشته است. واضح است که با افزایش شدید درآمدهای نفتی در پی شوک نفتی سال ۱۳۵۲، اندازه دولت نیز شدیداً افزایش یافته و منجر به تأثیر منفی فعالیت‌های دولت بر رشد شده است. طی دوره جنگ تحمیلی به علت کاهش درآمدهای نفتی (به علت تحریم نفت ایران و کاهش قیمت نفت و شرایط سیاسی و جنگ) و هزینه‌های بالای جنگ و مسائل امنیتی و رفاهی کشور، اندازه دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی گذاشته است. اما با نزدیک شدن به اواخر جنگ تحمیلی از اثرات منفی اندازه دولت کاسته شده و پس از سال ۱۳۶۵ تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی گذاشته است، اما پس از شروع دوره سازندگی و برنامه‌های تعدیل اقتصادی، اندازه دولت از منظر مخارج جاری تأثیر منفی خود را بر رشد اقتصادی نمایان ساخته است. این روند کاهشی تا سال ۱۳۷۴ ادامه داشته و در فاصله سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۸ یک روند صعودی پیدا کرده و پس از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۲ اندازه دولت از منظر مخارج جاری از مقدار بهینه خود به مقدار کمی بالاتر بوده و تأثیر منفی جزئی بر رشد اقتصادی گذاشته است. البته سال ۱۳۹۳ اندازه دولت از منظر مخارج جاری از مقدار آستانه خود کمتر شده و تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی گذاشته است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در راستای بررسی رابطه اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی و جاری با رشد تولید ناخالص داخلی در ایران با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و رهیافت پارامتر زمان-متغیر، به بررسی تجربی روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۴۶ پرداخته شده است. نتایج به دست آمده گویای این است که؛ اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در بلندمدت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد که از لحاظ آماری نیز مقدار این ضریب معنی‌دار است. اما چنانچه میزان فعالیت دولت از حد بهینه خود تجاوز کند و عرصه فعالیت بر بخش خصوصی تنگ شود، به علت قانون بازدهی نزولی افزایش زیاد نهاده مخارج دولت نسبت به سایر نهاده‌های تولیدی و اثرات منفی حاصل از نحوه تأمین مالی این مخارج، فعالیت دولت در صحنه اقتصادی نه تنها سودمند نیست بلکه تأثیرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. همانند دوره بلندمدت، در کوتاه‌مدت نیز چنانچه فعالیت دولت بیش از حد بهینه خود باشد، می‌تواند تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد. نتایج مدل کوتاه‌مدت نشان داد که اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی پس از یک دوره تأخیر، تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد. تحقیقات دیگر مانند پناهی و رفاعی (۱۳۹۱)، با به‌کارگیری روش هم‌انباشستگی یوهانسون و پیرایی و نوروزی (۱۳۹۱) نیز با استفاده از رگرسیون آستانه‌ای نتایجی شبیه نتایج این مقاله اما با روشی متفاوت به دست آورده‌اند. محققان ذکر شده، اثر افزایش اندازه دولت تا حد آستانه بر رشد اقتصادی را مثبت ارزیابی کردند اما پس از

گذشت مقدار حد آستانه، تأثیر منفی افزایش اندازه دولت بر رشد را نتیجه گرفتند که با نتایج این مقاله همخوان است. نکته‌ای که در این تحقیق ما به تحقیقات قبلی اضافه کرده‌ایم افزودن دوره کوتاه‌مدت و تفکیک آن از بلندمدت و مقایسه هر دو دوره همزمان و در ضمن اعمال شکست‌های ساختاری و به‌کارگیری و افزودن مدل پارامتر متغیر به تحقیقات قبلی است. در یک جمع‌بندی کلی می‌توان به این نتیجه رسید که علاوه بر قانون بازدهی نزولی افزایش نهاده مخارج دولت نسبت به سایر نهاده‌های تولیدی، که زمینه را جهت تأثیر منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی فراهم کرده، نحوه تخصیص درآمدهای نفتی نیز یکی از عواملی است که زمینه را جهت تأثیر منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی فراهم می‌کند. افزایش مخارج و هدایت آن به سمت منافع گروه‌های غیرمولد در اقتصاد، منافع طبقات مولد اقتصاد را نادیده گرفته و سیستم پاداش، تنبیه و یادگیری را دچار اختلال کرده و در این شرایط به‌جای کارهای نوآورانه و سرمایه‌گذاری‌های مولد، سرمایه‌گذاری‌ها و یادگیری‌ها بیشتر به سمت دستیابی به رانت‌ها معطوف می‌شود که اثر مخرب بر رشد اقتصادی دارد. نتایج حاصل از افزودن متغیر موهومی افزایش اندازه دولت، تورم و درآمدهای نفتی (با استفاده از آزمون لامزداین پاپل به مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی)، بیانگر ظهور اثر زیانبار فعالیت بیش از حد دولت بر رشد اقتصادی می‌باشد که از کانال‌های متعددی به کارکرد طبیعی سیستم اقتصادی کشور آسیب رسانده و اثر منفی خود را بر رشد اقتصادی کشور بر جای گذاشته است.

