شناسایی فرایند همگرایی درآمد سرانه ایران با کمک آزمون‌های ریشه واحد با شکست‌های ساختاری درون‌زا[1]

امید رنجبر[2]
کارشناس مطالعات اقتصادی دفتر امور بین‌الملل و سازمان‌های تخصصی وزارت بازرگانی
زهرا (میلا) علمی[3]
دانشیار اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۳/۱۱
تاریخ تأیید: ۸۹/۱۰/۲۵

چکیده

یکی از دغدغه‌های اصلی دولت‌ها و سیاست‌گذاران، افزایش رشد اقتصادی و ارتقاء سطح رفاه ملت‌ها است و فرایند همگرایی درآمد سرانه کشورها به نوعی حاکی از تحولات سطح رفاه آن‌ها است. بدین دلیل، در این مقاله، جهت شناسایی فرایند همگرایی درآمد سرانه ایران با ۱۲۹ کشور دنیا در قالب مدل سری زمانی فرضیه همگرایی درآمد سرانه و با استفاده آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی فولر با لحاظ شکست‌های ساختاری درون‌زا بررسی نمودیم. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که اول، مهم‌ترین شوک‌های وارده بر اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۴۵، ۱۳۵۲، ۱۳۵۷-۱۳۵۶، ۱۳۶۴ و ۱۳۷۶ اتفاق افتاده است. دوم، درآمد سرانه ایران به خاطر تحمل شوک‌های مختلف، به سمت سطح پایدار مشخصی همگرا نشده است. سوم آنکه، ایران، طی دوره زمانی (۲۰۰۶-۱۹۵۰) موفق نشده که از مدارهای توسعه نیافتگی خارج شده و به سمت کشورهای توسعه یافته ارتقاء یابد، به طوری که تحولات درآمد سرانه ایران طی این دوره نشان از ورود ایران به باشگاه کشورهای عقب مانده نسبت به کشورهای هم گروهش در سال ۱۹۵۰ دارد. اگر چه شوک نفتی اول، سطح درآمد سرانه ایران را افزایش داده است اما شوک‌های دهه‌های بعد منجر به کاهش سطح درآمد سرانه و حتی انحراف درآمد سرانه ایران از برابری با درآمد سرانه کشورهای ثروتمند شده است.

واژگان کلیدی: فرضیه همگرایی، مدل سری زمانی، آزمون ریشه واحد، شکست ساختاری، ایران

طبقه‌بندی موضوعی: O1; O47; C32; C33

---

۱. نویسندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند تا از جناب پروفسور آلان کینگ (دانشگاه اتاگو - نیوزیلند) و آقای مهندس حسن حسینیان (کارشناس بخش IT در برنامه آمایش سرزمین - استان مازندران) که راهنمایی‌های ارزشمندی در نوشتن برنامه پیاده‌سازی فرایند بوتستراپ ارائه نمودند، کمال تشکر و قدردانی را داشته باشند. تمامی اشتباهات بر عهده نویسندگان می‌باشد.

1. Email: o_rangbar@yahoo.com
3. Email: z.elmi@umz.ac.ir

مقدمه

یکی از پیش‌بینی‌های مدل رشد نئوکلاسیک سولو - سوان[1] (۱۹۵۶)، فرضیه همگرایی درآمد سرانه است که سازگاری تجربی و نظری آن به صورت جدل اساسی در ادبیات رشد اقتصادی باقی مانده است و حالت‌های خاصی از آن، توسط مدل‌های رشد درون‌زا و حتی در مدل رشد برونزا رد شده است. در مباحث مرتبط با فرضیه همگرایی درآمد سرانه، سه سناریو مطرح می‌باشد:

الف- فرضیه همگرایی مطلق[2]: پیامد اصلی این نوع همگرایی که پیش‌بینی اصلی مدل رشد نئوکلاسیک می‌باشد، اینکه تمامی کشورها به سطح یکنواخت[3] یکسانی دست خواهند یافت که در آن سطح، نابرابری بین‌المللی درآمد سرانه محو خواهد شد. از این رو تعدادی از اقتصاددانان معتقدند، فرضیه همگرایی به تقویت پیامی می‌پردازد که می‌گوید، فقر به خودی خود ناپدید خواهد شد. این فرضیه تنها بین گروه همگنی از کشورها و یا مناطق تأیید شده است.

ب- فرضیه همگرایی شرطی: بارو و مارتین[4] (۱۹۹۱) حالت دیگری از فرضیه همگرایی را مطرح کرده‌اند که در آن، هر کشور به سمت مسیر رشد متوازن خود همگرا خواهد شد. در این حالت، چندین سطح یکنواخت خواهیم داشت، به طوری که، اگر کشورها در این سطح قرار گیرند، باز هم یک اختلاف دائمی بین درآمد سرانه آن‌ها وجود خواهد داشت.

ج- فرضیه همگرایی باشگاهی[5]: فرضیه همگرایی باشگاهی شکل خاصی از همگرایی شرطی می‌باشد. این نوع همگرایی بر مدل‌های تعادلی چندگانه[6] مبتنی است، به گونه‌ای که کشورهای دارای شرایط اولیه و ساختارهای اقتصادی مشابه، به سطح یکنواخت مشترکی همگرا خواهند شد.

عموماً در تحقیقات تجربی، به منظور آزمون فرضیه همگرایی، از مدل‌های مقطعی یا مدل همگرایی بتا، مدل توزیعی یا مدل همگرایی سیگما، و مدل سری زمانی یا مدل همگرایی تصادفی[7] استفاده می‌شود. اسلام نشان می‌دهد که هر سه مدل تجربی فرضیه همگرایی، با یکدیگر مرتبط هستند (Islam, 2003: 332-339). مثلاً مدل مقطعی شرط لازم برای تحقق مدل توزیعی است و یا اینکه مدل سری زمانی به طور مستقیم از مدل مقطعی قابل حصول است. برای تخمین مدل مقطعی از دو روش اقتصادسنجی داده‌های مقطعی و داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. از شاخص‌های نابرابری یا توزیعی مانند انحراف معیار لگاریتم درآمد سرانه، شاخص نابرابری تایل و ضریب جینی در بررسی مدل توزیعی

1. Solow & Swan
2. absolute convergence hypothesis
3. steady state
4. Barro & Martin
5. club convergence hypothesis
6. multiple equilibrium
7. stochastic convergence

استفاده می‌شود. مدل سری زمانی فرضیه همگرایی، شکل خاصی از آزمون ریشه واحد داده‌های سری زمانی است. از این رو در تحقیقات تجربی، به منظور بررسی مدل سری زمانی، از آزمون‌های ریشه واحد داده‌های سری زمانی مانند آزمون دیکی - فولر[1] استفاده می‌شود. از آنجایی‌که یکی از مخاطرات اساسی در آزمون‌های ریشه واحد، وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی است، از این رو در تحقیقات تجربی، بررسی مدل سری زمانی فرضیه همگرایی با آزمون شکست ساختاری همراه می‌شود.

در این تحقیق سعی داریم تا با کمک مدل سری زمانی، همگرایی درآمد سرانه کشور ایران را با ۱۲۹ کشور جهان طی دوره (۲۰۰۶-۱۹۵۰) آزمون نماییم تا باشگاه همگرایی که ایران در آن قرار دارد، شناسایی شود[2] همچنین قصد داریم، اثر شوک‌های وارده بر اقتصاد ایران را بر فرایند ارتقاء درآمد سرانه مشخص نماییم. برای این منظور اثر شوک‌های مختلف را بر همگرایی درآمد سرانه ایران با درآمد سرانه امریکا (به عنوان یک کشور با درآمد سرانه بالا) بررسی نمودیم. نوآوری‌های این تحقیق عبارتند از:

الف- فرضیه ارتقاء درآمد سرانه ایران با آزمون‌های ریشه واحد با شکست‌های ساختاری درون‌زا آزمون می‌شود که در آن، تاریخ‌های شکست به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند و همچنین تعداد شکست بین کشورها متفاوت می‌باشد.

ب- طول دوره زمانی داده‌های این تحقیق سال‌های (۲۰۰۶-۱۹۵۰) را در برمی‌گیرد که از این حیث، مطالعه حاضر را از سایر مطالعات داخلی متفاوت می‌شود. همچنین، نتایج آزمون‌های ریشه واحد داده‌های سری زمانی به خاطر بعد طولانی‌تر دوره زمانی معتبرتر می‌شود.

