

آزمون هم‌گرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل ناپارامتریک^۱

زهرا (میلا) علمی^۲

دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازندران z.elmi@umz.ac.ir

امید رنجبر

کارشناس بازرگانی وزارت صنعت و معدن و تجارت

o_rangbar@yahoo.com

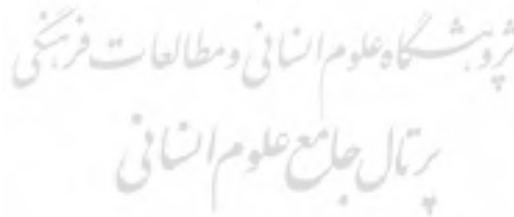
تاریخ دریافت: ۹۲/۰۹/۴ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۲۰

چکیده

در این مقاله فرضیه تشکیل هم‌گرایی باشگاهی بین GDP سرانه واقعی استان‌های ایران با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ آزمون می‌شود. نتایج تحقیق حاکی از شکل‌گیری دو باشگاه هم‌گرایی بین استان‌های کشور است که اکثراً به سمت باشگاه فقیر در حال هم‌گرایی‌اند. همچنین، محاسبه 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 دوره زمانی بین ۲۰ تا ۶۰ سال نیاز است.

طبقه‌بندی JEL: C21، O47، R11.

کلید واژه: استان‌های ایران، پویایی‌های توزیع، رگرسیون چندکی ناپارامتریک، هم‌گرایی باشگاهی.



۱. نویسندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند از پروفسور کروگر و فیاسچی به دلیل ارائه کدهای برنامه‌های اجرای رگرسیون چندکی ناپارامتریک و کرنل تصادفی تشکر کنند. نویسندگان مقاله حاضر با توجه به نیازهای این تحقیق کدهای نوشته‌شده از سوی آن‌ها را ویرایش کردند. کلیه محاسبات در نرم‌افزار R انجام شد.
۲. نویسنده مسئول، مازندران، بابلسر، دانشگاه مازندران، پردیس دانشگاه، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، تلفن: ۰۱۱۲۵۳۴۲۵۵۶ و فاکس: ۰۱۱۲۵۳۴۲۵۰۲

۱. مقدمه

یکی از مباحث جالب در ادبیات رشد اقتصادی، پویایی توزیع درآمد سرانه بین مجموعه‌ای از اقتصادهاست. یکی از فرضیه‌ها در ادبیات رشد اقتصادی که این بحث در چارچوب آن بررسی می‌شود، فرضیه هم‌گرایی درآمد سرانه و پیش‌بینی‌های مدل رشد نئوکلاسیک سولو (۱۹۵۶) است. این فرضیه در برداشت مطلق خود پیش‌بینی می‌کند، با برقراری فروض مدل، در بلندمدت نابرابری درآمد سرانه بین اقتصادها ناپدید خواهد شد به طوری که توزیع درآمد بین اقتصادها به سمت تک‌قله‌ای شدن حرکت خواهد کرد. در مقابل فرضیه هم‌گرایی مطلق، مدل‌های تعادلی چندگانه^۱ 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^۲ (۱۹۹۶ و ۱۹۹۷) توسعه یافت.

عموماً در تحقیقات تجربی، به منظور آزمون فرضیه هم‌گرایی، از مدل‌های مقطعی یا مدل هم‌گرایی بتا، رویکرد پویایی‌های توزیع درآمد سرانه یا مدل هم‌گرایی سیگما و مدل سری زمانی یا هم‌گرایی تصادفی^۳ استفاده می‌شود. برای آزمون مدل هم‌گرایی بتا از دو روش اقتصادسنجی داده‌های مقطعی (حداقل مربعات معمولی و رگرسیون چندکی) و داده‌های تابلویی (آثار ثابت و رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های پانلی پویا) استفاده می‌شود. برای آزمون هم‌گرایی سیگما از شاخص‌های نابرابری مانند انحراف معیار لگاریتم درآمد سرانه، شاخص نابرابری تایل و ضریب جینی، همچنین از رویکرد ناپارامتریک پویایی‌های توزیع مانند کرنل تصادفی استفاده می‌شود.

در این مقاله سعی می‌شود تا پویایی درآمد سرانه بین استان‌های ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸ بر اساس رهیافت هم‌گرایی درآمد سرانه بررسی شود. بررسی مطالعات قبلی انجام‌شده نشان می‌دهد، تاکنون پنج مطالعه در خصوص هم‌گرایی درآمد سرانه بین استان‌های ایران انجام شده است.

مطالعه حاضر از دو لحاظ با مطالعات قبلی تفاوت دارد: الف) مطالعه حاضر اولین مطالعه‌ای است که از داده‌های GDP سرانه واقعی (بدون نفت) به‌منزله جانشینی برای

1. Multiple equilibrium
2. Quah
3. Stochastic convergence

درآمد سرانه استفاده می‌کند در حالی که مطالعات قبلی از سپرده‌های دیداری سرانه (رحمانی، ۱۳۸۳؛ رحمانی و عسگری، ۱۳۸۴ و رحمانی و هانس اکی، ۲۰۰۴) و مخارج سرانه هر خانوار (اکبری و مؤیدفر، ۱۳۸۳ و افشاری، ۱۳۷۸) به‌منزلهٔ جانشین استفاده کرده‌اند. ب) این مطالعه با استفاده از تحلیل‌های ناپارامتریک (رگرسیون چندکی ناپارامتریک و کرنل تصادفی) پویایی توزیع GDP سرانهٔ واقعی را بین استان‌های ایران بررسی می‌کند که تاکنون در هیچ‌یک از مطالعات داخلی انجام‌شده در زمینهٔ فرضیهٔ هم‌گرایی از روش‌های اقتصادسنجی استفاده نشده است. استفاده از این متدولوژی در مطالعهٔ حاضر نشان می‌دهد، توزیع درآمد سرانه بین استان‌های ایران به سمت دو قله‌ای شدن سوق یافته به طوری که دو باشگاه هم‌گرایی بین استان‌های ایران در حال شکل‌گیری است.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم ادبیات نظری و تجربی در زمینهٔ فرضیه هم‌گرایی مرور می‌شود. در بخش سوم داده‌ها و متدولوژی تحقیق، در بخش چهارم نتایج تجربی و در بخش آخر نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات نظری و تجربی

فرضیهٔ هم‌گرایی درآمد سرانه، یکی از پیش‌بینی‌های مدل رشد نئوکلاسیک سولو (۱۹۵۶) است. این مدل تحت فروض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، امکان جانشینی بین نهاده‌های تولید و بازدهی نزولی برای هر یک از آن‌ها و مشابهت پارامترهای رفتاری (نرخ پس‌انداز، نرخ رشد تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت، و ترجیحات مصرف‌کننده) بین اقتصادها، یک مدل تعادل عمومی ساده با یک نقطهٔ تعادلی پایدار را پیش‌بینی می‌کند که در آن سرمایهٔ فیزیکی از اقتصادهای غنی با ذخیرهٔ سرمایهٔ سرانه بالاتر و بازدهی نهایی پایین‌تر (نسبت به اقتصادهای فقیر) به سمت اقتصادهای فقیر حرکت می‌کند. در نتیجه انباشت سرمایه در اقتصادهای فقیر بالا می‌رود و در سرمایهٔ سرانهٔ کشورها به سمت مسیر رشد متوازن هم‌گرایی ایجاد می‌شود.

بر اساس مدل سولو-سوان، هم‌گرایی در سرمایهٔ 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 محو خواهد شد (پک، ۱۹۹۴). این برداشت از فرضیهٔ هم‌گرایی به هم‌گرایی مطلق معروف است که در پانل‌های A_1 و A_2 نمودار ۱ نشان داده شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، هم‌گرایی مطلق به تک قله‌ای شدن توزیع درآمد در بلندمدت منجر می‌شود.

بارو و مارتین (۱۹۹۱) حالت دیگری را مطرح کرده‌اند که در آن به علت اختلاف در تعیین‌کننده‌های سطح یکنواخت، هر اقتصادی به سمت سطح پایدار خود هم‌گرا می‌شود. در این حالت چندین سطح پایدار خواهیم داشت و وقتی کشورها در سطح پایدار خود قرار گیرند، باز هم بین درآمد سرانه آن‌ها تفاوت دائمی وجود خواهد داشت. این اختلاف تنها با انتقال مسیر رشد متوازن کشورها می‌تواند محو شود.

یک حالت خاص از این برداشت، تصور دو سطح پایدار برای کشورهاست: سطح پایدار کشورهای ثروتمند و فقیر. در ادبیات اقتصادی این وضعیت به هم‌گرایی باشگاهی معروف است. در حقیقت هم‌گرایی باشگاهی به مدل‌های تعادل عمومی با چندین نقاط تعادلی پایدار مربوط می‌شود که در نمودار ۲ نشان داده شده است. در این نمودار s ، f ، g ، n ، k ، به ترتیب نرخ پس‌انداز، تابع تولید، سرمایه سرانه، نرخ رشد جمعیت، تکنولوژی و استهلاک هستند. O_L و Q_H به ترتیب توابع سرمایه‌گذاری کشورهای فقیر و ثروتمند به شمار می‌روند. K_L و K_H به ترتیب میزان سرمایه سرانه در سطوح پایدارند. K_T سطح سرمایه سرانه آستانه است. کشورهایی که سرمایه سرانه کمتر از K_T دارند به سمت K_L و کشورهای ثروتمند که سرمایه سرانه بالاتر از K_T دارند به سمت K_H هم‌گرا خواهند شد. از این رو نقاط E و F به ترتیب نقاط تعادلی پایدار سطح پایین و بالا هستند. بر اساس این مدل زمانی کشورهای فقیر می‌توانند به سمت K_H هم‌گرا شوند که بتوانند انباشت سرمایه فیزیکی خود را از سطح آستانه K_T فراتر ببرند.

مدل مطرح‌شده در نمودار ۲ بر اساس مدل رشد نئوکلاسیک بنا شده است که در آن علت تفاوت در درآمد سرانه کشورها را تفاوت در انباشت سرمایه فیزیکی می‌داند. بر اساس این برداشت، افزایش نرخ پس‌انداز به واسطه افزایش انباشت سرمایه فیزیکی، سطح درآمد سرانه را در مسیر رشد متوازن افزایش می‌دهد، اما مدت زمانی که لازم است افزایش نرخ پس‌انداز، سطح درآمد سرانه را در مسیر رشد متوازن افزایش دهد، بسیار طولانی است. بر اساس نتایج رویکرد حسابداری رشد مبتنی بر مدل سولو-سوان، علت اصلی شکاف در درآمد سرانه کشورها، متغیر ناشناخته یعنی کارایی نیروی کار (پسماند سولو) است. مطالعات بعدی در نظریه رشد سعی کردند با تفکیک این متغیر ناشناخته علت تفاوت در درآمد سرانه کشورها را پاسخ دهند. ابتدا این متغیر با عنوان دانش تفسیر شد. بر خلاف مدل سولو، نرخ انباشت دانش در مدل‌های رشد جدید درون‌زا فرض شد تا بتوان رفتار آن را بهتر بررسی کرد. نتایج این مدل‌ها حاکی از آن است که دانش و تکنولوژی بر سطح تولید کشورها اثرگذارند، اما دانش به تنهایی نمی‌تواند اختلاف در درآمد سرانه کشورها را توجیه کند، بلکه فقدان توان استفاده بهینه از تکنولوژی‌ها، مشکل‌زاست. عواملی در کشورهای ثروتمند وجود دارند که سبب

می‌شوند، از تکنولوژی‌ها بهره‌برداری بهتری کنند. در حالی که این عوامل در کشورهای فقیر وجود ندارند یا اینکه کم‌تر وجود دارند (رومر، ۲۰۰۴، فصل سوم).

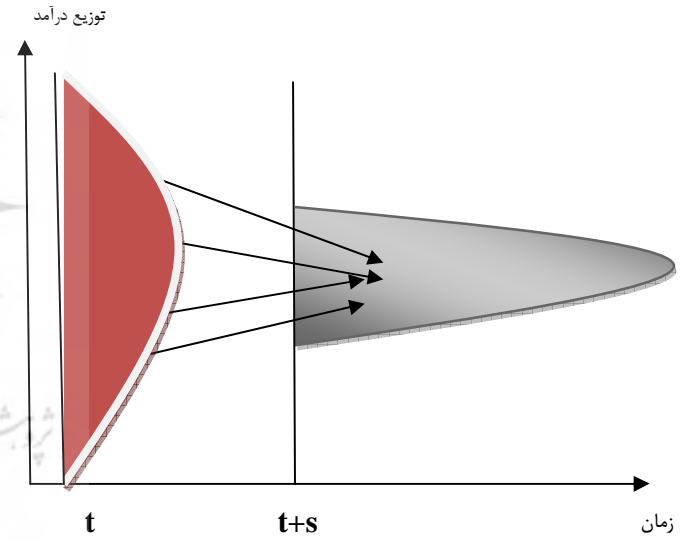
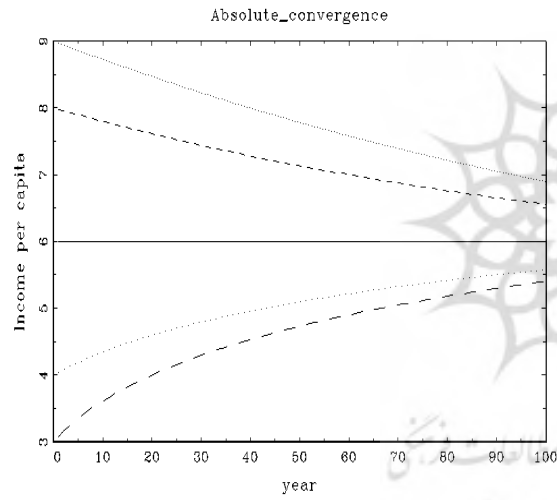
در مدل‌های بعدی، عامل تولید جدیدی به نام سرمایه‌انسانی به‌منزله کالای اقتصادی که استفاده از آن از سوی یک فرد، مانع استفاده از آن از سوی دیگران خواهد شد، مطرح شد. نتایج این مدل‌ها حاکی از آن است که تفاوت در انباشت سرمایه‌انسانی به تنهایی نمی‌تواند، اختلاف در درآمد سرانه کشورهای را توضیح دهد. به منظور بررسی تأثیر هر یک از عوامل مذکور در شکاف درآمد سرانه، می‌توان به مطالعه هال و جونز (۱۹۹۹) اشاره کرد. آن‌ها حسابداری رشد را بین کشورهای بررسی کردند و دریافتند که $\frac{1}{6}$ تفاوت در درآمد سرانه کشورهای به وسیله تفاوت در شدت به کارگیری سرمایه فیزیکی، $\frac{1}{4}$ آن به تفاوت در سال‌های تحصیل و بقیه به وسیله پسماند سولو قابل توضیح است. هال و جونز در این مطالعه، عوامل تعیین‌کننده منابع و تفاوت در درآمد سرانه کشورهای را زیرساخت‌های اجتماعی^۱ نامیده‌اند.

در پانل‌های B_1 و B_2 نمودار ۱ شکل‌گیری باشگاه‌های هم‌گرایی نشان داده شده است. بر اساس این نمودار، طی یک افق زمانی s ساله (حرکت از سال t به سال $t+s$) توزیع درآمد بین اقتصادها به سمت دو قله‌ای شدن سوق پیدا کرده است به طوری که در صورت تداوم این روند انتظار نمی‌رود اختلاف درآمد سرانه در بلندمدت ناپدید شود.

ادبیات تجربی روی فرضیه هم‌گرایی با کاربامول (۱۹۸۶) شروع شد، سپس از سوی بارو و سالا-ای-مارتین (۱۹۹۱ و ۱۹۹۲)، منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲)، اسلام (۱۹۹۵) و کسلی و همکاران (۱۹۹۶) توسعه یافت. مرور مطالعات قبلی نشان می‌دهد، دسته‌ای از مطالعات تجربی به دنبال آزمون فرضیه هم‌گرایی در مناطق متفاوت و بین اقتصادهای مختلف و دسته دیگر به دنبال توسعه متدولوژی‌ها و تکنیک‌های اقتصادسنجی برای آزمون این فرضیه بودند. برای مثال، منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲) با بسط معادله هم‌گرایی - رشد، سرمایه‌انسانی را وارد این مدل کردند.

پانل A_۱: هم‌گرایی مطلق

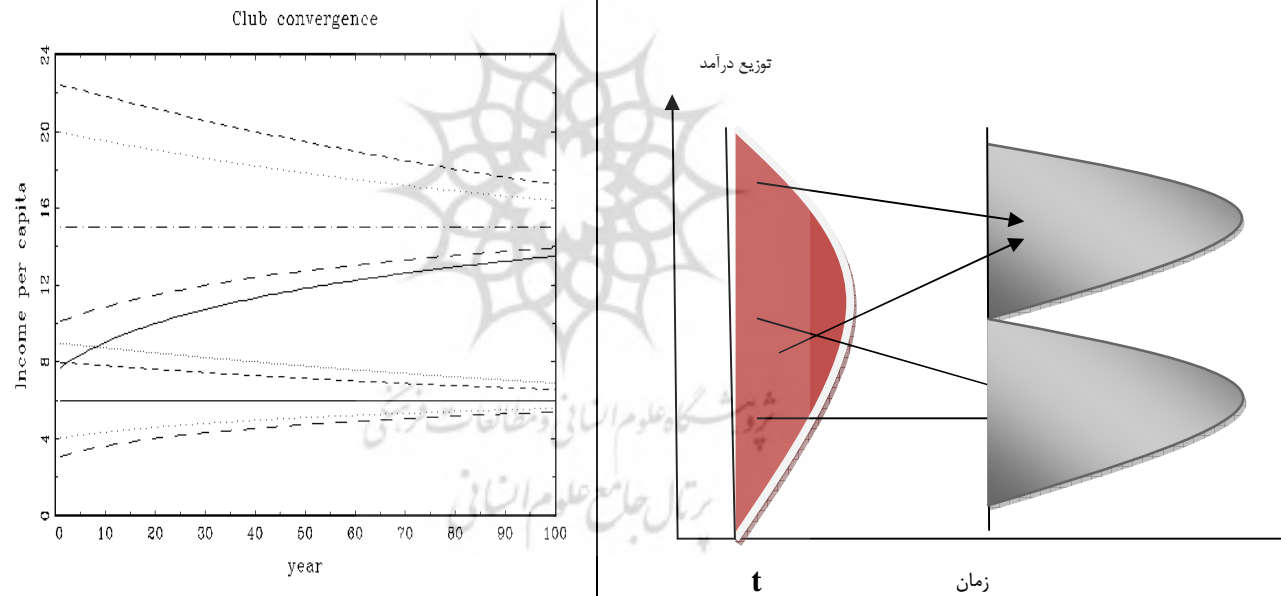
پانل A_۲: شکل‌گیری توزیع درآمد تک‌قله‌ای
(uni-modal distribution)



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

پانل B₁: هم‌گرایی باشگاهی

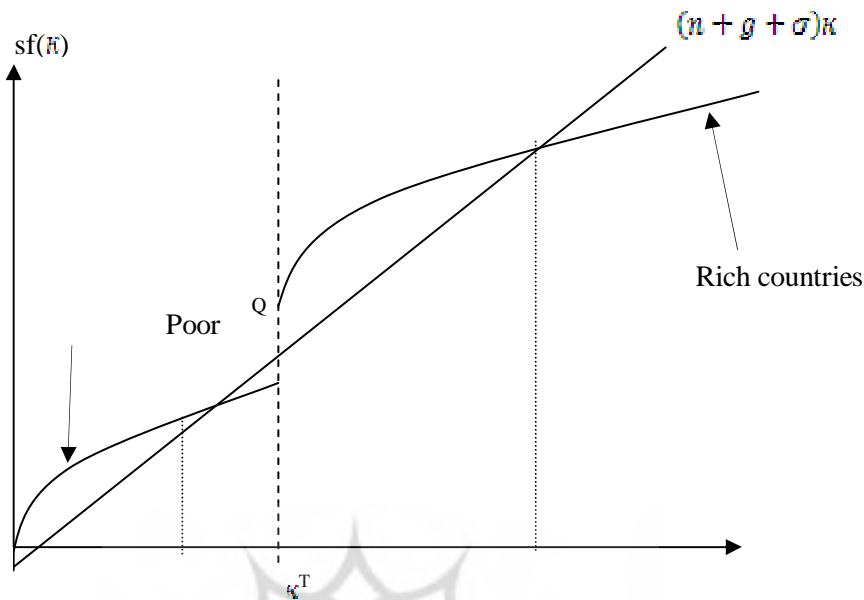
پانل B₂: شکل‌گیری توزیع درآمد
دوقله‌ای (Twin peaks)



۱. نمودارهای پانل A1 و B1 در نرم‌افزار Gauss شبیه‌سازی شدند (کد برنامه در صورت نیاز در اختیار قرار خواهد گرفت).

۲. نمودار پانل B2 از کواه (ص ۲۸: ۱۹۹۷) اقتباس شده‌است.

نمودار ۱. پویایی توزیع درآمد سرانه در قالب فرضیه‌های هم‌گرایی مطلق و باشگاهی



نکته: این نمودار از مقاله دورلاف و یوهانسن (۳۷۷: ص و ۱۹۹۵) اقتباس شده است.
نمودار ۲. مدل رشد اقتصادی با سطوح یکنواخت یا نقاط تعادلی چندگانه

اسلام (۱۹۹۵) اثبات کرد که تکنیک‌های متداول اقتصادسنجی داده‌های مقطعی و پانلی مانند OLS، آثار ثابت و تصادفی نتایج تورش‌داری را برای تخمین معادله هم‌گرایی- رشد ارائه می‌کنند. در ادامه اسلام (۱۹۹۵)، کسلی و همکاران (۱۹۹۶) استفاده از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های پانلی را برای تخمین معادله هم‌گرایی- رشد پیشنهاد و تصریح کردند که این تخمین‌زن می‌تواند بر تمامی نارسایی‌های روش‌های آثار ثابت، تصادفی و OLS فائق آید. در کنار گسترش استفاده از مدل مقطعی یا همان معادله هم‌گرایی- رشد، فریدمن (۱۹۹۲) و کواه (۱۹۹۳) بحث سفسطه گالتونی در نتایج مدل مقطعی را مطرح کردند و به منظور حل این مشکل، کواه (۱۹۹۶) استفاده از رویکرد پویایی‌های توزیع را برای آزمون فرضیه هم‌گرایی پیشنهاد داد. بحث هم‌گرایی باشگاهی قبل از کواه (۱۹۹۶) مطرح شد، اما او با استفاده از رویکرد پویایی‌های توزیع درآمد سرانه توانست به وضوح شکل‌گیری باشگاه‌های هم‌گرایی بین کشورها را نشان دهد.

بررسی مطالعات داخلی نشان می‌دهد، آزمون فرضیه هم‌گرایی در داخل با کار افشاری (۱۳۷۸) شروع شد. او در این تحقیق فرضیه هم‌گرایی را بین استان‌های ایران

طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۷۴ آزمون کرد. نتایج تحقیق او نشان می‌دهد فرضیه هم‌گرایی بتا بین استان‌های کشور رد نمی‌شود، اما سرعت هم‌گرایی بسیار پایین است به طوری که برای هم‌گرایی کامل بین استان‌ها به یک دوره ۶۴ ساله نیاز است. در سال‌های بعد رحمانی و هانس-اکی (۲۰۰۴)، رحمانی (۱۳۸۳) و رحمانی و عسگری (۱۳۸۴) فرضیه هم‌گرایی بین استان‌های ایران را آزمون کردند. به علت فقدان داده‌های آماری مربوط به GDP استان‌ها، مطالعات مذکور از سپرده‌های دیداری به‌منزله جانشینی برای GDP استفاده کردند. نتایج رحمانی و هانس-اکی (۲۰۰۴) حاکی از رد نکردن فرضیه هم‌گرایی شرطی بین استان‌های کشور است. در مقابل یافته‌های رحمانی (۱۳۸۳) نشان می‌دهد هم‌گرایی مطلق بین استان‌های ایران ضعیف است. رحمانی و عسگری (۱۳۸۴) نقش سیاست‌های دولت را در هم‌گرایی درآمد سرانه بین استان‌ها آزمون کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، سیاست‌های منطقه‌ای دولت در تسریع هم‌گرایی بین استان‌های کشور ناموفق و حتی در جهت عکس عمل کرده است. اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳) با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی فرضیه هم‌گرایی را بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۰ و با استفاده از آمار بودجه خانوار آزمون کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که اولاً، فرضیه هم‌گرایی بین استان‌های کشور رد نمی‌شود به طوری که انتظار می‌رود هر ساله ۳۱ درصد از شکاف درآمدی بین استان‌های کشور محو شود. ثانیاً، مجاورت فضایی آثار سرریز مثبت روی رشد اقتصادی استان‌ها دارد.

۳. توصیف داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق

۱.۳. توصیف داده‌ها

در این تحقیق به منظور آزمون فرضیه هم‌گرایی بین استان‌های ایران، داده‌های مربوط به GDP اسمی (بدون نفت)، جمعیت و شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های کشور از درگاه آماری مرکز آمار ایران اخذ شد. سپس، GDP سرانه واقعی برای هر یک از استان‌ها طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ محاسبه شد. در جدول ۱ متوسط GDP واقعی سرانه استان‌های کشور، همچنین نرخ رشد آن برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸ و دو زیردوره ۱۳۷۹-۱۳۸۳ و ۱۳۸۴-۱۳۸۸ آورده شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، بوشهر، تهران و مرکزی بالاترین GDP واقعی سرانه را بین استان‌های کشور طی دوره مورد بررسی داشته‌اند. استان ایلام با اینکه در زیردوره ۱۳۷۹-۱۳۸۳ در رده استان‌های با GDP واقعی سرانه متوسط قرار داشت، توانست در دوره ۱۳۸۴-۱۳۸۸ GDP واقعی سرانه خود را افزایش دهد و در

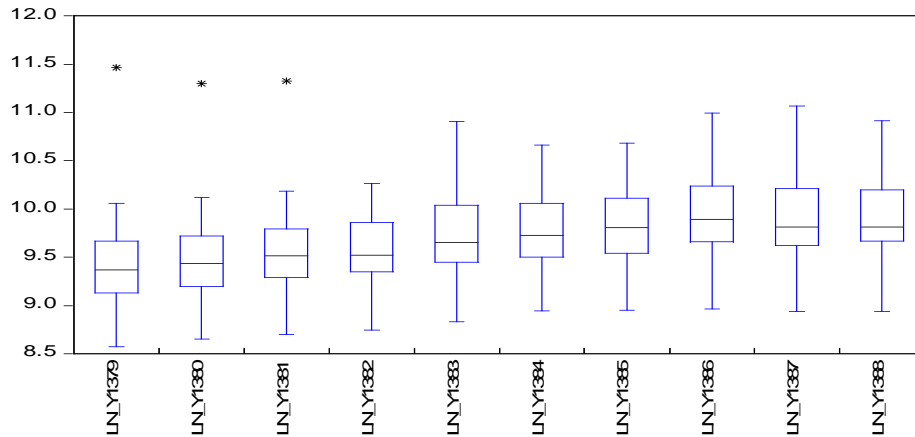
رتبه چهارم قرار گیرد. استان‌های سیستان و بلوچستان، کردستان، لرستان، چهارمحال و بختیاری، آذربایجان غربی و کرمانشاه طی دوره مورد بررسی پایین‌ترین سطح GDP واقعی سرانه را داشتند و نتوانستند سطح درآمد سرانه خود را به طور قابل ملاحظه افزایش دهند. تحولات نرخ رشد GDP واقعی سرانه طی دو زیردوره ۱۳۷۹-۱۳۸۳ و ۱۳۸۴-۱۳۸۸ نشان می‌دهد، طی زیردوره اول تمامی استان‌های کشور به جز کرمان رشد مثبت تجربه کردند و استان بوشهر با ۳۲ درصد رشد اقتصادی به‌منزله معجزه رشد اقتصادی در این دوره بود و در رتبه‌های بعدی استان‌های ایلام، سمنان و قم قرار داشتند. اما طی زیردوره ۱۳۸۴-۱۳۸۸ تحولات رشد اقتصادی استان‌ها کاملاً دگرگون شد، به گونه‌ای که طی این زیردوره تمامی استان‌ها به غیر از قزوین، کرمان و کردستان رشد منفی را تجربه کردند. این امر موجب کاهش GDP واقعی سرانه در پایان دوره مورد بررسی شد. در این زیردوره استان‌های بوشهر، کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان و ایلام فاجعه‌های رشد اقتصادی بودند.

در نمودار ۳، نمودار جعبه‌ای پراکنش لگاریتم GDP واقعی سرانه بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ نمایش داده شده است. در این نمودار خط سیاه میانه و ستاره‌ها داده‌های پرت را نشان می‌دهند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۸ میانه و حداقل GDP واقعی سرانه افزایش یافته، اما پراکندگی درآمد سرانه از روندی یکنواخت پیروی نکرده است. طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۲ میانه درآمدی افزایش یافته، اما پراکندگی GDP واقعی سرانه تقریباً ثابت باقی مانده است. در سال ۱۳۸۳ پراکنش GDP واقعی سرانه افزایش و دو سال بعد کاهش یافت. در دو سال پایانی دوره مورد بررسی ضمن کاهش میانه GDP واقعی سرانه پراکندگی آن افزایش یافت. نکته درخور توجه این است که با افزایش سطح GDP واقعی سرانه طی زیردوره دوم، نابرابری GDP واقعی سرانه بین استان‌های کشور در این دوره بیشتر از زیردوره اول شد.

جدول ۱. متوسط GDP سرانه واقعی استان‌ها و نرخ رشد آن در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸

استان	متوسط GDP سرانه واقعی (هزار ریال)			استان	متوسط نرخ رشد GDP سرانه واقعی (درصد)		
	۱۳۷۹	۱۳۸۴	۱۳۷۹		۱۳۷۹	۱۳۸۴	۱۳۷۹
	۱۳۸۳	۱۳۸۸	۱۳۸۸		۱۳۸۳	۱۳۸۸	۱۳۸۸
کهریزک و بویراحمد	۸۷۵۸۶	۹۱۹۱۸	۸۹۷۵۲	بوشهر	۳۲/۶۳۲	۵/۱۵۲	۱۴/۸۶۳
خوزستان	۴۴۷۷۴	۶۴۷۴۸	۵۴۷۶۱	ایلام	۸/۶۶۳	-۰/۶۱۴	۸/۳۹۱
بوشهر	۳۱۳۳۲	۵۰۹۹۶	۴۱۱۶۴	یزد	۵/۹۴۶	۴/۷۱۸	۷/۰۷۸
تهران	۲۶۸۳۷	۳۶۶۶۳	۳۱۷۵۰	کرمانشاه	۷/۳۴۶	۴/۰۹۶	۶/۴۴۵
ایلام	۱۵۵۰۷	۳۶۹۷۵	۲۶۲۴۱	چهارمحال و بختیاری	۵/۹۳۷	۳/۷۸۵	۶/۲۴۶
مرکزی	۲۲۳۵۹	۲۷۶۲۵	۲۴۹۹۲	مازندران	۶/۷۹۲	۳/۵۸۸	۶/۰۲۴
سمنان	۱۸۵۰۹	۲۶۰۴۰	۲۲۲۷۴	همدان	۷/۶۳۴	۳/۱۵۳	۵/۸۲۹
اصفهان	۱۸۴۲۵	۲۵۵۹۲	۲۲۰۰۸	سمنان	۷/۹۲۶	۳/۶۱۴	۵/۸۰۸
هرمزگان	۲۰۰۳۲	۲۲۹۲۸	۲۱۴۸۰	زنجان	۵/۵۵۰	۲/۳۱۷	۵/۵۲۸
قزوین	۱۸۰۰۴	۲۲۷۸۲	۲۰۳۹۳	خراسان رضوی	۶/۸۹۳	۲/۴۸۶	۵/۳۶۸
یزد	۱۵۸۶۰	۲۴۴۸۹	۲۰۱۷۵	اردبیل	۵/۰۹۲	۴/۱۱۲	۵/۳۰۲
مازندران	۱۶۰۴۶	۲۱۹۸۳	۱۹۰۱۴	گلستان	۶/۸۵۸	۳/۰۵۹	۵/۰۶۶
کرمان	۱۴۰۰۵	۱۹۱۱۰	۱۶۵۵۸	تهران	۵/۶۳۸	۳/۲۲۱	۵۰۰۳۹
آذربایجان شرقی	۱۴۰۱۲	۱۸۷۰۷	۱۶۳۵۹	کردستان	۴/۳۲۵	۴/۳۶۷	۴/۹۷۷
فارس	۱۳۷۱۸	۱۸۰۵۴	۱۵۸۸۶	فارس	۷/۲۷۷	۱/۹۹۹	۴/۹۵۲
گیلان	۱۳۰۴۴	۱۷۶۸۱	۱۵۳۶۳	آذربایجان غربی	۴/۰۳۸	۳/۸۴۸	۴/۹۳۴
زنجان	۱۱۶۳۴	۱۷۲۷۸	۱۴۴۵۶	گیلان	۴/۴۹۶	۳/۴۲۱	۴/۸۴۰
قم	۱۲۷۴۹	۱۵۸۸۷	۱۴۳۱۸	آذربایجان شرقی	۶/۶۲۲	۱/۰۰۱	۴/۴۱۷
خراسان رضوی	۱۱۷۵۶	۱۶۶۲۲	۱۴۱۸۹	اصفهان	۷/۳۸۹	۰/۸۴۶	۴/۳۱۹
همدان	۱۱۰۲۳	۱۵۰۲۹	۱۳۰۲۶	قم	۷/۸۲۳	۰/۰۵۰	۴/۰۴۳
گلستان	۱۱۱۰۳	۱۴۷۴۹	۱۲۹۲۶	مرکزی	۵/۴۲۷	۱/۷۰۱	۳/۷۶۵
اردبیل	۱۰۸۶۹	۱۴۷۹۶	۱۲۸۳۳	سیستان و بلوچستان	۵/۲۳۸	-۰/۰۶۶	۳/۷۱۸
کرمانشاه	۱۰۳۰۲	۱۴۵۸۵	۱۲۴۴۳	قزوین	۱/۴۶۸	۳/۰۷۸	۳/۳۲۳
چهارمحال و بختیاری	۹۵۱۸	۱۳۶۵۱	۱۱۵۸۴	لرستان	۳/۵۸۹	۰/۹۳۷	۳/۱۱۵
آذربایجان غربی	۹۶۶۴	۱۲۶۸۶	۱۱۱۷۵	خوزستان	۷/۲۳۲	-۰/۴۰۴۵	۲/۸۹۷
لرستان	۹۷۶۰	۱۲۱۱۳	۱۰۹۳۶	کرمان	-۰/۱۳۹	۱/۱۲۹	۲/۰۷۸
کردستان	۹۰۱۹	۱۲۳۰۰	۱۰۶۶۰	هرمزگان	۳/۳۹۸	-۱/۸۰۴	۱/۹۲۹
سیستان و بلوچستان	۶۰۲۶	۷۶۹۱	۶۸۵۹	کهریزک و بویراحمد	۰/۶۹۶	-۱۱/۰۳۴	-۴/۲۷۳

منبع: داده‌های خام مرکز آمار و محاسبات نویسندگان



منظور از \ln_Y1379 ، لگاریتم GDP سرانه واقعی در سال ۱۳۷۹ است. ستاره‌ها مشاهدات پرت (outliers) را نشان می‌دهند.

نمودار ۳. نمودار جعبه‌ای GDP سرانه واقعی طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸

۲.۳. روش‌شناسی تحقیق

همان‌طور که در مقدمه متذکر شدیم، در این تحقیق به منظور بررسی پویایی توزیع درآمد سرانه بین استان‌های کشور از دو رویکرد مقطعی و توزیعی فرضیه هم‌گرایی استفاده شده است. به منظور آزمون فرضیه هم‌گرایی روش رویکرد مقطعی معادله ۱ تصریح شد:

$$GY_{i,t} = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t-5}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

در معادله یک، GY متوسط نرخ رشد GDP واقعی سرانه طی هر زیردوره ۵ ساله و $\ln(Y_{i,t-5})$ لگاریتم GDP واقعی سرانه در اول هر زیردوره ۵ ساله است. برای تخمین این معادله از داده‌های تلفیقی (pooling data) غیرهمپوش استفاده شده است. بر اساس ادبیات رشد اقتصادی، تخمین معادله مذکور با تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی یا تخمین‌زن آثار ثابت با مشکل سفسطه گالونی همراه است. یکی از راه‌های حل این مشکل استفاده از رویکرد رگرسیون چندکی ناپارامتریک^۱ است. این رویکرد قادر است معادله ۱ را برای چندک‌های مختلف نرخ رشد برآزش کند. همچنین، با انعطاف‌پذیر کردن ضریب محقق را قادر می‌کند مقدار این ضریب را در سطوح مختلف درآمد سرانه اولیه تعیین کند. از این رو بر خلاف تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی

1. Non-Parametric quantile regression

و تخمین‌زن داده‌های پانلی، که با کمک آن‌ها می‌توان فقط فرضیه هم‌گرایی مطلق را با تخمین معادله ۱ آزمون کرد، با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک می‌توان فرضیه هم‌گرایی باشگاهی را نیز با تخمین همین معادله آزمون کرد. زیرا با این روش می‌توان رفتار هم‌گرایی را بین اقتصادهای یک نمونه در سطوح مختلف رشد اقتصادی و درآمدی بررسی کرد.^۱ در این تحقیق به پیروی از کواه (۱۹۹۶) از تحلیل ناپارامتریک پویایی‌های توزیع برای آزمون فرضیه هم‌گرایی باشگاهی استفاده شده است. با کمک این رویکرد می‌توان تعیین کرد، که آیا توزیع درآمد سرانه بین اقتصادهای تحت بررسی به سمت تک‌قله‌ای شدن حرکت می‌کند یا چند قله‌ای شدن؟ رویکرد پویایی‌های توزیع تکامل توزیع درآمد سرانه را با کمک فرایند مرتبه اول مارکوف^۲ مدل‌سازی می‌کنند. در این رویکرد فرض می‌شود توزیع چگالی φ_t به صورت زیر نمو پیدا می‌کند:

$$\varphi_{t+1} = M \cdot \varphi_t \quad (2)$$

در معادله ۲، M عملگری است که انتقال بین دو توزیع درآمد در زمان t و $t+1$ را ترسیم می‌کند. اگر توزیع φ_t به صورت گسسته فرض شود در آن صورت می‌توان عملگر M را با ماتریس انتقال مارکوف ساخت. اما اگر فرض شود توزیع φ_t به صورت پیوسته است (که فرض صحیح‌تری است) در آن صورت برای ساختن عملگر M باید از کرنل‌های تصادفی^۳ استفاده کرد (لورینی^۴ و همکاران، ۲۰۰۵ و صص: ۲۱۳-۲۱۱۱). کرنل تصادفی، تابع انتقال فرایند تصادفی است که به صورت نمودار سطح^۵ در سه بعد یا نمودار کنتر^۶ در دو بعد رسم می‌شود. تمامی نقاط نمودار سطح به صورت احتمال - یعنی احتمال انتقال اقتصادها از یک بخش توزیع درآمد به بخش دیگر آن طی یک افق زمانی مشخص - تفسیر می‌شوند. شکل‌گیری باشگاه‌های هم‌گرایی در نمودار سطح به وسیله قله‌ها نمایش داده می‌شود (اپستین^۷ و همکاران، ۲۰۰۷ و ص ۱۰۶).

۴. نتایج تجربی

همان‌طور که در بخش قبل تشریح شد، در این تحقیق برای آزمون فرضیه هم‌گرایی باشگاهی از دو روش اقتصادسنجی رگرسیون چندکی ناپارامتریک و پویایی‌های توزیع استفاده می‌شود. تحلیل فرضیه هم‌گرایی با استفاده از این دو رویکرد به صورت نموداری

۱. برای مطالعه ادبیات اقتصادسنجی رگرسیون چندکی به کونکر (۲۰۰۵) مراجعه کنید.

2. First order Markov process

3. Stochastic Kernels

4. Laurini

5. Surface plot

6. Contour plot

7. Epstein

انجام می‌شود (مانند لورینی و همکاران، ۲۰۰۵، کروگر، ۲۰۰۹ و اپستین و همکاران، ۲۰۰۷) و نتایج تحقیق به صورت جدول ارائه نمی‌شود. بر این اساس، تحلیل‌ها بر پایه استنتاج نموداری بنا می‌شوند.

در این مطالعه، برای آزمون فرضیه هم‌گرایی باشگاهی، ابتدا معادله ۱ با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک تخمین زده شد. برای این منظور دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ به دو زیردوره ۵ ساله تقسیم و برای هر زیردوره GDP واقعی سرانه اولیه و متوسط نرخ رشد آن محاسبه شد (یعنی برای هر استان دو مشاهده برای نرخ رشد و دو مشاهده برای GDP واقعی سرانه اولیه داریم). در مرحله بعد داده‌های دو زیردوره تلفیق، سپس با استفاده از داده‌های تلفیقی و رگرسیون چندکی ناپارامتریک معادله ۱ برآورد شد.

نتایج برآورد برای چهار چندک ۰/۲، ۰/۴، ۰/۶ و ۰/۸ در نمودار ۴ نمایش داده شده است. در این نمودارها خطوط برازش شده به صورت سیاه پررنگ و فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای آن به صورت خط چین نشان داده شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در تمامی چندک‌ها شیب تابع (یا همان ضریب بتا) منفی است که نشان می‌دهد نمی‌توان فرضیه هم‌گرایی را در هیچ‌یک از چندک‌ها رد کرد. از طرف دیگر، شیب تابع در چندک‌های پایین به مراتب بزرگ‌تر از چندک‌های بالاست که این امر حاکی از هم‌گرایی قوی‌تر بین اقتصادهای با نرخ رشد پایین‌تر است. نکته مهم دیگر آن است که خط برازش شده برای دو چندک ۰/۲ و ۰/۴ تقریباً حول درآمد سرانه (به صورت لگاریتمی) ۱۰/۵ خط نرخ رشد برابر صفر را قطع کرده است. این نکته حاکی از آن است که اقتصادهای با درآمد سرانه و نرخ رشد پایین به سمت این سطح از درآمد سرانه در حال هم‌گرا شدن هستند. در مقابل خطوط رگرسیونی برازش شده برای چندک‌های ۰/۶ و ۰/۸ نشان می‌دهند اقتصادهای با درآمد سرانه و نرخ رشد بالا به سمت سطح درآمد سرانه (به صورت لگاریتمی) تقریباً حول ۱۱/۵ در حال هم‌گرا شدن هستند. بنابراین، بر اساس یافته‌های به دست آمده از رگرسیون چندکی، می‌توان دو باشگاه هم‌گرایی را بین استان‌های ایران شناسایی کرد.

به منظور روشن‌تر شدن این یافته، پویایی‌های توزیع درآمد سرانه بین استان‌های ایران با استفاده از کرنل تصادفی برای افق زمانی ۵ ساله تخمین زده شد که نمودار سطح آن در پانل A و نمودار کنتر آن در پانل B نمودار ۵ ارائه شده است. طبق نظر اپستین و همکاران (۲۰۰۷ و ص: ۱۰۸) با استفاده از شکل و موقعیت کرنل تصادفی

۱. خط سیاه پررنگ برای چندک ۰/۸ خط افقی نرخ رشد برابر صفر را قطع نکرده است، اما فاصله اطمینان برای این خط در نقاط انتهایی سمت راست عدد صفر را دربر می‌گیرد.

(نمودار سطح و به خصوص کمتر) می‌توان در خصوص درجه انتقال یا ماندگاری در توزیع تجربی درآمد سرانه نظر داد. قله در نمودار سطح کرنل تصادفی احتمال انتقال را در هر سطحی از درآمد سرانه نشان می‌دهد. برای مثال، با دقت در نمودار سطح کرنل تصادفی و مشاهده دو قله در سطوح پایین و بالای درآمد سرانه، می‌توان گفت که بیشترین احتمال انتقال درآمد سرانه به سمت سطوح درآمد سرانه پایین و بالا وجود دارد و اقتصادهای با درآمد سرانه متوسط به علت انتقال به سمت یکی از این دو قله‌ها در حال ناپدید شدن هستند. نکته مهم دیگر در خصوص موقعیت نمودار کمتر نسبت به خط نیمساز (خط سیاه مورب در پانل B نمودار ۵) است. اگر کرنل تصادفی در راستای خط نیمساز قرار گیرد نشان‌دهنده آن است که درجه ماندگاری در توزیع درآمد سرانه بالا و توزیع درآمد سرانه اقتصادها در دوره $t+5$ نسبت به دوره t تغییر زیادی نداشته است. به عبارت دیگر، اقتصادهای فقیر همچنان فقیر و اقتصادهای ثروتمند همچنان ثروتمند باقی ماندند. اگر کرنل تصادفی حرکتی خلاف عقربه‌های ساعت نسبت به خط نیمساز داشته باشد در آن صورت می‌توان ادعا کرد که اقتصادهای فقیر ثروتمندتر و اقتصادهای ثروتمند فقیرتر شده‌اند. به عبارت دیگر، نوعی هم‌گرایی بین اقتصادها در حال شکل‌گیری است. اگر کرنل تصادفی نسبت به خط نیمساز حرکتی در جهت عقربه‌های ساعت داشته باشد، در آن صورت اقتصادهای ثروتمند غنی‌تر و اقتصادهای فقیر فقیرتر شده‌اند. به عبارت دیگر، نوعی واگرایی بین اقتصادها در حال شکل‌گیری است. دو مشکل در تفسیر شهودی نتایج کرنل تصادفی وجود دارد. اول اینکه نمی‌توان هر قله‌ای (peak) را در نمودار سطح کرنل تصادفی به‌منزله باشگاه هم‌گرایی تفسیر کرد. ثانیاً شناسایی جهت حرکت کرنل تصادفی حول نیمساز در اغلب موارد مشکل است و نمی‌توان با قطعیت قضاوت کرد. برای حل این دو مشکل ما به پیروی از یوهانسن (۲۰۰۰) مقادیر میانه درآمد سرانه در دوره $t+5$ را مشروط به ارزش آن در دوره t تخمین زدیم که خط برازش‌شده مربوط به آن به صورت سیاه پررنگ در پانل B نمودار ۵ نشان داده شد. با استفاده از این خط اولاً می‌توان مشخص کرد چه قله‌هایی به صورت نقاط تعادلی پدیدارند و به شکل‌گیری باشگاه هم‌گرایی منجر می‌شوند و ثانیاً می‌توان جهت حرکت کرنل تصادفی را حول خط نیمساز به راحتی شناسایی کرد.

نتایج تخمین کرنل تصادفی به صورت نمودار سطح در پانل A نمودار ۵ حاکی از وجود تعدادی قله در سطوح درآمد سرانه میانی و درآمد سرانه بالاست که این امر حاکی از بیشترین احتمال انتقال درآمد سرانه استان‌ها به سمت سطوح درآمدی مذکور است. نمودار کمتر کرنل تصادفی و خط مقادیر میانه درآمد سرانه (خط سیاه پررنگ) در پانل B نمودار ۵ نشان می‌دهد که کرنل تصادفی در سطوح درآمد سرانه بالا حرکتی خلاف

جهت عقربه‌های ساعت و در سطوح درآمد سرانه پایین و میانی حرکتی موافق عقربه‌های ساعت داشته است. بر این اساس، می‌توان انتظار داشت که استان‌های با درآمد سرانه بالا نوعی هم‌گرایی به سمت پایین و استان‌های با درآمد سرانه پایین و متوسط نوعی هم‌گرایی به سمت بالا را تجربه می‌کنند. از طرف دیگر، خط مقادیر میانه درآمد سرانه (خط سیاه پر رنگ) خط نیمساز را در دو نقطه E_1 (درآمد سرانه‌ای معادل Y_L در دوره t) و E_7 (درآمد سرانه‌ای معادل Y_H در دوره t) قطع کرده است.

با توجه به جهت حرکت کرنل تصادفی حول این دو نقطه می‌توان تعیین کرد که آیا نقاط مذکور نقاط تعادلی پایدارند یا خیر؟ همان‌طور که مشاهده می‌شود کرنل تصادفی در تمامی نقاط سمت چپ نقطه E_1 خلاف عقربه‌های ساعت حرکت کرده است. به عبارت دیگر، پیش‌بینی می‌شود که تمامی استان‌های با (لگاریتم) GDP سرانه واقعی کمتر از Y_L که تقریباً معادل $10/5$ است در حال هم‌گرا شدن به سمت بالا هستند و به سمت این سطح از درآمد سرانه هم‌گرا می‌شوند. کرنل تصادفی بین دو نقطه E_1 و E_7 جهت عقربه‌های ساعت حرکت کرده است. بنابراین، انتظار می‌رود تمامی اقتصادهایی که دارای درآمد سرانه‌ای بین Y_L (حدود $10/5$) و Y_H (حدود $11/2$) هستند از E_1 دور و به سمت E_7 هم‌گرا شوند. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که E_1 نقطه تعادلی نیمه‌پایدار از پایین است. کرنل تصادفی در نقاط بالاتر از E_7 خلاف عقربه‌های ساعت حرکت کرده است. بنابراین، انتظار می‌رود استان‌های ثروتمند هم‌گرایی به سمت پایین را تجربه کنند و به سمت نقطه E_7 یا GDP سرانه واقعی معادل Y_H هم‌گرا شوند. بر این اساس، می‌توان گفت که E_7 نقطه تعادلی پایدار است.

بر اساس نتایج بالا پیش‌بینی می‌شود که بین استان‌های ایران دو باشگاه هم‌گرایی در حال شکل‌گیری باشد. باشگاه استان‌های فقیر حول GDP سرانه واقعی تقریباً معادل ۳۶ میلیون ریال و باشگاه استان‌های ثروتمند حول GDP سرانه واقعی معادل ۷۳ میلیون ریال در حال شکل‌گیری است. بر اساس مقدار GDP واقعی سرانه استان‌ها در سال ۱۳۸۸ و مقدار GDP سرانه واقعی در دو نقطه تعادلی، استان‌های موجود در هر باشگاه تعادلی را مشخص کردیم که نتایج در جدول ۲ ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود استان‌های تهران، بوشهر و کهگیلویه و بویراحمد در باشگاه درآمدی سطح بالا و سایر استان‌ها در باشگاه درآمدی پایین قرار دارند.

همان‌طور که می‌دانیم سه استان بوشهر، خوزستان و کهگیلویه و بویراحمد جز استان‌های نسبتاً محروم کشورند. علت اصلی بالابودن درآمد سرانه (بدون نفت) این استان‌ها وجود پالایشگاه‌ها و میادین نفتی و گازی مانند میدان پارس جنوبی است. بر این اساس به منظور کنترل اثر چنین تورشی روی نتایج مقاله، استان‌های مذکور را از

نمونه حذف و مجدداً پویایی‌های توزیع را بین استان‌ها بررسی کردیم. نتایج در بخش ب نمودار ۵ ارائه شده است.

همان‌طور که در پانل C ملاحظه می‌شود، نمودار سطح کرنل تصادفی حاکی از دو قله است، اما در مقایسه با نمودار پانل A تمایز قله‌ها نسبت به سایر نقاط کمتر است. هر دو نمودار نشان می‌دهند که توزیع درآمد سرانه به سمت مرکز بیشتر از سایر نقاط است. نمودار پانل D حاکی از شکل‌گیری فقط یک نقطه تعادلی بین استان‌های کشور حول لگاریتم درآمد سرانه معادل ۱۰/۴ است. بر این اساس، با حذف استان‌های نفتی از نمونه، فرضیه شکل‌گیری توزیع دوقله‌ای یا هم‌گرایی باشگاهی بین استان‌های کشور رد و نتیجه در خصوص شکل‌گیری باشگاه هم‌گرایی بین استان‌های کشور حول درآمد سرانه واقعی معادل تقریباً ۱۰/۵ (در لگاریتم) در هر دو مورد تأیید می‌شود.

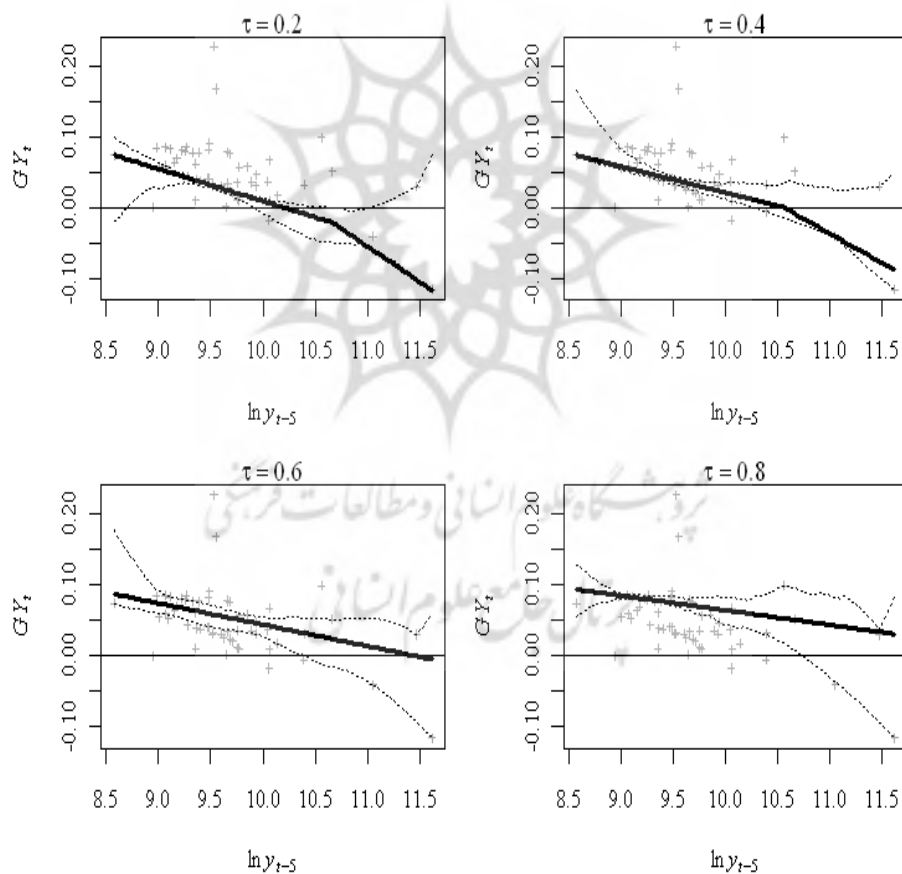
مسئله مهم دیگر تعیین مدت زمان لازم برای پرشدن شکاف بین سطح GDP سرانه واقعی استان‌ها در سال ۱۳۸۸ و سطح GDP سرانه واقعی تعادلی باشگاه هم‌گرایی است که در آن قرار دارند. در این تحقیق با فرمول ساده نرخ رشد یعنی $GDP_{CLUB} = GDP_{1388}(1+gy)^t$ دوره زمانی مورد نظر محاسبه شد.^۱ در ستون پنجم جدول ۲ مدت زمان لازم (بر حسب سال) برای محوشدن شکاف درآمدی بین GDP واقعی سرانه هر استان در سال ۱۳۸۸ و GDP واقعی سرانه تعادلی باشگاه هم‌گرایی ارائه شده است. برای محاسبه شاخص بالا از متوسط نرخ رشد هر یک از استان‌ها طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸ استفاده کردیم.^۲ محاسبه مدت زمان لازم برای محوشدن شکاف درآمدی بین GDP سرانه واقعی استان‌های با GDP سرانه واقعی تعادلی باشگاه هم‌گرایی نشان می‌دهد با فرض ثبات سایر عوامل و تداوم رشد اقتصادی در نظر گرفته شده، استان‌های ایلام، یزد، سمنان، مازندران و مرکزی کمتر از ۷ سال دیگر از پایین به GDP سرانه واقعی تعادلی این باشگاه دست خواهند یافت و در مقابل به بیش از ۳۰ سال زمان نیاز است تا استان‌های کرمان، لرستان و سیستان و بلوچستان به GDP سرانه واقعی تعادلی باشگاه فقیر برسند. پیش‌بینی می‌شود استان تهران ظرف ۱/۲ سال از بالا به سمت مقدار تعادلی هم‌گرا شود.

۱. یک راه‌حل برای محاسبه شکاف، محاسبه نیمه عمر است. متداول‌ترین و معتبرترین روش برای محاسبه نیمه عمر، استفاده از تابع عکس‌العمل است. از آنجا که این روش بر اقتصادسنجی داده‌های سری زمانی استوار است و عموماً بر اساس مدل‌های با وقفه توزیعی قابل حصول است لذا با توجه به تعداد اندک مشاهده در این تحقیق نمی‌توان از این رویکرد استفاده کرد.

۲. به دلیل تورش در محاسبه GDP استان‌های خوزستان، بوشهر و کهگیلویه و بویراحمد، به ناچار مجبور شدیم آن‌ها را در این قسمت از تحلیل حذف کنیم.

۵. نتیجه‌گیری

در این تحقیق فرضیه شکل‌گیری هم‌گرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ با استفاده از دو رویکرد تحلیلی ناپارامتریک یعنی رگرسیون چندکی ناپارامتریک و پویایی توزیع درآمد سرانه آزمون شده است. نتایج مقاله نشان می‌دهد یک باشگاه هم‌گرایی در سطح GDP سرانه واقعی معادل ۳۶ میلیون ریال بین استان‌های غیرنفتی در حال شکل‌گیری است که به غیر از استان تهران بقیه استان‌ها از پایین به سمت این سطح در حال هم‌گرا شدن هستند. ثانیاً، محاسبه سرعت هم‌گرایی به سمت مقدار تعادلی نشان می‌دهد بین استان‌های کشور در نیل به سمت سطوح پایدار ناهمگونی بسیار شدیدی وجود دارد. به طوری که اگر شرایط تداوم یابد انتظار می‌رود به یک دوره زمانی ۳۰ ساله برای هم‌گرایی کامل بین استان‌های کشور نیاز است.

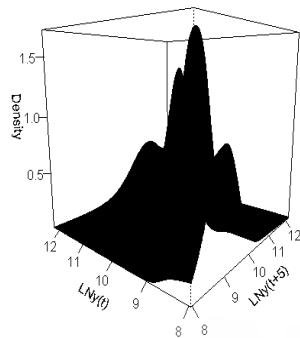


خطوط سیاه پررنگ خط برازش شده برای هر چندک و خطوط خط‌چین فاصله اطمینان ۹۵ درصد است. نمودار ۴. خطوط برازش شده مدل هم‌گرایی بتا بر اساس رگرسیون چندکی ناپارامتریک

بخش الف: پویایی توزیع درآمد سرانه بین کل استان‌های کشور

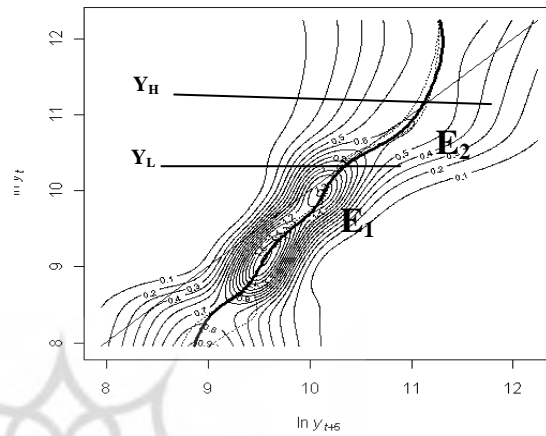
پانل A: نمودار سطح کرنل تصادفی

برای افق زمانی ۵ ساله



پانل B: نمودار کنتر کرنل تصادفی

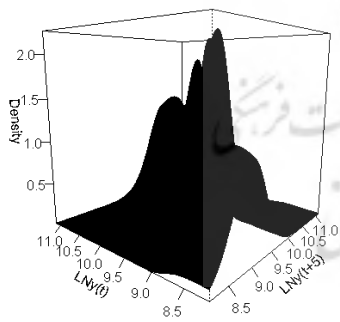
برای افق زمانی ۵ ساله



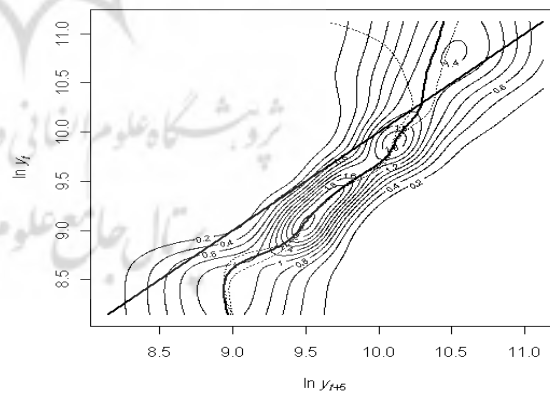
بخش ب: پویایی توزیع درآمد سرانه بین استان‌های کشور (استان‌های بوشهر، خوزستان و کهگیلویه و بویراحمد حذف شده‌اند)

پانل C: نمودار سطح کرنل تصادفی

برای افق زمانی ۵ ساله



پانل D: نمودار کنتر کرنل تصادفی برای افق زمانی ۵ ساله



نمودار ۵. نمودار کرنل تصادفی و کنتر مربوط به آن

جدول ۲. طبقه‌بندی استان‌ها بر حسب باشگاه هم‌گرایی و تعیین شکاف درآمدی

باشگاه هم‌گرایی	استان	GDP سرانه	GDP سرانه واقعی	متوسط نرخ رشد	شکاف شکاف	
		واقعی سال ۱۳۸۸ (هزار ریال)	تعادلی باشگاه (هزار ریال)	کل دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸	۱	۲
استان‌های موجود در باشگاه فقیر	سیستان و بلوچستان	۷۶۲۵	۳۶۰۰۰	۰/۰۳۷۲	۴۳	۶۲
	لرستان	۱۲۰۷۹	۳۶۰۰۰	۰/۰۳۱۲	۳۶	۵۹
	کردستان	۱۳۲۳۰	۳۶۰۰۰	۰/۰۴۹۸	۲۱	۳۵
	آذربایجان غربی	۱۴۰۲۵	۳۶۰۰۰	۰/۰۴۹۳	۲۰	۳۴
	چهارمحال و بختیاری	۱۴۶۰۲	۳۶۰۰۰	۰/۰۶۲۵	۱۵	۲۷
	قم	۱۵۵۳۲	۳۶۰۰۰	۰/۰۴۰۴	۲۱	۳۹
	گلستان	۱۵۸۰۵	۳۶۰۰۰	۰/۰۵۰۷	۱۷	۳۱
	اردبیل	۱۵۸۶۶	۳۶۰۰۰	۰/۰۵۳۰	۱۶	۳۰
	همدان	۱۵۹۸۳	۳۶۰۰۰	۰/۰۵۸۳	۱۴	۲۷
	کرمانشاه	۱۶۱۱۸	۳۶۰۰۰	۰/۰۶۴۵	۱۳	۲۴
	خراسان رضوی	۱۷۰۷۶	۳۶۰۰۰	۰/۰۵۳۷	۱۴	۲۸
	زنجان	۱۸۰۷۷	۳۶۰۰۰	۰/۰۵۵۳	۱۳	۲۶
	کرمان	۱۸۱۶۸	۳۶۰۰۰	۰/۰۲۰۸	۳۳	۶۸
	فارس	۱۸۱۷۶	۳۶۰۰۰	۰/۰۴۹۵	۱۴	۲۹
	آذربایجان شرقی	۱۸۳۷۱	۳۶۰۰۰	۰/۰۴۴۲	۱۶	۳۲
	گیلان	۱۸۵۶۱	۳۶۰۰۰	۰/۰۴۸۴	۱۴	۲۹
	هرمزگان	۲۱۲۳۱	۳۶۰۰۰	۰/۰۱۹۳	۲۸	۶۵
	مازندران	۲۲۵۱۹	۳۶۰۰۰	۰/۰۶۰۲	۷	۱۹
	قزوین	۲۳۸۹۴	۳۶۰۰۰	۰/۰۳۳۲	۱۳	۳۴
	اصفهان	۲۴۴۵۶	۳۶۰۰۰	۰/۰۴۳۲	۹	۲۶
یزد	۲۶۱۱۷	۳۶۰۰۰	۰/۰۷۰۸	۵	۱۵	
مرکزی	۲۷۴۸۳	۳۶۰۰۰	۰/۰۳۷۷	۷	۲۶	
سمنان	۲۷۵۵۶	۳۶۰۰۰	۰/۰۵۸۱	۵	۱۷	
ایلام	۳۱۴۷۱	۳۶۰۰۰	۰/۰۸۹۳	۲	۱۰	
استان‌های موجود در باشگاه ثروتمند	تهران	۳۸۲۷۴	۷۳۰۰۰	۰/۰۵۰۴	۱۳	-
	خوزستان	۵۱۲۵۴	۷۳۰۰۰	۰/۰۲۹۰	۱۲	-
	بوشهر	۵۵۰۳۹	۷۳۰۰۰	۰/۱۴۸۶	۲	-
	کهگیلویه و بویراحمد	۶۱۸۲۷	۷۳۰۰۰	۰/۰۰۷۰	۲۴	-

شکاف ۱ به مدت زمان لازم (بر حسب سال) برای پرشدن کل شکاف بین GDP سرانه واقعی سال ۱۳۸۸ با GDP سرانه واقعی تعادلی که برای هر باشگاه لازم است اشاره می‌کند و شکاف ۲ به مدت زمان لازم (بر حسب سال) برای پرشدن کل شکاف بین GDP سرانه واقعی سال ۱۳۸۸ استان‌های فقیر با GDP سرانه واقعی تعادلی استان‌های ثروتمند اشاره می‌کند.

منابع

۱. افشاری، زهرا (۱۳۷۸). بررسی هم‌گرایی استان‌های ایران: آزمون نظریه سولو-سوان، پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳، ۱-۱۸.
۲. اکبری، نعمت‌الله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳)، بررسی هم‌گرایی درآمد سرانه بین استان‌های ایران (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳، ۱-۱۲.
۳. رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). رشد اقتصادی و هم‌گرایی منطقه‌ای در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۶، ۱۵۵-۱۸۰.
۴. رحمانی، تیمور و عسگری، حشمت‌الله (۱۳۸۴). بررسی نقش سیاست‌های دولت در هم‌گرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به کارگیری روند سپرده‌های دیداری، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۹، ۱۲۹-۱۵۴.
5. Barro, R.J., & Xavier, S.M. (1991). Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 22(1), 107-82.
6. Barro, R.J., & Xavier, S.M. (1992). Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison. *Journal of the Japanese and International Economics*, 6(4), 312-346.
7. Baumol, W.J. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show?. *American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.
8. Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(2), 363-389.
9. Durlauf, S.N., & Johnson, P.A. (1995). Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4), 365-84.
10. Epstein, P., Howlett, P., & Schulze, M.S. (2003). Distribution dynamics: stratification, polarization and convergence among OECD economies. 1870-1992, *Explorations in Economic History*, 40(1), 78-97.
11. Friedman, M. (1992). Do Old Fallacies Ever Die?. *Journal of Economic Literature*, 30(4), 2129-2132.
12. Hall, R., & Jones, C. (1999). Why Do Some Countries Produce so Much More Output Per Worker than Others. *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83-116.
13. Howard, p. (1994). Endogenous growth theory: intellectual appeal and empirical shortcoming, *Journal of Economic Perspectives*. 8(1), 55-72.
14. Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1170.
15. Koenker, R.W. (2005). Quantile Regression. *Cambridge (Mass.): Cambridge University Press*.

16. Kruger, J.J. (2009). Inspecting the Poverty-Trap Mechanism: A Quantile Regression Approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 13(3), 1-16.
17. Laurini, M.P., Andrade E., & Pereira P.L.V. (2005). Income convergence clubs for Brazilian Municipalities: a non-parametric analysis. *Applied Economics*, 37(8), 2099 – 2118.
18. Mankiw, N.G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
19. Quah, D.T. (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), 427-43.
20. Quah, D.T. (1996). Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *Economic Journal*, 106(437), 1045-55.
21. Quah, D.T. (1997). Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. *Journal of Economic Growth*, 2(1), 27-59.
22. Romer, D. (2004). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, New York.
23. Rahmani, T., & Hans-Friedrich, E. (2004). Testing Regional Convergence in Iran's Economy. *Iranian Economic Review*, 9(10), 103-119.
24. Solow, R.M. (1956). A contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.