منابع

- اخباری، محمد و زیدی‌زاده، سمیرا (۱۳۹۰). "برآورد اندازه بهینه دولت در اقتصاد ایران با استفاده از تخمین منحنی آرمی". *فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۹، شماره ۶۰، ۸۱-۱۲.
- اخباری، محمد و محقق‌نیا، محمدجواد (۱۳۹۳). "برآورد نرخ بیکاری همراه با نرخ تورم غیر شتابان در اقتصاد ایران و کاربرد آن در سیاست‌گذاری تورم". *اقتصاد مقداری*، شماره ۴، ۱۳۴-۱۱۳.
- اسلاملوپیان، کریم و حیدری، مرتضی (۱۳۸۲). "انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۲، ۴۶-۱.
- آقازاده بکتاش، فرانک و دیزجی، منیره (۱۳۹۶). "تأثیر کارایی هزینه و اندازه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۴۲-۱۲۵.
- پناهی، حسین و رفاعی، رامیار (۱۳۹۱). "تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر مدل آرمی". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۶، شماره ۲، ۱۳۸-۱۲۳.
- پیرائی، خسرو و نوروزی، هایده (۱۳۹۱). "آزمون رابطه به شکل منحنی آرمی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران:

- روش رگرسیون آستانه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۲، ۲۲-۱.
- حسینی، سید مهدی؛ عبدی، علیرضا؛ غیبی، علیرضا و فدایی، ایمان (۱۳۸۷). "ترکیب اجزای مخارج دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی با تأکید بر امور و فصول بودجه عمومی دولت". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۴۷، ۶۳-۳۷.
- خداویسی، حسن و عزتی شورگلی، احمد (۱۳۹۲). "نگاهی دوباره به نقش دولت در اقتصاد ایران: کاربردی از رهیافت آزمون کرانه‌ها". *اقتصاد مقداری*، دوره ۱۰، شماره ۴، ۵۳-۲۵.
- خضری، محسن؛ سبحانی، بهرام؛ یآوری، کاظم و حیدری، حسن (۱۳۹۴). "اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران: مدل TVP-FAVAR". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۵، شماره ۵۷، ۲۲۸-۱۹۳.
- سعدی، محمدرضا؛ عربانی، بهاره؛ موسوی، میرحسین و نعمت‌پور، معصومه (۱۳۸۹). "تحلیل ارتباط مخارج دولت و رشد اقتصادی در چارچوب مدل رشد بارو". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳، ۱۷۳-۱۴۵.
- سلمانی، بهزاد؛ بهبودی، داود؛ اصغری، حسین و ممی‌پور، سیاب (۱۳۹۱). "اثر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران با تأکید بر حساب ذخیره ارزی". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲، ۱۲۸-۱۰۳.
- صادقی، سید کمال (۱۳۹۳). "بررسی رابطه بلندمدت بین مخارج آموزشی، بهداشتی، امنیت و رفاه اجتماعی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی رهیافت حداقل مربعات پویا". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۲۱، شماره ۸۰، ۱۳۶-۱۱۳.
- کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد و فشاری، مجید (۱۳۹۱). "تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، شماره ۲، ۱۱۴-۸۵.
- محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داود؛ فشاری، مجید و ممی‌پور، سیاب (۱۳۸۹). "تخمین تابع تقاضای خارجی گردشگری ایران رهیافت (TVP)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱، ۱۳۲-۱۰۷.
- محمدزاده، یوسف؛ حکمتی فرید، صمد و شریفی، المیرا (۱۳۹۶). "تأثیر اندازه دولت بر حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی در کشورهای منتخب". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۱۲-۹۷.
- محمدی، تیمور و سلمانی، محمدرضا (۱۳۸۳). "آزمون الگوی رشد درون‌زا برای اقتصاد ایران بر اساس رهیافت VAR". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۵، ۱۹۸-۱۶۹.
- Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *The Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125.
- Facchini, F. & Melki, M. (2013). "Efficient Government Size: France in the 20th Century". *European Journal of Political Economy*, 31, 1-14.
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996). "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Lumsdaine, R. L. & Papell, D. H. (1997). "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis". *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Mavrov, H. (2007). "The Size of Government Expenditure and the Rate of Economic Growth in Bulgaria". *Economic Alternatives*, 1, 52-63.
- Morrison, G. W. & Pike, D. H. (1977). "Kalman Filtering Applied to Statistical Forecasting". *Management Science*, 23(7), 768-774.
- Narayan, P. K. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests". *Applied Economics*, 37, 1979-1990.
- Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables". *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to

- the Analysis of Level Relationships”. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Saikkonen, P. & Lütkepohl, H. (2000). “Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Structural Shifts”. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(4), 451-464.
- Vedder, R. K. & Gallaway, L. E. (1998). “Government Size and Economic Growth”. *Paper Prepared for the Joint Economic Committee of the US Congress*.