---

1. Dicky-Fuller

۲. در این قسمت لازم است به یک نکته مهم اشاره شود. در ادبیات فرضیه همگرایی به دو نوع همگرایی باشگاهی اشاره شده است: اولین نوع که توسط بامول (۱۹۸۶) مطرح گردید، تمامی کشورهایی که دارای ساختاری مشابه فرض می‌شوند از این رو دارای وضعیت تعادلی مشابه می‌باشند. بامول کشورها را بر اساس مشابهت‌هایی مانند کشورهای با برنامه‌ریزی متمرکز، کشورهای سرمایه‌داری و... به چند باشگاه تقسیم نمود. همگرایی نوع دوم توسط آزیادیس و دازن (۱۹۹۰) و دورلاف و جانسن (۱۹۹۵) مطرح گردید. ایده همگرایی باشگاهی از این نوع، بر اساس مدل‌های تعادلی چندگانه مطرح می‌شود. به طوری که کشورهایی با ساختار اقتصادی اولیه مشابه به سمت وضعیت تعادلی مشابه همگرا می‌شوند. هر گروه از این کشورها تشکیل یک باشگاه همگرایی می‌دهند. آنچه که مطالعات قبلی مانند دورلاف و جانسن (۱۹۹۵) نشان می‌دهند، این است که کشورهای زیر صحرای آفریقا در باشگاه کشورهای فقیر و کشورهای صنعتی مانند OECD در باشگاه کشورهای ثروتمند قرار دارند. بر اساس یافته‌های دورلاف و کواه (۲۰۰۰) تعدادی از کشورها نیز در این بین جابجا شده‌اند. مثلاً سنگاپور و کره جنوبی به سمت کشورهای ثروتمند ارتقاء یافته‌اند، در حالی‌که کشوری مانند ونزوئلا به سمت کشورهای فقیر سقوط کرده‌اند اما اکثر کشورهای ثروتمند همچنان غنی و اکثر کشورهای عقب مانده همچنان فقیر باقی مانده‌اند. ایران در نمونه مورد مطالعه دورلاف و جانسن وجود ندارد اما در مطالعه حاضر با استفاده از مدل سری زمانی فرضیه همگرایی، مشخص نمودیم که ایران به سمت کدامیک از باشگاه‌های شناسایی شده توسط دورلاف و جانسن همگرا شده است. نویسندگان مطالعه حاضر در صدد شناسایی باشگاه‌های همگرایی بین ۱۲۹ کشور مورد بررسی نمی‌باشند چون برای این منظور باید از روشی مانند رگرسیون درختی استفاده نمایند. در این مقاله، از داده‌های متغیر درآمد سرانه اولیه استفاده شده است و چون دورلاف و جانسن از این متغیر و نرخ باسوادی ابتدای دوره استفاده نمودند بنابراین نتایج شناسایی باشگاه‌های همگرایی متفاوت از آنچه آن‌ها ارائه نمودند، نخواهد بود.

ج- برای بررسی دقیق فرایند ارتقاء درآمد سرانه ایران از ۱۲۹ کشور به عنوان کشور رهبر استفاده می‌شود.[۱]

این گروه شامل کشورهای توسعه یافته، کشورهای تازه صنعتی شده، کشورهای نوظهور و در حال توسعه می‌باشد. بنابراین نتایج مقاله می‌تواند، به طور دقیق مشخص نماید که ایران به کدام سطح درآمدی در حال حرکت است.

این مقاله با سه هدف اصلی بررسی فرضیه همگرایی درون کشوری برای درآمد سرانه ایران، فرضیه همگرایی به سمت بالا یا ارتقاء درآمد سرانه ایران جهت شناسایی باشگاهی که ایران به آن همگراست و چگونگی همگرایی درآمد سرانه ایران با کشور امریکا (کشور رهبر در مطالعات تجربی) به صورت ذیل تدوین شده است. بعد از مروری بر ادبیات موضوع تحقیق در بخش دوم، بخش سوم و چهارم به ترتیب به معرفی داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. شواهد تجربی در زمینه همگرایی درآمد سرانه در بخش پنجم ارائه می‌شود. در بخش ششم به تخمین مدل اقتصادسنجی پرداخته و سرانجام در بخش آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۱- ادبیات موضوع

۱-۱- مبانی نظری فرضیه همگرایی

بحث همگرایی اقتصادی بر مبنای مفاهیم مدل رشد نئوکلاسیک سولو - سوان (۱۹۵۶) مطرح می‌شود. جنبهٔ کلیدی مدل سولو - سوان فرم نئوکلاسیکی تابع تولید با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، بازدهی نزولی برای هر یک از عوامل تولید و کشش جانشینی مثبت بین عوامل تولید می‌باشد. ترکیب این تابع تولید با قاعدهٔ نرخ ثابت و همانند پس‌انداز، رشد تکنولوژی، رشد جمعیت، و ترجیحات مصرف کننده یک مدل تعادل عمومی ساده را ایجاد می‌کند[۲]. در مدل رشد سولو - سوان، شکل ساده‌ای از تابع تولید کاب - داگلاس در نظر گرفته می‌شود که در آن، تولید تابعی از دو عامل سرمایه و کار است. در این مدل، یک حالت پایا[۳] یا یکنواخت تعریف می‌شود که

---

۱. خلیلی عراقی و مسعودی (۱۳۸۶)، احسانی و رنجبر (۱۳۸۶) و علمی و رنجبر (۱۳۸۷) به ترتیب از کشورهای ژاپن، امریکا و کشورهای گروه دی - هشت (D-8) به عنوان رهبر استفاده نمودند. در اینجا خاطر نشان می‌شود، تمامی ۱۲۹ کشورهای مورد بررسی نمی‌توانند به عنوان کشور رهبر (کشور با درآمد سرانه بالا) برای ایران در نظر گرفته شوند. اما باید گفت، چون درآمد سرانه ایران از روندی یکنواخت طی دوره مورد بررسی پیروی ننموده است، از این رو این مقاله سعی دارد تا مشخص نماید که آیا پویایی درآمد سرانه ایران به سمت بالا بوده است (همگرایی به سمت بالا) یا به سمت پایین (همگرایی به سمت پایین). مسلماً اگر نتوان همگرایی به سمت پایین را رد نمود، در آن صورت فرضیه عدم خروج ایران از مدارهای توسعه نیافتگی قوت بیشتری پیدا خواهد کرد.

2. R. J. Barro and X. Sala-I- Martin (2004)

3. Steady State

در آن کمیت‌های سرانه بدون رشد باقی می‌مانند 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، 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. به عبارت دیگر، براساس پیش‌بینی این مدل، 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.

۱-۲- مدل سری زمانی فرضیه همگرایی

به لحاظ تاریخی مطالعات همگرایی با بحث همگرایی مطلق شروع شد (برای مثال بامول ۱۹۸۶) و سپس به سمت مفهوم همگرایی شرطی سوق پیدا نمود. در ابتدا هر دو مفهوم همگرایی مطلق و شرطی از طریق معادله همگرایی - رشد یا معادله همگرایی بتا بررسی شدند. همگرایی سیگما یا مدل توزیعی بعدا معرفی گردید. همگرایی باشگاهی و مدل سری زمانی فرضیه همگرایی نیز به موازات آن مطرح شدند (Islam, 2003: 316). تعریف سری زمانی فرضیه همگرایی اولین بار توسط برنارد و دورلاف[1] (1995, 1996) مطرح شد. آن‌ها معتقدند که در مدل همگرایی شرطی بتا، فرضیه صفر این است که کل کشورهای موجود در نمونه همگرا نیستند. از این رو این فرضیه گرایش شدیدی به رد فرضیه صفر دارد، در حالی که اقتصادها دارای سطح یکنواخت بلندمدت متفاوتی هستند. در مدل سری زمانی فرضیه همگرایی به سبب پویایی‌های انتقالی در داده‌ها، گرایش به سمت رد فرضیه پایایی بیشتر است. آن‌ها معتقدند که مدل همگرایی شرطی بتا مفهومی ضعیف‌تر از فرضیه همگرایی را نسبت به مدل سری زمانی بیان می‌نماید. آن‌ها همگرایی بین دو کشور i و j به صورت ذیل تعریف می‌نمایند:

$$\lim_{k\to\infty} E(y_{i,t+k} - a.y_{j,t+k} / I_t) = 0 \qquad (1)$$

در معادله (۱) I_t مجموعه اطلاعات در زمان t می باشد. بر اساس این شرط می‌توان همگرایی مطلق و شرطی را برای مفهوم سری زمانی تعریف نمود. اگر α=1 باشد، در این صورت

1. Bernard & Durlauf

معادله (۱) نشان دهنده همگرایی مطلق است. به عبارت دیگر، در این حالت شکاف بین درآمد سرانه دو کشور طی زمان گرایش به سمت ناپدید شدن دارد. اگر $a \neq 0$ باشد، در این صورت، این معادله نشان دهنده همگرایی شرطی خواهد بود. تحلیل سری زمانی فرضیه همگرایی در دو قالب همگرایی درون کشوری[1] و همگرایی میان کشوری[2] مطرح می‌شود.

