

بررسی همگرایی مصرف سرانه خانوار بین استان‌های ایران در سال‌های

۱۳۷۹-۱۳۹۳

علی فقه‌مجیدی^۱

فریبا سلامی^۲

احمد محمدی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۰۸

چکیده

وجود همگرایی رفاهی در استان‌های ایران در روند سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و ارائه یک مکانیزم جهت رسیدن به انسجام اقتصادی و اجتماعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. علاوه بر این، مدت زمان طولانی است که هدف دولت‌ها، کاهش نابرابری درآمد و مصرف بین استان‌های ایران می‌باشد. در این پژوهش، فرضیه همگرایی مصرف سرانه، در میان استان‌های ایران با استفاده از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره‌ی تایل بررسی شده است. همچنین، در این پژوهش از مکانیسم جدیدی برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادی یعنی تحلیل خوشه‌ای نیز استفاده شده است. از آنجا که استان‌های ایران سطوح مختلفی از بهره‌وری و رشد اقتصادی را دارا هستند، این تجزیه و تحلیل‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است. نتایج، با استفاده از اعمال تمام روش‌ها، واگرایی از نظر متوسط مصرف سرانه خانوار در استان‌های ایران را تأیید می‌کند. نتایج واگرایی در مصرف متوسط خانوار ممکن است نشانه‌ای از تفاوت معنی‌دار رشد اقتصادی درآمد سرانه در میان استان‌های ایران باشد.

واژگان کلیدی: همگرایی، تحلیل خوشه‌ای، استان‌های ایران، رشد اقتصادی.

Keywords: Convergence, Cluster Analysis, Iran's Provinces, Growth Economic.

JEL Classification: C32, C33, O40, R11.

a.f.majidi@gmail.com

^۱. استادیار علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول)

faribasalami@gmail.com

^۲. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان

mohammadiahm@gmail.com

^۳. استادیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان

DOI: <http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.101>

۱- مقدمه

یکی از اهداف توسعه اقتصادی در ایران کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای است. به طوری که مطابق اصل ۴۸ قانون اساسی باید تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه بر مبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص آن منطقه بوده و موجب کاهش شکاف اقتصادی بین مناطق مختلف کشور شود. همچنین، با توجه به سیاست‌های کلان کشور توسعه متوازن به عنوان یک هدف اصلی مطرح است و مسأله رفاه و توزیع عادلانه امکانات رفاهی نیز در هر کشور یکی از اهداف اساسی نظام اقتصادی آن است. به طور کلی، با بهبود اوضاع اقتصادی خانوارها، سرعت افزایش مصرف کالاهای خوراکی آهسته‌تر شده و مازاد بودجه صرف کالاهای غیر خوراکی می‌شود. در واقع، همگرایی رفاه، وضعیت شکاف متوسط مصرف سرانه واقعی خانوار را میان مجموعه مورد بررسی مشخص می‌کند. سرانه مصرف متوسط خانوار از ۲۴۱۷۵۳۱۳ ریال در سال ۱۳۷۹ به ۲۳۴۸۶۵۲۱۴ ریال در سال ۱۳۹۳ رسیده است. استان‌های تهران ۳۲۳۸۰۷۰۴۶ ریال، چهار محال و بختیاری ۲۹۳۹۹۵۷۵۱ ریال، هرمزگان ۲۷۲۶۳۱۰۱۶ ریال، و کهگیلویه و بویر احمد ۲۶۲۱۸۵۰۰۵ ریال، بالاترین مصرف سرانه متوسط یک خانوار را دارند و استان‌های کرمان ۱۳۴۹۱۷۱۴۰ ریال، قم ۱۶۲۲۲۸۳۷۳ ریال، سیستان و بلوچستان ۱۶۲۷۰۴۸۱۲ ریال، و سمنان ۱۶۶۸۹۴۴۱۲ ریال، دارای پایین‌ترین مصرف سرانه متوسط خانوار بین استان‌های ایران می‌باشند (مرکز آمار ایران).

با توجه به این که استان‌های ایران به لحاظ مصرف سرانه تفاوت زیادی با یکدیگر دارند و تأکید سیاست‌گذاران بر توسعه متوازن در بین استان‌های کشور است؛ از این رو با توجه به اهمیت همگرایی و توسعه نامتوازن در کشور و سیاست‌های دولت نهم و دهم و تغییرات در متغیرهای کلان اقتصادی، بررسی روند همگرایی رفاهی در استان‌های کشور امری ضروری است. از طرفی، مطالعات قبلی در این زمینه مربوط به دوره‌های زمانی گذشته و استفاده از روش‌های سنتی‌تر هستند؛ بنابراین، بررسی همگرایی مصرف با استفاده از رویکرد جدید از جمله روش تحلیل خوشه‌ای و مقایسه آن با روش‌های سنتی، اهمیت دو چندان می‌یابد؛ زیرا روش خوشه‌ای مکانیسم جدیدی را برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادها در دوران گذار و رشد ارائه می‌دهد. این رویکرد با در نظر گرفتن روند زمان و اجزاء رشد، مدل غیر خطی^۱ را ارائه می‌دهد که ناهمگن

^۱. Time Varing

بودن را در بین کشور یا استان‌ها، در طول زمان نیز مد نظر قرار می‌دهد. به طور کلی در این روش مدل به صورت یک مدل غیر خطی فرمول‌بندی شده است.

۲- مبانی نظری

همگرایی اقتصادی زمانی مطرح می‌شود که دو یا چند اقتصاد تمایل به رسیدن به یک سطح مشابه از توسعه و ثروت دارند. مطالعه همگرایی از بعد نظری و عملی حائز اهمیت است بدیهی است که تشخیص اختلاف درآمد میان کشورها و استان‌ها مهم است، زیرا می‌تواند روند توسعه اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (پالدام^۱، ۲۰۰۷). پیش‌بینی‌های همگرایی متکی بر مدل‌های رشد اقتصادی است و بر اساس آن پیش‌بینی می‌شود اقتصادهای با سطوح پایین درآمدی نسبت به اقتصادهای با سطوح بالاتر درآمدی با نرخ رشدی سریع‌تر، رشد نمایند (غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰). بامول^۲ (۱۹۸۶) و آبراموتیز^۳ (۱۹۸۶)، اولین مطالعات در زمینه‌ی همگرایی را انجام دادند. "بامول" نظم مشاهده شده در داده‌های بلندمدت را به عنوان حالتی از همگرایی مورد توجه قرار داد. وی همگرایی را فرضیه‌ی نتیجه‌ی شده از رشد اقتصادی می‌داند، بدون آن‌که به طور مشخص به مدل‌های رشد اشاره داشته باشد. آبراموتیز (۱۹۸۶) در مطالعه خود، همگرایی را به عنوان نتیجه‌ی حاصل از مزیت کشورهای پیشرو، می‌داند. اولین مطالعات در مورد فرضیه همگرایی و ارتباط آن با مدل‌های رشد نئوکلاسیک توسط "بارو" و "سالا-ای-مارتین"^۴ (۱۹۹۰) انجام شده است. این الگو نشان می‌دهد چگونه درآمد سرانه هر اقتصاد به سمت حالت پایدار خود و در شرایطی به سمت درآمد سرانه دیگر اقتصادها همگرا می‌شود (یاوری، ۱۳۷۸).

۲-۱- انواع همگرایی

معمولاً در تحقیقات تجربی آزمون فرضیه‌ی همگرایی، از مدل‌های مقطعی یا مدل همگرایی بتا، رویکرد پویایی‌های توزیع درآمد سرانه یا مدل همگرایی سیگما و مدل سری زمانی یا

^۱. Paldam (2007)

^۲. Bamul (1986)

^۳. Abramotiz (1986)

^۴. Barro and Sala-i-Martin (1990)

همگرایی تصادفی استفاده می‌شود. برای آزمون مدل همگرایی بتا از دو روش اقتصادسنجی داده‌های مقطعی (حداقل مربعات معمولی) و داده‌های تابلویی (آثار ثابت و رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های پانلی پویا) استفاده می‌شود. برای آزمون همگرایی سیگما از شاخص‌های نابرابری مانند انحراف معیار، شاخص نابرابری تایل و ضریب جینی، همچنین از رویکرد ناپارامتریک پویایی‌های توزیع استفاده می‌شود (علمی و رنجبر، ۱۳۹۲).

۲-۱-۱- همگرایی بتا (β)

همگرایی بتا خود به دو نوع همگرایی بتای مطلق و همگرایی بتای شرطی تقسیم می‌شود. بر اساس مدل سولو - سوان^۱، همگرایی در سرمایه‌ی سرانه به همگرایی در درآمد سرانه منجر می‌شود به طوری که در بلندمدت تمامی اقتصادها به سمت مسیر رشد متوازن مشترک همگرا و نابرابری در درآمد جهانی از بین می‌رود (پارک^۲، ۱۹۹۴). در واقع، بدون در نظر گرفتن دیگر ویژگی‌های اقتصادی جوامع، اگر اقتصادهای فقیرتر با نرخ رشد سریع‌تر در سرمایه سرانه، نسبت به کشورهای به‌طور نسبی ثروتمندتر به سمت نقطه تعادل پایدار یکسان حرکت کنند، اصل همگرایی مطلق^۳ نامیده می‌شود، یعنی در همگرایی بتای مطلق تمامی اقتصادها نهایتاً به یک سطح تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می‌شوند؛ اما در همگرایی بتای شرطی، هر اقتصاد به سطح تعادلی باثبات ویژه‌ی خود همگرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل باثبات خود فاصله بیشتری داشته باشد، رشد اقتصادی بالاتری را تجربه خواهد کرد (غلامی حیدریانی، ۱۳۹۳). در مورد چگونگی اثبات وجود همگرایی بتا، دو رویکرد عمده وجود دارد: ابتدا رویکرد کلاسیک همگرایی که شامل انجام یک رگرسیون مقطعی است. در واقع اثبات ارتباط منفی بین رشد درآمد سرانه طی یک دوره مشخص و سطح اولیه درآمد سرانه بین اقتصادهای مختلف دلیل بر وجود همگرایی نوع بتا بین آن اقتصادها است. روش دوم آزمون همگرایی توسط "برنارد" و "دورلاف"^۴ (۱۹۹۵) تحت عنوان روش سری‌های زمانی پیشنهاد شد. در این روش، تمرکز اصلی روی رفتار بلندمدت اختلاف درآمد سرانه بین اقتصادها نسبت به همدیگر یا نسبت به یک مقدار متوسط است. "برنارد" و "دورلاف" فرضیه همگرایی را بر اساس آزمون سری زمانی به این صورت بیان کردند که اگر پیش‌بینی‌های

¹. Solow and Sowan

². Park (1994)

³. Absolute Convergence

⁴. Bernard and Durlauf (1995)

بلندمدت از محصول سرانه برای دو کشور i و j در یک زمان مشخص برابر شود، اقتصاد کشورهای i و j همگرا خواهند بود. به سخن دیگر بر اساس این آزمون، زمانی دو کشور i و j همگرا خواهند بود که سری زمانی اختلاف بین لگاریتم محصول سرانه آن‌ها دارای ریشه واحد نبوده و پایا از مرتبه صفر باشد.

۲-۱-۲- همگرایی سیگما (σ)

مفهوم همگرایی نوع سیگما توسط بارو^۱ (۱۹۸۴)، بامول^۲ (۱۹۸۶) و بارو و سالا - ای مارتین^۳ (۱۹۹۱ و ۱۹۹۲) مطرح شد. بدین مفهوم که همگرایی وقتی اتفاق خواهد افتاد که پراکندگی درآمد سرانه مناطق مختلف در طی زمان کاهش پیدا کند (مثلاً انحراف معیار لگاریتم محصول یک گروهی از مناطق در طی زمان کاهش یابد). این فرآیند همگرایی به همگرایی نوع سیگما (σ) معروف است. بر این اساس شاخص پراکندگی درآمد سرانه کشورها (مناطق) چنین تعریف می‌شود:

$$D_t = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \left[y_{i,t} - \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{i,t} \right) \right]^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

که D_t انحراف معیار نمونه‌ای $\log(y_{i,t})$ و $N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{i,t}$ میانگین نمونه‌ای $\log(y_{i,t})$ است. در صورتی که در طی زمان D_t کاهش پیدا کند گفته می‌شود همگرایی از نوع σ وجود دارد و در صورتی که واریانس در طی زمان افزایش یابد درآمد سرانه اقتصادها از همدیگر فاصله می‌گیرد (یاوری، ۱۳۸۷).

۲-۱-۳- همگرایی باشگاهی

بر اساس فرضیه همگرایی مطلق با برقراری فروض مدل، در بلندمدت نابرابری درآمد سرانه بین

^۱. Barro (1984)

^۲. Bamoual (1986)

^۳. Barro and Sala-i-Martin (1991 and 1992)

اقتصادها از بین می‌رود، به طوری که توزیع درآمد بین اقتصادها به سمت تک قله‌ای شدن حرکت خواهد کرد. در مقابل فرضیه همگرایی مطلق، مدل‌های تعادلی چندگانه وجود دارند که در آن‌ها کشورها با شرایط اولیه و ساختارهای اقتصادی مشابه، به سطح یکنواخت مشترکی همگرا خواهند شد. به طوری که در بلندمدت نابرابری درآمدی بین کشورها محو نخواهد شد و توزیع درآمد سرانه بین کشورها به سمت دو قله‌ای شدن یا حتی چند قله‌ای شدن حرکت خواهد کرد. در ادبیات اقتصادی این برداشت از فرضیه همگرایی به همگرایی باشگاهی معروف است. مفهوم باشگاه‌های همگرایی در ادبیات فرضیه همگرایی ابتدا از سوی بامول (۱۹۸۹) مطرح شد، سپس روش‌شناسی تجربی برای آزمون این مدل از سوی کواه^۱ (۱۹۹۶ و ۱۹۹۷) توسعه یافته است (علمی و رنجبر، ۱۳۹۲). در ادبیات اقتصادی همگرایی باشگاهی کشورها (مناطق) در گروه‌های متفاوت، طوری طبقه‌بندی می‌شوند که کشورها (مناطق) داخل هرکدام از گروه‌ها، مشابه هم بوده ولی خود گروه‌ها متفاوت از هم باشند. دورلااف و جانسون^۲ (۱۹۹۵، ۱۹۹۲) بیان کردند که مطابق یافته‌های آن‌ها این نوع همگرایی زمانی برقرار می‌گردد که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین استان‌های با درآمد بالا، مشابه و بین اقتصادهای با درآمد پایین مشابه یکدیگر باشد بدین صورت که درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه پایین، به سمت میانگین تعادلی خود و درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه بالا نیز به سمت میانگین تعادلی خود همگرا می‌شوند (بارو و سالا - ای مارتین، ۱۹۹۰). 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 و تصریح عمومی مدل مقطعی به صورت زیر است:

$$Gy_i = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \phi z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

در معادله (۲)، Gy_i متوسط نرخ رشد اقتصاد i طی دوره مورد نظر می‌باشد که برابر با $Gy_i = \ln y_{i,T} - \ln y_{i,0}$ است. $\ln y_{i,0}$ لگاریتم مصرف سرانه در ابتدای دوره و $\ln y_{i,T}$ لگاریتم درآمد سرانه در انتهای دوره است. Z بردار متغیرهای کنترل، عموماً شامل متغیرهایی است که روی سطح یکنواخت مصرف سرانه تأثیرگذار هستند. ε_i جمله خطای تصادفی، i مقطع است که در $\ln y_{i,0}$ مربوط به سال ابتدایی می‌باشد و α عرض از مبدأ مدل است.

^۱. Quah (1996 and 1997)

^۲. Durlauf and Johnson (1992, 1995)

۲-۱-۴- همگرایی خوشه‌ای

چارچوب آزمون $\log t$

همان‌طور که گفته شد، رویکرد سری‌های زمانی به مطالعه همگرایی، در پژوهش‌های کارلینو و میلز^۱ (۱۹۹۲) و برنارد و دورلاف (۱۹۹۵-۱۹۹۶) آمده است؛ که مفهوم همگرایی تصادفی^۲ را بر پایه‌ی ویژگی‌های ایستایی متغیر تحت بررسی بسط داده‌اند. دو متغیر متحرک، در صورتی همگرا می‌شوند که بین آن‌ها رابطه همگرایی به صورت ترکیب خطی وجود داشته باشد. این تعریف همگرایی را می‌توان با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی سری زمانی به صورت تجربی مورد آزمون قرارداد. فیلیپس و سول^۳ (۲۰۰۷) و (۲۰۰۹) بیان کردند زمانی که تکنولوژی در میان کشورها ناهمگون است و سرعت همگرایی وابسته به زمان است، آزمون‌های سنتی همگرایی ناکافی هستند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷) و (۲۰۰۹) برای محاسبه ناهمگنی انتقالی زمانی^۴، ناهمگنی سری زمانی و مقطعی^۵ را در پارامترهای نظریه نئو کلاسیک رشد مطرح می‌کنند.

روش آزمون رگرسیون $\log t$ ، که بر مبنای پارامتر انتقال نسبی، توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) پیشنهاد شده است با مدل (۳) آغاز می‌شود. اگر X نشان‌دهنده‌ی شاخص نابرابری باشد مدل با تعیین یک متغیر زمان به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$X_{it} = \delta_{it} \mu_t \quad (3)$$

که هر دو جز δ_{it} و μ_t متغیر با زمان بوده و ممکن است عنصر منحصر به فرد δ_{it} در طول زمان رفتارهای خاص دلخواهی از خود نشان دهد. فیلیپس و سول δ_{it} را به صورت نیمه پارامتریک مدل‌بندی می‌کنند. داده X_{it} را می‌توان به صورت زیر تجزیه کرد:

^۱. Carlino and Mills (1992)

^۲. Stochastic Convergence

^۳. Phillips and Sul (2007) (2009)

^۴. Temporal Transitional Heterogeneity

^۵. Cross-Sectional

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

که در آن g_{it} نشان‌دهنده‌ی اجزای سیستماتیک^۱ می‌باشد که شامل اجزای ثابتی^۲ است که منجر به وابستگی سطح مقطع می‌شود و a_{it} نشان‌دهنده اجزای ناپایدار^۳ است. مشخصات پارامتری برای g_{it} و a_{it} ممکن است شامل بسیاری از فرآیندهای خطی و غیر خطی و ثابت و غیر ثابت باشد. مشخص است که عبارت (۴) ممکن است ترکیبی از هر دو جزء مشترک و منحصر به فرد عنصرهای g_{it} و a_{it} باشد. به منظور تفکیک اجزای مشترک و منحصر به فرد، عبارت (۴) در عبارت (۳) قرار داده می‌شود، یعنی تمام برای مقادیر t و i :

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

که μ_t یک جزء مشترک واحد و δ_{it} یک جزء منحصر به فرد متغیر با زمان است. برای مثال، μ_t اگر نشان‌دهنده یک جزء روند مشترک در پنل باشد آنگاه δ_{it} مقدار نسبی μ_t را از i در زمان t اندازه می‌گیرد. اگرچه δ_{it} شکلی از فاصله اقتصادی بین μ_t و X_{it} است.

عبارت (۵) یک مدل با عامل متغیر زمان از عبارت (۳) است که در آن فرض می‌شود μ_t یک سری رفتارهای معین و یا تصادفی^۴ دارد که نشان‌دهنده جزء گذرای^۵ a_{it} در $t \rightarrow \infty$ می‌باشد. برای برای اندازه‌گیری عنصر انتقالی^۶ δ_{it} نسبت به متوسط پنل در زمان t یک پارامتر انتقال نسبی h_{it} به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

مشخصه‌های آماری h_{it} در نظریه فیلیس و سول (۲۰۰۷) ارائه شده است که به صورت زیر خلاصه می‌شود. ابتدا میانگین مقطع h_{it} که طبق تعریف، ۱ است، سپس اگر عنصر انتقالی δ_{it} به δ همگرا شود، h_{it} به ۱ همگرا می‌شود در نتیجه تغییرات سطح مقطع h_{it} به صفر همگرا می‌شود.

^۱. Systematic Components

^۲. Common Components

^۳. Transitory Components

^۴. Deterministic or Stochastically Trending Behavior

^۵. Transitory Component

^۶. Loading Coefficient

پس وقتی $t \rightarrow \infty$ داریم:

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \rightarrow 0 \quad (7)$$

برای فرموله کردن آزمون آماری همگرایی، فیلیپس و سول یک فرم نیمه پارامتری عمومی را برای رفتار متغیر زمان δ_{it} به صورت فرمول زیر مطرح کردند:

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_{it} \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$t\sigma_{it} = \frac{\sigma_i}{L(t)t^\alpha} \geq 1, \delta_i > 1 \quad \text{برای همه آنها}$$

که α نمایانگر نرخ تنزل^۱ و $L(t)$ یک تابع با تغییرات ملایم است که هر دو مجاز به تغییر روی i می‌باشند. آزمون همگرایی، آزمون رگرسیون t از فرضیه صفر همگرایی می‌باشد.

$$H_0: \delta_i = \delta, \alpha \geq 0 \quad (9)$$

$$H_A: \delta_i \neq \delta, \alpha < 0 \quad \text{فرضیه آلترناتیو برای تمام آنها}$$

برای آزمون (صفر) (۹)، فیلیپس و سول رگرسیون $\log t$ زیر را پیشنهاد داده‌اند:

$$\log\left(\frac{H_t}{H_t}\right) - 2\log L(t) = \hat{a} + \hat{b} \log t + \hat{u}_t \quad (10)$$

$$t = [rT], [rT] + 1, \dots, T, \quad r > 0$$

که در آن $\frac{H_1}{H_t}$ نسبت تغییرات میانگین مقطعی است:

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \quad (11)$$

این رگرسیون از رابطه $L(t) = \log(t+1)$ استفاده می‌کند و ضریب تعیین شده برای $\log t$ ، $\hat{b} = 2 \hat{\alpha}$ است که برآوردی از α در H_0 است. در ادامه یک همبستگی و آزمون t یک طرفه

^۱. Decay Rate

ناهمسانی واریانس^۱ برای فرضیه صفر $\alpha \geq 0$ ، آزمون می‌شود که از \hat{b} و خطای استاندارد HAC^۲ استفاده می‌کند. برای مثال در سطح ۵ درصد، فرضیه صفر همگرایی در صورتی که $t_b < -1.65$ باشد، رد می‌شود. تحت فرضیه‌ی همگرایی، برای یک N معلوم وقتی $t \rightarrow \infty$ ، $h_{it} \rightarrow 1$ و $H_t \rightarrow 0$ پس تحت همگرایی $\log \frac{H_1}{H_t}$ به بی‌نهایت واگرا می‌شود به طور مشابه $2 \log(Lt)$ وقتی $\alpha = 0$ و یا $2\alpha = \log t$ وقتی $\alpha > 0$. بنابراین وقتی فرضیه صفر H_0 اعمال می‌شود، متغیرهای وابسته $\alpha = 0$ یا $\alpha > 0$ واگرا می‌شوند. واگرایی $\log \frac{H_1}{H_t}$ متناسب با $H_t \rightarrow 0$ است وقتی $t \rightarrow \infty$ می‌باشد. بنابراین H_0 به راحتی در شرایط نابرابری ضعیف فرض صفر $\alpha \geq 0$ آزمون شده است. چون α مقداری عددی و $\hat{\alpha} = \frac{1}{2} \hat{b}$ می‌باشد، این فرضیه صفر (پارامتر تخمین b مثبت یا منفی) را می‌توان با استفاده از یک آزمون t یک طرفه ساده آزمون کرد.

بر اساس فرضیه واگرایی H_A ، برای مثال، وقتی $\delta_i \neq \delta$ برای تمام آنها، H_t به یک مقدار مثبت همگرا می‌شود. بنابراین طبق H_A متغیر مستقل $\log(\frac{H_1}{H_t}) - 2 \log L(t)$ برخلاف فرض H_0 ، به $-\infty$ واگرا می‌شود در حالی که $\log \frac{H_1}{H_t}$ به ∞ واگرا می‌شود. عبارت $-2 \log L(t)$ نقش تابع خطا^۳ را دارد و کارکرد آزمون را بهبود می‌بخشد، به آزمون روی ضریب رگرسیور $\log t$ کمک می‌کند تا $\log L(t)$ در وضعیت‌های مختلف، رفتارهای متمایزی از خود نشان دهد. τ به عنوان پارامتر چینش^۴ است و بر این دلالت دارد τ درصد اول داده‌ها نادیده گرفته شده‌اند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷) بر پایه‌ی تجربیات شبیه‌سازی‌شان $\tau = 0.3$ را تعیین کردند. پارامتر اصلی آزمون همگرایی b ، به α وابسته است. در واقع فیلیپس و سول (۲۰۰۷) نشان دادند که مقدار کامل $\log t$ برابر با $\hat{b} = 2 \hat{\alpha}$ است.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

آبراموویتز^۵ (۱۹۸۶) با استفاده از داده‌های بهره‌وری نیروی کار ۱۶ کشور صنعتی و با استفاده از

^۱ Heteroskedasticity-Robust

^۲ Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Standard

^۳ Penalty Function

^۴ Trimming Parameter

^۵ Abramovitz (1986)

روند میانگین^۱ و ضریب همبستگی^۲ 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.

بارو و سالا - ای مارتین (۱۹۹۲) همگرایی سیگما و بتا را بین ۴۸ ایالت در آمریکا طی دوره‌ی زمانی ۱۸۸۰ تا ۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. نتیجه‌ی بررسی نشان داد که در بین 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 سالا - ای مارتین (۱۹۹۲) برای ۴۷ منطقه در ژاپن طی ۱۹۳۰ تا ۱۹۹۰ نیز این مطالعه را انجام دادند. نتیجه‌ی مطالعه نشان داد که ضریب همگرایی مطلق (غیر شرطی) برای تمام طول دوره ۰/۰۱۲ بود اما ضریب همگرایی شرطی ۰/۰۳۱ تخمین زده شد. از این رو، در مجموع همگرایی بین نواحی مختلف ژاپن در درآمد سرانه وجود دارد و این مناطق با سرعتی بیشتر از مناطق آمریکا در حال همگرایی هستند.

سامرز و هستن^۳ (۱۹۹۳) برای نمونه‌ای از ۱۱۸ کشور در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ به آزمون همگرایی مطلق این کشورها پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که کشورهای با درآمد سرانه بالاتر (توسعه‌یافته‌تر) سریع‌تر از کشورهای با درآمد سرانه پایین‌تر رشد کرده‌اند. از این رو فرضیه همگرایی مطلق در نمونه مورد نظر رد می‌شود.

چاودری^۴ (۲۰۰۵) با روش OLS به بررسی همگرایی در درآمد سرانه ۹ کشور ASEAN^۵ در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰ پرداخته است. 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 آسه آن وجود ندارد. همچنین، نبود همگرایی در بین این کشورها را دلیلی بر تأیید مدل‌های رشد درون‌زا دانسته‌اند.

^۱. Process Mean

^۲. Correlation Coefficient

^۳. Summers and Heston (1993)

^۴. Chowdhury (2005)

^۵. Association of Southeast Asian Nations

هیگینز، لوی و یانگ^۱ (۲۰۰۶) با استفاده از مشاهدات مقطعی ایالات آمریکا در دوره‌ی زمانی ۹۸-۱۹۷۰ به بررسی همگرایی بتا با روش حداقل مربعات معمولی^۲ OLS و حداقل مربعات غیر خطی NLS^۳ برای همگرایی بتا و آزمون مربوط به همگرایی سیگما پرداخته‌اند. نتایج، وجود همگرایی مطلق بتا و واگرایی سیگما، حتی درون هریک از ایالات به طور جداگانه- را تأیید می‌کند.

لویز (۲۰۰۸)^۴ همگرایی منطقه‌ای ۱۵ کشور اتحادیه اروپا را در دوره‌ی ۹۹-۱۹۸۲ با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی یا اثرات ثابت آزمون نمود و نتایج حاکی از رابطه‌ای منفی و معنادار میان سطوح درآمدی و نرخ‌های رشد بوده که نشان‌دهنده همگرایی است.

عدنان و همکاران^۵ (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین کشورهای آسیای شمالی شمالی و شرقی در سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۳ به آزمون همگرایی درآمدی مطلق (بتا و سیگما) و آزمون همگرایی درآمدی شرطی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر عدم پذیرش همگرایی مطلق است، اما همگرایی درآمد شرطی برای کشورهای آسیای شمالی و شرقی تأیید می‌شود.

لی و تام^۶ (۲۰۱۰) با استفاده از داده مدل همگرایی درآمدی کارلینو و ملیس (۱۹۹۳)^۷ و با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۲ در سرزمین اصلی چین، هنگ کنگ و ماکائو به آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که در بلندمدت درآمد این کشورها، هیچ گرایشی به دور شدن از متوسط درآمد گروه ندارد که در واقع دلالت بر همگرایی درآمدی بین این کشورها است.

تیماکوآ^۸ (۲۰۱۱) با استفاده از روش مدل سولو به بررسی همگرایی شرطی در ۸۶ کشور در طول دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ 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.

مانفورت و همکاران^۹ (۲۰۱۳) با استفاده از روش خوشه‌ای فیلیپس و سولو و داده‌های تولید سرانه کارگر به بررسی همگرایی بین کشورهای عضو اتحادیه اروپا در دوره‌ی ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج، شواهدی از نرخ رشد اقتصادی مختلف در اروپا را نشان می‌دهد، که واگرایی در اتحادیه

^۱. Higgins, Levy & Young (2006)

^۲. Ordinary Least Squares

^۳. Nonlinear Least Squares

^۴. Lopez (2008)

^۵. Adnan et al (2010)

^۶. Lie and Tam (2010)

^۷. Carlino and Mills (1993)

^۸. Timakova (2011)

^۹. Monfort et al (2013)

اروپا را تأیید می‌کند. در میان کشورهای عضو اتحادیه اروپا، دو کلوب همگرایی، تشکیل می‌شود که در واقع به کشورهای منطقه یورو همگرا نبودند.

آندرانو و همکاران^۱ (۲۰۱۳) در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۵۰ با استفاده از همگرایی نوع بتا به بررسی روند رشد اقتصادی در بین ۲۶ کشور منطقه MENA^۲ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که GDP سرانه کشورهای فقیر به سمت کشورهای غنی همگرا شده است.

کاپرال و همکاران^۳ (۲۰۱۵) با استفاده از روش غیر خطی فیلیس و سولو به بررسی همگرایی بین بازارهای سهام پنج کشور (آلمان، فرانسه، هلند، ایرلند و بریتانیا) اتحادیه اروپا و ایالات متحده در سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۳ پرداخته‌اند. تقسیم مقاطع به دو زیرگروه از جمله کشورهای منطقه یورو با بریتانیا و ایالات متحده به ترتیب، شواهدی از یک روند همگرایی و واگرایی را نشان می‌دهد.

تیان و همکاران^۴ (۲۰۱۶) با استفاده از همگرایی خوشه‌ای پیشنهاد شده توسط فیلیس و سولو به بررسی نابرابری درآمدی بین مناطق چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد در آن مناطق دو کلوب همگرایی شامل هفت استان شرقی ساحلی (شانگ‌های، تیانجین، جیانگسو، ژجیانگ، گوانگدونگ، شاندونگ، و فوجیان) و مغولستان داخلی، همگرا به سمت کلوب درآمد بالا و استان‌های باقیمانده همگرا به کلوب کم‌درآمد وجود دارد. همچنین نابرابری در کلوب‌ها با سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی و نرخ رشد جمعیت در ارتباط است.

۳-۲- مطالعات داخلی

افشاری (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان همگرایی در درآمد سرانه در استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو-سوان) طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۴ به بررسی همگرایی مطلق بین استان‌ها پرداخته است. در این مطالعه سرعت همگرایی بین مناطق ایران در طول دوره مورد بررسی ۱/۱۵۷ بوده است یعنی هر ساله ۰/۵۷ درصد از شکاف سرانه استانی کاسته می‌شود. همین‌طور نشان داده است که همگرایی نوع سیگما در استان‌ها تقریباً وجود ندارد و از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۴ پراکندگی

^۱. Andreano et al (2013)

^۲. Middle East and North Africa

^۳. Caporale et al (2015)

^۴. Tian et al (2016)

درآمدهای استانی رو به افزایش بوده به طوری که از ۰/۱ در سال ۱۳۷۰ به ۰/۲۴۳ در سال ۱۳۷۴ رسیده است.

آذربایجان (۱۳۸۳) همگرایی اقتصادی کشورهای حوزه‌ی دریای خزر و جمهوری قفقاز را بر اساس مدل همگرایی بتای شرطی بررسی کرده و سرعت همگرایی شرطی را ۰/۷۷ برآورد کرده است که بیانگر همگرایی درآمدی در این کشورها می‌باشد.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۴) به بررسی همگرایی منطقه‌ای در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۷۹ برای ۲۴ استان کشور پرداختند. در این پژوهش به دلیل وجود شباهت در رفتار دو متغیر از داده‌های مربوط به سپرده دیداری به جای محصول سرانه استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد، همگرایی بتا چه به صورت مطلق و چه به صورت شرطی برای سپرده‌های دیداری سرانه استان‌ها تأیید نمی‌شود. همچنین همگرایی سیگما نیز تأیید نمی‌شود.

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

یاوری (۱۳۸۷) همگرایی سطح رفاه استان‌ها بر اساس مصرف سرانه را در سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۸۵ بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، بر اساس بررسی وضعیت همگرایی بتا با روش رگرسیون غیر خطی و اقتصادسنجی فضایی، فرض وجود همگرایی مصرف سرانه بین استان‌ها پذیرفته می‌شود.

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

کریم زاده و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از سه روش آزمون همگرایی سیگما، آزمون تایل و آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی به بررسی وجود همگرایی یا واگرایی بین کشورهای D8^۱ طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۵ پرداختند. نتایج این سه روش همگی از واگرایی درآمدی بین کشورهای عضو این گروه حکایت دارد.

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

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در سال ۱۳۹۰ در استان‌های ایران پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق بیانگر آن است که بیشترین سطح رفاه سرانه، مربوط به استان‌های تهران، بوشهر و مرکزی و کمترین سطح رفاه مربوط به استان سیستان و بلوچستان می‌باشد. همچنین در اکثر استان‌های غیر برخوردار، رتبه مالیات سرانه و متوسط نرخ مالیاتی بالاتر از رتبه درآمد سرانه است.

۴- آمار توصیفی

۴-۱- روند مصرف واقعی سرانه

در این قسمت به بررسی روند متوسط مصرف واقعی خانوار پرداخته می‌شود. جدول ۱ میانگین متوسط مصرف هر خانوار (به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶) در طول سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳ را بین استان‌های کشور نشان می‌دهد. با توجه به این جدول بالاترین مصرف سرانه واقعی خانوار مربوط به استان تهران با ۴۴۴۹۱۴/۶۷ ریال متوسط مصرف خانوار است و پایین‌ترین آن مربوط به استان

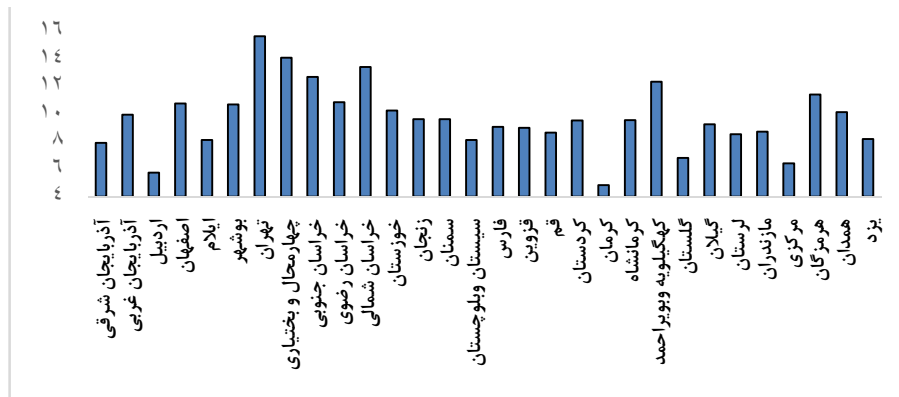
^۱. Eight Developing Islamic Countries

سیستان و بلوچستان با ۱۷۵۷۴۸/۲۴ ریال است. در مورد رشد مصرف سرانه واقعی در دوره‌ی مورد بررسی، می‌توان گفت که بالاترین نرخ رشد مصرف، ۱۵/۶۳۷ و ۱۴/۰۷۶ و ۱۳/۴۰۳ درصد است که به ترتیب شامل استان‌های تهران، چهارمحال و بختیاری و خراسان شمالی است و پایین‌ترین رشد مصرف با ۴/۸۴۲ و ۵/۷۲۸ درصد مربوط به استان کرمان و اردبیل است.

جدول ۱: میانگین مصرف واقعی سرانه (قیمت ثابت ۷۶)، رشد سرانه در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ (میلیون ریال)

استان‌ها	مصرف واقعی سرانه	رشد مصرف سرانه
آذربایجان شرقی	۲۲۶۳۹۷/۴۸	۷/۹۱
آذربایجان غربی	۲۴۱۴۲۵/۰۰	۹/۹۵
اردبیل	۲۴۸۰۴۰/۴۵	۵/۷۳
اصفهان	۲۵۵۳۴۷/۶۵	۱۰/۷۵
ایلام	۲۶۱۴۱۰/۵۱	۸/۱۱
بوشهر	۲۳۹۲۴۲/۸۲	۱۰/۷۰
تهران	۴۴۴۹۱۴/۶۴	۱۵/۶۴
چهارمحال و بختیاری	۲۴۵۴۹۸/۳۲	۱۴/۰۸
خراسان جنوبی	۲۴۱۷۰۴/۳۸	۱۲/۶۹
خراسان رضوی	۲۶۴۴۹۰/۵۴	۱۰/۸۶
خراسان شمالی	۲۳۹۵۹۳/۰۹	۱۳/۴۰
خوزستان	۲۵۲۷۸۶/۵۴	۱۰/۲۴
زنجان	۲۳۰۳۲۸/۴۳	۹/۶۱
سمنان	۱۹۳۵۲۰/۱۰	۹/۶۱
سیستان و بلوچستان	۱۷۵۷۴۸/۲۴	۸/۱۱
فارس	۲۷۰۹۰۱/۶۸	۹/۰۶
قزوین	۲۴۹۲۱۷/۳۸	۹/۰۰
قم	۱۸۸۱۲۵/۴۳	۸/۶۴
کردستان	۲۰۳۰۷۱/۱۰	۹/۵۳
کرمان	۲۰۴۷۳۹/۱۰	۴/۸۴
کرمانشاه	۲۳۵۴۱۷/۲۹	۹/۵۵
کهگیلویه و بویراحمد	۲۶۷۸۹۴/۵۸	۱۲/۳۳
گلستان	۲۰۴۵۸۵/۳۵	۶/۸۱
گیلان	۲۴۸۹۶۹/۷۴	۹/۲۶
لرستان	۲۳۵۴۰۴/۴۹	۸/۵۳
مازندران	۲۵۸۵۷۰/۷۰	۸/۷۰
مرکزی	۳۷۳۵۸۶/۴۴	۶/۴۰
هرمزگان	۲۷۵۸۲۸/۹۳	۱۱/۴۲
همدان	۱۹۹۰۳۵/۰۶	۱۰/۱۳
یزد	۱۹۲۴۸۹/۴۳	۸/۱۸

منبع: محاسبات آماری پژوهش



نمودار ۱: رشد مصرف سرانه (درصد) در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳

۵- روش پژوهش

۵-۱- نتایج تحلیل‌ها

۵-۱-۱- نتایج آزمون ریشه واحد

در این بخش برای بررسی آزمون ریشه واحد، از آزمون‌های لین، لوین و چو^۱، بریتونگک^۲، ایم، پسران و شین^۳، دیکی-فولر تعمیم یافته^۴، فیلیپس پرون^۵ و هادری^۶ استفاده شده است. آزمون‌ها، فرضیه صفر را وجود ریشه واحد در نظر می‌گیرند، در حالی که آزمون هادری فرضیه صفر را عدم وجود ریشه واحد در نظر می‌گیرد، اگر فرضیه صفر پذیرفته شود ریشه واحد وجود دارد و در غیر این صورت ریشه واحد وجود ندارد (غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰). نتایج پژوهش بیانگر این است که در آزمون‌های ریشه واحد (به غیر از آزمون هادری)، $prob > 0.05$ و فرض اول (وجود ریشه واحد) پذیرفته می‌شود که نشان می‌دهد همگرایی مطلق برقرار نیست. در حالت با عرض از مبدأ

^۱. Line, Levin & Chui (LLC)

^۲. Breitung

^۳. Im, Pesaran & Shin (IPS)

^۴. Augmented Dicky Fuller (ADF)

^۵. Phillips-Perron (PP)

^۶. Hadri

نیز $prob > 0.05$ است و فرض اول پذیرفته می‌شود یعنی ریشه واحد وجود دارد و همگرایی شرطی برقرار نیست. نتایج آزمون هادری با فرض آلترناتیو بیان شده است چون $prob < 0.05$ فرضیه صفر مدل هادری با در نظر گرفتن عرض از مبدأ رد می‌شود. بنابراین مطابق این آزمون، همگرایی شرطی برای مصرف سرانه استان‌ها برقرار نمی‌باشد. در این پژوهش، برای جلوگیری از طولانی شدن متن، جداول مربوط به نتایج ریشه واحد حذف شده‌اند.

۵-۱-۲- نتایج بررسی همگرایی باشگاهی استان‌های کشور

در این قسمت، به بررسی همگرایی باشگاهی مصرف سرانه پرداخته می‌شود. همان‌طور که قبلاً گفته شد، بررسی همگرایی باشگاهی چهار مرحله دارد: ۱) منظم کردن استان‌ها از کوچک به بزرگ بر اساس متوسط رشد اقتصادی دوره مورد بررسی. ۲) برآورد رابطه مربوط به همگرایی شرطی استخراج شده از الگوی سولو با استفاده از داده‌های مقطعی مرتب شده مربوط به استان‌ها. ۳) انجام آزمون شکست ساختاری چاو. ۴) انجام آزمون همگرایی برای هر کدام از باشگاه‌ها. برای بررسی آزمون همگرایی باشگاهی، مدل زیر بعد از مرتب کردن رشد متوسط مصرف سالانه سرانه استان‌ها از کوچک به بزرگ به شرح جدول ۲ و با استفاده از روش OLS مورد برآورد قرار گرفته است. در معادله (۱۲)، Gc برابر است با $Gc = \ln c_{i,T} - \ln c_{i,0}$ (لگاریتم مصرف سرانه در ابتدای دوره و لگاریتم مصرف سرانه در انتهای دوره) و $\ln cy79$ مصرف سرانه سال ۱۳۷۹ است و برای متغیرهای کنترل از ارزش افزوده ($\ln value79$) و سرمایه‌گذاری خصوصی ($\ln inv79$) استفاده شده است.

$$Gc = \alpha_0 + \alpha_1 \ln cy79 + \alpha_2 \ln value + \alpha_3 \ln inv79 \quad (12)$$

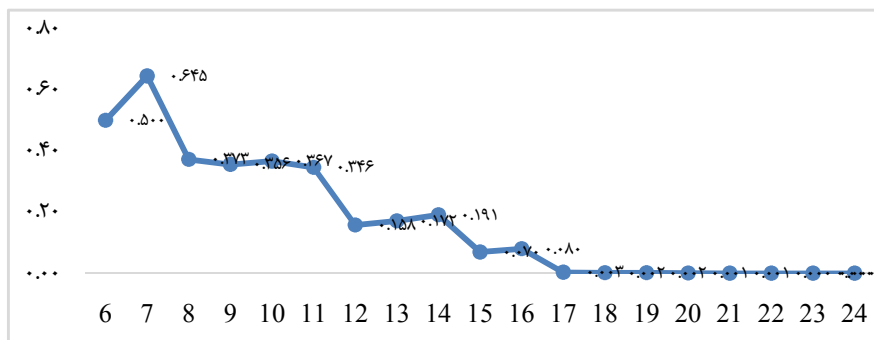
برای به کار بردن این روش، اگر معادله (۱۲) بدون لحاظ متغیرهای شرطی (کنترل) برآورد شود و ضریب α_1 برآورد شده بین صفر و منفی یک ($-1 < \alpha_1 < 0$) باشد، فرضیه همگرایی مطلق α_1 برقرار می‌باشد؛ اما اگر متغیرهای شرطی (کنترل) وارد مدل شوند و ضریب α_1 برآورد شده بین صفر و منفی یک باشد، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی α_1 برقرار است. بر اساس جدول ۲ مشاهده می‌شود که چون α_1 ضریب $\ln cy79$ (با وارد شدن متغیرهای کنترل) بین صفر و منفی یک قرار دارد پس همگرایی شرطی برای مصرف سرانه بین استان‌ها برقرار است.

جدول ۲: بررسی آزمون همگرایی شرطی سرانه متوسط مصرف خانوار با استفاده از روش مقطعی (متغیر وابسته GC)

	Coefficient	Prob
C	۴/۲۴۸	۰/۲۰۷۱
Lnvalue	۰/۰۰۷۱	۰/۸۸۵۱
Lninv79	۰/۲۳۳۸	۰/۰۱۲۱
Lncy79	-۰/۶۰۰۷	۰/۰۳۱۸
R ²		۰/۲۹۹۷

منبع: محاسبات آماری پژوهش

بعد از تخمین مدل مناسب برای بدست آوردن گروه‌های مختلف مصرفی، طبق مطالعات انجام شده‌ی دورلا ف و جانسون (۱۹۹۲، ۱۹۹۵) برای شناسایی گروه‌هایی که در همگرایی باشگاهی بررسی می‌شوند باید از شکست ساختاری چاو استفاده کرد. فرضیه صفر در این آزمون، برابری پارامترها برای تمامی اقتصادها می‌باشد و اگر فرضیه صفر رد شود یعنی شکست ساختاری روی دهد می‌توان نتیجه گرفت که اقتصادهای قبل از شکست یا بین دو شکست تشکیل یک گروه می‌دهند.



نمودار ۲: نتایج شکست ساختاری متوسط مصرف سرانه

بر اساس نمودار ۲ در هیچکدام از مشاهدات شکست ساختاری اتفاق نمی‌افتد. به عبارت دیگر، کل استان‌ها را می‌توان در یک گروه استانی دسته‌بندی کرد. بعد از به دست آوردن گروه‌های مختلف استانی، برای بررسی همگرایی باشگاهی می‌توان همگرایی شرطی و مطلق را در هر یک از گروه‌های مصرفی مورد بررسی قرار داد اما در اینجا چون یک گروه تشکیل می‌گردد، نتایج همانند نتایج آزمون ریشه واحد است.

۵-۱-۳- بررسی نتایج همگرایی مصرف سرانه در استان‌های ایران با تحلیل خوشه‌ای

در این قسمت پژوهش، با استفاده از رویکرد نسبتاً جدید فیلیپس و سول (۲۰۰۷) یعنی الگوریتم خوشه‌ای، همگرایی مصرف بین استان‌های ایران بررسی می‌شود. اولین مزیت این روش نسبت به سایر روش‌ها این است که آزمون همگرایی نسبی (بر اساس متوسط مقاطع) برخلاف همگرایی در سطح برنارد و دورلاف^۱ را ارائه می‌دهد. دوم اینکه از آنجا که آزمون ریشه واحد ممکن است، سری‌های تدریجی همگرا را نایستا در نظر بگیرد، در این رویکرد این مسئله از طریق در نظر گرفتن اختلاف مصرف 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 نایستایی متغیرها به عنوان اصل در نظر گرفته می‌شود. برای انجام این روش، از داده‌های مصرف سرانه برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳ استفاده شده است. مشکل اصلی این مدل چگونگی پیدا کردن هسته‌ی گروه همگرایی است، که فیلیپس و سول (۲۰۰۷) یک روش چهار مرحله‌ای را پیشنهاد کردند.

۵-۱-۴- الف- الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین همگرایی باشگاهی

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

گام اول: رتبه‌بندی مقاطع با توجه به مشاهده‌ی نهایی

همگرایی در داخل باشگاه‌ها، زمانی که $T \rightarrow \infty$ می‌رود، معمولاً در مشاهدات پایانی مشخص است. ابتدا، مقاطع باید بر اساس روند نزولی مرتب شوند. در مواردی که فرار بودن X_{it} معنی‌دار

است رتبه‌بندی باید بر اساس $\frac{1}{p}$ یا $\frac{1}{q}$ میانگین دوره زمانی پایانی صورت گیرد.

گام دوم: تشکیل هسته‌ی گروه k^*

با انتخاب اولین واحدهای k ($2 \leq k < N$) رگرسیون $\log t$ برازش می‌شود. اگر $t_{\hat{\beta}}$ برای این مقادیر k بزرگ‌تر از $1/65$ باشد، واحدهای دیگر یک به یک افزوده می‌شود و به همین ترتیب، مقدار $t_{\hat{\beta}}$ محاسبه می‌شود. این روند تا زمانی که $t_{\hat{\beta}}$ روند افزایشی به خود می‌گیرد و بزرگ‌تر از مقدار $1/65$ (سطح معنی‌داری ۰/۰۵) می‌رسد ادامه داده می‌شود. پس از به دست آوردن مقادیر کوچک‌تر $t_{\hat{\beta}}$ نتیجه می‌شود که هسته‌ی گروه $k^*=k-1$ عضو تشکیل شده است. اگر $t_{\hat{\beta}} > 1/65$

^۱. Bernard and Durlauf

برای دو واحد اول برقرار نباشد، اولین استان را جدا کرده و رگرسیون $\log t$ برای استان دوم و سوم برازش می‌شود. این روند تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\beta} > -1/65$ ادامه داده می‌شود و به همین ترتیب، اگر هیچ کدام از استان‌ها در داخل نمونه، شرط بالایی را دارا نباشند؛ نتیجه می‌شود که هیچ گونه همگرایی در باشگاه‌ها یا گروه‌های مورد نظر وجود ندارد.

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای اعضای جدید مجموعه

بعد از شناسایی هسته‌ی گروه باشگاه، آزمون، برای واحدهای بعدی انجام می‌شود. در ادامه یکی از واحدهای باقی‌مانده را به اعضای k^* هسته گروه اضافه کرده و رگرسیون $\log t$ برازش می‌شود. این کار، برای تمامی واحدهای خارج از هسته گروه ادامه می‌یابد. واحدهای با $t_{\beta} > c$ یک مقدار بحرانی است) انتخاب و به هسته گروه اصلی اضافه می‌شوند. سپس، آزمون $\log t$ برای کل گروه اجرا می‌شود. اگر $t_{\beta} > -1/65$ باشد نتیجه، این است که گروه همگرا است. از سوی دیگر، سایر واحدهای جدا شده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و همین روند بالا، برای آن‌ها نیز تکرار می‌شود و بر اساس آن در مورد همگرایی در آن‌ها نتیجه می‌شود. اگر هیچ مقداری به غیر از گروه اصلی مقدار $t_{\beta} > -1/65$ را نتیجه نداد، آن‌گاه، مجموعه‌ی همگرا فقط شامل هسته‌ی گروه است.

گام چهارم: قاعده‌ی توقف و بازگشتی

گروه دوم از تمام واحدهای خارج از کلوب^۱ اول تشکیل می‌شود (به عبارتی دیگر واحدهای با مقادیر $t_{\beta} < c$). آزمون $\log t$ برای کل گروه اجرا می‌شود اگر $t_{\beta} > -1/65$ بود، به ترتیب بالا نتیجه‌ی مورد نظر استنباط می‌شود. در غیر این صورت، گام‌های ۱ تا ۳ برای این گروه جهت بررسی وجود یا عدم وجود زیرگروه‌ها انجام می‌شود. اگر هیچ k ای در گام دوم با مقدار $t_{\beta} > -1/65$ وجود نداشت، نتیجه این است که مقادیر باقی‌مانده واگرا هستند.

جدول ۳ تحلیل خوشه‌ای استان‌ها با متغیر وابسته سرانه متوسط مصرف یک خانوار با قیمت پایه ۷۶ را نشان می‌دهد. بعد از مرتب کردن استان‌ها از بالا به پایین، استان تهران با بالاترین سرانه متوسط مصرف یک خانوار به عنوان Base یا پایه انتخاب می‌شود و با دومین استان محاسبات انجام

^۱. Club

می‌شود و چون t_b محاسباتی، کوچک‌تر از $1/65$ - است پس استان تهران حذف و استان چهارمحال و بختیاری پایه می‌شود و با اضافه کردن استان هرمزگان، t_b بزرگ‌تر از $1/65$ - است، پس هسته‌ی اصلی تشکیل می‌گردد. استان‌های دیگر، تک تک به هسته اضافه می‌شوند و در این میان تنها با اضافه کردن استان کهگیلویه و بویر احمد، t_b بزرگ‌تر از $1/65$ - و مثبت است پس نتیجه می‌شود در مرحله‌ی اول، بین سه استان (چهارمحال و بختیاری، هرمزگان و کهگیلویه و بویر احمد) همگرایی وجود دارد. در مرحله‌ی دوم؛ بین استان‌هایی که ضریب آن‌ها منفی شده است آزمون مجدداً تکرار می‌شود که در این مرحله، استان اصفهان به عنوان Base انتخاب می‌شود، خوزستان اضافه می‌گردد t_b ، کوچک‌تر از $1/65$ - است پس خوزستان به عنوان Base انتخاب می‌شود. این روند تکرار می‌گردد تا زمانی که t_b محاسباتی، بزرگ‌تر از $1/65$ - شود. هسته‌ی گروه با Base شدن مازندران و اضافه کردن کرمانشاه تشکیل می‌گردد. سپس استان‌های دیگر، تک تک به هسته اضافه می‌شوند آن‌هایی که t_b ، بزرگ‌تر از $1/65$ - داشته باشند، به هسته اضافه می‌شوند و بقیه حذف می‌گردند. مشاهده می‌شود که بین استان‌های ایران از لحاظ سرانه متوسط مصرف خانوار دوگروه همگرایی (چهارمحال و بختیاری، هرمزگان و کهگیلویه و بویر احمد) و (کرمانشاه، آذربایجان غربی، خراسان جنوبی، قزوین، آذربایجان شرقی، ایلام، کردستان، زنجان و مازندران) تشکیل می‌شود. (S_1) ضریب گروه اصلی اول، (S_2) ضریب گروه اصلی دوم؛ (S_1^c) ضریب استان‌های باقی‌مانده با t_b محاسباتی، کوچک‌تر از $1/65$ - در گام اول و (S_2^c) ضریب استان‌های باقی‌مانده با t_b محاسباتی، کوچک‌تر از $1/65$ - در گام دوم می‌باشد.

جدول ۳: نتایج مراحل انجام تحلیل خوشه‌ای متوسط مصرف سرانه واقعی در کل کشور

Name	t-value		Name	t-value		Club	Log T
	Step1	Step2		Step1	Step2		
تهران	Base						$S_1 \cdot 10 =$
چهارمحال و بختیاری	Base	-۴/۶۳	Core				$S_1^2 - 0/31 =$
هرمزگان		۱/۰۰	Core				$S_2 \cdot 2/25 =$
کهگیلویه و بویراحمد							$S_2^2 - 8/15 =$
اصفهان		-۰/۵۵		اصفهان	Base		
خوزستان		-۰/۶۳		خوزستان	Base	-۱/۶۴	
گیلان		-۱/۳۶		گیلان	Base	-۲/۴۶	
فارس		-۲/۰۰		فارس	Base	-۱/۴۴	
بوشهر		-۲/۵۵		بوشهر	Base	-۱/۳۶	
مازندران		-۱/۶۴		مازندران	Base	-۰/۸۲	Core S ₂
کرمانشاه		-۰/۴۹		کرمانشاه		۰/۵۴	Core S ₂
خراسان رضوی		-۱/۶۰		خراسان رضوی		-۰/۲۷	
آذربایجان غربی		-۱/۱۷		آذربایجان غربی		۰/۲۰	S ₂
خراسان جنوبی		-۰/۹۵		خراسان جنوبی		۱/۵۲	S ₂
قزوین		-۱/۶۰		قزوین		۱/۷۸	S ₂
آذربایجان شرقی		-۱/۶۷		آذربایجان شرقی		۱/۴۴	S ₂
لرستان		-۱/۰۵		لرستان		-۰/۱۶	
ایلام		-۲/۴۷	S	ایلام		۰/۳۹	S ₂
کردستان		-۲/۱۶		کردستان		-۰/۳۲	
مرکزی		-۰/۷۷		مرکزی		-۰/۸۱	
خراسان شمالی		-۰/۷۴		خراسان شمالی		۰/۲۵	S ₂
زنجان		-۱/۰۶		زنجان		-۱/۵۶	
اردبیل		-۱/۲۵		اردبیل		-۱/۵۷	
یزد		-۳/۶۸		یزد		-۱/۸۳	
همدان		-۲/۲۹		همدان		-۱/۶۵	
گلستان		-۲/۱۰		گلستان		-۱/۶۰	
سمنان		-۲/۴۳		سمنان		-۱/۶۰	
سیستان و بلوچستان		-۵/۵۸		سیستان و بلوچستان		-۲/۲۲	
قم		-۳/۲۶		قم		-۱/۹۴	
کرمان		-۲/۸۰		کرمان		-۱/۵۶	

منبع: محاسبات آماری پژوهش

۵-۱-۵- بررسی همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری مصرف سرانه

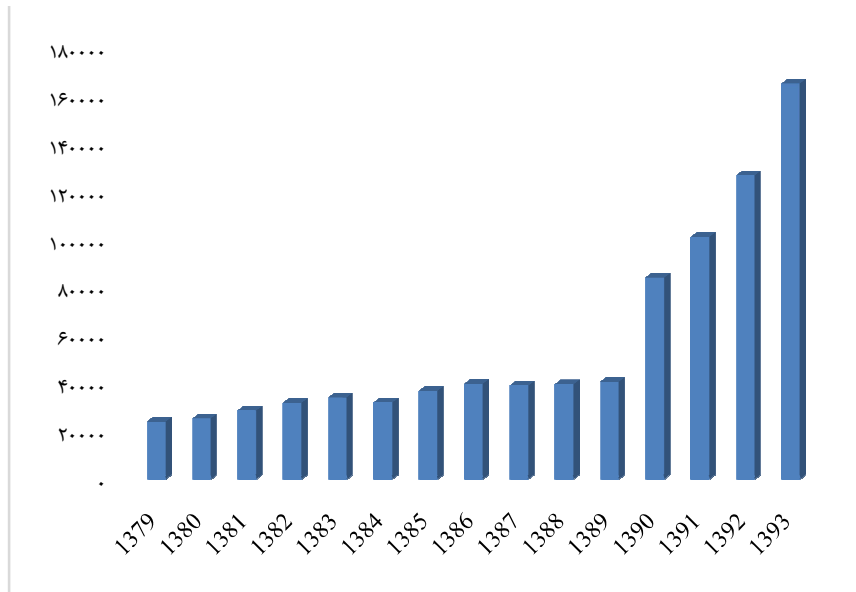
یکی دیگر از حالت‌های بررسی همگرایی مصرف سرانه، همگرایی سیگما است که در آن همگرایی با استفاده از کاهش پراکندگی مصرف سرانه واقعی استان‌ها در طول زمان و با استفاده از

شاخص‌های نابرابری تایل ننگار مورد آزمون قرار می‌گیرد. در جدول ۴ مقادیر همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری، برای مصرف سرانه نشان داده شده است. شاخص تایل از دو فرمول $L = \sum_{i=1}^n p_i \ln \left(\frac{p_i}{C_i} \right)$ و $T = \sum_{i=1}^n C_i \ln \left(\frac{C_i}{p_i} \right)$ (که در این معادلات، C_i برابر سهم منطقه (استان) i از کل جمعیت منطقه‌های موجود در کشور می‌باشد)، به دست می‌آید و کمترین مقدار آن صفر است که نشانه‌ی توزیع کامل درآمد است و بیشترین مقدار آن $(\ln n)$ می‌باشد که به معنای تمرکز کامل درآمد در یک منطقه است. پس در این جا باید شاخص‌های تایل بین صفر و $3/4$ باشند که نتایج نشان می‌دهد همه‌ی اعداد شاخص تایل در این محدوده قرار گرفته‌اند. مقدار صفر بیانگر درآمد کاملاً برابر است و با افزایش T ، L سطح نابرابری نیز افزایش می‌یابد. در جدول ۴ همگرایی سیگما (پراکندگی متوسط مصرف سرانه خانوار، شاخص تایل T ، L) در طول سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳، نمایش داده شده است.

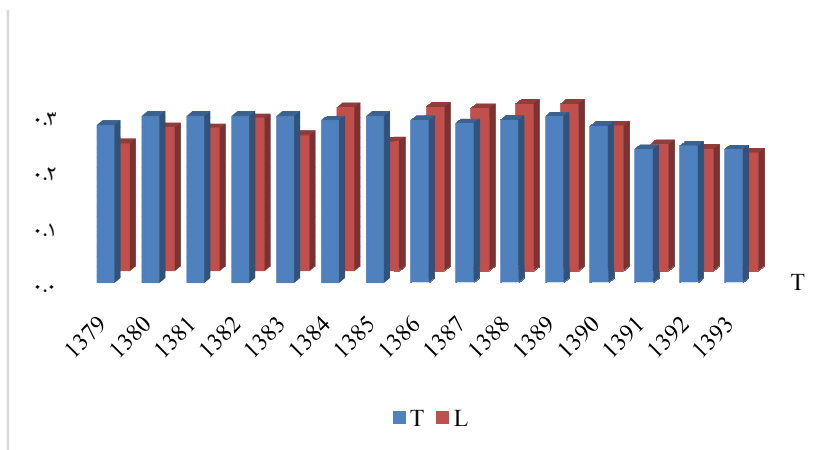
جدول ۴: بررسی همگرایی سیگما پراکندگی متوسط مصرف سرانه یک خانوار (سال پایه ۷۶)

سال	پراکندگی	شاخص تایل ننگار T	شاخص تایل ننگار L
۱۳۷۹	۲۴۰۴۷/۷۹	۲۸۳۸/۰	۲۲۹۹/۰
۱۳۸۰	۲۵۳۶۸/۷۴	۳۱۸۸/۰	۲۵۸۸/۰
۱۳۸۱	۲۸۷۲۳/۱۴	۳۱۹۹/۰	۲۵۷۲/۰
۱۳۸۲	۳۱۹۲۶/۹۶	۳۳۶۰/۰	۲۷۴۹/۰
۱۳۸۳	۳۴۱۳۷/۰۳	۳۵۲۱/۰	۲۴۴۸/۰
۱۳۸۴	۳۲۰۹۵/۹۵	۲۹۲۰/۰	۲۹۴۶/۰
۱۳۸۵	۳۶۹۶۸/۰۷	۳۳۹۸/۰	۲۳۲۷/۰
۱۳۸۶	۳۹۸۳۳/۷۵	۲۹۱۲/۰	۲۹۴۲/۰
۱۳۸۷	۳۹۱۷۷/۴۴	۲۸۵۸/۰	۲۹۲۱/۰
۱۳۸۸	۳۹۷۱۲/۱۲	۲۹۱۹/۰	۳۰۷۵/۰
۱۳۸۹	۴۰۶۴۴/۱۳	۲۹۸۳/۰	۳۱۹۷/۰
۱۳۹۰	۸۴۲۴۸/۶	۲۸۰۶/۰	۲۶۰۷/۰
۱۳۹۱	۱۰۱۲۵۸/۱	۲۳۹۳/۰	۲۲۷۱/۰
۱۳۹۲	۱۲۶۹۰۵/۹	۲۴۵۳/۰	۲۱۹۰/۰
۱۳۹۳	۱۶۵۲۲۰/۵	۰/۲۳۸۷	۰/۲۱۲۴

منبع: محاسبات آماری پژوهش



نمودار ۳: پراکندگی مصرف متوسط خانوار ۱۳۷۹-۱۳۹۳



نمودار ۴: شاخص تایل نگار T, L در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳

با توجه به جدول ۴ و نمودارهای ۳ و ۴ مشاهده می‌شود که پراکندگی مصرف سرانه به طور کلی در طول سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳ روند افزایشی داشته است. پراکندگی در سال ۱۳۷۹ تقریباً $24.47/79$ بوده و در سال ۱۳۹۳ برابر $165220/5$ بوده است. روند شاخص تایل L,T (به قیمت پایه ۷۶) در طول سال‌های مورد مطالعه نوساناتی داشته است و طبق نمودار ۴ شاخص تایل T بالاترین در سال ۱۳۸۳ و ۱۳۸۵ و پایین‌ترین در سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۳ بوده است. اما شاخص L در سال ۱۳۹۳ پایین‌ترین حالت خود را داشته است و در سال ۱۳۸۹ و ۱۳۸۸ بیشترین پراکندگی وجود داشته است.

۶- نتیجه‌گیری

در این پژوهش، برای بررسی فرضیه همگرایی مصرف سرانه خانوار، در استان‌های ایران از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره‌ی تایل و مکانیسم جدید مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل همگرایی اقتصادی یعنی تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که بین استان‌های کشور همگرایی مطلق و شرطی برقرار نیست. روش باشگاهی نیز عدم برقراری همگرایی شرطی را تأیید می‌کند. بررسی این فرض با توجه به روش خوشه‌ای نشان داد که چون در محاسبات انجام شده $t_b < -1/65$ است همگرایی مصرف سرانه خانوار بین استان‌های ایران وجود ندارد. نتایج، با استفاده از اعمال تمام روش‌ها، واگرایی از نظر مصرف سرانه خانوار، در استان‌های ایران را تأیید می‌کند. به طور کلی، نتایج، شواهدی از نرخ متفاوت رشد مصرف متوسط خانوار در استان‌های ایران را نشان می‌دهد. البته لازم به تذکر است که در کل کشور بین استان‌های (چهارمحال و بختیاری، هرمزگان و کهگیلویه و بویر احمد) و (کرمانشاه، آذربایجان غربی، خراسان جنوبی، قزوین، آذربایجان شرقی، ایلام، کردستان، زنجان و مازندران) همگرایی برقرار است.

منابع و مأخذ

الف) منابع و مأخذ فارسی

۱. آذربایجانی، کریم (۱۳۸۱). "جهانی‌شدن، همگرایی اقتصادی-منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز". مجلات تحقیقات اقتصادی ۶۱: ۱۶۹-۱۴۹.
۲. افشاری، زهرا (۱۳۷۸). "بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه‌ی سولو و سوان)". پژوهشنامه بازرگانی ۱۳: ۱۸-۱.
۳. اکبری، نعمت‌الله و مویدفر، رزیتا (۱۳۸۳). "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)". پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار ۱۳: ۱۴-۱.
۴. شهیکی تاش، محمد نبی. یغفوری، حسین. و درویشی، باقر (۱۳۹۴). "بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران (مطالعه مقایسه‌ای رفاه مبتنی بر دیدگاه هاروی و اسمیت)". برنامه‌ریزی منطقه‌ای ۵(۱۷): ۳۰-۱۵.
۵. علمی، زهرا. و رنجبر، امید (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل نا پارامتریک". تحقیقات اقتصادی ۱(۴۹): ۲۱۰-۱۸۹.
۶. غلامی حیدریانی، لیلا (۱۳۹۱). بررسی همگرایی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷، پایان‌نامه گروه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز.
۷. فروغی‌پور، الهام (۱۳۸۵). "بررسی سیگما و همگرایی بتا در میان کشورهای عضو اوپک". فصلنامه تحقیقات تجاری ۲۵: ۳۹-۱.
۸. کریم‌زاده سعید. آذربایجانی، کریم. و جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای دی هشت". فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی ۳(۱۰): ۷۲-۵۹.
۹. سالنامه آماری مرکز آمار ایران (۱۳۹۵).
۱۰. یاور، آرش (۱۳۸۷). بررسی روند همگرایی سطح رفاه استان‌های کشور بر اساس مصرف سرانه، پایان‌نامه شهید چمران اهواز.

ب) منابع و مأخذ لاتین

1. Abramovitz, M. (1986). "Catching up, Forging ahead and Falling behind". Journal of Economic History 46(2): 385-406.
2. Haider, A. Shahzad, H. & Wajid, A. (2010). "Income Convergence Hypothesis: Regional Comparison of Selected East and South Asian Economies". MPRA Paper NO 23739. University Library of Munich, Germany.

3. Andreano, Simona. Lucio, Laureti. & Paolo, Postiglione (2013). "Economic Growth in MENA Countries: Is there Convergence of Per-Capita GDPs?". Journal of Policy Modeling 4(35): 669–683.
4. Barro, Robert. & Sala-I-Martin, Xavier (1991). "Convergence across States and Region". Brookings Papers on Economic Activity 1(1): 107-182.
5. Barro, Robert. & Sala-I-Martin, Xavier (1992). "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison". Journal of the Japanese and International Economies, Elsevier 6(4): 312-346.
6. Ben-david, Dan. & Loewy, Michael (1997). "Free Trade, Growth, and Convergence". Journal of Economic Growth 3(2): 143-170.
7. Bernard, Andrew & Durlauf, Steven (1995). "Convergence in International Output". Journal of Applied Econometrics 10(2): 97–108.
8. Beyaert, Arielle. & José, García-Solanes (2014). "Output Gap and Non-Linear Economic Convergence". Journal of Policy Modeling 36(1): 121–135.
9. Caporale, Guglielmo. Erdogan, Burcu. & Kuzin, Vladimir (2015). "Testing for Convergence in Stock Markets: A Non-linear Factor Approach". Empirica 42(3): 481-498.
10. Chenery, Hollis (1960). "Patterns of Industrial Growth". American Economic Review 50(4): 624-654.
11. Carlino, Gerland. & Mills, Leonard (1993). "Are US Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis". Journal of Monetary Economics 32: 335–346.
12. Choe, Jongmook (2001). "An Impact of Economic Integration Trough Trade: on Business Cycles for 10 East Asian Countries". Journal of Asian Economics 12(4): 569-586.
13. Chowdhury, Khorshed (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): 49-68.
14. Dobson, Stephen. & Ramlogan, Carlyn (2002). "Convergence and Divergence in Latin America". Applied Economics. Taylor and Francis Journals: 465-486.
15. Durlauf, S. & Johnson, P. (1992). "Local versus Global Convergence across National Economies". Working Paper no. 3996.
16. Durlauf, S. & Johnson, P. (1995). "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour". Journal of Applied Econometrics 10(4): 365-384.
17. Evans, Paul. & Georgios. Karras (1996). "Convergence Revisited". Journal of Monetary Economics 37: 249-265.

18. Gustafsson, Björn. & Shi, Li (1995). "Income Inequality within and across Counties in Rural China 1988 and 1995". Journal of Development Economics 69(1): 179-204.
19. Higgins, Matthew. Levy, Daniel. & Young, Andrew (2006). "Growth and Convergence Across the United States: Evidence from Country- level Data". Review of Economics and Statistics 88: 671-725.
20. Monfort, Mercedes. Cuestas, Carlos. & Ordóñez, Javier (2013). "Real Convergence in Europe: A Cluster Analysis". Economic Modelling 33: 689-694.
21. Lei, Chun Kwok. & Tam, Pui Sun (2010). "A Panel Data Approach to the Income Convergence among Main Land China Hong Kong and Macao". Journal of the Asia Pacific Economy 15: 420-435.
22. Lopez, Jesus (2008). *Regional Convergence in the European Union: Results from a Panel Data Model*, Harvard University and University of A Coruña.
23. Paldam, Martin (2007). "Does Development Aid Help Poor Countries Converge to our Standard of Living?". National økonomisk Tidsskrift 145: 188-214.
24. Park, Donghyun (2003). "An Empirical Examination of Income Convergence in the Asia Pacific Region". Journal of Asian Economics 14: 497-502.
25. Phillips, Peter. & Sul, Donggyu (2007). "Transition Modeling and Econometric Convergence Tests". Journal of Applied Econometrics 75: 1771-1855.
26. Phillips, Peter. & Sul, Donggyu (2009). "Economic Transition and Growth". Journal of Applied Econometrics 24: 1153-1185.
27. Rosser, Andrew (2003). "Coalitions, Convergence and Corporate Governance Reform in Indonesia". Third World Quarterly 2(24): 319-337.
28. Sakamoto, Hiroshi & Islam, Nazrul (2008). "Convergence across Chinese Provinces: An Analysis using Markov Transition Matrix". China Economic Review 19: 66-79.
29. Seya, Hajime. Tsutsumi. Morito. & Yamagata, Yoshiki (2012). "Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach". Frontiers in Spatial Econometrics Modelling 29: 60-71.
30. Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". Quarterly Journal of Economics 70: 65-94.

31. Summers, Robert & Heston, Alan (1993). "Measuring Final Product Services for International Comparisons". University of Chicago Press: 493-516.
32. Swan, Trevor (1956). "Economic Growth and Capital Accumulation". The Economic Record 32(2): 334-361.
33. Tian, Xu. Zhang, Xiaoheng. Zhou, Yingheng. & Yu, Xiaohua (2016). "Regional Income Inequality in China Revisited: A Perspective from Club Convergence". Economic Modelling 56: 50-58.
34. Timakova, M. V. (2011). *Conditional Convergence and the Solow Model: An Empirical Study*, Rotterdam School of Economics, Department of Economics.
35. Wei, Chao. (2004). *Economic Growth and Convergence Across Canada*, M. A. (Economic) Thesis, Simon Fraser University