

بررسی همگرایی درآمدی و رفاه بین استان های ایران با استفاده از روش خوشه ای

فریبا سلامی^۱
علی فقه مجیدی^۲
احمد محمدی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۶/۹

چکیده

در این پژوهش، فرضیه همگرایی درآمد و مصرف سرانه میان استان های ایران با استفاده از تحلیل خوشه ای در دوره زمانی ۹۳-۱۳۷۹ مطالعه شده و برای تجزیه و تحلیل بهتر این موضوع، در گام اول با استفاده از روش تاکسونومی، استان های کشور به سه دسته استان های توسعه نیافته (۵ استان)، در حال توسعه (۱۳ استان) و توسعه یافته (۱۳ استان) تقسیم گردیده و سپس امکان شکل گیری خوشه های همگرا از منظر درآمد و مصرف سرانه در هر گروه با استفاده از تحلیل خوشه ای مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده نشان می دهد در استان های توسعه یافته، برای درآمد سرانه دو خوشه همگرا (هر خوشه شامل فقط دو استان) مشاهده می گردد و در بررسی وضعیت همگرایی استان های مذکور از منظر مصرف سرانه نیز دو خوشه (هر خوشه شامل دو استان) شناسایی، و در استان های در حال توسعه نیز از منظر درآمد سرانه، دو خوشه (یک خوشه شامل ۸ استان و خوشه دیگر شامل دو استان) و از منظر مصرف سرانه نیز دو خوشه (هر خوشه شامل سه استان) مشاهده می گردد. در استان های توسعه نیافته نیز خوشه همگرا مشاهده نمی شود. بنابراین، به طور کلی می توان گفت: نتایج از واگرایی درآمد و مصرف سرانه میان تمام استان های توسعه نیافته و اکثر استان های توسعه یافته حکایت دارد و فقط در استان های در حال توسعه، نشانه هایی از همگرایی درآمد سرانه در بلندمدت مشاهده می گردد.

واژگان کلیدی: همگرایی، تحلیل خوشه ای، استان ها، ایران

طبقه بندی JEL: R11, O40, C33, C32

faribasalami@gmail.com

۱. دانش آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه کردستان

۲. استادیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول)

a.f.majidi@gmail.com

۳. استادیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان ah.mohammadi@uok.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از اهداف توسعه اقتصادی در ایران، تخصیص منابع و فعالیت‌ها بر مبنای توانایی‌ها و فعالیت‌های خاص هر منطقه و کاهش شکاف درآمدی و رفاهی بین مناطق مختلف است. ایجاد توازن منطقه‌ای از اهداف اساسی برنامه توسعه پنجم بوده، و این موضوع در تدوین برنامه ششم توسعه نیز مدنظر قرار گرفته، و ماده ۱۸۰ قانون برنامه پنجم توسعه - در راستای ماده ۴۸ قانون اساسی کشور- بر ایجاد عدالت فضایی از طریق درآمدها و تسریع فرایند توسعه ملی تأکید دارد و حرکت در جهت تعادل بخشی در شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی، زیربنایی و امنیتی را در سطح شهرستان‌های کشور مدنظر قرار داده است.

تأکید سیاست‌گذاران بر توسعه متوازن در بین استان‌های کشور، در حالی است که تفاوت‌ها و عدم تعادل‌های منطقه‌ای و فضایی مشهودی بین استان‌های مختلف کشور دیده می‌شود و این موضوع، به تفاوت‌های درآمدی و رفاهی (مصرف سرانه) آشکار میان استان‌های کشور دامن زده و این سؤال مطرح می‌گردد که چه وضعیتی را می‌توان در بلندمدت برای استان‌های کشور متصور بود؟ به عبارتی دیگر، با فرض حفظ ساختارهای اقتصادی موجود استان‌های کشور، شکاف‌های درآمدی و رفاهی موجود میان استان‌ها در بلندمدت حذف و یا تشدید می‌گردد؟ پاسخ به این سؤال اهمیت بسیار زیادی از منظر سیاست‌گذاری دارد و سیاست‌گذاران را در برنامه ریزی برای حذف عدم تعادل‌های موجود کمک خواهد نمود.

پژوهش حاضر، به این سؤال پرداخته است و به طور مشخص به دنبال آزمون همگرایی درآمدی و رفاهی استان‌های کشور می‌باشد. برای بررسی همگرایی درآمدی استان‌ها، از معیار درآمد سرانه هر استان و به همین ترتیب، برای بررسی همگرایی رفاهی استان‌ها نیز معیار مصرف سرانه هر استان به کار رفته، به علاوه، در این پژوهش از رویکرد جدیدی تحت عنوان تحلیل خوشه‌ای برای مطالعه پدیده همگرایی درآمد و مصرف سرانه بین استان‌های کشور استفاده شده است. از جمله مزیت‌های این روش، آن است که در آن، به راحتی می‌توان امکان همگرایی درآمد و مصرف میان کل استان‌های کشور و یا هر زیر مجموعه‌ای از این استان‌ها را مورد بررسی قرار داد. به عبارتی دیگر، اگرچه امکان دارد که کل استان‌های کشور همگرا نباشند، اما امکان همگرا شدن دسته‌ها و یا خوشه‌های خاصی از این استان‌ها قابل تصور می‌باشد. بنابراین، استفاده از این تکنیک، اطلاعات بهتری از چشم انداز درآمدی و رفاهی استان‌ها در اختیار محققان و سیاست‌گذاران قرار داده و آنها را در برنامه ریزی جهت حصول به اهداف مورد نظر کمک خواهد نمود.

علاوه بر این، در پژوهش حاضر بر خلاف مطالعاتی که تاکنون در داخل کشور انجام شده، و در آن همگرایی میان کل استان‌های کشور مورد بررسی قرار گرفته است (علمی و رنجبر، ۱۳۹۲؛ غلامی،

۱۳۹۱؛ اکبری و مؤید فر، ۱۳۸۳ و افشاری، ۱۳۸۷)، در گام اول استان های کشور به سه دسته استان های توسعه نیافته، در حال توسعه و توسعه یافته تقسیم شده و سپس امکان همگرایی میان هر دسته به صورت مجزا مورد بررسی قرار گرفته و خوشه های همگرا در هر گروه شناسایی می گردد. این رویکرد، اطلاعات بهتری از وضعیت همگرایی استان های کشور را روشن می نماید؛ چرا که از منظر سیاست گذاری، برخی اوقات مهم آن است که آیا به عنوان مثال، استان های کمتر توسعه یافته و یا توسعه یافته، به یک سمت مشخص در حال حرکت هستند و یا اینکه در درون خود این استان ها نیز واگرایی وجود دارد. بنابراین، انتظار می رود که به طور کلی رویکرد به کار گرفته شده در این پژوهش، زوایای جدیدی از مسأله همگرایی در استان های کشور را روشن نماید. موارد ذکر شده، از جمله نوآوری های پژوهش حاضر می باشد.

در ادامه و در بخش دوم مقاله، مبنای نظری بحث همگرایی توضیح داده شده، در بخش سوم نیز تحقیقات انجام گرفته در خارج و داخل، بیان گردیده، در بخش چهارم، روش پژوهش و نتایج تجزیه و تحلیل های مربوطه ارائه و در بخش پایانی نیز به نتیجه گیری پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

فرضیه همگرایی درآمد کشورها، یکی از نتایج و پیش بینی های مدل رشد نئوکلاسیک سولو - سوان^۱ است که مسائل مربوط به این مباحث، ابتدا توسط بارو و سالای مارتین (Barro, & Sala-i-Martin, 1991) مطرح شد و حاکی از آن 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^۲ است که بر تابع تولید خطی که ویژگی های بازدهی نسبت به مقیاس ثابت و قابلیت جانشینی کار و سرمایه با یکدیگر و کاهنده بودن بهره وری نهایی داده ها را دارد، مبتنی، و تابع تولید براساس رابطه (۱) است:

$$Y = K^{\alpha} L^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

که در آن، Y سطح تولید کل، K موجودی سرمایه، L مقدار کل نهادهای نیروی کار و α پارامتر سهم بوده، به طوری که α و $1-\alpha$ به ترتیب، معادل سهمی از محصول کل است که به عامل سرمایه و عامل نیروی کار تعلق می گیرد.

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

$$\Delta k = sf(k) - (n + \delta)k \quad (2)$$

1. Solow & Swan

2. Cobb-Daglus

که در آن، k سرمایه سرانه، δ نرخ استهلاک، n نرخ رشد جمعیت و s نرخ پس انداز است. تعادل در این مدل، زمانی است که نرخ تغییرات سرمایه سرانه صفر گردد؛ یعنی $sf(k) = (n + \delta)k$ و در این حالت، اصطلاحاً عنوان می گردد که اقتصاد به سمت یک سرمایه سرانه تعادلی k^* و درآمد سرانه تعادلی بلندمدت y^* حرکت کرده است. اگر گروهی از اقتصادهای بسته دارای ساختار مشابهی از لحاظ مقادیر پارامترهای s ، n و δ و همچنین، دارای تابع تولید یکسانی باشند، در این حالت، دارای مقادیر مشابه k^* و y^* در حالت تعادلی خود خواهند بود.

همچنین می توان نتیجه گرفت که اگر دو اقتصاد دارای نرخ مشابه پس انداز 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 پس انداز 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، به دو نوع همگرایی مطلق و همگرایی شرطی تقسیم می شود. 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، می توان نشان داد اقتصادها، دارای y^* مشابهی می باشند و y همه آنها به سمت y^* حرکت می کند. در آن صورت، اقتصادی که از y^* دورتر است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد بود و در این حالت، تمامی اقتصادها نهایتاً به یک سطح از تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می شوند.

در صورتی که پارامترهای اقتصادها متفاوت باشند، در این شرایط 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 می باشد. در همگرایی شرطی، هر اقتصاد به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا می شود و سرعت این همگرایی به فاصله آن از وضعیت تعادلی خود بستگی دارد. در این حالت نیز می توان گفت که اقتصادی که دورتر از y^* خود است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری می باشد (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۱ و غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰).

اما علاوه بر همگرایی بتا انواع دیگری از همگرایی به نام همگرایی سیگما و همگرایی باشگاهی نیز وجود دارد. در روش همگرایی سیگما، همگرایی با استفاده از کاهش پراکندگی درآمد سرانه واقعی استانها در طول زمان با استفاده از شاخص های نابرابری تایلر نگار مورد آزمون قرار می گیرد. همگرایی باشگاهی نیز زمانی اتفاق می افتد که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین اقتصادهای با درآمد سرانه بالا، مشابه هم و بین اقتصادهای با درآمد پایین نیز مشابه یکدیگر می 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 همگرا می‌باشد.

۳. پیشینه پژوهش

در این قسمت از پژوهش به طور خلاصه، به بررسی پژوهش‌های انجام گرفته در دوره‌های قبلی به تفکیک داخلی و خارجی پرداخته می‌شود.

۳-۱. مطالعات خارجی

در زمینه همگرایی پژوهش‌های زیادی انجام گرفته، از جمله تیان و همکاران (Tian; Zhang; Zhou & Yu, 2016) با استفاده از همگرایی خوشه‌ای پیشنهاد شده توسط فیلیپس و سول، به بررسی نابرابری درآمدی بین مناطق چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد در آن مناطق، دو کلوب همگرایی شامل هفت استان شرق و ساحلی (شانگهای، تیانجین، جیانگ سو، ژجیانگ، گوانگدونگ، شاندونگ، و فوجیان) و مغولستان داخلی، همگرا به سمت کلوب درآمد بالا و استان‌های باقی مانده همگرا به کلوب کم درآمد تشکیل می‌گردد. همچنین نابرابری در کلوب‌ها با سرمایه‌گذاری در سرمایه‌فیزیکی و انسانی، و همچنین نرخ رشد جمعیت در ارتباط است.

کاپروآل، اردوغان و کاذین (Caporale; Erdogan & Kuzin, 2015)، با استفاده از روش غیر خطی فیلیپس و سول و داده‌های شاخص قیمت سهام ماهانه، به بررسی همگرایی بین بازارهای سهام پنج کشور اتحادیه اروپا (آلمان، فرانسه، هلند، ایرلند و بریتانیا) و ایالات متحده در سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۳ پرداخته‌اند. در مورد شاخص‌های بخشی که پیدا کردن همگرایی در وسط دوره نمونه وجود داشت و چهار خوشه (دو بزرگ و دو کوچک) شناسایی شدند. تقسیم مقاطع به دو زیرگروه از جمله کشورهای منطقه یورو با بریتانیا و ایالات متحده به ترتیب، شواهدی از یک روند همگرایی/واگرایی را نشان می‌دهند.

مانفورت و کاستاس و اردنز (Monfort & Cuestas & Ordóñez, 2013) با استفاده از روش خوشه‌ای فیلیپس و سول و داده‌های تولید ناخالص داخلی به ازای هر کارگر، به بررسی همگرایی بین کشورهای عضو اتحادیه اروپا در دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج، شواهدی از نرخ رشد اقتصادی مختلف در اروپا را نشان می‌دهد، که واگرایی در اتحادیه اروپا را تأیید می‌کند. در میان کشورهای عضو اتحادیه اروپا، دو کلوب همگرایی، تشکیل می‌شود که در واقع، با کشورهای منطقه یورو همگرا نبودند. علاوه بر این، کشورهای اروپای شرقی به دو دسته تقسیم می‌شوند که عضویت در منطقه یورو، تأثیر مستقیمی بر روی ساختار آن گروه‌ها دارد.

آندرانو و لورتی و پائولو (Andreano & Laureti & Paolo, 2013) در دوره ۱۹۵۰-۲۰۰۷ با استفاده از روند همگرایی نوع بتا به بررسی رشد اقتصادی در بین ۲۶ کشور منطقه منا^۱ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی^۲ سرانه، از کشورهای فقیر به سمت کشورهای غنی همگرا می شوند.

تیماکوا (Timakova, 2011) با استفاده از روش مدل سولو، به بررسی همگرایی شرطی در ۸۶ کشور در طول دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ پرداخته و نتایج بیانگر آن است که همگرایی مطلق وجود ندارد و همگرایی مشروط به سرمایه گذاری و جمعیت و سرمایه انسانی را تأیید می کند. بارتکوزکا و ریدل (Bartkowska & Riedl, 2011) با استفاده از روش خوشه ای فیلیپس و سول و فیلترینگ فضایی، به بررسی درآمد سرانه ۲۰۶ منطقه اروپایی در سال های ۱۹۹۰-۲۰۰۵ پرداخته اند. نتایج به شدت وجود باشگاه های همگرایی را نشان می دهد که در مناطق اروپایی از پنج گروه مجزا تشکیل می شوند و علاوه بر این، برآوردها نشان می دهد که شرایط اولیه ای، مانند سرمایه انسانی و درآمد سرانه، نقش بسیار مهمی در شکل گیری باشگاه های همگرایی میان مناطق اروپا ایفا می کنند.

۲-۳. مطالعات داخلی

شهیکی تاش، یغفوری و درویشی (۱۳۹۴)، به بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه ای رفاه در سال ۱۳۹۰ در استان های ایران پرداخته اند و یافته های تحقیق بیانگر آن است که بیشترین سطح رفاه سرانه، مربوط به استان های تهران، بوشهر و مرکزی بوده و کمترین سطح رفاه مربوط به استان سیستان و بلوچستان می باشد. همچنین در اکثر استان های غیر برخوردار، رتبه مالیات سرانه و متوسط نرخ مالیاتی بالاتر از رتبه درآمد سرانه است.

علمی و رنجبر (۱۳۹۲)، با آزمون رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی های توزیع در بین استان های ایران، دریافتند که دو باشگاه همگرایی در کشور شکل می گیرد که به سمت باشگاه فقیر در حال همگرایی اند. همچنین، محاسبه سرعت همگرایی حاکی از ناهمگونی شدید بین الگوهای رشد اقتصادی استان ها است.

غلامی حیدریانی (۱۳۹۰) با استفاده از آزمون های ریشه واحد در داده های تابلویی بین استان های ایران در سال های ۸۷-۱۳۷۹ نشان داد که بین استان های ایران همگرایی بتای مطلق وجود ندارد؛ ولی همگرایی بتای شرطی برقرار است. در بررسی همگرایی باشگاهی نیز برای گروه درآمدی پایین،

1. Middle East and North Africa

2. GDP

وجود همگرایی مطلق (میل به یک استاندارد خاص) تأیید می شود، ولی برای گروه درآمدی بالا، تمایل به سمت یک استاندارد خاص تأیید نمی شود.

یاوری (۱۳۸۷)، همگرایی سطح رفاه استان‌ها را بر اساس مصرف سرانه در سال‌های ۸۵-۱۳۷۳ بررسی کرده است و نتایج تحقیق نشان داد که بر اساس بررسی وضعیت همگرایی بتا با روش رگرسیون غیرخطی و اقتصادسنجی فضایی، فرض وجود همگرایی مصرف سرانه بین استان‌ها پذیرفته می‌شود. فروغی پور (۱۳۸۵)، در پژوهشی به بررسی همگرایی اقتصادی سیگما و بتا (مطلق) بین یازده کشور عضو اوپک پرداخته، که وجود همگرایی مطلق بتا و سیگما در بین کشورهای مورد بررسی تأیید شده است.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۴)، به بررسی همگرایی منطقه‌ای بین استان‌های ایران طی دوره ۷۹-۱۳۶۹ پرداختند و بر اساس آن، وجود همگرایی بتا، چه به صورت مطلق و چه به صورت شرطی، برای سپرده‌های دیداری سرانه استان‌ها و همچنین همگرایی سیگما نیز تأیید نمی‌شود. رحمانی (۱۳۸۳)، به بررسی رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران با استفاده از داده‌های سپرده دیداری پرداخته است که نتایج بیان می‌کند شواهد تجربی، حمایت چندانی از همگرایی منطقه‌ای در ایران نمی‌کند.

افشاری (۱۳۷۸)، به مطالعه‌ای تحت عنوان همگرایی در درآمد سرانه بین استان‌های ایران طی سال‌های ۷۴-۱۳۶۷ پرداخته، که 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 شده که همگرایی نوع سیگما در استان‌ها تقریباً وجود ندارد. با توجه به مطالعات انجام گرفته، مشاهده می‌شود که در ایران، تاکنون مطالعه‌ای با روش نسبتاً جدید تحلیل خوشه‌ای انجام نشده است.

۴. روش پژوهش و نتایج تحلیل‌ها

۴-۱. روش خوشه‌ای

رویکرد سری‌های زمانی به مطالعه همگرایی، ابتدا در پژوهش‌های کارلینو و میلز (Carlino and Mills, 1992) و برنارد و دولاف (Bernard & Durlauf, 1995 & 1996) بحث شده است و مفهوم همگرایی تصادفی^۱ 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

1. Stochastic Convergence

به صورت تجربی مورد آزمایش قرار داد. با این حال، فیلیپس و سول (Phillips and Sul, 2007 & 2009) بیان کردند: زمانی که تکنولوژی در میان کشورها ناهمگون و سرعت همگرایی وابسته به زمان است، آزمایش های سنتی همگرایی ناکافی می باشند. فیلیپس و سول برای محاسبه ناهمگنی انتقالی زمانی^۱، ناهمگنی سری زمانی و مقطعی^۲ را در پارامترهای نظریه نئوکلاسیک رشد مطرح می کنند. به منظور تجزیه و تحلیل رفتار درآمد سرانه بین استان های ایران در دوره ۹۳-۱۳۷۹ یک رگرسیون بر مبنای آزمون همگرایی که به وسیله فیلیپس و سول ارائه شده است، مورد استفاده قرار می گیرد. آزمون به صورت زیر ارائه می گردد:

$$\log y_{it} = \varphi_i \mu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن، φ_i نمایانگر جزء مشخصه واحد^۳، μ_t عامل مشترک^۴ و ϵ_{it} جزء خطا^۵ هستند. $\log y_{it}$ درآمد سرانه، یعنی $\log y_{it}$ دارای یک عامل زمانی است که می تواند از روش مرسوم اقتصادسنجی پنل دیتا استخراج گردد:

$$\log y_{it} = \left(\varphi_i + \frac{\epsilon_{it}}{\mu_t} \right) = \delta_{it} \mu_t \quad (4)$$

که در آن، δ_{it} جزء ویژه و جزء خطا را در برمی گیرد و بنابراین، یک بخش منحصر به فردی است^۶ که در طول زمان تغییر می کند؛ در حالی که مدل اول، رفتار $\log y_{it}$ را به وسیله عامل مشترک μ_t و دو جزء واحد مشخص یعنی φ_i و ϵ_{it} را توضیح می دهد. رویکرد دوم، درآمد سرانه را به وسیله اندازه گیری سهم δ_{it} از مسیر رشد مشترک μ_t تحت اقتصاد i را توضیح می دهد. به منظور بهینه کردن مدل ضریب انتقال δ_{it} ، ضریب انتقال نسبی h_{it} به صورت زیر تعریف می گردد:

$$h_{it} = \frac{\log y_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \log y_{it}} = \frac{\delta_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (5)$$

به طوری که مسیر رشد مشترک حذف می گردد. بنابراین h_{it} مسیر انتقال نسبی اقتصاد i نسبت به میانگین مقطع^۷ و دارای تفسیر دوگانه است: اول، h_{it} درآمد سرانه هر اقتصاد را نسبت به درآمد سرانه اقتصادهای دیگر نشان می دهد و دوم، مسیر انحراف نسبی اقتصاد i از مسیر رشد مشترک μ_t را نیز نشان می دهد. به عبارتی دیگر، در زمینه همگرایی، زمانی که اقتصادها به سمت مسیر انتقال یکسانی حرکت می کنند $h_{it} \rightarrow 1$ و برای تمام i ها، $t \rightarrow \infty$ می رود. بنابراین، واریانس

1. Temporal Transitional Heterogeneity
2. Cross-Sectional
3. The Unit Characteristic Component
4. The Common Factor
5. The Error Term
6. The Idiosyncratic Part
7. The Cross-Section Average

مقطعی h_{it} که به وسیله $V_t^2 = N^{-1} \sum (h_{it} - 1)^2$ نشان داده می شود، به سمت صفر همگرا است. در صورت عدم همگرایی، حالت های مختلفی وجود دارد؛ به عبارتی دیگر، V_t ممکن است به سمت عدد مثبت همگرا شود که در حالت همگرایی باشگاهی امری کاملاً معمول است. به منظور مشخص کردن فرضیه صفر همگرایی، مدل فیلیپس و سول، δ_{it} به صورت شکل شبه پارامتریک زیر ارائه می گردد:

$$\delta_{it} = \delta_i + \frac{\partial_i \epsilon_{it}}{L(t)t^\alpha} \quad (۶)$$

که δ_i ثابت، ∂_i یک پارامتر مقیاس منحصر به فرد $\epsilon_{it} \sim iid(0,1)$ ، $L(t)$ یک تابع (به طوری که $L(t) \rightarrow \infty$ می رود زمانی که $t \rightarrow \infty$ میل می کند)، و α نرخ تنزل^۲ است و اندازه دترمینان α رفتار (همگرایانه یا واگرایانه) δ_{it} را تعیین می کند. فرضیه صفر همگرایی می تواند به صورت زیر ارائه گردد:

$$H_0: \delta_i = \delta \quad \alpha \geq 0 \quad (۷)$$

که در مقابل H_0 ، فرضیه آلترناتیو آن برای همه i ها یا $\alpha < 0$ یا $H_A: \delta_i \neq \delta$ آزمون می گردد. باید توجه داشت که تحت فرضیه صفر همگرایی، مسیرهای مختلف اقتصادهای i و j امکان پذیر هستند که شامل واگرایی موقتی و عدم تجانس^۳ $\delta_i \neq \delta_j$ است. بنابراین، روش فیلیپس و سول، این امکان را به وجود می آورد که حتی در واگرایی انتقالی، همگرایی آزمون گردد، درحالی که روش های دیگر مانند آزمون ایستا^۴ (به عنوان مثال: Hobijn and Franses, 2000) چنین قابلیت را ندارند؛ بویژه روش های سری زمانی ایستا قادر نیستند که حرکت مجانبی دو سری زمانی را در نظر بگیرند. بنابراین، اشتباهاً نرخ همگرایی را رد می کنند.

به منظور آزمون همگرایی، فیلیپس و سول روش زیر را پیشنهاد دادند که در ابتدا باید نسبت واریانس مقطعی $\frac{V_1^2}{V_t^2}$ محاسبه، و سپس $\log(t)$ رگرس گردد.

$$\log\left(\frac{V_1^2}{V_t^2}\right) - 2 \log L(t) = a + b \log t + u_t \quad (۸)$$

$$t = [rT], [rT] + 1, \dots, T$$

که در آن، r به عنوان پارامتر چینش^۵ است و بر این دلالت دارد که r درصد اول داده ها نادیده گرفته شده اند و به طور کلی $0,1$ و $L(t)$ یک تابع متغیر است. بر اساس شبیه سازی مونت کارلو،

۱. برای مطالعه بیشتر به مقاله فیلیپس و سول (Phillips & Sul, 2007: 1778-80)، مراجعه شود.

2. Decay Rate
3. Heterogeneity
4. Stationarity
5. Trimming Parameter

فیلیپس و سول استفاده از $L(t) = \log(t)$ و $r = 0.3$ را برای نمونه های $T \leq 50$ در نظر گرفتند. عبارت $-\log L(t)$ نقش تابع خطا^۱ را دارد و کارکرد آزمون را بهبود می بخشد، به آزمون روی ضریب رگرسیون $\log t$ کمک می کند تا $\log L(t)$ در وضعیت های مختلف رفتارهای متمایزی از خود نشان دهد. پارامتر اصلی آزمون همگرایی b ، نیز به α وابسته است.

در نهایت، فیلیپس و سول نشان دادند که ارزش کامل $\log t$ برابر $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$ که ارزش تخمینی $\hat{\alpha}$ برآورد شده از α تحت فرضیه صفر است. آنها با استفاده از، $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$ ، ناهمگنی و خود همبستگی (HAC)، t -test یک طرفه را برای بررسی نابرابری فرضیه صفر $\alpha \geq 0$ در نظر گرفتند. فرضیه صفر همگرایی در صورتی که $t_{\hat{b}} < -1/65$ باشد (در سطح معناداری ۵ درصد)، رد می شود. اگر فرضیه صفر همگرایی برای تمام نمونه رد شود، آزمون برای تمام زیرگروه های بعدی مجدداً انجام می شود.

به طور کلی، آزمون همگرایی تحت روش خوشه ای طی چهار مرحله به شرح ذیل انجام می گردد: گام اول، رتبه بندی مقاطع با توجه به مشاهده نهایی: همگرایی در داخل باشگاه ها، زمانی که $T \rightarrow \infty$ ، معمولاً در مشاهدات پایانی مشخص است. ابتدا، مقطع باید بر اساس روند نزولی مرتب شوند. در مواردی که فرار بودن X_{it} معنی دار است، رتبه بندی باید بر اساس $\frac{1}{p}$ یا $\frac{1}{p}$ میانگین دوره زمانی پایانی صورت گیرد.

گام دوم، تشکیل گروه هسته k^* : با انتخاب اولین واحدهای k ($2 \leq k < N$) رگرسیون $\log t$ برازش می شود. اگر $t_{\hat{b}}$ برای این مقادیر k بزرگتر از $-1/65$ باشد، واحدهای دیگر، یک به یک افزوده، و به همین ترتیب، مقدار $t_{\hat{b}}$ محاسبه می شود. این روند تا زمانی که $t_{\hat{b}}$ روند افزایشی به خود می گیرد و بزرگتر از مقدار $-1/65$ (سطح معنی داری 0.05 می رسد) ادامه می یابد. پس از به دست آوردن مقادیر کوچکتر $t_{\hat{b}}$ ، نتیجه می شود که گروه هسته متشکل از $k^* = k - 1$ عضو 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 می شود. این روند تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\hat{b}} > -1/65$ تداوم می یابد و به همین ترتیب، اگر هیچکدام از واحدها در داخل نمونه، شرط بالا را دارا نباشند، نتیجه می شود که هیچگونه همگرایی در باشگاه ها یا گروه های مورد نظر وجود ندارد.

گام سوم، غربال کردن داده ها برای اعضای جدید مجموعه: بعد از شناسایی گروه هسته، آزمون، برای واحدهای بعدی انجام می شود. در ادامه، یکی از واحدهای باقیمانده را به اعضای k^* گروه هسته اضافه کرده و رگرسیون $\log t$ برازش می شود. این کار، برای تمامی واحدهای خارج از گروه هسته ادامه می یابد. واحدهای با $t_{\hat{b}} > c$ (یک مقدار بحرانی است) را انتخاب و به گروه هسته اصلی اضافه، و

1. Penalty Function

سپس، آزمون $\log t$ برای کل گروه اجرا می‌شود. اگر $t_{\beta} > -1/65$ باشد، گروه همگرا است؛ و از سوی دیگر، سایر واحدهای جدا شده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و همین روند بالا، برای آنها نیز تکرار می‌شوند و بر اساس آن در مورد همگرایی آنها نتیجه می‌شود. اگر هیچ مقداری به غیر از گروه اصلی دارای مقدار $t_{\beta} > -1/65$ را نتیجه نداد، آنگاه، مجموعه همگرا فقط شامل هسته گروه است. گام چهارم، قاعده توقف و بازگشتی: گروه دوم، از تمام واحدهای خارج از $club$ اول تشکیل می‌شود (به عبارتی دیگر، واحدهای با مقادیر $t_{\beta} < c$). آزمون $\log t$ برای کل گروه، اجرا می‌شود و اگر، $-1/65 < t_{\beta}$ بود، به ترتیب بالا نتیجه 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.

۴-۲. نتایج تحلیل‌ها

در این بخش از پژوهش، با استفاده از تحلیل خوشه‌ای، به بررسی همگرایی درآمد و مصرف سرانه بین استان‌های کشور پرداخته می‌شود. برای این کار ابتدا، کل استان‌های کشور با دو روش تاکسونومی و تاپسیس، با استفاده از ۲۲ شاخص توسعه‌یافتگی که در چهار دسته شاخص‌های اقتصادی، آموزشی، بهداشتی و اجتماعی طبقه‌بندی شده‌اند، سطح توسعه‌یافتگی استان‌ها سنجش می‌شود و برای این اساس، استان‌های ایران رتبه‌بندی می‌شوند؛ که در سه دسته توسعه یافته، در حال توسعه و توسعه نیافته قرار می‌گیرند.

استان‌های توسعه یافته، به ترتیب شامل تهران (۰/۳۵)، اصفهان (۰/۲۶)، خراسان رضوی (۰/۲۲)، خوزستان (۰/۲۱۲)، بوشهر (۰/۲۱۰)، سمنان (۰/۱۹۵)، یزد (۰/۱۹۰)، قم (۰/۱۸۷)، مازندران (۰/۱۸۵)، آذربایجان شرقی (۰/۱۸۰)، گیلان (۰/۱۷۲)، مرکزی (۰/۱۷۰) و هرمزگان (۰/۱۶۹) می‌باشد. استان‌های در حال توسعه شامل قزوین (۰/۱۶۱)، کرمان (۰/۱۵۹)، کرمانشاه (۰/۱۵۸)، خراسان جنوبی (۰/۱۵۷)، فارس (۰/۱۵۳)، البرز (۰/۱۵۱)، زنجان (۰/۱۲۴)، چهارمحال و بختیاری (۰/۱۱۶)، آذربایجان غربی (۰/۱۱۴)، همدان (۰/۱۱۰)، خراسان شمالی (۰/۱۰۸)، گلستان (۰/۱۰۷) و اردبیل (۰/۱۰۶) می‌باشد. استان‌های توسعه نیافته شامل کهگیلویه و بویراحمد (۰/۱۰۴)، ایلام (۰/۰۹۱)، کردستان (۰/۰۷۹)، سیستان و بلوچستان (۰/۰۷۳) و لرستان (۰/۰۷۲) می‌باشد (به دلیل طولانی شدن از آوردن جداول خودداری شده است).

۴-۲-۱. تحلیل خوشه‌ای مصرف سرانه استان‌های توسعه‌یافته، در حال توسعه و توسعه‌نیافته برای انجام این روش، از داده‌های درآمد سرانه واقعی (بدون نفت) برای سال‌های ۹۳-۱۳۷۹ و مصرف سرانه برای سال‌های ۹۳-۱۳۷۹ استفاده، و استان‌های کشور در سه دسته توسعه‌یافته، در حال توسعه و توسعه‌نیافته دسته‌بندی شده است. بر اساس آنکه آیا فرایند همگرایی مجموعه استان‌ها، مشابه است یا نه؟ آیا بین این دسته استان‌ها همگرایی وجود دارد یا واگرایی؟ استان‌ها، همگرایی خوشه‌ای را تشکیل می‌دهند؟ بر اساس این شیوه، گروه‌های استان‌ها می‌توانند به حالت پایداری همگرا شوند که در میان تمام گروه استان‌ها مشترک است، اما با استان‌های عضو گروه دیگر تفاوت دارد. اکنون به بررسی همگرایی درآمدی و مصرف هر دسته از استان‌ها در قالب تحلیل خوشه‌ای پرداخته می‌شود. در جدول (۱) دسته‌بندی استان‌های توسعه‌یافته انجام می‌شود، آیا در داخل این خوشه‌ی استانی، زیرگروهی ایجاد می‌شود یا نه؟

در بررسی همگرایی با متغیر وابسته، سرانه متوسط مصرف یک خانوار طبق روش تاکسونومی، استان تهران به عنوان *Base* انتخاب می‌شود و بعد از آن، استان اصفهان اضافه، و مشاهده می‌شود t_b آنها از مقدار بحرانی $1/65$ - کوچکتر است. استان *Base* حذف و استان بعدی به عنوان *Base* انتخاب، و این روند ادامه می‌یابد تا اینکه در اینجا وقتی که استان مازندران *Base*، و آذربایجان شرقی به آن افزوده می‌گردد، t_b آنها از مقدار بحرانی $1/65$ - بزرگ‌تر و مثبت می‌شود، پس به عنوان هسته گروه اصلی انتخاب و استان‌های دیگر اضافه، و هیچکدام از استان‌های دیگر در این گروه قرار نمی‌گیرند و از گروه خارج می‌گردند. سپس بین استان‌های باقیمانده که t_b محاسباتی کمتر از مقدار بحرانی $1/65$ - دارند، آزمون دوباره انجام می‌گردند. مشاهده می‌شود که فرض واگرایی بین این استان‌ها پذیرفته می‌شود و بین استان‌های توسعه‌یافته با متغیر وابسته سرانه متوسط مصرف یک خانوار تنها یک زیرگروه تشکیل می‌شود که (S_1) گروه اصلی در گام اول شامل استان‌های مازندران و آذربایجان شرقی می‌باشد. (S_1^C) مربوط به استان‌های خارج شده در گام اول و (S_2^C) نیز مربوط به استان‌های خارج شده در گروه دوم است.

جدول ۱. نتایج همگرایی مصرف استان‌های توسعه یافته

Last T Order	Name	t value				
		Step1		Step2	club	log t Test
۱	تهران	Base				$=0.69s_1$
۲	اصفهان	Base	$-26/4$	s_1^c		$=-6/0.1s_1^c$
۳	خراسان رضوی	Base	$-2/95$	s_1^c		$=-0.96s_2^c$
۴	خوزستان	Base	$-3/47$	s_1^c		
۵	بوشهر	Base	$-2/86$	s_1^c		
۶	سمنان	Base	$-0/03$	s_1^c		
۷	یزد		$-0/69$	s_1^c		
۸	قم		$-1/89$	s_1^c		
۹	مازندران		$-1/16$	Core	s_1	
۱۰	آذربایجان شرقی		$0/69$	Core	s_1	
۱۱	گیلان			$-0/41$	s_2^c	
۱۲	مرکزی			$-2/04$	s_2^c	
۱۳	هرمزگان			$-0/75$	s_2^c	

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول ۲. نتایج همگرایی مصرف استان‌های در حال توسعه یافته نشان داده شده است و مراحل، برای بررسی همگرایی بین این دسته از استان‌ها نیز انجام می‌گیرد و روند قبلی تکرار می‌گردد. در اینجا ابتدا قزوین *Base* است و استان کرمان اضافه می‌گردد که t_b آنها از مقدار بحرانی $-1/65$ کوچک‌تر است، پس قزوین حذف و کرمانشاه اضافه می‌گردد. بین استان کرمان و کرمانشاه نیز t_b از مقدار بحرانی $-1/65$ کوچک‌تر است، پس کرمان حذف، و وقتی استان کرمانشاه به عنوان *Base* انتخاب می‌گردد و با اضافه کردن استان خراسان جنوبی t_b آنها از مقدار بحرانی $-1/65$ بزرگ‌تر و به عنوان هسته گروه انتخاب می‌شوند و با اضافه کردن استان‌های در حال توسعه دیگر، تنها فارس به گروه اضافه می‌گردد و یک گروه را تشکیل می‌دهند و بقیه استان‌ها از گروه خارج می‌گردند. سپس بین استان‌هایی که t_b آنها از مقدار بحرانی $-1/65$ کوچک‌تر است، آزمون دوباره‌ای انجام، و زنجان به عنوان *Base* انتخاب و چهارمحال و بختیاری اضافه می‌گردد؛ چون t_b آنها از مقدار بحرانی $-1/65$ کوچک‌تر است، زنجان حذف می‌شود. این روند ادامه می‌یابد تا اینکه خراسان شمالی به عنوان *Base*

انتخاب، و با اضافه کردن گلستان و اردبیل، t_b آنها از مقدار بحرانی $1/65$ - بزرگتر و مثبت می شود و در یک گروه قرار می گیرند. پس بین استان های در حال توسعه با متغیر وابسته سرانه متوسط مصرف یک خانوار، دو زیرگروه تشکیل می شود که (S_1) گروه اصلی در گام اول شامل استان های کرمانشاه، خراسان جنوبی و فارس می باشد و (S_2) گروه اصلی در گام دوم، شامل استان خراسان شمالی، گلستان و اردبیل است. (S_1^C) مربوط به استان های خارج شده در گام اول است و (S_2^C) نیز مربوط به استان های خارج شده در گروه دوم است.

جدول ۲. نتایج همگرایی مصرف استان های در حال توسعه یافته

Last T Order	Name	t value		club	Name	Step1	Step2	club
		Step1	Step2					
۱	قزوین	Base			$0/15s_1 =$	$= 1/36s_2$		
۲	کرمان	Base	$-3/48$		$= -2/29s_1^C$	$= -4/81s_2^C$		
۳	کرمانشاه	Base	$-2/46$	Core	s_1			
۴	خراسان جنوبی		$0/01$	Core	s_1			
۵	فارس		$0/15$	s_1				
۶	زنجان		$-1/45$	s_1^C	زنجان	Base		
۷	چهارمحال بختیاری		$-3/14$	s_1^C	چهارمحال بختیاری	Base	$-1/17$	s_2^C
۸	آذربایجان غربی		$-1/31$	s_1^C	آذربایجان غربی	Base	$-2/57$	s_2^C
۹	همدان		$-2/87$	s_1^C	همدان	Base	$-3/03$	s_2^C
۱۰	خراسان شمالی		$-1/09$	s_1^C	خراسان شمالی	$-0/08$	Core	s_2
۱۱	گلستان		$-2/05$	s_1^C	گلستان	$0/08$	Core	s_2
۱۲	اردبیل		$-1/20$	s_1^C	اردبیل		$1/36$	s_2

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول (۳) نتایج استان های توسعه نیافته، برای مصرف سرانه خانوار آورده شده، و مشاهده می شود که هیچ زیرگروهی تشکیل نمی شود؛ چون t_b آنها از مقدار بحرانی $1/65$ - کوچک تر است. فرض اول همگرایی استان ها رد می شود و بین استان های توسعه نیافته، واگرایی وجود دارد.

جدول ۳. نتایج همگرایی مصرف استان‌های توسعه‌نیافته

Last T Order	Name	t value	
		Step1	
۱	کهکیلویه و بویراحمد	Base	
۲	ایلام	Base	۴۹/۵-
۳	کردستان	Base	۲/۵۲-
۴	سیستان بلوچستان	Base	۳/۷۱-
۵	لرستان		۴/۷۰-

منبع: محاسبات پژوهش

۲-۴. تحلیل خوشه‌ای در آمد سرانه استان‌های توسعه‌یافته، در حال توسعه و توسعه‌نیافته

در این قسمت، همگرایی درآمدی بین دسته‌های استانی انجام می‌گیرد. جدول (۴) نتایج مشاهدات استان‌های توسعه‌یافته را نمایش می‌دهد. ابتدا استان تهران به‌عنوان استان Base در نظر گرفته می‌شود و استان اصفهان اضافه می‌گردد و مشاهده می‌شود که t_b آنها از مقدار بحرانی $1/65$ - کوچک‌تر است، سپس اصفهان Base قرار داده می‌شود و خراسان رضوی به آن اضافه می‌گردد، t_b آنها از مقدار بحرانی $1/65$ - کوچک‌تر است. فرض واگرایی پذیرفته می‌شود و این کار برای بقیه استان‌ها نیز انجام می‌شود تا ضریب استان‌های آذربایجان شرقی و گیلان مثبت می‌شود و به‌عنوان هسته گروه انتخاب می‌شوند و استان‌های مرکزی و سپس هرمزگان تک تک به هسته اضافه می‌گردند که مشاهده می‌شود برای هر دو استان، t_b آنها از مقدار بحرانی $1/65$ - کوچک‌تر است و فرض واگرایی پذیرفته می‌شود.

سپس برای استان‌های با ضریب منفی بعد از تشکیل هسته، دوباره تخمین انجام می‌گیرد و مشاهده می‌شود که دو استان هرمزگان و مرکزی نیز در یک گروه قرار می‌گیرند. در نهایت، هم برای استان‌های بعد از تشکیل هسته (S_2) و هم، برای استان‌های با ضریب منفی، قبل از تشکیل هسته (S_1^c) محاسبات انجام می‌شود. در حالت اول، t_b دو استان مرکزی و هرمزگان از مقدار بحرانی $1/65$ - بزرگ‌تر می‌شود و تشکیل یک هسته را می‌دهند. اما در حالت دوم، هیچ زیرگروهی تشکیل نمی‌گردد و واگرایی تأیید می‌شود و همگرایی تنها بین استان‌های آذربایجان شرقی و گیلان، و مرکزی و هرمزگان، تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج همگرایی درآمد سرانه واقعی استان های توسعه یافته

Last T Order	Name	t value				
		Step1				
۱	تهران	Base	}			$s_1^c = -11/21$
۲	اصفهان	Base		-۴/۴۱	s_1^c	$s_1 = 0 / 49$
۳	خراسان رضوی	Base		-۴/۲۷	s_1^c	$s_2 = 0 / 10$
۴	خوزستان	Base		-۲/۴۱	s_1^c	
۵	بوشهر	Base		-۶/۹۸	s_1^c	
۶	سمنان	Base		-۴/۷۵	s_1^c	
۷	یزد	Base		-۱/۶۳	s_1^c	
۸	قم	Base		-۱۱/۲۷	s_1^c	
۹	مازندران	Base		-۵/۴۱	s_1^c	
۱۰	آذربایجان شرقی	Base		-۵/۷۹	core	
۱۱	گیلان				core	$s_1 = 0 / 49$
۱۲	مرکزی			-۵/۹۱	core	}
۱۳	هرمزگان			-۱/۲۵	core	

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول (۵) در خوشه بندی استان های در حال توسعه، در گام اول استان قزوین به عنوان استان Base در نظر گرفته می شود و استان کرمان اضافه می گردد. مشاهده می شود که t_b آنها از مقدار بحرانی $-1/65$ - کوچکتر است، پس کرمان به عنوان Base انتخاب، و کرمانشاه اضافه می گردد و چون ضریب t_b آنها مثبت می شود، به عنوان هسته گروه انتخاب، و سایر استان ها تک تک اضافه می گردند. مشاهده می شود که در گام دوم، استان های کرمان، کرمانشاه، خراسان جنوبی، فارس، زنجان، چهارمحال بختیاری و همدان، یک زیر گروه را بین استان های در حال توسعه تشکیل می دهند و فرض همگرایی استان ها پذیرفته می شود. سپس، بین استان های با ضریب منفی، مراحل انجام، که بعد از تشکیل هسته گروه با آذربایجان غربی، خراسان شمالی و استان گلستان به گروه اضافه، و

اردبیل حذف شده، پس می توان گفت که بین استان های در حال توسعه دو زیرگروه کرمان، کرمانشاه، خراسان جنوبی، فارس، زنجان، چهارمحال بختیاری، همدان، و آذربایجان غربی، خراسان شمالی، استان گلستان تشکیل می گردد.

جدول ۵. نتایج همگرایی درآمد سرانه واقعی استان های در حال توسعه

Last T Order	Name	t value			Name	t value		
		Step1	Step2			Step1		
۱	قزوین	Base	-۲/۳۶		$s_2=۳/۹۶$			
۲	کرمان	Base	Core	s_1	$s_1=۰/۲۲$			
۳	کرمانشاه	۰/۲۷	Core	s_1	$-۰/۱۲s_1^c=$			
۴	خراسان جنوبی		۰/۰۶	s_1				
۵	فارس		۰/۱۶	s_1				
۶	زنجان		۰/۱۵	s_1				
۷	چهارمحال بختیاری		۰/۰۱	s_1				
۸	آذربایجان غربی		-۰/۰۷	s_1^c	آذربایجان غربی	Base	Core	s_2
۹	همدان		۰/۹۴	s_1	خراسان شمالی	۲/۷۵	core	s_2
۱۰	خراسان شمالی		-۰/۲۱	s_1^c	گلستان		۳/۹۶	s_2
۱۱	گلستان		-۰/۶۱	s_1^c	اردبیل		-۰/۱۲	
۱۲	اردبیل		-۰/۰۰۶	s_1^c				

منبع: محاسبات پژوهش

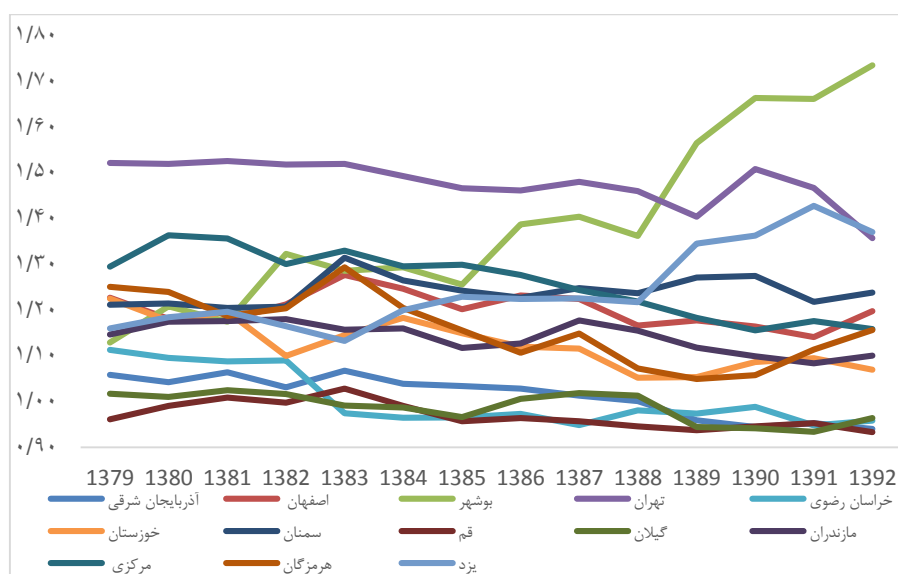
جدول (۶) نتایج استان های توسعه نیافته را نشان می دهد. در استان های توسعه نیافته برای درآمد سرانه هیچ زیرگروهی تشکیل نمی شود، چون tb آنها منفی است و مثبت نمی شود. فرض اول همگرایی استان ها رد می شود و بین استان های توسعه نیافته، واگرایی وجود دارد.

جدول ۶: نتایج همگرایی درآمد سرانه واقعی استان های توسعه نیافته

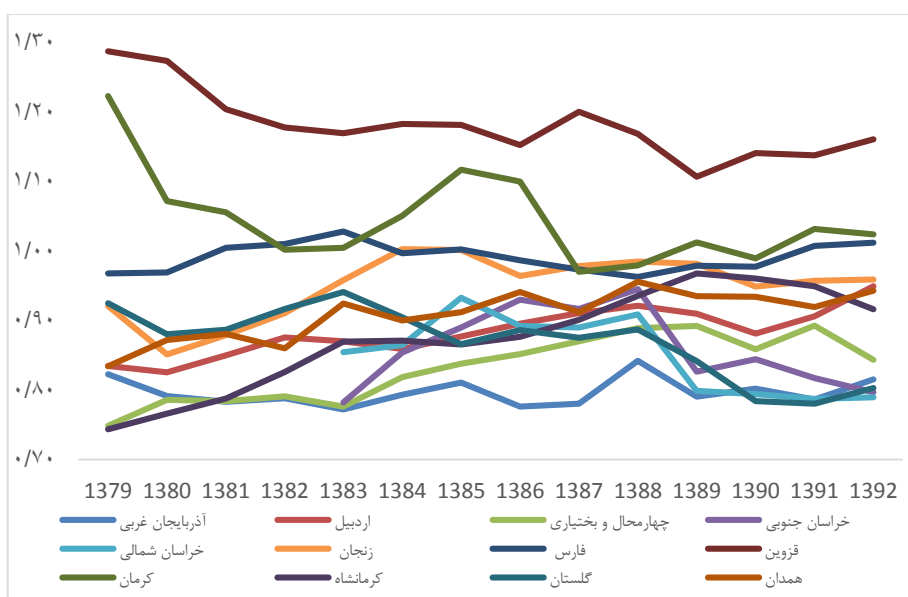
Last T Order	Name	t value			
		Step1			
۱	کهگیلویه و بویراحمد	Base		s_1^c	
۲	ایلام	Base	-۱/۱۹	s_1^c	
۳	کردستان	Base	-۰/۶۹	s_1^c	$s_1^c = -۳/۸۰$
۴	سیستان بلوچستان	Base	-۳/۶۴	s_1^c	
۵	لرستان		-۴/۰۹	s_1^c	

منبع: محاسبات پژوهش

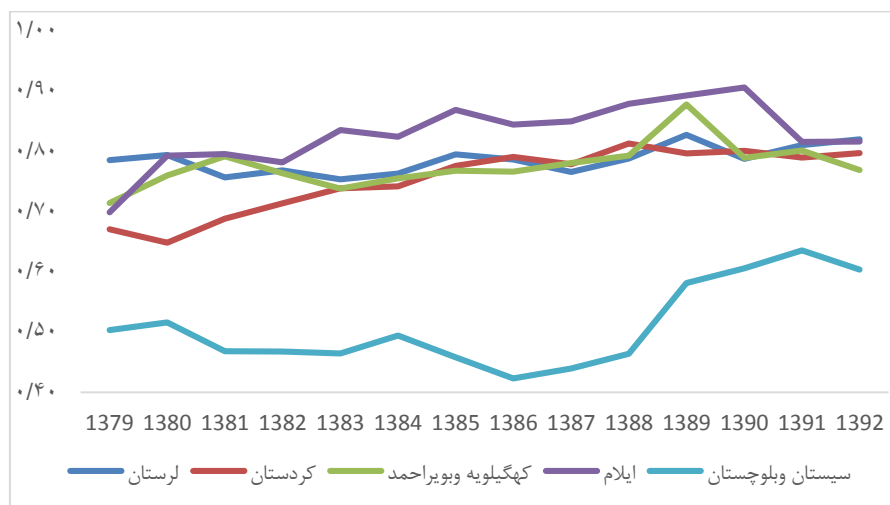
اکنون مسیر انتقالی درآمد سرانه و مصرف متوسط سرانه سه دسته استانی (توسعه یافته، توسعه نیافته و در حال توسعه) در طول زمان ۹۳-۱۳۷۹ در قالب شش نمودار نمایش داده می شود.



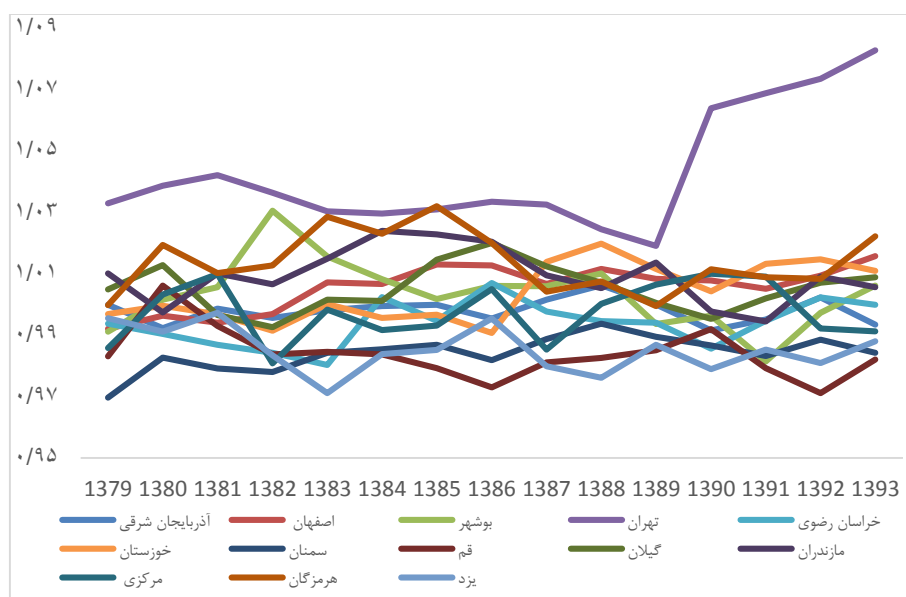
نمودار ۱. مسیر انتقال نسبی درآمد سرانه بین استان های توسعه یافته در ۹۲-۱۳۷۹



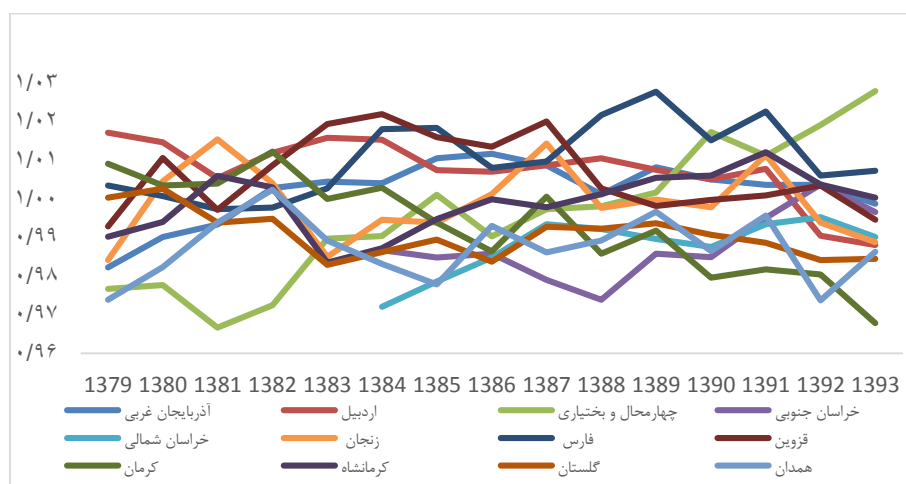
نمودار ۲. مسیر انتقال نسبی درآمد سرانه بین استان های در حال توسعه در ۹۲-۱۳۷۹



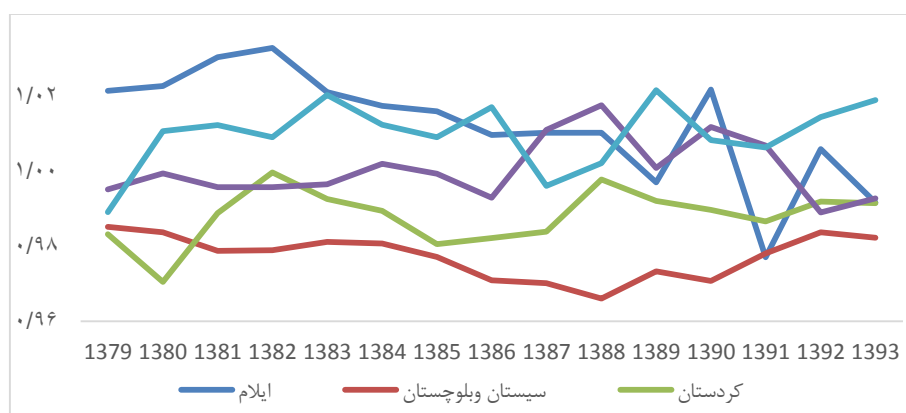
نمودار ۳. مسیر انتقال نسبی درآمد سرانه بین استان های توسعه نیافته در ۹۲-۱۳۷۹



نمودار ۴. مسیر انتقال نسبی مصرف سرانه های توسعه یافته و در حال توسعه در ۹۳-۱۳۷۹



نمودار ۵. مسیر انتقال نسبی مصرف سرانه های در حال توسعه در ۹۳-۱۳۷۹



نمودار ۶. مسیر انتقال نسبی مصرف سرانه بین استان های توسعه نیافته در ۹۳-۱۳۷۹

نمودارهای (۱) تا (۶) بر اساس مسیر انتقال نسبی درآمد سرانه و متوسط مصرف سرانه دسته های استانی ترسیم شده اند. محور عمودی بر اساس فرمول شماره (۳) و محور افقی سال های مورد بررسی را نشان می دهند.

۵. نتیجه گیری

در این پژوهش، از تحلیل خوشه ای برای بررسی امکان همگرایی درآمد سرانه و مصرف سرانه میان استان های کشور بهره گرفته شده است. در این روش، امکان بررسی همگرایی میان کل استان های موجود در نمونه و یا هر زیرمجموعه ای میان این نمونه را برای محقق امکان پذیر می سازد. بنابراین، همان طور که فیلیپس و سول اشاره کرده اند، این روش نه تنها از لحاظ اقتصادی نسبت به روش های موجود مزیت دارد، بلکه به طور بالقوه اطلاعات بسیار مفیدی از ماهیت همگرایی و یا عدم آن را در هر نمونه ای از استان ها و یا کشورها آشکار می سازد.

بدین منظور در این مقاله، ابتدا استان ها با روش تاکسونومی به سه دسته توسعه یافته، در حال توسعه و توسعه نیافته دسته بندی شده و سپس امکان همگرایی مصرف و درآمد سرانه در داخل هر دسته از استان ها با استفاده از تحلیل خوشه ای مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده از تجزیه و تحلیل انجام گرفته در خصوص استان های توسعه نیافته، از واگرایی درآمد و مصرف سرانه میان این استان ها حکایت داشته و هیچ خوشه ای میان این استان ها که در آن، درآمد و یا مصرف سرانه در خوشه مورد نظر همگرا باشد، مشاهده نمی گردد. در استان های توسعه یافته برای درآمد سرانه، دو خوشه همگرا شناسایی گردید. خوشه اول شامل استان های آذربایجان شرقی و

گیلان و خوشه دوم شامل استان های مرکزی و همدان می باشد. به همین ترتیب از منظر مصرف سرانه نیز دو خوشه همگرا میان این استان ها مشاهده می گردد: خوشه اول شامل استان های آذربایجان شرقی و مازندران و خوشه بعدی نیز شامل استان های مرکزی و همدان. در استان های در حال توسعه شواهد بیشتری از امکان همگرایی بلندمدت میان درآمد سرانه آنها مشاهده می گردد. در این گروه دو خوشه شناسایی گردیده، خوشه اول شامل هشت استان کرمان، کرمانشاه، خراسان جنوبی، فارس، زنجان، همدان و چهارمحال بختیاری و خوشه دوم نیز از سه استان آذربایجان غربی، خراسان شمالی و گلستان تشکیل، و در تجزیه و تحلیل همگرایی مصرف سرانه استان های در حال توسعه نیز دو خوشه شناسایی شده، که خوشه اول شامل استان های کرمانشاه و خراسان جنوبی و فارس، و خوشه دوم نیز شامل استان خراسان شمالی، گلستان و اردبیل است.

منابع و مآخذ

- افشاری، زهرا (۱۳۷۸). بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه‌ی سولو و سوان). *پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۳: ۱۸-۱*.
- بانک مرکزی.
- اکبری، نعمت‌الله و موید فر، رزیتا (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصاد سنجی فضایی). *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، شماره ۱۳: ۱۴-۱*.
- رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۹، شماره ۳: ۱۸۰-۱۵۵*.
- رحمانی، تیمور و عسگری، حشمت‌الله (۱۳۸۳). بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به کارگیری روند سپرده‌های دیداری. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۰، شماره ۲: ۱۵۴-۱۲۹*.
- 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). *دوره ۵، شماره ۱۷: ۱۵-۳۰*.
- علمی، زهرا و رنجبر، امید (۱۳۹۲). آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل نا پارامتریک. *تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۹، شماره ۱: ۲۱۰-۱۸۹*.
- غلامی حیدریانی، لیلا (۱۳۹۱). بررسی همگرایی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷. پایان‌نامه دانشگاه تبریز.
- فروغی پور، الهام (۱۳۸۵). بررسی سیگما و همگرایی بتا در میان کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه تحقیقات تجاری، دوره ۲۵، شماره ۳۹: ۱۵۶-۱۳۵*.
- مرکز آمار ایران.
- یاوری، آرش (۱۳۸۷). بررسی روند همگرایی سطح رفاه استان‌های کشور بر اساس مصرف سرانه. پایان‌نامه شهید چمران اهواز.
- Abramovitz, M. (1986). Catching up, forging ahead, and falling behind. *Journal of Economic History*, Vol. 46, No. 2: 385-406.
- Andreano, M.; Lucio, L., & Paolo, P. (2013). Economic growth in MENA countries: Is there convergence of per-capita GDPs?. *Journal of Policy Modeling*, 35, 4: 669-683.
- Bartkowska, M., & Riedl, A. (2012). Regional convergence clubs in Europe: Identification and conditioning factors. *Economic Modelling*, 29(1): 22-31.
- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence Across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(1): 107-182.

- Bernard, A.B. & Durlauf, S.N. (1995). Convergence in international outputs. *Journal of Applied Econometrics*, 10: 97- 108.
- Bernard, A.B. & Durlauf, S.N. (1996). Interpreting tests of convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71: 161-173.
- Carlino, G., & Mills, L. (1993). Are US incomes converging? A time series analysis. *Journal of Monetary Economics*, 32: 335-346.
- Caporale, M.G., Erdogan, B., & Kuzin, V. (2015). Testing for convergence in stock markets: A non-linear factor approach. *Empirica*. 42(3): 481-498.
- Hobijn, B., & Franses, P.H. (2000). Asymptotically perfect and relative convergence of productivity. *Journal of Applied Econometrics*, 15(1): 59-81.
- Phillips, P.C.B., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75(6): 1771-1855.
- Phillips, P.C.B., & Sul, D. (2009). Economic transition and growth. *Journal of Applied Econometrics*, 24: 1153-85.
- Timakova, M.V. (2011). Conditional Convergence and the Solow Model: An Empirical study. Rotterdam School of Economics, Department of Economics.
- Tian, X., Zhang, X., Zhou, Y., & Yu, X. (2016). regional income inequality in china revisited: A perspective from club convergence. *Economic Modelling*, 56: 50-58.