الف- همگرایی درون کشوری: این تعریف از مدل سری زمانی با همگرایی یک کشور به سمت سطح پایدار خود مرتبط است.

ب- همگرایی بین کشوری: بر اساس این تعریف وقتی شکاف درآمدی بین دو کشور روند پایایی از خود نشان دهد، دو کشور در حال همگرا شدن هستند.

مدل سری زمانی فرضیه همگرایی روی آزمون‌های ریشه واحد بنا شده‌است. همان‌طور که می‌دانیم، هر چه طول دوره زمانی مورد بررسی در این آزمون‌ها بیشتر باشد، نتایج معتبرتر خواهدبود. اما نکته‌ای که باید توجه داشت، اینکه، وقتی دوره زمانی طولانی می شود، تغییرات ساختاری متعددی را در بر خواهد گرفت. از این رو باید از آزمون‌هایی استفاده نمود که تغییرات ساختاری در جزء معین تابع روند را در نظر می‌گیرند. عدم توجه به این مهم، منجر به پذیرش فرضیه عدم همگرایی و تفسیر نادرست از روند شکاف بین درآمد سرانه کشورها خواهد شد (Li & Papell, 1999: 268). در ادبیات فرضیه همگرایی، دو تعریف از فرضیه بر اساس مدل سری زمانی وجود دارد: همگرایی تصادفی و همگرایی معین. همگرایی تصادفی به وضعیتی اطلاق می‌شود که لگاریتم درآمد سرانه دو کشور روند پایا باشد. این تعریف اولین بار توسط کارلینو و میلز(۱۹۹۳) معرفی شد. در ادبیات، این تعریف به مفهوم ضعیف فرضیه همگرایی سری زمانی معروف است، زیرا در صورت همگرا بودن کشورها، بازهم یک اختلاف دائمی بین آن‌ها حول تابع روند وجود دارد. همگرایی معین به وضعیتی اطلاق می‌شود که لگاریتم درآمد سرانه نسبی دو کشور پایا در سطح حول میانگین صفر باشد. این تعریف اولین بار توسط لی و پاپل (۱۹۹۷) مطرح شد.

۲- معرفی داده‌ها

در این پژوهش، همگرایی دو طرفه بین ایران و ۱۲۹ کشور جهان طی دوره زمانی (۲۰۰۶-۱۹۵۰) بررسی شده است. جهت این بررسی از متغیر GDP سرانه هر کشور استفاده شده که آمار آن از داده‌های تاریخی مدیسون (۲۰۰۸)[3] استخراج شده است.

1. Within-convergence
2. Cross-convergence
3. Maddison (2008)

۳- مدل و روش‌شناسی تحقیق

در این تحقیق به منظور آزمون مدل سری زمانی فرضیه همگرایی از آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی - فولر که عبارتند از دیکی - فولر تعمیم یافته، زیوت - اندروز (۱۹۹۲)[1] و لامسدین و پاپل (۱۹۹۷)[2] استفاده شده است. تصریح عمومی این آزمون‌ها به صورت ذیل می‌باشد:

الف- آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته

تصریح این آزمون به صورت ذیل می‌باشد:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{h=0}^{k} c_h \Delta y_{t-h} + \varepsilon_3 \qquad (۲)$$

که در آن $y_t = \ln(y_{t,iran} / y_{t,j})$ که j نماد سایر کشورها، t روند زمانی، جمله $\sum_h^k c_h \Delta y_t$ به منظور حذف خودهمبستگی موجود در مدل اضافه شده‌است. K تعداد وقفه بهینه است که برای تعیین تعداد بهینه آن از روش کمپبل و پرون (۱۹۹۱) استفاده نمودیم.

ب- آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی - فولر با شکست ساختاری

قدرت آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی - فولر، به بعد زمانی داده‌ها بستگی دارد. به گونه‌ای که هر چه بعد داده‌های سری زمانی بزرگ‌تر باشد، نتایج این آزمون‌ها معتبرتر خواهد بود. اما، داده‌های سری زمانی وقتی طولانی می‌شوند، شوک‌های مختلفی را دربرمی‌گیرند که این امر منجر به وقوع تغییرات ساختاری در آن‌ها می‌شود. پرون[3] (۱۹۸۹)اثبات نموده است، وقتی شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی وجود داشته باشد، نتایج آزمون‌های ریشه واحد معتبر نخواهدبود و بهتر است تا از آزمون‌های ریشه واحدی که شکست‌های ساختاری را در نظرمی‌گیرند، استفاده نماییم. او ابتدا آزمون ریشه واحد ADF را با لحاظ یک شکست ساختاری برونزا برای داده‌های سری زمانی امریکا آزمون نمود. اما محققین بعدی مانند زیوت و اندروز (۱۹۹۲) اثبات نمودند که وقتی یک شکست ساختاری برونزا را در داده‌های سری زمانی در نظر می‌گیریم، در این صورت فرضیه ریشه واحد برای سری‌های زمانی بیشتری رد خواهد شد. از این‌رو، آن‌ها مدل آزمون ریشه واحد در حضور یک شکست ساختاری درون‌زا را پیشنهاد دادند که در آن نقطه شکست به صورت درون‌زا و یا به عبارتی دیگر بسته به داده‌های سری زمانی تعیین می‌شود. تصریح عمومی مدل آن‌ها به صورت زیر است:

---

1. Lumsdain
2. Papell
3. Perron

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \rho DT_t + \psi DB_t + \sum_{h}^{k} c_h \Delta y_{t-h} + \varepsilon_3 \qquad (۳)$$

که در آن DT_t و DB_t به ترتیب شکست در تابع روند و شکست در عرض از مبدأ هستند. $DB_t = 1$ اگر $t > T_B$ و در غیر این صورت برابر صفر می‌باشد. $DT_t = t - T_B$ اگر $t > T_B$ و در غیر این صورت معادل صفر خواهد بود. در این روش، نقطه شکست جایی انتخاب می‌شود که آماره t مربوط به ضریب γ را حداقل سازد. به عبارت بهتر، وقتی آماره t مربوط به این ضریب حداقل می‌شود، بیشترین احتمال برای رد فرضیه ناپایایی وجود دارد. زیوت و اندروز (۱۹۹۲) بیان می‌نمایند که وقتی نقطه شکست به صورت برونزا تعیین می‌شوند، فرضیه ناپایایی برای تعداد کمتری از سری‌های زمانی نسبت به حالتی که نقطه شکست به صورت برونزا تعیین می‌شود، رد می‌گردد.

از آنجایی‌که سری‌های زمانی کشورها با بیش از یک شکست ساختاری مواجه می‌باشند، ما از مدل آزمون ریشه واحد با دو و سه شکست ساختاری که توسط لامسدین و پاپل (۱۹۹۷) بسط یافته است، استفاده نمودیم که شکست ساختاری در عرض از مبدأ و روند زمانی را در نظر می‌گیرد[۱]. تصریح عمومی این آزمون به صورت ذیل است:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \rho DT1_t + \psi DB1_t + \varpi DT2_t + \ell DB2_t + \sum_{h}^{k} c_h \Delta y_{t-h} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \rho DT1_t + \psi DB1_t + \varpi DT2_t + \ell DB2_t + \pi DB3_t + \zeta DT3_t + \sum_{h}^{k} c_h \Delta y_{t-h} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن $DT1_t$ ، $DT2_t$ و $DT3_t$ به ترتیب نقاط شکست اول، دوم و سوم در تابع روند و $DB1_t$ ، $DB2_t$ و $DB3_t$ به ترتیب نقاط شکست اول، دوم و سوم در عرض از مبدأ تابع است. $DB1_t = 1$ اگر $TB_2 > t > TB_1$ و در غیر این صورت برابر صفر است. $DB2_t = 1$ اگر $t > TB_3$ و در غیر این صورت برابر صفر است. $DB3_t = 1$ اگر $TB_3 > t > TB2$ باشد. در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. $DT1_t = t - TB_1$ اگر $TB_2 > t > TB_1$ باشد. در غیر این صورت برابر صفر خواهدبود. $DT2_t = t - TB_2$ اگر $TB_3 > t > TB2$ باشد. در غیر این صورت برابر صفر خواهدبود. $DT3_t = t - TB_3$ اگر $t > TB_3$ باشد. در غیر این صورت برابر صفر خواهدبود.

