فصلنامه پژوهشهای اقتصادی(رشد و توسعه پایدار) ـ سال دوازدهم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۳۹۱ ـ صفحات ۱۹۴-۱۷۱

بررسی همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی

فیروز فلاحی[۱]
بهزاد سلمانی[۲]
سیمین کیانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۵/۳ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۲/۷**

چکیده

در این مطالعه، سعی شد با متدولوژی جدید سری زمانی، همگرایی درآمد سرانه بین کشورهای اسلامی مورد مطالعه قرار گیرد. نکته تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات مشابه، این می‌باشد که در بررسی همگرایی، بیشتر از داده‌های مقطعی یا پانل‌دیتا استفاده می‌شود، ولی این مطالعه، از متدولوژی سری‌زمانی که توسط وگلسنگ (۱۹۹۸) پیشنهاد شده، استفاده می‌کند.

نقطه قوت این روش، این است که نتایج برآوردی بسته به اینکه متغیرها انباشته از درجه صفر باشند یا انباشته از درجه یک، تغییر نکرده و در عین حال امکان وجود شکست ساختاری را نیز در نظر می‌گیرد.

نتایج برآوردی، حاکی از وجود همگرایی بتا در اکثر کشورهای اسلامی به سمت مقدار متوسط درآمد سرانه این گروه از کشورها می‌باشد. در این میان، شواهد حاکی از وجود واگرایی در کشورهای کامرون، اندونزی، مالزی، نیجر، چاد و توگو می‌باشد، که این واگرایی برای کشورهای چاد و توگو قبل از شکست ساختاری و برای سایر کشورها بعد از شکست ساختاری اتفاق افتاده است.

همچنین در این مطالعه، تاریخ شکست درآمد سرانه کشورهای اسلامی نیز تخمین زده شده و در مورد دلایل آن بحث شده است.

واژگان کلیدی: همگرایی بتا، کشورهای اسلامی، اقتصادسنجی سری زمانی، شکست ساختاری، درآمد سرانه.

طبقه بندی JEL: C22, O47

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز ffallahi@tabrizu.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز b_salmani@tabrizu.ac.ir
۳. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز Skiani64@yahoo.com

۱. مقدمه

تعمیق همگرایی میان کشورهای اسلامی از دغدغه‌های جدی کشورهای اسلامی است که می‌تواند در صورت تحقق، منافع اقتصادی، سیاسی و امنیتی قابل توجهی برای این کشورها و جامعه اسلامی به همراه داشته باشد. امروزه گسترش وابستگی متقابل کشورها، جهانی شدن فعالیت‌ها و شکل‌گیری نظام‌های نوین بین‌المللی، جلوه‌های از همگرایی‌های اقتصادی در نظام جدید اقتصاد جهانی هستند، که این همگرایی‌های اقتصادی بر این اصل استوار هستند که منافع همه کشورهای مشارکت کننده را اعتلا بخشند و همچنین اعضا را برای ادغام موفق‌تر در نظام جدید بین‌المللی آماده سازند تا منافع بیشتری نصیب آنها شود.

سازمان کنفرانس اسلامی (OIC)[1] به عنوان بزرگ‌ترین تشکل سیاسی و اقتصادی در زمینه گسترش همکاری‌های میان کشورهای اسلامی در تمام حوزه‌های سیاسی، اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی تأسیس شده است. از آنجایی‌که درآمد سرانهِ یک کشور معیاری از وضعیت اقتصادی آن کشور است، لذا در مطالعه حاضر سعی شده همگرایی درآمد سرانه کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی مورد مطالعه قرار گیرد. دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی یکی از اهداف مهم اقتصادی تمام کشورها به شمار می‌رود. در عین حال وجود نابرابری و اختلاف ما بین کشورها از دیگر موارد بسیار اساسی و مطرح برای سیاستگذاران کشورها می‌باشد. وجود این نابرابری بین کشوری و حتی بین مناطق مختلف داخل هر کشور می‌تواند منجر به ایجاد نارضایتی و تنش‌های اجتماعی گردد.

بنابراین کشورها به دنبال آن هستند که فاصله درآمدی خود را از سطح درآمد تعادل باثبات کشور خود و نیز درآمد کشورهای مشابه خود کاهش دهند؛ به عبارت دیگر، تمام کشورها به دنبال همگرایی به سمت سطح درآمدی مطلوب می‌باشند. در واقع آنچه موجب شکل‌گیری تحقیقات پیرامون همگرایی و عوامل مؤثر بر آن گردیده، اهمیت کاهش فاصله و شکاف درآمدی بوده است.

در این مطالعه با توجه به اهمیت شکست‌های ساختاری در بررسی‌های اقتصادی سعی شد تا مسأله همگرایی بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی با استفاده از روش جدید اقتصادسنجی سری زمانی و لحاظ کردن امکان شکست ساختاری مورد بررسی قرار گیرد. نکته تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات مشابه این می‌باشد که در بررسی همگرایی، بیشتر از داده‌های مقطعی یا پانل دیتا استفاده شده است، ولی این مطالعه از متدولوژی سری زمانی که توسط وگلسنگ[2] (۱۹۹۸) پیشنهاد شده استفاده می‌کند. نقطه قوت این روش این است که نتایج برآوردی بسته به اینکه

1. Organization of the Islamic Conference
2. Vogelsang (1998)

متغیرها انباشته از درجه صفر باشد یا انباشته از درجه یک تغییر نخواهد کرد.

این مقاله در ۵ بخش تنظیم شده است. در بخش بعدی به مبانی نظری و پیشینه تحقیق اشاره شده و در بخش سوم، متدولوژی مورد استفاده در این مطالعه ارائه می‌گردد. داده‌ها و نتایج تجربی مطالعه، در بخش چهارم ارائه شده و در نهایت، نتیجه‌گیری در قسمت پنجم انجام می‌گیرد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توجه به تفاوت قابل ملاحظه درآمد مابین کشورها و تفاوت نرخ رشد اقتصادی آنها، این سؤالات اساسی در اقتصاد معاصر مطرح است که چرا بعضی از کشورها فقیرند در حالی‌که بعضی دیگر ثروتمند هستند؟ همچنین چرا بعضی کشورها نرخ رشد نسبتاً آرامی دارند، در حالی‌که برخی دیگر تندتر رشد می‌کنند؟ این سؤالات و سؤالات مشابه، همچنین عدم تعادل منطقه‌ای و شکاف رشد اقتصادی سبب توجه اقتصاددانان توسعه به مسأله همگرایی بین کشورها شده است. البته مسأله همگرایی برای همه مناطق یا کشورها صدق نمی‌کند و بستگی به منطقه یا فرهنگ‌ها تفاوت می‌کند. مثلاً نمی‌توان انتظار داشت که کشوری در جهان سوم با تفاوت قابل توجهی در درآمد، در بلندمدت با میانگین درآمد سرانه کشورهای صنعتی، همگرایی را تجربه کند. در واقع می‌توان انتظار داشت که کشورها یا مناطقی با شرایط اولیه نسبتاً مشابه در بلندمدت همگرایی را تجربه کنند و کشورهایی مانند کشورهای پیشرفته، که وضعیت اقتصادی بالاتر دارند نیز در بلندمدت به سمت درآمد بالاتری همگرا شوند. البته شرایط اولیه مناطق یا کشورها و تفاوت در نرخ رشد آنها سبب تقسیم مفهوم همگرایی به چند قسمت شده است که در ادامه به شرح آنها پرداخته می‌شود.

سیر تحولات مباحث مربوط به توسعه اقتصادی جوامع، با هدف دستیابی به معیارهای مناسب برای مقایسه وضع اقتصادی مناطق مختلف و ارایه الگوهای مناسب برنامه‌ریزی توسعه، موجب شکل‌گیری الگوهای رشد اقتصادی و روند تکاملی آنها شده است. همچنین در ادامه، مباحث قبل و جواب این سؤال که چرا یک اقتصاد رشد می‌کند؟، تعدادی از تئوری‌های رشد اقتصادی مانند تئوری رشد برونزای سولو[1] (مدل رشد نئوکلاسیک) و تئوری رشد اقتصادی درونزا (تئوری رشد جدید) به وجود آمده و توسعه یافته‌اند. که هدف این تئوری‌های رشد، توضیح چگونگی رشد اقتصادی کشورهایی است که داده‌هایشان را می‌شد یافت (Romer, 2006).

با اینکه مدل سولو محدودیت‌ها و موانعی برای توضیح هر چه کامل‌تر رشد اقتصادی دارد ولی به نظر می‌رسد که یک چارچوب مؤثر و لازم برای توضیح مبانی رشد اقتصادی است. پس این مدل با اینکه به طور کامل واقع بینانه و منطقی نیست ولی یک بینش کلی در مورد ویژگی‌های خاصی از

1. Solow

جهان را ارائه می‌دهد و لذا برای پرداختن به پرسش‌هایی راجع به رشد اقتصادی در این مطالعه مناسب به نظر می‌رسد. در این الگوی رشد، بیان می‌شود که اگر همه اقتصادها ویژگی‌های مشابهی داشته باشند، کشورهای فقیر که دارای سرمایه کمتری هستند، نرخ رشد بیشتری نسبت به کشورهای ثروتمند خواهند داشت. چرا که به علت وجود بازدهی نزولی سرمایه، نرخ بازدهی سرمایه در اقتصادهای فقیر بیشتر از نرخ بازدهی سرمایه در کشورهای ثروتمند بوده و در نتیجه رشد سریع‌تر و افزایش درآمد سرانه بیشتری را تجربه خواهند کرد. لذا اختلاف درآمد سرانه در بین کشورها تمایل به محو شدن در طول زمان داشته و درآمد سرانه آنها به تدریج به یک سطح تعادلی بلندمدت، همگرا خواهند شد (Solow, 1956, Swan, 1956; Barro & Sala-i-Martin, 1995).

