فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال چهاردهم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۳۹۳ ـ صفحات ۱۵۸-۱۴۱

بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۸

رضا رنجپور[۱]
محمدعلی متفکرآزاد[۲]
زهرا کریمی تکانلو[۳]
لیلا غلامی حیدریانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۶/۱۳ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۱/۱۲/۱۳

چکیده

فرضیه همگرایی، از جمله نتایج حاصل از مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها می‌باشد. بنا به تعریف، مفهوم همگرایی عبارت است از رشد سریع‌تر مناطق (یا اقتصادهای) با درآمد سرانه کمتر، نسبت به مناطق (یا اقتصادهای) با درآمد سرانه بیشتر.

این مقاله، به بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۹ می‌پردازد. برای این منظور، بعد از دسته‌بندی استان‌ها با استفاده از روش‌های مقطعی، برای بررسی فرضیه همگرایی در بین گروه‌ها از روش‌های ریشه واحد پانلی استفاده شده است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد، می‌توان استان‌ها را به دو گروه استان‌های با درآمد پایین (تعداد ۱۸ استان) و استان‌های با درآمد بالا (تعداد ۱۲ استان) طبقه‌بندی نمود. با توجه به نتایج به‌دست آمده با استفاده از آزمون های ریشه واحد پانلی در بررسی همگرایی برای گروه درآمدی پایین و بالا، وجود همگرایی مطلق (یا میل به یک استاندارد خاص) تأیید می‌شود. در نتیجه همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران تأیید می‌شود.

کلمات کلیدی: همگرایی باشگاهی، اقتصاد ایران، حساب‌های منطقه‌ای، درآمد سرانه، آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی

طبقه بندی JEL: R10, E13, C23

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز reza.ranjpour@gmail.com
۲. استاد اقتصاد دانشگاه تبریز motafaker@tabrizu.ac.ir
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز zkarimi1355@yahoo.com
۴. کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی (نویسنده مسؤول) leilagholami65@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از محورهای برنامه‌های توسعهٔ اقتصادی در ایران با هدف برپایی قسط و کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای، گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای است، به طوری که مطابق اصل۴۸ قانون اساسی[1] بایستی تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه بر مبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص آن منطقه بوده و موجب کاهش شکاف اقتصادی بین مناطق مختلف کشور گردد. مطابق آمار (داده‌های حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران)، طی دهه گذشته، درآمد سرانه واقعی ایران بجز سال ۱۳۸۸، روندی افزایشی داشته و از ۵/۴۴ میلیون ریال در سال ۱۳۷۹، به ۶/۴۶ میلیون ریال (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) در سال ۱۳۸۸ رسیده است که نشان از رشد ۲ درصدی متوسط درآمد در سال می‌باشد. بررسی داده‌های آماری حساب‌های منطقه‌ای ایران نشان می‌دهد که استان سیستان و بلوچستان، دارای کمترین درآمد سرانه واقعی نسبت به کل استان‌ها و استان-های کهکیلویه و بویر احمد و خوزستان دارای بیشترین درآمد واقعی سرانه نسبت به کل استان‌ها، در سال‌های مورد مطالعه می‌باشند. همچنین بیشترین رشد درآمد واقعی سرانه مربوط به استان بوشهر و کمترین مربوط به استان کهکیلویه و بویر احمد می‌باشد. بر این اساس، مطالعاتی در زمینه شناخت وضع موجود این مناطق، روند آن در آینده و شناسایی عوامل مؤثر در رشد اقتصادی هر منطقه می‌تواند برای برنامه‌ریزان اقتصادی و منطقه‌ای در تنظیم برنامه‌های توسعه اقتصادی سودمند واقع شود.

مطالعه آمارها نشان می‌دهد که بین استان‌های ایران با توجه به وجود تفاوت‌های عمده و اساسی از نظر وضعیت جغرافیایی خاص آنها، امکان رسیدن آنان به سطح استان‌های توسعه یافته و یا با درآمد سرانه بالا بعید می‌نماید. ولی با توجه به وضعیت خاص استان‌ها به نظر می‌رسد که بتوان استان‌ها را در دو یا چند گروه طوری طبقه بندی نمود که استان‌های داخل هر کدام از گروه‌ها، مشابه هم بوده ولی خود گروه‌ها متفاوت از هم باشند.

این مفهوم در ادبیات اقتصادی به همگرایی باشگاهی[2] معروف می‌باشد که برای اولین بار توسط دورلاف و جانسون(Durlauf and Jahnson 1992, 1995) معرفی گردید. مطابق این گفته، همگرایی باشگاهی زمانی امکان پذیر است که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین اقتصادهای با درآمد سرانه بالا، مشابه و بین اقتصادهای با درآمد پایین مشابه یکدیگر باشد. در این حالت، درآمد سرانه

---

۱. در بهره‌برداری از منابع طبیعی و استفاده از درآمدهای ملی در سطح استان‌ها و توزیع فعالیت‌های اقتصادی میان استان‌ها و مناطق مختلف کشور باید تبعیض در کار نباشد، به طوری که هر منطقه فراخور نیازها و استعداد رشد خود سرمایه و امکانات لازم را در دسترس داشته باشد.

2. Convergence Club

اقتصادهای با درآمد سرانه پایین، به سمت میانگین تعادلی خود و درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه بالا نیز به سمت میانگین تعادلی خود همگرا می‌شوند.

لذا هدف این تحقیق، مطالعه امکان دسته‌بندی استان‌ها به گروه‌های مختلف، همچنین مطالعه تمایل استان‌های هرگروه به روند استاندارد ویژه آن گروه می‌باشد. در حقیقت هدف این مطالعه، بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی دوره‌های ۸۸-۱۳۷۹ با استفاده از مدل‌های همگرایی استخراج شده از مدل‌های رشد است. لازم به ذکر است که فرضیه همگرایی[1] به عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها است که بیانگر رشد سریع‌تر مناطق با درآمد سرانه کمتر، نسبت به مناطق با درآمد سرانه بیشتر است (Baumol, 1986; Barro and Sala -i-Martin 1990).

این مقاله با هدف پاسخگویی به این سؤال که: "آیا همگرایی باشگاهی در میان استان‌های ایران وجود دارد؟"، در پنج فصل تنظیم شده است. در فصل دوم، به توضیح مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده پرداخته خواهد شد. فصل سوم، اختصاص به بررسی روند حساب‌های منطقه‌ای ایران دارد. روش‌های انجام آزمون‌های فرضیه همگرایی در فصل چهارم توضیح داده می‌شود و در فصل پنجم، یافته‌های تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و نهایتاً به جمع بندی و نتیجه گیری از نتایج تحقیق پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری

فرایند همگرایی به عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد اقتصادی نئوکلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌های جدید می باشد و ایده اصلی همگرایی به این صورت است که براساس آن، اقتصاد با درآمد سرانه کمتر، نسبت به اقتصاد با درآمد سرانه بیشتر، نرخ رشد بالاتری را تجربه می‌کند. (Barro and Sala -i-Martin 1990) در مدل رشد سولو- سوان با استفاده از فرض‌های بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، فناوری ثابت، نزولی بودن بازده نهایی عوامل تولید و برونزا بودن نرخ رشد نیروی کار و پس انداز، تغییر در ذخیره سرمایه سرانه را به شکل زیر در نظر می‌گیرد:

$$\dot{k} = sf(k) - (n+\delta)k \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، k بیانگر سرمایه سرانه، s پس انداز، n نرخ رشد جمعیت، δ نرخ استهلاک، $f(k)$ تابع تولید و $\dot{k}$ نرخ رشد سرمایه سرانه می‌باشد. حال می‌توان با مساوی صفر قرار دادن $\dot{k}$ در معادله (۱)، k^* (وضعیت تعادلی پایدار[2] برای سرمایه سرانه) را به دست آورد:

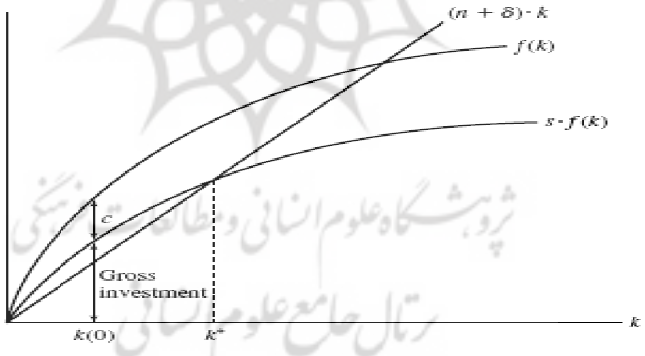
1. Economic Convergence
2. Steady- State

$$\dot{k} = 0 \Rightarrow \frac{sf(k^*)}{k^*} = n + \delta \qquad (۲)$$

با توجه فرمول (۲)، اگر گروهی از اقتصادهایی را در نظر بگیریم که دارای ساختار مشابهی از لحاظ تابع تولید و مقادیر پارامترهای n ، δ و s باشند، این اقتصادها دارای مقادیر مشابه k وy در حالت پایدار خواهند بود (Barro and Sala -i-Martin 1990). حالت تعادلی مدل سولو - سوان در شکل شماره (۱) نشان داده شده است که محور افقی بیانگر سرمایه سرانه و محور عمودی بیانگر درآمد سرانه می باشد. در نمودار (۱)، $s.f(k)$ آن مقدار از درآمد سرانه می باشد که پس انداز می‌شود و $(n+\delta).k$ منحنی سرمایه‌گذاری سرانه می‌باشد. فاصله عمودی بین $f(k)$ و $s.f(k)$ مصرف سرانه را نشان می‌دهد. تغییر در سرمایه سرانه به وسیله فاصله عمودی بین $s.f(k)$ و خط $(n+\delta).k$ به دست می‌آید. سطح پایدار سرمایه k^* به وسیله تقاطع منحنی $s.f(k)$ با خط $(n+\delta).k$ مشخص می‌شود که در این نقطه، رشد سرمایه سرانه صفر می‌باشد.

در نمودار ۱ نقاط با سطح سرمایه پایین‌تر از حالت تعادلی، نرخ رشد مثبت و با سطح سرمایه بالاتر از حالت تعادلی نرخ رشد منفی را دارد.

نمودار ۱. مدل سولو و سوان



اگر k_0 پایین‌تر از حالت تعادلی باشد، k_0 در حال افزایش و دارای نرخ رشد درآمد سرانه مثبت خواهد بود و در نتیجه، درآمد سرانه نیز افزایش خواهد یافت. اما با توجه به اینکه تابع تولید (f) صعودی با نرخ کاهنده است، با افزایش k و با حرکت آن به سمت حالت تعادلی، از نرخ افزایش

درآمد سرانه کاسته می‌شود و هرچه k به حالت تعادلی نزدیک‌تر می‌شود، از سرعت رشد درآمد سرانه کاسته می‌شود.

این موضوع در ادبیات اقتصادی به همگرایی بتا[1] معروف است (Barro and Sala -i-Martin 1990)، این نوع همگرایی خود به دو نوع همگرایی β مطلق[2] و همگرایی β شرطی[3] تقسیم می‌شود. در همگرایی β مطلق تمامی اقتصادها نهایتاً به یک سطح تعادل باثبات[4] و درآمد سرانه همگرا می‌شوند. اما در همگرایی β شرطی، هر اقتصاد به سطح تعادلی با ثبات ویژه خود همگرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل با ثبات خود فاصله بیشتری داشته باشد، رشد اقتصادی بالاتری را تجربه خواهد کرد.

در سال‌های اخیر، نوع دیگری از همگرایی با عنوان همگرایی باشگاهی[5] مطرح شده است. همگرایی باشگاهی زمانی اتفاق می‌افتد که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین اقتصادهای با درآمد سرانه بالا، مشابه همدیگر و بین اقتصادهای با درآمد پایین مشابه یکدیگر باشند.

طبق مطالعات دورلاف و جانسون (Durlauf and Jahnson, 1992, 1995) برای شناسایی گروه-های درآمدی در بررسی همگرایی باشگاهی، از آزمون‌های تشخیص شکست ساختاری می‌توان استفاده کرد. آنها پیشنهاد می‌کنند که مدل همگرایی جامعی (مدل (۳)) با استفاده از داده‌های طبقه‌بندی شده تمامی اقتصادها به صورت مقطعی برآورد شود:

$$Gy_i = \ln(Y/L)_{i,t} - \ln(Y/L)_{i,0} = \varsigma_i + \beta \ln(Y/L)_{i,0} + \Pi X_i + \varepsilon_i \qquad (۳)$$

که در آن، Gy_i نرخ رشد اقتصادی اقتصاد iام در طول دوره مورد مطالعه می‌باشد. $\ln(Y/L)_{i,t}$ لگاریتم درآمد سرانه واقعی در سال tام (آخر دوره) برای اقتصاد iام $\ln(Y/L)_{i,0}$ لگاریتم درآمد سرانه اقتصاد iام در سال پایه و ΠX_i بردار متغیرهای کنترل مربوط به اقتصاد iام می‌باشد. بعد از تخمین مدل، برای شناسایی گروه‌های مناسب از آزمون شکست ساختاری چاو[6] استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون، برابری پارامترها برای تمامی اقتصادها می‌باشند. چنانچه فرضیه صفر در این آزمون رد شود (شکست ساختاری روی دهد) می‌توان نتیجه گرفت که اقتصادهای قبل از شکست (بین دو شکست)، تشکیل یک گروه (باشگاه) را می‌دهند.

حال بعد از به‌دست آمدن زیرگروه‌های مناسب (باشگاه‌ها)، فرضیه آزمون همگرایی بتای شرطی و مطلق برای اعضای گروه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. در مورد چگونگی اثبات وجود

---

1. β Convergence
2. Absolute β Convergence
3. Conditional β Convergence
4. Steady State
5. Club Convergence
6. Chow Test

همگرایی بتا، دو رویکرد عمده وجود دارد: رویکرد کلاسیک همگرایی، که شامل انجام یک رگرسیون مقطعی می‌باشد. در واقع اثبات ارتباط منفی بین رشد درآمد سرانه طی یک دوره مشخص و سطح اولیه درآمد سرانه بین اقتصادهای مختلف دلیل بر وجود همگرایی نوع بتا بین آن اقتصادها می‌باشد (همان معادله شماره ۳).

روش دوم آزمون همگرایی توسط برنارد و دورلاف(Bernard and Durlauf 1995) تحت عنوان روش سری‌های زمانی پیشنهاد گردید. در این روش، تمرکز اصلی روی رفتار بلندمدت اختلاف درآمد سرانه بین اقتصادها نسبت به همدیگر یا نسبت به یک مقدار متوسط می‌باشد. برنارد و دورلاف فرضیه همگرایی را براساس آزمون سری زمانی به این صورت بیان کردند که اگر پیش بینی‌های بلندمدت از محصول سرانه برای دو کشور i و j در یک زمان مشخص برابر شود، اقتصاد کشورهای i و j همگرا خواهند بود. به سخن دیگر براساس این آزمون، زمانی دو کشور i و j همگرا خواهند بود که سری زمانی اختلاف بین لگاریتم محصول سرانه آنها دارای ریشه واحد نبوده و پایا از مرتبه صفر باشد.

در عمل با توجه به محدودیت تعداد مشاهدات آماری موجود برای اقتصادها، استفاده از روش‌های آزمون ریشه واحد از قبیل آزمون‌های دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و غیره، از نظر آماری و تأیید فروض اساسی آزمون‌های مورد استفاده مشکل‌ساز می‌باشند. لذا اوانس و کاراس(Evans & Karras 1996) و اوانس (Evans, P., 1998) پیشنهاد می‌کنند که این آزمون روی داده‌های تابلویی[1] و با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد ویژه داده‌های تابلویی صورت گیرد. برای این منظور ایوانز و کاراس (Evans & Karras 1996) مجموعه‌ای متشکل از n اقتصاد با فرض سطح تکنولوژی یکسان را در نظر می‌گیرند، مطابق تعریف، چنانچه اختلاف درآمد سرانه اقتصادها از مسیر رشد تعادلی بلندمدت، با گذشت زمان در حال کاهش باشد، در این صورت فرضیه همگرایی این اقتصادها مورد قبول واقع خواهد شد و مقادیر درآمد سرانه اولیه این اقتصادها (زمان شروع سری)، بر سطوح درآمدی آنها در بلندمدت اثری نخواهد داشت؛ چرا که نهایتاً تمام اقتصادها به یک استاندارد واحدی متمایل می شوند. به صورت ریاضی و آماری می‌توان این نتیجه را به شرح زیر نوشت:

$$\lim_{i\to\infty} \quad E_t(y_{n,t+i} - \alpha_{t+i})\mu_n \quad for n = 1,2,...,N \qquad (۴)$$

مطابق مطالعه ایوانز و کاراس (۱۹۹۶)، y_{nt} در آمد سرانه کشور nام در زمان tام می‌باشد. a_t روند مشترکی است که می‌تواند به عنوان تکنولوژی‌های قابل دسترس برای n=1,2,…,N اقتصاد در نظر گرفته شود. μ_n نیز به عنوان اثرات ثابت برای هر کشور تفسیر می‌شود (پارامتر μ_n سطح مسیر رشد تعادلی n اقتصاد را مشخص می‌کند). در حالت خاص، وقتی اقتصادها دارای ساختار

1. Panel Data

یکسانی باشند در این حالت، μ_n آنها برابر صفر می‌باشد و همه اقتصادها به مسیر رشد مشابهی همگرا خواهند بود. یکی از اشکالات این تعریف این است که a_t قابل مشاهده نیست، ولی مطابق مطالعه ایوانز و کاراس (۱۹۹۶) می‌توان اثبات کرد که وقتی فرضیه همگرایی برقرار است، "میانگین مقطعی درآمد سرانه هر اقتصاد" نسبت به سطح روند مشترک، همگرا می‌باشد:

$$\lim_{i\to\infty} \quad E_t(\bar{y}_{t+i} - \alpha_{t+i}) = o \quad \text{Where} \quad \bar{y}_t = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N} y_{n,t} \qquad (۵)$$

لذا می‌توان در معادله (۴) متغیر $\bar{y}_t$ را به جای a_t برای فرضیه همگرایی به کار برد که به صورت زیر نشان داده می شود:

$$\lim_{i\to\infty} \quad E_t(y_{n,t+i} - \bar{y}_{t+i}) = \mu_n \qquad (۶)$$

در واقع از لحاظ نظری می‌توان همگرایی را به صورت اختلاف سطح درآمد سرانه n اقتصاد از میانگین مقطعی آنها $(\bar{y}_t)$، زمانی که زمان به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، تعریف کرد. به سخن دیگر براساس معادله (۶)، زمانی که اختلاف مشاهده شده ما بین سطح درآمد سرانه n اقتصاد از میانگین مقطعی آنها $(y_{it} - \bar{y}_t)$ از نظر آماری یک سری ایستا باشد، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که اقتصادها به یک مقدار ثابت μ_n همگرا می‌شوند.

۳. مطالعات تجربی انجام شده

مطالعات تجربی زیادی برای بررسی همگرایی باشگاهی در کشورها و مناطق مختلف صورت گرفته است که عمده تفاوت این مطالعات در روش‌های بررسی آزمون فرضیه همگرایی می‌باشد که در ادامه به تعدادی از آنها اشاره می‌شود.

اولین مطالعات صورت گرفته در مورد فرضیه همگرایی باشگاهی توسط دورلاف و جانسون (۱۹۹۵-۱۹۹۲) می‌باشد که در این مطالعات از روش مقطعی برای بررسی آزمون فرضیه همگرایی استفاده شده است. همچنین مطالعات دیگری نیز با استفاده از روش مقطعی صورت گرفته که به شرح زیر می‌باشند:

مورا و همکاران(Moraa, Vayab and Surin, 2005) به بررسی فرضیه همگرایی باشگاهی بین صنایع در مناطق اروپا پرداخته‌اند. در این تحقیق نتایج نشان می‌دهد که همگرایی باشگاهی بین صنایع در اروپا برقرار می‌باشد.

آندراد و همکاران(Andrade, E., et al, 2004) در تحقیقی به بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های برزیل طی سال‌های ۸۶-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بین استان‌های برزیل همگرایی باشگاهی وجود ندارد.

استیلیانوس و جودیت(Stilianos and Judith, 2010) با استفاده از روش مقطعی و سیانوا و دیواب(Sianoa and D'Uvab, 2006) با استفاده از روش داده‌های سری های زمانی به بررسی همگرایی باشگاهی بین مناطق اروپا پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می دهد که بین مناطق اروپا همگرایی باشگاهی وجود دارد.

همچنین مطالعات دیگری به بررسی همگرایی باشگاهی با استفاده از روش های سری زمانی صورت گرفته، که به شرح زیر می‌باشد.

سو(Su, 2003) در تحقیقی با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی به بررسی همگرایی باشگاهی بین پانزده کشور OECD پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که همگرایی باشگاهی بین کشورها برقرار می‌باشد.

لی (Li. Q 1999) در تحقیقی به بررسی همگرایی باشگاهی برای ۱۱۳ کشور پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که همگرایی باشگاهی بین کشورها وجود دارد؛ به این صورت که در کشورهای با گروه درآمدی بالا، فرضیه همگرایی برقرار می‌باشد و در کشورهای با گروه‌های درآمدی پایین، فرضیه همگرایی برقرار نمی‌باشد.

الکسیادیس و تامکینز(Alexiadis and Tomkins, 2004) در تحقیقی به بررسی همگرایی باشگاهی بین مناطق یونان طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین همه مناطق یونان، فرضیه همگرایی برقرار نمی‌باشد بلکه بین مناطق یونان همگرایی باشگاهی برقرار می‌باشد.

لازم به ذکر است که در ایران تاکنون هیچ تحقیقی در مورد بررسی فرضیه همگرایی باشگاهی بین استان‌ها صورت نگرفته است.

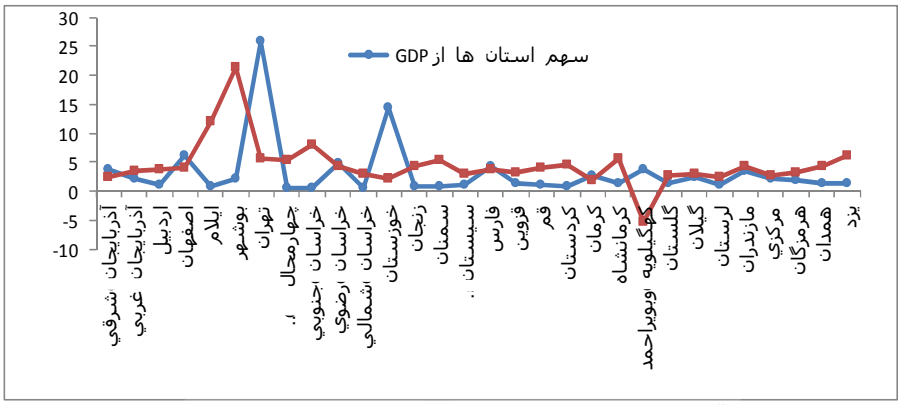
۴. مروری بر حساب‌های منطقه‌ای و روند GDP[1] استان‌ها

مطابق آمارها، در دوره ۸۸-۱۳۷۹، GDP واقعی (GDP به قیمت ثابت ۱۳۷۶)، در ایران از ۳۴۹۷۹۷ میلیارد ریال به ۴۸۲۹۱۷ میلیارد ریال افزایش یافته است که نشان دهنده ۱/۳۸ برابر شدن تولید ناخالص داخلی طی این دوره می‌باشد. طی این سال‌ها بجز سال ۱۳۸۸، GDP روند افزایشی داشته که متوسط رشد سالانه GDP برابر ۳/۸ درصد بوده است. بیشترین میزان رشد GDP در طول سال‌های ۸۸-۱۳۷۹ مربوط به استان بوشهر با ۲۱/۲۶ درصد و کمترین میزان آن مربوط به استان کهکیلویه و بویراحمد با ۵/۳۶- درصد می باشد.

با توجه به شکل (۲) در بین استان‌های مورد مطالعه، استان تهران به طور متوسط با ۲۵/۸۱ درصد، بیشترین سهم و استان خراسان جنوبی به طور متوسط با ۰/۵۴ درصد، کمترین سهم را در GDP کل کشور در طول سال های مورد مطالعه داشته‌اند.

1. Gross Domestic Product

نمودار ۲. سهم هر استان از GDP و رشد متوسط سالانه درآمد واقعی هر یک از استان‌ها (برحسب درصد)



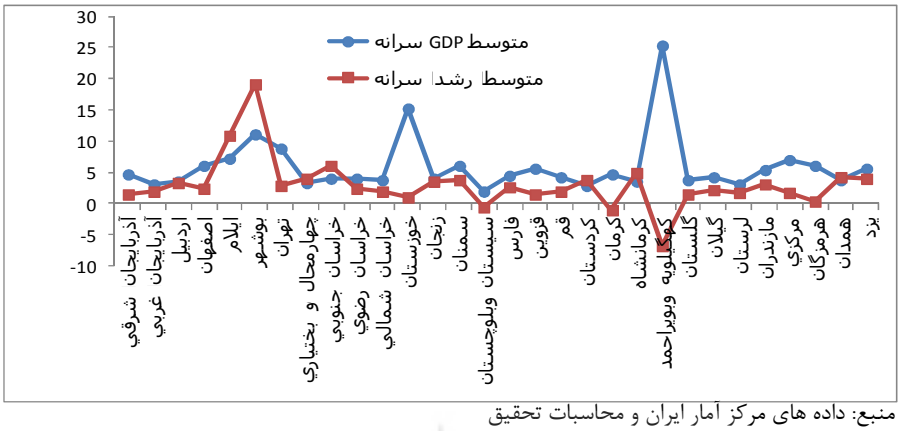
منبع: داده های مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق

در طول سال‌های مورد مطالعه، GDP حقیقی سرانه (GDP به قیمت ثابت ۱۳۷۶) در ایران از ۵/۴۴ میلیون ریال به ۶/۴۶ میلیون ریال افزایش یافته که نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی در این دوره حدود ۱/۱۸ برابر بوده است. طی این سال‌ها بجز سال ۱۳۸۸، GDP سرانه روند افزایشی داشته است که متوسط رشد سالانه برابر ۲ درصد می‌باشد. بیشترین میزان رشد GDP سرانه در طول سال‌های ۸۸-۱۳۷۹ مربوط به استان بوشهر با ۱۹/۱ درصد و کمترین میزان آن مربوط به استان کهکیلویه و بویراحمد با ۶/۸۲- درصد می‌باشد.

نمودار (۳) متوسط GDP حقیقی سرانه برای هریک از استان‌ها و متوسط رشد سالانه GDP حقیقی سرانه را، در طول سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. در این جدول بیشترین میزان GDP سرانه حقیقی مربوط به استان کهکیلویه و بویراحمد و کمترین میزان آن مربوط به استان سیستان و بلوچستان می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۳. متوسط درآمد سرانه و رشد متوسط سالانه درآمد هر یک از استان‌ها (برحسب درصد)



منبع: داده های مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق

۵. روش شناسی

بررسی آزمون همگرایی باشگاهی طی چهار مرحله صورت می گیرد:

۱- منظم کردن استان‌ها از کوچک به بزرگ[1] براساس متوسط رشد اقتصادی دوره مورد بررسی.

۲- برآورد رابطه مربوط به همگرایی شرطی استخراج شده از الگوی سولو با استفاده از داده‌های مقطعی مرتب شده مربوط به استان‌ها، تصریح الگوی همگرایی شرطی به صورت زیر است:

$$G y_i = \alpha + \beta \ln y_{i,1379} + \phi z_i + \varepsilon_i \qquad (۷)$$

که در آن، $G y_i$ برابر $G y_i = \ln y_{i,1388} - \ln y_{i,1379}$ می‌باشد و Z بردار متغیرهای کنترل، عموماً شامل متغیرهایی است که روی سطح درآمد سرانه تأثیرگذار بوده و به عنوان متغیرهای خاص استان‌ها، قابل تفکیک می‌باشند. در این تحقیق از متغیرهای نسبت دانشجو به جمعیت در استان‌های مختلف برای سال ۱۳۷۹ $(\ln h79)$ و میزان نرخ رشد جمعیت در سال ۱۳۸۰ $(nr80)$ به عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است[2].

۳- انجام آزمون شکست ساختاری چاو: براساس این آزمون، مشاهداتی که در آن شکست ساختاری روی داده است، استخراج می‌شوند. لذا استان‌هایی که قبل از این شکست بوده‌اند (یا بین

---

1 sort

۲. تمامی آمارها بر گرفته از سایت مرکز آمار ایران می باشند.

دو شکست قرار می‌گیرند) تشکیل یک باشگاه[1] را می‌دهند.

۴- انجام آزمون‌های همگرایی برای هر کدام از اعضای باشگاه ها.

در این مرحله برای انجام آزمون های همگرایی از روش داده های پانلی استفاده شده که بررسی فرضیه همگرایی شرطی و مطلق برای هر یک از گروه های درآمدی استان‌ها مطابق آنچه که توسط ایوانس و کاراس(Evans & Karras 1996) توضیح داده شده است، براساس عدم وجود ریشه واحد برای سری $(y_{nt}-\overline{y_t})$ برای N استان می باشد. به سخن دیگر اگر y_{it} به $\overline{y_t}$ همگرا شود، در این حالت $(y_{nt}-\overline{y_t})$ باید ایستا یا I(0) باشد. بدین منظور از مدل زیر (که معادل آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بر روی انحراف از میانگین مشاهدات می باشد) به منظور آزمون فرضیه همگرایی بین استان‌های ایران استفاده می‌شود:

$$\Delta\left(y_{nt}-\overline{y_t}\right)=a_i+b_i\left(y_{i,t-1}-\overline{y}_{t-1}\right)+\sum_{z=1}^{L_i}\beta_{i,z}\Delta\left(y_{i,t-z}-\overline{y}_{t-z}\right)+\varepsilon_{i,t} \qquad (۸)$$

که در آن y_{nt} ، برابر GDP واقعی سرانه برای استان nام (n= ۲،۱،...،۳۰) در زمان t و $\overline{y_t}$ میانگین مقطعیGDP واقعی سرانه استان های هر گروه در زمان t می‌باشد.

فرضیه صفر و فرضیه مقابل در این آزمون به صورت $H_0: b=0$ و $H_1: b<0$ می باشد. اگر $b<0$ باشد بدین معنا است که فرضیه همگرایی را نمی‌توان رد کرد و y_{it} به سوی مقدار تعادلی پایدار همگرا می‌باشد و به دیگر سخن، درآمد سرانه هر گروه از استان‌ها به سمت یک مقدار مشترک همگرا می‌شوند.

در عمل برای انجام این آزمون، از شش آزمون ریشه واحد مطرح، در حوزه داده های تابلویی، یعنی آزمون‌های لوین لین چو(Levin, Lin and Chu 2002)، بریتانگ(Breitung, 2000) ، هادری(Hadri, 2000)، ایم پسران شین(Im, Pesaran and Shin, 2003)، ADF – فیشر و PP- فیشر[2] (که توسط چوی، مادالا و وو ارائه شده است) استفاده می‌شود (Maddala and Wu ,1999; Choi, 2001).

اگر فرضیه صفر در مدل تعمیم‌یافته در حالت بدون عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی مطلق برقرار می‌باشد و اگر فرضیه صفر در مدل تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی برقرار می‌باشد.

1. Club
2. ADF-Fisher and PP-Fisher

۶. یافته‌های تحقیق و تجزیه و تحلیل آنها

برای بررسی آزمون همگرایی باشگاهی، ابتدا استان‌ها از کوچک به بزرگ براساس متوسط درآمد سرانه دوره مورد بررسی مرتب شده است.

مدل (۵) بعد از مرتب کردن[1] متوسط درآمد سرانه استان‌ها به شرح جدول (۱) و با استفاده از روش OLS مورد برآورد قرار گرفته است.

$$Gy = \alpha_0 + \alpha_1 ly79 + \alpha_2 \ln h79 + \alpha_3 nr80 \qquad (۹)$$

جدول۱. بررسی آزمون همگرایی شرطی با استفاده از روش مقطعی(متغیر وابسته Gy)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	prob
عرض از مبدأ	1/96	0/5	0/00
Ly79	-0/25	0/07	0/00
Lnh79	0/29	0/1	0/01
Nr80	-9/5	5/58	0/09
F-statistic	7/04		0/00
R^2	-	-	0/44

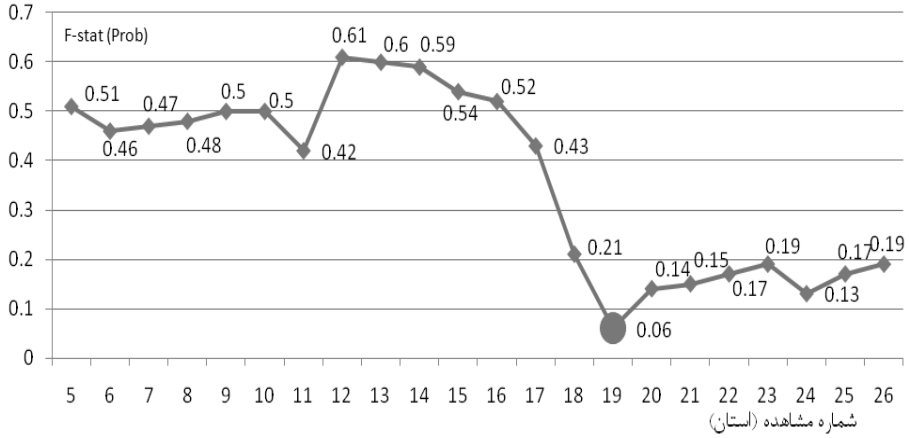
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج این مدل چون ضریب متغیر *ly79* بین صفر و یک می‌باشد، بنابراین در این روش وجود همگرایی شرطی در بین استان‌ها تأیید می‌شود. این بدان مفهوم است که هر استان به نقطه تعادل با ثبات خود همگرا می‌شود و در نتیجه، درآمد سرانه استان‌ها به سمت درآمد تعادلی همگرا نمی‌باشد و درآمد سرانه تمام استان‌ها به سمت یک استاندارد خاصی میل نمی‌کنند.

بعد از تخمین مدل مناسب، برای به‌دست آوردن گروه‌های مختلف درآمدی برای بررسی همگرایی باشگاهی، باید آزمون‌های شناسایی نقاط شکست (آزمون چاو) در مدل برآورد شده انجام گردید (در این آزمون‌ها فرضیه صفر به صورت عدم وجود نقاط شکست در مشاهده مورد نظر می‌باشد). براساس نتایج حاصله، شکست ساختاری در مشاهده نوزدهم اتفاق می‌افتد (شکل ۴). به دیگر سخن، کل استان‌ها را می‌توان به دو گروه، هیجده استان با درآمد کم و دوازده استان با درآمد بالا تقسیم بندی نمود.

1 sort

شکل ۴. نتایج آزمون چاو برای هر یک از مشاهدات (استان ها)



منبع: یافته های تحقیق

در این سری آزمون‌ها با توجه به وجود ۴ متغیر توضیحی در معادله آزمون (معادله ۵) امکان انجام آزمون شکست ساختاری برای مشاهدات کمتر از ۵ و بیشتر از ۲۶ امکان پذیر نمی باشد. (چون تعداد مشاهدات نمی‌تواند کمتر از تعداد متغیرهای توضیحی باشد)

میانگین، انحراف معیار و تعداد استان‌های هر یک از گروه‌ها در جدول (۲) نشان داده شده است. با توجه به جدول، متوسط درآمد سرانه برای استان‌های با درآمد کم ۳/۶۶ میلیون ریال و برای استان‌های با درآمد بالا ۹/۱ میلیون ریال می‌باشد.

جدول۲. میانگین و انحراف معیار برای استان های با درآمد بالا و پایین

استان های کشور	باشگاه الف (استان های با درآمد کم)	باشگاه ب (استان های با درآمد بالا)
نام استان ها	سیستان و بلوچستان، کردستان، لرستان، آذربایجان غربی، چهار محال و بختیاری، کرمانشاه، اردبیل، همدان، گلستان، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، زنجان، قم، گیلان، فارس، آذربایجان شرقی، کرمان	مازندران، یزد، قزوین، سمنان، هرمزگان، اصفهان، مرکزی، ایلام، تهران، بوشهر، خوزستان، کهکیلویه و بویراحمد
میانگین درآمد سرانه (میلیون ریال)	3/66	9/1
انحراف معیار	0/4	31/73

منبع: محاسبات تحقیق

بعد از تقسیم بندی گروه‌های مختلف درآمدی در استان‌های ایران به استان های با درآمد بالا و پایین، برای بررسی همگرایی باشگاهی می‌توان همگرایی شرطی و مطلق را در هر یک از گروه‌های درآمدی به طور جداگانه مورد بررسی قرار داد.

جدول (۳) نتایج همگرایی بتای شرطی و مطلق را برای گروه درآمدی پایین نشان می‌دهد.

جدول ۳. بررسی همگرایی بتای مطلق و شرطی برای گروه درآمدی پایین

روش آزمون	آزمون همگرایی شرطی		آزمون همگرایی مطلق	
	prob	مقدار آماره	prob	مقدار آماره
Levin, Lin & Chu t	0/00	-6/12	0/03	-1/78
Breitung t- stat	0/00	-2/87	0/88	1/2
Hadri Z-stat	0/00	5/07	-	-
Im, Pesaran and Shin W-stat	0/00	-112	-	-
ADF-Fisher Chi-square	0/00	59/48	0/01	57/54
PP-Fisher Chi-square	0/01	56/37	0/00	77/5

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج بررسی همگرایی مطلق به سمت میانگین درآمد سرانه استان‌های با درآمد پایین برای استان‌های با درآمد پایین، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی نشان می‌دهد که در تمامی آزمون‌ها، بجز یک آزمون فرضیه صفر رد می شود. لذا فرضیه همگرایی مطلق برقرار می‌باشد. در نتیجه درآمد واقعی سرانه استان های با درآمد پایین، به سمت میانگین درآمد سرانه استان‌های این گروه همگرا می‌باشد و این بدان مفهوم است که در این باشگاه، استان‌های با درآمد سرانه بیشتر، دارای سرعت رشد کمتری نسبت به استان‌های با درآمد سرانه بیشتر می‌باشند.

همچنین نتایج آزمون همگرایی شرطی برای این گروه نشان می‌دهد که تمامی آزمون‌ها (بجز یک آزمون) وجود ریشه واحد را رد می‌کنند. در نتیجه می‌توان گفت که درآمد واقعی سرانه استان‌ها در گروه درآمدی پایین دارای همگرایی شرطی می‌باشد. این بدان مفهوم است که هر استان در این گروه به سطح تعادل با ثبات خود همگرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل با ثبات خود فاصله بیشتری دارد، دارای رشد اقتصادی بالاتری نسبت به سایر استانها می‌باشد.

همچنین جدول (۴) نتایج همگرایی شرطی و مطلق را برای گروه درآمدی بالا نشان می‌دهند.

جدول ۴. بررسی همگرایی بتای مطلق و شرطی برای گروه درآمدی بالا

روش آزمون	آزمون همگرایی شرطی		آزمون همگرایی مطلق	
	prob	مقدار آماره	prob	مقدار آماره
Levin, Lin & Chu t	0/00	-6/8	0/09	-1/32
Breitung t- stat	0/00	-5/9	0/67	0/45
Hadri Z-stat	0/12	1/16	-	-
Im, Pesaran and Shin W-stat	0/02	-1/9	-	-
ADF-Fisher Chi-square	0/02	39	0/02	39/34
PP-Fisher Chi-square	0/09	33/61	0/01	42/76

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج بررسی همگرایی مطلق برای گروه درآمدی بالا به سمت میانگین درآمد این گروه از استان‌ها، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل نشان می‌دهد که در تمامی آزمون‌ها- بجز یک آزمون- فرضیه صفر رد می‌شود و در نتیجه، درآمد واقعی سرانه استان‌های این گروه به سمت میانگین درآمد سرانه این گروه از استان‌ها همگرا و فرضیه همگرایی مطلق برای گروه درآمدی بالا برقرار می‌باشد. این بدان مفهوم است که در این گروه درآمدی استان‌های با درآمد سرانه کمتر، دارای سرعت رشد بیشتری نسبت به استان‌های با درآمد سرانه بیشتر می‌باشند.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهد که در تمامی آزمون‌ها- بجز آزمون هادری- فرضیه صفر رد می‌شود و تمامی آزمون‌ها، وجود ریشه واحد را رد می‌کنند. در نتیجه می‌توان گفت که درآمد واقعی سرانه استان‌ها در گروه درآمدی پایین، دارای همگرایی شرطی می‌باشد. این بدان مفهوم است که هر استان در این گروه به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل با ثبات خود فاصله بیشتری دارد، دارای رشد اقتصادی بالاتری می باشد. با توجه به اینکه نتایج به‌دست آمده برای گروه‌های درآمدی پایین و بالا، فرضیه همگرایی شرطی و مطلق را تأیید می‌کنند؛ می‌توان نتیجه گرفت که همگرایی باشگاهی بین استان‌های کشور وجود دارد.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از این تحقیق، بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی دوره‌های ۸۸-۱۳۷۹ در چارچوب مدل‌های همگرایی استخراج شده از مدل‌های رشد می باشد. برای این منظور ابتدا با استفاده از روش مقطعی، به دسته‌بندی استان‌ها پرداخته شد، سپس جهت آزمون فرضیه همگرایی در بین گروه‌های درآمدی، از روش ریشه واحد پانلی استفاده شد. یافته های این پژوهش را می‌توان

در موارد زیر جمع بندی کرد:

- نتایج بررسی آزمون همگرایی باشگاهی نشان می دهد، که می‌توان ۳۰ استان کشور را در دو گروه ۱۲ تایی (استان‌های با درآمد بالا) و ۱۸ تایی (استان‌های با درآمد پایین) طبقه بندی نمود.
- نتایج به‌دست آمده از بررسی همگرایی برای گروه درآمدی پایین و بالا، وجود همگرایی مطلق (یا میل استان‌های واقع در هر گروه به استاندارد خاص آن گروه) را تأیید می‌کند. لذا فرضیه وجود همگرایی باشگاهی بین استان‌های کشور تأیید می‌شود.

با توجه به نتایج حاصله می‌توان نتیجه گرفت که نابرابری منطقه‌ای در ایران وجود دارد و سیاست‌های در پیش گرفته شده در راستای کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای نتوانسته است این نابرابری‌ها را کاهش دهد، به‌طوری‌که موجب گردیده است تا استان‌ها در دو گروه تجمیع شوند و تشکیل دو باشگاه را بدهند: گروه با درآمد سرانه پایین و گروه با درآمد سرانه بالا، که متاسفانه این دو گروه تمایل به همدیگر و به اصطلاح همگرا شدن از خود نشان نمی‌دهند. خود این مساله در بلند مدت می‌تواند به عنوان یک پدیده بازدارنده، مانع رسیدن استان‌ها به یک استاندارد معین و یکسان شود. لذا لازم است تا سیاستگذاران اقدامات جدی‌تری در جهت شناخت علل نابرابری‌های منطقه‌ای و ارائه سیاست‌های ویژه در جهت کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و ایجاد همگرایی بین این دو گروه انجام دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

Alexiadis, S. and j. Tomkins (2004) Convergence Clubs in the Regions of Greece; Applied Economics Letters, No. 11: 387–391.

Andrade, E., M. Laurini, R. Madalozzo & P. L. V. Pereira (2004) Convergence Clubs among Brazilian Municipalities; Economics Letters, No. 83: 179–184.

Barro, R. J. and X. Sala -i-Martin (1990) Economic Growth and Convergence across the United States; NEBR, Working Paper 3419. http://www.nber.org/papers/w3419.pdf.

Baumol, W. J. (1986) Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show; The American Economic Review, No. 75: 1073-1085.

Bernard, A. B. and S. N. Durlauf (1995) Convergence in International Output; Journal of Applied Econometrics, Vol. 10, No. 2: 97-108.

Breitung, J. (2000) The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data; in: Baltagi, B.H. (Ed.), Non-stationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, Elsevier, Amsterdam, 161–177.

Choi, I. (2001) Unit Root Tests for Panel Data; Journal of International Money and Finance, No. 20: 249-272.

Durlauf, S. N. and P. A. Johnson (1992) Local Versus Global Convergence across National Economies; NBER Working Paper, No. 3996.

Durlauf, S. N. and P. A. Johnson (1995) Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior; Journal of Applied Econometrics, Vol. 10, No. 4: 365-384.

Evans, P. and G. Karras (1996) Convergence Revisited; Journal of Monetary Economics, No. 37: 249-265.

Evans, P. (1998) Using Panel Data to Evaluate Growth Theories; International Economics Review, No. 39: 295-306.

Hadri, Kaddour (2000) Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data; Econometrics Journal, Vol. 3, No. 2: 148-161.

Im, K., H. Pesaran & Y. Shin (2003) Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels; Journal of Econometrics, No.115: 53-74.

Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C.S.J. (2002) Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties; Journal of Econometrics, No. 108: 1–24.

Li, Q. (1999) Convergence Clubs: Some Further Evidence; Review of

International Economics, Vol. 7, No.1: 59-67.
Maddala, G. S., & Wu, S. (1999) A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test; Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 61: 631-652.
Moraa, T., E. Vayab and J. Surin˜achb (2005) Specialization and Growth: the Detection of European Regional Convergence Clubs; Economics Letters, No. 86: 181–185.
Sianoa, R. and M. D'Uvab (2006) Club Convergence in European Regions; Applied Economics Letters, No. 13: 569–574.
Stilianos. A. and T. Judith (2010) Technology Adoption and Club Convergence; MPRA Paper, No. 21137, Online at: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/21137/.
Su, J.J. (2003) Convergence Clubs Among 15 OECD Countries; Applied Economics Letters, No. 10: 113-118.
Zou, W. and H. Zhou (2007) Classification of Growth Clubs and Convergence: Evidence from Panel Data in China: 1981–2004; China & World Economy, Vol. 15, No. 5: 91-106.
http://amar.sci.org.ir/

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Investigating the Convergence Clubs among Provinces of Iran during 2000-2009

Reza Ranjpour[1]
Mohammadali Motafaker Azad[2]
Zahra Karimi Takanloo[3]
Leila Gholami Heydariani[4]

Received: 3 September 2013
Accepted: 3 March 2014

Abstract
The convergence hypothesis is a result of the neoclassical growth model. By definition, the concept of convergence is the faster growth of regions (economies) with lower per capita income compared to the regions (economies) with higher per capita income. This paper deals with convergence clubs among provinces of Iran during 2000-2009. For this purpose, the Panel unit root tests have been used to examine the convergence hypothesis after classifying the provinces with cross-sectional methods. The research results show that Iran's provinces can be classified into two groups of provinces: (1) ones with low per capita income (18 provinces) and (2) ones with high per capita income (12 provinces). According to the panel unit root tests, the existence of absolute convergence (tendency to a certain standard) between two mentioned groups is confirmed. So, the convergence clubs hypothesis is verified among the Iran's provinces.

Keywords: Convergence Club, Iran's economy, Regional Accounts, per capita Income, Panel Unit Root Tests

JEL Classification: C23, E13, R10

1 . Assistant Professor of Economics, University of Tabriz, E-mail: reza.ranjpour@gmail.com
2 . Professor of Economics, University of Tabriz, E-mail: motafaker@tabrizu.ac.ir
3 . Assistant Professor of Economics, University of Tabriz, E-mail: zkarimi1355@yahoo.com
4 . M.A. in Economic Development and Planning (Corresponding Author), E-mail: leilagholami65@yahoo.com