---

۱. در آزمون‌های شکست ساختاری مطرح شده در این مقاله، برای پیدا کردن نقاط شکست از روش زیوت و اندروز استفاده شده‌است. همان طور که بن دیوید و همکاران (۲۰۰۳) مطرح نمودند، در آزمون‌های ریشه آزمون ریشه واحد با بیش از سه شکست ساختاری اگر بخواهیم از روش زیوت و اندروز برای پیدا کردن نقاط شکست استفاده نماییم به زمان بسیار زیادی نیاز دارد که عملاً استفاده از آن را غیرممکن می سازد. از این رو با توجه به تعداد زیاد سری‌های زمانی، در این تحقیق حداکثر سه شکست ساختاری در نظر گرفته شد.

۴- مروری بر مطالعات انجام شده

خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در زمینه همگرایی اقتصادی براساس مدل سری زمانی در جدول یک آمده است.

جدول (۱): خلاصه‌ای از نتایج مطالعات قبلی

نام تحقیق	محدوده مکانی و زمانی تحقیق	یافته‌های تحقیق
کارلینو و میل (۱۹۹۳)	هشت منطقه امریکا - دوره زمانی (۱۹۲۹-۱۹۹۰)	رد فرضیه همگرایی با استفاده از آزمون ریشه واحد ADF برای تمامی مناطق و عدم رد آن برای سه منطقه با استفاده از آزمون پرون (۱۹۸۹)
گرسلی[1] و اکسلی (۱۹۹۷)	کشورهای OECD - دوره زمانی (۱۹۵۰-۱۹۹۰)	تأیید فرضیه همگرایی دوطرفه بین بلژیک و هلند، فرانسه و ایتالیا، استرالیا و انگلستان و سوئد و دانمارک
لی و پاپل (۱۹۹۹)	کشورهای OECD- دوره زمانی (۱۹۰۰-۱۹۸۹)	همگرایی تصادفی ۱۴ کشور از ۱۶ کشور مورد بررسی به سمت GDP سرانه کلی کشورها و همگرایی معین ۱۰ کشور به سمت GDP سرانه کل کشورها.
استرازیمسیچ[2] و همکاران (۲۰۰۴):	۱۵ کشور عضو OECD- دوره زمانی (۱۸۷۰-۱۹۹۴)	تأیید فرضیه همگرایی تصادفی بین ۱۱ کشور با لحاظ شکست‌های ساختاری
لی و همکاران(۲۰۰۵)	همگرایی ۵ کشور ASEAN به سمت ژاپن- دوره زمانی (۱۹۶۰-۱۹۹۷)	همگرایی کشور سنگاپور به سمت ژاپن و واگرایی کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین، و تایلند از آن
کونادو[3] و گراسیا (۲۰۰۶)	۴۳ کشور قاره افریقا - دوره زمانی (۱۹۵۰-۲۰۰۰)	همگرایی کشورهای نامیبیا، نیجریه، بنین، کنیا و روآندا به سمت میانگین مقطعی و واگرایی کشورهای مالی، سنگال، سومالی، و سودان از GDP سرانه امریکا
کینگ و راملوگان[4] (۲۰۰۸)	۱۸ کشور امریکای لاتین - طی دوره زمانی (۱۹۵۰-۲۰۰۰)	به غیر از کشور شیلی بقیه کشورها به خاطر مشکلات نهادی و ساختاری از امریکا واگرا شده‌اند.
رومرو-اویلا[5] (۲۰۰۹)	۱۹ کشور OECD - دوره زمانی (۱۸۷۰-۲۰۰۳)	تأیید فرضیه همگرایی ۱۶ کشور عضو طی قرن بیستم با لحاظ شکست‌های ساختاری درون‌زا

منبع: جمع‌آوری شده توسط محققین مقاله

۵- نتایج تجربی

۵-۱- همگرایی درون کشوری

به منظور آزمون فرضیه همگرایی درون کشوری، با استفاده از آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم یافته، زیوت و اندروز و لامسدین و پاپل، ریشه واحد را در سری زمانی لگاریتم درآمد سرانه ایران آزمون نمودیم. برای تعیین تعداد شکست بهینه از روش جیول[6] و همکاران (۲۰۰۳) استفاده

1. Greasly and Oxley (1997)
2. Strazicich (2004)
3. Cunado (2006)
4. King and Ramlogan (2008)
5. Romero-Avila
6. Jewell

نمودیم. در این روش، ابتدا آزمون ریشه واحد با سه شکست ساختاری برآورد می‌شود. اگر تمامی ضرایب متغیرهای شکست ساختاری در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بودند، مدل با سه شکست ساختاری به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود. در غیر این‌صورت، مدل با دو شکست ساختاری آزمون می‌شود و شرط فوق دوباره بررسی می‌گردد. اگر برقرار نشد، مدل با یک شکست ساختاری آزمون می‌شود. اگر هیچ یک از سه مدل پذیرفته نشدند، آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته به عنوان آزمون بهینه انتخاب خواهد شد. در جداول (۲) و (۳) نتایج مربوط به تاریخ‌های شکست ساختاری در سری زمانی لگاریتم درآمد سرانه ایران و آماره تی‌استیودنت (t-student) مربوط به متغیرهای شکست ساختاری برای دو حالت شکست در عرض از مبدأ (جدول ۲) و شکست عرض از مبدأ و شیب تابع روند زمانی جدول (۳) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، برای حالت شکست در عرض از مبدأ، مدل با سه شکست ساختاری و برای حالت شکست در عرض از مبدأ و شیب، مدل با دو شکست ساختاری انتخاب می‌شود. شکست‌های ساختاری حول شوک‌های مهم اقتصادی مانند شوک نفتی اول، انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی و شوک نفتی نیمه دوم دهه ۱۳۷۰ اتفاق افتاده‌اند. برای آزمون فرضیه ریشه واحد، ابتدا مقادیر آزمون‌های مختلف را بر اساس فرایند AR(1) و سری‌های زمانی جعلی ۵۷ مشاهده‌ای محاسبه نموده‌ایم که نتایج در جدول (۵) و نتایج آزمون ریشه واحد نیز در جدول (۴) ارائه شده‌است. همان طور که مشاهده می‌شود، در تمامی آزمون‌ها (به خصوص در مورد مدل‌های انتخاب شده) قدر مطلق آماره آزمون از مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول (۴) کوچک‌تر می‌باشد. بنابراین، فرضیه همگرایی درون کشوری برای درآمد سرانه ایران رد می‌شود.

