

پویایی درآمد سرانه در اقتصاد ایران^۱

امید رنجبر^۲

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۹/۲۶

تاریخ تأیید: ۹۱/۰۲/۱۴

کارشناس مطالعات اقتصادی وزارت صنعت، معدن و تجارت

زهرا (میلا) علمی^۳

دانشیار دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران

چکیده

در این تحقیق پویایی درآمد سرانه ایران با استفاده از داده‌های GDP سرانه واقعی - داده‌های تاریخی مدیسون (۲۰۱۰) - و آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران (۲۰۰۵) طی دوره ۱۳۲۹-۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان می‌دهند، اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۳۴ تا اواسط دهه ۱۳۵۰ دوران طلایی را تجربه نمود و اگر این روند ادامه می‌یافت اکنون می‌توانست در باشگاه کشورهای با درآمد سرانه بالا قرار گیرد اما به خاطر سیاست‌های اقتصادی اجرا شده بعد از شوک نفتی اول، تحولات سیاسی - اجتماعی دهه ۱۳۵۰، جنگ تحمیلی هشت ساله عراق علیه ایران و تحریم‌های اقتصادی، سطح درآمد سرانه ایران آن چنان کاهش یافت که با فرض تداوم رشد اقتصادی دهه ۱۳۸۰ (یعنی متوسط رشد سالیانه ۴ درصد)، درآمد سرانه حدوداً نوزده سال با سطح پیش‌بینی شده بر اساس دوران طلایی^۴ فاصله دارد.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی ایران، آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران (۲۰۰۵)، شکست ساختاری، پیش‌بینی

طبقه‌بندی موضوعی: C22, O53, O47

مقدمه

یکی از مباحث در تئوری‌های رشد اقتصادی مسیر رشد متوازن^۵ می‌باشد که هر مدل رشد اقتصادی بر اساس پیش‌فرض‌های خود در مورد پویایی آن پیش‌بینی‌هایی انجام می‌دهد. مسیر رشد متوازن به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن تمامی متغیرهای کلان اقتصادی با نرخ یکسانی رشد می‌کنند. تفاوت اساسی بین مدل‌های رشد اقتصادی، در شکل پویایی این مسیر می‌باشد. مدل رشد نئوکلاسیک سولو^۶ (۱۹۵۶) - سوان^۷ (۱۹۵۶) پیش‌بینی می‌کند که وضعیت رشد در مسیر رشد متوازن تنها تحت تأثیر شوک‌های تکنولوژیکی تغییر می‌کند و سایر شوک‌ها تأثیر موقتی بر رشد

۱. نویسندگان مقاله نهایت تشکر و قدردانی خود را آقای پروفسور پرون و آقای پروفسور کرین سیلوستره بابت ارائه برنامه‌های شکست ساختاری اعلام می‌دارند. این برنامه‌ها از سایت آقای پرون و مکاتبه ایمیلی با آقای کرین سیلوستره قابل دریافت می‌باشند.

2. Email: o_rangbar@yahoo.com

«نویسنده مسئول»

3. Email: z.elmi@umz.ac.ir

۴. در این مقاله، اواسط دهه ۱۳۳۰ تا اواسط دهه ۱۳۵۰ را دوران طلایی نامیدیم.

5. Balanced growth path

6. Solow

7. Swan

رشد اقتصادی در این مسیر دارند. در مقابل در مدل‌های رشد درونزا علاوه بر شوک‌های تکنولوژیکی، سیاست‌های اقتصادی نیز بر این مسیر تأثیرگذار هستند. مثلاً در مدل‌های رشد اقتصادی رومر^۱ (۱۹۸۶)، لوکاس^۲ (۱۹۸۸) و ربلو^۳ (۱۹۹۱) سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی می‌تواند موتور رشد اقتصادی باشند و یا در مدل‌های رشد اقتصادی رومر (۱۹۹۰)، گراسمن و هلپمن^۴ (۱۹۹۱) و آقیون و هویت^۵ (۱۹۹۲) رشد اقتصادی تابعی فزاینده از تلاش‌های اقتصادی است (Papell and Prodan, 2009: 1).

بر اساس تناقضات نظری همواره این سؤالات در ادبیات رشد اقتصادی وجود دارد که آیا نرخ رشد بلندمدت در آمد سرانه ثابت می‌باشد؟ آیا نرخ رشد بلندمدت به صورت موقتی تغییر یافته است؟ یا اینکه آیا نرخ رشد بلندمدت به صورت دائمی تغییر یافته است؟ سؤالات فوق بر اساس دلالت‌های مدل‌های مختلف رشد اقتصادی مطرح می‌شود. در مطالعات تجربی رشد اقتصادی، برای پاسخگویی به سؤالات فوق از آزمون‌های ریشه واحد با شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود. از این رو می‌توان گفت که پاسخ‌های ارائه شده به این سؤالات تحت تأثیر پیشرفت‌های اقتصادسنجی آزمون‌های ریشه واحد قرار دارند. آزمون‌های ریشه واحد مرسوم مانند آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته^۶ که شکست‌های ساختاری را لحاظ نمی‌کنند، برای پاسخگویی به سؤالات فوق مناسب نمی‌باشند. چون نمی‌توانند تغییر در نرخ‌های رشد را ممکن سازند. از این رو در پاسخگویی به سؤالات فوق باید از آزمون‌های ریشه واحد با شکست ساختاری استفاده نمود.

بررسی مطالعات تجربی قبلی نشان می‌دهد که در اغلب آن‌ها از آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی فولر که شکست ساختاری را لحاظ می‌کنند، استفاده شده است. در این تحقیق، از آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره^۷ و همکاران (۲۰۰۵) که از خانواده آزمون ریشه واحد نوع کیاتوسکی - فیلیپس - اشمیت - شین^۸ (KPSS) می‌باشد استفاده می‌شود. این آزمون دارای ویژگی‌هایی می‌باشد که آن را از سایر آزمون‌های ریشه واحد و پایایی تک متغیره مجزا می‌سازد. در این آزمون، فرضیه صفر، پایایی سری‌های زمانی است. از این رو برخلاف آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی فولر که ناپایایی سری‌های زمانی را آزمون می‌کنند، آزمون کرین - ای - سیلوستره و همکاران مستقیماً فرضیه پایایی را آزمون می‌کنند. مشکل آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی فولر با

-
1. Romer
 2. Lucas
 3. Rebelo
 4. Grossman and Helpman
 5. Aghion and Howitt
 6. Augmented Dickey-Fuller
 7. Carrion -i- Silvestre
 8. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