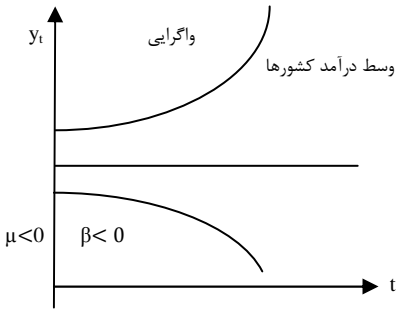
همگرایی، مشخصه کلیدی مدل رشد نئوکلاسیک‌ها است (Solow, 1956). در این مدل، اگر مناطق تنها در سطح اولیه درآمد سرانه و سرمایه از یکدیگر تفاوت داشته باشند، در نهایت، به یک سطح تعادلی خواهند رسید، یعنی به علت بازدهی نزولی سرمایه، در مناطق ثروتمند، به دلیل وفور سرمایه، بازدهی سرمایه کاهش یافته و در نتیجه، نرخ رشد آن مناطق سیر نزولی خواهد داشت. در مقابل، مناطق فقیر، به علت کمبود سرمایه و بازدهی بیشتر آن، نرخ رشد آن مناطق سیر صعودی به خود می‌گیرد و در نهایت به یک سمت همگرا می‌شوند، در نتیجه شکاف درآمدی بین این مناطق، در طی زمان، تمایل به محو شدن خواهد داشت، یعنی مساله همگرایی برای این مناطق رخ خواهد داد. ولی اگر نرخ رشد مناطق ثروتمند سریع‌تر از نرخ رشد مناطق فقیر باشد، شکاف درآمدی این مناطق در طی زمان افزایش می‌یابد، در این حالت است که گفته می‌شود این مناطق نسبت به یکدیگر واگرا شده‌اند.

بارو و سالای مارتین (Barro & Salai-Martin, 1991)، مفهوم همگرایی را به همگرایی σ، همگرایی β[1] و همگرایی شرطی[2] تقسیم کرده‌اند، همگرایی β و همگرایی σ، دو مفهوم اصلی همگرایی بوده و با معیارهای متفاوتی اندازه‌گیری می‌شوند. همگرایی بتا چگونگی رسیدن مناطق فقیر به مناطق ثروتمند را بررسی می‌کند. همگرایی بتا، این مساله را مورد بررسی قرار می‌دهد که آیا برای کشورها یا مناطق مختلف رابطه منفی بین نرخ رشد درآمد سرانه و مقدار اولیه آن در طی زمان در روند تابع رشد آن مناطق مشاهده می‌شود یا نه؟ (فروغی‌پور، ۱۳۸۵). به طور تجربی، همگرایی بتا را می‌توان با استفاده از تابع روند[3] به شکل زیر تخمین زد[4]:

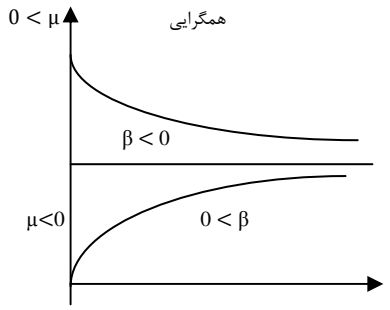
$$y_t = \mu + \beta t + u_t \qquad (1)$$

1. Beta Absolute Convergence
2. Beta Conditional Convergence
3. Trend function
4. Vogelsang (1998)

که در این تابع اگر ارتباط منفی بین μ و β وجود داشته باشد، یعنی اگر $\mu > ۰$ و $\beta < ۰$ باشد و یا بالعکس، همگرایی بتا وجود دارد. درعین حال β نشانگر سرعت همگرایی می‌باشد.



نمودار ۱. نمودار واگرایی



نمودار ۲. نمودار همگرایی

در مورد همگرایی سیگما نیز می‌توان گفت گروهی از کشورها یا مناطق با هم همگرایی σ خواهند داشت اگر پراکندگی (واریانس) درآمد سرانه‌شان در طی زمان کاهش یابد. یعنی $\sigma_{y_{t+T}} < \sigma_{y_t}$، که σ_{y_t} انحراف معیار y در زمان t می‌باشد (Fallahi & Rodriguez, 2007). مفهوم دیگری از همگرایی توسعه، مفهوم همگرایی شرطی بود. این نوع همگرایی به مناطق یا کشورهای متفاوت اجازه می‌داد که همگرا شوند ولی نه به یک سمت مشترک، بلکه به سمت سطح پایدار درآمد بلندمدت خود[1]. این نوع همگرایی شرطی است چراکه به ویژگی‌های ساختاری مناطق مانند تفاوت در ترجیحات، سطح پیشرفت فنی و تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت، سیاست‌های دولتی و .. بستگی دارد. تفاوت در ویژگی‌های ساختاری کشورها یا مناطق نشانگر کشورها یا مناطقی است با سطوح پایدار متفاوت. لذا رشد اقتصادی تابعی است از شکافی که روند رشد را از سطح پایدارش جدا می‌کند. یعنی برای داشتن همگرایی نمی باید شکاف تابع روند از سطح پایدار بلندمدتش افزایش یابد. پس برای بررسی همگرایی، شرطی لازم است که سطح پایدار هر اقتصاد را ثابت فرض کنیم.

منکیو (Mankiw, 2003)، اشاره می‌کند که اگر برای بررسی همگرایی، عواملی از حالت پایدار مانند نرخ پس انداز، نرخ رشد جمعیت، پیشرفت فنی و... کنترل شوند، در آن صورت، اگر همگرایی مشاهده شود از نوع مشروط خواهد بود. البته مفهوم همگرایی علاوه بر همگرایی بتا، سیگما و شرطی به مفاهیم دیگری نیز تقسیم شد.

1. Sala-i-Martin,1996; Barro & Sala-i-Martin,1992; Mankiw et al,1992

بامول (Baumol, 1986) از داده‌های GDP دوازده کشور توسعه یافته طی دوره ۱۸۷۰-۱۹۷۹برای بررسی همگرایی استفاده کرده و نتایج قوی مبنی بر همگرایی این کشورها را در دوران بعد از جنگ جهانی دوم مشاهده نمود. این یافته‌های بامول مورد انتقاد رومر در سال ۱۹۸۶ و دلونگ[1] در سال ۱۹۸۸ قرار گرفت. چرا که کشورهای منتخب بامول همگی کشورهای مشابه و ثروتمند بودند که به سمت همگرایی میل می‌کردند در حالی که مطالعات می بایست شامل کشورهای ناهمگون نیز می‌شد یعنی وضعیت همگرایی کشورهای با درآمد پایین نیز بایستی مطالعه می‌شد. اگر نمونه کشورهای مورد مطالعه، شامل کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته نیز می‌بود، نتایج مبنی بر همگرایی دیگر از بین می‌رفت. یعنی گرایش متناسبی برای کشورهای فقیرتر وجود نداشت که سریع‌تر از کشورهای ثروتمند رشد کنند یا به آنها برسند. لذا پراکندگی GDP سرانه این کشورها طی زمان تمایلی به کاهش نداشت (Delong, 1988; Baumol & Wolff, 1988).

لذا مفهوم همگرایی قطبی بدین شکل بیان می‌شود که تنها کشورهایی که شرایط و ویژگی‌های ساختاری آنها و شرایط اولیه‌شان یکسان باشد، طی زمان با هم همگرا خواهند شد. بنابراین کشورهای ثروتمند OECD از یک قطب همگرایی، کشورهای در حال توسعه از قطب دیگر و کشورهای توسعه نیافته نیز متعلق به قطب دیگری از همگرایی در طی زمان خواهند بود و لزومی ندارد که این قطب‌ها به سمت یکدیگر همگرا شوند (Ben David, 1993; Galor, 1996; Canova & Market, 1995).

مفهوم دیگری از همگرایی تحت عنوان همگرایی تصادفی است که این نوع همگرایی نیز توضیح می‌دهد که شوک‌ها بر روند y_t (متغیر مورد بررسی) اثر موقت خواهند داشت و شوک وارده بر روند متغیر، هر چند سبب نوسان در شیب و روند متغیر مورد بررسی خواهد شد، ولی این تغییرات موقتی بوده و بعد از مدت زمان کوتاهی، متغیر به روند طبیعی خود باز خواهد گشت. به عبارت دیگر همگرایی تصادفی وجود دارد اگر y_t ایستا باشد[2] (Fallahi & Rodriguez, 2007).

پس اگر تفاوت درآمد سرانه کشورها یک روند ثابت را دنبال کند، در این حالت، همگرایی تصادفی در بین کشورها وجود دارد (Carlino & Mills,1993).[3] کارهای تجربی زیادی توسط اقتصاددانان داخل و خارج از کشور صورت گرفته تا مساله همگرایی را در مناطق مختلف دنیا مورد آزمون قرار دهند که در ادامه، به تعدادی از آنها اشاره می‌گردد.

فرهمند (۱۳۸۰)، مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی همگرایی اقتصادی و تأثیر سرریزهای منطقه‌ای بر رشد درآمد سرانه در بین کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی در دوره ۱۹۷۶-۱۹۹۰ انجام

---

1. Delong

۲. برای مطالعه بیشتر به Bernard and Durlauf (1995) مراجعه شود.

۳. در این مطالعه تنها به مطالعه و بررسی همگرایی بتای درآمد سرانه کشورهای اسلامی پرداخته می‌شود.

داده است. نتایج نشان می‌دهد که سرریزهای منطقه‌ای ناشی از مجاورت، در رشد و همگرایی درآمد سرانه کشورهای اسلامی تأثیر معنی‌داری دارد.

فروغی پور (۱۳۸۵)، به بررسی همگرایی سیگما و بتا بین کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۰۴ می‌پردازد. برای این منظور سه نوع همگرایی، یعنی همگرایی درون کشوری، همگرایی بین کشوری و پراکندگی درGDP سرانه واقعی، مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه همگرایی در درون کشورهای عضو اوپک مورد تأیید قرار می‌گیرد. سرعت همگرایی در بین آنها نیز ۰/۰۴۳ برآورد شده است. همچنین پراکندگی GDP سرانه کشورهای عضو اوپک در طی زمان روند نزولی دارد.

خلیلی عراقی و مسعودی (۱۳۸۵)، مطالعه‌ای را تحت عنوان تئوری همگرایی و جایگاه ایران انجام داده‌اند. این مقاله نشان می‌دهد که کل کشورهای جهان، دو نقطه همگرایی متفاوت برای کشورهای ثروتمند و کشورهای کم درآمد دارند و به نظر می‌رسد اقتصاد ایران به سمت کشورهای کم درآمد همگرا شده است.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷)، به بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۰۳- ۱۹۸۰ به روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته‌اند. نتایج تجربی که به وسیله اقتصادسنجی فضایی تخمین زده شده، دلالت بر همگرایی سیگما و بتا در میان کشورهای اسلامی دارد.

رنجبر و علمی (۱۳۸۷)، به تفسیر مدل سری زمانی و شاخص‌های نابرابری از شکل‌گیری همگرایی در کشورهای گروه D-8 پرداختند. آنها در چارچوب مدل سولو - سوان، فرضیه همگرایی تولید ناخالص سرانه واقعی را آزمون کردن، بدین منظور از مدل‌های سری زمانی (آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته) و توزیعی (شاخص‌های نابرابری و واریانس مقطعی) استفاده کردند. در جمع، نتایج حاکی از افزایش ناهماهنگی بین کشورهای این گروه و ناتوانی آن در ایجاد یکپارچگی بین کشورهای عضو می‌باشد. بارو و سالای مارتین (Barro & Salai – Martin, 1991; 1992; 1993)، همگرایی بتای درآمد سرانه ۴۷ ایالت امریکا طی دوره ۱۹۹۰- ۱۸۸۰، ۴۷ منطقه ژاپن طی دوره ۱۹۹۰ -۱۹۳۰، همگرایی۹۰ منطقه از هشت کشور اروپایی طی دوره ۱۹۹۰ – ۱۹۵۰ و همچنین ۱۰ ایالت کانادایی در دوره ۱۹۹۱- ۱۹۶۱، را مورد بررسی قرار دادند. در همه موارد، آنها مشاهدات قوی مبنی بر همگرایی منطقه‌ای بلندمدت را ملاحظه کردند. همچنین پراکندگی درآمد سرانه این مناطق در طی زمان به طور پیوسته کاهش یافته بود. علاوه بر این، سرعت همگرایی مناطق مختلف به سمت میانگین ملی خود (یعنی β مطلق) به طور قابل ملاحظه‌ای همانند بود و حدود ۲ درصد در سال برآورد شد.

وگلسنگ (Vogelsang, 1998)، با ارائه روشی جدید که نسبت به وجود ریشه واحد و همبستگی سریالی حساس نبوده و نتایج قابل اعتمادی را به دست می‌دهد، به مطالعه و بررسی متوسط نرخ رشد GDP در هفت کشور صنعتی با داده‌های پس از جنگ جهانی پرداخته و کاهش معنادار نرخ رشد بعد از ۱۹۷۳ را نتیجه گرفته است.

وگلسنگ و تاملیانویچ (Vogelsang & Tomljanovich, 2002)، وجود همگرایی GDP را در مناطق کشور آمریکا بررسی کرده‌اند. آنها نیز از مدل اقتصادسنجی پیشنهادی وگلسنگ استفاده کرده و شکست را نیز در تابع روند لحاظ کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی قوی بین مناطق آمریکا وجود دارد.

تاملیانویچ و دیخوان (Dejuan, 2005 Tomljanovich and)، همگرایی درآمد بین استان‌های کانادا را در سال‌های ۱۹۹۶ - ۱۹۲۶ با بررسی شکست ساختاری مطالعه کرده‌اند. مدلی که آنها استفاده کرده‌اند بر مدل پیشنهادی وگلسنگ استوار است. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی واقعی اقتصادی در بیشتر مناطق اتفاق افتاده است، اما هنوز تفاوت قابل توجهی در درآمد وجود دارد.

رودریگز (Rodriguez, 2006)، به بررسی نقش کمک‌های مالی دولت فدرال در همگرایی نوع بتا برای ۱۰ استان کانادا بین سال‌های ۱۹۹۹- ۱۹۲۶ پرداخته است. وی از مدل اقتصادسنجی پیشنهادی وگلسنگ و از مطالعه تاملیانویچ و وگلسنگ استفاده کرده است. نتایج مطالعه او نشان می‌دهد کمک‌های مالی دولت فدرال نقش تعیین کننده‌ای در همگرایی استان‌های کانادا ندارند.

گوتات و سرانیتو (Guetat & Serranito, 2007)، مطالعه‌ای تحت عنوان "همگرایی درآمد سرانه بین کشورهای عضو MENA" انجام دادند. آنها همگرایی شرطی و همگرایی مطلق را با روش پانل دیتای آزمون ریشه واحدِ پانل[1] با استفاده از داده‌های هستون و سامرز[2] آزمون کردند. نتایج به‌دست آمده، فرضیه همگرایی مطلق را برای اکثر کشورهای منا، طی دوره ۲۰۰۰ – ۱۹۶۰ حتی با لحاظ شکست در آزمون ریشه واحد فرضیه‌ها، رد نمی‌کند. فرضیه همگرایی شرطی هم که از روش پانل دیتا برای آزمون آن استفاده شد، برای قسمت مهمی از کشورهای این گروه، رد نشد.

تونالی و ییلانجی[3] (۲۰۱۰)، مطالعه‌ای تحت عنوان "درآمد سرانه کشورهای عضو منا همگرا هستند یا واگرا؟" طی دوره ۲۰۰۶ – ۱۹۵۰ انجام دادند. آنها از روش چونگ و همکاران (Chong et al, 2008) برای آزمون همگرایی استفاده کرده و نتیجه گرفتند که اکثر کشورهای عضو منا در دوره زمانی بررسی شده واگرایی را تجربه کردند.

1. A Panel unit root approach
2. Heston & Summers
3. Tunali & Yilanci

در این مطالعه، هدف تحقیق بررسی همگرایی بتا است، لذا اگر همگرایی برای کشورهایی بررسی می‌شد که دارای ساختار و بنیان مشابهی هستند، آنگاه می‌بایست به بررسی همگرایی شرطی پرداخته می‌شد، یعنی کشورهای اسلامی به چند بخش تقسیم می‌شدند و همگرایی هر گروه از کشورها که دارای ساختارهای مشابهی بودند بررسی می‌شد.

۳. متدولوژی

تا اواسط دهه ۱۹۹۰ در اغلب مطالعات مربوط به بررسی همگرایی بین مناطق و یا کشورها از روش‌های اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های مقطعی استفاده می‌گردید. اما از اواسط دهه ۱۹۹۰ به بعد روش‌های جدید سری زمانی و روش‌های پانل دیتا و تحلیل‌های زنجیره مارکوف[1] نیز توسعه پیدا کردند و برای مطالعه همگرایی مورد استفاده قرار گرفتند. بعدها در نتیجه مطالعات قبلی، روش‌های دیگری نیز به وجود آمد که امکان بررسی شکست‌های ساختاری را در روند متغیر به محقق می‌داد. از جمله این روش‌ها، روش وگلسنگ است که برخی ابزارها را برای تعیین یک نقطه شکست درونزا فراهم می‌کند. در این مطالعه، برای بررسی همگرایی بتای GDP سرانه کشورهای اسلامی، از روش اقتصادسنجی سری زمانی، با لحاظ کردن شکست ساختاری استفاده خواهد گردید که توسط وگلسنگ (Vogelsang, 1998) ارائه شده است. نقطه قوت این روش این است که نتایج برآوردی، به پایایی یا ناپایایی متغیرها حساس نبوده و چه متغیرها انباشته از درجه صفر باشند و چه انباشته از درجه یک تفاوتی در نتایج ایجاد نخواهد کرد. پس وجود یا عدم وجود ریشه واحد در u_t و همچنین وجود خودهمبستگی[2] تغییری در تخمین ایجاد نخواهد کرد که در واقع نقطه تمایز و مشخصه اصلی مدل نیز به شمار می‌رود.