جدول (۲): نتایج آماره‌های t-student متغیرهای شکست ساختاری در آزمون‌های شکست در عرض از مبدأ تابع روند

آزمون		آماره t-student مربوط به ضرایب متغیرهای شکست ساختاری در عرض از مبدأ			تاریخ‌های شکست در عرض از مبدأ تابع روند		
		اول	دوم	سوم	اول	دوم	سوم
زیوت - اندروز		-۲.۴۷	-	-	۱۹۸۳	-	-
لامسدین و پاپل	دو شکست	-۵.۳۸	-۲.۸۸	-	۱۹۷۷	۱۹۸۵	-
	سه شکست	-۳.۶۴	-۳.۸۷	-۲.۸۹	۱۹۷۷	۱۹۸۵	۱۹۹۷

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳): نتایج آماره‌های t-student متغیرهای شکست ساختاری در آزمون‌های شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند

آزمون		آماره t-student مربوط به ضرایب متغیرهای شکست ساختاری						تاریخ‌های شکست در شیب و عرض از مبدأ تابع روند		
		شکست در عرض از مبدأ			شکست در روند					
		اول	دوم	سوم	اول	دوم	سوم	اول	دوم	سوم
زیوت – اندروز		−5.79	–	–	−3.03	–	–	1977	-	-
لامسدین و پاپل	دوشکست	−5.12	4.29	-	2.75	-2.1	-	1971	1985	-
	سه شکست	−0.86	3.51	0.2	3.87	−6.72	6.48	1965	1975	1991

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴): نتایج آزمون‌های ریشه واحد

آزمون موقعیت شکست	دیکی – فولر تعمیم یافته		زیوت و اندروز		لامسدین و پاپل			
					با دو شکست		با سه شکست	
	آماره آزمون	تعداد وقفه بهینه	آماره آزمون	تعداد وقفه بهینه	آماره آزمون	تعداد وقفه بهینه	آماره آزمون	تعداد وقفه بهینه
در عرض از مبدأ	-1.19	0	-3.12	2	-4.14	0	-5.27	0
در عرض از مبدأ و شیب	-1.87	2	-4.16	۰	-5.14	2	-7.09	8

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): مقدار بحرانی برای آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی فولر تعمیم یافته

آزمون / سطح معنی‌داری			٪۱	٪۲/۵	٪۵	٪۱۰	٪۹۰	٪۹۵	٪۹۷.۵	٪۹۹
شکست در عرض از مبدأ	دیکی – فولر تعمیم یافته		-3.83	-3.48	-3.15	-2.8	-0.23	0.211	0.656	1.262
	زیوت و اندروز		-6.04	-5.75	-5.42	-5.08	-2.95	-2.69	-2.49	-2.09
	لامسدین و پاپل	با دو شکست	-7.36	-6.86	-6.57	-6.21	-4.07	-3.75	-3.53	-3.11
		با سه شکست	-8.67	-7.98	-7.49	-7.13	-4.897	-4.56	-4.21	-3.88
شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند	دیکی – فولر تعمیم یافته		-4.48	-4.15	-3.85	-3.48	-1.14	-0.74	-0.29	0.25
	زیوت و اندروز		-6.62	-6.16	-5.89	-5.51	-3.33	-3.05	-2.80	-2.64
	لامسدین و پاپل	با دو شکست	-8.11	-7.74	-7.41	-6.93	-4.97	-4.72	-4.53	-4.19
		با سه شکست	-9.65	-9.049	-8.69	-8.29	-6.15	-5.97	-5.73	-5.42

۱. به منظور به دست آوردن ارزش‌های بحرانی مربوط به آزمون ADF و آزمون‌های شکست ساختاری فرض نمودیم که فرایند تصادفی تولید داده‌ها به صورت $\Delta y_t = \varepsilon_t$ ، $y(0) = 0$ و $\varepsilon_t \sim (0,1)$ می‌باشد. آنگاه تخمین معادله (۲) را ۵۰۰۰ بار و معادلات (۳)، (۴) و (۵) را ۱۰۰۰ بار با سری های زمانی جعلی ۵۷ مشاهده‌ای تکرار و در هر بار آماره t مربوط به ضریب γ را ذخیره نمودیم. با مرتب نمودن سری آماره‌های به دست آمده، ارزش‌های بحرانی در سطوح معنی‌داری مختلف را محاسبه نمودیم. نکته مهم اینکه ابتدا ۵۰۰۰ سری جعلی با استفاده از نرم افزار Eviews تولید شدند. سپس از این نمونه جعلی در نرم افزار Gauss استفاده شده‌است.

۲. منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- ارتقاء درآمد سرانه

به منظور بررسی فرایند ارتقاء درآمد سرانه ایران، ریشه واحد در سری‌های زمانی شکاف GDP سرانه ایران از سایر کشورها[۱] با استفاده از آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم یافته، زیوت و اندروز و لامسدین و پاپل آزمون گردید که نتایج در جدول (۶) ارائه شده‌است. ابتدا مانند قبل، برای تعیین مدل مناسب، تعداد شکست بهینه در هر سری مشخص شد. در جدول (۶) نتایج آزمون ریشه واحد برای مدل مناسب هر سری زمانی ارائه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، در حالت شکست در عرض از مبدأ، اکثر سری‌های زمانی سه شکست ساختاری را در عرض از مبدأ تجربه نموده‌اند در حالی‌که در حالت شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب تابع روند، تعداد شکست بهینه بین سری‌های زمانی متفاوت‌تر از حالت قبل است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که ایران نتوانسته است با هیچ یک از کشورهای پیشرفته همگرا شود به گونه‌ای که، تنها همگرایی ایران با تعدادی از کشورهای عقب مانده مانند کنگو، نیجر، گامبیا، مراکش، موزامبیک و ... رد نشده است.

در جدول (۷) تکرار تاریخ‌های شکست در دو حالت شکست در عرض از مبدأ و شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند آورده‌شده‌است. همان طور که مشاهده می‌شود، اکثر شکست‌های ساختاری حول وقایع مهم یعنی شوک نفتی اول (۱۳۵۴-۱۳۵۲)، انقلاب اسلامی (۱۳۵۷-۱۳۵۶)، جنگ تحمیلی و فشارهای تورمی (۱۳۶۴) و سیاست‌های ارزی، فشارهای تورمی و کاهش قیمت نفت در دهه (۱۳۷۶-۱۳۷۲) اتفاق افتاده است.

در ادامه به منظور بررسی اثر شکست‌های ساختاری در تاریخ‌های ۱۳۴۵، ۱۳۵۲، ۱۳۵۷، ۱۳۶۴ و ۱۳۷۶ بر همگرایی درآمد سرانه ایران با کشور امریکا (به عنوان کشوری با سطح درآمد سرانه بالا) مدل زیر را تخمین می‌زنیم:

$$y_t = constant + trend + \sum_{j=1}^{k} \mu_k DU_k + \sum_{j=1}^{k} \beta_k DT_k + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در معادله (۶) $DT \cdot DU$ و k به ترتیب متغیر موهومی عرض از مبدأهای تابع روند در هر یک از نقاط شکست، متغیر موهومی شیب تابع روند بین نقاط شکست و تعداد نقاط شکست می‌باشند. مقدار متغیر DU در آخرین نقطه شکست (n) به صورت ذیل تعریف می‌شود:

---

۱. برای مثال منظور از سری زمانی ایران - بلغارستان سری زمانی اختلاف بین لگاریتم GDP سرانه ایران از GDP سرانه بلغارستان می‌باشد.

$$DU_n = \begin{cases} 1 & , \quad t > TB_n \\ 0 & , \quad \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

مقدار این متغیر بین دو نقطه شکست h و l به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$DU_{hl} = \begin{cases} 1 & , \quad TB_h < t < TB_l \\ 0 & , \quad \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

مقدار متغیر DT بعد از آخرین نقطه شکست (n) به صورت ذیل تعریف می شود:

$$DT_n = \begin{cases} t - TB_n & , \quad t > TB_n \\ 0 & , \quad \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

مقدار این متغیر بین دو نقطه شکست h و l به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$DT_{hl} = \begin{cases} t - TB_h & , \quad TB_h < t < TB_l \\ 0 & , \quad \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

زمانی فرایند ارتقاء درآمد سرانه بین دو نقطه شکست متوالی تأیید می‌شود که دو ضریب μ و β مختلف العلامت باشند. اگر دو ضریب مذکور هم علامت باشند، در این صورت فرضیه واگرایی بین دو کشور را نمی‌توان رد کرد. اگر یکی از ضرایب معنی‌دار باشد در آن صورت فرایند همگرایی یا واگرایی ضعیف رد نمی‌شود. اگر هر دو ضریب بی‌معنی باشند (خواه هم علامت یا مختلف العلامت). و قدر مطلق مقدار ضریب β کوچک‌تر از ۰،۲۰ باشد، در این صورت می‌توان گفت که فرایند همگرایی اتفاق افتاده است. اگر مقدار قدر مطلق ضریب β بزرگ‌تر از ۰،۲۰۰ باشد، در این صورت تصمیم‌گیری در مورد همگرایی و یا واگرایی مشکل خواهد بود (DeJuan & Tomljanovich, 2005: 583). نتایج تخمین معادله (۶) در جدول (۸) ارائه شده است. بر اساس نتایج، تا قبل از سال ۱۳۵۷ شکاف درآمد سرانه ایران با امریکا در حال کاهش بود. شوک‌های سال‌های ۱۳۴۵ و به خصوص شوک اول نفتی با افزایش سطح درآمد سرانه به این فرایند کمک نمودند. وقوع انقلاب اسلامی منجر به کاهش سطح درآمد سرانه ایران شد و اثرات آن در کنار عارضه خارجی جنگ، منجر به واگرایی درآمد سرانه و افزایش شکاف درآمدی شد. فشارهای تورمی دوران جنگ و کاهش سطح درآمدهای نفتی اواسط دهه ۱۳۷۰ نیز سبب کاهش درآمد سرانه شدند. اما، از اواخر دهه ۱۳۷۰به بعد، رونق اقتصادی تا حدودی شکاف درآمدی ایران را کاهش داد.

جدول (۶): نتایج آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی - فولر برای آزمون فرایند ارتقاء درآمد سرانه ایران

	شکست در عرض از مبدأ تابع روند							شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند								شکست در عرض از مبدأ تابع روند							شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند						
کشور	آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم	شکست اول	شکست دوم	آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم	شکست اول	شکست دوم	کشور	آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم	شکست اول	شکست دوم	آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم	شکست اول	شکست دوم
آرژانتین	-6.28	0	1357	1364	1371			-4.95	0	1357					فرانسه	-6.16	0	1346	1357	1364	-5.3	2	1350	1364					
استرالیا	-5.3	0	1356	1364	1376			-4.15	0	1356					گابون	-5.73	0	1352	1357	1377	-2.71	5	1366						
اتریش	-5.71	0	1345	1357	1364			-3.97	0	1356					گامبیا	-7.73**	2	1348	1357	1366	-8.35***	3	1343	1356					
برزیل	-6.88	2	1343	1356	1363			-1.5	0						المان	-5.53	0	1345	1356	1364	-2.17	2							
بلغارستان	-6.18	0	1346	1357	1368			-3.79***	8						غنا	-4.73	3	1343	1350	1363	-4.44	1	1350						
بورکینافاسو	-5.37	1	1356	1364	1376	1351	1364	-5.52	2	1351	1364				یونان	-6.59	3	1350	1357	1363	-6.44	3	1352	1364					
برمه	-4.52	0	1344	1357	1377			-3.89	0	1356					گواتمالا	-6.35	0	1356	1364	1376	-4.06	0	1357						
بروندی	-6.71	4	1356	1358	1364	1352	1364	-6.62	4	1352	1364	1373			گینه	-5.58	0	1346	1356	1364	-4.35	0	1356						
کامبوج	-5.42	8	1345	1348	1352	1352	1371	-6.12	8	1352					گینه بیسائو	-4.53	5	1340	1357	1364	-2.48	8							
کامرون	-5.59	3	1357	1362	1379	1342	1354	-8.47***	8	1342	1354	1369			هایتی	-6.2	2	1341	1356	1364	-5.4	2	1356	1368					
کانادا	-5.89	0	1356	1364	1376	1356	1365	-5.75	2	1356					هوندراس	-6.35	0	1346	1356	1364	-5.77	2	1356	1366					
کیپ وردا	-4.89	1	1343	1349	1358			-4.57	0	1357					هنگ کنگ	-6.32	0	1344	1357	1364	-2.71	7							
ج. افریقای مرکزی	-5.3	0	1356	1364	1375			-3.81	8	1362					مجارستان	-4.98	0	1356	1364	1377	-4.33	0	1356						
چاد	-4.95	0	1343	1363	1379			-3.56	0	1358					هند	-4.37	3	1343	1349	1363	-4.89	0	1350	1369					
شیلی	-4.83	7	1345	1350	1366	1350	1354	-4.77	2	1350					اندونزی	-5.56	8	1345	1357	1367	-3.26	8							
چین	-5.23	8	1345	1349		1339	1354	-7.45	3	1339	1354	1366			عراق	-9.72*	2	1348	1356	1369	-2.14	0							
کلمبیا	-6.03	0	1343	1357	1364			-1.39	0						ایرلند	-4.45	0	1357	1364	1375	-4.61	2	1355						
کومور ایسلند	-5.77	4	1350	1353	1363	1353	1369	-5.66	1	1353	1369				اسرائیل	-5.79	0	1357	1364		-1.84	0							
کنگو	-6.38*	4	1357			1354	1362	-6.94***	4	1354	1362				ایتالیا	-5.68	0	1348	1356	1364	-1.83	1							
کاستاریکا	-6.03	0	1356	1364	1376	1357		-4.43	0	1357					جامائیکا	-4.12	0	1364			-6.53	7	1354	1372					
ساحل عاج	-6.11	2	1349	1356	1362	1341	1356	-6.81	2	1341	1356	1368			ژاپن	-5.5	0	1339	1356	1364	-5.6	2	1352	1366					
کوبا	-5.18	7	1346	1357	1363	1356		-4.17	0	1356					اردن	-6.37	8	1346	1348	1356	-4.52	8	1356						
چکسلواکی	-5.26	3	1347	1357	1362	1356		-4.28	0	1356					کنیا	-6.62	0	1356	1364	1376	-4.1	0	1357						
دانمارک	-5.8	0	1346	1357	1364	1352	1364	-5.29	2	1352	1364				کویت	-5.68	2	1343	1350	1369	-6.75	2	1352	1369					
دی جی بوتی	-3.96	8	1345	1351				-1.5	3						لائوس	-4.55	0	1357	1364	1377	-4.45	0	1357						
جمهوری دومنیکی	-5.38	3	1343	1357	1364	1356		-5.07	0	1356					لبنان	-5.31	0	1356	1369	1379	-4.92	2	1347						
اکوادور	-6.53	2	1356	1362	1366	1356	1366	-6.11	2	1356					لسوتو	-5.28	1	1346	1358	1366	-5.15	4	1349	1364					
مصر	-5.41	0	1344	1356	1364	1350	1364	-5.87	3	1350	1364				لیبریا	-5.28	1	1357	1364	1368	-2.38	7							
السالوادور	-5.09	0	1345	1356	1364	1346		-3.94	2	1346					لیبی	-5.16	2	1340	1368		-6.01	8	1346	1369					
گینه استوایی	-6.14	2	1347	1356	1375			0.06	7						ماداگاسکار	-5.74	0	1357	1364	1376	-5.59	2	1350	1364					
اریتره و آتیوپی	-5.64	2	1358	1364	1377	1352	1368	-5.78	2	1352					مالاوی	-6.63	0	1356	1363	1373	-5.31	0	1356						
فنلاند	-6.04	0	1357	1364	1376	1356		-4.39	0	1356					مالزی	-5.32	7	1346	1356	1366	-2.53	6							

ادامه جدول (۶)

کشور	شکست در عرض از مبدأ تابع روند						شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند					
	آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم		آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم	
مالی	-5.14	0	1356	1364	1376		-5.11	2	1356			
موریتانی	-6.38	3	1350	1358	1363		-7.14	3	1342	1353	1364	
موریشس	-5.76	7	1343	1346	1364		-4.93	0	1346	1364		
مکزیک	-5.97	0	1346	1357	1364		-5.27	0	1356			
مغولستان	-6.24	2	1356	1362	1364		-3	8				
مراکش	-5.43	0	1356	1364	1376		-7.16***	5	1354	1366		
موزامبیک	-5.55	2	1341	1348	1352		-7.11***	2	1353	1372		
نامیبیا	-5.55	0	1346	1357	1364		-6.22	2	1340	1356		
نپال	-5.02	0	1345	1357	1364		-2.62	7				
هلند	-5.47	0	1356	1364	1376		-5.72	2	1356	1366		
نیوزیلند	-5.52	0	1345	1357	1364		-3.89	0	1357			
نیکاراگوئه	-5.87	4	1348	1364	1368		-3.62***	4				
نیجر	-6.77	3	1350	1356	1363		-5.90***	3	1350	1363		
نیجریه	-6.82	7	1345	1357	1366		-6.98	2	1345	1366		
کره شمالی	-6.93	2	1356	1364	1372		-6.3	2	1356	1372		
نروژ	-5.55	0	1346	1356	1364		-3.71	0	1357			
عمان	-6.59	1	1345	1356	1362		-5.5	1	1345	1362		
پاکستان	-5.42	7	1347	1357	1364		-6.27	3	1354	1366		
پاناما	-6.62	1	1348	1358	1364		-5.3	1	1358			
پاراگوئه	-6.36	0	1344	1356	1364		-1.75	1				
پرو	-6.21	2	1346	1349	1358		-4.98	1	1357			
فیلیپین	-6.12	2	1346	1356	1364		-4.14	5	1356			
لهستان	-5.33	0	1356	1364	1376		-4.66	0	1356			
پرتقال	-5.41	1	1358	1364			-1.92	1				
پروتو ریکا	-5.46	1	1349	1358	1364		-1.67	0				
قطر	-5.9	0	1357	1360	1375		-4.24	0	1360			
رئنیون	-5.8	0	1349	1357	1364		-7.75**	3	1354	1366		
رومانی	-6.63	2	1356	1362	1368		-6.05	2	1356	1368		
روآندا	-5.77	8	1357	1364	1373		-5.76	8	1354	1369		
سائو تومه	-7.22***	3	1350	1356	1363		-6.58	3	1350	1364		
عربستان سعودی	-5.52	2	1340	1355	1374		-5.80***	2	1358			
سنگال	-5.08	0	1357	1364	1376		-4.29	8	1347			
سیشل	-6.02	0	1356	1364	1374		-3.45	0	1356			

