Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و چهارم، شماره ۸۰، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۱۹۴-۱۶۷

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای

فریبا سلامی
کارشناسی ارشد دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول)
faribasalami@gmail.com

علی فقه مجیدی
استادیار دانشگاه کردستان
a.feghehmajidi@uok.ac.ir

احمد محمدی
استادیار دانشگاه کردستان
Ah.mohammadi@uok.ac.ir

چکیده

بررسی فرضیه همگرایی بین استان‌های ایران و اتخاذ سیاست‌های اقتصادی به منظور نیل به توازن منطقه‌ای یکی از موضوعات مهم در حوزه اقتصاد کلان ایران است. در این پژوهش، برای بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه، در میان استان‌های ایران از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آمارهٔ تایل و مکانیسم جدید یعنی تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که بین استان‌های کشور همگرایی مطلق و شرطی برقرار نیست. همچنین، نتایج روش باشگاهی و آماره تایل نیز عدم برقراری همگرایی شرطی را نشان می‌دهند. علاوه بر این، نتایج روش خوشه‌ای نیز نشان می‌دهد که همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران وجود ندارد. به‌طور کلی نتایج، با استفاده از تمام روش‌ها، واگرایی قوی از نظر درآمد سرانه، در استان‌های ایران را تأیید می‌کنند. نتایج واگرایی در درآمد سرانه ممکن است نشانه‌ای از توسعه نامتوازن بیشتر در استان‌های ایران در آینده باشد. در واقع، نتایج این پژوهش بیانگر نرخ متفاوت رشد اقتصادی در استان‌های ایران است.

طبقه‌بندی JEL: *C32 ، C33، O40، R11* .

واژه‌های کلیدی: *همگرایی، تحلیل خوشه‌ای، استان‌ها، ایران.*

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۲/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۷/۱۹**

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

۱. مقدمه

اغلب برنامه‌های توسعه اقتصادی در ایران با هدف کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و حرکت از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای صورت می‌گیرد. مطابق اصل ۴۸ قانون اساسی نیز لازم است تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه بر مبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص آن منطقه صورت گیرد و موجب کاهش شکاف اقتصادی بین مناطق مختلف کشور گردد. سیر تحولات مباحث مربوط به توسعه اقتصادی جوامع، باهدف دستیابی به معیارهای مناسب برای مقایسه وضع اقتصادی مناطق مختلف و ارائهٔ الگوهای مناسب برنامه‌ریزی توسعه، موجب شکل‌گیری الگوهای رشد اقتصادی و روند تکاملی آنها شده است.

شکاف درآمد سرانه بین استان‌های ایران ریشه‌ای تاریخی دارد. با بررسی حساب‌های منطقه‌ای در بین استان‌های ایران، طی دوره ۱۳۷۹۱-۱۳۷۹ش، مشاهده می‌شود. درآمد سرانه کل کشور (بدون ارزش افزوده نفت) از ۷/۹۸ میلیون ریال در سال ۱۳۷۹ به ۸۵/۲۶ میلیون ریال در سال ۱۳۹۱ رسیده و روند افزایشی داشته است. استان‌های سیستان و بلوچستان با ۳۸/۹۰ میلیون ریال، کردستان با ۵۰/۴۸ میلیون ریال، آذربایجان غربی با ۵۰/۲۴ میلیون ریال (با ارزش افزوده بدون نفت) دارای پایین‌ترین درآمد سرانه می‌باشند. استان‌های تهران با ۱۵۹/۲۶، بوشهر با ۲۲۱/۵۲۳، مرکزی با ۹۷/۲۲ و یزد با ۱۴۸/۹۱ میلیون ریال بالاترین درآمد سرانه واقعی (با ارزش افزوده بدون نفت) را دارند (مرکز آمار ایران). این ارقام به خوبی شکاف درآمد سرانه را در استان‌های ایران نشان می‌دهند.

در این مطالعه همگرایی درآمدسرانه استان‌های ایران و روند آنها با استفاده از روش‌های ریشه واحد، باشگاهی، آماره تایل و با تأکید بر روش جدید خوشه ای فیلیپس و سول[1](۲۰۰۷،۲۰۰۹) بررسی شده است. زیرا روش خوشه‌ای مکانیسم جدیدی را برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادها در دوران گذار و رشد ارائه می‌دهد. این رویکرد با در نظرگرفتن روند زمان و اجزاء رشد، مدل غیرخطی[2] را ارائه می‌دهد که ناهمگن بودن را در بین کشور یا استان‌ها، در طول زمان نیز مدِّ نظر قرار می‌دهد. به‌طور کلی، مدل به‌صورت یک مدل غیرخطی فرمول‌بندی شده است. نوآوری پژوهش از چند جنبه قابل بررسی است: اول اینکه در ایران تاکنون مطالعه‌ای براساس روش خوشه‌ای انجام نشده است. دوم روش‌های مختلف بررسی همگرایی مقایسه می‌شوند زیرا دورهٔ زمانی پژوهش نیز جدید است و سرانجام، براساس نوسانات و تحولات اقتصادی در چند سال اخیر بررسی روند همگرایی از اهمیت قابل توجهی برخوردار است.

1. Phillips & Sul
2. Time Varing

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

همانطور که گفته شد در این پژوهش به بررسی همگرایی درآمدی استان‌های ایران با تأکید بر روش خوشه‌ای پرداخته شده که در قالب چند بخش تنظیم شده است. در مبانی نظری مدل سولو- سوان، همگرایی درآمدی مطلق و شرطی، همگرایی سیگما، همگرایی باشگاهی، روش خوشه‌ای بررسی شده است. سپس مطالعات و پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام گرفته در زمینه همگرایی بیان شده‌اند. در قسمت بعدی، متغیرهای به کار گرفته شده و نتایج تحقیق توضیح داده شده است. در پایان، به نتیجه‌گیری از نتایج تحقیق و توصیه‌های سیاستی پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

فرضیه همگرایی درآمد کشورها یکی از نتایج و پیش‌بینی‌های مدل رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان[1] است که مسائل مربوط به این مباحث را ابتدا بارو و سالای مارتین[2](۱۹۹۱) مطرح کردند و حاکی از این قضیه است که کشورهای فقیرتر دارای رشد بیشتری نسبت به کشورهای ثروتمندتر هستند. در الگوی مدل رشد سولو- سوان تابع تولید به کار گرفته شده، تابع تولید کاب- داگلاس[3] است که بر تابع تولید خطی که ویژگی‌های بازدهی نسبت به مقیاس ثابت و قابلیت جانشینی کار و سرمایه با یکدیگر و کاهنده بودن بهره‌وری نهایی داده‌ها را دارد، مبتنی است. تابع تولید براساس رابطه (۱) است:

$$Y = K^{\propto} L^{1-\propto}, 0 \ll \propto \ll 1 \qquad (۱)$$

که در آن Y سطح تولید کل، K موجودی سرمایه، L مقدار کل نهادهٔ نیروی کار و $\propto$ پارامتر سهم بوده، به‌طوری‌که $\propto$ و $1-\propto$ به ترتیب معادل سهمی از محصول کل است که به عامل سرمایه و عامل نیروی کار تعلق می‌گیرد.

معادله دیفرانسیل تغییرات سرمایه سرانه در الگوی سولو- سوان نیز به‌صورت زیر است:

$$\Delta k = sf(k) - (n+\delta)k \qquad (۲)$$

که در آن k سرمایه سرانه، δ نرخ استهلاک، n نرخ رشد جمعیت و s نرخ پس‌انداز است. تعادل در این مدل زمانی حاصل می‌گردد که نرخ تغییرات سرمایه سرانه صفر گردد یعنی جایی که $sf(k) = (n+\delta)k$ شود که در این حالت اصطلاحاً عنوان می‌گردد که اقتصاد به سمت یک سرمایه سرانه تعادلی k^* و درآمد سرانه تعادلی بلندمدت y^* حرکت کرده است. اگر گروهی از

1. Solow & Swan
2. Barro, R. & Sala-i-Martin, X
3. Cobb-Daglus

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

اقتصادهای بسته دارای ساختار مشابهی از لحاظ مقادیر پارامترهای $\delta، n، s$ و همچنین، دارای تابع تولید یکسانی باشند در این حالت، دارای مقادیر مشابه k^* و y^* در حالت تعادلی خود خواهند بود. همچنین، می‌توان نتیجه گرفت که اگر دو اقتصاد دارای نرخ مشابه پس‌انداز باشند، فاصله بین $sf(k)$ و خط $(n+\delta)k$ در اقتصاد فقیر بیشتر خواهد بود و، در نتیجه، نرخ رشد درآمد سرانه اقتصاد فقیر بزرگ‌تر از نرخ رشد درآمد سرانه اقتصاد ثروتمند است. ولی اگر اقتصاد ثروتمند نرخ پس‌انداز بالاتری داشته باشد، در این صورت نرخ رشد سرانه اقتصاد ثروتمند بزرگ‌تر از نرخ رشد اقتصاد فقیر خواهد بود (اکبری و مؤیدفر، ۱۳۸۳). این موضوع در ادبیات اقتصادی به همگرایی بتا معروف است. این نوع همگرایی خود به دو نوع همگرایی مطلق و همگرایی شرطی تقسیم می‌شود. در همگرایی مطلق اگر اقتصادها از لحاظ تابع تولید و سایر پارامترهای مدل رشد، یکسان باشند و تنها تفاوت این اقتصادها در مقدار سرمایه سرانه اولیه آنها (K_0) باشد، می‌توان نشان داد که اقتصادها، دارای y^* مشابهی می‌باشند و y همه آنها به سمت y^* حرکت می‌کند. در آن صورت اقتصادی که از y^* دورتر است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد بود و در این حالت تمامی اقتصادها سرانجام به یک سطح از تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می‌شوند. در صورتی که پارامترهای اقتصادها متفاوت باشند، در این وضعیت با نوع دیگری از همگرایی به نام همگرایی شرطی مواجه هستیم. در این حالت، اقتصادی که تابع تولید سرانه بالاتری نسبت به سایر اقتصادها دارد، دارای y^* و k^* بالاتری می‌باشد. در همگرایی شرطی هر اقتصاد به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا می‌شود و سرعت این همگرایی به فاصله آن از وضعیت تعادلی خود بستگی دارد. در این حالت نیز می‌توان گفت که اقتصادی که دورتر از y^* خود است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری می‌باشد (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰ و غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰).

اما علاوه بر همگرایی بتا انواع دیگری از همگرایی به نام همگرایی سیکما، همگرایی باشگاهی و خوشه‌ای نیز در ادبیات همگرایی مطرح است که در ادامه توضیح داده خواهند شد.

۲-۱. همگرایی سیگما

یکی دیگر از حالت‌های بررسی همگرایی درآمد سرانه، همگرایی سیگماست که در آن همگرایی با استفاده از کاهش پراکندگی درآمد سرانه واقعی استان‌ها. در طول زمان با استفاده از شاخص‌های نابرابری تایل نگار، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این روش شاخص تایل $T = \sum_{i=1}^{n} y_i \ln\left(\frac{y_i}{p_i}\right)$ و

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

$L = \sum_{i=1}^{n} p_i \ln\left(\frac{p_i}{y_i}\right)$ نیز محاسبه می‌شود. کمترین مقدار آن صفر است که نشانهٔ توزیع کامل درآمد است و بیشترین مقدار آن ($\ln n$) است که به معنای تمرکز کامل درآمد در یک منطقه است.

۲-۲. همگرایی باشگاهی

همگرایی باشگاهی زمانی اتفاق می‌افتد که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین اقتصادهای با درآمد سرانه بالا مشابه هم و بین اقتصادهای با درآمد پایین نیز مشابه یکدیگر باشد. در این حالت درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه پایین به سمت میانگین تعادلی خود همگرا و درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه بالا به سمت میانگین تعادلی خود همگراست. برای بررسی آزمون همگرایی باشگاهی، ابتدا با استفاده از روش مقطعی، مدل مناسبی برای آزمون همگرایی شرطی برآورد می‌شود. رویکرد کلاسیک همگرایی شامل انجام یک رگرسیون مقطعی است که تصریح عمومی مدل مقطعی به‌صورت زیر می‌باشد (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰):

$$Gy_i = \propto + \beta \ln y_{i,0} + \emptyset\, z_i + \varepsilon_i \qquad (۳)$$

در معادله (۳)، Gy_i برابر متوسط نرخ رشد اقتصاد i طی دوره موردنظر می‌باشد که برابر است با $Gy_i = \ln y_{i,T} - \ln y_{i,0}$ ($\ln y_{i,0}$ لگاریتم درآمد سرانه در ابتدای دوره و $\ln y_{i,T}$ لگاریتم درآمد سرانه در انتهای دوره می‌باشد). Z بردار متغیرهای کنترل، عموماً شامل متغیرهایی است که روی سطح یکنواخت درآمد سرانه تأثیرگذار هستند. ε_i جمله خطای تصادفی، i مقطع است که در اینجا i در $\ln y_{i,0}$ مربوط به سال ۱۳۷۹ ش و $\propto$ عرض از مبدأ مدل است.

۲-۳. همگرایی خوشه‌ای

اولین مزیت این روش نسبت به سایر روش‌ها این است که آزمون همگرایی نسبی (بر اساس متوسط مقاطع) برخلاف همگرایی در سطح برنارد و دولاف[1] (۱۹۹۵) ارائه می‌دهد. دوم اینکه چون آزمون ریشه واحد ممکن است سری‌های تدریجی همگرا را نا ایستا در نظر بگیرد، در این رویکرد این مسئله از طریق در نظرگرفتن اختلاف درآمد بین دو کشور (استان) یا گروه برطرف شده است. همچنین، تورش و نتایج آزمون‌های سنتی نیز برطرف می‌شود زیرا در روش فیلیپس و سول، فرض ایستایی و ناایستایی متغیرها به عنوان اصل در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این، با استفاده از این روش می‌توان دسته استان‌هایی را که دارای همگرایی درآمدی هستند، مشخص کرد. برای اعمال این روش، از داده‌های

1. Bernard AB, Durlauf

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

درآمد سرانه واقعی (بدون نفت) برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۹ استفاده شده است. براساس روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷،۲۰۰۹)، گروه‌های استانی می‌توانند به حالت پایداری همگرا شوند که با استان‌های عضو گروه دیگر تفاوت دارند.

آزمون همگرایی خوشه‌ای توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۹، ۲۰۰۷) معرفی گردیده است. برای تشریح این آزمون که به آزمون $\log t$ معروف است برای متغیر X_{it} که در آن $i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ می‌باشد و N و T به ترتیب تعداد استان‌ها و اندازه نمونه است، یک مدل پنل دیتا تعریف گردد. در مقاله حاضر X_{it} لگاریتم طبیعی درآمد سرانه استان‌ها می‌باشد.

در مدل پنل دیتا اغلب X_{it} به دو جزء تجزیه می‌گردد: یک مؤلفه سیستماتیک g_{it} و یک جزء گذرا مانند a_{it}. بنابراین X_{it} را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \qquad (۴)$$

فیلیپس و سول معادله (۴) را به گونه‌ای اصلاح و تبدیل می‌نمایند که در آن اجزای مشترک و غیرسیستماتیک[1] مدل پنل از همدیگر جدا می‌گردند. به طور خاص آنها معادله زیر را معرفی می‌نمایند:

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t}\right)\mu_t = \delta_{it}\mu_t \qquad (۵)$$

در این روش، X_{it} به یک جزء مشترک μ_t و جزء غیرسیستماتیک $\delta_{it}\mu_t$ تجزیه شده است. هر دو مؤلفه‌ها وابسته به زمان[2] هستند. با استفاده از فرمول (۵) می‌توان به بررسی امکان همگرایی درآمد میان استان‌ها پرداخت. آزمون همگرایی در این روش در واقع از طریق آزمون ضریب δ_{it} انجام می‌گیرد. برای این منظور فیلیپس و سول پارامتری تحت عنوان پارامتر گذار به شکل زیر تعریف می‌کنند:

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}} \qquad (۶)$$

همان‌طور که مشاهده می‌گردد معادله (۶) در واقع ضریب δ_{it} را با توجه به مقدار متوسط مربوطه در مدل پنل تعریف می‌نماید و به همین ترتیب مسیر گذار برای هر استان i نیز با توجه به متوسط مدل پنل تعریف می‌گردد.

در مرحله بعد نسبتی تحت عنوان نسبت واریانس مقطعی[3] H_1/H_t تعریف می‌گردد که در آن داریم:

1. Idiosyncratic
2. Time-varying
3. Cross Sectional Variance Ratio

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

$$H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{h}_{it} - 1\right) \quad (۷)$$

معادله (۷) در واقع فاصله پنل از حد مشترک را اندازه‌گیری می‌نماید. علاوه بر این، فیلیپس و سول برای δ_{it} مدل شبه پارامتریک زیر را به کار می‌گیرند:

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_i \varepsilon_{it} L(t)^{-1} t^{-\alpha} \quad (۸)$$

که در آن $\varepsilon_{it} \sim iid(0,1)$ (میان مقاطع i)، $L(t)$ تابعی نظیر تابع $\log t$ است که به کندی تغییر می‌کند و α، سرعت همگرایی را نشان می‌دهد. معادله (۸) تضمین می‌کند که برای تمامی مقادیر مثبت (و حتی صفر) پارامتر α، عبارت δ_{it} به سمت δ_i همگرا می‌گردد. با توجه به این موضوع اکنون می‌توان فرضیه صفر همگرایی را به صورت زیر نوشت:

$$\mathcal{H}_0: \delta_i = \delta \ , \quad \alpha \geq 0 \quad (۹)$$

فرضیه مقابل نیز عبارت است از:

$$\mathcal{H}_A: \delta_i \neq \delta \ , \ \alpha < 0 \text{ برای برخی از } i \text{ ها و با} \quad (۱۰)$$

فیلیپس و سول برای آزمون فرضیه صفر $\mathcal{H}_0$ رگرسیون زیر که به رگرسیون $\log t$ معروف است را طراحی کرده‌اند:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log(\log(t)) = a + b\log t + u_t \quad (۱۱)$$

که در آن برآورد ضریب $\log t$ برابر است با: $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$ و $\hat{\alpha}$ برآورد ضریب α تحت فرضیه صفر $\mathcal{H}_0$ است. اگر آماره t ضریب b که آن را با t_b نمایش می‌دهیم کمتر از مقدار بحرانی ۱/۶۵- باشد همگرایی رد می‌گردد. در عمل رگرسیون فوق بعد از حذف بخشی از داده‌ها از نمونه انجام می‌گیرد. فیلیپس و سول پیشنهاد کرده‌اند که رگرسیون از نقطه‌ای مانند نقطه $t=[rT]$ شروع گردد که در آن $[rT]$ بخش صحیح حاصلضرب rT است و مقدار پارامتر r نیز برابر ۰/۳ می‌باشد. T نیز تعداد مشاهدات است.

ذکر این نکته ضروری است که رد فرضیه همگرایی برای کل مدل پنل به مفهوم نبود امکان همگرایی باشگاهی نمی‌باشد و فیلیپس و سول یک مرحله جلوتر رفته و یک الگوریتم مشخص برای بررسی امکان همگرایی باشگاهی ارائه کرده‌اند. الگوریتم مورد نظر در بخش ۴-۲-۳-الف مقاله به تفصیل توضیح داده شده است.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات خارجی

بیارت و گارسیا ـ سولانس[1] (۲۰۱۴)، در دورهٔ زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۵۳م، با استفاده از آزمون چند متغیره ریشه واحد TAR[2] به بررسی تأثیر شرایط اقتصادی در کوتاه‌مدت بر روی همگرایی اقتصادی بلندمدت پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی درآمد خالص سرانه با چرخه‌های تجاری هماهنگ نیست و برای تضمین همگرایی اقتصادی بلندمدت سیاست‌های تثبیت کوتاه‌مدت توصیه می‌شود.

آندرآنو و لورتی[3] (۲۰۱۳)، در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۵۰م، با استفاده از روند همگرایی نوع بتا به بررسی رشد اقتصادی در بین ۲۶ کشور منطقهMENA[4] پرداختند. نتایج حاکی از آن است که GDP سرانه تمایل دارد از کشورهای فقیر به سمت کشورهای غنی همگرا شوند.

سیا و تساتسامی[5] (۲۰۱۲)، در دورهٔ زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۹م، با استفاده از آزمون مدل فضایی بیضی[6] به تجزیه‌وتحلیل نابرابری‌های درآمد منطقه‌ای در ژاپن پس از انفجار حباب[7] پرداخته اند. نتایج بیانگر آن است که همگرایی σ وجود ندارد و وابستگی مکانی وجود دارد.

تیماکوآ[8] (۲۰۱۱) با استفاده از روش مدل سولو به بررسی همگرایی شرطی در ۸۶ کشور، در دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰م پرداخته است و نتایج بیانگر آن است که همگرایی مطلق وجود ندارد و همگرایی مشروط به سرمایه‌گذاری و جمعیت و سرمایه انسانی را تأیید می‌کند.

لی و تام[9] (۲۰۱۰) با استفاده از داده مدل همگرایی درآمدی کارلینو و میلس (۱۹۹۳)[10] و با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۲م در چین، هنگ کنگ و ماکائو به آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که در بلندمدت درآمد این کشورها، هیچ‌گرایشی به دور شدن از متوسط درآمد گروه ندارند که درواقع دلالت بر همگرایی درآمدی بین این کشورهاست.

---

1. Beyaert and García-Solanes
2. *Threshold* Auto Regressive
3. Andreano and Laureti
4. Middle East and North Africa
5. Seya and Tsutsumi
6. Bayesian spatial Durbin
7. Bubble Burst
8. Timakova
9. Lie and Tam
10. Carlino and Mills

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

عدنان و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین کشورهای آسیای شمالی و شرقی در سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۳م به آزمون همگرایی درآمدی مطلق (بتا و سیگما) و آزمون همگرایی درآمدی شرطی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر پذیرفته نشدن همگرایی مطلق است، اما همگرایی درآمد شرطی برای کشورهای آسیای شمالی و شرقی تأیید می‌شود.

ساکاموتو و اسلام[1] (۲۰۰۸) با استفاده از ماتریس انتقال مارکوف[2]، در دورهٔ زمانی ۲۰۰۳-۱۹۵۲م، به بررسی همگرایی در سراسر استان‌های چینی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که توزیع درآمد سرانه در سطح استان‌های چین به‌زودی همگرا خواهد شد.

لوپز (۲۰۰۸)[3] همگرایی منطقه‌ای ۱۵ کشور اتحادیه اروپا را، در دورهٔ ۱۹۹۹-۱۹۸۲م، با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی یا اثرات ثابت آزمون نمود و نتایج حاکی از رابطه‌ای منفی و معناداری میان سطوح درآمدی و نرخ‌های رشد بوده که نشان‌دهنده همگرایی است.

هیگینز، لوی و یانگ[4] (۲۰۰۶) با استفاده از مشاهدات مقطعی در ایالات آمریکا، در دورهٔ زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۰م، به بررسی همگرایی بتا با روش حداقل مربعات معمولی OLS[5] و حداقل مربعات غیرخطی NLS[6] برای همگرایی بتا و آزمون مربوط به همگرایی سیگما پرداخته اند. نتایج مبنی بر وجود همگرایی مطلق بتا و واگرایی سیگما، حتی درون هریک از ایالات به‌طور جداگانه-گزارش شده‌اند.

چادهوری[7] (۲۰۰۵) با روش OLS به بررسی همگرایی در درآمد سرانه ۹ کشور ASEAN[8]، در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰م، پرداخته‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که وجود همگرایی مطلق و شرطی بتا و همگرایی سیگما را نمی‌توان در بین این کشورها پذیرفت و نیروهای رشد بلندمدت در کشورهای آ- سه - آن وجود ندارد. همچنین، نبود همگرایی در بین این کشورها را دلیلی بر تأیید مدل‌های رشد درون‌زا دانسته‌اند.

وی[9] (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های پانلی رشد اقتصادی و همگرایی بین ایالات کانادا، یک‌بار با در نظر گرفتن متغیر سرمایه انسانی و بار دیگر با ورود این متغیر به مدل، مقدار ضریب همگرایی را به دست

1. Sakamoto & Islam
2. Markov Transition Matrix
3. Lopez
4. Higgins, Levy & Young
5. Ordinary Least Squares
6. Nonlinear Least Squares
7. Chowdhury
8. Association of Southeast Asian Nations
9. Wei

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

آورده و نتایج را با حالت مقطعی مقایسه نموده است. نرخ همگرایی با روش پنلی، بیشتر از روش مقطعی گزارش‌شده است.

دبسون و رملگان[1] (۲۰۰۲)، در دهه ۱۹۸۰-۱۹۷۰م، به بررسی رشد اقتصادی و همگرایی در آمریکای لاتین پرداختند. نتایج پژوهش آن است که توزیع برابر درآمدی در آمریکای لاتین وجود ندارد اما شواهدی از همگرایی شرطی ولی با نرخی کمتر از بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته برای این منطقه وجود دارد و در این دهه مقدار نرخ همگرایی، اثر مثبتی برافزایش رشد اقتصادی کشورها داشته است.

گاستافسون و شی[2] (۲۰۰۲)، در دورهٔ زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۸، به بررسی نابرابری درآمد در داخل و بین ۱۸ شهرستان در مناطق روستایی چین در سطح استان و سه منطقه چین شامل منطقهٔ شرقی، مرکزی و غربی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که بسیاری از نابرابری درآمد در مناطق روستایی چین در سال ۱۹۹۵ میلادی ایجاد شد و توسعه نابرابر متوسط درآمد در سراسر شهرستان برای اکثر آنها- اما نه همه- از افزایش سریع در نابرابری درآمد بوده است، میانگین درآمد از سه منطقه واگرا شده است.

ایل چو[3] (۲۰۰۱) اثر همگرایی اقتصادی از طریق تجارت بر ادوار تجاری برای ۱۰ کشور آسیای شرقی را توضیح داد و این پرسش را مطرح کرد که آیا همزمانی یا سازگار ادوار تجاری در این کشورها تحت تأثیر تحولات در همگرایی اقتصادی آنها از طریق تجارت قرارگرفته است یا خیر؟ نتایج تجربی نشان داد که افزایش وابستگی تجارت دوجانبه باعث همبستگی سیکل‌ها می‌شود.

بارو و سالای-آی مارتین[4] (۱۹۹۲) همگرایی سیگما و بتا را بین ۴۸ ایالت در امریکا، طی دورهٔ زمانی ۱۸۸۰ تا ۱۹۹۰م، بررسی کرده‌اند. نتیجهٔ بررسی نشان داد که در این نواحی همگرایی از نوع سیگما و بتا وجود داشته است و مناطق مورد بررسی به لحاظ درآمد سرانه در حال نزدیک شدن به هم هستند. بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۲) برای ۴۷ منطقه در ژاپن، در ۱۹۳۰-۱۹۹۰م، نیز این مطالعه را انجام دادند. نتیجهٔ مطالعه نشان داد که ضریب همگرایی مطلق (غیر شرطی) برای تمام طول دورهٔ ۰/۰۱۲ بود؛ اما ضریب همگرایی شرطی ۰/۰۳۱ تخمین زده شد. از این‌رو، در مجموع همگرایی بین نواحی مختلف ژاپن در درآمد سرانه وجود دارد و این مناطق با سرعتی بیشتر از مناطق امریکا در حال همگرایی هستند.

1. Dobsont and Ramlogan
2. Gustafsson & Li Shi
3. Il Choe
4. Barro & Sala-I-Martin

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

آبراموویتز[1] (۱۹۸۶) نیز با استفاده از داده‌های بهره‌وری نیروی کار ۱۶ کشور صنعتی و با استفاده از روند میانگین[2] و ضریب همبستگی[3] بین نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار و مقدار اولیه بهره‌وری نیروی کار، به بررسی تجربی همگرایی پرداخت. شواهد حاکی از آن است که بین نرخ رشد و سطح بهره‌وری نیروی کار رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد و کشورهای صنعتی گرایش به همگرایی نشان می‌دهند.

۳-۲. مطالعات داخلی

علمی و رنجبر (۱۳۹۲) در مقاله‌ای فرضیهٔ تشکیل همگرایی باشگاهی بین GDP سرانهٔ واقعی استان‌های ایران را، با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ش آزموده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از شکل‌گیری دو باشگاه همگرایی بین استان‌های کشور است که اکثراً به سمت باشگاه فقیر در حال همگرایی‌اند. همچنین، محاسبهٔ سرعت همگرایی حاکی از ناهمگونی شدید بین الگوهای رشد اقتصادی استان‌هاست. به‌طوری که برای ارتقای GDP سرانه استان‌های فقیر به سمت باشگاه ثروتمند به دورهٔ زمانی بین ۲۰ تا ۳۰ سال نیاز است.

کریم زاده و آذربایجانی (۱۳۹۱) با استفاده از ۳ روش آزمون همگرایی سیگما، آزمون تایل و آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی به بررسی وجود همگرایی یا واگرایی بین کشورهای D8[4] طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۵م پرداختند. نتایج این سه روش همگی از واگرایی درآمدی بین کشورهای عضو این گروه حکایت دارد.

غلامی حیدریانی(۱۳۹۰) به بررسی همگرایی اقتصادی بین استان‌های ایران، طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ش، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین استان‌های ایران همگرایی بتای مطلق وجود ندارد ولی همگرایی بتای شرطی بین استان-های ایران برقرار است. نتایج بررسی آزمون همگرایی باشگاهی نشان می‌دهد که می‌توان استان‌ها را در دو گروه ده‌تایی (یا استان‌های با درآمد پایین) و بیست‌تایی (استان‌های با درآمد بالا) طبقه‌بندی کرد. با توجه به نتایج به دست آمده در بررسی همگرایی برای گروه درآمدی پایین وجود همگرایی مطلق (یا میل به یک استاندارد خاص) تأیید می‌شود ولی برای گروه درآمدی بالا تمایل به سمت یک استاندارد

1. Abramovitz, June
2. Process Mean
3. Correlation Coefficient
4. Eight Developing Islamic Countries

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

خاص تأیید نمی‌شود. همچنین، بر پایه آزمون همگرایی سیگما، پراکندگی GDP سرانه واقعی بین استان‌ها، در طول دوره مورد مطالعه، تمایل به کاهش داشته است.

فروغی پور (۱۳۸۵) در پژوهشی به بررسی همگرایی اقتصادی سیگما و بتا (مطلق) در بین یازده کشور عضو اوپک، در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰م، پرداخته است. بر اساس نتایج این پژوهش، همگرایی مطلق بتا و سیگما در بین کشورهای مورد بررسی وجود دارد.

آذربایجانی (۱۳۸۱) همگرایی اقتصادی کشورهای حوزهٔ دریای خزر و جمهوری قفقاز را براساس مدل همگرایی بتای شرطی بررسی کرده و سرعت همگرایی شرطی را ۰/۷۷ برآورد کرده است که بیانگر همگرایی درآمدی در این کشورهاست.

رحمانی(۱۳۸۳) به بررسی رشد اقتصادی وهمگرایی منطقه‌ای در ایران با استفاده از داده‌های سپرده دیداری پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که شواهد تجربی، حمایت چندانی از همگرایی منطقه‌ای در ایران نمی‌کند.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۳) به بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با استفاده از روند سپرده‌های دیداری پرداخته است. براساس نتایج این پژوهش، وجود نوعی روند همگرایی شرطی بین استان‌ها تأیید می‌شود و سرعت همگرایی از ۰/۰۶۰۹ به ۰/۰۶۰۲ کاهش پیدا کرده است یعنی سال‌های لازم برای از بین رفتن نیمی از شکاف سپرده دیداری واقعی سرانه استان‌ها با وضعیت تعادلی باثبات از ۱۰ به ۱۲ سال افزایش یافته است. همچنین، سیاست‌های منطقه‌ای دولت هرچند در رشد منطقه‌ای مؤثر افتاده‌اند در راستای تسریع همگرایی نبوده‌اند.

افشاری (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای با عنوان همگرایی در درآمد سرانه در استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو- سوان)، طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۴ش، به بررسی همگرایی مطلق بین استان‌ها پرداخته است. در این مطالعه سرعت همگرایی بین مناطق ایران در طول دوره موردبررسی ۱/۱۵۷ بوده است یعنی هرساله ۰/۵۷ در صد از شکاف سرانه استانی کاسته می‌شود. همین‌طور نشان داده است که همگرایی نوع σ در استان‌ها تقریباً وجود ندارد و از سال ۷۰ تا ۷۴ پراکندگی درآمدهای استانی روبه افزایش بوده است، به‌طوری‌که از ۰/۱ در سال ۱۳۷۰ به۰/۲۴۳ در سال ۱۳۷۴ رسیده است.

٤. روش پژوهش

٤-۱. متغیرهای به کار رفته در مدل و نحوه استخراج آنها

الف) درآمد سرانه: از تقسیم GDP استان‌ها (استخراج شده از مرکز آمار ایران)، به جمعیت هر استان در سال‌های مورد مطالعه به دست می‌آید.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

ب) شاخص ضمنی قیمت: این شاخص مستقیماً توسط داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. نحوه محاسبه به‌گونه‌ای است که گویی از شاخص پاشه استفاده شده است. این شاخص به صورت نسبت تولید ناخالص داخلی اسمی به تولید ناخالص داخلی واقعی که به کمک قیمت‌های سال پایه محاسبه می‌شود، تعریف می‌گردد. از تفاوت‌های بارز این شاخص با شاخص قیمت مصرف‌کننده این است که این شاخص برخلاف CPI[1] کالاهای وارداتی را در برنمی‌گیرد و تغییر قیمت کالاهای وارداتی تأثیری بر این شاخص نخواهد داشت. ضمن اینکه این شاخص ممکن است کالاهایی را در برگیرد که تأثیری در رفاه مصرف‌کنندگان نداشته باشد. در واقع، تمام نقایص مربوط به محاسبه تولید ناخالص داخلی، در مورد این شاخص نیز مصداق خواهد داشت

ج) درآمد سرانه واقعی: از تقسیم درآمد سرانه بر شاخص ضمنی به دست می‌آید.

٤-٢. نتایج و تحلیل‌ها

در این بخش برای بررسی آزمون ریشه واحد، از آزمون‌های LLC، Breitung، IPS، ADF-Fisher، PP-Fisher و Hadri استفاده شده است. آزمون‌های Im, Pesaran and Shin(IPS) و ADF-Fisher و PP-Fisher فرض می‌کنند که فرایندهای ریشه واحد انفرادی وجود دارد. آزمون‌های Levin, lin and Chu(LLC) و Brietung(B) و Hardi(H) فرض می‌کنند که یک فرایند ریشه واحد معمولی وجود دارد به‌طوری‌که ρ_i برای همه سطح مقطع‌ها یکسان می‌باشد. دو آزمون اول فرضیه صفر را وجود ریشه واحد در نظر می‌گیرند درحالی‌که آزمون Hadri فرضیه صفر را عدم وجود ریشه واحد در نظرمی‌گیرد (غلامی حیدریانی،۱۳۹۰):

$$H_0: \propto = 0$$
$$H_1: \propto < 0$$

اگر فرضیه صفر پذیرفته شود ریشه واحد وجود دارد و، در غیر این صورت، ریشه واحد وجود ندارد. در آزمون ریشه واحد پانل Hadri فرضیه صفر به‌صورت نبود ریشه واحد در هر سری از داده‌های پانلی می‌باشد.

بیشتر مطالعات موجود در زمینه همگرایی درآمدی بر فرض خطی بودن شکاف درآمدی (که به‌صورت اختلاف بین لگاریتم درآمد سرانه واقعی یک کشور نسبت به لگاریتم متوسط درآمد سرانه واقعی گروه تعریف می‌شود) مبتنی است. بنابراین، معمولاً برای تعیین همگرایی یا واگرایی درآمدی از

1. Consumer Price Index

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود، اما در تحقیقی که کاپتانیوس، شیء و اسنل در سال ۲۰۰۳ میلادی انجام داده‌اند، غیرخطی بودن شکاف درآمدی در اکثر کشورها اثبات شد. ضرورت بررسی خطی یا غیرخطی بودن شکاف درآمدی به‌این‌علت است که در صورت غیرخطی بودن شکاف درآمدی، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته دیگر توانایی تشخیص همگرایی درآمدی را نداشته و باعث تورش نتایج و نتیجه گیری نادرست می‌شود (کریم زاده و آذربایجانی،۱۳۹۲).

٤-۲-۱. بررسی همگرایی بتای شرطی و همگرایی بتای مطلق GDP با استفاده از آزمون ریشه واحد

۱. شکاف بین GDP[1] سرانه استان‌ها طی زمان کاسته می‌شود و استان‌ها به حالت پایدار مشابهی همگرا می‌شوند (مفهوم همگرایی مطلق).

۲. رشد اقتصادی در استان‌های با درآمد کمتر، زیاد و در استان‌های با درآمد بیشتر، کم می‌باشد (مفهوم همگرایی شرطی).

۳. سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین استان‌های با درآمد سرانه بالا، مشابه و بین استان‌های با درآمد پایین مشابه یکدیگر باشد (مفهوم همگرایی باشگاهی).

۴. در بررسی همگرایی بتای مطلق و شرطی، چنانچه فرضیه صفر در آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته ADF در حالت بدون عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی مطلق برقرار است و در حالتی که فرضیه صفر در آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و ADF در حالت با عرض از مبدأ رد شود، فرضیه همگرایی شرطی برقرار می‌باشد(ایوانز و کاراس[2]،۱۹۹۶).

۵. براساس مطالب بیان شده، برای بررسی همگرایی مطلق و شرطی چنانچه فرضیه صفر در آزمون‌های ریشه واحد (در آزمون Hadri فرضیه آلترناتیو) در حالت بدون عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی مطلق برقرار و اگر فرضیه صفر در آزمون‌های ریشه واحد (در آزمون Hadri فرضیه آلترناتیو) در حالت با عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی برقرار است (غلامی،۱۳۹۰). فرضیه صفر و فرضیه مقابل در این آزمون به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\begin{cases} H_0 : b = 0 \\ H_1 : b < 0 \end{cases}$$

به‌طوری‌که اگر $b < 0$ باشد بدین معنا است که فرضیه همگرایی را نمی‌توان رد کرد و y_{it} به‌سوی مقدار تعادلی پایدار، همگرا می‌باشد.

1. Gross Domestic Production
2. Evans and Karras

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

در ابتدا امر مانایی یا نامانایی را برای داده‌های GDP سرانه به قیمت پایه بررسی می‌شوند. در حالت بدون روند و بدون عرض از مبدأ با یک وقفه مانا می‌شوند.

طبق جدول (۱) نتایج بررسی همگرایی مطلق و همگرایی شرطی، درآمد سرانه کل استان‌ها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل نشان می‌دهد، در حالت با عرض از مبدأ و بدون عرض از مبدأ برای آزمون‌های LLC، ADF-Fisher، IPS چون prob> ۰/۰۵ است، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد، پس فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی برقرار نیست. در نتیجه، درآمد واقعی سرانه استان‌ها به سمت میانگین درآمد سرانه استان‌ها همگرا نمی‌باشد. این بدان مفهوم است که هر استان به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا نمی‌شود.

جدول ۱. همگرایی درآمدی (درآمد سرانه واقعی، قیمت ثابت ۷۶)بین کل استان‌ها

	آزمون‌ها	آماره t	Prob	نتیجه
بدون عرض از مبدأ (همگرایی مطلق)	LLC	۷/۴۰۹۷	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	ADF	۵/۱۷۶۴	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	PP	۳/۲۴۹۴	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
عرض از مبدأ (همگرایی شرطی)	LLC	-۰/۴۶۳۲	۰/۳۲۱۴	وجود ریشه واحد
	IPS	۴/۷۷۸۱	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	ADF	۱/۳ ۳۹۳	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	PP	۱۷/۰۲۶۲	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. بررسی همگرایی درآمد سرانه واقعی استان‌ها با استفاده از آزمون هادری

	آزمون‌ها	آماره t	Prob	نتیجه
عرض از مبدأ	آماره z	۱۱/۹۱۷۸	۰/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	آماره z با فرض ناهمگنی پایدار	۱۱/۸۴۹۱	۰/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

در جدول (۲) مشاهده می‌شود که در آزمون Hadri، prob<۰/۰۵ فرضیه‌های صفر مدل Hadri با در نظر گرفتن عرض از مبدأ رد می‌شود. بنابراین، مطابق این آزمون نیز همگرایی شرطی و مطلق استان‌ها برقرار نمی‌باشد و نتایج سایر آزمون‌های قبلی تأیید می‌شود.

٤-۲-۲. نتایج همگرایی باشگاهی استان‌های کشور

در این قسمت از پژوهش، همگرایی استان‌ها بر اساس روش باشگاهی بررسی می‌گردد. در این تحقیق از متغیرهای نسبت ارزش‌افزوده صنعت به‌کل ارزش افزوده در سال ۱۳۷۹ش (lnind)، میزان جمعیت (lnpop79) در سال ۱۳۷۹، سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (lninv79) در سال ۱۳۷۹به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است.

بعد از تخمین مدل مناسب داده‌های متغیر وابسته را از کوچک به بزرگ مرتب کرده و سپس برای به دست آوردن گروه‌های مختلف درآمدی برای بررسی همگرایی باشگاهی، آزمون‌های شناسایی نقاط شکست[1] (آزمون *Chow*) در مدل مقطعی برآورد شده، انجام می‌شود. بعد از به دست آوردن نقاط شکست و گروه‌های مختلف درآمدی، برای بررسی همگرایی باشگاهی می‌توان همگرایی شرطی و مطلق را در هر یک از گروه‌های درآمدی به‌طور جداگانه مورد بررسی قرارداد. برای به کار بردن این روش اگر معادله (۱۲) بدون لحاظ متغیرهای شرطی (کنترل) برآورد شود و ضریب $\propto_1$ برآورد شده بین صفر و منفی یک $0 > \propto_1 > -1$ باشد، فرضیه همگرایی مطلق $\propto_1$ برقرار می‌باشد؛ اما اگر متغیرهای شرطی وارد مدل شوند و ضریب $\propto_1$ برآورد شده بین صفر و منفی یک باشد، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی $\propto_1$ برقرار خواهد شد.

$$Gy = \propto_0 + \propto_1 lny79 + \propto_2 \text{lnpop79} + lninv79 + \propto_3 \text{lnind79} \qquad (۱۲)$$

جدول ۳. بررسی آزمون همگرایی شرطی با استفاده از روش مقطعی (متغیر وابسته Gy)

	Coefficient	Prob
C	-۱/۵۹۹۱۳	۰/۳۹۵۳
lnpop79	-۲/۵۱۸۸	۰/۰۰۰۵
lnind79	۰/۰۹۰۳۲	۰/۰۵۷۲
lninv79	۲/۴۱۶۷	۰/۰۷۴۸
lny79	-۲/۶۹۹۰۶	۰/۰۰۰۲
R^2		۰/۷۱۶۱۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Chow Breakpoint Test

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

در جدول (۳) با توجه به نتایج آزمون شکست ساختاری، باشگاه‌های شکل گرفته در بین استان‌هامشخص می‌شود. با بررسی همگرایی شرطی بین باشگاه‌ها، مشاهده می‌شود که چون $\propto_1$ ضریب lny79 بین صفر و منفی یک قرار ندارد پس همگرایی شرطی بین استان ها برقرار نیست.

به‌طور کلی، براساس آزمون چاو، استان ها به ۱۱ استان درآمد بالا و ۲۰ استان درآمد پایین تقسیم می‌شوند. استان‌های با درآمد بالا شامل(تهران، بوشهر، مرکزی، یزد، سمنان، اصفهان، خوزستان، قزوین، هرمزگان، مازندران، کرمان، خراسان رضوی، آذربایجان شرقی) و استان‌های با درآمدپایین شامل (سیستان و بلوچستان، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، کردستان، لرستان، آذربایجان غربی، چهارمحال و بختیاری،گلستان، اردبیل، ایلام، کرمانشاه،کهگیلویه و بویراحمد، همدان، زنجان، قم، گیلان، فارس) می‌باشد. در جدول (۴) و (۵) نتایج آزمون‌های ریشه واحد استان‌های درآمد بالا برای بررسی همگرایی مطلق و شرطی ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج ریشه واحد استان های با درآمد بالا (درآمد سرانه واقعی)در همگرایی باشگاهی

	مدل	آماره t	Prob	نتیجه
بدون عرض از مبدأ	LLC	۴/۷۷۸۶	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	ADF	۲/۲۲۵۳	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	PP	۱/۳۰۴	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
عرض از مبدأ	LLC	۰/۳۶۶۳	۰/۶۴۳۰	وجود ریشه واحد
	IPS	۲/۵۰۶۳	۰/۹۹۳۹	وجود ریشه واحد
	ADF	۵/۹۷۴۶	۰/۹۹۹۷	وجود ریشه واحد
	PP	۸/۸۹۷۵	۰/۹۹۳۸	وجود ریشه واحد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. نتایج ریشه واحد آزمون هادری استان های با درآمد بالا در همگرایی باشگاهی

	مدل	آماره t	Prob	نتیجه
عرض از مبدأ	آماره z هادری	۷/۴۰۳۸	۰/۰۰۰۰	**وجود ریشه واحد**
	آماره z با فرض ناهمگنی پایدار	۷/۲۴۱۱	۰/۰۰۰۰	**وجود ریشه واحد**

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

در جدول (۶) و (۷) نتایج آزمون‌های ریشه واحد استان‌های درآمد پایین برای بررسی همگرایی مطلق و شرطی ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج ریشه واحد استان های با درآمد پایین(درآمد سرانه واقعی) در همگرایی باشگاهی

نتیجه	Prob	آماره t	مدل	
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۷/۳۹۵۲	LLC	بدون عرض از مبدأ
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۳/۱۶۷۸	ADF	
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۱/۷۴۲۷	PP	
وجود ریشه واحد	۰/۰۸۶۶	-۱/۳۶۲۲	LLC	عرض از مبدأ
وجود ریشه واحد	۰/۹۹۷۵	۲/۸۰۰۷	IPS	
وجود ریشه واحد	۰/۹۹۸۸	۱۶/۹۳۱۹	ADF	
وجود ریشه واحد	۰/۹۸۷۷	۲۱/۱۵۰۷	PP	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. نتایج ریشه واحد آزمون هادری استان های با درآمد پایین در همگرایی باشگاهی

نتیجه	Prob	آماره t	مدل	
وجود ریشه واحد	۰/۰۰۰۰	۵/۷۲۹۸	آماره **z** هادری	
وجود ریشه واحد	۰/۰۰۰۰	۵/۸۲۴۹	آماره **z** با فرض ناهمگنی پایدار	عرض از مبدأ

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج ریشه واحد برای استان‌های با درآمد بالا و درآمد پایین، نشان می‌هد که در حالت بدون عرض از مبدأ برای آزمون‌های LLC، ADF-Fisher، چون prob>۰/۰۵ است، فرض H_0 پذیرفته‌شده یعنی ریشه واحد وجود دارد و همگرایی مطلق بین استان های با درآمد بالا و درآمد پایین برقرار نیست. طبق یافته‌ها در حالت با عرض از مبدأ نیز prob>۰/۰۵ است. در این حالت چون فرض H_0 پذیرفته شده است و ریشه واحد وجود دارد پس همگرایی شرطی در استان‌های با درآمد بالا و درآمد پایین برقرار نیست. همچنین، نتایج آزمون هادری نیز نشان می‌دهد که چون prob< ۰/۰۵ است،

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

فرضیه‌های صفر مدل Hadri با در نظر گرفتن عرض از مبدأ رد می‌شود. بنابراین، مطابق این آزمون، همگرایی شرطی برای GDP سرانهٔ استان‌های با درآمد بالا و درآمد پایین برقرار نمی‌باشد.

٤-۲-۳. بررسی نتایج همگرایی درآمد سرانه در استان‌های ایران با استفاده از رویکرد تحلیل خوشه‌ای

در این قسمت پژوهش، همگرایی بین استان‌ها با روش خوشه‌ای بررسی می‌شود.

٤-۲-۳-۱. الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین همگرایی باشگاهی

همگرایی باشگاهی، مدل فیلیپس و سول (۲۰۰۷) شامل مراحل زیر می‌باشد:

گام اول: رتبه‌بندی مقاطع با توجه به مشاهدهٔ نهایی

همگرایی در داخل باشگاه‌ها، زمانی‌که $T \to \infty$ می‌رود، معمولاًدر مشاهدات پایانی مشخص است. ابتدا، مقاطع باید بر اساس روند نزولی مرتب شوند. در مواردی که فرار بودن X_{ti} معنی‌دار است رتبه-بندی باید بر اساس $1/2$ یا $1/3$ میانگین دوره زمانی پایانی صورت گیرد.

گام دوم: تشکیل هستهٔ گروه*k

با انتخاب اولین واحدهای k $(2 \le k < N)$رگرسیون log t، برازش می‌شود. اگر $t_{\hat{b}}$ برای این مقادیر k بزرگ‌تر از 1.65- باشد، واحدهای دیگر یک به یک افزوده می‌شود و، به همین ترتیب، مقدار $t_{\hat{b}}$ محاسبه می‌شود. این روند را تا زمانی‌که $t_{\hat{b}}$ روند افزایشی به خود می‌گیرد و بزرگ‌تراز مقدار 1.65- خواهد شد (سطح معنی‌داری ۰/۰۵ می‌رسد) ادامه داده می‌شود. پس از به دست آوردن مقادیر کوچک‌تر $t_{\hat{b}}$ نتیجه می‌شود که هستهٔ گروه $k^* = k - 1$ عضو تشکیل شده است. اگر $t_{\hat{b}} > -1.65$ برای دو واحد اول برقرار نباشد، اولین واحد را جدا کرده و رگرسیون log t برای واحد دوم و سوم برازش می‌شود. این روند را تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\hat{b}} > -1.65$ ادامه داده می‌شود و، به همین ترتیب، اگر هیچ کدام از واحدها در داخل نمونه، شرط بالایی را دارا نباشند، نتیجه می‌گیریم که هیچ گونه همگرایی در باشگاه‌ها یا گروه‌های مورد نظر وجود ندارد.

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای اعضای جدید مجموعه

بعد از شناسایی هستهٔ گروه باشگاه، آزمون، برای واحدهای بعدی انجام می‌شود. در ادامه یکی از واحدهای باقیمانده را به اعضای k^* هسته گروه اضافه کرده و رگرسیون logt برازش می‌شود. این روند، برای تمامی واحدهای خارج از هسته گروه ادامه می‌یابد. واحدهای با $t_{\hat{b}} > c$ (c یک مقدار

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

بحرانی است) را انتخاب و به هسته گروه اصلی اضافه می‌شوند. سپس، آزمون logt برای کل گروه اجرا می‌شود. اگر $t_{\hat{b}} > -1.65$ باشد، نتیجه این است که گروه همگراست. از سوی دیگر، سایر واحدهای جداشده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و همین روند بالا، برای آنها نیز تکرار می‌شود و بر اساس آن در مورد همگرایی آنها نتیجه‌گیری می‌شود. اگر هیچ مقداری به غیر از گروه اصلی دارای مقدار $t_{\hat{b}} > -1.65$ را نتیجه نداد، آنگاه، مجموعهٔ همگرا فقط شامل هستهٔ گروه است.

گام چهارم: قاعدهٔ توقف و بازگشتی

گروه دوم از تمام واحدهای خارج از club اول تشکیل می‌شود(به عبارتی دیگر واحدهای با مقادیر $t_{\hat{b}} < c$). آزمون logt برای کل گروه اجرا می‌شود اگر $t_{\hat{b}} > -1.65$ بود، به ترتیب بالا نتیجه‌ی مورد نظر استنباط می‌شود. در غیر این صورت، گام‌های ۱ تا ۳ را برای این گروه جهت بررسی وجود یا نبود زیرگروه‌ها انجام می‌شود. اگر هیچ k ای در گام دوم با مقدار $t_{\hat{b}} > -1.65$ وجود نداشت، نتیجه این است که مقادیر باقیمانده واگرا هستند.

در جدول (۸) تمام مراحل انجام شده است. ابتدا بر اساس آخرین سال درآمدی استان‌ها را مرتب کرده و از بیشترین استان دارای درآمد سرانه گروه‌بندی شروع می‌شود. گروه مرکزی شامل تهران و بوشهر است. ضریب b آن کوچک‌تر از صفر و ۱/۶۵- $< t_b$ است که نشان‌دهندهٔ این است، درآمد سرانه واقعی این دو استان در طول سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۹ به سمت همدیگر همگرا نبوده‌اند. سپس آزمون با استان‌های دیگر ادامه می‌یابد، تا اینکه ضریب بین استان اصفهان و مرکزی مثبت و بزرگ‌تر از ۱/۶۵- می‌شود و به عنوان هستهٔ اصلی گروه انتخاب می‌شوند سپس استان‌ها، تک تک به هستهٔ گروه افزوده می‌شوند و محاسبات انجام می‌گردد. سرانجام، مشاهده می‌شود که تا آخرین استان با آخرین درآمد بین استان‌های کشور همگرایی وجود ندارد و ۱/۶۵- $< t_b$ است که نشان‌دهندهٔ واگرایی بین استان‌هاست. اکنون برای استان‌هایی که ضریب آنها منفی شده است آزمون دوباره انجام می‌شود. در این حالت، استانی با بالاترین ضریب منفی انتخاب می‌شود که در اینجا استان قزوین به عنوان Base انتخاب می‌گردد و هر استان تک تک به استان Base اضافه می‌گردد تا هسته گروه تشکیل شود تا جایی‌که ضریب مثبت شود؛ اما در اینجا هیچ کدام ضریب مثبت ندارند، پس هیچ گروهی تشکیل نمی‌شود.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

جدول ۸. نتایج مراحل انجام تحلیل خوشه‌ای درآمد سرانه واقعی در کل کشور

Last T Order	Name	t value Step 1		Step2	Step3		
۱	تهران	Base	−۲/۱۳	S_2^c			S_1^c = −۲/۷۷
۲	بوشهر	Base		S_2^c			s_1=۱/۱۶
۳	یزد	Base	−۴/۹۷	S_2^c			S_2^c = −۵۳/۷
۴	سمنان	Base	−۲/۰۸	S_2^c			S_2=−۲/۷۷
۵	اصفهان	Base	−۱/۸۳	Core	s_1=۱/۱۶		
۶	مرکزی	Base	۱/۱۶	Core			
۷	قزوین			−۰/۱۷	قزوین	Base	S_1^c
۸	مازندران			−۱/۳۴	مازندران	−۲/۹۵	S_1^c
۹	خوزستان			−۲/۷۶	خوزستان	−۳/۸۳	S_1^c
۱۰	هرمزگان			−۲/۶۶	هرمزگان	−۳/۴۶	S_1^c
۱۱	کرمان			−۵/۰۹	کرمان	−۲/۳۴	S_1^c
۱۲	خراسان رضوی			−۵/۱۳	خراسان رضوی	−۳/۷۳	S_1^c
۱۳	فارس			−۷/۳۹	فارس	−۳/۷۷	S_1^c
۱۴	کرمانشاه			−۳/۶۳	کرمانشاه	−۲/۹۵	S_1^c
۱۵	زنجان			−۵/۴۹	زنجان	−۲/۸۵	S_1^c
۱۶	قم			−۸/۵۸	قم	−۳/۱۶	S_1^c
۱۷	آ. شرقی			−۱۱/۸۶	آ. شرقی	−۳/۳۳	S_1^c
۱۸	گیلان			−۶/۴۳	گیلان	−۳/۴۴	S_1^c
۱۹	همدان			−۵/۷۷	همدان	−۳/۳۴	S_1^c
۲۰	ایلام			−۱/۰۸	ایلام	−۳/۳۴	S_1^c
۲۱	اردبیل			−۷/۶۰	اردبیل	−۳/۴۳	S_1^c
۲۲	چهارمحال وبختیاری			−۷/۰۱	چهارمحال وبختیاری	−۳/۴۴	S_1^c
۲۳	خراسان‌جنوبی			−۰/۹۰	خراسان‌جنوبی	−۱/۸۹	S_1^c
۲۴	آذربایجان‌غربی			−۸/۸۲	آ. غربی	−۲/۲۴	S_1^c
۲۵	کردستان			−۸/۸۵	کردستان	−۲/۴۹	S_1^c
۲۶	خراسان‌شمالی			−۱/۴۱	خراسان‌شمالی	−۱/۸۲	S_1^c
۲۷	کهکلویه‌و-بویراحمد			−۷/۹۴	کهکلویه‌و-بویراحمد	−۱/۹۱	S_1^c
۲۸	لرستان			−۹/۹۰	لرستان	−۲/۰۶	S_1^c
۲۹	گلستان			−۱۱/۹۸	گلستان	−۲/۱۵	S_1^c
۳۰	سیستان‌و-بلوچستان			−۹/۷۰	سیستان‌و-بلوچستان	−۲/۷۷	S_1^c

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

٤-۲-٤. بررسی همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری درآمد سرانه

در جدول (۹) مقادیر همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری برای درآمد سرانه نشان داده‌شده است. پس شاخص‌های تایل باید بین صفر و ۳/۴ باشند که نتایج نشان می‌دهد همهٔ اعداد در این محدوده قرارگرفته‌اند، مقدار صفر بیانگر درآمد کاملاً برابر است و با افزایش L, T سطح نابرابری نیز افزایش می‌یابد.

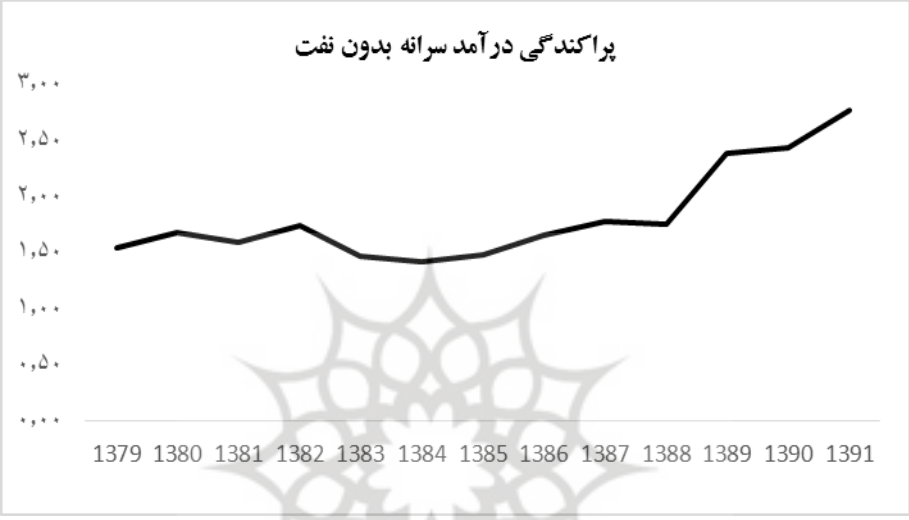
جدول ۹. بررسی همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری درآمد سرانه واقعی

سال	پراکندگی درآمد سرانه	شاخص تایل نگار T	شاخص تایل نگار L
۱۳۷۹	۱/۵۴	۰/۰۶۲۶	۰/۰۶۳۰
۱۳۸۰	۱/۶۷	۰/۰۶۸۶	۰/۰۶۸۲
۱۳۸۱	۱/۵۹	۰/۰۶۷۲	۰/۰۶۷۱
۱۳۸۲	۱/۷۴	۰/۰۷۱۸	۰/۰۷۱۴
۱۳۸۳	۱/۴۶	۰/۰۷۱۳	۰/۰۷۲۲
۱۳۸۴	۱/۴۱	۰/۰۶۶۷	۰/۰۶۷۴
۱۳۸۵	۱/۴۸	۰/۰۶۶۳	۰/۰۶۷۴
۱۳۸۶	۱/۶۵	۰/۰۷۰۹	۰/۰۷۲۷
۱۳۸۷	۱/۷۷	۰/۰۷۹۸	۰/۰۸۱۰
۱۳۸۸	۱/۷۵	۰/۰۷۶۱	۰/۰۷۶۱
۱۳۸۹	۲/۳۸	۰/۰۷۴۳	۰/۰۷۳۳
۱۳۹۰	۲/۴۳	۰/۰۷۶۱	۰/۰۷۲۵
۱۳۹۱	۲/۷۷	۰/۰۷۶۸	۰/۰۷۳۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

در نمودار (۱) پراکندگی درآمد سرانه نمایش داده شده است که روند افزایشی دارد و نشان‌دهندهٔ عدم همگرایی استان‌هاست. بالاترین پراکندگی در سال ۱۳۹۱ش با ۲/۷۷ درصد و کمترین پراکندگی در سال ۱۳۸۴، با ۱/۴۱ درصد بوده است.

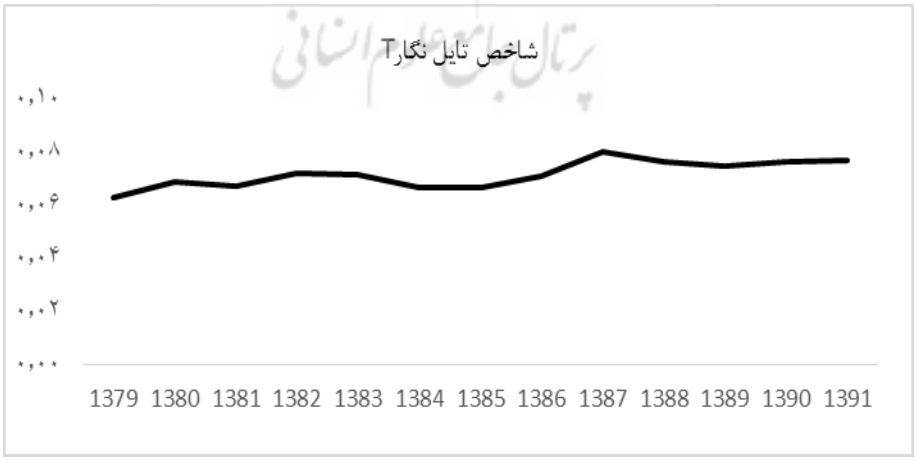
Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017



نمودار ۱. پراکندگی درآمد سرانه در دوره‌ی ۱۳۹۱-۱۳۷۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

حالت‌های دیگر برای بررسی سطح نابرابری درآمدی شاخص‌های تایل L, T است که با نمودارهای (۲) و (۳)، نشان داده شده‌اند.

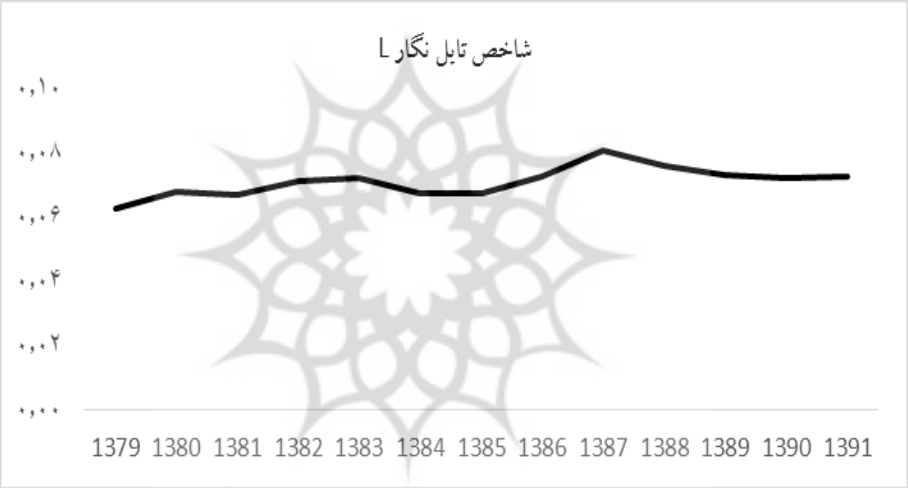


نمودار ۲. شاخص تایل نگار T درآمد سرانه کل استان‌هادر دورهٔ ۱۳۹۱-۱۳۷۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

با توجه به نمودار (۲) و (۳) ، شاخص تایل L, T مشاهده می‌شود که پراکندگی و نابرابری درآمد سرانه در طول سال‌های۱۳۹۱-۱۳۷۹ش نوساناتی داشته ولی در کل روند آن افزایشی بوده است. ماکزیمم آن در سال۱۳۸۷، برای شاخص T، ۰/۰۷۹ و برای شاخصL، ۰/۰۸۱ بوده است.



نمودار ۳. شاخص تایل نگارL درآمد سرانه در بین استان‌ها در دورهٔ ۱۳۹۱-۱۳۷۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

همگرایی درآمدی در استان‌های ایران در روند تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و ارائه یک مکانیزم به منظور رسیدن به انسجام اقتصادی و اجتماعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. علاوه بر این، یکی از اصلی ترین اهداف دولت، کاهش نابرابری درآمد در استان‌های ایران و ایجاد توازن منطقه‌ای است.

در این پژوهش، همگرایی درآمد سرانه، در میان استان‌های ایران با استفاده از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آمارهٔ تایل بررسی شده است. همچنین، در این پژوهش از مکانیسم جدیدی برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادی یعنی تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. در واقع، در این مطالعه روش‌های سنتی با این رویکرد جدید نیز مقایسه شده است که تحلیل خوشه‌ای از منظر روش شناسی در ایران جدید است. همچنین، دوره زمانی پژوهش نسبت به مطالعات

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

قبلی تقریباً ۶۰ درصد افزایش پیدا کرده است. نتایج با استفاده از تمام روش‌ها در همهٔ استان‌های ایران بیانگر نبود همگرایی درآمدی است که نتایج مطالعات قبلی با روش‌های سنتی را تأیید می‌کند. نتایج واگرایی در درآمد سرانه ممکن است، بیانگر وجود شکاف درآمد سرانه بیشتر استان‌های ایران در آینده باشد. در واقع، نتایج این پژوهش، شواهدی از نرخ متفاوت رشد اقتصادی استان‌های ایران را نشان می‌دهد.

نتایج پژوهش حاضر یکی از حقایق نظام اقتصادی کشور را آشکار و مشخص می‌سازد. از این‌رو، مهم‌ترین دلالت سیاستی این پژوهش آن است که با شناسایی نیروی‌های مؤثر در این زمینه مانع از واگرایی بیشتر گردیده و، در عین حال، موجبات کاهش شکاف موجود فراهم شود. از منظر تاریخی دولت و شرکت‌های وابسته به بخش عمومی همواره بازیگران مسلط در صحنه اقتصادی کشور بوده‌اند و، بنابراین، یکی از مهم‌ترین عوامل توسعه‌نیافتگی استان‌ها را باید در توزیع نامناسب بودجه دولت و شرکت‌های دولتی و عمومی جستجو کرد. توزیع نامناسب بودجه دولت و شرکت‌های دولتی به عنوان موتورهای توسعه اقتصادی کشور موجب افزایش شکاف توسعه‌ای میان استان‌های محروم با استان‌های برخوردار گردیده است.

از این‌رو، پیشنهادهای سیاستی زیر برای همگرایی بیشتر درآمد سرانه در کشور ارائه می‌گردد:

۱. تغییر در نظام بودجه‌ریزی با توجه به اینکه بیشتر بودجه‌های کشور از طریق بودجه شرکت‌های دولتی به استان‌های برخوردار اختصاص می‌یابد.

۲. الزام قانونی انجام سرمایه‌گذاری‌های دولتی توسط دولت، شرکت‌های دولتی، بخش عمومی و هلدینگ‌ها در استان‌های محروم.

۳. بهره بردن از ظرفیت‌های صندوق توسعه ملی.

۴. ارائه مشوق‌های بیشتر به سرمایه‌گذاران در مناطق محروم.

۵. ایجاد صنایع پیشران و پیشرو در استان‌های کمتر برخوردار.

منابع

آذربایجانی، کریم (۱۳۸۱). "جهانی‌شدن، همگرایی اقتصادی- منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز". *مجلات تحقیقات اقتصادی. صص* ۱۶۹-۱۴۹.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

افشاری، زهرا (۱۳۷۸). "بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریهٔ سولو و سوان)". *پژوهشنامه بازرگانی*. شماره ۱۳.

اکبری، نعمت‌الله؛ مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)". *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*. شماره ۱۳. صص ۴-۱.

بانک مرکزی.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). "رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*. (۳) ۳۹. صص ۱۸۰-۱۵۵.

رحمانی، تیمور؛ عسگری، حشمت‌الله (۱۳۸۳). "بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان-های ایران با به کارگیری روند سپرده‌های دیداری". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*. (۲)۴۰. صص ۱۵۴-۱۲۹.

علمی، زهرا؛ رنجبر، امید (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل نا پارامتریک". *تحقیقات اقتصادی*. (۱)۴۹. صص ۱۸۹-۲۱۰.

غلامی حیدریانی، لیلا (۱۳۹۱). *بررسی همگرایی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷*. پایان‌نامه دانشگاه تبریز.

فروغی‌پور، الهام (۱۳۸۵). "بررسی سیگما و همگرایی بتا در میان کشورهای عضو اوپک". *فصلنامه تحقیقات تجاری*. ۲۵. صص ۳۹-۱.

کریم‌زاده، سعید؛ آذربایجانی، کریم؛ جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی درآمدی درکشورهای دی هشت". *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. (۳)۱۰. صص ۷۲-۵۹.

مرکز آمار ایران.

Abramovitz, M. (1986)."catching up,forging ahead, and falling behind". *journal of economichistory*. Pp. 385-406.

Adnan, H.; Shahzad, H. & Wahid, A. (2010). "Income Convergence Hypothesis: RegionalComparison of Selected East and South Asian Economies". *Mpra Paper*. 23739. Pp. 1-43.

Andreano, M.; Lauretib, L. & Paolo, P. (2013). "Economic growth in MENA countries: Is there convergence of per-capita GDPs?" . *Journal of Policy Modeling*. 35. 4. Pp. 669–683.

Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1991). "Convergence Across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*. 1(1). Pp. 107-182.

Bernard, A.B. & Durlauf, S. N. (1995). "Convergence in international output". *Journal of Applied Econometrics*. 10(2). Pp. 97–108.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

Beyaert, A. & García-Solanes, J. (2014). "Output gap and non-linear economic convergence". *Journal of Policy Modeling*. 36(1). Pp. 121–135.

Carlino, G. & Mills, L. (1993). "Are US incomes converging? A time series analysis". *Journal of Monetary Economics*. 32. Pp. 335–346.

Choe, J. (2001). *An Impact of Economic Integration Trough Trade: on Business Cylces for 10 East Asian countries*. The Education & Research Group for the Korean Economy. KoreaUniversity. Pp. 71-136.

Chowdhury, K. (2005). "What is Happenng to Per Capita GDP in the ASEAN Countries? An Analysis of Convergence, 1960-2001". *Applied Econometrics and International Development*. 5(3). Pp. 49-68.

Dobson, S. & Ramlogan, C. (2002). "Convergence and Divergence in Latin America, Applied Economics". *Taylor and Francis Journals*. Pp. 465-486.

Evans, P., & G. Karras. (1996). "Convergence revisited". *Journal of Monetary Economics*. 37. Pp. 249-265.

Gustafsson, B. & Shi, L. (1995). "Income inequality within and across counties in rural China 1988 and 1995". *Journal of Development Economics*. 69(1). Pp. 179–204.

Higgins, M.; Levy, D. & Young, A. (2006). "Growth and Convergence Across the United States: Evidence from Country- level Data". *Review of Economics and Statistics*. 88. Pp. 671-725.

Lei, C. & Tam, P. (2010). "A Panel Data Approach to the Income Convergence among Main Land China Hong Kong and Macao". *Journal of the Asia Pacific Economy*. 15. Pp. 420-435.

Lopez, J. R. (2008). *Regional Convergence in the European Union: Results froma Panel Data Model*. Harvard University and University of A Coruña.

Monfort, M.; Cuestas, J. & Ordóñez, J. (2013). "Real convergence in Europe: A cluster analysis". *Economic Modelling*. 33. Pp. 689–694.

Phillips, P.C.B. & Sul, D. (2007). "Transition modeling and econometric convergence tests". *Econometrica*. 75. Pp. 1771–1855.

——— (2009). "Economic transition and growth". *Journal of Applied Econometrics*. 24. Pp. 1153–1185.

Rosser, A. (2003). "Coalitions, convergence and corporate governance reform in Indonesia". *Third World Quarterly*. 24(2). Pp. 319-337.

Sakamoto, H. & Islam, N. (2008). "Convergence across Chinese provinces: An analysis using Markov transition matrix". *China Economic Review*. 19. Pp. 66–79.

Seya. H.; Tsutsumi. M. & Yamagata, Y. (2012). "Income convergence in Japan: A Bayesian spatial Durbin model approach". *Frontiers in Spatial Econometrics Modelling*. 29. Pp. 60–71.

Solow, R. (1956). "A contribution to the theory of economic growth". *Quarterly Journalof Economics*.70. pp. 65–94.

Swan, T. W. (1956). "Economic growth and capital accumulation". *Economic record*. 32. 4. noviembre.

Timakova, M. V. (2011). "Conditional Convergence and the Solow Model: An Empirical study". *Rotterdom School of Economics, Department of Economics*.

Wei, C. (2004). *Economic Growth and Convergence Across Canada; M. A. (Economic) Thesis.* Simon Fraser University.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017