شکست ساختاری، آن است که رد فرضیه صفر در این دسته از آزمون‌ها به معنی عدم رد فرضیه مقابل یا پایایی با شکست ساختاری تلقی می‌شود اما ممکن است وقتی فرضیه صفر یا ناپایایی رد می‌شود، فرضیه ناپایایی با شکست ساختاری رد نشود. بنابراین، آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی فولر با شکست ساختاری به سمت رد بیش از حد فرضیه ناپایایی تورش دارند. برتری دیگر آزمون کرین - ای - سیلوستره و همکاران آن است که توان آزمون‌های ریشه واحد نوع KPSS در مواقعی که دوره زمانی سری‌های زمانی کوتاه می‌باشد، بزرگ‌تر از آزمون‌های نوع دیکی - فولر است. دیگر مزیت مهم آزمون کرین - ای - سیلوستره و همکاران که آن را برای پاسخگویی به سؤالات این مقاله مناسب‌تر می‌سازد آن است که در این آزمون با استفاده از رویکرد بای و پرون^۱ (۲۰۰۳)، شکست‌های ساختاری را در یک معادله رگرسیونی که لگاریتم GDP سرانه را تابعی از یک عرض از مبدأ و روند خطی می‌سازد، شناسایی می‌کند. علاوه بر مزیت‌های فوق آزمون کرین - ای - سیلوستره و همکاران قادر به شناسایی شکست‌های ساختاری متعدد می‌باشد. به عبارت دیگر تعداد شکست ساختاری در این آزمون تحمیل نمی‌شود بلکه تعداد نقاط شکست ساختاری هر سری زمانی بین صفر تا یک مقدار ماکزیمم تعیین می‌شود.

همان‌طور که می‌دانیم، طی دوره مورد بررسی در این مقاله اقتصاد ایران شوک‌های بزرگی مانند تکان‌های نفتی سال‌های ۱۳۵۲، ۱۳۵۷، ۱۳۶۵ و ۱۳۸۰، وقوع انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی هشت ساله، سیاست‌های تعدیل اقتصادی، تک‌نرخ شدن ارز و تحریم‌های اقتصادی را تجربه نموده است. بنابراین احتمال می‌رود، مسیر رشد متوازن درآمد سرانه ایران تغییرات ساختاری را تجربه کرده باشد. از این رو، این مقاله قصد دارد تا با استفاده از آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران (۲۰۰۵)، پویایی درآمد سرانه اقتصاد ایران را بررسی نماید تا با کمک نتایج حاصل به سؤالات طرح شده در این زمینه پاسخ دهد.

سایر بخش‌های این مقاله به صورت زیر تنظیم شده‌اند. در بخش دوم مروری بر مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده ارائه می‌شود. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق تشریح می‌شود. یافته‌های تجربی در بخش چهارم و نتیجه‌گیری در بخش آخر ارائه می‌شوند.

۱- مبانی نظری و شواهد تجربی

۱-۱- مبانی نظری

در این مقاله پویایی درآمد سرانه در قالب پویایی مسیر رشد متوازن بررسی می‌شود. برای درک بیشتر، از مدل رشد نفوکلاسیک سولو (۱۹۵۶) استفاده می‌نماییم. تابع تولید

فیزیکی، نیروی کار و تکنولوژی می‌باشند، را در نظر بگیرید. شکل سرانه مؤثر این تابع تولید را می‌توان به صورت $y = k^a$ نوشت که در آن y تولید سرانه هر واحد نیروی کار مؤثر k ، $y = \frac{Y}{AL}$ سرمایه سرانه هر واحد نیروی کار مؤثر $k = \frac{K}{AL}$ ، A بیان‌کننده سطح تکنولوژی و L ذخیره نیروی کار می‌باشد. a کشش تولیدی سرمایه بوده و بین صفر و یک می‌باشد. تغییر در موجودی سرمایه سرانه هر واحد نیروی کار مؤثر در طول زمان از طریق رابطه زیر که معادله اساسی مدل سولو - سوان نامیده می‌شود، به دست می‌آید: $\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + g + \delta)$ که در آن \dot{k} تغییرات سرمایه سرانه مؤثر در طول زمان، $f(k)$ تابع تولید و s نرخ پس‌انداز و $(n + g + \delta)$ نرخ استهلاک سرمایه سرانه مؤثر است. در این صورت اگر $s=0$ باشد، k در طول زمان کاهش می‌یابد که بخشی از کاهش یاد شده به استهلاک سرمایه با نرخ δ و بخشی نیز از رشد نیروی کار با نرخ n ناشی می‌شود. در مدل رشد سولو - سوان یک حالت پایا^۲ یا یکنواخت تعریف می‌شود که در آن کمیت‌های سرانه بدون رشد و کمیت‌های سطح با نرخ‌های ثابتی رشد می‌نمایند. در این مدل استدلال می‌شود که در بلندمدت متغیرهای اقتصادی (مانند سرمایه سرانه، درآمد سرانه) کشورها و مناطقی که از ترجیحات^۳، تکنولوژی تولید و سیستم‌های حقوقی و نهادی یکسانی برخوردار هستند، به سمت سطح یکنواخت مشترکی همگرا می‌شوند. از این رو این مدل پیش‌بینی می‌کند که با مرور زمان اختلاف درآمد سرانه بین کشورهای مختلف حذف می‌شود. یعنی، بازدهی نهایی سرمایه در کشورهای غنی کمتر از کشورهای فقیر می‌باشد. این امر سبب می‌شود تا سرمایه از کشورهای غنی به سمت کشورهای فقیر حرکت کرده و در نتیجه انباشت سرمایه در کشورهای فقیر بالا رفته و بنابراین یک همگرایی در سرمایه سرانه ایجاد شود. همچنین، همگرایی در سرمایه سرانه منجر به همگرایی درآمد سرانه بین کشورها به سمت مسیر رشد متوازن خواهد شد. بر این اساس ارزش k در سطح یکنواخت (k^*) برابر خواهد بود با: $k^* = \left[\frac{s}{n + g + \delta} \right]^{\frac{1}{1-a}}$ ؛ با تبدیل تابع تولید سرانه مؤثر به صورت $\frac{Y(t)}{L(t)} = A(t)[k(t)]^a$ و k^* در این تابع و گرفتن لگاریتم از دو طرف آن خواهیم داشت:

۱. پویایی عوامل تولید نیروی کار و تکنولوژی به ترتیب به صورت ذیل می‌باشد:

$$L(t) = L(0) \cdot e^{nt}$$

$$A(t) = A(0) \cdot e^{gt}$$

در روابط بالا نیروی کار و تکنولوژی به صورت برونزا به ترتیب در نرخ‌های n و g رشد می‌کنند. $L(0)$ و $A(0)$ به ترتیب حجم نیروی کار و سطح تکنولوژی در ابتدای دوره می‌باشند.

2. Steady State

3. Preferences

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right)^* = \ln[A(0)] + gt - \frac{\alpha}{\alpha - 1}[\ln(n + g + \delta) - \ln s] \quad (۱)$$

در معادله (۱) به ترتیب T ، σ و s روند زمانی، نرخ استهلاک، سرمایه فیزیکی و نرخ پس انداز می‌باشند. این معادله در ادبیات اقتصادی به معادله سطح معروف است (رنجبر و علمی، ۱۳۸۷: ۵۳). بر اساس این معادله، نرخ رشد درآمد سرانه در مسیر رشد متوازن برابر نرخ رشد تکنولوژی یا پسماند سولو - g می‌باشد و هر شوک دیگر ناشی از تغییر پارامترها اثر رشدی در کوتاه‌مدت و اثر سطح در بلندمدت دارد. همچنین با توجه به مقادیر n ، σ ، s و T کشورهای مختلف می‌توانند، مسیر رشد متوازن مشترک و یا متفاوت داشته باشند.

به طور کلی نظریه‌های رشد اقتصادی، سه منبع ایجادکننده تفاوت در درآمد سرانه کشورهای را شناسایی نموده‌اند. این عوامل عبارتند از:

الف - تفاوت در انباشت سرمایه فیزیکی؛

ب - تفاوت در قدرت بهره‌برداری از تکنولوژی‌های موجود؛

ج - تفاوت در انباشت سرمایه انسانی.

مدل‌های رشد سولو و سوان (۱۹۵۶) از اولین مدل‌هایی هستند که تفاوت در انباشت سرمایه فیزیکی سرانه را دلیلی بر تفاوت در درآمد سرانه می‌دانند. بر اساس مدل‌های مذکور، پس‌انداز عامل اصلی انباشت سرمایه فیزیکی است. اما، افزایش نرخ پس‌انداز فقط سطح درآمد سرانه را در مسیر رشد متوازن افزایش می‌دهد، در حالی که نرخ رشد بلندمدت آن را نمی‌تواند تغییر دهد^۱. همچنین، مدت زمانی که لازم است تا افزایش نرخ پس‌انداز، سطح درآمد سرانه را در مسیر رشد متوازن افزایش دهد، بسیار طولانی می‌باشد.

یکی از نقض‌های مدل رشد سولو - سوان این است که نرخ پس‌انداز را برونزا در نظر می‌گیرد. در حالی که پس‌انداز ناشی از تصمیم‌گیری افراد طی زمان است. در ادبیات رشد اقتصادی برای درونزا نمودن پس‌انداز، از مدل‌هایی مانند نسل‌های با افق نامحدود رمزی^۲ (۱۹۲۸) و نسل‌های تداخلی^۳ کاس و کوپمنز^۴ (۱۹۶۵) استفاده می‌شود. بر اساس این مدل‌ها، یک افزایش ۱۰ درصدی در نرخ پس‌انداز (مانند مدل سولو - سوان) به یک زمان طولانی نیاز دارد تا بتواند سطح درآمد سرانه را در مسیر رشد متوازن افزایش دهد^۵. بنابراین، بر اساس نتایج مدل‌های رشد نئوکلاسیک سولو، نسل‌های

۱. برای مطالعه بیشتر به کتاب «اقتصاد کلان» نوشته دیوید رومر (۲۰۰۱، ص ۲۵) مراجعه کنید.

2. Ramsey Infinite Horizon Model

3. Overlapping Generation Model.

4. Cass & Koopmans.

۵. برای مطالعه مبسوط مدل رمزی و مدل نسل‌های تداخلی می‌توانید به فصل سوم کتاب رشد اقتصادی نوشته بارو و

مارتین (۲۰۰۴) و یا به فصل دوم کتاب اقتصاد کلان پیشرفته نوشته رومر (۲۰۰۱) مراجعه نمایید.

با افق نامحدود رمزی و نسل‌های تداخلی کاس و کوپمنز نه تنها تفاوت در ذخیره سرمایه فیزیکی نمی‌تواند به تنهایی شکاف درآمد سرانه را بین کشورها توضیح دهد، بلکه سیاست‌های انباشت سرمایه فیزیکی نیز نمی‌تواند به روند پرکردن این شکاف سرعت قابل ملاحظه‌ای بخشد. رویکرد حسابداری رشد بر اساس مدل سولو - سوان، علت این اختلاف را به یک متغیر ناشناخته یعنی کارایی نیروی کار (که از آن به پسماند سولو نیز یاد می‌شود) نسبت می‌دهد.

مطالعات بعدی در نظریه رشد سعی نمودند تا با تفکیک این متغیر ناشناخته به سؤال مورد نظر پاسخ دهند و به این ترتیب مدل‌های رشد جدید شکل گرفتند. ابتدا این متغیر تحت عنوان دانش تفسیر شد. برخلاف مدل سولو، نرخ انباشت دانش در مدل‌های جدید درونزا فرض شد تا بتوان رفتار آن را بهتر بررسی نمود. اما نتایج این مدل‌ها حاکی از آن است که اگر چه دانش و تکنولوژی روی سطح تولید کشورها اثرگذار هستند، اما مشکل است که باور کنیم، تأخیر در انتشار دانش از کشورهای ثروتمند به کشورهای فقیر باعث تفاوت در درآمد سرانه کشورها شده است. زمانی تأخیر در انتشار دانش از کشورهای غنی به فقیر می‌تواند، باعث تفاوت در درآمد سرانه کشورها شود که یک قرن و یا بیشتر به طول انجامد که این باور نکردنی است. از طرف دیگر، تکنولوژی، کالایی است که استفاده از آن به وسیله یک بنگاه اقتصادی مانع استفاده از آن به وسیله سایر بنگاه‌ها نمی‌شود (حتی وقتی تکنولوژی تولید یک کالا توسط سازنده آن مخفی شود، برخی کشورها از طریق مهندسی معکوس به آن تکنولوژی دست پیدا می‌کنند). به هر حال این سؤال وجود دارد که چرا کشورهای فقیر به تکنولوژی کشورهای ثروتمند نمی‌توانند دسترسی داشته باشند؟ اگر دانش به شکل عمومی آن در دسترس باشد، کشورهای فقیر طی برنامه‌هایی می‌توانند کارگران و مدیران خود را وادار کنند که با مطالعه مجلات خارجی به دانش‌های جدید دست پیدا کنند. اگر دانش به وسیله تحقیق و توسعه بخش خصوصی تولید شود (شکل تجاری به خود بگیرد)، کشورهای فقیر می‌توانند با احترام گذاشتن به حقوق مالکیت، ثبات سیاسی و ... بنگاه‌های خارجی را وارد کشور کرده تا تکنولوژی‌های روز وارد کشور شود. اگر چه فقدان امنیت برای مالکیت خصوصی (ریسک سیاسی لوکاس)، خطر ملی شدن صنایع، مالیات‌های سنگین در کشورهای فقیر مانع ورود شرکت‌های چند ملیتی شده است^۱، اما می‌توان، کشورهای فقیری را پیدا نمود که از ثبات سیاسی بالا، نبود خطر ملی شدن صنایع و ... برخوردار هستند، ولی هنوز سطح درآمد سرانه آن‌ها در مقایسه با کشورهای صنعتی پایین است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که مشکل در کشورهای فقیر، عدم دسترسی به تکنولوژی نیست، بلکه فقدان توان استفاده بهینه از

۱. لوکاس (۱۹۹۰) ریسک سیاسی و خطر ملی شدن صنایع را مهم‌ترین موانع برای تحرک بین‌المللی سرمایه می‌داند.

تکنولوژی‌های موجود، مشکل‌زا می‌باشد. عواملی در کشورهای ثروتمند وجود دارند که باعث می‌شوند، از تکنولوژی‌های موجود بهتر بهره‌برداری نمایند. در حالی که این عوامل در کشورهای فقیر وجود ندارند و یا اینکه کمتر وجود دارند (Romer, 2004: sec 3).

در مدل‌های بعدی در دهه ۱۹۸۰، عامل تولید جدیدی به نام سرمایه انسانی در ادبیات رشد اقتصادی مطرح شد. این مدل‌ها سعی نمودند تا تفاوت در درآمد سرانه کشورهای را با تفاوت در انباشت سرمایه انسانی توضیح دهند. در این مدل‌ها سرمایه انسانی به عنوان یک کالای اقتصادی معرفی شده که استفاده از آن توسط یک فرد، مانع استفاده از آن توسط دیگران خواهد شد. نتایج این مدل‌ها حاکی از آن است که تفاوت در انباشت سرمایه انسانی نیز به تنهایی نمی‌تواند، اختلاف در درآمد سرانه کشورهای را توضیح دهد. به منظور بررسی تأثیر هر یک از عوامل مذکور بر شکاف درآمد سرانه، می‌توان به مطالعه هال و جونز (۱۹۹۹) اشاره کرد. آن‌ها حسابداری رشد را بین کشورها (و نه در طی زمان) بررسی نمودند و دریافتند که یک ششم تفاوت در درآمد سرانه کشورهای به وسیله تفاوت در شدت بکارگیری سرمایه فیزیکی، یک چهارم آن با تفاوت در سال‌های تحصیل^۱ و بقیه به وسیله پسماند سولو قابل توضیح است. در این مطالعه، هال و جونز عوامل تعیین‌کننده منابع تفاوت در درآمد سرانه کشورهای را زیرساخت^۲ نامیده‌اند.

مباحث فوق نشان می‌دهند که عواملی مانند انباشت سرمایه فیزیکی، انباشت سرمایه انسانی و دانش به تنهایی نمی‌توانند تفاوت در درآمد سرانه را توضیح دهند. از این رو، عاملی تحت عنوان زیرساخت‌های اجتماعی مطرح می‌باشد که به نظر می‌رسد، منبع تفاوت در عوامل ایجادکننده تفاوت در درآمد سرانه کشورهای و پویایی مسیر رشد متوازن می‌باشد.

۱-۲- مروری بر مطالعات تجربی انجام شده

در زمینه پویایی رشد درآمد سرانه کشورهای مطالعات اندکی انجام شده است که در زیر تعدادی از آن‌ها مرور می‌شوند.

بن دیوید و پاپل^۳ (۱۹۹۵) فرضیه ثبات نرخ رشد بلندمدت را بین شانزده کشور عضو OECD طی ۱۳۰ سال آزمون نمودند. برای این منظور آن‌ها از آزمون‌های ریشه واحد زیوت و اندروز^۴ (۱۹۹۲) و وگلسانگ^۵ (۱۹۹۴) استفاده نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، اکثر کشورهای مورد بررسی یک شکست ساختاری را تجربه نمودند و اکثر آن‌ها بعد از تجربه شکست

۱. آن‌ها معیار سرمایه انسانی را سال‌های تحصیل انتخاب نمودند.

2. Infrastructure
3. Ben David and Papell
4. Zivot and Andrews
5. Vogelsang

ساختاری، جهش قابل توجهی در رشد اقتصادی داشته‌اند به طوری که این امر منجر به افزایش سطح درآمد سرانه آن‌ها گردید. بن دیوید و پاپل (۲۰۰۰) با بسط مدل و گلسانگ (۱۹۹۷) پیوستگی رشد اقتصادی را در کشورهای G7 آزمون نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، اگر چه در تعدادی از دوره‌ها شکست‌های ساختاری منجر به کاهش رشد اقتصادی شده است اما در بلندمدت اغلب کشورها رشد در سطح یکنواخت را تجربه نموده‌اند. پاپل و پودان^۱ (۲۰۰۹) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد با شکست ساختاری از خانواده دیکی - فولر سه فرضیه ثبات نرخ رشد، انتقال مسیر رشد متوازن و تغییر نرخ رشد طی دوره ۱۸۷۰-۲۰۰۴ را در نوزده کشور عضو OECD و هفت کشور آسیایی آزمون نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از رد فرضیه ثبات نرخ رشد و عدم رد فرضیه انتقال مسیر رشد متوازن برای پنج کشور عضو OECD می‌باشد. فرضیه تغییر نرخ رشد برای هفت کشور عضو OECD و چهار کشور آسیایی نیز رد شد. بن دیوید و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از آزمون ریشه واحد لامس‌دین و پاپل، تغییرات رشد اقتصادی کشورهای عضو OECD را قبل و بعد از جنگ‌های جهانی بررسی نمودند. بر اساس نتایج تحقیق آن‌ها، برای سه چهارم کشورها فرضیه ریشه واحد رد گردید. همچنین نرخ رشد نیمی از کشورها بعد از جنگ جهانی کاهش یافت اما اغلب کشورها به خصوص کشورهایی که رشد آن‌ها بعد از جنگ‌های جهانی کاهش یافت، بعد از شکست دوم، رشد اقتصادی سریع‌تری را تجربه نمودند.

۲- معرفی متدولوژی و داده‌های تحقیق

۲-۱- متدولوژی

در این تحقیق برای تحلیل پویایی درآمد سرانه ایران از آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. دلیل انتخاب آزمون مذکور آن است که اولاً، با کمک آن می‌توان وضعیت پایایی سری زمانی درآمد سرانه ایران را مشخص نمود و ثانیاً، با توجه به موتور جستجوی شکست این آزمون، می‌توان شکست‌های ساختاری در تابع روند درآمد سرانه ایران را مشخص نمود.

آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران از خانواده آزمون ریشه واحد KPSS می‌باشد. کرین - ای - سیلوستره و همکاران با بسط آزمون ریشه واحد هادری (۲۰۰۰) امکان وقوع شکست‌های ساختاری متعدد را ممکن ساختند. در این آزمون فرض می‌شود، فرآیند تولید داده‌های سری زمانی متغیر y_t به صورت زیر باشد:

1. Papell and Prodan

$$y_t = \alpha_t + \beta_t T + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$\alpha_t = \sum_{k=1}^m \theta_k D(T_{b,k})_t + \sum_{k=1}^m \gamma_k DU_{k,t} + \alpha_{t-1} + v_t \quad (۳)$$

در معادله (۳)، t زمان $t = 1, 2, \dots, T$ است. v_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 و $\alpha_0 = \alpha$ جمله ثابت است. تعریف متغیرهای موهومی به صورت زیر می‌باشد:

$$D(T_{b,k})_t = 1 \text{ for } t = T_{b,k} + 1 \text{ and } 0 \text{ for elsewhere} \quad (۱-۳)$$

$$DU_{k,t} = 1 \text{ for } t > T_{b,k} \text{ and } 0 \text{ for elsewhere} \quad (۳-۲)$$

متغیر $T_{b,k}$ امین نقطه شکست و ماکزیم تعداد نقطه شکست معادل m در نظر گرفته می‌شود. بر اساس معادلات (۲) و (۳) فرآیند تولید داده‌های سری زمانی متغیر y_t از یک فرآیند گام تصادفی (α_t) و فرآیند تصادفی (ε_t) پیروی می‌کند. همچنین فرض می‌شود، ε_t و v_t دو به دو مستقل از هم هستند. در این آزمون فرضیه صفر پایایی بر مدل زیر استوار است:

$$y_t = \alpha + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_k DU_{k,t} + \beta t + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_k DT_{k,t}^* + \varepsilon_t \quad (۴)$$

در معادله (۴) به ازاء $t > T_{b,k}$ ، $DT_{k,t}^* = t - T_{b,k}$ و در غیر این صورت $DT_{k,t}^* = 0$ برابر صفر خواهد بود. α عرض از مبدأ و t روند زمانی می‌باشد.

آزمون پایایی کرین - ای - سیلواستره و همکاران بر معادله (۴) استوار است. در این آزمون فرضیه صفر پایایی و فرضیه مقابل ناپایایی می‌باشد. همچنین برای شناسایی تعداد و موقعیت نقاط شکست از روش بای و پرون (۲۰۰۳) استفاده می‌شود. موقعیت نقاط شکست در کل دوره زمانی - λ_i - به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\lambda_i = (\lambda_{i,1}, \lambda_{i,2}, \dots, \lambda_{i,\max}) = \left(\frac{T_{b,1}^i}{T}, \dots, \frac{T_{b,\max}^i}{T} \right)' \quad (۵)$$

در این آزمون ابتدا موقعیت شکست‌ها به صورت درونزا تعیین و سپس تعداد شکست بهینه انتخاب می‌شود. در این مقاله، حداکثر شکست معادل هشت در نظر گرفته شده است. به منظور تعیین نقاط شکست بهینه، ابتدا با حداقل کردن مجموع مربعات پسماند، موقعیت تعداد شکست در هر یک از نه حالت (صفر، یک، دو، ... و هشت) مشخص می‌نماییم. سپس برای انتخاب تعداد شکست بهینه از آماره شوارز اصلاح شده که توسط لیو^۱ و همکاران (۱۹۹۷) معرفی شده است، استفاده می‌کنیم.

برای محاسبه ارزش‌های بحرانی آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران، ابتدا با دستور `auto.arima` در نرم‌افزار R ساختار $ARIMA(p, d, q)$ بهینه را شناسایی نمودیم^۱. سپس، مدل $ARIMA$ بهینه را در نرم‌افزار GAUSS تخمین زده و با استفاده از پسماندهای حاصل از رگرسیون $ARIMA$ بهینه و روش بوتسترپ معرفی شده توسط بیرت و کاماچو^۲ (۲۰۰۸)، سری زمانی جعلی برای GDP سرانه واقعی^۳ را تولید کردیم. با نقاط شکست شناسایی شده و تولید ۱۰۰۰۰۰ سری زمانی جعلی، آماره KPSS محاسبه نمودیم که با مرتب کردن این آماره‌ها، مقادیر بحرانی در سطوح مرسوم قابل محاسبه گردید.

۲-۲- داده‌ها

چون در این تحقیق قصد داریم علاوه بر پویایی درآمد سرانه، جایگاه ایران را نیز در دنیا مشخص نماییم، از این رو از GDP سرانه - GDP سرانه به عنوان جانشینی برای درآمد سرانه در نظر گرفته شد - ایران و ۱۳۸ کشور موجود در مجموعه داده‌های تاریخی مدیسون (۲۰۰۸) استفاده کردیم.

۳- نتایج تحقیق

۳-۱- نتایج آزمون پایایی

در این تحقیق از دو متغیر GDP سرانه برای پیش‌بینی درآمد سرانه ایران و شناسایی جایگاه فعلی آن در جهان و از لگاریتم GDP سرانه برای تحلیل پویایی رشد اقتصادی استفاده می‌نماییم. در جدول (۱) نتایج آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران برای این دو متغیر ارائه شده است. نتایج آزمون پایایی نشان می‌دهد هر دو متغیر در سطح روند پایا بوده اما دارای تابع روند با شکست ساختاری هستند. تعداد و تاریخ‌های نقاط شکست ساختاری در دو سری زمانی متفاوت می‌باشد. سری زمانی GDP سرانه پنج شکست ساختاری و سری زمانی لگاریتم GDP سرانه هفت شکست ساختاری را در سطح و شیب تابع روند تجربه نموده‌اند (در نمودار ۱- الف لگاریتم GDP سرانه (خط سیاه رنگ) و تابع روند با شکست ساختاری (خط کم‌رنگ) رسم شده است).

۱. به پیروی از زیوت و اندروز (۱۹۹۲) مقدار ماکزیمم p و q را معادل پنج و مقدار d را بر اساس آزمون ریشه واحد ADF تعیین نمودیم.

2. Beyaert and Camacho

۳. سری زمانی جعلی بر اساس ساختار $ARIMA$ بهینه تخمین زده شده ساخته می‌شود. روش کار به این صورت است که بر اساس ضرایب معادله $ARIMA$ بهینه هر سری و یک سری زمانی تصادفی (که با دستور `Rnorm` در نرم‌افزار R) تولید می‌شود، سری زمانی جعلی تشکیل می‌شود.

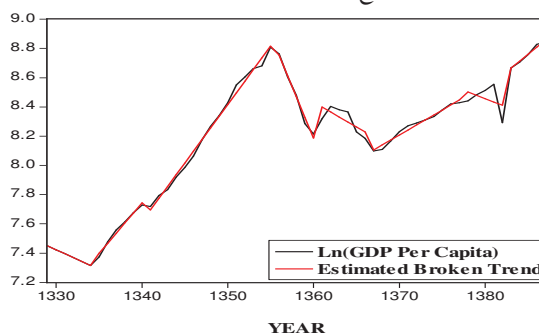
جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد کرین سیلوستره و همکاران

متغیر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی			تاریخ‌های شکست							مدل ARIMA بهینه
		%۱۰	%۵	%۱	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	ششم	هفتم	
GDP سرانه	۰/۲۰۷	۰/۳۴	۰/۴۰۲	۰/۴۲۵	۱۳۴۵	۱۳۵۵	۱۳۶۱	۱۳۶۷	۱۳۸۲	-	-	(۰.۲.۱)
لگاریتم GDP سرانه	۰/۰۵۰۴	۰/۰۵۲	۰/۰۵۸	۰/۰۷	۱۳۳۴	۱۳۴۰	۱۳۵۵	۱۳۶۰	۱۳۶۶	۱۳۷۷	۱۳۸۲	(۰.۲.۱)

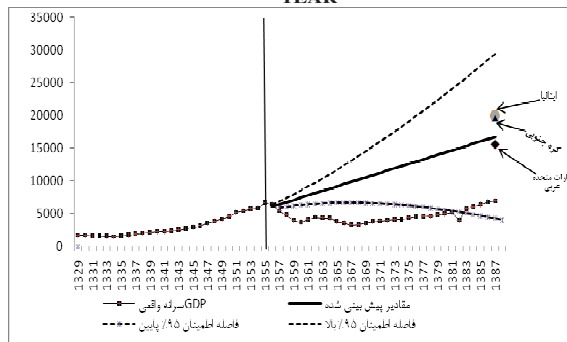
۱- مدل ARIMA بهینه با نرم‌افزار R شناسایی شده است. برای تعیین تعداد تفاضل بهینه در مدل ARIMA از آزمون ADF استفاده شده است. ۲- ماکزیمم هشت شکست ساختاری برای هر سری زمانی در نظر گرفته شد. ۳- مقادیر بحرانی با ۱۰۰۰۰ بار تکرار و روش Bootstrap محاسبه شدند. ۴- منبع: یافته‌های تحقیق.

GDP سرانه در سال‌های ۱۳۵۵ (سال‌های آغازین بعد از شوک نفتی اول)، ۱۳۶۱ (سال‌های آغازین جنگ تحمیلی عراق علیه ایران)، ۱۳۶۷ (پایان جنگ تحمیلی) و ۱۳۸۲ (یکسان‌سازی نرخ ارز) شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند را تجربه نموده است. در مقابل متغیر لگاریتم GDP سرانه در سال‌های ۱۳۳۴، ۱۳۴۰، ۱۳۵۵، ۱۳۶۰، ۱۳۶۶، ۱۳۷۷ و ۱۳۸۲ در عرض از مبدأ و شیب تابع روند شکست ساختاری تجربه نموده است.

الف: تخمین تابع روند لگاریتم GDP سرانه ایران بر اساس آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران



ب: پیش‌بینی جایگاه کنونی GDP سرانه ایران بر اساس پویایی آن طی دوره ۱۳۲۹-۱۳۵۵



نمودار ۱- پویایی GDP سرانه ایران و جایگاه آن در دنیا

۱- GDP سرانه طی دوره ۱۳۲۹-۱۳۵۵ دارای ساختار $ARIMA(0,2,1)$ می‌باشد. برای تعیین تعداد تفاضل بهینه در مدل ARIMA از آزمون ADF استفاده شده است. ۲- برای پیش‌بینی از نرم‌افزار R و بسته Forecast 2.11 استفاده شد. برنامه پیش‌بینی در صورت نیاز توسط نویسندگان مقاله در اختیار قرار خواهد گرفت. ۳- منبع: داده‌های تاریخی مدیسون (۲۰۱۰) و یافته‌های تحقیق.

۳-۲- پیش‌بینی GDP سرانه

روند تحولات GDP سرانه ایران نشان می‌دهد شکست ساختاری سال ۱۳۵۵ (بعد از اولین شوک نفتی جهانی که قیمت نفت حدود چهار برابر شد و تأثیر خود را چه در کشورهای صادرکننده و چه واردکننده بر جای گذاشت)، روند حرکتی این متغیر را تغییر داده به طوری که سطح درآمد سرانه ایران بعد از این سال شدیداً کاهش یافته است. اما سؤالی که به طور تاریخی می‌تواند مطرح شود اینکه اگر متوسط رشد GDP سرانه ایران در دوره ۱۳۲۹-۱۳۵۵ تداوم می‌یافت، جایگاه فعلی ایران در دنیا کجا می‌بود؟ برای پاسخ به این سؤال ابتدا فرض نمودیم که فرآیند تولید داده‌های سری زمانی GDP سرانه بر اساس فرآیند ARIMA می‌باشد^۱. بر این اساس ساختار ARIMA بهینه را برای GDP سرانه ایران طی دوره ۱۳۲۹-۱۳۵۵ تخمین زدیم. بر اساس ساختار ARIMA بهینه برآورد شده، مقادیر GDP سرانه را طی دوره ۱۳۵۶-۱۳۸۷ پیش‌بینی نمودیم^۲. نتایج در نمودار شماره ۱-ب خلاصه شده است.

بر اساس نمودار ۱-ب، اگر GDP سرانه ایران با ساختار دوره زمانی ۱۳۲۹-۱۳۵۵ رشد می‌کرد، امروز می‌توانست در همسایگی باشگاه کشورهای با درآمد سرانه بالا مانند ایتالیا و کره جنوبی قرار گیرد. به طوری که در سال ۲۰۰۸ ایران می‌توانست دارای درآمد سرانه‌ای بیش از امارات متحده عربی باشد. اما تحولات دهه‌های ۱۳۵۰ و ۱۳۶۰ باعث شد ایران دیگر نتواند به اوضاع اقتصادی آرمانی خود دست یابد. به طوری که جایگاه واقعی ایران در سال ۲۰۰۸ تقریباً در نزدیکی حد پایین مقدار پیش‌بینی شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. به عبارت بهتر، در سال ۱۳۵۵ یک اقتصاددان بدبین می‌توانست با ۹۵ درصد اطمینان، جایگاهی را برای اقتصاد ایران پیش‌بینی نماید که اکنون کشور در آن قرار دارد.

۳-۳- تحولات نرخ رشد درآمد سرانه

با استفاده از نقاط شکست شناسایی شده برای سری زمانی لگاریتم GDP سرانه واقعی (که در جدول ۱ ارائه شده است)، مدل (۶) را به منظور بررسی تحولات نرخ رشد GDP سرانه برآورد نمودیم که نتایج آن در جدول ۲ ارائه می‌شود.

$$\ln Y_t = \sum_{k=1}^{m+1} \theta_k DU_{k,t} + \sum_{k=1}^{m+1} \rho_k DT_{k,t} + \varepsilon_t \quad (6)$$

در معادله (۶)، Y لگاریتم GDP سرانه واقعی ایران، m تعداد نقاط شکست، DT متغیر موهومی روند زمانی و DU متغیر موهومی عرض از مبدأ می‌باشند. DT و DU به صورت زیر تعریف می‌شوند.

۱. همان‌طور که چئونگ و پاسکوال (۲۰۰۴ و ص ۵۹) اشاره می‌کنند، مدل‌های ARIMA پیش‌بینی مناسبی برای فرآیند تولید داده‌های سری زمانی ارائه می‌کنند.

۲. در یک کار مشابه، بن دیوید و پاپل (۲۰۰۰) با استفاده از توابع برون‌یابی نمونه‌ای این پیش‌بینی را برای کشورهای G7 انجام دادند.

$$DU_{kt} = \begin{cases} 1 & \text{if } TB_{k-1} < t \leq TB_k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$DT_{kt} = \begin{cases} t - TB_{k-1} & \text{if } TB_{k-1} < t \leq TB_k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، طی دوره ۱۳۲۹-۱۳۳۴، GDP سرانه ایران به خاطر وقایع اجتماعی و سیاسی نرخ رشد منفی را تجربه نموده است که این امر منجر به کاهش اندک سطح GDP سرانه شد. اما طی دوره ۱۳۳۴ تا ۱۳۵۵ اقتصاد ایران دوران طلایی را تجربه نمود به طوری که نرخ رشد منفی ۲/۷ درصد دوره ۱۳۲۹-۱۳۳۴ به نرخ رشد مثبت ۸ درصد طی دوره ۱۳۴۰-۱۳۵۵ افزایش یافت^۱. اگر چه شوک مثبت نفتی اوایل دهه ۱۳۵۰ در افزایش نرخ رشد دوره ۱۳۴۴-۱۳۵۵ نقش داشته است اما همان‌طور که مشاهده می‌شود، اقتصاد ایران یک جهش اقتصادی را از اوایل دهه ۱۳۴۰ شروع کرده بود. نحوه هزینه کردن درآمدهای ارزی حاصل از شوک اول نفتی، تحولات اجتماعی نیمه دوم دهه ۱۳۵۰ و شروع جنگ تحمیلی هشت ساله با عراق در سال ۱۳۵۹ باعث شد تا اقتصاد ایران بزرگ‌ترین شوک منفی را تجربه نماید به طوری که طی دوره ۱۳۵۵-۱۳۶۰، GDP سرانه ایران نرخ رشد منفی ۱۴/۲ درصد را تجربه نمود.

جدول (۲): نتایج تخمین مدل شماره (۶)، بررسی تحولات نرخ رشد GDP سرانه ایران

دوره زمانی	متغیر	ضریب	ارزش احتمال	نرخ رشد GDP سرانه
قبل از ۱۳۳۴	عرض از مبدا	۷/۴۷۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۳
	شیب	-۰/۰۲۷	۰/۰۰۹	
بین ۱۳۳۴ و ۱۳۴۰	عرض از مبدا	۷/۳۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۷
	شیب	۰/۰۶۹	۰/۰۰۰	
بین ۱۳۴۰ و ۱۳۵۵	عرض از مبدا	۷/۶۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۸
	شیب	۰/۰۸۰	۰/۰۰۰	
بین ۱۳۵۵ و ۱۳۶۰	عرض از مبدا	۸/۸۹۶	۰/۰۰۰	-۰/۱۴
	شیب	-۰/۱۲۴	۰/۰۰۰	
بین ۱۳۶۰ و ۱۳۶۶	عرض از مبدا	۸/۴۳۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۳
	شیب	-۰/۰۳۴	۰/۰۰۱	
بین ۱۳۶۶ و ۱۳۷۷	عرض از مبدا	۸/۰۷۱	۰/۰۰۰	۰/۰۳
	شیب	۰/۰۳۴	۰/۰۰۰	
بین ۱۳۷۷ و ۱۳۸۲	عرض از مبدا	۸/۵۲۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۲
	شیب	-۰/۰۲۳	۰/۰۸۶	
بعد از ۱۳۸۲	عرض از مبدا	۸/۶۱۸	۰/۰۰۰	۰/۰۵
	شیب	۰/۰۴۸	۰/۰۰۱	

۱- نرخ رشد بر اساس شیب تابع روند برآورد شد. ۲- منبع: یافته‌های تحقیق.

۱. واژه دوران طلایی با واژه لاتین Golden age که در ادبیات رشد اقتصادی وجود دارد مطابقت ندارد. اما از آنجا که ایران توانست طی دوره ۱۳۲۹-۱۳۵۵ یک روند رو به رشد تقریباً مستمری را تجربه کند که در هیچ‌یک از دوره‌های بعدی نتوانست به چنین وضعیتی دست یابد. به همین خاطر ما از آن به عنوان دوران طلایی اقتصاد ایران یاد کردیم.

تداوم جنگ در دهه ۱۳۶۰ و تحریم‌های اقتصادی علیه ایران و رشد بی‌رویه جمعیت سبب شد تا افول سطح GDP سرانه تداوم داشته باشد به گونه‌ای که طی دوره ۱۳۶۰-۱۳۶۶، GDP سرانه همچنان دارای رشد منفی بوده است. اتمام جنگ و شروع دوره سازندگی و تعدیلات اقتصادی اواخر دهه ۱۳۶۰ و نیمه اول دهه ۱۳۷۰ علتی شد تا اقتصاد ایران رشد مثبت ۳/۴ درصد را تجربه نماید. اما اثرات تورمی ناشی از بسته‌های تعدیل ساختاری و شوک‌های منفی نفتی در نیمه دوم دهه ۱۳۷۰ منجر به رشد منفی GDP سرانه ایران طی دوره ۱۳۷۷-۱۳۸۲ شد. شکل‌گیری زیرساخت‌های مناسب، افزایش مجدد قیمت نفت بعد یک دوره کاهش شدید آن و بهبود شرایط اقتصادی در دوره دولت هشتم و تداوم شوک‌های مثبت نفتی در دوره دولت نهم، منجر به رشد مثبت GDP سرانه و افزایش سطح این متغیر گردید.

در یک جمع‌بندی کلی، اعتصابات سال‌های ۱۳۵۶ و ۱۳۵۷ و به دنبال آن انقلاب و تحریم‌های اقتصادی علیه ایران و افزایش گستره آن در سال‌های بعد، عارضه خارجی جنگ تحمیلی عراق علیه ایران در اواخر دهه ۱۳۵۰ و تداوم آن طی دهه ۱۳۶۰، سیاست افزایش نرخ رشد جمعیت در دهه ۱۳۶۰ منجر شد تا GDP سرانه ایران به حدی کاهش یابد که رسیدن آن به سطح طلائی (سال‌های ۱۳۳۴ تا اواسط دهه ۱۳۵۰) طی یک دوره میان مدت دور از انتظار باشد.

اما سؤالی که در اینجا به ذهن متبادر می‌شود این است که شکاف GDP سرانه واقعی ایران و موقعیت پیش‌بینی شده آن بعد از چه مدت پر می‌شود؟ در پاسخ به این سؤال، ابتدا فاصله زمانی بین وضع موجود و وضع پیش‌بینی شده برای اقتصاد ایران در سال ۱۳۸۷ (۲۰۰۸) را بر اساس فرض تداوم متوسط رشد اقتصادی GDP سرانه دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۷ برای سال‌های آتی و با توجه به اوضاع نسبتاً بهتر این دوره نسبت به سایر دوره‌ها محاسبه نمودیم. بر اساس داده‌های مدیسون GDP سرانه واقعی در سال ۱۳۸۷ معادل ۶۹۴۴ دلار و مقدار پیش‌بینی شده برای آن بر اساس روند سال ۱۳۲۹-۱۳۵۵ معادل ۱۶۶۹۵ دلار می‌باشد. متوسط نرخ رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۷ معادل ۴/۸ درصد می‌باشد. حال اگر این نرخ رشد تداوم یابد، بر اساس فرمول $GDP_{forecast} = GDP_{1387} (1 + 0.048)^t$ پیش‌بینی می‌شود چیزی حدود نوزده سال طول می‌کشد تا با این نرخ رشد، شکاف مذکور پر شود.

نتیجه‌گیری

در این مقاله، پویایی GDP سرانه واقعی ایران در قالب پویایی سطح و پویایی نرخ رشد GDP سرانه طی دوره ۱۳۲۹-۱۳۸۷ بررسی گردید. جهت انجام این بررسی از آزمون پایایی کرین - ای - سیلوستره و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شد. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون، دو

متغیر GDP سرانه و لگاریتم GDP سرانه هر دو در سطح، روند پایا هستند اما تابع روند آن‌ها دارای شکست ساختاری است که بین این تاریخ‌ها و شوک‌های اساسی وارد بر اقتصاد ایران مانند شوک نفتی اول، جنگ عراق علیه ایران، شروع دوره سازندگی و تعدیلات ساختاری و سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز نوعی هم‌زمانی وجود دارد.

بررسی روند تاریخی GDP سرانه نشان می‌دهد که با وجود نرخ رشد مثبت GDP سرانه طی دهه ۱۳۴۰ و نیمه اول دهه ۱۳۵۰، به دلیل عواملی مانند نحوه نادرست هزینه کردن درآمدهای سرشار نفتی، تحولات اجتماعی - سیاسی قبل از انقلاب اسلامی، رشد بی‌رویه جمعیت دهه اول بعد انقلاب، عارضه خارجی جنگ تحمیلی عراق علیه ایران و نابود شدن زیرساخت‌های کشور در این جنگ هشت ساله و تحریم‌های اقتصادی بعد از انقلاب اسلامی سطح درآمد سرانه ایران تا اواخر دهه ۱۳۶۰ کاهش یافت. اما بعد از این دهه، اقتصاد ایران با وجود یک سری فراز و نشیب‌ها توانست تا حدودی سطح درآمد سرانه خود را افزایش دهد اما هیچ‌گاه نتوانست به وضعیت مطلوب سال‌های ۱۳۳۴ تا اواسط دهه ۱۳۵۰ برسد.

منابع

الف - فارسی

۱. رنجبر، امید؛ علمی، زهرا (میلان): «تحلیل شکل‌گیری همگرایی اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: یافته‌های جدید»، ۱۳۸۷، نامه مفید، شماره ۶۶.

ب - لاتین

2. Aghion, Philippe and Peter Howitt; 1992, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60 (2), 323-351.
3. Ben-David, Dan and David H. Papell; 1995, "The Great Wars, the Great Crash, and Steady-State Growth: Some New Evidence about an Old Stylized Fact", *Journal of Monetary Economics*, December, 453-475.
4. Ben-David, Dan and David H. Papell; 2000, "Some Evidence on the Continuity of the Growth Process Among the G7 Countries", *Economic Inquiry*, 38, 320-330.
5. Ben-David, Dan, Robin L. Lumsdaine and David H. Papell; 2003, "Unit Roots, Post-War Slowdowns and long-Run Growth: Evidence from Two Structural Breaks", *Empirical Economics*, 28(2), 303-319.
6. Cheong YW and Pascual AG; 2004, "Testing for output convergence: a re-examination", *Oxford Economic Papers* 56, 45-63.
7. Grossman, Richard and Elhanan Helpman; 1991, "Quality Ladders in the Theory of Growth", *Review of Economic Studies*, 58, 43-61.
8. Jones, Charles I; 1995a, "R&D-Based Models of Economic Growth", *Journal of Political*
9. Jones, Charles I; 1995b, "Time Series Tests of Endogenous Growth Models", *Quarterly Journal of Economics*, 110 (441), 495-525.

10. Jones, Charles I; 1999, "**Growth: With or Without Scale Effects?**", American Economic Association Papers and Proceedings, 89, 139-144.
11. Jones, Charles I; 2001, "**Was an Industrial Revolution Inevitable? Economic Growth Over the Very Long Run**", Advances in Macroeconomics, August 2001, Vol. 1, No. 2.
12. Jones, Charles I; 2002, "**Sources of U.S. Economic Growth in a World of Ideas**", American Economic Review, 92 (1), 220-239.
13. Jones, Charles I; 2003, *Population and Ideas: A Theory of Endogenous Growth*, in P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, and M. Woodford, eds., Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps, Princeton University Press.
14. Jones, Charles I; 2005, "**Growth and Ideas**", in P. Aghion and S. Durlauf, eds., Handbook of Economic Growth, Elsevier, Volume 1B, 1063-1101.
15. Papell, David H. and Prodan, Ruxandra; 2009, "**Time Series Tests of Constant Steady-State Growth**", University of Houston, Working paper.
16. Rebelo, Sergio; 1991, "**Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth**", Journal of Political Economy, 99, 500-521.
17. Romer Paul; 1992, "**Two Strategies for Economic Development: Using Ideas and Producing Ideas**", Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, 63-115.
18. _____; 1990, "**Endogenous Technological Change**", Journal of Political Economy, 98 (5), 71-102.
19. _____; 1986, "**Increasing Returns and Long-Run Growth**", Journal of Political Economy, 94, 1002-1037.
20. Romer David; 2004, Advanced Macroeconomics, 3rd Edition, McGraw-Hill, New York.
21. Solow, Robert M; 1956, "**A Contribution to the Theory of Economic Growth**", Quarterly Journal of Economics, 70 (1), 65-94.
22. Zivot, Eric, and Donald Andrews; 1992, "**Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis**", Journal of Business and Economic Statistics, 3, 251-70.