کشور	شکست در عرض از مبدأ تابع روند						شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند					
	آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم		آماره ضریب لاگرانژ	وقفه بهینه	شکست اول	شکست دوم	شکست سوم	
سیرالئون	-6.44	4	1358	1364	1374		-3.94	7	1364			
سنگاپور	-6.5	6	1356	1358	1366		-2.61	6				
سومالی	-5.72	0	1347	1355	1364		-8.06	5	1340	1352	1366	
آفریقای جنوبی	-5.39	0	1357	1364	1377		-4.84	0	1357			
کره جنوبی	-6.62	5	1339	1356	1364		-2.37	6				
اسپانیا	-5.97	0	1356	1364	1376		-6.29	3	1354	1366		
سریلانکا	-4.67	1	1356	1364	1376		-4.95	0	1356			
سودان	-4.81	7	1345	1364	1375		-5.28	3	1350	1367		
سوازیلند	-5.81	5	1340	1358	1364		-5.65	3	1350	1363		
سوئد	-5.65	0	1346	1357	1364		-4.25	0	1356			
سوئیس	-5.79	0	1346	1357	1364		-5.38	2	1353	1364		
سوریه	-5.55	3	1343	1357	1363		-3.78	0	1355			
تایوان	-6.31	0	1356	1362	1364		-2.23	6				
تانزانیا	-6.01	0	1356	1364	1377		-5.87	3	1352	1364		
تایلند	-4.79	7	1346	1356	1366		-11.04*	4	1345	1354	1373	
توگو	-5.84	2	1340	1356	1363		-5.85	2	1350	1370		
ترینیداد و توباگو	-5.22	0	1345	1356	1379		-4.01	0	1356			
تونس	-5.5	0	1356	1364	1376		-4.09	0	1355			
ترکیه	-5.94	0	1356	1364	1373		-6.13	0	1356	1365		
اوگاندا	-5.1	8	1348	1364	1376		-4.34	2	1352			
امارات متحده عربی	-5.01	0	1346	1358	1360		-1.93	1				
انگلستان	-5.54	0	1356	1364	1376		-5.84	2	1352	1364		
امریکا	-5.65	0	1356	1364	1376		-3.7	0	1357			
اروگوئه	-7.47***	0	1339	1346	1358		-1.18	3				
ونزوئلا	-5.89	0	1346	1356	1364		-5.82	5	1356	1369		
ویتنام	-6.02	8	1345	1368	1375		-7.6	4	1342	1354	1366	
فلسطین و غزه	-5.36	0	1357	1364	1379		-1.67	2				
یمن	-5.48	3	1341	1356	1362		-4.08	8	1376			
یوگوسلاوی	-6.89	2	1346	1356	1369		-2.88	2				
زئیر	-6.4	0	1357	1364	1369		-5.54	3	1354	1364		
زامبیا	-5.34	0	1347	1357	1364		-6.9	3	1343	1356	1372	
زیمباوه	-4.76	2	1357	1362	1366		-1.53	1				

۱- وقفه بهینه بر اساس روش آماره به دست آمده است. ۲-ارزش های بحرانی در سطح ۱، ۲.۵، ۵ و ۱۰ درصد از جدول شماره (۳) اخذ شده است. *، **و ***به ترتیب معنی داری در سطح ۱، ۲.۵، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می دهند.

۳- منبع: یافته های تحقیق.

جدول (۷): تکرار نقاط شکست در هر دهه

تکرار نقاط شکست در هر دهه	1330	1340		1350		1360		1370	
	نیمه دوم	نیمه اول	نیمه دوم	نیمه اول	نیمه دوم	نیمه اول	نیمه دوم	نیمه اول	نیمه دوم
شکست در عرض از مبدأ تابع روند	3 (1339)	37 (1344) و (1345)	43 (1346)	15 (1350)	112 (1356) و (1357)	102 (1364)	21 (1366)	14 (1375)	31 (1376)
شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند	1 (1339)	11 (1342) و (1345)	6 (1346)	42 (1354) و (1352)	46 (1356)	24 (1364)	13 (1366)	9 (1372)	1 (1376)

۱- اعداد داخل پرانتز پرتکرارترین سال هر نیم دهه را نشان می‌دهند. اعداد بیرون پرانتز تعداد تکرار سال‌های هر نیم دهه را نشان می‌دهند. مثلاً در نیم دوم دهه ۱۳۳۰ پرتکرارترین سال، ۱۳۳۹ بود و تعداد تکرار سال‌های این نیم دهه به عنوان نقطه شکست در عرض از مبدأ تابع روند سه بار بوده است.

۲- منبع: یافته‌های تحقیق.

جدول (۸): اثر شکست‌های ساختاری بر شکاف درآمدی بین ایران و امریکا

زمان / ضریب	قبل از ۱۳۴۵	بین ۱۳۴۵ تا ۱۳۵۲	بین ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷	بین ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۴	بین ۱۳۶۴ تا ۱۳۷۶	بین ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۵
عرض از مبدأ	-1.79 (0.000)	-1.73 (0.000)	-1.26 (0.000)	-1.81 (0.000)	-2.08 (0.000)	-2.28 (0.000)
روند	0.009 (0.001)	0.075 (0.02)	0.02 (0.7)	-0.012 (0.7)	0.006 (0.6)	0.017 (0.3)

۱- اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال را نشان می‌دهند.

۲- منبع: یافته‌های تحقیق

پرتال جامع علوم انسانی

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، فرایند همگرایی درآمد سرانه ایران که به نوعی حاکی از سطح رفاه می‌باشد، بررسی شده است. بدین منظور با استفاده از مدل سری زمانی فرضیه همگرایی و آزمون‌های ریشه واحد نوع دیکی فولر با شکست‌های ساختاری، روند تغییرات شکاف درآمد سرانه ایران را با ۱۲۹ کشور بررسی نمودیم. در حقیقت، نمونه مورد بررسی شامل

چهار گروه بوده است: گروه اول که کشورهای صنعتی هستند که عضو OECD می‌باشند. گروه دوم کشورهای تازه صنعتی شده که ببرهای آسیا را شامل می‌شود. گروه سوم کشورهای نوظهور مانند برزیل و هند و گروه چهارم شامل کشورهای درحال توسعه است. سه نتیجه کلیدی این تحقیق به‌طور خلاصه به صورت زیر است:

۱- همگرایی درون کشوری برای درآمد سرانه ایران رد می‌شود. به عبارت دیگر، فرضیه همگرایی درآمد سرانه ایران به سمت یک سطح پایدار مشخص را نمی‌توان پذیرفت.

۲- فرضیه همگرایی به سمت بالا یا ارتقاء درآمد سرانه ایران (همگرایی به سمت کشورهای توسعه یافته) رد می‌شود. درحالی‌که کشورهایی مانند کره جنوبی، تایوان و پرتقال که در گروه درآمدی ایران در سال ۱۹۵۰ قرار داشته‌اند، توانستند به این مهم دست یابند. طی دوره (۲۰۰۶-۱۹۵۰) درآمد سرانه ایران گرایش به سمت کشورهایی را نشان می‌دهد که بر اساس یافته‌های دورلاف و جانسن جزء باشگاه کشورهای عقب مانده هستند. اگر چه طی دوره مذکور دستخوش تحولاتی نیز شده است.

۳- با بررسی اثر شکست‌های ساختاری در تاریخ‌های ۱۳۴۵، ۱۳۵۲، ۱۳۵۷، ۱۳۶۴ و ۱۳۷۶ بر همگرایی درآمد سرانه ایران با کشور امریکا (به عنوان کشوری با سطح درآمد سرانه بالا) مشخص شد که شوک نفتی دهه ۱۳۵۰، وقوع انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی، کسری بودجه دولت در سال‌های متمادی و فشارهای تورمی و سیاست‌های ارزی در دهه ۱۳۷۰ و شوک نفتی این دهه، اثرات قابل توجهی بر شکاف درآمدی ایران با کشورهای توسعه یافته مانند امریکا داشته‌اند. همچنین وقوع انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی و شوک نفتی سال ۱۳۷۶ در کاهش سطح درآمد سرانه ایران و انحراف آن از فرایند همگرایی به سمت بالا نقش قابل توجهی داشته‌است.

نتایج فوق نشان می‌دهند که سیاست‌گذاران کشور، باید به اقدامات اساسی در جهت امنیت اقتصادی، خروج از وابستگی اقتصاد ایران به نفت و تقویت زیرساخت‌های بنیادین (که به عنوان ضربه‌گیر در برابر شوک‌ها عمل می‌نمایند) اهتمام ورزند. این اقدامات لازمه اصلی ارتقاء و خروج از مدارهای توسعه نیافتگی است. در غیر این صورت، خروج از بن‌بست عقب ماندگی بعید به نظر می‌رسد.

منابع

الف- فارسی

۱. احسانی، محمد علی؛ رنجبر، امید؛ **آیا سازمان کنفرانس اسلامی یک باشگاه همگرایی است (تحلیل داده‌های مقطعی و سری زمانی)**، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۶.

۲. خلیلی عراقی، منصور؛ مسعودی، ناهید؛ **بررسی مسیر شکاف درآمدی کشورهای منطقه منا، نسبت به ژاپن، طی دوره (۲۰۰۲-۱۹۷۵)**، با توجه به تئوری همگرایی، تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۵.

۳. رنجبر، امید؛ علمی، زهرا میلا؛ **تفسیر مدل سری زمانی و شاخص‌های نابرابری از شکل‌گیری همگرایی درکشورهای گروه D8**، مجله تحقیقات اقتصادی ایران، ۱۳۸۷، شماره ۱۰.

۴. فروغی پور، الهام؛ **بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک**، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۸۵، شماره ۳۹.

۵. کارنامه حقیقی، حسن؛ اکبری، نعمت‌اله؛ **بررسی همگرایی تقاضای اجتماعی آموزش عالی در ایران (۱۳۸۰-۱۳۶۲)**، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۳، شماره ۶.

ب- لاتین

6. Abramovitz, Moses, **Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind**, Journal of Economic History, 46, 1986, 385-406.
7. Afshari, Zahra, Fouroghi Pour Elham, and Iman Sheibani, **the growth dynamism in the Islamic countries (1950-1998)**, Iranian Economic Review, 10, 2005, 1-20
8. Azariadis, Costas & Drazen, Allan, **Threshold Externalities in Economic Development**, The Quarterly Journal of Economics, vol. 105 (2), 1990, pages 26-501.
9. Barro, R.J, Xavier, S.M, **Convergence across States and Regions**, Brookings Papers, 1, 1991, 82-107.
10. Barro, Robert J.& Xavier, S.M, **Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison**, journal of the Japanese and international economics, 6, 1992b, 312-346.
11. Barro, R. J. & Xavier, S.M, **Economic Growth**, McGraw Hill, NewYork, 2004.
12. Baumol, W. J. (1986), **Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show?**, American Economic Review, LXXVI, 85-1072.
13. Bernard, A and Steven N. D, **Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis**, Journal of Econometrics, 71, 1996, 61-173.
14. Carlino, G and L. Mills, **are U.S. regional incomes converging? A time series analysis**, Journal of monetary economics, 32, 1993, 335-346 .
15. Cunado, J, and F. Perez de Gracia, **Real convergence in Africa in the second-half of the 20th century**, Journal of Economics and Business, 58, 2006, 153–167.
16. Durlauf, S.N. & Johnson, P.A, **Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior**, Journal of Applied Econometrics, vol. 10(4), 1994, pages 84-365.

17. Durlauf, S. N. & Quah, D. T, **the New Empirics of Economic Growth**, Handbook of Macroeconomics, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), Handbook of Macroeconomics, volume 1, 1999, 235-308.
18. Gerald C and Leonard M, **Convergence and the U.S. States: A Time-Series Analysis**, Journal of Regional Science, Vol. 36, 1996, No. 4, 597-616.
19. Howard, p, **endogenous growth theory: intellectual appeal and empirical shortcoming**, journal of economic perspectives, 7, 1994, 27-55.
20. Hardi, K, **Testing for stationarity in heterogeneous panel data**, Econometrics Journal, 3, 2000, 61-148.
21. Im, K.S, Lee, J., Tieslau, M, **Panel LM unit-root tests with level shifts**, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 67 (3), 2005, 393-419.
22. Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y, **Testing for unit roots in heterogeneous panels**, Journal of Econometrics 115 (1), 2003, 53-74.
23. Islam, N, **What Have we learnt from the convergence debate?**, journal of economic surveys, 17, 2003, 309-362.
24. Jewell, T, Lee, J, Tieslau, M, and Strazicich, M, C, **Stationarity of expenditures and GDP: evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks**, Journal of health economics, 22, 2003, 313-323.
25. Joseph, D, Marc. T, **Income convergence across Canadian provinces in the 20th century: Almost but not quite there**, Annual of Regional Science, 39, 2005, 567-592.
26. Junsoo, L, John A. L, Mark C. S, **Non-renewable resource prices: Deterministic or stochastic trends?**, Journal of Environmental Economics and Management 51, 2006, 354-370.
27. Kin g, A and Ramlogan, C, **Is Latin America catching up? A time series approach**, Review of development economics, 12, 2008, 397-415.
28. Lee. H, K. lim, and M. Azli, **Income disparity between Japan and ASEAN-5 countries: convergence, catching up or diverge?**, Economics Bulletin, 6, 2005,1-20.
29. Levin, A., Lin, C.-F., Chu, C.J, **Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties**, Journal of Econometrics 108, 2002, 1-24.
30. Li, Q and Papell, D, **Convergence of international output Time series evidence for 16 OECD countries**, International Review of Economics and Finance, 8, 1999, 267-280.
31. Loewy, M and, D. Papell, **Are U.S. Regional Incomes Converging? Some Future Evidence**, Journal of Monetary Economics, 38, 1996, 587-598.
32. Lucas R. E. J, **Why doesn't capital flow from rich to poor countries?**, American Economic Association Papers and Proceedings, 80(2), 1990, 92-96.
33. Lumsdaine,R and D. Papell, **Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis**, Rev. Econ Statistic, 79 (2) 2, 1997, 12–218.
34. MacKinnon, J, ***Critical values for cointegration tests***, In R. Engle, & C. Granger (Eds.), Long-run economic relationships: readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press, 1991.
35. Perron, P, **The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis**, Econometrica 57 (6), 1989, 1361-1401.
36. Romer, David, **Advanced Macroeconomics**, McGraw-Hill, New York, 2002.
37. Rassekh, F, **the convergence hypothesis: History, theory and evidence**, Open Economies Review, 9, 1998, 85-105.

38. Solow, R. M, **a Contribution to the Theory of Economic Growth**, Quarterly Journal of Economics, 70, 1956, 65-94.
39. Strazicich, M. C., Lee, J., and Day, E, **are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks**, Journal of macroeconomics, 26, 2004, 131-145.
40. Westerlund, J, ***a panel unit root test with multiple endogenous breaks***, Technical Report, Lund University, 2005.
41. WWW. Penn World Table.Com
42. Zivot, E., Andrews, D.W.K, **further evidence of the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis**, Journal of Business and Economic Statistics 10, 1992, 251-270.
43. DeJuan, J & M. Tomljanovich, **Income Convergence Across Canadian Provinces in the 20th Century: Almost But Not Quite There**, Annals of Regional Science, 39, 2005, 567-592.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی