فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال هفدهم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۳۹۶ ـ صفحات ۶۸-۴۵

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 دریافت: ۱۳۹۵/۶/۹ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۵/۱۲/۱۱

چکیده

در این پژوهش، فرضیه همگرایی درآمد و مصرف سرانه میان استان‌های 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 درحال 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 می‌گردد.

واژگان کلیدی: همگرایی، تحلیل خوشه‌ای، استان‌ها، ایران
طبقه بندی JEL: C32، C33، O40، R11

---

۱. دانش آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه کردستان faribasalami@gmail.com
۲. استادیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان (نویسنده مسؤل) a.f.majidi@gmail.com
۳. استادیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان ah.mohammadi@uok.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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 تفاوت ها و عدم تعادل های منطقه ای و فضایی مشهودی بین استان‌های مختلف کشور دیده می شود و این موضوع، به تفاوت های درآمدی و رفاهی (مصرف سرانه) آشکار میان استان های کشور دامن زده و این سؤال مطرح می گردد که چه وضعیتی را می توان در بلندمدت برای استان های کشور متصور بود؟ به عبارتی دیگر، با فرض حفظ ساختارهای اقتصادی موجود استان های کشور، شکاف های درآمدی و رفاهی موجود میان استان ها در بلندمدت حذف و یا تشدید می گردد؟ پاسخ به این سؤال اهمیت بسیار زیادی از منظر سیاست‌گذاری دارد و سیاست‌گذاران را در برنامه ریزی برای حذف عدم تعادل های موجود کمک خواهد نمود.

پژوهش حاضر، به این سؤال پرداخته است و به طور مشخص به دنبال آزمون همگرایی درآمدی و رفاهی استان های کشور می باشد. برای بررسی همگرایی درآمدی استان ها، از معیار درآمد سرانه هر استان و به همین ترتیب، برای بررسی همگرایی رفاهی استان ها نیز معیار مصرف سرانه هر استان به کار رفته، به علاوه، در این پژوهش از رویکرد جدیدی تحت عنوان تحلیل خوشه ای برای مطالعه پدیده همگرایی درآمد و مصرف سرانه بین استان های کشور استفاده شده است. از جمله مزیت های این روش، آن است که در آن، به راحتی می توان امکان همگرایی درآمد و مصرف میان کل استان های کشور و یا هر زیر مجموعه ای از این استان ها را مورد بررسی قرار داد. به عبارتی دیگر، اگرچه امکان دارد که کل استان های کشور همگرا نباشند، اما امکان همگرا شدن دسته ها و یا خوشه های خاصی از این استان ها قابل تصور می باشد. بنابراین، استفاده از این تکنیک، اطلاعات بهتری از چشم انداز درآمدی و رفاهی استان ها 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 استان های کشور مورد بررسی قرار گرفته است (علمی و رنجبر، ۱۳۹۲؛ غلامی،

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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 سیاست‌گذاری، 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 ـ سوان[1] 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 گرفته‌شده، تابع تولید کاب - داگلاس[2] 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، و تابع تولید براساس رابطه (۱) است:

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

که در آن، Y سطح تولید کل، K موجودی سرمایه، L مقدار کل نهاده‌ی 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:

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

1. Solow & Swan
2. Cobb-Daglus

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

که در آن، k سرمایه سرانه، δ نرخ استهلاک، n نرخ رشد جمعیت و s نرخ پس‌انداز است. تعادل در این مدل، زمانی است که نرخ تغییرات سرمایه سرانه صفر گردد؛ یعنی $sf(k) = (n + \delta)k$ شود؛ 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 n، s 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 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 درنتیجه، 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، 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 اقتصاد ها 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 تایل نگار مورد آزمون قرار می گیرد. همگرایی باشگاهی نیز 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 می‌باشد. در این حالت، درآمد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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 پژوهش های زیادی انجام گرفته، از جمله تیان و همکاران (Tian; Zhang; Zhou & Yu, 2016) با استفاده از همگرایی خوشه ای پیشنهاد شده توسط فیلیپس و سول، به بررسی نابرابری درآمدی بین مناطق چین پرداخته اند. نتایج نشان می دهد 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 استان های باقی مانده همگرا به کلوب کم درآمد تشکیل می گردد. همچنین نابرابری در کلوب ها با سرمایه گذاری در سرمایه فیزیکی 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 داده های شاخص قیمت سهام ماهانه، به بررسی همگرایی بین بازارهای سهام پنج کشور اتحادیه اروپا (آلمان، فرانسه، هلند، ایرلند و بریتانیا) و ایالات متحده در سال های ۲۰۰۸-۱۹۷۳ پرداخته اند. در مورد شاخص های 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 می دهند.

مانفورت و کاستاس و اردنز (Monfort & Cuestas & Ordóñez, 2013) با استفاده از روش خوشه ای فیلیپس و سول و داده های تولید ناخالص داخلی به ازای هر کارگر، به بررسی همگرایی بین کشورهای عضو اتحادیه اروپا در دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداخته ا ند. نتایج، شواهدی از نرخ رشد اقتصادی مختلف در اروپا را نشان می دهد، که واگرایی در اتحادیه اروپا را تأیید می کند. در میان کشورهای عضو اتحادیه اروپا، دو کلوب همگرایی، تشکیل می شود که در واقع، با کشورهای منطقه یورو همگرا نبودند. علاوه براین، کشورهای اروپای شرقی به دو دسته تقسیم می شوند که عضویت در منطقه یورو، تأثیر مستقیمی بر روی ساختار آن گروه ها دارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

آندرآنو و لورتی و پائولو (Andreano & Laureti & Paolo, 2013) در دوره ۲۰۰۷-۱۹۵۰ با استفاده از روند همگرایی نوع بتا به بررسی رشد اقتصادی در بین ۲۶ کشور منطقه منا[1] پرداختند. نتایج حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی[2] سرانه، از کشورهای فقیر به سمت کشورهای غنی همگرا می شوند.

تیماکوآ (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 می‌کند.

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 سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۰ پرداخته اند. نتایج به شدت وجود باشگاه های همگرایی را نشان می دهد که در مناطق اروپایی از پنج گروه مجزا تشکیل می شوندو 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 می‌باشد. 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 پویایی‌های 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 استان‌ها 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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 تایید شده است.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۴)، به بررسی همگرایی منطقه‌ای بین استان های ایران طی دوره ۷۹-۱۳۶۹ پرداختند و بر اساس آن، وجود همگرایی بتا، چه به صورت مطلق و چه به صورت شرطی، برای سپرده های دیداری سرانه استان ها و همچنین همگرایی سیگما نیز تأیید نمی شود.

رحمانی (۱۳۸۳)، به بررسی رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران با استفاده از داده های سپرده دیداری پرداخته است که نتایج بیان می کند شواهد تجربی، حمایت چندانی از همگرایی منطقه ای در ایران نمی کند.

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 هرساله 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 می شود که در ایران، تاکنون مطالعه ای با روش نسبتاً جدید تحلیل خوشه ای انجام نشده است.

۴. روش پژوهش و نتایج تحلیل ها

۴-۱. روش خوشه ای

رویکرد سری‌های زمانی به مطالعه همگرایی، ابتدا در پژوهش‌های کارلینو و میلس (Carlino and Mills, 1992) و برنارد و دولاف (Bernard & Durlauf, 1995 & 1996) بحث شده است و مفهوم همگرایی تصادفی[1] را بر پایه‌ی ویژگی‌های ایستایی متغیر تحت بررسی بسط داده‌اند. دو متغیر متحرک، در صورتی همگرا می شوند که بین آن ها رابطه همگرایی به‌صورت ترکیب خطی وجود داشته باشد. این تعریف همگرایی را می‌توان با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی سری زمانی

1. Stochastic Convergence

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

به‌صورت تجربی مورد آزمایش قرارداد. با این‌حال، فیلیپس و سول (Phillips and Sul, 2007 & 2009) بیان کردند: زمانی که تکنولوژی در میان کشورها ناهمگون و سرعت همگرایی وابسته به زمان است، آزمایش‌های سنتی همگرایی ناکافی می‌باشند. فیلیپس و سول برای محاسبه ناهمگنی انتقالی زمانی[۱]، ناهمگنی سری زمانی و مقطعی[۲] را در پارامترهای نظریه نئوکلاسیک رشد مطرح می‌کنند.

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:

$$logy_{it} = \varphi_i \mu_t + \epsilon_{it} \qquad (۳)$$

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

$$logy_{it} = \left(\varphi_i + \frac{\epsilon_{it}}{\mu_t}\right) = \delta_{it}\mu_t \qquad (۴)$$

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 $logy_{it}$ 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:

$$\mathrm{h_{it}} = \frac{logy_{it}}{N^{-1}\sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{N}} logy_{it}} = \frac{\delta_{\mathrm{it}}}{N^{-1}\sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{N}} \delta_{\mathrm{it}}} \qquad (۵)$$

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} درآمدسرانه 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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، δit به صورت شکل شبه پارامتریک زیر ارائه می گردد:

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

که δ_i ثابت، ∂_i یک پارامتر مقیاس منحصر به فرد[۱] ϵ_{it} ،$iid(0,1$، $L(t)$، یک تابع (به طوری که $L(t) \longrightarrow \infty$ می رود زمانی که $t \longrightarrow \infty$ میل می کند)، و $\propto$ نرخ تنزل[۲] است و اندازه دترمینان $\propto$ رفتار (همگرایانه یا واگرایانه) δ_{it} را تعیین می‌کند.

فرضیه صفر همگرایی می تواند به صورت زیر ارائه گردد:

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

که در مقابل H_0، فرضیه آلترناتیو آن برای همه i ها یا $H_A: \delta_i \neq \delta$ ، $\alpha < 0$ 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، درحالی‌که روش های دیگر مانند آزمون ایستا[۴] (به عنوان مثال: Hobijn and Franses, 2000) چنین قابلیتی را ندارند؛ بویژه روش های سری زمانی ایستا قادر نیستند که حرکت مجانبی دو سری زمانی را درنظر 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.

$$log\left(\frac{V_1^2}{V_t^2}\right) - 2\,log\ L(t) = a + blogt + u_t$$
$$t = [rT], [rT]+1, \dots, T \qquad (۸)$$

که در آن، r به‌عنوان پارامتر چینش[۵] است و بر این دلالت دارد که r درصد اول داده‌ها نادیده گرفته‌شده‌اند و به طورکلی $r\epsilon\ (0,1)$ 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

فیلیپس و سول استفاده از $L(t) = log(t)$ و r=۰/۳ را برای نمونه های $T \leq ۵۰$ در نظر گرفتند. عبارت $۲logL(t)$- نقش تابع خطا[1] را دارد و کارکرد آزمون را بهبود می‌بخشد، به آزمون روی ضریب رگرسور $logt$ کمک می کند تا $logL(t)$ در وضعیت های مختلف رفتارهای متمایزی از خود نشان دهد. پارامتر اصلی آزمون همگرایی b، نیز به $\propto$ وابسته است.

در نهایت، فیلیپس و سول نشان دادند که ارزش کامل $log\ t$ برابر $\hat{b} = 2\ \hat{\propto}$، که ارزش تخمینی $\hat{\propto}$ برآورد شده از $\propto$ تحت فرضیه صفر است. آنها با استفاده از، $\hat{b} = 2\ \hat{\propto}$، ناهمگنی و خود همبستگی (HAC)، $t\text{-}test$ یک طرفه را برای بررسی نابرابری فرضیه صفر $\propto \geq 0$، در نظر گرفتند. فرضیه صفر همگرایی در صورتی که $t_{\hat{b}} < -۱/۶۵$ 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، رتبه‌بندی مقاطع با توجه به مشاهده نهایی: همگرایی در داخل باشگاه ها، زمانی که $T \to \infty$، 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 $\frac{۱}{۲}$ یا $\frac{۱}{۳}$ میانگین دوره زمانی پایانی صورت گیرد.

گام دوم، تشکیل گروه هسته ی $k*$: با انتخاب اولین واحدهای $k\ (۲ \leq k < N)$ رگرسیون $log\ t$، برازش می‌شود. اگر $t_{\hat{b}}$ برای این مقادیر k بزرگ‌تر از ۱/۶۵- باشد، واحدهای دیگر، یک به یک افزوده، و به همین ترتیب، مقدار $t_{\hat{b}}$ محاسبه می‌شود. این روند تا زمانی که $t_{\hat{b}}$ روند افزایشی به خود می گیرد و بزرگ‌تر از مقدار ۱/۶۵- (سطح معنی داری ۰/۰۵ می‌رسد) 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 $t_{\hat{b}} > -۱/۶۵$ برای دو واحد اول برقرار نباشد، اولین واحد را جدا کرده و رگرسیون $log\ t$ برای واحد دوم و سوم برازش می‌شود. این روند تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\hat{b}} > -۱/۶۵$ تداوم می یابد و به همین ترتیب، اگر هیچکدام از واحدها در داخل نمونه، شرط بالا را دارا نباشند، نتیجه می‌شود 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 می‌شود. این کار، برای تمامی واحدهای خارج از گروه هسته ادامه می یابد. واحدهای با $t_{\hat{b}} > c$ (c یک مقدار بحرانی است) را انتخاب و به گروه هسته اصلی اضافه، و

1. Penalty Function

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

سپس، آزمون $log\ t$ برای کل گروه اجرا می‌شود. اگر $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ باشد، گروه همگرا است؛ و از سوی دیگر، سایر واحدهای جداشده، گروه جدیدی را تشکیل می دهند و همین روند بالا، برای آنها نیز تکرار می شوند و بر اساس آن در مورد همگرایی آنها نتیجه می شود. اگر هیچ مقداری به غیر از گروه اصلی دارای مقدار $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ 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$t_{\hat{b}}$ < c). آزمون $log\ t$ برای کل گروه، اجرا می‌شود و اگر، ۱/۶۵- $t_{\hat{b}}$> بود، به ترتیب بالا نتیجه مورد نظر استنباط می شود. در غیر این صورت، گام‌های ۱ تا ۳ برای این گروه جهت بررسی وجود یا عدم وجود زیرگروه ها انجام می شود. اگر هیچ k ای در گام دوم با مقدار $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ وجود نداشت، نتیجه این است که مقادیر باقی‌مانده واگرا هستند.

۲-۴. نتایج تحلیل ها

در این بخش از پژوهش، با استفاده از تحلیل خوشه ای، 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 شاخص های اقتصادی، آموزشی، بهداشتی و اجتماعی طبقه بندی شده اند، سطح توسعه‌یافتگی استان ها سنجش می شود و براین اساس، استان‌های ایران رتبه‌بندی می شوند؛ که در سه دسته توسعه یافته، در حال توسعه و توسعه نیافته قرار می گیرند.

استان های توسعه‌یافته، 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 درحال‌توسعه 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 کهکیلویه 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).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

۱-۲-۴. تحلیل خوشه‌ای مصرف سرانه استان‌های توسعه‌یافته، درحال‌توسعه 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، درحال‌توسعه و توسعه‌نیافته دسته‌بندی‌ی 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 می شود t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- کوچکتر است. استان *Base* حذف و استان بعدی به عنوان *Base* انتخاب، و این روند ادامه می یابد تا اینکه در اینجا وقتی‌که استان مازندران *Base*، و آذربایجان شرقی به آن افزوده می‌گردد، t_bآنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- بزرگ‌تر و مثبت می‌شود، پس به عنوان هسته گروه اصلی انتخاب و استان‌های دیگر اضافه، و هیچکدام از استان های دیگر در این گروه قرار نمی‌گیرند و از گروه خارج می‌گردند. سپس بین استان‌های باقیمانده که t_b محاسباتی کمتر از مقدار بحرانی ۱/۶۵- دارند، آزمون دوباره انجام می‌گردند. مشاهده می شود 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 آذرایجان 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

جدول ۱. نتایج همگرای مصرف استان‌های توسعه‌یافته

Last T Order	Name	t value				
		Step1		Step2	club	log t Test
۱	تهران	Base				=۰/۶۹s_1
۲	اصفهان	Base	۲۶/۴-	s_1^c		=-۶/۰۱s_1^c
۳	خراسان رضوی	Base	-۲/۹۵	s_1^c		-۰/۹۶s_2^c=
۴	خوزستان	Base	-۳/۴۷	s_1^c		
۵	بوشهر	Base	-۲/۸۶	s_1^c		
۶	سمنان	Base	-۰/۰۳	s_1^c		
۷	یزد		-۰/۶۹	s_1^c		
۸	قم		-۱/۸۹	s_1^c		
۹	مازندران		-۱/۱۶	Core	s_1	
۱۰	آذربایجان شرقی		۰/۶۹	Core	s_1	
۱۱	گیلان			-۰/۴۱	s_2^c	
۱۲	مرکزی			-۲/۰۴	s_2^c	
۱۳	هرمزگان			-۰/۷۵	s_2^c	

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول ۲. نتایج همگرایی مصرف استان‌های در حال توسعه‌یافته 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 ۱/۶۵- کوچک‌تر است، پس قزوین حذف و کرمانشاه اضافه می گردد. بین استان کرمان و کرمانشاه نیز t_b از مقدار بحرانی ۱/۶۵- 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 ۱/۶۵- بزرگ‌تر و به عنوان هسته گروه انتخاب می‌شوند و با اضافه کردن استان‌های درحال 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 ۱/۶۵- کوچک‌تر است، آزمون دوباره‌ای انجام، و زنجان به عنوان *Base* انتخاب و چهارمحال و بختیاری اضافه می‌گردد؛ چون t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- کوچک‌تر است، زنجان حذف می‌شود. این روند ادامه می یابد تا اینکه خراسان شمالی به عنوان *Base*

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

انتخاب، و با اضافه کردن گلستان و اردبیل، t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- بزرگ‌تر و مثبت می شود و در یک گروه قرار می‌گیرند. پس بین استان‌های درحال توسعه با متغیر وابسته سرانه متوسط مصرف یک خانوار، دو زیرگروه تشکیل می‌شود که (S_1) گروه اصلی در گام اول شامل استان‌های کرمانشاه، خراسان جنوبی و فارس می‌باشد و (S_2) گروه اصلی در گام دوم، شامل استان خراسان شمالی، گلستان و اردبیل است. (S_1^c) مربوط به استان‌های خارج شده در گام اول است و (S_2^c) نیز مربوط به استان‌های خارج شده در گروه دوم است.

جدول ۲. نتایج همگرایی مصرف استان‌های در حال توسعه‌یافته

Last T Order	Name	t value							
		Step1		Step2	club	Name	Step1	Step2	club
۱	قزوین	Base				۰/۱۵s_1=	=۱/۳۶s_2		
۲	کرمان	Base	-۳/۴۸			=-۲/۲۹s_1^c	= -۴/۸۱s_2^c		
۳	کرمانشاه	Base	-۲/۴۶	Core	s_1				
۴	خراسان جنوبی		۰/۰۱	Core	s_1				
۵	فارس			۰/۱۵	s_1				
۶	زنجان			-۱/۴۵	s_1^c	زنجان	Base		
۷	چهارمحال بختیاری			-۳/۱۴	s_1^c	چهارمحال بختیاری	Base	-۱/۱۷	s_2^c
۸	آذربایجان غربی			-۱/۳۱	s_1^c	آذربایجان غربی	Base	-۲/۵۷	s_2^c
۹	همدان			-۲/۸۷	s_1^c	همدان	Base	-۳/۰۳	s_2^c
۱۰	خراسان شمالی			-۱/۰۹	s_1^c	خراسان شمالی	-۰/۰۸	Core	s_2
۱۱	گلستان			-۲/۰۵	s_1^c	گلستان	۰/۰۸	Core	s_2
۱۲	اردبیل			-۱/۲۰	s_1^c	اردبیل		۱/۳۶	s_2

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول (۳) نتایج استان‌های توسعه‌نیافته، برای مصرف سرانه خانوار آورده شده، و مشاهده می شود که هیچ زیرگروهی تشکیل نمی‌شود؛ چون t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- کوچک‌تر است. فرض اول همگرایی استان‌ها رد می‌شود و بین استان‌های توسعه‌نیافته، واگرایی وجود دارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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

۲-۲-۴. تحلیل خوشه‌ای درآمد سرانه استان‌های توسعه‌یافته، درحال‌توسعه و توسعه‌نیافته

در این قسمت، همگرایی درآمدی بین دسته های استانی انجام می گیرد. جدول (۴) نتایج مشاهدات استان‌های توسعه‌یافته را نمایش می‌دهد. ابتدا استان تهران به‌عنوان استان *Base* در نظر گرفته می‌شود و استان اصفهان اضافه می گردد و مشاهده می‌شود که t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- کوچک‌تر است، سپس اصفهان *Base* قرار داده می شود و خراسان رضوی به آن اضافه می گردد، t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- کوچک‌تر است. فرض واگرایی پذیرفته می‌شود و این کار برای بقیه استان ها نیز انجام می شود تا ضریب استان های آذربایجان شرقی و گیلان مثبت می شود و به عنوان هسته گروه انتخاب می شوند و استان های مرکزی و سپس هرمزگان تک تک به هسته اضافه می گردند که مشاهده می شود برای هر دو استان، t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- کوچک‌تر است و فرض واگرایی پذیرفته می‌شود.

سپس برای استان های با ضریب منفی بعد از تشکیل هسته، دوباره تخمین انجام می گیرد و مشاهده می شود که دو استان هرمزگان و مرکزی نیز در یک گروه قرار می گیرند. در نهایت، هم برای استان های بعد از تشکیل هسته (s_2) و هم، برای استان های با ضریب منفی، قبل از تشکیل هسته (s_1^c) محاسبات انجام می شود. در حالت اول، t_b دو استان مرکزی و هرمزگان از مقدار بحرانی ۱/۶۵- بزرگ تر می شود و تشکیل یک هسته را می دهند. اما در حالت دوم، هیچ زیرگروهی تشکیل نمی گردد و واگرایی تأیید می شود و همگرایی تنها بین استان های آذربایجان شرقی و گیلان، و مرکزی و هرمزگان، تأیید می شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

جدول ۴. نتایج همگرایی درآمد سرانه واقعی استان‌های توسعه‌یافته

Last T Order	Name	t value				
		Step1		**Step2**		
۱	تهران	Base				s_1^c=-۱۱/۲۱
۲	اصفهان	Base	-۴/۴۱	s_1^c		s1=۰ /۴۹
۳	خراسان رضوی	Base	-۴/۲۷	s_1^c		s2=۰ /۱۰
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	s1:۰ /۴۹	
۱۲	مرکزی			-۵/۹۱	core	
۱۳	هرمزگان			-۱/۲۵	core	s2:۰ /۱۰

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول (۵) در خوشه‌بندی استان‌های درحال‌توسعه، در گام اول استان قزوین به‌عنوان استان *Base* در نظرگرفته می شود و استان کرمان اضافه می گردد. مشاهده می شود که t_b آنها از مقدار بحرانی ۱/۶۵- 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 درحال توسعه تشکیل می دهند و فرض همگرایی استان‌ها 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

اردبیل حذف شده، پس می توان گفت که بین استان های درحال 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 استان‌های درحال‌توسعه

Last T Order	Name	t value Step1	Step2		Name	t value 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	$-۰/۱۲ s_1^c$=			
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 توسعه‌نیافته را نشان می دهد. در استان‌های توسعه‌نیافته برای درآمد سرانه هیچ زیرگروهی تشکیل نمی‌شود، چون t_b آنها منفی است و مثبت نمی شود. فرض اول همگرایی استان‌ها رد می‌شود و بین استان‌های توسعه‌نیافته، واگرایی وجود دارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

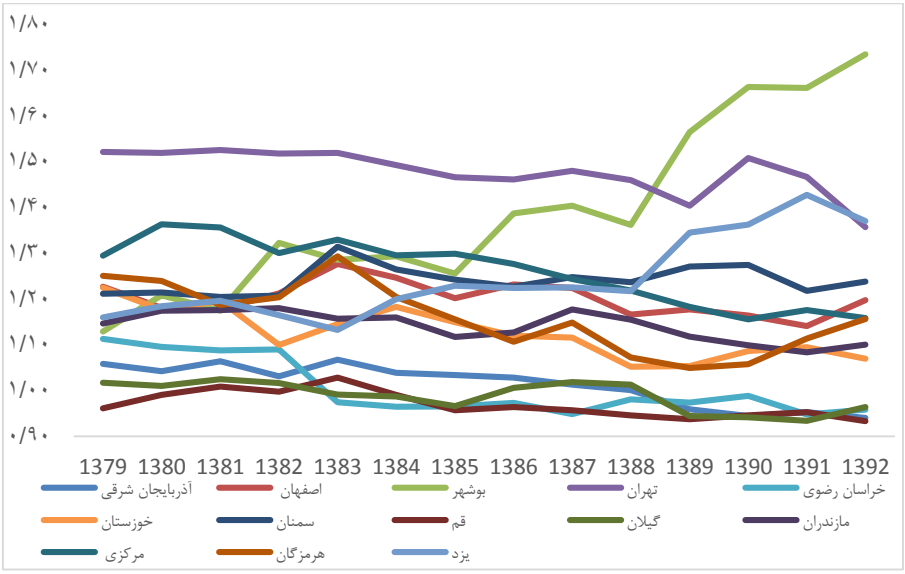
[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

جدول ۶. نتایج همگرایی درآمد سرانه واقعی استان‌های توسعه‌نیافته

Last T Order	Name	t value Step1			
۱	کهکیلویه 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

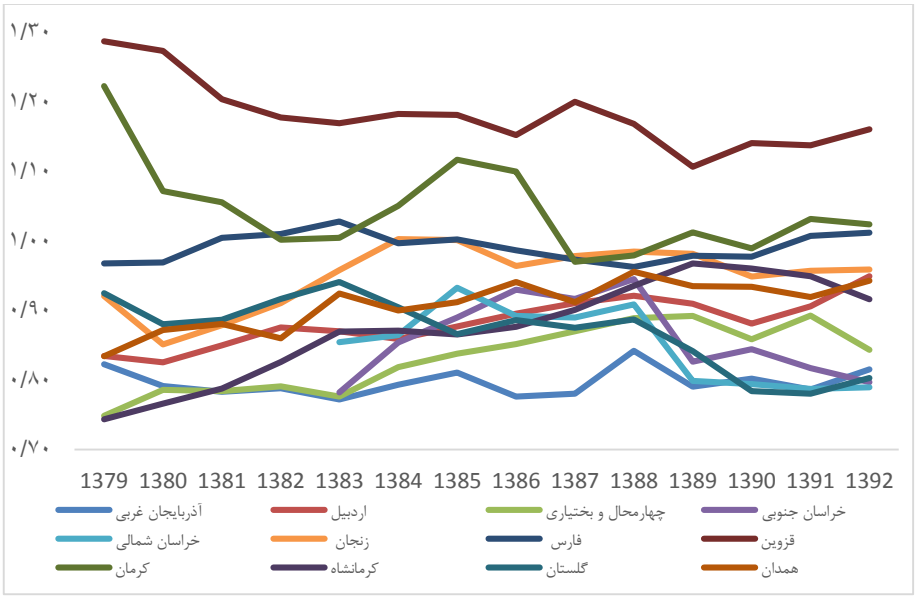
اکنون مسیر انتقالی درآمد سرانه و مصرف متوسط سرانه سه دسته استانی (توسعه یافته، توسعه نیافته و درحال توسعه) در طول زمان ۹۳-۱۳۷۹ در قالب شش نمودار نمایش داده می‌شود.



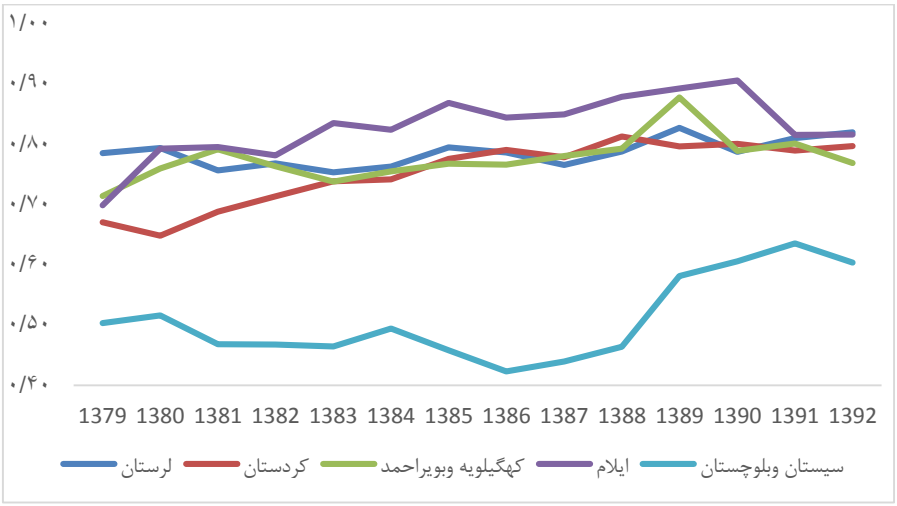
نمودار ۱. مسیر انتقال نسبی درآمد سرانه بین استان های توسعه یافته در ۹۲-۱۳۷۹

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]



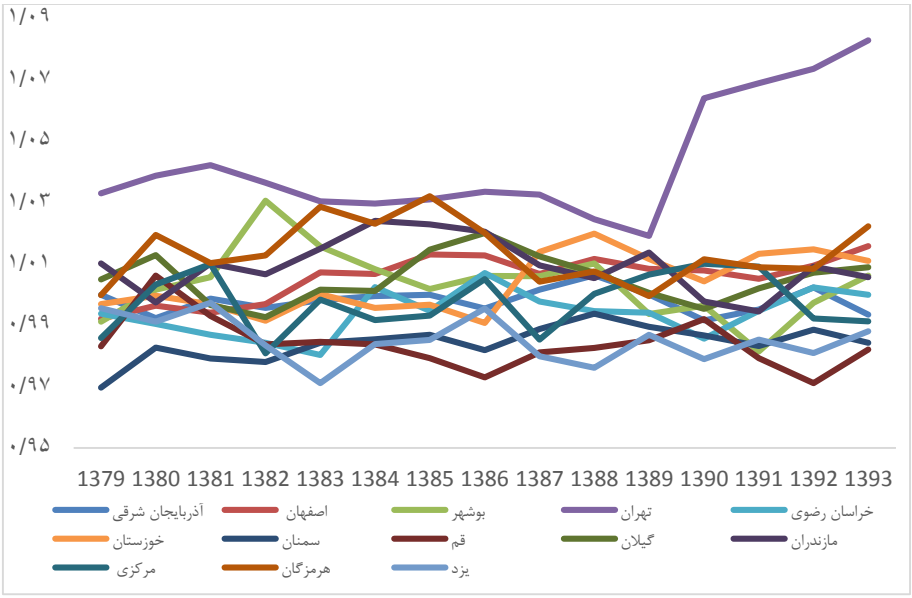
نمودار ۲. مسیر انتقال نسبی درآمد سرانه بین استان های درحال توسعه در ۹۲-۱۳۷۹



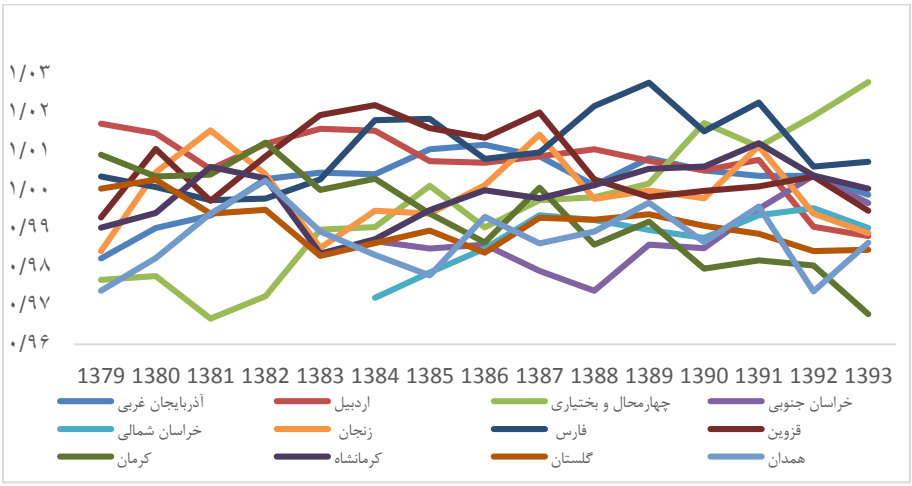
نمودار ۳. مسیر انتقال نسبی درآمد سرانه بین استان های توسعه نیافته در ۹۲-۱۳۷۹

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]



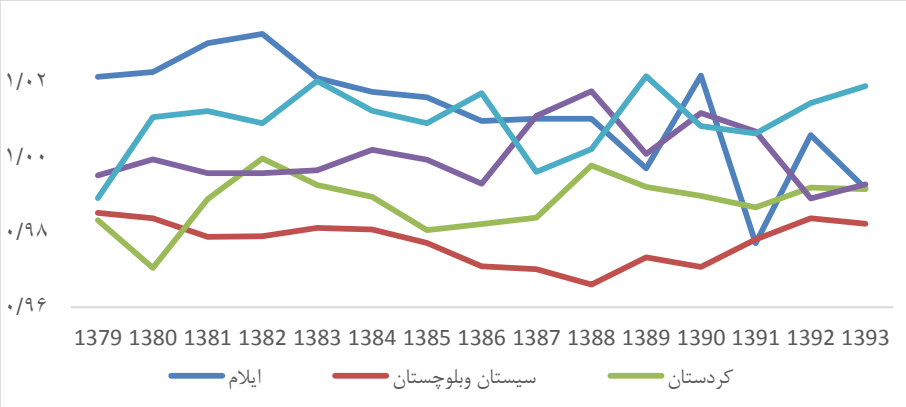
نمودار ۴. مسیر انتقال نسبی مصرف سرانه بین استان های توسعه یافته و درحال توسعه در ۹۳-۱۳۷۹



نمودار ۵. مسیر انتقال نسبی مصرف سرانه بین استان های درحال توسعه در ۹۳-۱۳۷۹

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]



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، همان‌طور که فیلیپس و سول اشاره کرده اند، این روش نه تنها از لحاظ اقتصادسنجی 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 استان‌ها با روش تاکسونومی به سه دسته توسعه‌یافته، درحال‌توسعه و توسعه‌نیافته 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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 درحال 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 استان‌های کرمانشاه و خراسان جنوبی و فارس، و خوشه دوم نیز شامل استان خراسان شمالی، گلستان و اردبیل است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

منابع و مآخذ

افشاری، زهرا (۱۳۷۸). بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه‌ی سولو و سوان). *پژوهشنامه بازرگانی، شماره* ۱۳: ۱۸-۱.

بانک مرکزی.

اکبری، نعمت الله و موید فر، رزیتا (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان های کشور (یک رهیافت اقتصاد سنجی فضایی). *پژوهش های رشد و توسعه پایدار*، شماره ۱۳: ۱۴-۱.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۳: ۱۸۰-۱۵۵.

رحمانی، تیمور و عسگری، حشمت الله (۱۳۸۳). بررسی نقش سیاست های دولت در همگرایی منطقه ای در استان های ایران با به کارگیری روند سپرده های دیداری. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، دوره۴۰، شماره ۲: ۱۵۴-۱۲۹.

شهیکی تاش، محمد نبی؛ یغفوری، حسین و درویشی، باقر (۱۳۹۴). بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه ای رفاه در استان های ایران (مطالعه مقایسه ای 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 استان های ایران در سال های 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 Economichistory*, 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]

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. Rotterdom 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.4.3.9]