برای بررسی همگرایی از تابع روند (معادله ۱) استفاده می‌شود که y_t نشانگر متغیر نابرابری می‌باشد. این متغیر را می‌توان به صورت نسبت درآمد سرانه هر کشور به میانگین درآمدهای سرانه کشورهای مورد بررسی یا نسبت به درآمد سرانه ثروتمندترین کشور گروه مورد بررسی تعریف نمود.[3] در این تحقیق برای محاسبه شاخص نابرابری از لگاریتم نسبت درآمد سرانه هر کشور نسبت

---

1. Markov Chain

۲. درآمد هر سال قطعاً به درآمدهای سال‌های پیش بستگی دارد و این موضوع سبب ایجاد خودهمبستگی بین yt و yt-1 و... در نتیجه بین ut و ut-1 و... خواهد شد. همچنین اجماع کلی بر روی مساله پایایی GDP وجود ندارد که با استفاده از مدل وگلسنگ این مسأله و مسأله همبستگی متغیرها مشکلی در تخمین‌های ما ایجاد نمی‌کند.

۳. قابل ذکر است که از اختلاف درآمد سرانه کشور و میانگین درآمدها نیز می‌توان به عنوان شاخص نابرابری استفاده کرد.

به متوسط درآمد سرانه کشورهای مورد بررسی استفاده شده است. این نرمال سازی یعنی محاسبه نسبت درآمد سرانه کشور بر درآمد متوسط کشورها به ما این امکان را می‌دهد تا اثر شوک‌های جهانی که همه این کشورها را تحت تأثیر قرار داده حذف کرده و فقط روی روند درآمد سرانه کشور مورد نظر متمرکز شویم (Lee and Chang, 2009).

در عین حال β بیانگر متوسط نرخ رشد y_t در طول زمان، μ نشانگر مقدار اولیه y_t و u_t جز اخلال با میانگین صفر می‌باشد. همان‌طور که اشاره شد همگرایی β ادعا می‌کند که باید مناطق با GDP سرانه بالا، رشد کندتری نسبت به کشورهای با GDP سرانه کم داشته باشند تا در بلندمدت به یک سطح، همگرا شوند. یعنی منطقه‌ای که y_t اولیه در آن مثبت است باید نرخ رشد منفی داشته باشد و منطقه‌ای که مقدار y_t اولیه آن منفی است، باید نرخ رشد مثبت داشته باشد. با توجه به اینکه در این مطالعه از معادله $y_t = \mu + \beta t + u_t$ براي مدل‌سازی استفاده می‌شود لذا بر اساس مفهوم همگرایی بتا، اگر $\mu \geq 0$ هست، آنگاه باید $\beta < 0$ گردد تا همگرایی برقرار باشد و بالعکس.

همچنین تکیه بر تخمین پارامترهای μ و β با استفاده از روش‌های معمول زیاد نمی‌تواند صحیح باشد، چراکه u_t ممکن است به طور سریالی همبسته باشد و تخمین را با خطا مواجه کند. برای جلوگیری از ایجاد خطا در تخمین این پارامترها از مدل پیشنهادی وگلسنگ (Vogelsang, 1998) استفاده می‌شود که مستقیماً μ و β را در دو رگرسیون ساده تخمین می‌زند و وجود یا عدم وجود ریشه واحد در u_t تغییری در تخمین ایجاد نخواهد کرد. در واقع، نقطه تمایز و مشخصه اصلی مدل نیز به شمار می‌رود. در عین حال مدل امکان داشتن یک نقطه شکست ساختاری در متغیرهای مورد بررسی، به شکل درونزا، را فراهم می‌کند. بنابراین مدل مورد بررسی به شکل زیر در می‌آید:

$$y_t = \mu_1 DU_{1t} + \beta_1 DT_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_2 DT_{2t} + u_t \quad (۲)$$

که DU و DT نشانگر متغیرهای مجازی برای وجود شکست در عرض از مبدا و شیب بوده و به شکل زیر تعریف می‌شوند:

$DU_{1t} = ۱$ اگر $t \leq T_B$ یا $DU_{1t} = ۰$ اگر $t > T_B$ و $DU_{2t} = ۱$ اگر $t > T_B$ یا $DU_{2t} = ۰$ اگر $t \leq T_B$.

$DT_{1t} = t$ اگر $t \leq T_B$ یا $DT_{1t} = ۰$ اگر $t > T_B$ و $DT_{2t} = t - T_B$ اگر $t > T_B$ یا $DT_{2t} = ۰$ اگر $t \leq T_B$. که درآن، T_B زمان شکست یا شیفت در پارامترهای روند تابع y_t بوده و با استفاده از داده‌ها تخمین زده می‌شود. در تخمین‌ها اگر $\mu_{i1} > 0$ باشد، نشانگر این است که درآمد سرانه این کشور i در زمان مبدأ، بالاتر از مقدار متوسط بوده است، و اگر $\mu_{i1} < 0$ باشد، نشانگر این است که درآمد سرانه کشور i در اول دوره، پایین‌تر از مقدار متوسط بوده است. ضمنا β_1 نشانگر نرخ رشد

قبل از شکست و β_2 نشانگر نرخ رشد بعد از شکست می‌باشد. رگرسیون دوم با نام رگرسیون z_t به شکل زیر تعریف می‌گردد:

$$z_t = \mu_1 DT_{1t} + \beta_1 SDT_{1t} + \mu_2 DT_{2t} + \beta_2 SDT_{2t} + S_t \quad (۳)$$

z_t نشانگر $\sum_{j=1}^{t} y_i$ و $SDT_{it} = \sum_{j=1}^{t} DT_{ij}$ و $S_t = \sum_{j=1}^{t} u_j$ برای $i = 1,2$ که این رگرسیون از جمع جزئی یا بخشی[1] متغیر y_t به‌دست آمده است. اگر t_y و t_z نشانگر آماره t برای آزمون فرضیه صفر مبنی بر معناداری پارامترهای رگرسیون y و z تعریف شوند، وگلسنگ دو آماره t تعدیل شده معرفی می‌کند که برای رگرسیون y_t، آماره t_y تعدیل شده به صورت $T^{\frac{1}{2}}\ t_y$ می‌باشد که در آن T تعداد مشاهدات می‌باشد. برای رگرسیون z_t، آمارهt_z تعدیل شده به صورت $t - PS_t = T^{\frac{-1}{2}}\ t_z\ \exp(-bJ_t)$ که در آن b یک مقدار ثابت و $J_t = T^{-1} *$ می‌باشد[2] و اما آماره Wald برای آزمون $c_□ =c_□ =\ldots=c_□$ در رگرسیون زیر محاسبه می‌گردد :

$$y_t = \mu_1 DU_{1t} + \beta_1 DT_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_2 DT_{2t} + \sum_{i=2}^{9} c_j\, t^i + u_t \quad (۴)$$

که آماره J_t به صورت $\frac{RSS_y - RSS_J}{RSS_J}$ محاسبه می‌شود، RSS_y مجموع مجذورات باقیمانده رگرسیون (۲) است و RSS_J مجموع مجذورات باقیمانده رگرسیون (۴) می‌باشد. عدد ثابت b طوری انتخاب می‌شود که مقادیر بحرانی برای حالتی که اجزای پسماند دارای ریشه واحد هستند با مقادیر بحرانی در حالتی که پسماندها ایستا هستند یکی گردد. پس $t\text{-}PS_t$ چه هنگامی که u انباشته از درجه یک باشد و چه انباشته از درجه صفر باشد دارای مقادیر یکسانی خواهد بود[3] (b در فرمول $t\text{-}PS_t$ سبب این ویژگی خواهد شد). اگر $b = \tilde{}$ باشد، اثر J_t از بین می‌رود و $t\text{-}PS_t$ برای زمانی که u انباشته از درجه یک باشد با زمانی که انباشته از درجه صفر، متفاوت خواهد بود (وگلسنگ، ۱۹۹۸).

برای تخمین نقطه شکست (که نامعلوم در نظر گرفته شده و توسط داده‌ها تخمین زده می‌شود) می‌توان از روش زیر استفاده نمود. ابتدا رگرسیون (۲) را برای تمام نقاط ممکنه برای شکست در محدوده T_b^* ، T_b^*+1 ، ... ، $T- T_b^*$ برآورد کرده و آماره والد (w) را برای تک تک آنها محاسبه کرده و نقطه‌ای که دارای بزرگ‌ترین $w \times T^{-1}$ می‌باشد، به عنوان نقطه شکست انتخاب می‌گردد. در عین حال برای جلوگیری از داشتن نقطه شکستی که در نزدیکی ابتدا یا انتهای دوره مورد

---

1. partial sum

۲. t-PSt نام tz تعدیل شده است.

۳. چون تابع روند $y_t=\mu+\beta t+u_t$ یک تابع تک متغیره است لذا هر ویژگی که yt داشته باشد به علت خطی بودن تابع ut نیز همان ویژگی‌ها را خواهد داشت.

بررسی قرار دارد $\lambda T < T_b^* < (1-\lambda)T$ انتخاب می‌گردد، که λ نشانگر درصدی از داده‌هاست که از فرایند تخمین نقطه شکست کنار گذاشته می‌شوند[۱]. آماره والد فوق، آماره مورد استفاده برای آزمون فرضیه عدم وجود شکست ساختاری یعنی آزمون جفت فرضیه $\begin{cases}\mu_1 = \mu_2 \\ \beta_1 = \beta_2\end{cases}$ است که این دو فرضیه دلالت بر نبود شکست ساختاری در روند متغیر مورد بررسی است.

تاریخ شکست ساختاری تخمین زده شده همان نقطه شکستی است که دارای بزرگ‌ترین آماره W است، یعنی تفاوت معنی‌داری بین μ_1 و μ_2 و بین β_1 و β_2 وجود داشته باشد که بیان‌گر این مطلب است که در این نقطه، روند متغیر مطالعه دچار شکست ساختاری شده و بین عرض از مبدأ و شیب روند در قبل و بعد از این نقطه، تفاوت معنی‌داری وجود دارد. T نیز نشانگر تعداد مشاهدات می‌باشد (Fallahi & Rodriguez, 2007).

۴. شرح داده‌ها و نتایج تجربی

در این مطالعه از داده‌های مربوط به GDP سرانه به دلار ثابت ۲۰۰۰[۲] مستخرج از پایگاه بانک جهانی ۲۰۰۸، WDI[۳] استفاده شده است.[۴] کشورهای مورد مطالعه، ۲۴ کشور اسلامی شامل ایران، مصر، اندونزی، مالزی، نیجریه، عمان، پاکستان، سودان، سوریه، الجزایر، بنگلادش، بنین[۵]، تونس، کامرون، گابن، مراکش، چاد، موریتانی، سنگال، سیرالئون، بورکینافاسو، توگو، نیجر و گویان[۶] بوده و سال‌های مورد بررسی ۲۰۰۶ – ۱۹۶۵ می‌باشد.[۷]

همچنین برای برآورد و تخمین مدل به کار رفته در این مطالعه از نرم افزار GAUSS استفاده شده است. درآمد سرانه هر کشور با y_i و متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی با $\bar{y}$ نشان داده شده و برای محاسبه شاخص نابرابری تفاوت بین درآمد سرانه هر کشور با مقدار میانگین درآمد سرانه کشورهای اسلامی به‌صورت $y_t = \ln(y_{it}/\bar{y})$ محاسبه می‌گردد. بنابراین در این مطالعه،

---

۱. اصطلاحاً به اینکار trimming گفته می‌شود.

2. GDP per capita (constant 2000 US$)

3. World development indicators 2008

۴. انتخاب GDP سرانه به دلار ثابت ۲۰۰۰ به جای GDP برحسب واحد پول محلی به قیمت‌های ثابت هر کشور به این دلیل است که داده‌ها به صورت $y_t = \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)$ یعنی لگاریتم نسبت درآمد سرانه هر کشور به متوسط درآمد کشورها تعریف و وارد مدل می‌شوند، لذا به دلیل محاسبه متوسط درآمد سرانه کشورها در سال‌های مختلف، نمی‌توان از واحد پول محلی هر کشور استفاده نمود.

5. Benin

6. Guyana

۷. دلیل انتخاب کشورهای فوق، دسترسی به آمار و اطلاعات می باشد.

همگرایی به این معناست که درآمد سرانه هر کشور به سمت مقدار متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی حرکت می‌کند.[۱] جداول ۱ تا ۳، به ترتیب نشانگر نتایج به‌دست آمده با استفاده از آماره t-PS_t بدون تصحیح J_T و t-PS_t، با تصحیح J_T و همچنین آماره $T^{-1}t_y$ است. نقطه شکست برآورد شده بر اساس روش وگلسنگ در ستون آخر جداول ۱ تا ۳ آورده شده است.

جدول ۱ گزارشی از تخمین‌های μ وβ و نقطه شکست با استفاده از رگرسیون z_t است. آماره t-PS_t بدون تصحیح J_T نیز پایین هر ضریب تخمینی داخل پارانتز و مقادیر بحرانی در دو سطر آخر جدول آورده شده است. بر اساس نتایج این جدول، مشاهده می‌شود که تخمین μ_1 بجز دو کشور بنگلادش و توگو برای تمامی کشورها از لحاظ آماری مخالف صفر است، که نشان دهنده وجود نابرابری بین درآمد سرانه کشورها و سطح متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی در سال ۱۹۶۵ می‌باشد. همچنین جدول، گویای این مطلب است که اکثر کشورها بجز چاد و توگو، قبل از نقطه شکست ساختاری، به سمت مقدار متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی همگرا شده‌اند. در دوره بعد از شکست ساختاری، کشورهای اندونزی، مالزی و نیجر از متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی فاصله گرفته و واگرایی را تجربه کرده‌اند. این در حالی است که کشورهایی که قبل از شکست، واگرایی را نشان می‌دادند، بعد از شکست به سمت روند متوسط درآمد سرانه متمایل شده و با آن همگرا می‌شوند.

البته هنگام استفاده از نتایج این جدول باید دقت لازم را داشته باشیم چراکه در تخمین آماره t-PS_t بدون تصحیح J_T فرض ضمنی مبنی بر ایستایی متغیرها وجود دارد و چون ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار نگرفته است، لذا تفسیر این نتایج نیازمند رعایت احتیاط می‌باشد. جدول۲ نتایج به دست آمده از تخمین آماره t-PS_t را با تصحیح J_T نشان می‌دهد. ضرایب تخمینی همانند ضرایب تخمینی جدول ۲ می‌باشد، اما آماره‌ها کوچک‌تر شده‌اند. در این جدول، آماره t-PS_t در سطح ۵ درصد و۱۰ درصد داخل پرانتز زیر هر ضریب گزارش شده است.

در این جدول نیز کشورهایی که واگرایی را قبل از شکست و کشورهایی که واگرایی را بعد از شکست نشان می‌دهند همانند نتایج جدول ۱ می‌باشد، اما به علت کوچک‌تر شدن آماره‌ها، تعداد بیشتری از ضرایب، معناداری آماری خود را از دست داده‌اند. جدول۲ همچنین نشان می‌دهد که شواهد بیشتری برای همگرایی در دوره قبل از نقطه شکست نسبت به دوره بعد از شکست ساختاری وجود دارد. در جدول۳ ،نتایج تخمین آماره $T^{-1/2}$ ty آورده شده است. بر اساس این نتایج اکثر کشورها قبل از شکست به سمت میانگین گروه کشورها همگرا شده‌اند، بجز چاد که واگرایی را

---

۱. لازم به یادآوری است که چون هدف اصلی این مقاله، مطالعه همگرایی از نوع بتاست، لذا به بررسی همگرایی تصادفی با استفاده از آزمون های ریشه واحد پرداخته نشده است. در عین حال اگرچه داده های مورد استفاده به شکل سری زمانی است ولی چون روش وگلسنگ نسبت به ایستایی و ناایستایی متغیر سری زمانی حساس نیست فلذا نتایج به دست آمده غیر جعلی بوده و دارای اعتبار علمی خواهند بود.

تجربه کرده است. بعد از نقطه شکست نیز تنها کشور کامرون واگرایی را نشان می‌دهد و این در حالی است که تعداد کشورهایی که همگرایی را نشان می‌دهند، بعد از شکست کاهش یافته است. جدول ۴، خلاصه‌ای از نتایج جداول ۱ تا ۳ را با استفاده از نمادهای مورد استفاده رودریگز (Rodriguez, 2006) نشان می‌دهد. در این جدول علامت C نشانگر وجود همگرایی بتا-(βConvergence) بوده و در عین حال نشانگر این است که μ و β از لحاظ آماری معنادار هستند. c نیز علامت همگرایی بتا است، با این تفاوت که تنها یکی از ضرایب معنی‌دار است. واگرایی با D و d نشان داده شده است. D یعنی هر دو ضریب معنی‌دارند و d یعنی تنها یکی از ضرایب معنی‌دار است. U نیز بیان‌گر این مطلب است که هیچ نتیجه قابل استنادی با استفاده از جداول به‌دست نیامده است. یعنی ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده و نسبت به همگرایی یا واگرایی بتا در مورد این کشورها نمی‌توان اظهار نظر کرد.

در این جدول نیز که خلاصه‌ای از تخمین‌های مدل است، به‌طور آشکار همگرایی بتای اکثر کشورهای اسلامی به سمت متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی دیده می‌شود، بجز چاد و توگو که واگرایی را قبل از شکست و کامرون، اندونزی و مالزی واگرایی مثبت و نیجر واگرایی منفی را بعد از شکست تجربه کرده‌اند. یعنی کشورهای کامرون، اندونزی و مالزی فاصله خود را از متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی، با دلایلی نظیر افزایش ظرفیت‌های اقتصادی خود، توجه بیشتر بر سرمایه انسانی و اختصاص سهم بیشتری از درآمد ملی بر تحقیق و توسعه (R&D) و افزایش سهم بخش خصوصی و ... افزایش داده‌اند.

طبق نتایج این تحقیق، کشورهایی که واگرایی از متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی را نشان می‌دهند را می توان به دو گروه تقسیم کرد: کشورهایی که به سمت مقادیر بالاتر GDP سرانه واگرا شده‌اند مانند اندونزی و مالزی، و کشورهایی به سمت مقادیر کمتر GDP سرانه سوق پیدا کرده‌اند، مانند نیجر.[۱] لذا توصیه‌های سیاستی برای کشورهایی نظیر نیجر و حتی کشورهایی که به سمت متوسط درآمد این گروه از کشورها همگرا شده‌اند مانند ایران، این است که با توجه به سیر صعودی درآمد سرانه کشورهایی مانند مالزی و اندونزی، و فاصله گرفتن درآمد این کشورها از متوسط درآمد سرانه کشورهای اسلامی، بقیه کشورهای اسلامی نیز از تجربیات این کشورها در جهت رشد اقتصادی کشورشان استفاده نموده و تعاملات و ارتباطات خود را با این کشورها افزایش دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. از داور محترم برای خاطر نشان شدن این نکته کمال تشکر را داریم.

جدول ۱. نتایج تجربی به دست آمده از رگرسیون z_t و آماره t-PS_t بدون تصحیح J_t و تخمین نقطه شکست.[۱]

	μ_1	B_1	μ_2	β_1	Tb
Algeria	-0.394**	3.148**	-0.021	0.74	1986
t-ratio	(-8.701)	(6.715)	(-0.252)	(0.893)	
Bangladesh	-0.335	2.489	-0.57**	1.805**	1971
	(-0.976)	(0.271)	(-9.567)	(5.578)	
Benin	-0.064**	0.106	-0.151**	1.296**	1988
	(-3.074)	(0.533)	(-3.045)	(2.384)	
BurkinaFaso	-0.383**	1.132**	-0.165**	2.889**	1991
	(-31.194)	(10.608)	(-3.768)	(5.011)	
Cameroon	-0.374**	3.494**	-0.038	0.783	1989
	(-6.033)	(6.080)	(-0.226)	(0.399)	
Chad	-0.134*	-0.917**	-0.237	*5.253	2000
	(-1.986)	(-1.996)	(-0.191)	(0.946)	
Egypt	-0.761**	1.002	-0.319**	2.418**	1976
	(-11.959)	(0.915)	(-10.567)	(12.507)	
Gabon	-0.541**	9.929**	0.434**	-0.805**	1977
	(-3.737)	(4.257)	(5.381)	(-1.505)	
Guyana	-0.225**	1.449*	-0.463**	3.119**	1982
	(-3.259)	(1.715)	(-5.978)	(4.974)	
Indonesia	-1.203**	4.829**	0.265**	2.268	1997
	(-86.656)	(47.506)	(2.065)	(0.818)	
Iran	-0.491**	7.857**	-0.176**	1.054**	1978
	(-2.801)	(2.964)	(-1.553)	(1.35)	
Malaysia	-1.115**	4.113**	0.171*	2.308*	1993
	(-35.356)	(15.955)	(1.144)	(1.018)	
Mauritania	0.040*	-0.466**	-0.078	1.869	2002
	(2.166)	(-3.896)	(-0.118)	(0.065)	
Morocco	-0.585**	3.025**	-0.155**	1.499**	1980
	(-13.582)	(5.192)	(-4.188)	(5.440)	
Niger	0.285**	-2.611**	-0.448**	-0.561	1991
	(6.492)	(-6.84)	(-2.86)	(-0.272)	
Nigeria	-0.348**	3.96**	-0.189**	0.852*	1980
	(-4.222)	(3.550)	(-2.67)	(1.615)	
Oman	-2.097*	32.645	-0.386**	2.684**	1968
	(-1.893)	(0.71)	(-5.465)	(7.637)	
Pakistan	-0.618**	2.059**	-0.016	1.477**	1984
	(-21.986)	(6.536)	(-0.388)	(4.084)	
Senegal	0.026**	-0.762**	-0.258**	1.6**	1993
	(2.815)	(-10.28)	(-6.01)	(2.453)	
SierraLeone	0.158*	-0.273	-0.92*	10.269	1996
	(1.896)	(-0.436)	(-1.44)	(0.821)	
Sudan	-0.43**	0.947*	-0.51**	2.844**	1984
	(-8.482)	(1.668)	(-6.948)	(4.361)	
Syrian	-0.681**	5.048**	-0.049	1.82**	1983
	(-12.82)	(8.11)	(-0.724)	(3.164)	
Togo	0.065	1.285**	0.096**	-0.765**	1981
	(1.156)	(1.769)	(1.726)	(-1.774)	
Tunisia	-0.909**	4.857**	-0.291**	2.610**	1981
	(-17.516)	(7.28)	(-5.697)	(6.587)	
مقادیر بحرانی در سطح ۱۰٪	+_1.570	+_1.330	+_1.140	+_0.936	
مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	+_2.190	+_1.760	+_1.500	+_1.270	

** و* نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب است

[۱]. مقادیر بحرانی برگرفته از وگلسنگ (Vogelsoang, 1998) می‌باشند.

جدول ۲. نتایج تجربی به دست آمده از رگرسیون z_t و آماره $t\text{-}PS_t$ با استفاده از تصحیح J_t، و تخمین نقطه شکست.

	DU1	DT1	DU2	DT2	
Country	μ_1	β_1	μ_2	β_2	Tb
Algeria	-0.394*	3.148	-0.021	0.74	1986
t 5%	(-1.364)	(0.023)	(0.000)	0.004	
10%	(-1.80)	(0.124)	(-0.001)	(0.018)	
Bangladesh	-0.335	2.489	-0.57	1.805	1971
t 5%	(-0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
10%	(-0.008)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Benin	-0.064*	0.106	-0.151	1.296	1988
t 5%	(-1.714)	(0.089)	(-0.294)	(0.431)	
10%	(-1.87)	(0.151)	(-0.541)	(0.697)	
BurkinaFaso	-0.383**	1.132**	-0.165**	2.889**	1991
t 5%	(-24.659)	(5.173)	(-1.47)	(2.519)	
10%	(-25.541)	(6.393)	(-1.88)	(3.054)	
Cameroon	-0.374	3.494	-0.038	0.783	1989
t 5%	(-0.193)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
10%	(-0.322)	(0.004)	(0.00)	(0.00)	
Chad	-0.134*	-0.917	-0.237	5.253	2000
t 5%	(-0.897)	(-0.176)	(-0.008)	(0.013)	
10%	(-1.610)	(-0.36)	(-0.018)	(0.026)	
Egypt	-0.761*	1.002	-0.319	2.418	1976
t 5%	(-1.614)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	
10%	(-0.958)	(0.002)	(-0.002)	(0.024)	
Gabon	-0.541*	9.929	0.434	-0.805	1977
t 5%	(-1.366)	(0.197)	(0.096)	(-0.079)	
10%	(-1.588)	(0.487)	(0.274)	(-0.181)	
Guyana	-0.225	1.449	-0.463	3.119	1982
t 5%	(-0.148)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	
10%	(-0.235)	(0.002)	(-0.001)	(0.007)	
Indonesia	-1.203**	4.829	0.265*	2.268	1997
t 5%	(-6.94)	(0.021)	(1.200)	(0.601)	
10%	(-10.123)	(0.206)	(0.991)	(0.904)	
Iran	-0.491	7.857	-0.176	1.054	1978
t 5%	(-0.494)	(0.015)	(-0.001)	(0.008)	
10%	(-0.640)	(0.070)	(-0.009)	(0.035)	
Malaysia	-1.115**	4.113	0.171	2.308*	1993
t 5%	(-9.078)	(0.251)	(0.005)	(0.909)	
10%	(-11.125)	(0.853)	(0.020)	(0.951)	
Mauritania	0.040	-0.466	-0.078	1.869	2002
t 5%	(0.897)	(-0.264)	(-0.003)	(0.005)	
10%	(1.023)	(-0.583)	(-0.009)	(0.010)	
Morocco	-0.585**	3.025	-0.155	1.499*	1980

DU1	DT1	DU2	DT2		
Country	μ_1	β_1	μ_2	β_2	Tb
t 5%	(-7.241)	(0.760)	(-0.338)	(0.863)	
10%	(-7.955)	(1.339)	(-0.651)	(1.4466)	
Niger	0.285**	-2.611*	-0.448*	-0.561	1991
t 5%	(3.734)	(-1.262)	(-0.912)	(-0.054)	
10%	(4.056)	(-2.077)	(-1.257)	(-0.085)	
Nigeria	-0.348	3.960	-0.189	0.852	1980
t 5%	(-0.274)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	
10%	(-0.413)	(0.010)	(-0.001)	(0.005)	
Oman	-2.097	32.645	-0.386	2.684**	1968
t 5%	(-0.945)	(0.085)	(-0.339)	(1.000)	
10%	(-1.049)	(0.159)	(-0.700)	(1.768)	
Pakistan	-0.618	2.059	-0.016	1.477	1984
t 5%	(-0.172)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
10%	(-0.356)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Senegal	0.026**	-0.762**	-0.258**	1.600**	1993
t 5%	(2.469)	(-6.881)	(-3.551)	(1.670)	
10%	(2.518)	(-7.745)	(-4.074)	(1.860)	
SierraLeone	0.158	-0.273	-0.920	10.269	1996
t 5%	(0.034)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
10%	(0.062)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Sudan	-0.430**	0.947	-0.510	2.844	1984
t 5%	(-4.479)	(0.237)	(-0.539)	(0.673)	
10%	(-4.927)	(0.421)	(-1.051)	(1.137)	
Syrian	-0.681**	5.048	-0.049	1.820	1983
t 5%	(-4.722)	(0.384)	(-0.013)	(0.170)	
10%	(-5.482)	(0.943)	(-0.038)	(0.386)	
Togo	0.065*	1.285	0.096	-0.765	1981
t 5%	(0.993)	(0.861)	(0.671)	(-0.890)	
10%	(1.946)	(1.064)	(0.859)	(-1.079)	
Tunisia	-0.909**	4.857	-0.291**	2.610	1981
t 5%	(-2.308)	(0.015)	(-0.002)	(0.018)	
10%	(-3.125)	(0.092)	(-0.014)	(0.092)	
مقادیر بحرانی در سطح ۱۰٪	+_1.570	+_1.330	+_1.140	+_0.936	
مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	+_2.190	+_1.760	+_1.500	+_1.270	

** و * نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب است.

جدول ۳. نتایج تجربی به دست آمده با استفاده از رگرسیون y_t وآماره $T^{-1/2}$ ty و تخمین نقطه شکست.

	μ_1	B_1	μ_2	β_2	Tb
Algeria	-0.371**	2.838**	0.009	0.687	1986
t-ratio	(-2.189)	(2.199)	(0.052)	(0.461)	
Bangladesh	-0.269**	-0.032	-0.565**	1.883**	1971
	(-1.055)	(-0.006)	(-5.437)	(3.736)	
Benin	-0.064	0.114	-0.150	1.261*	1988
	(-0.822)	(0.210)	(-1.650)	(1.502)	
BurkinaFaso	-0.381**	1.114**	-0.161	2.828**	1991
	(-5.86)	(2.747)	(-1.803)	(2.884)	
Cameroon	-0.344**	3.201**	0.006	0.482*	1989
	(-1.519)	(2.101)	(2.022)	(1.577)	
Chad	-0.146*	-0.798	-0.463	10.048	2000
	(-0.682)	(-0.767)	(-0.766)	(0.648)	
Egypt	-0.790**	1.699	-0.345**	2.541**	1976
	(-5.715)	(0.904)	(-4.104)	(5.361)	
Gabon	-0.539**	9.909**	0.434**	-0.807	1977
	(-1.657)	(2.419)	(2.062)	(-0.658)	
Guyana	-0.194**	0.961	-0.369*	2.620**	1982
	(-0.894)	(0.479)	(-2.128)	(2.011)	
Indonesia	-1.210**	4.886**	0.218	3.077	1997
	(-20.191)	(15.887)	(1.785)	(1.417)	
Iran	-0.419**	6.380	-0.128	0.966	1978
	(-1.123)	(1.456)	(-0.498)	(0.625)	
Malaysia	-1.111**	4.069**	0.187	2.207	1993
	(-10.462)	(6.583)	(1.139)	(1.069)	
Mauritania	0.033	-0.420	-0.149	4.188	2002
	(0.396)	(-1.137)	(-0.486)	(0.375)	
Morocco	-0.586**	3.043**	-0.173	1.680**	1980
	(-4.574)	(2.297)	(-1.751)	(2.630)	
Niger	0.283**	-2.572**	-0.477	-0.250	1991
	(1.633)	(-2.375)	(-2.004)	(-0.095)	
Nigeria	-0.315**	3.420	-0.168	0.784	1980
	(-1.085)	(1.140)	(-0.754)	(0.542)	
Oman	-2.166**	36.952*	-0.389	2.647**	1968
	(-3.237)	(1.513)	(-2.150)	(3.275)	
Pakistan	-0.635**	2.296**	-0.050	1.732**	1984
	(-6.316)	(2.737)	(-0.524)	(2.381)	
Senegal	0.027	-0.773**	-0.260*	1.632	1993
	(0.412)	(-2.019)	(-2.555)	(1.276)	
SierraLeone	0.201*	-0.688	-0.578	5.271	1996
	(0.831)	(-0.538)	(-1.268)	(0.717)	
Sudan	-0.409**	0.689	-0.504*	2.919**	1984
	(-2.155)	(0.434)	(-2.793)	(2.124)	
Syrian	-0.661**	4.785**	-0.016	1.535	1983
	(-3.288)	(2.713)	(-0.089)	(1.160)	
Togo	0.073*	1.142	0.104*	-0.771	1981
	(0.697)	(0.669)	(2.732)	(-1.206)	
Tunisia	-0.887**	4.501**	-0.275*	2.601**	1981
	(-6.668)	(3.465)	(-2.545)	(3.574)	
مقادیر بحرانی در سطح ۱۰٪	+_0.671	+_1.470	+_2.370	+_1.480	
مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	+_0.875	+_2.000	+_3.000	+_2.010	

** و * نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب است.

جدول۴. خلاصه‌ای از نتایج تجربی جداول ۱ تا ۳

	$t\text{-}PS_t$: I (0) Errors Assumed		t-PSt: Robust to I (1) Errors		T^-1/2 ty: Robust to I (1) Errors	
	Pre-break	Post-break	Pre-break	Post-break	Pre-break	Post-break
Algeria	C	U	c	U	C	U
Bangladesh	U	C	U	U	C	C
Benin	c	C	c	U	U	C
BurkinaFaso	C	C	C	C	C	C
Cameroon	C	U	U	U	C	D
Chad	D	C	d	U	D	U
Egypt	c	C	c	U	C	C
Gabon	C	C	c	U	C	C
Guyana	C	C	U	U	C	C
Indonesia	C	D	c	d	C	U
Iran	C	C	U	U	C	U
Malaysia	C	D	c	d	C	U
Mauritania	C	U	U	U	U	U
Morocco	C	C	c	c	C	C
Niger	C	D	C	d	C	U
Nigeria	C	C	U	U	C	U
Oman	c	C	U	c	C	C
Pakistan	C	C	U	U	C	C
Senegal	C	C	C	C	C	C
SierraLeone	c	C	U	U	C	U
Sudan	C	C	c	U	C	C
Syrian	C	C	c	U	C	U
Togo	d	C	d	U	U	C
Tunisia	C	C	c	c	C	C

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۳ چگونگی پراکندگی نقاط شکست ساختاری را در روند درآمد سرانه کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۰۶ -۱۹۶۵ نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار نیز مشخص است، عمده‌ترین شکست‌های ساختاری در چند خوشه زمانی اتفاق افتاده‌اند که مسلماً دلیل آنها نمی‌تواند تصادفی باشد. با تحقیق در وضعیت اقتصادی کشورهای اسلامی به این نکته پی برده می‌شود که اکثر کشورهای اسلامی دارای ذخایر نفتی و گازی سرشاری می‌باشند، که احتمالا بر اثر شوک‌های قیمت نفت، اقتصاد این کشورها نیز تحت تأثیر قرار گرفته‌اند. اقتصاد جهان تاکنون سه شوک بزرگ نفتی را از سر گذرانده است. شوک نفتی سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۴، ناشی از جنگ اعراب و اسرائیل که متعاقب آن قیمت‌ها به شدت افزایش یافت. تخمین‌های این مطالعه نیز به خوبی اثر این شوک قیمت نفتی را بر روند درآمد سرانه که منجر به ایجاد شکست ساختاری شده را نشان می‌دهد.

در نمودار ۳ همچنین مشاهده می‌شود که تراکم نقاط شکست در دوره زمانی ۱۹۷۸ -۱۹۷۵ که متاثر از شوک‌های سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۴ بوده، بیشتر است. تأثیر شوک نفتی سال ۱۹۷۹، به دلیل انقلاب ایران و جنگ ایران و عراق نیز به خوبی مشهود است. شوک نفتی ۱۹۸۶، که برخلاف دیگر شوک‌ها، با کاهش قیمت نفت همراه بود، روی درآمد کشورهای مورد بررسی تأثیر معنی‌دار گذاشته و موجبات ایجاد شکست را در برخی از این کشورها فراهم نموده که تأثیر این شوک نفتی نیز در این نمودار نمایان است.[۱] در نهایت در دوره زمانی ۱۹۹۷- ۱۹۹۰، مصرف جهانی نفت به دلایل گوناگون از جمله رشد اقتصادی منطقه آسیا- اقیانوسیه افزایش پیدا کرده و سبب افزایش قیمت نفت شد.[۲] پیامد این وضعیت اقتصادی جهان، در نمودار ۳ دیده می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

۱. این شوک سوم نفتی از شکست اوپک در کنترل قیمت‌ها ناشی شد. در واقع تلاش کشورهای صنعتی غربی برای کاهش وابستگی به نفت در دهه ۱۹۸۰ به نتیجه رسید و موجب کاهش سهم نفت در مصرف سرانه انرژی کشورهای صنعتی و بالطبع کاهش تقاضای نفت در بازارهای جهانی گردیده و در نتیجه نفت با افت قیمت مواجه شد.

۲. کاهش تولید نفت توسط روسیه نیز در همان ایام موجبات کاهش عرضه نفت را فراهم نموده و این افزایش قیمت را تشدید کرد.

نمودار۳. چگونگی پراکندگی نقاط شکست ساختاری در روند درآمد سرانه کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۰۶ - ۱۹٦۵

۱۹۶۵-۱۹۷۴	۱۹۷۵-۱۹۷۸	۱۹۸۰-۱۹۸۴	۱۹۸۶-۱۹۹۳	۱۹۹۶-۲۰۰۲
* *	* * *	* * *	* * *	* *
**	* *	* *		
	* *	* **		

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه با هدف بررسی همگرایی بتا بین کشورهای اسلامی، برخلاف اکثر مطالعات که ازروش پانل دیتا استفاده می‌کنند، از متدولوژی اقتصادسنجی سری زمانی استفاده گردیده و به بررسی همگرایی بتا پرداخته و توابع روند برای درآمد سرانه کشورهای اسلامی با سه روش متفاوت تخمین زده شد. جداول ۱ تا ۳، به ترتیب نشانگر نتایج به‌دست آمده با استفاده از آماره $t\text{-}PS_t$ بدون تصحیح J_T و $t\text{-}PS_t$ با تصحیح J_T و همچنین آماره $T^{-1/2}ty$ است. این آماره‌ها همچنین یک نقطه شکست را به صورت درونزا تخمین می‌زنند که در ستون آخر جداول ۱ تا ۳ تاریخ این شکست‌ها آورده شده است.

جدول ۴ نیز خلاصه‌ای از نتایج جداول ۱ تا ۳ را بیان می‌کند. همان‌طور که از این جداول مشخص می‌شود اکثر کشورهای اسلامی به سمت مقدار متوسط درآمد سرانه این گروه از کشورها، همگرا می‌شوند، بجز کشورهای کامرون، اندونزی، مالزی و نیجر که واگرایی از مقدار متوسط درآمد سرانه را بعد از نقطه شکست ساختاری و کشورهای چاد و توگو قبل از آن، واگرایی را تجربه کرده‌اند. این در حالی است که کشورهای چاد و توگو بعد از نقطه شکست به سمت مقدار متوسط درآمد سرانه این گروه از کشورها، متمایل شده و به آن همگرا شده‌اند. در ضمن نقاط شکست ساختاری برآورد شده برای کشورهای مورد بررسی، دارای ساختار خوشه‌ای بوده و در دوره‌هایی خاص، اغلب کشورها شکست ساختاری در درآمد سرانه را تجربه کرده‌اند. از جمله دلائل این شکست‌ها می‌توان به شوک نفتی سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۴، شوک نفتی سال ۱۹۷۹ و شوک نفتی ۱۹۸۶ اشاره نمود.

پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

ابریشمی، حمید؛ علم الهدی، ندا و امیری، میثم (۱۳۸۷) بررسی همگرایی بهره وری انرژی در کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۰۳ – ۱۹۸۰ به روش اقتصاد سنجی فضایی؛ فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهارم، شماره ۱۵: ۳۴-۷.

خلیلی عراقی، سید منصور و مسعودی، ناهید (۱۳۸۵) تئوری همگرایی و جایگاه ایران؛ فصلنامه علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی، سال سوم، شماره ششم: ۱۰۶- ۸۱.

رنجبر، امید و علمی، زهرا (۱۳۸۷) تفسیر مدل سری زمانی و شاخص‌های نابرابری از شکل‌گیری همگرایی در کشورهای گروه D-8؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۵: ۷۸- ۵۱.

فروغی پور، الهام (۱۳۸۵) بررسی همگرایی سیگما و بتا بین کشورهای عضو اوپک طی سال های ۲۰۰۴- ۱۹۷۰؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۹، تابستان ۱۳۸۵: ۱۵۶-۳۵.

فرهمند، شکوفه (۱۳۸۰) بررسی همگرایی اقتصادی و تأثیر سرریزهای منطقه ای بر رشد درآمد سرانه در ۵۷ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی در دوره ۱۹۹۵- ۱۹۷۶؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

Barro, R. J. (1991) Economic Growth in a Cross Section of Countries; Quarterly Journal of Economics, V.106, PP.407-443.

Barro, R. J., Salai-Martin,x. (1991) Convergence Across States and Regions; Brookings Papers on Economic Activity, V.2, PP.107-158.

Barro, R. J, Salai-Martin, X. (1992) Convergence; Journal of Political Economy, Vol.100, PP.223-251.

Barro, R.J, Salai-Martin, X. (1995) Economic Growth; New York: McGraw Hill.

Baumol, W. (1986) Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data show; American Economic Review, V.76, PP.1072-1085.

Ben David, D. (1993) Equlization Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence; Quarterly Journal of Economics, V.108, PP. 653-679.

Bernard. A. B., Durlauf, S. N. (1995) Convergence in International Output; Journal of Applied Econometrics, V.10, PP. 97-108.

Bernard, A. B. & Durlauf, S. N. (1996) Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis; Journal of Econometrics, V.71, PP.161-173.

Carlino, C. A. and Mills, L. O. (1993) Are US Regional Incomes Convergence?; Journal of Monetary Economics, V.32, PP. 335- 46.

Canova. F. and Market, A. (1995) The Poor Stay Poor: Non-Convergence Across Countries and Regions; Discussion Paper, 1265, London: Center for Economic Policy Research.

Chong, T. T. L., Hinich, M. J, Liew. K.S, Lim. K.P, (2008) Time Series Test of Nonlinear Convergence and Transitional Dynamics; Economics Letters, V.100, PP. 337-339.

Dejuan, J.and Tomljanovich, M. (2003) 'Income Convergence Across Canadian Provinces in the 20th Century; Almost But Not Quite There; Annals of Regional Studies, V. 39, PP. 567-592.

De Long, B. (1988) Productivity Growth, Convergence and Welfare: A Comment; American Economic Review, V.78, PP.1138-1154.

Fallahi, F. and Rodriguez, G. (2007) Convergence in the Canadian Provinces; Evidence Using Unemployment Rates; 54th Annual North American Meetings of the Regional Science Association International, Savannah, USA.

Galor, O, (1996) Convergence? Inferences from Theoretical Models; The Economic Journal, V. 106, PP.1056-1080.

Guetat, Imene Serranito (2007) Income Convergence Within the MENA Countries : A Panel Unit Root Approach; The Quarterly Review of Economics and Finance, V.46, I.5, PP. 685-706.

Lee, C. C. and Chang, C. P. (2009) Stochastic Convergence of Per Capita Carbon Dioxide Emission and Multiple Structural Breaks in OECD Countries; Economic Modelling, V. 26, PP.1375-1381.

Mankiw, N. G. (2003) Macroeconomics; 5th ed, Worth Publishers: Harvard University.

Mankiw, N.; Romer, D. and Weil., D. (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth; Quarterly Journal of Economics, V.107, PP. 407-438.

Rodriguez, G. (2006) The Role of the Interprovincial Transfers in the β-Convergence Process; further Empirical Evidence for Canada; Journal of Economic Studies, V. 33 (1), PP.12-29.

Romer, D. (2006) Advanced Macroeconomics; 3th ed, McGraw-Hill Irwin.

Romer, P. (1986) Increasing Returns and Long-Run Growth; Journal of Political Economy, V. 94, PP.1002-1037.

Perron, P. and Rodriguez, G. (2003) GLS detrending, efficient unit root tests and structural change; Journal of Econometrics, V.115, PP. 1-27.

Quah, D. (1993) Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis; European Economic Review, V.40, PP. 75-1353.

Sala-i-Martin, X. (1996) The Classical Approach to Convergence; Economic Journal of Economics, V.70,PP. 65 -94.

Solow, Robert M. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth; Quarterly Journal of Economics, V.70, PP. 65-94.

Summers. R. Heston, A. (1991) The Pen World Table (Mark5): An Expanded Set of International Comparisons1950-1988; Quarterly Journal of Economics, V.106, PP. 327-366.

Tomljanovich, M. and Vogelsang, T. J. (2002) Are US Regions Convergence? Using New Econometric Methods to Examine Old Issues; Empirical Economics, V. 27, N.1, PP. 49-62.

Tomljanovich, M. and DeJuan, Joseph (2005) Income Convergence Across Canadian Provinces in the 20th Century: Almost But Not Quite There; The Annals of Regional Science, V. 39, PP. 567-592.

Tuni, Borke. Chidem, Yilanci. Veli, (2010) Are Per Capita Incomes of MENA Countries Convergence or Divergence?; Physica: A Statistical Mechanics and its Application, V. 389, I.21, PP. 4855-4862.

Vogelsang, T. J. (1998) Trend Function Hypotheses Testing in the Presence of Serial Correlation; Econometrica, V.66, PP.123-148.

Vogelsang, T. J & Franses. P. H. (2005) Testing for Common Deterministic Trend Slopes; Journal of Econometrics, V.126, I.1, PP. 1-24.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی