مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۹۵ / تابستان ۹۰ / صفحات ۵۷ - ۳۱

# شکاف درآمدی چه کشورهایی در حال کاهش است؟ یافته‌هایی جدید از آزمون‌های ریشه‌ی واحد پانلی با شکست‌های ساختاری متعدد درون‌زا

**امید رنجبر***

**کارشناس مطالعات اقتصادی وزارت بازرگانی، دفتر امور بین‌الملل و سازمان‌های تخصصی**

o_rangbar@yahoo.com

**زهرا (میلا) علمی**

**دانشیار در دانشگاه مازندران، دانشکده اقتصاد و علوم اداری**

z.elmi@umz.ac.ir

تاریخ دریافت: ۸۸/۹/۲۵ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۷

## چکیده

در این مقاله، تغییر کاهش شکاف درآمد سرانه‌ی ۱۳۸ کشور دنیا به سمت امریکا، با کمک مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی و آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی، طی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۵۰ بررسی شده است. کلیه آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی فرضیه هم‌گرایی گروهی کشورها به سمت امریکا را رد می‌نمایند. نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد تک متغیره حاکی از ارتقاء درآمد سرانه کشورهای کره‌ی جنوبی، سوئیس ، اتریش، مجارستان و لسوتو و واگرایی قوی کشورهای نیوزیلند، اردن و سوریه می باشند. تخمین نقاط شکست نشان می‌دهد، بیش‌تر شکست‌های ساختاری حول تاریخ‌های خاصی مانند شوک‌های نفتی و یا بحران‌های مالی اتفاق افتاده‌اند. براساس سایر یافته‌های این مطالعه، بیش‌تر کشورهای فقیر هم‌چنان فقیر و بیش‌تر کشورهای ثروتمند هم‌چنان ثروتمند باقی مانده‌اند. در این بین، تعدادی از کشورها مانند هنگ‌کنگ، تایوان، سنگاپور، چین و هند از بن‌بست عقب ماندگی خارج، اما تعدادی دیگر مانند ماداگاسکار، کنیا و کومور وارد این تله شده‌اند. تحولات توزیع GDP سرانه‌ی واقعی کشورها در مقاطع زمانی مختلف تأیید برای این یافته می‌باشد.

**طبقه‌بندی JEL** : O1; O47; C32; C33

**کلید واژه:** فرضیه‌ی ارتقاء، آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های پانلی، شکست ساختاری، مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی.

---

* - نویسنده مسئول

Archive of SID

www.SID.ir

## ۱- مقدمه

ارتقاء[1] به فرایندی اطلاق می‌شود که طی آن کشورهای عقب‌مانده از نظر درآمدی و یا تکنولوژیکی به سمت کشورهای توسعه یافته حرکت می‌کنند. از این‌رو، آبرامویتز[2] (۱۹۸۶) عقب ماندگی را مزیتی برای ارتقاء درآمد سرانه می‌داند. لی[3] (۱۹۹۷ و ص ۱) اشاره می‌نماید، قسمت اعظمی از جمعیت جهان در کشورهای درحال توسعه زندگی می‌کنند. حال وقتی کشور درحال توسعه‌ای به سمت کشورهای توسعه یافته حرکت می‌کند، منافع این فرایند ارتقاء نصیب کشورهای زیادی می‌شود.

یکی از فرضیه‌هایی که فرایند ارتقاء را پیش‌بینی می‌نماید، فرضیه‌ی آبرامویتز- بامول[4] می‌باشد. این فرضیه بیان می‌کند، جذب منافع ناشی از عقب ماندگی تکنولوژیکی به الگوی مصرف و وجود یک سطح آستانه از زیرساختارها در کشورهای درحال توسعه بستگی دارد. کشورهایی که زیر این سطح آستانه قرار دارند و یا به منابع کافی سرمایه انسانی و فیزیکی دسترسی ندارند و یا تقاضای داخلی اندکی برای محصولات تکنولوژی‌بر دارند، نمی‌توانند، از مزیت عقب ماندگی برای ارتقاء استفاده نمایند.

فرضیه‌ی دیگری که فرایند ارتقاء درآمد سرانه را پیش بینی می‌کند، فرضیه‌ی هم‌گرایی[5] است. این فرضیه که یکی از بحث‌های جدلی (هم از نظر تئوریکی و هم از نظر شواهد تجربی) در ادبیات رشد اقتصادی است، از پیش بینی‌های اصلی مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان[6] (۱۹۵۶) است.

در این تحقیق سعی داریم تا با کمک مدل سری‌زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی، فرایند ارتقاء درآمد سرانه‌ی ۱۳۸ کشور دنیا را به سمت کشور امریکا (به عنوان کشور رهبر از نظر درآمد سرانه و سطح توسعه یافتگی) طی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۵۰ بررسی نماییم تا اولا مشخص شود، چه کشورهایی در حال ارتقاء به سمت امریکا هستند. ثانیا تحولات این فرایند را طی شش دهه‌ی ۱۹۵۰، ۱۹۶۰، ۱۹۷۰، ۱۹۸۰، و ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ بررسی نماییم. ثالثا مشخص شود، شکست‌های مهم در فرایند ارتقاء درآمد سرانه‌ی کشورها در چه سال‌هایی اتفاق افتاده و چه پیامدهایی داشته است.

---

1- Catching up process .
2- Abramovitz .
3- Lee.
4- Baumol.
5- Convergence hypothesis.
6- Solow- Swan.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعات محققان این مقاله نشان می‌دهد، که مطالعه حاضر، به دلیل استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی با شکست‌های ساختاری چندگانه درون‌زا که توسط وسترلاند[1] (۲۰۰۹) ارائه شده است، از سایر مطالعات داخلی وخارجی متمایز می‌باشد. مطالعات داخلی که با استفاده از مدل سری زمانی به بررسی فرضیه‌ی هم‌گرایی پرداخته‌اند، دو گروه هستند. گروه اول مانند، افشاری و همکاران (۲۰۰۵)، فروغی پور (۱۳۸۵) و کارنامه‌ی حقیقی و اکبری (۱۳۸۳) بدون توجه به ساختار پویای مدل سری زمانی، به جای استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های سری زمانی، با کمک روش حداقل مربعات معمولی به برازش مدل سری زمانی پرداخته‌اند و ضریب منفی و معنی‌دار (از نظر آماری) وقفه لگاریتم درآمد سرانه را به عنوان گواهی بر تأیید فرضیه‌ی هم‌گرایی دانسته‌اند. دسته‌ی دوم مانند احسانی و رنجبر (۱۳۸۶) و رنجبر و علمی (۱۳۸۷) تنها از آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های سری زمانی برای بررسی مدل سری زمانی استفاده نموده‌اند[2]. همان‌طور که در ادبیات اقتصاد سنجی داده‌های سری زمانی، بعد از کار پرون[3](۱۹۸۹) مرسوم شده است، زمانی نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های سری زمانی مانند آزمون دیکی فولر یا دیکی فولر تعمیم یافته معتبر خواهد بود که در داده‌های سری زمانی شکست ساختاری وجود نداشته باشد. چرا که درغیراین صورت، احتمال رد فرضیه‌ی پایایی به نفع ناپایایی زیاد خواهد بود. از این رو نقص مشهود در دسته‌ی دوم مطالعات که در بالا به آن اشاره شد، این است که احتمالا فرضیه‌ی پایایی و یا به عبارت دیگر، فرضیه‌ی هم‌گرایی برای تعداد بیش‌تری از کشورها رد شده است. نقص مشهود در مطالعات گروه اول آن است که به خاطر عدم توجه به توزیع آماری ضریب وقفه‌ی لگاریتم درآمدسرانه، فرضیه‌ی هم‌گرایی را برای تمامی کشورهای مورد بررسی پذیرفته‌اند[4].

---

1- Westerlund.

۲ - خاطر نشان می‌شود، مطالعات متعددی در ایران در زمینه فرضیه‌ی هم‌گرایی با داده‌های مقطعی و پانلی انجام شده‌است مانند: رحمانی و عسگری (۱۳۸۴)، ابریشمی و همکاران (۱۳۸۶)، اکبری و مویدفر (۱۳۸۳)، رنجبر و علمی (۱۳۸۷) و .... اما از آن‌جایی که در مطالعه‌ی حاضر تأکید روی مدل سری زمانی فرضیه همگرایی می‌باشد، به مطالعات مذکور پرداخته نشده است.

3- Perron.

۴- براساس ادبیات اقتصادسنجی داده‌های سری زمانی، ضریب وقفه لگاریتم درآمد سرانه در آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های سری زمانی دارای توزیع آماری t-student نمی باشد. از این رو به جای این آماره باید از آماره‌ای که توسط مک کینون (۱۹۹۱) از طریق شبیه سازی مونت- کارلو به‌دست آمده است، برای تحلیل معنی داری این ضریب استفاده نمود و یا آن را شبیه سازی نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

سایر بخش‌های این مقاله به صورت ذیل تدوین شده است. بعد از مروری بر ادبیات موضوع تحقیق و آزمون‌های فرضیه‌ی هم‌گرایی در بخش دوم، به معرفی و تحلیل داده‌ها در بخش سوم می‌پردازیم. روش شناسی تحقیق در بخش چهارم ارائه می‌شود. در بخش پنجم مطالعات قبلی انجام شده مرور می‌شود. در بخش ششم، به تخمین مدل اقتصادسنجی پرداخته و سرانجام در بخش آخر نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات موضوع

در این تحقیق به منظور بررسی فرایند ارتقاء درآمد سرانه، فرضیه‌های موجود در زمینه فرایند ارتقاء ارائه می‌شود.

### ۲-۱- *فرضیه‌ی آبراموویتز- بامول یا فرضیه‌ی انتشار تکنولوژی*

دیوید هیوم[1] را می‌توان اولین اقتصاددانی دانست ارتقاء درآمد سرانه را پیش بینی نمود. هیوم معتقد است که یک گرایش طبیعی بین اقتصادها برای هم‌گرا شدن وجود دارد. او بحث می‌کند که انتقال تکنولوژی و دستمزدهای پایین، انگیزه رشد سریع‌تر را برای اقتصادهای فقیر فراهم می‌نمایند. صاحبان کارخانجات در کشورهای ثروتمند به منظور استفاده از نیروی کار و تدارکات ارزان در کشورهای فقیر و هم‌چنین جهت انباشت ثروت بیش‌تر به سمت این کشورها حرکت می‌کنند. این نقل مکان هم برای آن‌ها و هم برای کشورهای فقیر سودآور است. او معتقد است که پراکندگی درآمد در عرصه بین‌المللی یک پدیده موقتی خواهد بود (راسخ[2]، ۱۹۹۸، ص ۸۶). آبراموتیز (۱۹۸۶، ص ۳۸۶) با کمک داده‌های مدیسون سعی نمود تا نشان دهد که طی فرآیند صنعتی شدن، عقب ماندگی تکنولوژیکی یک کشور، مزیتی برای او محسوب می‌شود. او برخورداری از قابلیت‌های اجتماعی[3] را شرط لازم برای ارتقاء کشورهای عقب مانده می‌داند. قابلیت‌های اجتماعی به مواردی مانند، توانمندی‌های کشور برای ایجاد کارخانه‌ها و صنایع، نیروهای مدیریتی کارا و تکنسین‌های فنی ماهر، مؤسسات جانبی مانند بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، دستگاه‌های قضایی بی‌طرف و کارآمد و ... و هم‌چنین، ویژگی‌های فرهنگی مانند، گرایش به سمت کار و پس انداز و ... اشاره دارد. بدون قابلیت اجتماعی، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی سودمند نخواهد بود. بامول (۱۹۸۶) با کمک

1- David Hume.
2- Rassekh.
3- Social Capability.

Archive of SID

www.SID.ir

داده‌های مدیسون تحلیلی از رشد بلندمدت و هم‌گرایی بین ۱۶ کشور پیشرفته صنعتی انجام داده‌است. بعد از مشخص شدن وجود هم‌گرایی بین کشورها، او پیشنهاد می‌کند که تکنولوژی مانند یک کالای عمومی است و انتشار آن منجر به ارتقاء کشورها و هم‌گرایی بین آن‌ها می‌شود. او فرآیند مذکور را این چنین توضیح می‌دهد: «زمانی کشورها می‌توانند، سهم خود را در بازار جهانی حفظ نمایند که بتوانند، همواره کالاهای جدید به این بازار صادر نمایند و پا به پای رقبای خود حرکت کنند. کشورهای کم‌تر توسعه یافته به خاطر ضعف تکنولوژیکی خود باید همواره سعی کنند که بیش‌تر بیاموزند و تکنولوژی‌های جدید به کشور وارد نمایند. آن‌ها زمانی در تقلید و تولید تکنولوژی‌های جدید موفق هستند که از قابلیت‌های اجتماعی بالایی برخوردار باشند. او معتقد است که رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته اثرات سرریز برای کشورهایی دارد که دارای قابلیت اجتماعی برای به‌کارگیری تکنولوژی‌های جدید هستند.»

راسخ (۱۹۹۸، ص ۸۸) معتقد است، شرکت‌های چند ملیتی[1] مؤثرترین عامل انتقال تکنولوژی بین کشورها هستند. اما باید خاطر نشان کرد، هر کشوری که میزبان این شرکت‌ها است، نمی‌تواند رشد بالایی را تجربه نماید[2]. بلومستروم[3]، لیپسی[4] و زیگان[5] (۱۹۹۶) طی تحقیقی به این نتیجه رسیده‌اند که تنها ۵۰ درصد از ثروتمندترین کشورهای در حال توسعه نرخ رشد بالایی را به سبب دریافت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تجربه کرده‌اند. کشورهای فقیری که از منابع مناسب برخوردار نیستند، قادر نخواهند بود که تکنولوژی‌های وارد شده به وسیله شرکت‌های چند ملیتی را جذب کنند. آن‌ها در زمینه انتقال تکنولوژی بیان می‌کنند که جهانی شدن ره‌آوردی برای رشد اقتصادی کشورهای میزبان است. ازآن‌جایی‌که تقلید تکنولوژی کم هزینه‌تر از اختراع آن است، از این رو یک کشور پیرو می‌تواند به واسطه تقلید تکنولوژی نرخ رشد سریع‌تری را تجربه کند. در توسعه دانش جدید، کشور رهبر اشتباهات زیادی را مرتکب خواهد شد در صورتی‌که کشور مقلد تکنولوژی، از این اشتباهات پرهیز خواهد کرد.

---

1- Multinational Corporations.

۲- برای مثال می‌توان، به کشورهای برزیل و آرژانتین اشاره کرد.

3- Blomstrom.
4- Lipsey.
5- Zegan.

Archive of SID

www.SID.ir

### ۲-۳- فرضیه‌ی هم‌گرایی

فرضیه‌ی هم‌گرایی اقتصادی بر مبنای مفاهیم مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان (۱۹۵۶) مطرح می‌شود. جنبه‌ی 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 قاعده‌ی نرخ ثابت و مشابه پس انداز، رشد تکنولوژی، رشد جمعیت، و ترجیحات مصرف کننده یک مدل تعادل عمومی ساده را ایجاد می‌نماید (بارو و مارتین، ۲۰۰۴). در این مدل، برخورداری اولیه کشورها از عوامل تولید متفاوت می‌باشد، به طوری‌که کشورهای غنی از ذخیره سرمایه‌ی سرانه‌ی بالاتری نسبت به کشورهای فقیر برخوردار هستند. به همین دلیل، کشورها در نقاط مختلفی روی تابع تولید بین‌المللی مشترک قرار دارند (پک، ۱۹۹۴). این مدل پیش‌بینی می‌کند، 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 سرمایه‌ی سرانه ایجاد شود. هم‌چنین، هم‌گرایی در سرمایه‌ی سرانه منجر به هم‌گرایی درآمد سرانه‌ی کشورها به سمت مسیر رشد متوازن خواهد شد. بر اساس مدل سولو - سوان، کشورها دارای سطح پایدار مشترکی هستند و وقتی در این سطح قرار گیرند، نابرابری موجود در درآمد جهانی محو خواهد شد.

بارو و مارتین (۱۹۹۱) حالت دیگری را مطرح کرده‌اند که در آن به خاطر اختلاف در تعیین کننده‌های سطح یکنواخت، هر کشوری به سمت سطح پایدار خود هم‌گرا می‌شود. در این حالت چندین سطح پایدار خواهیم داشت و وقتی کشورها در سطح پایدار خود قرار گیرند، باز هم یک تفاوت دائمی بین درآمد سرانه‌ی آن‌ها وجود خواهد داشت. این اختلاف تنها با انتقال مسیر رشد متوازن کشورها می‌تواند، محو شود. یک حالت خاص از این حالت، تصور دو سطح پایدار برای کشورها می‌باشد؛ سطح پایدار کشورهای ثروتمند و سطح پایدار کشورهای فقیر. در ادبیات اقتصادی این وضعیت به هم‌گرایی باشگاهی معروف است.

### ۲-۴- مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی

به لحاظ تاریخی مطالعات هم‌گرایی با بحث هم‌گرایی مطلق شروع شد (بامول ۱۹۸۶) و سپس به سمت مفهوم هم‌گرایی شرطی سوق پیدا کرد. در ابتدا، هر دو مفهوم هم‌گرایی مطلق و شرطی از طریق معادله‌ی هم‌گرایی- رشد یا معادله‌ی هم‌گرایی بتا

Archive of SID

www.SID.ir

بررسی شدند. سپس هم‌گرایی سیگما یا مدل توزیعی معرفی گردید که هم‌گرایی باشگاهی و مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی نیز به موازات آن مطرح شدند (اسلام[1]، ۲۰۰۳، ص ۳۱۶). تعریف سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی اولین بار توسط برنارد و دورلاف[2] (۱۹۹۶) مطرح شد. آن‌ها معتقدند که در مدل هم‌گرایی شرطی بتا فرضیه‌ی صفر این است که کل کشورهای موجود در نمونه هم‌گرا نیستند. از این رو، این فرضیه‌ی گرایش شدیدی به رد فرضیه‌ی صفر دارد، در حالی که ممکن است، اقتصادها سطح یکنواخت بلندمدت متفاوتی داشته باشند. مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی به سبب پویایی‌های انتقالی در داده‌ها گرایش به سمت رد فرضیه‌ی پایایی دارد. مورد دیگر این که، مدل هم‌گرایی شرطی بتا نسبت به مدل سری زمانی، مفهوم ضعیف‌تری از فرضیه‌ی هم‌گرایی را ارائه می‌نماید.

برنارد و دورلاف هم‌گرایی بین دو کشور i و j را به صورت ذیل تعریف می‌نمایند:

$$\lim_{k\to\infty} E(y_{i,t+k} - a.y_{j,t+k}/I_t) = ۰ \qquad (۱)$$

در معادله‌ی (۱) $I_t$ مجموعه اطلاعات در زمان t می‌باشد. بر اساس این معادله، می‌توان هم‌گرایی مطلق و شرطی را برای مفهوم سری زمانی تعریف نمود. اگر a=1 باشد، در این صورت معادله‌ی (۱) نشان دهنده هم‌گرایی مطلق است. به عبارت دیگر، در این حالت شکاف بین درآمد سرانه‌ی 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. بر اساس مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی، مدل فرایند ارتقاء را می‌توان این گونه نوشت:

$$dy_{i,t} = \eta + \gamma t + (1+\beta)dy_{i,t-1} + V_{i,t} \qquad (۲)$$

در معادله‌ی فوق $y_t$ اختلاف بین لگاریتم GDP سرانه‌ی واقعی کشور پیرو و رهبر، $\eta$ جمله اثرات ثابت کشوری (تفاوت بین اثرات ثابت دو کشور)، t روند زمانی و $\gamma$ ضریب اثرات زمانی ( تفاوت بین ضرایب اثرات زمانی دو کشور) می باشند[3]. تأیید فرضیه‌ی هم‌گرایی در این حالت به فرایند ارتقاء معروف است. این تعریف اولین بار توسط کارلینو و میلز (۱۹۹۳) مطرح شد. براساس معادله‌ی (۲)، مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی روی آزمون‌های ریشه‌ی واحد بنا شده‌است. همان‌طورکه می‌دانیم، هر چه‌قدر دوره‌ی

1- Islam .
2- Bernard and Durlauf .
۳- در مورد نحوه استخراج این مدل به مقاله رنجبر و علمی (۱۳۸۷، ب) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی مورد بررسی در آزمون‌های ریشه‌ی واحد طولانی‌تر باشد، نتایج معتبرتر خواهد بود. اما نکته‌ی مهم این است که وقتی دوره‌ی زمانی طولانی می‌شود، تغییرات ساختاری متعددی را دربرخواهد گرفت. از این رو باید از آزمون‌هایی استفاده نمود، که تغییرات ساختاری در جزء معین تابع روند را در نظر بگیرند. عدم توجه به این، مهم منجر به پذیرش فرضیه‌ی عدم هم‌گرایی و تفسیر نادرست از روند اختلاف بین درآمد سرانه‌ی کشورها خواهد شد(لی و پاپل[1]، ۱۹۹۹و ص ۲۶۸).

در مطالعه حاضر چون طول دوره‌ی زمانی تقریبا کوتاه می‌باشد، از این رو استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های سری زمانی نتایج گمراه کننده‌ای ارائه خواهند نمود. به منظور رفع این مشکل، ما از دو دسته‌ی آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی استفاده نموده‌ایم. دسته‌ی اول شامل آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی مرسوم مانند هادری[2] (۱۹۹۹)، ایم، پسران، و شیم[3] (۲۰۰۳) و لوین، لین و چو[4] (۲۰۰۲) است که شکست ساختاری را در نظر نمی‌گیرند. دسته‌ی دوم، آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی است که شکست ساختاری در هر یک از سری‌های زمانی عضو داده‌های تابلویی را به صورت غیرهمگن (متفاوت) و درون‌زا در نظر می‌گیرند.

## ۳- معرفی و تحلیل داده‌ها

### ۳-۱- معرفی داده‌ها

در این مقاله، فرایند ارتقاء GDP سرانه‌ی واقعی ۱۳۸ کشور به سمت کشور امریکا با استفاده از جدیدترین داده‌های تاریخی مدیسون بررسی شده است. این مطالعه دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۵۰ را دربر می گیرد. اسامی کشورهای مورد بررسی در جدول شماره (۳) آورده شده است.

### ۳-۲- تحلیل داده‌ها

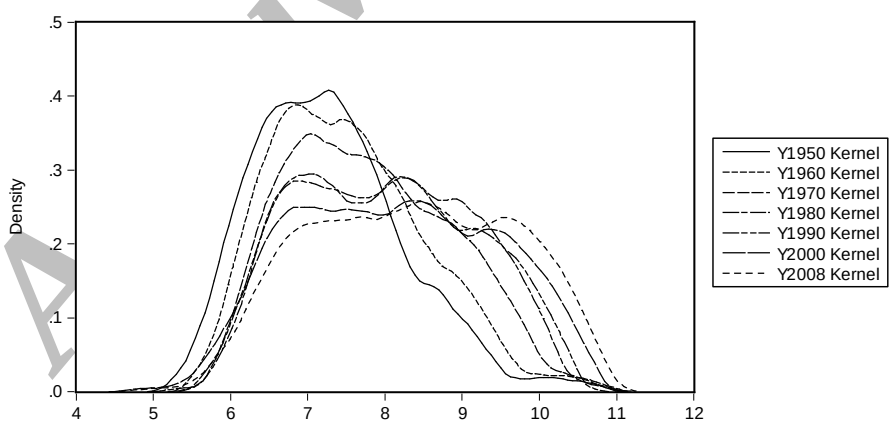
در این قسمت تغییرات توزیع درآمد سرانه‌ی بین ۱۳۹ کشور جهان طی شش دهه‌ی ۱۹۵۰، ۱۹۶۰، ۱۹۷۰، ۱۹۸۰، ۱۹۹۰، و ۲۰۰۰ با استفاده از توزیع چگالی کرنل بررسی می‌شود. نمودار این توزیع برای هفت مقطع زمانی۱۹۵۰، ۱۹۶۰، ۱۹۷۰، ۱۹۸۰،

1- Li and papell.
2- Hadri .
3- Im et at .
4- Levin et al .

Archive of SID

www.SID.ir

۱۹۹۰، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۸ در نمودار ۱ ارائه شده است که براساس آن، توزیع درآمد سرانه‌ی بین کشورها به سمت دوقله ای شدن گرایش داشته است. این حالت در سه مقطع ۱۹۹۰، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۸ به خوبی قابل مشاهده می‌باشد. نتایج فوق فرضیه‌ی شکل‌گیری هم‌گرایی باشگاهی در سال‌های اخیر را تقویت می‌نماید. به‌گونه ای که براساس دورلاف و کواه (۲۰۰۰) می‌توان گفت، احتمالا هنوز ثروتمندان ثروتمند و فقرا فقیر باقی مانده‌اند. اما تعدادی از کشورها توانستند، به سمت کشورهای ثروتمند ارتقاء پیدا نمایند و تعدادی از کشورها به سمت کشورهای فقیر سقوط کرده‌اند. به منظور بررسی بیش‌تر این موضوع، کشورهای موجود در نمونه را بر اساس چارک‌های درآمدی به چهار گروه در دو مقطع زمانی ۱۹۵۰ و ۲۰۰۸ تقسیم نمودیم. آن‌گاه کشورهای موجود در چارک اول را به عنوان کشورهای فقیر، کشورهای موجود در چارک چهارم را به عنوان کشورهای غنی و کشورهای موجود در دو چارک دوم و سوم را به عنوان کشورهای میانی انتخاب نمودیم. مقایسه جایگاه کشورها در هر گروه بین دو مقطع زمانی ۱۹۵۰ و ۲۰۰۸ نشان می‌دهد، ۷۶ درصد کشورهای گروه فقیر هم‌چنان فقیر باقی مانده‌اند. از این گروه تنها کشورهای چین، گینه استوایی، لستو، اندونزی، پاکستان و هند توانستند، به گروه میانی ارتقاء یابند. از طرف دیگر، چهار کشور ماداگاسکار، کومور، کنیا و سنگال که در سال ۱۹۵۰ در گروه میانی بودند، در سال ۲۰۰۸ به گروه کشورهای فقیر سقوط نمودند. در مقابل ۸۰ درصد کشورهای ثروتمند هم‌چنان غنی




۱) y1950kernel به توزیع چگالی کرنل GDP سرانه‌ی واقعی در سال ۱۹۵۰ اشاره می‌نماید.

۲) منبع: یافته‌های تحقیق

**نمودار ۱- تحولات توزیع درآمد سرانه‌ی ۱۳۹ کشور دنیا بر اساس توزیع چگالی کرنل**

Archive of SID

www.SID.ir

باقی مانده‌اند. تنها کشورهای شیلی، ونزوئلا، اروگوئه، آرژانتین و باربادوس که در سال ۱۹۵۰ در این گروه قرار داشتند، وارد گروه میانی شدند. در مقابل کشورهای اسپانیا، ژاپن، سنگاپور و هنگ کنگ از گروه سوم و کشور تایوان از گروه دوم وارد گروه کشورهای غنی در سال ۲۰۰۸ شده‌اند. سایر کشور با وجود جابه‌جایی هم‌چنان در گروه میانی باقی مانده‌اند.

## ۴- روش شناسی

در این تحقیق، به منظور آزمون مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی، از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی مرسوم یعنی هادری (۱۹۹۹)، ایم، پسران، و شیم (۲۰۰۳) و لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و هم‌چنین آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی وسترلاند (۲۰۰۹) که شکست‌های ساختاری چندگانه را به صورت درون‌زا درنظر می‌گیرد، استفاده می‌شود. متغیری که در این تحقیق سعی داریم، پایایی آن را در قالب آزمون‌های ریشه‌ی واحد مختلف بررسی نماییم، به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$y_t = \ln\left(y_{t,i}/y_{t,usa}\right) \qquad (۳)$$

که در آن $y_t$ اختلاف بین لگاریتم GDP سرانه‌ی واقعی کشور i $(y_{t,i})$ از کشور امریکا $(y_{t,usa})$ می‌باشد. همان‌طور که توسط کارلینو و میل (۱۹۹۶) و دی جوان و تامجانوویچ (۲۰۰۵) توضیح داده شده است، وقتی با کمک آزمون‌های ریشه‌ی واحد فرضیه‌ی فرایند ارتقاء را بررسی می‌نماییم، باید توجه داشت که رد ریشه‌ی واحد، شرط لازم برای وقوع فرایند ارتقاء می‌باشد. شرط کافی برای فرایند ارتقاء تخمین مدل ذیل می‌باشد:

$$y_t = \beta T + \sum_{j=1}^{k} \mu_k DU_k + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، DU، T و k به ترتیب متغیر موهومی عرض از مبداءهای تابع روند در هر یک از نقاط شکست، تابع روند و تعداد نقاط شکست می‌باشند.

مقدار متغیر DU قبل از نقطه‌ی شکست اول به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$DU_1 = \begin{cases} 1 & , t < TB_1 \\ 0, & \text{غیر در این‌صورت} \end{cases}$$

و مقدار این متغیر در آخرین نقطه‌ی شکست (n) به صورت ذیل تعریف می‌شود:

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

زمانی فرایند ارتقای درآمد سرانه‌ی بین دو نقطه‌ی شکست متوالی تأیید می‌شود که دو β و μ مختلف العلامت باشند. اگر هر دو معنی‌دار باشند، در این صورت فرایند ارتقاء به صورت قوی تأیید می‌شود. اگر یکی از آن دو معنی‌دار باشد، در این صورت فرایند ارتقاء به صورت ضعیف تأیید می‌شود. اگر دو ضریب مذکور هم علامت باشند، در این صورت فرضیه‌ی واگرایی بین دو کشور را نمی‌توان رد نمود. حال اگر هر دو معنی‌دار باشند، فرایند واگرایی به صورت قوی تأیید می‌شود و اگر یکی از آن دو بی معنی باشد، در این صورت فرایند واگرایی به صورت ضعیف پذیرفته می‌شود. اگر هر دو ضریب بی معنی باشند (خواه هم علامت یا مختلف العلامت)، و قدر مطلق مقدار ضریب β کوچک‌تر از ۰.۲۰۰ باشد، در این صورت می‌توان گفت که فرایند هم‌گرایی اتفاق افتاده است. اگر مقدار قدر مطلق ضریب β بزرگ‌تر از ۰.۲۰۰ باشد، دراین‌صورت تصمیم گیری در مورد هم‌گرایی و یا واگرایی مشکل خواهد بود (دی جوان و تامجانوویچ، ۲۰۰۵، ص ۵۸۳).

## آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی

فرضیه‌ی هم‌گرایی به دو صورت قابل آزمون می باشد: الف) هم‌گرایی کل نمونه و ب) هم‌گرایی تک تک اعضای عضو نمونه یا پانل. از این رو، از دو نوع آزمون ریشه‌ی واحد استفاده نمودیم. برای آزمون هم‌گرایی کل نمونه، از آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی هادری (۱۹۹۹)، ایم، پسران، و شیم (۲۰۰۳)، لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و وسترلاند (۲۰۰۹) استفاده کردیم. از آن‌جایی‌که فرضیه‌ی صفر در آزمون‌های‌ایم، پسران، و شیم، لوین، لین و چو و وسترلاند وجود ریشه‌ی واحد می باشد، از این رو در استفاده از این آزمون‌ها، مستقیما فرضیه‌ی هم‌گرایی آزمون نمی‌شود و با توجه به این‌که فرضیه‌ی مقابل در این آزمون‌ها پایا بودن حداقل یک عضو پانل می باشد، از این رو در تفسیر نتایج این آزمون ها باید دقت نمود. در این مطالعه برای رفع این مشکل، از آزمون هادری استفاده نمودیم که فرضیه‌ی صفر در آن، پایا بودن کل اعضای پانل می باشد. به عبارت دیگر، در آزمون هادری مستقیما فرضیه‌ی هم‌گرایی آزمون می شود. برای آزمون فرضیه‌ی هم‌گرایی تک‌تک اعضای پانل از آزمون‌های ریشه‌ی واحد ADF و وسترلاند استفاده نمودیم. علت آن است که فرضیه‌های ایم، پسران و شین و لوین، لین و چو بر

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون ADF و آزمون ریشه‌ی واحد داده های پانلی وسترلاند بر آزمـون ریشـه‌ی واحـد تک متغیره آن بنا شده است. ازطرف دیگر مشکلاتی را که آزمون ADF دارد، در آزمـون وسترلاند تا حدود زیادی رفع می‌شود.

به‌دلیل تأکید این مطالعه بر آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی وسترلاند، توضـیح مختصری درباره‌ی آن ارائه خواهدشد. آزمون وسترلاند، از خانواده آزمـون‌هـای ریشـه‌ی واحد ضریب لاگرانژی [1] (آزمون ریشه‌ی واحد LM) اسـت. ایـم، لـی و تیسـلاو [2] (۲۰۰۵) اولین خانواده آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی با شکسـت سـاختاری را مطـرح نمودند. وسترلاند (۲۰۰۹) با بسط مدل آزمون ریشه‌ی واحد داده‌هـای تـابلویی بـا یـک شکست برون‌زای ایم، لی و تیسلاو، امکان شناسایی شکست‌های سـاختاری چندگانـه را به صورت درون‌زا در سطح هر یک از سری‌ها ممکن ساخت. در آزمون وسترلاند همانند ایم، لی و تیسلاو (۲۰۰۵)، اولا تاریخ‌های شکست هر سری زمانی عضو پانـل متفـاوت از سری دیگر می‌باشد. ثانیا، وقوع شکست در فرضیه‌ی صـفر و آلترنـاتیو مجـاز مـی‌باشـد. چنین ویژگی تنها مختص آزمـون‌هـای ریشـه‌ی واحـد شکسـت سـاختاری از نـوع LM می‌باشد که آن را از سایر آزمون‌های شکست ساختاری متمایز می‌نماید. به عبارت دیگر، این ویژگی خطر رد فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد را به نفع پایایی، وقتی که فرضیه‌ی صـفر بـا شکست ساختاری مواجه می‌باشد را رد می‌نمایـد. مشـکل اصـلی آزمـون‌هـای شکسـت ساختاری از نوع ADF مانند زیوت و اندروز [3] (۱۹۹۲) و لامسـدین و پاپـل [4] (۱۹۹۷) آن است که فرضیه‌ی صفر در این آزمون‌ها، وجود ریشه‌ی واحد بـدون شکسـت سـاختاری است. از این رو ممکن است فرضیه‌ی صفر که با شکست ساختاری می‌باشد، به اشتباه به نفع فرضیه‌ی مقابل یا پایایی رد شـود. بـرای تخمـین آمـاره‌ی ریشـه‌ی واحـد داده‌هـای تابلویی LM باید ابتدا آماره‌ی ریشه‌ی واحد LM هریک از سری‌های زمانی عضو پانـل را محاسبه نمود. بر اساس آزمون ریشه‌ی واحد LM یک متغیـره بـه پیـروی از کـار لـی و استرازیسیچ [5] (۲۰۰۳) فرض می‌شود فرایند تولید داده های [6] متغیـر سـری زمـانی y بـه صورت ذیل می باشد:

$$y_{it} = \gamma_i' \psi_{it} + \vartheta_{it}, \qquad i = 1, \dots, N \ \text{ and } \ t = 1, \dots, T \qquad (۵)$$

$$\vartheta_{it} = \eta_i \vartheta_{it-1} + \epsilon_{it} \qquad (۶)$$

---

1- Lagrange multiplier (LM) unit root test .
2- Im, Lee, and Tieslau.
3- Zivot & Andrews .
4 - Lamesdin & Papell.
5- Lee and Strazicich .
6- Data generating process (DGP) .

Archive of SID

www.SID.ir

در معادله‌ی (۵)، $y$ متغیر مورد بررسی در کشور $i$ و در سال $t$ است. $\psi$ و $\gamma$ به ترتیب بردار متغیرهای برون‌زا و بردار ضرایب هستند. $\vartheta$ جزء خطا و $\epsilon$ جمله خطا می‌باشد که از فروض کلاسیک پیروی می‌نماید و ناهمسانی واریانس بین مقاطع پانل را امکان‌پذیر می‌نماید. پارامتر $\eta_i$ برای آزمون ریشه‌ی واحد استفاده می‌شود. بردار متغیرهای برون‌زا به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\psi_{i,t} = \left[1, t, D_t(TB_{i,1}), \dots, D_t(TB_k)\right]' \text{ where } D(TB_\kappa) = 1 \text{ if } t \geq TB_\kappa + 1 \quad (۷)$$

$$\text{for } \kappa \in \{1, \dots, H_i\} \text{ and } 0 \text{ در غیر این‌صورت}$$

به عبارت دیگر، آزمون ریشه‌ی واحد LM وسترلاند وجودشکست‌های مختلف در سطح را ممکن می‌سازد. برای آزمون فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد مدل زیر براورد می شود:

$$\Delta y_{it} = \gamma_i' \Delta\psi_{it} + \emptyset_i S_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \theta_{ij} \Delta S_{it-j} + v_{it} \quad (۸)$$

در معادله‌ی (۸) متغیر $S$ به صورت $S_{it-1} = (y_{it} - y_{i1}) - \gamma_i'(\psi_{it} - \psi_{i1})$ تعریف می‌شود که $\gamma_i$ بردار پارامترهایی می‌باشند که از برازش $\Delta y_{it}$ روی $\Delta\psi_{it}$ با روش حداقل مربعات به‌دست می‌آیند. فرضیه‌ی صفر ریشه‌ی واحد از آزمون فرضیه‌ی $\emptyset_i = 0$ در مقابل فرضیه‌ی $\emptyset_i < 0$ آزمون می‌شود. آماره‌ی پانلی LM به صورت ذیل محاسبه می‌شود:

$$\overline{LM}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} LM_{iT} \quad (۹)$$

در معادله‌ی (۹) $LM_{iT}$ آماره‌ی $t$ مربوط به $\emptyset_i$ می‌باشد. وسترلاند (۲۰۰۹) نسخه ای استاندار شده مناسب از $\overline{LM}_{NT}$ را ارائه نمود که به طور مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد تحت فرضیه‌ی صفر می‌باشد. هم‌چنین تحت فرضیه‌ی صفر آماره‌ی آزمون مستقل از تعداد و محل نقاط شکست می‌باشد. وسترلاند برای شناسایی نقاط شکست از روش جدیدی استفاده می کند. در این روش او ابتدا تفاضل مرتبه‌ی اول هر متغیر را روی وقفه های تفاضل آن متغیر و وقفه های عوامل مشترک برازش نموده و پسماند ها را محاسبه می نماید. سپس پسماند های به‌دست آمده از این رگرسیون را روی تمامی نقاط شکست ممکن برازش می‌نماید و آماره‌ی والد را محاسبه می نماید (برای فرضیه صفر عدم وجود شکست ساختاری). سپس آماره‌ی والد نرمالایز شده را با ارزش های بحرانی توزیع گامبل مقایسه می کند. اگر مقدار آماره از ارزش های بحرانی بزرگ‌تر بود, آن‌گاه وجود شکست ساختاری در آن تاریخ تایید می شود. از مزایای این روش ان است که تعداد نقاط شکست هر سری به طور پیوسته همراه با تاریخ شکست تعیین می شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

اما در آزمون ریشه‌ی واحد داده های تابلویی باید دو نکته را مورد توجه قـرار دهـیم. اولا چون در آزمون فرضیه هم‌گرایی از کشـور امریکـا بـه عنـوان کشـور رهبـر انتخـاب نمودیم، از این رو احتمال وابستگی بین مقاطع[1] افـزایش مـی یابـد. در صـورت عـدم رد فرضیه وابستگی بین مقطعی استفاده از توزیع نرمال بـرای آمـاره‌ی وسـترلاند (۲۰۰۹) مناسب نخواهد بود و باید از آماره‌های بحرانی به‌دست آمده از روش خودپرداز[2] اسـتفاده شود. در مطالعه مذکور برای آزمون فرضیه همبستگی بین مقاطع پانل از آزمون پسـران (۲۰۰۴) استفاده می شود. ثانیا چون در آزمون وسترلاند و هم‌چنین سایر آزمـون هـای استفاده شده در این تحقیق، فرضیه مقابل، پایایی تعدادی از اعضای پانـل مـی باشـد، از این رو استفاده از آماره‌ی آزمون ریشه‌ی واحد داده های پـانلی بـرای تصـمیم‌گیـری در مورد هم‌گرایی تک تک کشورهای موجود در نمونه مناسب نخواهد بـود و بایـد آمـاره‌ی آزمون را برای تک تک کشورهای پانل محاسبه نماییم. برای حل این مشکل، در مطالعه حاضر ابتدا آماره‌ی آزمون برای تک تک کشورها محاسبه و سپس این مقـادیر بـا ارزش های بحرانی به‌دست آمده از روش مونت کارلو برای آزمون ریشه‌ی واحـد سـری زمـانی وسترلاند (۲۰۰۹) مقایسه می شود.

## ۴- مروری بر مطالعات انجام شده

- *کارلینو و میلز (۱۹۹۳)* هم‌گرایی درآمدسـرانه‌ی هشـت منطقـه در امریکـا را بـه سمت درآمد سرانه‌ی این کشور در دوره‌ی ۱۹۲۹-۱۹۹۰ بررسـی نمودنـد. نتـایج اولیـه تحقیق آن‌ها بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری، حـاکی از رد فرضـیه‌ی هـم‌گرایـی برای تمامی مناطق بوده‌است. در مرحله‌ی بعد، آن‌ها با استفاده از آزمون پـرون (۱۹۸۹) یک شکست ساختاری برون‌زا را برای سال ۱۹۴۶ بر مدل اعمال نمودند و به شواهدی از فرضیه‌ی هم‌گرایی برای سه منطقه از هشت منطقه دست یافتند.

- *لوی و پاپل (۱۹۹۶)* با اسـتفاده از داده‌هـای کـارلینو و میلـز (۱۹۹۳) بـه آزمـون مجدد فرضیه‌ی هم‌گرایی بین مناطق امریکا از طریـق درون‌زا نمـودن نقطـه‌ی شکسـت ساختاری پرداخته‌اند. آن‌ها در مطالعه خود از آزمون زیوت و اندروز (۱۹۹۲) برای تعیین شکست ساختاری استفاده نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان مـی‌دهـد، اولا، سـال ۱۹۴۶ که کارلینو و میلز (۱۹۹۳) به عنوان نقطه‌ی شکست سـاختاری اسـتفاده نمـوده‌انـد، بـه عنوان نقطه‌ی شکست نمی‌باشد. ثانیا، آن‌ها توانستند، شواهدی بیش‌تری برای فرضیه‌ی

1- Cross section dependence.
2 - Bootstrapping Process.

Archive of SID

www.SID.ir

هم‌گرایی بین این مناطق پیدا نمایند به گونه ای‌که، این فرضیه برای هفت منطقه از هشت منطقه‌ی مورد بررسی رد نشد.

- *لی و پاپل (۱۹۹۹)* هم‌گرایی GDP سرانه‌ی ۱۶ کشور عضو OECD به سمت GDP سرانه‌ی کل کشورهای این گروه طی دوره‌ی ۱۹۰۰-۱۹۸۹ با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته و هم‌چنین آزمون شکست ساختاری پرون (۱۹۹۷) بررسی نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، هم‌گرایی تصادفی[1] ۱۴ کشور از ۱۶ کشور مورد بررسی به سمت GDP سرانه‌ی کلی کشورها و هم‌گرایی قطعی[2] ۱۰ کشور به سمت سمت GDP سرانه‌ی کلی کشورها رد نمی‌شود. براساس یافته‌ها، عامل اصلی بیش‌تر شکست‌های ساختاری ایجاد شده جنگ جهانی دوم می‌باشد.

- *استرازیسیچ و همکاران (۲۰۰۴)* فرایند هم‌گرایی تصادفی یا فرایند ارتقاء در GDP سرانه‌ی ۱۵ کشور عضو OECD برای دوره‌ی ۱۹۹۴-۱۸۷۰ به سمت میانگین مقطعی با دو شکست ساختاری بررسی نمودند. در این تحقیق، آن‌ها از آزمون ریشه‌ی واحد LM که قادر است، دو شکست ساختاری را در سطح و روند شناسایی نماید، استفاده نمودند. براساس نتایج حاصل، اولا فرآیند هم‌گرایی تصادفی بین یازده مورد از ۱۵ کشور به تأیید رسیده است. ثانیا هر کشور در هم‌گرایی به سمت میانگین مقطعی یک یا دو شکست را تجربه نمودند که اغلب این نقاط شکست حول دو جنگ جهانی بوده‌است.

- *لی و همکاران (۲۰۰۵)* فرایند هم‌گرایی پنج کشورآسه‌آن (ASEAN) به سمت کشور ژاپن، در دوره‌ی ۱۹۶۰-۱۹۹۷ با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی – فولر تعمیم یافته و آزمون شکست ساختاری زیوت – اندروز (۱۹۹۲) بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تنها کشور سنگاپور توانسته است، طی دوره‌ی مذکور به سمت کشور ژاپن هم‌گرا شود، در حالی که سایر کشورها (اندونزی، مالزی، فیلیپین، و تایلند) از آن واگرا شده‌اند.

- *کونادو و گراسیا[3] (۲۰۰۶)* با کمک مدل سری زمانی، ارتقاء درآمد سرانه‌ی ۴۳ کشور افریقایی به سمت میانگین مقطعی و هم‌چنین کشور امریکا را آزمون نمودند. آن‌ها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد LM جهت شناسایی یک شکست ساختاری توانستند به شواهدی از فرآیند ارتقاء GDP سرانه‌ی کشورهای زیمباوه، بنین، کامرون،

1- Stochastic convergence .
2- Deterministic convergence .
3- Cunado and Gracia.

Archive of SID

www.SID.ir

ساحل عاج، دی جی بوتی، مصر، غنا، کنیا، مالی، و اوگاندا به سمت میانگین مقطعی و ارتقاء GDP سرانه‌ی کشورهای ساحل عاج، مصر، موریتوس، و تونس به سمت امریکا دست یابند. از طرف‌دیگر، شواهدی از فرایند واگرایی از میانگین GDP سرانه‌ی افریقا را برای کشورهای کونگو، نامبیا، و تانزانیا و هم چنین واگرایی از GDP سرانه‌ی کشور امریکا را برای کشورهای مالی، سنگال، سومالی، و سودان به دست آورده‌اند.

- *کینگ و راملوگان*[1] *(۲۰۰۸)* ارتقاء ۱۸ کشور امریکای لاتین به سمت کشور امریکا به عنوان کشور رهبر و مرز تکنولوژی را طی دوره‌ی ۱۹۵۰-۲۰۰۰ با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته، آزمون تک شکست ساختاری زیوت- اندرو، و آزمون دو شکست ساختای لامسدین و پاپل (۱۹۹۷) بررسی کردند. براساس نتایج، علی‌رغم وجود فرایند روندپایایی برای چند کشور موجود در نمونه، تنها کشور شیلی توانسته بود دردوره‌ی مذکور به سمت کشور امریکا ارتقا یابد. محققان مقاله مذکور معتقدند، به دلیل وجود مشکلات نهادی در کشورهای امریکای لاتین، آن‌ها نتوانستند به سمت کشور امریکا هم‌گرا شوند.

## ۵- نتایج برآورد

در این تحقیق به منظور آزمون پایایی سری‌های زمانی اختلاف بین لگاریتم GDP سرانه‌ی واقعی کشور i ($y_{t,i}$) از کشور امریکا ($y_{t,usa}$)، ابتدا از آزمون ریشه‌ی واحد تک متغیره ADF استفاده می‌شود. تصریح آزمون فوق به صورت زیر است:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{h=0}^{k} c_h \Delta y_{t-h} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

در معادله‌ی فوق $y_t = \ln(y_{t,i}/y_{t,usa})$ ، i نماد کشورها، t روند زمانی است و جمله $\sum_{h}^{k} c_h \Delta y_t$ به منظور حذف خودهمبستگی موجود در مدل اضافه شده است. K تعداد وقفه بهینه می‌باشد. به منظور تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه از روش کمپبل و پرون[2] (۱۹۹۱) استفاده شده است. در این روش به پیروی از آن‌ها، ماکزیمم وقفه‌ی مساوی ۸ ($k_{max} = 8$) درنظر گرفتیم. سپس معادله‌ی (۱۰) را از k=8 برآورد و ضریب آخرین وقفه $\Delta y_{t-h}$ که از لحاظ آماری معنی‌دار شد را به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب نمودیم. البته اگر هیچ یک از وقفه‌ها معنی‌دار نشوند، مدل (۱۰) بدون لحاظ وقفه برآورد می‌شود. نتایج محاسبه آماره‌ی ADF نشان می دهد، فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد تنها برای

1- King and Ramlogan.
2- Campbel and Perron.

Archive of SID

www.SID.ir

کشورهای اتریش (در سطح یک درصد)، لسوتو، نیوزیلند و کره‌ی جنوبی (در سطح ۵ درصد) و کلمبیا، مجارستان و سوئیس (در سطح ۱۰ درصد) رد می‌شود[1]. برای سایر کشورها نمی‌توان فرضیه‌ی صفر را رد نمود. این نتیجه به خاطر کوچک بودن طول سری‌های زمانی و وجود شکست‌های ساختاری، تا حدودی قابل انتظار بوده‌است. به منظور غلبه بر مشکل کوتاه بودن دوره‌ی زمانی سری‌های مورد بررسی، از آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی هادری (۱۹۹۹)، ایم، پسران، و شیم (۲۰۰۳)، لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و وسترلاند (۲۰۰۹) بدون شکست ساختاری استفاده نمودیم. هم‌چنین به منظور غلبه بر مشکل فوق و کنترل شکست‌های ساختاری، از آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی وسترلاند (۲۰۰۹) با شکست ساختاری استفاده کردیم.

همان‌طور که در قسمت سوم مقاله گفته شد، قبل از استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی، فرضیه همبستگی بین مقاطع پانل را با استفاده از آزمون پسران (۲۰۰۴) آزمون نمودیم. مقدار آماره‌ی این آزمون برابر ۱۳۵.۸۵ می باشد که با توجه به مقدار ارزش احتمال آن (۰.۰۰)، این نتیجه فرضیه وجود همبستگی سریالی بین مقاطع پانل را رد نمی‌کند. از این‌رو باید از ارزش های بحرانی به‌دست آمده از روش خودپرداز استفاده نمود. در این تحقیق ما فرایند خودپرداز را تنها برای آزمون وسترلاند (۲۰۰۹) انجام دادیم. مقادیر بحرانی با فرایند خودپرداز معرفی شده توسط چانگ (۲۰۰۴) و ۱۰۰۰ بار تکرار محاسبه شده‌اند. نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده های پانلی در جدول (۲) ارائه شده‌است.

**جدول ۱- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد ADF**

| کشور | آماره‌ی t | وقفه‌ی بهینه | کشور | آماره‌ی t | وقفه‌ی بهینه |
|---|---|---|---|---|---|
| اتریش | -٤,٧ | ٣ | مجارستان | -٣,٦٦ | ٦ |
| کره‌ی جنوبی | -٣,٩٧ | ٥ | سوئیس | -٣,٦٢ | ٨ |
| لسوتو | -٣,٩٥ | ٤ | کلمبیا | -٣,٥٥ | ٤ |
| نیوزیلند | -٣,٨٧ | ٢ | | | |

۱) ارزش‌های بحرانی در سطح (*)۱، (**)۵ و (***)۱۰ درصد به ترتیب عبارتند از۴.۵۳۷-، ۴.۱۴۹- و ۳.۸۳۳- که با ۲۰۰۰۰ بار تکرار محاسبه شده‌اند. ۲) منبع: یافته‌های تحقیق

۱ - به منظور صرفه جویی در فضا نتایج آزمون ADF را تنها برای این هفت کشور ارائه نمودیم. در صورت نیاز نتایج سایر کشورها در اختیار قرار خواهد گرفت.

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۲- نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی**

| روش | آماره | ارزش- احتمال | فرضیه‌ی صفر |
|---|---|---|---|
| لوین، لین و چو (۲۰۰۲) | -۰.۲۵ | ۰.۴ | ریشه‌ی واحد |
| ایم، پسران، و شیم (۲۰۰۳) | ۵.۲ | ۱.۰۰۰ | ریشه‌ی واحد |
| هادری (۱۹۹۹) | ۳۳.۶۲ | ۰.۰۰۰ | پایایی |
| وسترلاند (۲۰۰۹) بدون شکست ساختاری | ۳.۰۵۵ | | ریشه‌ی واحد |
| وسترلاند (۲۰۰۹) با شکست ساختاری | ۴.۹۵ | | ریشه‌ی واحد با شکست ساختاری |

۱) آماره‌های وسترلاند (۲۰۰۹) با شکست ساختاری، نوعی آماره‌ی شوارز اصلاح شده است. ارزش های بحرانی برای آزمون وسترلاند با شکست ساختاری در سطوح ۱، ۲.۵، ۵ و ۱۰ درصد برابر ۰.۸۰۸، ۱.۰۷۳، ۱.۴۰۲ و ۱.۷۹۲ آزمون وسترلاند بدون شکست ساختاری معادل ۲.۹۵۸، ۳.۲۷۶، ۳.۵۶۴ و ۳.۹۲۲ می باشند که ۱۰۰۰ بار تکرار محاسبه شده‌اند.
۲) منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می شود، هیچ یک از آزمون‌ها، فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد را رد نکرده‌اند. بنابراین، بر اساس آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی فرضیه‌ی هم‌گرایی کل نمونه به سمت امریکا رد می شود. به منظور آزمون فرضیه ارتقاء هر یک از کشورهای موجود در نمونه، مدل سری زمانی وسترلاند (۲۰۰۹) با شکست ساختاری (حداکثر پنج شکست ساختاری) را آزمون نمودیم. در جدول (۳) تاریخ‌های شکست شناسایی شده برای هر کشور با استفاده از آزمون وسترلاند (۲۰۰۹) که وقوع حداکثر پنج شکست را مجاز نموده، ارائه می‌شود. سه کشور اریتره و اتیوپی، ایرلند و سیرالئون شکستی را در سطح درآمد سرانه تجربه نکرده‌اند. ۱۹ کشور یک شکست ساختاری، ۳۴ کشور دو شکست ساختاری، ۵۱ کشور سه، ۲۴ کشور چهار و هفت کشور اتریش، کانادا، چین، جی بوتی، هند، ایتالیا و سری لانکا پنج شکست ساختاری را در سطح درآمد سرانه خود طی دوره ۱۹۵۰-۲۰۰۸ تجربه نموده‌اند. حدود ۱۴ درصد شکست‌ها قبل از دهه ۱۹۷۰، ۱۳ درصد در دهه ۱۹۷۰، ۲۱ درصد در دهه ۱۹۸۰ و ۵۰ درصد از ۱۹۹۰ به بعد اتفاق افتاده‌اند. این شکست‌های ساختاری تنها اثر سطحی بر درآمد سرانه داشته‌اند، به طوری‌که منجر به افزایش یا کاهش سطح درآمد سرانه شده‌اند. در دهه ۱۹۷۰ غالب شکست‌ها حول دو شوک نفتی اول و دوم اتفاق افتاده‌اند. به نظر می‌رسد سیاست‌های تجاری که اغلب کشورهای درحال توسعه از دهه ۱۹۸۰ به بعد اجرا نموده‌اند، به خصوص سیاست‌های آزاد سازی تجاری که انجام داده‌اند اثر قابل توجهی بر سطح درآمد سرانه آن‌ها داشته است. بحران مالی شرق آسیا منبع دیگر برای شوک‌ها بوده‌است به طوری‌که ۳۰ درصد شوک‌های دهه ۱۹۹۰ طی سه سال ۱۹۹۷-۱۹۹۹ بوده‌است. وابستگی به صادرات مواد اولیه و نوسانات نرخ مبادله (Term of Trade) از جمله دلایل اصلی شوک‌های وارده به فرایند تحولات شکاف

Archive of SID

www.SID.ir

درآمدی کشورهای افریقایی می باشد. رشد کشورهای صنعتی در دهه ۱۹۶۰ و اوایل ۱۹۷۰ باعث افزایش تقاضا برای مواد اولیه و بهبود نرخ مبادله به نفع کشورهای افریقایی گردید اما رکود اقتصادی در دهه‌ی ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰ سبب کاهش قیمت مواد اولیه شد. به عبارت‌دیگر، ابتلا به بیماری هلندی منجر به بحران بدهی‌های بین‌المللی کشورهای افریقایی در دهه ۱۹۸۰ گردید. نتایج برای ایران نشان می دهد که این اقتصاد در سال ۱۳۸۱ یک شکست ساختاری را در سطح درآمد سرانه خود تجربه نموده است. علت اصلی این امر را در اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز دانست.

نتایج آزمون ریشه‌ی واحد تک متغیره وسترلاند (۲۰۰۹) نشان می‌دهد، فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد تنها برای کشورهای اردن، تونس، سیشل و سوریه رد می‌شود[۱]. تمامی این کشورها سه شکست را در عرض از مبداء تجربه نموده‌اند.

پایایی سری‌های زمانی شرط لازم برای فرضیه‌ی ارتقاء درآمد سرانه می‌باشد و باید حتما شرط کافی بررسی شود. از این رو معادله‌ی (۴)، برای هر یک از کشورهای جداول شماره‌ی۱و ۴ برآورد گردید که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شد. تصمیم‌گیری در مورد فرایند ارتقاء در هر دوره، بر اساس رویه‌ای است که در بخش چهارم مقاله توضیح داده شد. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، کشورهای کره‌ی جنوبی، سوئیس و لسوتو به صورت قوی و کشورهای اتریش و مجارستان به صورت ضعیف به سمت امریکا ارتقاء یافته‌اند، در حالی‌که کشورهای نیوزیلند (به صورت قوی) و کلمبیا (به صورت ضعیف) از امریکا واگرا شده‌اند.

شکاف درآمدی کشور اردن ابتدا درحال کاهش بود اما تحمل شکست‌های ساختاری اواخر دهه ۱۹۸۰ سبب افزایش شکاف درآمدی این کشور گردید. کشور سیسل ابتدا در وضعیتی تقریبا پایدار قرار داشت اما شوک‌های اواسط دهه ۱۹۸۰ منجر به هم‌گرایی این کشور گردید. شکاف درآمدی کشور سوریه از امریکا ابتدا در حال افزایش بود. وقوع بحران نفتی اول منجر به افزایش سطح درآمدی این کشور گردید اما به خاطر نداشتن زیرساخت‌های اساسی نتوانست از اثرات سرریز آن بهره گیرد به‌طوری‌که در سال‌های بعد، دوباره در مسیر واگرایی قرار گرفت.

---

۱- به منظور صرفه‌جویی در فضا نتایج آزمون وسترلاند تنها برای این چهار کشور ارائه نمودیم. در صورت نیاز نتایج سایر کشورها در اختیار قرار خواهد گرفت.

Archive of SID

www.SID.ir

## ۶- نتیجه‌گیری

در این تحقیق، فرایند ارتقاء GDP سرانه‌ی ۹۷ کشور به سمت کشور امریکا به عنوان رهبر طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۱۹۶۰ بررسی شده‌است. بدین منظور از مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی و آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی، هادری (۱۹۹۹)، ایم، پسران، و شیم (۲۰۰۳)، لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و وسترلاند (۲۰۰۹) استفاده شده‌است. هر یک از این آزمون‌ها دارای ویژگی خاصی می‌باشند. مثلا در آزمون هادری فرضیه‌ی صفر، پایایی سری داده‌های تابلویی می‌باشد در صورتی‌که در بقیه آزمون‌ها فرضیه‌ی صفر وجود ریشه‌ی واحد در سری داده‌های تابلویی می‌باشد. در آزمون ریشه‌ی واحد ایم، پسران، و شیم فرض می‌شود که پارامتر ریشه‌ی واحد بین مقاطع پانل متفاوت می‌باشد، اما آزمون‌های ریشه‌ی واحد هادری و لوین، لین و چو فرض می‌نمایند که این پارامتر بین مقاطع یکسان می‌باشد. آزمون ریشه‌ی واحد وسترلاند از دو مزیت خاص برخوردار است: الف) وقوع شکست‌های ساختاری ناهمگن را در هر یک از اعضای پانل ممکن می‌سازد. ب) آماره‌ی آزمون مستقل از تعداد شکست و محل شکست است در حالی سایر آزمون‌های برشمرده شده از این ویژگی برخوردار نمی‌باشند.

نتایج تحقیق را می‌توان در موارد ذیل خلاصه نمود:

۱- تمامی آزمون‌های ریشه‌ی واحد، فرضیه هم‌گرایی گروهی به سمت امریکا را رد می نمایند. اما آزمون‌های ریشه‌ی واحد تک متغیره ADF و وسترلاند (۲۰۰۹) حاکی از ارتقاء کشورهای کره‌ی جنوبی، سوئیس، اتریش، مجارستان و لسوتو و واگرایی کشورهای نیوزیلند، اردن و سوریه می‌باشند.

۲- بررسی شکست‌های ساختاری نشان می‌دهد، بیش‌تر شوک‌های مهم اقتصادی که منجر به شکست در فرایند ارتقاء کشورها شده، منبع مشترکی داشته و حول تاریخ‌های خاصی اتفاق افتاده‌اند. مثلا یکی از این عوامل، شوک‌های نفتی به خصوص دو شوک نفتی اول و دوم می‌باشند و یا کشورهای جنوب شرق آسیا به خاطر بحران مالی سال ۱۹۹۷، در این سال و یا سال‌های بعدی یک شکست ساختاری تجربه نموده‌اند.

۳- بررسی شکست‌های ساختاری GDP سرانه‌ی واقعی ایران نشان می‌دهد، اقتصاد ایران در سال ۱۳۸۱ به خاطر اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز شکست ساختاری را در سطح درآمد سرانه خود تجربه نموده‌است. تحولات درآمد سرانه کشورهای هم گروه ایران در سال ۲۰۰۵ نشان می دهد، با وجود این‌که کشورهایی مانند کره‌ی جنوبی و پرتغال توانستند به گروه درآمدی بالا ارتقاء نمایند ایران به خاطر عدم برخورداری از زیرساخت‌های مناسب نتوانسته‌است، جهش نماید و هم‌چنان در آن گروه باقی مانده است.

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۳- تاریخ‌هایی شکست برای سری‌های زمانی اختلاف بین لگاریتم GDP سرانه‌ی واقعی هر کشور از کشور امریکا**

| کشور | تعداد شکست | ۱۹۵۰-۱۹۶۰ | | ۱۹۷۰ | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۰-۲۰۰۰ | | کشور | تعداد شکست | ۱۹۵۰-۱۹۶۰ | | ۱۹۷۰ | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۰-۲۰۰۰ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | | | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم |
| افغانستان | ۱ | | | | | | | ۲۰۰۱ | | اسوتو | ۲ | | | | | ۱۹۸۲ | | | ۱۹۹۷ |
| آلبانی | ۲ | | | | | | | ۲۰۰۲ | ۱۹۹۶ | لیبریا | ۱ | | | | | | | ۱۹۹۰ | ۲۰۰۲ |
| الجزایر | ٤ | ۱۹۶۱ | | ۱۹۷۰ | | ۱۹۸۷ | | | | لیبی | ۲ | | | | | ۱۹۸۰ | | | ۱۹۹۷ |
| آنگولا | ۳ | | | ۱۹۷٤ | | | | ۱۹۹۲ | | ماداگاسکار | ۱ | | | | | | | ۲۰۰۲ | ۲۰۰۱ |
| آرژانتین | ۱ | ۱۹۵۸ | | | | | | | | مالاوی | ۲ | | | | | | | | ۲۰۰۰ |
| استرالیا | ۳ | | | | | ۱۹۸۲ | | ۱۹۹٤ | | مالزی | ۱ | | | | | | | ۲۰۰۲ | ۱۹۹۷ |
| اتریش | ۵ | ۱۹۵۸ | ۱۹۶۹ | | ۱۹۷۷ | ۱۹۸۳ | | | ۱۹۹۰ | مالی | ۲ | | | | ۱۹۷۸ | | | | ۲۰۰۰ |
| بحرین | ۳ | | | ۱۹۷٤ | | | | ۱۹۹۳ | ۲۰۰۰ | موریتانی | ۳ | ۱۹۶۳ | | | | | | ۱۹۸۳ | ۱۹۹۷ |
| بنگلادش | ۳ | | | ۱۹۷۱ | | | ۱۹۸۹ | | ۲۰۰۰ | موریس | ۳ | ۱۹۶۰ | | | ۱۹۷۹ | | | | ۱۹۹۹ |
| بلژیک | ٤ | | ۱۹۶۹ | | ۱۹۷۹ | | | ۱۹۹۵ | ۲۰۰۲ | مکزیک | ۲ | | | | | | | | ۲۰۰۲ |
| بنین | ٤ | | | | | ۱۹۸۱ | ۱۹۸۸ | ۱۹۹٤ | ۲۰۰۲ | مغلستان | ۲ | | | | | | | | ۲۰۰۲ |
| بولیویا | ۳ | | | | | ۱۹۷٤ | | ۱۹۹۱ | ۱۹۹۸ | مراکش | ۳ | | | ۱۹۷٤ | | | | | ۱۹۹۸ |
| بوتسوانا | ٤ | | | ۱۹۷٤ | | ۱۹۸۲ | | ۱۹۹۰ | ۱۹۹۶ | موزامبیک | ۲ | | | | | | | | ۲۰۰۰ |
| برزیل | ۳ | | | | | ۱۹۸۰ | ۱۹۸۹ | | ۲۰۰۲ | نامبیا | ۲ | | | | | | | | ۱۹۹۸ |
| بلغارستان | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۵ | ۲۰۰۱ | نپال | ۳ | | | | | ۱۹۸۱ | ۱۹۸۸ | | ۲۰۰۰ |
| بورکینافاسو | ٤ | | | ۱۹۷۲ | | ۱۹۸۵ | | ۱۹۹۳ | ۱۹۹۹ | هلند | ٤ | ۱۹۵۹ | | | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۱ | ۲۰۰۰ |
| برمه | ۲ | | | | | ۱۹۸۷ | | | ۱۹۹۷ | نیوزیلند | ٤ | | ۱۹۶۶ | ۱۹۷۳ | | | | | ۲۰۰۰ |
| بروندی | ٤ | | ۱۹۶۹ | | | ۱۹۸٤ | | ۱۹۹٤ | ۲۰۰۱ | نیکاراگوئه | ۱ | | | | ۱۹۷۸ | | | | |
| کامبوج | ۱ | | | ۱۹۷۲ | | | | | | نیجر | ۳ | | | ۱۹۷۲ | | | | ۱۹۹۱ | ۱۹۸۳ |
| کامرون | ۳ | | | | | ۱۹۸۸ | | ۱۹۹٤ | ۲۰۰۰ | نیجریه | ۳ | | | | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۳ | ۲۰۰۲ |
| کانادا | ۵ | ۱۹۵۵ | | ۱۹۷۳ | | ۱۹۸٤ | | ۱۹۹۵ | ۲۰۰۱ | کره‌ی شمالی | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۳ | ۲۰۰۰ |
| کیپ وردا | ۳ | | | | ۱۹۷۹ | | | ۱۹۹۱ | ۱۹۹۹ | نروژ | ۳ | | | ۱۹۷٤ | | ۱۹۸۱ | | ۱۹۹۰ | |
| جمهوری افریقای مرکزی | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۵ | ۲۰۰۲ | عمان | ۳ | | | ۱۹۷۲ | | | ۱۹۸۵ | | ۱۹۹۸ |
| چاد | ۳ | | | | ۱۹۷۸ | ۱۹۸٤ | | ۱۹۹۰ | | پاکستان | ۳ | | | | ۱۹۷۹ | | ۱۹۸٦ | | ۲۰۰۱ |

Archive of SID

www.SID.ir

| کشور | تعداد شکست | ۱۹۵۰-۱۹۶۰ | | ۱۹۷۰ | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۰-۲۰۰۰ | | | | | | | | کشور | تعداد شکست |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | | |
| پاناما | ۳ | | | | | | | | ۱۹۹۸ | | ۱۹۸۷ | | ۱۹۹۳ | | ۲۰۰۱ | شیلی | ٤ |
| پاراگوئه | ٤ | ۱۹۵۸ | | | ۱۹۷۹ | | ۱۹۸۵ | ۲۰۰۲ | | ۱۹۹٤ | ۱۹۸۸ | | | ۱۹۷۵ | ۱۹۶۰ | چین | ۵ |
| پرو | ۱ | | | | | | | | ۱۹۹۸ | | | | | | | کلمبیا | ۱ |
| فیلیپین | ۲ | | | | | | | | ۱۹۹۹ | ۱۹۹۱ | | | | ۱۹۷٤ | | کومور | ۳ |
| لهستان | ۳ | | | | | | | ۲۰۰۲ | | ۱۹۹۳ | | | | | | کنگو | ۲ |
| پرتغال | ٤ | | ۱۹۶۹ | | | | | ۲۰۰۲ | | ۱۹۹۵ | | | ۱۹۹۰ | | ۱۹۵۷ | کاستاریکا | ۳ |
| پرتوریکا | ۳ | | ۱۹۶۹ | | | ۱۹۸۳ | ۱۹۸۹ | ۲۰۰۰ | | | | | | | ۱۹۶٤ | ساحل عاج | ٤ |
| قطر | ۳ | | | | ۱۹۷۶ | | | ۲۰۰۱ | | ۱۹۹۲ | | ۱۹۹۶ | | ۱۹۶۷ | ۱۹۵۸ | کوبا | ٤ |
| دومائی | ۲ | | | ۱۹۷۰ | | | | ۲۰۰۱ | | ۱۹۹۰ | | | | | | چکسلواکی | ۲ |
| رواندا | ۲ | | | | | ۱۹۸۱ | | ۲۰۰۱ | | ۱۹۹۳ | | | ۱۹۹۳ | | ۱۹۵۶ | دانمارک | ٤ |
| سائو تومه | ۳ | | | | | ۱۹۸۳ | | ۱۹۹۶ | | ۱۹۹۰ | | | ۲۰۰۲ | ۱۹۶۹ | | جی بوتی | ۵ |
| عربستان سعودی | ۲ | | | | | | ۱۹۸۹ | ۲۰۰۲ | | | | | ۲۰۰۲ | | ۱۹۶٤ | جمهوری دومنیکن | ۳ |
| سنگال | ۲ | | | | | | | | ۱۹۹۹ | | | | | | | اکوادور | ۱ |
| سیشل | ۳ | | | | ۱۹۷۸ | ۱۹۸۱ | | ۲۰۰۱ | | ۱۹۹۰ | | | ۱۹۹۳ | | | مصر | ۳ |
| سیرالئون | ۰ | | | | | | | ۲۰۰۰ | | ۱۹۹٤ | | | | | ۱۹۶۱ | السالوادور | ۳ |
| سنگاپور | ۲ | ۱۹۶۳ | | | | | | | ۱۹۹۶ | | | | | | | گینه استوایی | ۱ |
| سومالی | ٤ | | | ۱۹۷٤ | | ۱۹۸۲ | | | | | | | ۱۹۹۱ | | | اریتره و اتیوپی | ۰ |
| افریقای جنوبی | ۳ | | | ۱۹۷۳ | | ۱۹۸۲ | | ۲۰۰۲ | | ۱۹۹٤ | | | ۱۹۹۱ | ۱۹۶۹ | | فنلاند | ٤ |
| کره‌ی جنوبی | ۱ | | | | | ۱۹۸۱ | | ۲۰۰۰ | | ۱۹۹٤ | | | | | ۱۹۵۸ | فرانسه | ٤ |
| اسپانیا | ۳ | ۱۹۵۸ | | | | | ۱۹۷۷ | | ۱۹۹۸ | | | | ۲۰۰۰ | | | گابون | ۲ |
| سری لانکا | ۵ | ۱۹۶۵ | | ۱۹۷۵ | | ۱۹۸٤ | | ۲۰۰۱ | | | | | ۱۹۹۱ | | | گامبیا | ۲ |
| سودان | ۳ | | | ۱۹۷۲ | | | | | ۱۹۹۸ | ۱۹۹۰ | | | ۱۹۸۹ | | | آلمان | ۲ |
| سوازیلند | ۳ | ۱۹۶۹ | | | | ۱۹۸۲ | | ۲۰۰۰ | | ۱۹۹۰ | | | ۱۹۸۷ | | | غنا | ٤ |
| سوئد | ۳ | | | | ۱۹۷۶ | | | ۲۰۰۰ | | ۱۹۹۰ | | | ۱۹۹۱ | ۱۹۷٤ | ۱۹۵۸ | یونان | ٤ |
| سوئیس | ۳ | ۱۹۵۵ | | | ۱۹۷۹ | | ۱۹۷۹ | ۲۰۰۰ | | ۱۹۹٤ | | | ۱۹۹۸ | | ۱۹۵۸ | گواتمالا | ٤ |
| سوریه | ۳ | | | ۱۹۷٤ | | ۱۹۸۳ | | ۲۰۰۰ | | | | | ۱۹۹۸ | | ۱۹۶۲ | گینه | ۳ |

Archive of SID

www.SID.ir

| کشور | تعداد شکست | ۱۹۵۰-۱۹۶۰ | | ۱۹۷۰ | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۰ | | ۲۰۰۰ | کشور | تعداد شکست | ۱۹۵۰-۱۹۶۰ | | ۱۹۷۰ | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۰-۲۰۰۰ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | | | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم | نیمه‌ی اول | نیمه‌ی دوم |
| گینه بیسائو | ۱ | | | | | | | | ۱۹۹۷ | | تایوان | ۲ | | | | | | ۱۹۸۶ | | ۲۰۰۰ |
| هایتی | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۱ | ۱۹۹۷ | | تانزانیا | ۳ | | | ۱۹۷۴ | | ۱۹۸۱ | | | ۱۹۹۶ |
| هوندوراس | ۳ | | | ۱۹۷۳ | | | | ۱۹۹۳ | ۱۹۹۹ | | تایلند | ۱ | | | | | | | | ۱۹۹۷ |
| هنگ کنگ | ۱ | | | | | | | | ۱۹۹۷ | | توگو | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۳ | ۱۹۹۹ |
| مجارستان | ۳ | | | | | ۱۹۸۱ | | ۱۹۹۱ | | ۲۰۰۰ | ترینیداد و توباگو | ۲ | ۱۹۵۵ | | | | ۱۹۸۲ | | | |
| هند | ۵ | ۱۹۶۴ | | | | ۱۹۷۸ | ۱۹۸۷ | ۱۹۹۴ | | ۲۰۰۲ | تونس | ۳ | | | ۱۹۷۴ | | ۱۹۸۵ | | | ۲۰۰۰ |
| اندونزی | ۱ | | | | | | | | ۱۹۹۷ | | ترکیه | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۳ | ۲۰۰۲ |
| ایران | ۱ | | | | | | | | | ۲۰۰۲ | اوگاندا | ۲ | | | | | ۱۹۸۳ | | ۱۹۹۴ | |
| عراق | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۰ | | ۲۰۰۲ | امارات متحده عربی | ۳ | | | | | ۱۹۸۵ | | ۱۹۹۲ | ۱۹۹۹ |
| ایرلند | ۰ | | | | | | | | | | انگلستان | ٤ | ۱۹۶۵ | | | | ۱۹۸۰ | | ۱۹۹۱ | ۱۹۹۸ |
| اسرائیل | ۲ | | | | | ۱۹۸۳ | | | ۱۹۹۹ | | اروگوئه | ۲ | ۱۹۵۸ | | | | | | | ۲۰۰۱ |
| ایتالیا | ۵ | ۱۹۵۷ | | ۱۹۷۳ | | ۱۹۸۱ | | ۱۹۹۰ | | ۲۰۰۰ | ونزوئلا | ۱ | | | | | | ۱۹۸۸ | | |
| جامائیکا | ۳ | | | ۱۹۷۵ | | | ۱۹۸۶ | | | ۲۰۰۰ | ویتنام | ٤ | | | ۱۹۷۵ | | ۱۹۸۱ | ۱۹۸۹ | | ۲۰۰۱ |
| ژاپن | ۳ | | ۱۹۶۹ | | | ۱۹۸۱ | | | ۱۹۹۷ | | فلسطین و غزه | ۱ | ۱۹۶۷ | | | | | | | |
| اردن | ۳ | ۱۹۵۵ | | | | | ۱۹۸۸ | | | ۲۰۰۲ | یمن | ۳ | ۱۹۶۹ | | | | | | ۱۹۹٤ | ۲۰۰۱ |
| کنیا | ۳ | | | | | ۱۹۸۳ | | ۱۹۹۱ | ۱۹۹۹ | | یوگوسلاوی | ٤ | ۱۹۵٦ | | ۱۹۷۳ | | | | ۱۹۹۲ | ۱۹۹۹ |
| کویت | ۳ | | ۱۹۶۹ | | | | | ۱۹۹۰ | | ۲۰۰۲ | زئیر | ٤ | ۱۹۶۱ | | | ۱۹۷۷ | | | ۱۹۹۳ | ۱۹۹۹ |
| لائوس | ۳ | ۱۹۵۸ | | | | | | ۱۹۹۲ | | ۲۰۰۲ | زامبیا | ۲ | | | | | | | ۱۹۹۳ | ۲۰۰۰ |
| لبنان | ۳ | | | | | | ۱۹۸٦ | ۱۹۹۳ | | ۲۰۰۰ | زیمبابوه | ۳ | ۱۹۶۹ | | | | | | ۱۹۹۱ | ۲۰۰۲ |

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۴- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد تک متغیره وسترلاند (۲۰۰۹)**

| کشور | آماره‌ی آزمون |
|---|---|
| **اردن** | **-٤،٠٥** |
| **تونس** | **-٣،٦٨٨** |
| **سیشل** | **-٣،٤٢٧** |
| **سوریه** | **-٣،٣٥٨** |

منبع: یافته‌های تحقیق

**جدول ۵- خلاصه تحولات فرایند ارتقاء درآمد سرانه‌ی ناشی از شکست‌های ساختاری**

| نوع هم‌گرایی | آماره‌ی دوربین -وتسن | ضریب تعیین تعدیل شده | شکست در عرض از مبداء | | | روند زمانی | عرض از مبداء (*) | کشور |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | سوم | دوم | اول | | | |
| ارتقاء ضعیف | ۱.۶۸ | ۰.۹۷ | این کشورها شکست در عرض از مبداء تابع روند را تجربه نکرده‌اند. | | | ۰،۰۰۲( ۰،٦ ) | -۰،۳۹( ۰،۰۷ ) | اتریش |
| ارتقاء قوی | ۱،۹۷ | ۰،۹۹ | | | | ۰،۰٤( ۰،۰۰۰ ) | -۲،٦( ۰،۰۰۰ ) | کره‌ی جنوبی |
| ارتقاء قوی | ۱،۸ | ۰،۸٦ | | | | ۰،۰۰۸( ۰،۰۰۰ ) | -۳،۲۹ ( ۰،۰۰۰ ) | لسوتو |
| واگرایی قوی | ۱،۸۲ | ۰،۹۲ | | | | -۰،۰۰۷( ۰،۰۰۰ ) | -۰،۱۷( ۰،۰۰۰ ) | نیوزیلند |
| ارتقاء ضعیف | ۱،۹۹ | ۰،۹۳ | | | | ۰،۰۰۵( ۰،۲ ) | -۰،۹۶٦( ۰،۰۰۰ ) | مجارستان |
| ارتقاء قوی | ۲،۰٤ | ۰،۹٦ | | | | -۰،۰۰۸( ۰،۰۰۰ ) | ۰،۲۱( ۰،۰۱ ) | سوئیس |
| واگرایی ضعیف | ۱،۸٦ | ۰،۸٦ | | | | -۰،۰۰۲( ۰،۳ ) | -۱،۵۲ ( ۰،۰۰۰ ) | کلمبیا |
| ارتقاء قوی- واگرایی قوی و ضعیف | ۱،۸٦ | ۰،۸۵ | -۰،۰۰۱( ۰،۹ ) | -۰،۱( ۰،۰٤ ) | ۰،۱۷( ۰،۰۰۱ ) | -۰،۰۱٦( ۰،۰۰۰ ) | ۰،۱٦( ۰،۰۳ ) | اردن |
| عدم تصمیم‌گیری | ۱،۹ | ۰،۹ | ۰،۰۱( ۰،۷ ) | -۰،۰٤( ۰،۱۹ ) | ۰،۰۵( ۰،۱۵ ) | ۰،۰۰۵( ۰،۹ ) | -۰،٤( ۰،٤ ) | تونس |
| واگرایی ضعیف- ارتقاء ضعیف | ۲،۰۰۱ | ۰،۸۱ | -۰،۰٦( ۰،۲ ) | ۰،۰۰٦( ۰،۸ ) | ۰،۰۷( ۰،۰۳ ) | -۰،۰۱( ۰،۳ ) | ۰،۰۰۲( ۰،۹ ) | سیشل |
| واگرایی قوی-واگرایی ضعیف | ۲،۲ | ۰،۵٦ | -۰،۰۸( ۰،٤ ) | -۰،۰۹( ۰،۲ ) | ۰،۰٤( ۰،۵ ) | -۰،۰۲( ۰،۰۳ ) | -۰،۱۹( ۰،۰۳ ) | سوریه |

۱) خودهمبستگی موجود در مدل با وارد کردن با صرفه ترین ARMA در مدل برطرف شده است. ۲) منبع: یافته‌های تحقیق

*) برای سری های زمانی که شکست ساختاری در عرض از مبداء را تجربه نموده‌اند. این ستون مربوط به عرض از مبداء قبل از شکست ساختاری می باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

**فهرست منابع**


۱- احسانی، محمد علی و امید رنجبر، (۱۳۸۶)، آیا سازمان کنفرانس اسلامی یک باشگاه هم‌گرایی است (تحلیل داده‌های مقطعی و سری زمانی)، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، زمستان، ص ۲۴-۱.

۲- رنجبر، امید و زهرا (میلا) علمی، (۱۳۸۷، الف)، تفسیر مدل سری زمانی و شاخص‌های نابرابری از شکل‌گیری هم‌گرایی درکشورهای گروه D-8، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی ایران، ۳۵، ۷۸-۵۱.

۳- رنجبر، امید و زهرا (میلا) علمی، (۱۳۸۷، ب)، تحلیل شکل‌گیری هم‌گرایی اقتصادی در منطقه‌ی خاورمیانه و شمال افریقا: یافته های جدید، مجله‌ی نامه‌ی مفید، ۶۶، ۶۸-۴۹.

۴- فروغی پور، الهام (۱۳۸۵)، بررسی هم‌گرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های بازرگانی، شماره۳۹، ص۱۵۶-۱۳۵.

۵- کارنامه حقیقی حسن، اکبری نعمت اله (۱۳۸۳)، بررسی هم‌گرایی تقاضای اجتماعی آموزش عالی در ایران (۱۳۸۰-۱۳۶۲)، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۶، ۱۳۴-۱۱۵.

6- Abramovitz, Moses. (1986), Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind, Journal of Economic History, 46, 385-406.

7- Afshari, Zahra, Fouroghi Pour Elham, and Iman Sheibani (2005), the growth dynamism in the Islamic countries (1950-1998), Iranian Economic Review, 10, 1-20

8- Barro, R.J., Xavier, S.M. (1991), Convergence across States and Regions, Brookings Papers, 1, 107–82.

9- Barro, Robert J. and Xavier, S.M. (1992b), Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison, journal of the Japanese and international economics, 6, 312-346.

10- Barro, R. J. and Xavier, S.M. (2004), Economic Growth, McGraw Hill, NewYork, 2004.

11- Baumol, W. J. (1986), Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show?, American Economic Review, LXXVI, 1072-85.

12- Bernard, A and Steven N. D (1996), Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis, Journal of Econometrics, 71, 61-173.

13- Carlino, G and L. Mills, (1993), are U.S. regional incomes converging? A time series analysis, Journal of monetary economics, 32, 335-346


Archive of SID

www.SID.ir

14- Cunado, J, and F. Perez de Gracia (2006), Real convergence in Africa in the second-half of the 20th century, Journal of Economics and Business, 58, 153–167
15- Gerald C and Leonard M, (1996), Convergence and The U.S. States: A Time-Series Analysis, Journal Of Regional Science, Vol. 36, No. 4, pp. 597-616.
16- Howard, p (1994), endogenous growth theory: intellectual appeal and empirical shortcoming, journal of economic perspectives, 7, 27-55.
17- Hardi, K, (2000), Testing for stationarity in heterogeneous panel data, Econometrics Journal, 3, pp. 148–61.
18- Im, K.S, Lee, J., Tieslau, M, (2005), Panel LM unit-root tests with level shifts, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 67 (3), 393–419.
19- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., (2003), Testing for unit roots in heterogeneous panels, Journal of Econometrics 115 (1), 53-74.
20- Islam, N (2003), What Have we learnt from the convergence debate?, journal of economic surveys, 17, 309-362.
21- Joseph, D, Marc. T, (2005), Income convergence across Canadian provinces in the 20th century: Almost but not quite there, Annual of Regional Science, 39:567–592.
22- Junsoo, L, John A. L, Mark C. S, (2006), Non-renewable resource prices: Deterministic or stochastic trends?, Journal of Environmental Economics and Management 51, 354–370.
23- King, A and Ramlogan, C, (2008), Is Latin America catching up? A time series approach, Review of development economics, 12, 397-415.
24- Lee. H, K. lim, and M. Azli (2005), income disparity between Japan and ASEAN-5 countries: convergence, catching up or diverge?, Economics Bulletin, 6, 1-20.
25- Levin, A., Lin, C.-F., Chu, C.J., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics 108, 1–24.
26- Li, Q and Papell, D, (1999), Convergence of international output Time series evidence for 16 OECD countries, International Review of Economics and Finance, 8, 267–280.
27- Loewy, M and, D. Papell (1996), Are U.S. Regional Incomes Converging? Some Future Evidence, Journal of Monetary Economics, 38, 587-598.
28- Lucas R. E. J. (1990), Why doesn't capital flow from rich to poor countries?, American Economic Association Papers and Proceedings, 80(2), 92–96.
29- Lumsdaine,R and D. Papell, (1997), Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis, Rev. Econ Statistic, 79 (2) 2, 12–218.

Archive of SID

www.SID.ir

30- MacKinnon, J. (1991), Critical values for cointegration tests, In R. Engle, & C. Granger (Eds.), Long-run economic relationships: readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press.
31- Perron, P., (1989), The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, Econometrica 57 (6), 1361–1401.
32- Romer, David. (2002), Advanced Macroeconomics, McGraw-Hill, New York
33- Rassekh, F (1998), the convergence hypothesis: History, theory and evidence, Open Economies Review, 9, 85–105.
34- Solow, R. M. (1956), a Contribution to the Theory of Economic Growth, Quarterly Journal of Economics, 70, 65-94.
35- Strazicich, M. C., Lee, J., and Day, E. (2004), are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks, Journal of macroeconomics, 26, 131–145.
36- Westerlund, J, (2009), a panel unit root test with multiple endogenous breaks, Working Papers In Economics, university og Gothenberg
37- Zivot, E., Andrews, D.W.K., (1992), further evidence of the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics 10, 251–270.

Archive of SID

www.SID.ir