

بررسی همگرایی درآمدی استان‌های ایران رویکرد داده‌های تابلویی

شهرام فتاحی^۱

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی،

دانشگاه رازی کرمانشاه

خلیل عطار^۲

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم

اجتماعی، دانشگاه رازی کرمانشاه

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۳/۱۳

چکیده

هدف اصلی مقاله حاضر، بررسی فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی درآمدی بین استان‌های ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ با تکیه بر داده‌های تابلویی است. این موضوع به تفکیک کل استان‌های کشور، گروه ده استان با درآمد سرانه پایین، گروه ده استان با درآمد سرانه میانی و گروه ده استان با درآمد سرانه بالا بررسی شده است. نتایج حاکی از آن است که هر دو نوع فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی درآمدی در هر یک از گروه‌های فوق مورد تأیید قرار گرفته است. به‌منظور بررسی همگرایی شرطی از متغیرهای توضیحی نظیر تعداد شاغلین استان، شاخص موجودی سرمایه استان و درجه صنعتی بودن استفاده گردیده، با این توضیح که متغیر درجه صنعتی بودن تنها در حالت کل استان‌ها و گروه ده استان دارای بالاترین درآمد سرانه واقعی دارای ضریب معنی‌دار بوده است.

کلیدواژه‌ها: فرضیه همگرایی، همگرایی مطلق، همگرایی شرطی، استان‌های ایران.

طبقه‌بندی JEL: R11, F15, C23

۱- sh_fatahi@yahoo.com

۲- Khalilattar1354@gmail.com

مقدمه

آمایش سرزمین و نیل به توازن منطقه‌ای و حذف عدم تعادل‌ها و کاهش شکاف درآمدی میان استان‌های کشور یکی از موضوعات مهم و موردنظر برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشوری طی دهه‌های اخیر است.

موضوع آمایش سرزمین از سال ۲۰۰۰ و هم‌زمان با تدوین قانون برنامه پنج‌ساله سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران به صورت ملموس وارد فضای برنامه‌ریزی کشور گردید؛ اگرچه در نهایت اثری از آن در قانون تصویب‌شده مذکور وجود نداشت. پس از آن در برنامه پنج‌ساله چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۲۰۱۰-۲۰۰۵)، موضوع آمایش سرزمین تحت عنوان فصل آمایش سرزمین و توازن منطقه‌ای به تصویب رسید و بعدها در برنامه پنج‌ساله پنجم توسعه جمهوری اسلامی ایران (۲۰۱۵-۲۰۱۱)، مجدداً با تغییر نامی، تحت عنوان فصل توسعه منطقه‌ای، در متن قانون گنجانده شد.

بر این اساس مشاهده می‌گردد که یکی از دل‌مشغولی‌های قانون‌گذاران، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران طی سه برنامه توسعه پنج‌ساله کشور اخیر، موضوع کاهش عدم تعادل‌های منطقه‌ای بوده است.

با توضیحات فوق، بررسی عدم تعادل‌های منطقه‌ای و شکاف‌های موجود میان استان‌های کشور، یکی از موضوعات مهم مطالعاتی مورد نظر اقتصاددانان و سایر متخصصین حوزه علوم اجتماعی است.

یکی از زمینه‌های اصلی عدم تعادل و شکاف میان استان‌ها را می‌توان در زمینه رشد اقتصادی و تفاوت درآمد سرانه واقعی آن‌ها انتظار داشت که در صورت وجود می‌تواند عدم تعادل در سایر حوزه‌ها را به دنبال داشته باشد. در نقطه مقابل کاهش عدم تعادل در زمینه درآمدی و رشد اقتصادی استان‌ها می‌تواند موجبات کاهش عدم تعادل در سایر حوزه‌ها را فراهم آورد.

یکی از ابزارهای اساسی در بررسی روند شکاف و عدم تعادل میان مناطق مختلف در حوزه اقتصاد کلان، آزمون فرضیه همگرایی است که در صورت تأیید آن اقتصادهای فقیرتر دارای نرخ رشد سریع‌تری از اقتصادهای ثروتمند خواهند بود و این تفاوت در سرعت رشد می‌تواند در بلندمدت شکاف و عدم تعادل‌های میان آن‌ها را کاهش دهد.

تأیید فرضیه همگرایی به مفهوم کاهش عدم تعادل‌های منطقه‌ای (شهرستان، استان، کشورها) بوده و در صورت رد، دال بر این است که عدم تعادل‌های موجود میان مناطق مورد بررسی گرایش به سمت ازدیاد دارد.

با توضیحات فوق، هدف اصلی مقاله حاضر بررسی رشد اقتصادی استان‌های کشور ایران طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ با تأکید بر بررسی فرضیه همگرایی مطلق و شرطی است.

سؤالات اصلی که این مقاله به دنبال پاسخ به آن‌هاست، به صورت زیر قابل طرح است:

- ۱- آیا همگرایی مطلق و شرطی درآمدی بین استان‌های کشور وجود دارد؟
- ۲- آیا همگرایی مطلق و شرطی درآمدی بین استان‌های با درآمد پایین (۱۰ استان) وجود دارد؟
- ۳- آیا همگرایی مطلق و شرطی درآمدی بین استان‌های با درآمد میانه (۱۰ استان) وجود دارد؟
- ۴- آیا همگرایی مطلق و شرطی درآمدی بین استان‌های با درآمد بالا (۱۰ استان) وجود دارد؟

مبانی نظری فرضیه همگرایی

اولین مطالعه‌ای که منجر به شکل‌گیری فرضیه همگرایی گردید در سال ۱۹۸۶ توسط بامول^۱ و آبراموتیز^۲ صورت گرفت، بامول با بررسی داده‌های مربوط به ۱۶ کشور صنعتی طی دوره (۱۹۷۹-۱۸۷۰) که توسط مدیسون^۳ جمع‌آوری شده بود به این نتیجه رسید که میان متوسط نرخ رشد تولید سرانه کشورهای مورد بررسی و تولید سرانه سال پایه (۱۸۷۰) یک ارتباط معنادار و معکوس وجود دارد. البته ایشان این نتیجه را صرفاً موضوعی منبعث از بررسی تاریخی رشد اقتصادی می‌دانند و ارتباطی میان این موضوع و مدل‌های رشد اقتصادی قائل نشده است. (Rahmani, 2004)

۱- Baumol

۲- Abramovtitz

۳- Maddison

(Abramovtitz, 1986) در مطالعات خود در این زمینه، همانند بامول، بدون اشاره به موضوع مدل‌های رشد نئوکلاسیک وقت، موضوع همگرایی را ناشی از توانایی بیشتر کشورهای دارای سطح تولید پایین، در استفاده از پیشرفت‌های صورت گرفته در حوزه فناوری کشورهای پیشرفته‌تر معرفی و تحلیل می‌کند. واقعیت امر آن که موضوع همگرایی بعدها در سال‌های ۱۹۹۰، ۱۹۹۱ و ۱۹۹۵ توسط بارو و سالای-آی-مارتین^۱ به عنوان نتیجه اساسی مدل رشد نئوکلاسیک سولو و سوان (۱۹۵۶) مطرح گردید. فرضیه همگرایی ناشی از فروض به کار برده شده در الگوی رشد مذکور بوده است؛ این فروض شامل همگنی از درجه یک بودن تابع تولید نئوکلاسیک، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، ثبات فناوری یا نرخ ثابت و برونزای پیشرفت فنی، نزولی بودن بازده نهایی عوامل تولید (کار و سرمایه)، نرخ ثابت برونزای رشد نیروی کار و نرخ برونزای پس‌انداز می‌باشند.

با مفروضات فوق معادله دیفرانسیل اساسی مدل رشد سولو به صورت زیر اثبات خواهد شد:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = s \cdot \frac{f(k(t))}{k(t)} - (u + g + n) \quad (1)$$

که در رابطه فوق k موجودی سرمایه سرانه مؤثر بر حسب هر واحد نیروی کار مؤثر، s نرخ برونزای پس‌انداز، $f(k(t))$ یا y تولید سرانه هر واحد نیروی کار مؤثر، u نرخ استهلاک سرمایه، g نرخ برونزای پیشرفت فنی و n نرخ رشد برونزای نیروی کار می‌باشند. حال با فرض تابع تولید کاب داگلاس و ساده‌سازی‌های لازم خواهیم داشت:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = g_k \quad y = f(k(t)) = k^\alpha(t) \quad (2)$$

$$g_k = s \cdot k^{\alpha-1} - (u + g + n) \quad (3)$$

با یک تقریب لگاریتمی - خطی مرتبه اول بر اساس سری تیلور حول نقطه $k = k^*$ از معادله (۳) خواهیم داشت:

۱- Barro and sala-i-martin

$$g_k = D(\log(k)) = -(1-r)(u + g + n) \left[\log \frac{k}{k^*} \right] \quad (۴)$$

و با بازنویسی و ساده‌سازی مجدد خواهیم داشت:

$$g_k = - \left[\log \frac{k}{k^*} \right] \quad (۵)$$

که در روابط فوق D عامل تغییر یا دیفرانسیل و $\{ = (1-r)(u + g + n)$ و k^* مقدار تعادلی بلندمدت k می‌باشد. وضعیت بلندمدت یا تعادلی اقتصاد، وضعیتی است که با مفروضات مربوط به الگوی رشد نئو کلاسیک، مقدار k به یک مقدار تعادلی ثابت (k^*) رسیده و در آن نقطه نرخ رشد موجودی سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار برابر صفر خواهد شد و به عبارت دیگر $g_k = 0$ خواهد بود. به تبع k ، در نقطه تعادل بلندمدت y نیز به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود یعنی y^* رسیده و نرخ رشد y یا g_y برابر صفر خواهد شد.

بر اساس رابطه (۵) هنگامی که موجودی سرمایه سرانه مؤثر در یک اقتصاد کوچک‌تر از مقدار تعادلی بلندمدت آن باشد یعنی $k < k^*$ لذا با توجه به آنکه در رابطه (۵) $\{ > 0$ است خواهیم داشت $g_k > 0$ است. به عبارت دیگر اقتصادی که دارای موجودی سرمایه سرانه مؤثر کمتر از حد تعادلی است، دارای نرخ مثبت موجودی سرمایه سرانه خواهد بود تا زمانی که مجدداً $k = k^*$ شود که در آن نقطه $g_k = 0$ خواهد شد. در نقطه مقابل چنانچه اقتصادی دارای موجودی سرمایه سرانه مؤثر بیش از حد تعادلی باشد؛ یعنی $k > k^*$ ، لذا با توجه به رابطه (۵)، $g_k < 0$ خواهد بود، یعنی موجودی سرمایه سرانه مؤثر دارای نرخ رشد منفی بوده و در حالت کاهشی خواهد بود تا آنکه مجدداً در نقطه $k = k^*$ ، برابری $g_k = 0$ حادث گردد. در رابطه (۵) $\{$ را سرعت همگرایی k به سمت k^* می‌نامند. حال با فرض تابع کاب داگلاس $y = k^r$ و برابری $g_y = r g_k$ و نتیجتاً

$$\log \left(\frac{y}{y^*} \right) = \log \left(\frac{k}{k^*} \right) \text{ و جایگذاری این روابط در رابطه (۵) خواهیم داشت:}$$

$$g_y = -(1-r)(u + g + n) \left[\log \left(\frac{y}{y^*} \right) \right] = - \left[\log \left(\frac{y}{y^*} \right) \right] \quad (۶)$$

همچنان که مشاهده می‌شود در این معادله نیز سرعت همگرایی y به سمت y^* برابر } بوده و لذا نتیجه می‌گیریم که در رسیدن به نقطه تعادل بلندمدت هر دوی موجودی سرمایه سرانه مؤثر (k) و تولید سرانه مؤثر (y) دارای سرعت همگرایی یکسانی هستند.

رابطه (۶) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\frac{d \log(y(t))}{dt} = -(1-r)(u + g + n) \left[\log y^* - \log y(t) \right] \quad (۷)$$

که در رابطه (۷) علامت t اندیس زمان است. نظر به آنکه رابطه (۷) یک معادله دیفرانسیل

نسبت به متغیر $\log y$ است، حل آن به صورت زیر خواهد بود:

$$\log[y(t) - y(0)] = (1 - e^{-st}) \left[\log(y^*) - \log(y(0)) \right] \quad (۸)$$

که در معادله (۸)، $y(0)$ برابر تولید سرانه مؤثر در زمان اولیه یا مینا و $y(t)$ برابر تولید سرانه مؤثر

در زمان جاری می‌باشد، با یک بازنویسی و ساده‌سازی از معادله (۸) خواهیم داشت:

$$\log[y(t) - y(0)] = -s \log(y^*) + s \log(y(0)) \quad (۹)$$

که در رابطه (۹) داریم: $s = -(1 - e^{-st})$

رابطه اخیر پایه و اساس مطالعات مربوط به همگرایی درآمد سرانه در سطح مناطق، استان‌ها و کشورها بوده و چنانچه در برآورد رابطه فوق با استفاده از داده‌های آماری بتوان ثابت کرد که مقدار s عددی منفی و از لحاظ آماری معنی دار است، به این مفهوم است که فرضیه همگرایی مورد تأیید قرار گرفته و اقتصادهای فقیرتر با نرخ رشد بالاتری رشد خواهند کرد. در رابطه (۹) سرعت همگرایی برابر $\frac{-1}{T} \log(1+s)$ ، همچنین زمان لازم برای نصف شدن شکاف میان تولید سرانه سال پایه $y(0)$ و تولید سرانه تعادلی y^* برابر با $H = \frac{\ln(2)}{s}$ می‌باشد. بر اساس رابطه اخیر و بنا بر فرض همگرایی، چنانچه اقتصادهای مختلف (کشورها، مناطق یا استان‌های مختلف) از لحاظ ساختاری دارای تشابه باشند، نقطه تعادل پایدار و بلندمدت آن‌ها ثابت و یکسان بوده و به اصطلاح به سمت نقطه واحدی همگرا خواهند بود، این نوع از همگرایی به همگرایی مطلق^۱ یا

۱- Absolute Convergence

غیرشرطی^۱ مرسوم است.

بر اساس این فرضیه کشورها، مناطق یا استان‌های دارای درآمد سرانه یا تولید سرانه پایین‌تر دارای نرخ رشد بالاتری خواهند بود.

حال چنانچه اقتصادهای مختلف دارای تشابه ساختاری نباشند و به عبارت دیگر توابع تولید و پارامترهای رشد آن‌ها یکسان نباشد، الزاماً در بلندمدت دارای سطح تعادلی درآمد سرانه یا تولید سرانه (y^*) یکسانی نیز نخواهند بود و به دیگر سخن سطح تعادلی پایدار و بلندمدت متفاوت و مجزایی خواهند داشت و بسته به میزان فاصله هر یک از اقتصادها از نقطه تعادلی خود، دارای نرخ رشد متفاوتی خواهند بود، به طوری که هرچه این فاصله بیشتر باشد نرخ رشد تولید سرانه نیز بالاتر خواهد بود، این نوع از همگرایی در ادبیات اقتصادی به فرضیه همگرایی شرطی^۲ مشهور است. معادله (۹) در مطالعات تجربی به شیوه‌های مختلفی نوشته می‌شود که از جمله می‌توان به رابطه زیر اشاره کرد:

$$[\log(y(t)) - \log(y(t-1))] = r + s \log(y(t-1)) + V_t \quad (10)$$

همچنین در مطالعات انجام شده با استفاده از داده‌های تابلویی، معادله زیر به کار گرفته شده است:

$$\log\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = r + s \log y_{i,t} + V_{i,t} \quad (11)$$

که در رابطه فوق i اندیس اقتصادهای مختلف (کشورها، مناطق یا استان‌ها) و t اندیس زمان است.

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعات متعددی در حوزه بررسی فرضیه همگرایی (انواع مختلف) در کشورهای مختلف دنیا انجام شده است. به منظور خلاصه‌سازی نتایج برخی از آن‌ها در جدول شماره یک ارائه شده است:

۱- Un Conditional

۲- Conditional Convergence

جدول ۱- خلاصه مروری بر مطالعات انجام شده

عنوان محقق	روش تحقیق	حوزه مطالعه	دوره زمانی	نتیجه تحقیق
بامول (۱۹۸۶)	رگرسیون مقطعی	۱۶ کشور صنعتی	۱۹۷۹-۱۸۷۰	وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین تولید سرانه سال مبنا و نرخ رشد درآمد سرانه
آبراموتیز (۱۹۸۶)	تکنیک ضریب همبستگی	۱۶ کشور صنعتی	۱۹۷۹-۱۸۷۰	وجود رابطه معکوس میان تولید سرانه اولیه و متوسط نرخ رشد سالیانه
ری ۱ و مونتوری ۲ (۱۹۸۸)	رگرسیون فضایی	ایالات متحده آمریکا	۹۴-۱۹۲۹	تأیید فرضیه همگرایی مطلق و تأیید فرضیه ارتباط فضایی
گالیر ۳ و دیگران (۱۹۹۹)	رگرسیون با داده‌های تابلویی	کشورهای عضو OECD و سایر کشورها	۹۰-۱۹۶۰	تأیید فرضیه همگرایی مطلق بین سایر کشورها و کشورهای عضو OECD و تأیید فرضیه همگرایی شرطی تنها برای کشورهای عضو OECD
گوتات ۴ و همکاران (۲۰۰۵)	ریشه واحد داده‌های تابلویی	کشورهای عضو منطقه منا	۲۰۰۰-۱۹۶۰	تأیید هر دو نوع فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی
پاس ۵ و اشلیت ۶ (۲۰۰۶)	رگرسیون فضایی مقطعی	کشورهای عضو اتحادیه اروپا	۲۰۰۲-۱۹۹۵	تأیید فرضیه همگرایی سیگما و بتا و فرضیه ارتباط فضایی
پاس و همکاران (۲۰۰۷)	رگرسیون فضایی مقطعی	منتخبی از کشورهای عضو اتحادیه اروپا	۲۰۰۲-۱۹۹۵	تأیید فرضیه همگرایی مطلق و ارتباط فضایی

۱- Rey

۲- Montouri

۳- Gaulier

۴- Guetat

۵- Paas

۶- Schlitte

رحمان و حسین (۲۰۰۹)	ریشه واحد و رگرسیون معمولی	مناطق مختلف بنگلادش	۲۰۰۰- ۱۹۷۷	عدم تأیید فرضیه همگرایی
دافرنوت ۱ و همکاران (۲۰۰۹)	ریشه واحد و رگرسیون مقطعی	آمریکای لاتین و مرکزی، آفریقا، آسیا و خاورمیانه	۲۰۰۶- ۱۹۵۰	عدم تأیید فرضیه همگرایی

ادامه جدول ۱ - خلاصه مروری بر مطالعات انجام شده

عنوان محقق	روش تحقیق	حوزه مطالعه	دوره زمانی	نتیجه تحقیق
لوپکو و آتس ۳ (۲۰۰۹)	ریشه واحد تابلویی	مناطق ترکیه و اتحادیه اروپا	۲۰۰۱- ۱۹۸۲	عدم تأیید فرضیه همگرایی
چارلز و همکاران (۲۰۱۰)	ریشه واحد تابلویی	۲۰ کشور حوزه بازار مشترک آفریقای شرقی و جنوبی	۲۰۰۳- ۱۹۵۰	عدم تأیید فرضیه همگرایی در کل کشورها تأیید فرضیه همگرایی در دو گروه کشورهای توسعه یافته و کمتر توسعه یافته
سورش ۵ و کومار ۶ (۲۰۱۱)	ریشه واحد تابلویی	۱۷ استان هندوستان	۲۰۰۹- ۱۹۸۰	عدم تأیید فرضیه های مختلف همگرایی در کل دوره تأیید فرضیه همگرایی در دوره (۹۱- ۱۹۸۰) و عدم تأیید فرضیه همگرایی در دوره (۲۰۰۹-۱۹۹۲)
جیاولی ۷ و همکاران (۲۰۱۱)	رگرسیون حداقل مربعات معمولی	۱۰۱۰ شهرستان واقع در ۱۱ ایالت جنوبی آمریکا	۲۰۰۰- ۱۹۸۰	تأیید فرضیه همگرایی مطلق

۱- Dufrenot

۲- Lopcu

۳- Ates

۴- Charles

۵- Suresh

۶- Kumar

۷- Gyawali

عدم تأیید فرضیه همگرایی مطلق و تأیید فرضیه همگرایی شرطی	-۲۰۰۵ ۱۹۶۰	۸۶ کشور مختلف	رگرسیون مقطعی	تیماکو آ (۲۰۱۱)
تأیید فرضیه همگرایی مطلق	-۲۰۰۹ ۱۹۲۹	۴۸ ایالت آمریکا	ریشه واحد تابلویی	هولمز ۲ و همکاران (۲۰۱۲)
عدم تأیید فرضیه همگرایی مطلق	-۲۰۰۸ ۲۰۰۰	۸۰ منطقه روسیه	ریشه واحد تابلویی	آخمدجون ۳ و لاو ۴ (۲۰۱۲)
تأیید فرضیه همگرایی مطلق	-۲۰۰۳ ۱۹۶۵	۱۴ استان مالزی	ریشه واحد تابلویی	حبیب آ. و همکاران (۲۰۱۲)
تأیید فرضیه همگرایی شرطی	-۲۰۰۰ ۱۹۹۱	استان‌های کشور فیلیپین	رگرسیون با داده‌های مقطعی	پد ۵ و همکاران (۲۰۱۲)
تأیید فرضیه همگرایی مطلق و تأیید فرضیه وابستگی فضایی	-۲۰۰۱ ۱۹۹۱	استان‌های ایران	رگرسیون با داده‌های مقطعی	اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)
عدم تأیید فرضیه همگرایی، مطلق، شرطی و سیگما	-۲۰۰۰ ۱۹۹۰	استان‌های ایران	رگرسیون با داده‌های مقطعی	رحمانی (۲۰۰۴)
تأیید فرضیه همگرایی مطلق و شرطی	-۲۰۰۰ ۱۹۹۰	استان‌های ایران	رگرسیون با داده‌های مقطعی حداقل مربعات معمولی	رحمانی و عسکری (۲۰۰۵)
چگالی دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی بوده و فاصله اقتصادی، ناهمگونی مذهبی و پراکندگی قومیتی دارای اثر منفی بر رشد هستند	-۲۰۰۵ ۲۰۰۱	استان‌های ایران	رگرسیون با داده‌های تابلویی	اکبری و همکاران (۲۰۱۱)
تأیید فرضیه همگرایی بتا در اکثر کشورهای مورد بررسی	-۲۰۰۶ ۱۹۶۵	ایران و کشورهای منتخب اسلامی	ریشه واحد با داده‌های تابلویی	فلاحی و همکاران (۲۰۱۲)

داده‌ها و روش تحقیق

۱- Timakova

۲- Holmes

۳- Akhmedjonov

۴- Lav

۵- Pade

داده‌های تحقیق

هدف از این مقاله بررسی وجود همگرایی مطلق و شرطی در آمد سرانه واقعی بین استان‌های سی گانه ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ است. به این منظور داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی استان‌ها، جمعیت استان‌ها، تعداد شاغلین استان‌ها و موجودی سرمایه استان‌ها، طی سال‌های مذکور از نتایج حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران و سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردیده است. نظر به آنکه داده موجودی سرمایه استان‌ها به تفکیک موجود نیست و تنها موجودی سرمایه کل کشور موجود است، از یک متغیر جایگزین برای موجودی سرمایه استان‌ها استفاده شده است به این صورت که طی هر یک از سال‌های فوق میزان موجودی سرمایه کشور به نسبت سهم هر یک از استان‌ها در تولید ناخالص داخلی کشور، بین آن‌ها توزیع شده و فرض بر آن است که نسبت سهم هر یک از استان‌ها از موجودی سرمایه کشور؛ با نسبت سهم آن استان از تولید ناخالص داخلی کشور برابر است.

همچنین به منظور واقعی و ثابت سازی داده‌های جاری و تبدیل آن‌ها به قیمت ثابت، شاخص قیمت مصرف کننده به تفکیک استان‌ها طی سال‌های یادشده از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

روش تحقیق

نظر به آنکه داده‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر دارای دو بعد تغییرات زمانی و مکانی است، لذا از روش ترکیب داده‌های سری زمانی- مقطعی یا داده‌های تابلویی^۱ به منظور انجام تخمین‌های رگرسیونی استفاده می‌شود. از مهم‌ترین مزایای روش داده‌های تابلویی این است که متشکل از تعداد زیادی از مقاطع (N) است که در طول یک دوره زمانی مشخص (T) دارای مشاهدات آماری هستند، بر این اساس تعداد کل مشاهدات در روش داده‌های تابلویی برابر حاصل ضرب تعداد مقاطع در تعداد دوره‌های زمانی (N×T) می‌باشد و در مقایسه با روش داده‌های مقطعی یا روش داده‌های سری زمانی، حائز تعداد مشاهدات بیشتری بوده و لذا درجه آزادی

۱- Panel data

مدل‌های قابل برآورد را تا حد امکان افزایش می‌دهد که به همراه خود مزایای دیگری نظیر کاهش همخطی متغیرها، کاهش ناهمسانی واریانس، کاهش تورش و حداقل سازی آن و ... را به دنبال دارد.

به پیروی از کار اسمیت و هارپر (۲۰۱۲) در این تحقیق به منظور بررسی همگرایی مطلق و شرطی درآمدی بین استان‌های کشور از روابط زیر استفاده شده است:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = r_{0i} + r_1 \ln y_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (14)$$

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = r_{\alpha} + r_1 \ln y_{i,t-1} + r_2 \ln N_{i,t} + r_3 \ln K_{i,t} + r_4 \ln DI_{i,t} + v_{i,t} \quad (15)$$

در روابط فوق $y_{i,t}$ برابر درآمد واقعی سرانه استان i در زمان t ، $N_{i,t}$: تعداد شاغلین استان i در زمان t ، $K_{i,t}$: شاخص موجودی سرمایه استان i در زمان t ، $DI_{i,t}$: درجه صنعتی بودن استان i در زمان t (برابر است با سهم ارزش افزوده بخش صنعت ساخت استان i از کل ارزش افزوده آن استان در زمان t) و $v_{i,t}$ جمله اخلاص استان i در زمان t می‌باشد.

لازم به ذکر است که به منظور بررسی همگرایی مطلق درآمدی از برآورد رابطه ۱۴ و به منظور بررسی همگرایی شرطی درآمدی از برآورد رابطه ۱۵ استفاده شده است.

در برآورد ضرایب معادلات فوق چنانچه ضریب r_1 در هر دو معادله مذکور، از لحاظ آماری معنادار و علامت آن منفی باشد. به مفهوم تأیید فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی است.

پس از برآورد ضرایب معادلات یادشده و تأیید معناداری r_1 از لحاظ آماری و علامت، آن را ضریب همگرایی مطلق (در رابطه ۱۴) یا ضریب همگرایی شرطی (در رابطه ۱۵) گویند. پس از تأیید معناداری r_1 ، سرعت همگرایی مطرح می‌شود که بر اساس رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$\lambda = -\frac{1}{T} \ln(1 + r_1) \quad (16)$$

که در رابطه ۱۶، T برابر طول دوره زمانی مورد بررسی که در این تحقیق $T=10$ می‌باشد و λ را سرعت همگرایی گویند و هرچه مقدار آن بیشتر باشد به مفهوم همگرایی سریع‌تر استان‌های

فقیر و غنی است. پس از تعیین سرعت همگرایی، مفهوم نیمه عمر مطرح می‌شود که عبارت از مدت زمان لازم برای نصف شدن شکاف میان درآمد سرانه واقعی استان‌ها و درآمد سرانه واقعی تعادلی است و بر اساس رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$H = Ln(2) / \lambda \quad (17)$$

که در رابطه فوق ۲ عدد ثابت و λ سرعت همگرایی است. در تحقیق حاضر i اندیس شمارش مقاطع یا استان‌ها بوده که برابر $i=1,2,3,\dots,30$ و t اندیس شمارش زمان بوده که برابر $t=2000,2001, \dots,2010$ می‌باشد. در این تحقیق قبل از برآورد روابط اشاره شده، ابتدا نسبت به بررسی سکون یا عدم سکون داده‌های مورد استفاده با استفاده از آزمون‌های آماری لازم اقدام گردیده و سپس نسبت به تعیین روش برآورد تلفیقی (pooled) یا تابلویی (panel) و مدل اثرات ثابت یا اثرات تصادفی با استفاده از آزمون‌های مربوطه و در نهایت برآورد روابط ۱۴ و ۱۵ اقدام گردیده است. لازم به ذکر است که روابط فوق ابتدا برای کل استان‌های سی‌گانه کشور برآورد شده و سپس با تقسیم استان‌های سی‌گانه به سه طبقه درآمد سرانه بالا (۱۰ استان)، درآمد سرانه میانی (۱۰ استان) و درآمد سرانه پایین (۱۰ استان)، نسبت به برآورد مجدد این روابط برای هر یک از سه طبقه مذکور اقدام خواهد شد.

برآورد مدل

آزمون ریشه واحد داده‌های مورد استفاده:

به منظور تعیین ایستایی یا عدم ایستایی داده‌های مورد بررسی در این تحقیق از آزمون ریشه واحد مبتنی بر داده‌های تابلویی لوین، لین و چو (۲۰۰۲) استفاده شده است. ایشان نشان دادند که در داده‌های تابلویی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده‌ها (کل مقاطع) دارای قدرت و اعتبار بیشتری در مقایسه با استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر یک از مقاطع به صورت جداگانه است.

آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو در داده‌های تابلویی بر این فرض استوار است که در مدل زیر $\rho_i = \dots$ برای تمامی مقاطع (استان‌ها) یکسان است و چنانچه در این آزمون، فرض صفر $|\rho_i| = 1$...

در مقابل فرض ۱) قابل رد کردن باشد، متغیر مورد بررسی دارای ریشه واحد نبوده و ایستا خواهد بود.

$$Y_{it} = \dots_i Y_{i,t-1} + X'_{i,t} u_i + v_{it} \quad (18)$$

در رابطه فوق Y_{it} متغیر مورد مطالعه برای بررسی ایستایی، X_{it} ماتریس دربردارنده عرض از مبدأ و روند زمانی و v_{it} جزء اختلال معادله است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است و فرض بر آن است که بین مقاطع یا استان‌ها مستقل از هم است. با توضیحات فوق نتیجه بررسی آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو برای کلیه متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر در جدول شماره ۲ ارائه شده است. نتایج مندرج در این جدول نشان می‌دهد که در مورد کلیه متغیرهای به کار گرفته شده، بر اساس آماره آزمون، فرض صفر آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد یا عدم ایستایی رد شده و ایستایی کلیه متغیرها در سطح معنی داری ۹۹ درصد پذیرفته شده است.

تعیین مدل مناسب

آزمون تعیین داده‌های تابلویی یا تلفیقی

هنگام کار با داده‌های تابلویی، به منظور حصول اطمینان از اینکه آیا داده‌ها از نوع panel (تابلویی) هستند یا از نوع pooled (تلفیقی)، باید آزمونی تحت عنوان آزمون F لیمر در هر یک از مدل‌های برآورد شده انجام شود، فرضیه صفر این آزمون بیان می‌کند که در مدل‌های ۱۴ و ۱۵ تفاوتی میان عرض از مبدأ برآورد شده برای تک‌تک مقاطع وجود ندارد و بر این اساس داده‌های به کار گرفته شده از نوع pooled بوده و قابل استفاده در مدل panel نیستند، در صورت رد فرضیه صفر، مدل داده‌های تابلویی بر مدل داده‌های تلفیقی ارجحیت خواهد داشت. این آزمون برای هر یک از ۸ معادله برآوردی در این مقاله انجام شده و نتایج آن در جدول شماره ۳ ارائه شده است. بر اساس مندرجات جدول شماره ۳ در کلیه مدل‌های ارائه شده در این تحقیق، فرضیه تابلویی بودن داده‌ها پذیرفته شده است.

تعیین مدل اثرات ثابت یا اثرات تصادفی

پس از آنکه در آزمون تعیین نوع داده‌ها، فرضیه تابلویی بودن داده‌ها پذیرفته شود، در این

صورت آزمون دیگری تحت عنوان آزمون‌ها سمن باید انجام گیرد که در آن مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی مورد آزمون قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون مدل اثرات تصادفی است و در صورت رد آن مدل اثرات ثابت مورد تأیید قرار می‌گیرد. این آزمون برای هر یک از معادلات ۸ گانه برآوردی در این تحقیق انجام شده و نتایج آن در جدول شماره ۴، ارائه گردیده است. بر اساس مندرجات جدول شماره ۴، در کلیه مدل‌های ۸ گانه فرضیه صفر مبنی بر مدل اثرات تصادفی رد شده و در نقطه مقابل مدل اثرات ثابت پذیرفته شده است.

برآورد مدل

پس از انجام آزمون‌های F لیمر و هاسمن و تعیین مدل نهایی در هر یک از معادلات ۸ گانه، نسبت به برآورد آن‌ها اقدام گردید که نتایج برآوردها در جدول شماره ۵ ارائه شده است.

نتایج مندرج در جدول مذکور نشان می‌دهد که کلیه مدل‌های ۸ گانه فرضیه همگرایی درآمدی بین گروه موردنظر استان‌های کشور مورد تأیید قرار گرفته است به طوری که ضریب متغیر $LY_{(-1)}$ در تمامی آن‌ها از لحاظ آماری معنادار و دارای علامت منفی است و مبین این موضوع است که با بالاتر بودن سطح درآمد سرانه واقع استان‌ها نرخ رشد درآمد سرانه واقعی آن‌ها پایین‌تر خواهد بود، به عبارت دیگر بر اساس فرضیه همگرایی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌های فقیرتر، طی زمان به استان‌های ثروتمندتر نزدیک می‌گردد، به طوری که هر چه مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها کمتر باشد، رشد اقتصادی آن‌ها بیشتر بوده و این فرایند نهایتاً منجر به همگرایی مطلق یا شرطی خواهد شد. این موضوع در هر دو نوع همگرایی مطلق و شرطی مورد تأیید قرار گرفته است. پس از تأیید فرضیه همگرایی، موضوع سرعت همگرایی مطرح می‌شود. اینکه سرعت همگرایی رشد به چه میزان است به طور مستقیم از ضریب متغیر $LY_{(-1)}$ مشخص نیست و نیازمند محاسبه آن بر اساس رابطه ۱۶ است.

با استفاده از ضرایب $LY_{(-1)}$ در مدل‌های برآورد شده و بر اساس رابطه ۱۶ سرعت همگرایی در هر یک از مدل‌های ۸ گانه محاسبه و نتایج در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

پس از محاسبه سرعت همگرایی، بر اساس رابطه ۱۷ نیمه عمر هر یک از مدل‌ها نیز محاسبه گردیده که نتایج آن در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

مندرجات جدول شماره ۶ نشان می‌دهد که بیشترین سرعت همگرایی در شرایط همگرایی

مطلق برابر ۱۰/۹ درصد و مربوط به ده استان با درآمد سرانه میانی بوده است. این عدد مبین آن است که سالانه حدود ۱۰/۹ درصد از اختلاف میان نرخ رشد فعلی درآمد سرانه واقعی استان‌های دارای درآمد سرانه میانی و نرخ رشد تعادلی بلندمدت برطرف می‌گردد. بر همین اساس مدت‌زمان لازم برای حذف نصف شکاف مذکور، حدود ۶/۴ سال است.

همچنین کمترین سرعت همگرایی مطلق برابر ۴/۲ درصد و مربوط به ده استان دارای بالاترین درآمد سرانه واقعی بوده است که نشان می‌دهد شکاف میان نرخ رشد جاری درآمد سرانه واقعی استان‌های مذکور و نرخ رشد تعادلی بلندمدت آن‌ها، سالانه حدود ۴/۲ درصد کاهش می‌یابد و بر این اساس حدود ۱۶/۳ سال برای رفع نصف شکاف مذکور موردنیاز است.

جدول ۲- نتیجه آزمون ریشه واحد تابلویی داده‌های مورد استفاده برای سی استان کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰

متغیرها	علامت اختصاری	آماره آزمون	p-value	نتیجه آزمون
نرخ رشد درآمد سرانه استان‌ها (کل سی استان)	g	-۱۱/۱۲۶۲	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
نرخ رشد درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه پایین)	g ₁	-۶/۰۰۴۳۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
نرخ رشد درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)	g ₂	-۴/۹۱۵۴۶	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
نرخ رشد درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)	g ₃	-۸/۱۸۵۴۸	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درآمد سرانه استان‌ها (کل سی استان)	LY	-۸/۵۹۰۲۰	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه پایین)	LY ₁	-۴/۷۹۱۳۰	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)	LY ₂	-۶/۵۱۰۳۰	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)	LY ₃	-۳/۸۲۲۱۶	۰/۰۰۰۱	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم اشتغال استان‌ها (کل سی استان)	LN	-۱۲/۰۷۷۹	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم اشتغال استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه پایین)	LN ₁	-۷/۲۶۵۴۴	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی

رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۶/۱۴۸۸۱	LN_2	لگاریتم اشتغال استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۷/۴۱۲۴۷	LN_3	لگاریتم اشتغال استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۳	-۳/۴۵۳۲۲	LK	لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (کل سی استان)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۶/۴۲۷۹۷	LK_1	لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه پایین)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۷/۱۰۲۰۴	LK_2	لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۶/۰۴۱۸۳	LK_3	لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۸/۰۵۰۵۲	LDI	لگاریتم درجه صنعتی بودن (کل سی استان)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۵/۳۹۲۶۶	LDI_1	لگاریتم درجه صنعتی بودن (۱۰ استان با درآمد سرانه پایین)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۳	-۲/۴۹۵۶۸	LDI_2	لگاریتم درجه صنعتی بودن (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)
رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی	۰/۰۰۰۰	-۷/۳۷۳۱۷	LDI_3	لگاریتم درجه صنعتی بودن (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)

فرضیه صفر: وجود ریشه واحد یا عدم ایستایی نوع آزمون ریشه واحد: لوین، لین و چو

مأخذ: محاسبات محققین

جدول ۳ - نتیجه آزمون F جهت تعیین Panel یا pool بودن داده‌ها

(فرضیه صفر: مدل تلفیقی است) فرضیه مقابل: مدل تابلویی است)

شماره مدل	نوع همگرایی	آماره F	p-value	نتیجه آزمون
	همگرایی مطلق کل استان‌ها	۴/۷۰۳۸۷۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل
	همگرایی مطلق ۱۰ استان پایین	۷/۱۷۴۲۱۰	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل
	همگرایی مطلق ۱۰ استان میانی	۳/۶۱۶۲۸۵	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل
	همگرایی مطلق ۱۰ استان بالا	۳/۲۱۰۹۹۸	۰/۰۰۰۲	رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل
	همگرایی شرطی کل استان‌ها	۱۸۲/۱۰۶۹۱۱	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل

رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل	۰/۰۰۰۰	۲۳/۱۵۴۰۹۰	همگرایی شرطی ۱۰ استان پایین
رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل	۰/۰۰۰۰	۱۷۸/۲۲۹۰۱۲	همگرایی شرطی ۱۰ استان میانی
رد فرضیه صفر و تأیید تابلویی بودن مدل	۰/۰۰۰۰	۲۴۶/۸۱۱۵۳۷	همگرایی شرطی ۱۰ استان بالا

مأخذ: محاسبات محققین

جدول ۴ - نتیجه آزمون هاسمن جهت تعیین مدل اثرات ثالث یا تصادفی

فرضیه صفر: مدل از نوع اثرات تصادفی است فرضیه مقابل: مدل از نوع اثرات ثابت است

شماره مدل	نوع همگرایی	آماره کای دو	p-value	نتیجه آزمون
	همگرایی مطلق کل استان‌ها	۷۶/۴۲۸۷۶۶	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت
	همگرایی مطلق ۱۰ استان پایین	۲۱/۳۴۰۹۴۴	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت
	همگرایی مطلق ۱۰ استان میانی	۳۴/۱۶۴۰۶۹	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت
	همگرایی مطلق ۱۰ استان بالا	۱۷/۱۸۵۲۳۴	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت
	همگرایی شرطی کل استان‌ها	۵۸۵/۳۴۲۴۳۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت
	همگرایی شرطی ۱۰ استان پایین	۲۳۹/۷۴۱۲۳۶	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت
	همگرایی شرطی ۱۰ استان میانی	۲۹۰/۹۴۸۵۵۵	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت
	همگرایی شرطی ۱۰ استان بالا	۹۸/۳۷۶۳۵۳	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید اثرات ثابت

مأخذ: محاسبات محققین

با در نظر گرفتن شرایط خاص استان‌ها (نظیر نیروی کار، موجودی سرمایه و درجه صنعتی بودن) و مطالعه همگرایی شرطی، سرعت همگرایی شرطی در مقایسه با سرعت همگرایی مطلق افزایش یافته و در نقطه مقابل مقادیر نیمه عمر کاهش می‌یابد. در شرایط بررسی فرضیه همگرایی شرطی، بیشترین سرعت همگرایی برابر ۳۳/۳ درصد و مربوط به ده استان با درآمد سرانه واقعی میانی بوده است و بر این اساس نیمه عمر آن برابر ۲/۱ سال است، به عبارت دیگر سالانه حدود ۳۳/۳ درصد از شکاف میان نرخ رشد جاری و نرخ رشد تعادلی بلندمدت مرتفع شده و حدود ۲ سال زمان برای حذف نصف شکاف موجود موردنیاز است. همچنین کمترین سرعت همگرایی شرطی مربوط به ده استان دارای درآمد سرانه بالا بوده و برابر ۲۱/۸ درصد است و بر اساس آن نیمه عمر حدود ۳/۲ سال است.

نتیجه گیری

در این تحقیق فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی درآمدهای بین استان‌های سی گانه کشور و گروه‌های ده گانه دارای درآمد سرانه پایین، درآمد سرانه میانی و درآمد سرانه بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که هر دو نوع فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی در کلیه گروه‌های یادشده مورد تأیید قرار گرفته است. در شرایط همگرایی شرطی، سرعت همگرایی بیشتر از حالت همگرایی مطلق است، به عبارت دیگر با در نظر گرفتن شرایط خاص استان‌ها، سرعت همگرایی بیشتر خواهد شد. همچنین ده استان دارای درآمد سرانه میانی در هر دو حالت همگرایی مطلق و همگرایی شرطی، دارای بیشترین سرعت همگرایی بوده و ده استان با درآمد سرانه بالا نیز در هر دو حالت مذکور دارای کمترین سرعت همگرایی بوده‌اند.

جدول ۵ - برآورد مدل‌های ۸ گانه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی

همگرایی شرطی				همگرایی مطلق				پارامترها	
ده استان بالا	ده استان میانی	ده استان پایین	کل استان‌ها	ده استان بالا	ده استان میانی	ده استان پایین	کل استان‌ها		
-۴۲/۹۵۳۶۴	-۴۶/۲۶۷۴۹	-۳۸/۹۲۰۷۴	-۴۴/۳۱۶۶۰	۱/۲۲۲۳۱۵	۱/۸۷۰۷۴۰	۱/۱۲۶۵۱۰	۱/۱۴۰۸۲۰	ضریب	r ₀
-۷/۱۷	-۶/۷۱	-۸/۵۳	-۱۲/۰۶	۵/۱۶	۶/۸۸	۴/۸۰	۹/۴۸	t آماره	
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	p.value	
-۰/۱۸۸۷۴۳۸	-۰/۹۶۴۴۲۱	-۰/۹۴۴۶۹۵	-۰/۸۸۹۳۶۳	-۰/۳۴۵۸۷۵	-۰/۶۶۲۵۱۲	-۰/۴۴۵۵۶۱	-۰/۳۸۰۹۵۱	ضریب	r ₁ LY(-1)
-۲۵/۶۶	-۱۳/۸۸	-۱۴/۸۹	-۳۰/۴۱	-۴/۹۲	-۶/۷۱	-۴/۵۹	-۹/۰۶	t آماره	
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	p.value	
۲/۷۵۱۵۶۶	۳/۱۰۶۷۲۳	۲/۸۲۷۹۷۸	۲/۹۱۳۸۶۳	-	-	-	-	ضریب	r ₂ (LN)
۶/۰۸	۶/۱۶	۸/۱۲	۱۰/۵۹	-	-	-	-	t آماره	
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-	-	-	-	p.value	
۰/۸۵۸۹۰۲	۰/۶۶۲۵۵۶	۰/۴۳۹۷۲۸	۰/۷۷۷۳۶۲	-	-	-	-	ضریب	r ₃ (LK)
۲۰/۱۱	۱۲/۱۸	۱۰/۱۹	۲۷/۴۹	-	-	-	-	t آماره	
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-	-	-	-	p.value	
۰/۲۰۴۱۵۳	۰/۰۳۵۰۵۰	۰/۰۱۱۵۴۶	۰/۱۳۴۲۶۴	-	-	-	-	ضریب	r ₄ (LDI)
۴/۶۹	۰/۶۹	۰/۳۸	۵/۵۶	-	-	-	-	t آماره	
۰/۰۰۰۰	۰/۴۹۳۴	۰/۷۰۳۸	۰/۰۰۰۰	-	-	-	-	p.value	
۰/۸۳۰۳۲۴	۰/۸۰۷۴۷۴	۰/۶۸۷۹۹۶	۰/۸۳۲۴۰۹	-	-	-	-	ضریب	r ₅ (AR1)
۳۴/۲۹	۲۶/۰۳	۱۳/۰۲	۵۲/۱۰	-	-	-	-	t آماره	

۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-	-	-	-	p.value
۹۰	۹۰	۹۰	۲۷۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۳۰۰	تعداد مشاهدات
۰/۹۲۲	۰/۷۴۳	۰/۷۲۴	۰/۸۳۸	۰/۳۴۹	۰/۴۱۱	۰/۵۶۴	۰/۳۴۳	\overline{R}^2
۲/۱۷۶	۲/۱۸۰	۲/۰۸۳	۲/۱۴۷	۱/۸۸۳	۱/۸۵۶	۱/۸۹۳	۱/۹۰۹	D.W
۷۵/۹۱۰	۱۹/۳۶۴	۱۷/۷۰۷	۴۱/۸۲۷	۳/۷۹۶	۴/۶۳۴	۷/۷۵۰	۵/۰۰۰	F
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	p.value

مأخذ: محاسبات محققین

جدول ۶ - محاسبه سرعت همگرایی (}) و نیمه عمر (H) برای هر یک از مدل‌ها

همگرایی شرطی				همگرایی مطلق				شرح
ده استان با درآمد بالا	ده استان با درآمد میانی	ده استان با درآمد پایین	کل استان‌ها	ده استان با درآمد بالا	ده استان با درآمد میانی	ده استان با درآمد پایین	کل استان‌ها	
۲۱/۸	۳۳/۳	۲۸/۹	۲۲/۰	۴/۲	۱۰/۹	۵/۹	۴/۸	سرعت همگرایی (درصد)
۳/۲	۲/۱	۲/۴	۳/۱	۱۶/۳	۶/۴	۱۱/۷	۱۴/۴	نیمه عمر (سال)

مأخذ: محاسبات محققین

یکی از نکات حائز اهمیت در بررسی فرضیه همگرایی شرطی، توجه به ضریب متغیر درجه صنعتی بودن (نسبت ارزش افزوده بخش صنعت ساخت به کل ارزش افزوده استان) یا LDI و معنی داری آن در مدل‌های چهارگانه همگرایی شرطی است. هنگامی که استان‌های سی گانه کشور به گروه‌های با درآمد سرانه پایین، میانی و بالا تقسیم می‌شوند، ضریب متغیر مذکور در استان‌های با درآمد سرانه پایین و درآمد سرانه میانی فاقد معنی داری آماری است و تأثیر معنی داری بر رشد اقتصادی آن گروه‌ها ندارد.

به عبارت دیگر به دلیل سهم بسیار پایین ارزش افزوده بخش صنعت ساخت در مجموع ارزش افزوده این استان‌ها، این متغیر از توان معنی داری در جهت ارتقاء رشد اقتصادی آن‌ها برخوردار نیست در نقطه مقابل، ضریب متغیر یادشده در گروه ۱۰ استان با درآمد سرانه بالا، از لحاظ علامت مثبت و از لحاظ آماری نیز کاملاً معنی دار است و به مفهوم آن است که هرچه درجه

صنعتی بودن استان‌های با درآمد سرانه بالا بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتری را در اقتصاد خود تجربه خواهند کرد و این متغیر، نقش به‌سزایی در تبیین تغییرات نرخ رشد اقتصادی (متغیر وابسته مدل) بازی می‌کند. همچنین در تمامی مدل‌های همگرایی شرطی ضریب متغیرهای لگاریتم اشتغال و لگاریتم شاخص موجودی سرمایه، از لحاظ علامت مثبت و از لحاظ آماری معنادار بوده است که به مفهوم تأیید اثرگذاری مثبت تغییرات نیروی کار و موجودی سرمایه بر نرخ رشد استان‌ها است، با این تفاوت که بیشترین مقدار مربوط به ضریب متغیر لگاریتم شاخص موجودی سرمایه، مربوط به مدل ده استان با درآمد سرانه بالا و کمترین مقدار آن مربوط به مدل ده استان با درآمد سرانه پایین بوده است.

با توضیحات فوق، نظر به اهمیت به‌سزای متغیر درجه صنعتی بودن و شاخص موجودی سرمایه در مدل استان‌های با درآمد سرانه بالا، و ارتباط معنی‌دار درجه صنعتی بودن و میزان موجودی سرمایه، توجه بیشتر به استان‌های با درآمد سرانه پایین و درآمد سرانه میانی در تشکیل سرمایه و خصوصاً افزایش معقول درجه نسبی صنعتی بودن آن‌ها به منظور اثرگذاری بیشتر این متغیرها بر نرخ رشد اقتصادی آن‌ها و کاهش شکاف درآمد سرانه آن‌ها با استان‌های با درآمد سرانه بالا پیشنهاد می‌گردد.

References

- Abramovitz, M. (1986). "Catching up, forging Ahead, and Falling Behind", *Journal of Economic History*, pp. 385-406.
- Abrishami, H. & Alamolhoda, N. & Amiri, M. (2007). "Convergence study of energy efficiency in Islamic countries over the period 1980-2003 using spatial econometric", *Journal of Energy Economics Studies*, No. 15, pp. 7-34 (In Persian)
- Abrishami, H. & Manzoor, D. (1999). "Comparative analysis of neoclassical and endogenous growth models", *Journal of Economic Research*, No. 55, pp. 27-64 (In Persian)
- Akbari, N., Khoshakhlagh, R., Dehghan Shabani, Z. (2011). "Regional Analysis of Economic Growth in Iran: A 3D Approach", *The Economic Research*, 11(2), pp. 87-106 (In Persian)
- Akbari, N., Moayedfar, R. (2004). "Evaluation of per capita income convergence among provinces (a spatial econometric approach)", *The Economic Research*, 4(3), pp. 1-13 (In Persian)
- Akhmedjonov, A. & lau, c.k.m. & Izgi, B. (2013). "New Evidence of Regional Income Divergence in post- Reform Russia", *Applied Economics*, vol. 45, No. 18, pp. 37-48.

- Baumol, W.J. (1986). " Productivity Growth, convergence, and Welfare: what the long Run Data show ", The American Economic Review, vol. 76, No. 5, pp. 1072-1085.
- Behbodi,D.& Falahi,F.& Shebani,A. (2012). "Energy Productivity Convergence in Selected OECD countries: Spatial Econometrics Approach", Journal of Applied Economic Research in Iran,1(3),pp.57-80(In Persian)
- Charles, A. & Darne, O. & Hoarau, J.F. (2010). " Convergence of Real per Capita GDP within COMESA Countries: A panel Unit Root Evidence ", The Annal of Regional Science, vol.49, No. 1, pp. 53-71.
- Dae Karimzadeh,S.& Azarbayjani,K.& Javanmardi,M. (2013)." Test of Income Convergence in D-8 Countries (Sigma Convergence, Theil Indices and Panel Data Unit Root Tests Approaches)", Journal of Economic Growth and Development Research",3(10),pp.59-72 (In Persian)
- Dufrenot, G. & Mignon, v. & Naccahe, T. (2009). " The slow convergence of per capita Income Between the Developing Countries: "Growth Resistance" and sometimes "Growth Tragedy", Credit Research Paper
- Fallahi,F.& Salmani,B.& Kiani,S. (2012)." -Convergence between Iran and Selected Islamic Countries", The Economic Reseach,12(4),.pp.171-194 (In Persian)
- Fattahi, Sh.& Attar,Kh. (2013)."Investigation of Income Convergence among Irans Provinces: A Panel Unit Root Approach",International Research Journal of Applied and Basic Sciences,Vol.6,No.10,pp.1439-1446
- Fotros,M.H. & Aghazadeh, A. & Jabraili,S.," Impact of Economic Growth on the Consumption of Renewable Energy: A Comparative Study of Selected OECD and Non-OECD (Including Iran) Countries", Journal of Economic Research and Policies,No.60,pp.81-98(In Persian)
- Fousekis, P. (2007). " Convergence of Relative state Level per Capita Income in the United States Revisited ", The Journal of Regional Analysis and policy, vol. 37, No. 2, pp. 80-89.
- Gaulier, G. & Hurlin, C. & Pierre, P.J. (1999). " Testing Convergence: A panel Data Approach ", Annales d Economie et de Statistique, ENSAE, issue 55-56, pp. 411-427
- Ghetmiri,M.A.,& Sharafatyane Jahromi,R. (2007)."Comparison of the effects of exchange rate changes on output in Selected developing countries with different exchange rate regimes: a co-integration approach with panel data (2004-1981)", Quarterly Journal of Quantitative Economics,No.12,pp.25-50(In Persian)
- Gueta, I. & Serrano, F. (2007). " Income Convergence Within the MENA countries: A panel unit Root Approach ", The Quarterly Review of Economics and Finance, vol. 46, No.5, pp. 685-706
- Gyawali, B.R. & Banerjee, S.B. & Hill, A. & Bukenya, J.O. (2011). " Income Convergence in the South: Myth or Raelity ? ", Southern Agriculture Economics Association Annual Meeting, Corpus christi, Texas.
- Habibullah, M.S. & Affizzah, A.D. & Puah, C.H. (2012). "Regional Income Disparities in Malaysia: A stochastic Convergence Analysis", Geografia: Malaysian Journal of society and Space, vol. 8, No. 5, pp. 100-111.

Habibur, R. & Sakhawat, H. (2009). " Convergence in per capita Income across Region in Bangladesh ", The Bangladesh Developmet Studies, vol. XXXII, No.1, pp. 45-60.

Harper, A. & Smith, Z. (2013). " Spatial Econometric Analysis of Regional Income Convergence: The Case of North Carolina and Virginia", Research in Business and Economic Journal, vol. 8, pp.10-15

Holmes, M.J. & otero, J. & Panagiotidis, T. (2012). " To what Extent are US Regional Income Converging? ", 71st International Atlantic Economic Conference, Athens, Greece.

Jonsson, K. (2008), " Choosing Between Panel Data Stationarity Test ", Economic Bulletin, vol. 3, No. 25, pp. 1-8.

Lopcu, K. & Ates, S. (2009), " Income Convergence between Turkey and EU Regions: A panel Unit Root Approach ", Anadolu International Conference in Economics, Eskinsehir, Turkey.

Maddala, G.S., shaowen Wu (1999). " A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test ", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue, pp. 305-349.

Mirzaee Nejad, M.R. & Seyed Shokri, Kh. & Palangi, P. (2011). " Estimation of Mobile Demand Function of Hamrah-e Aval with Emphasis on Entering the New Operator into the Market ", Journal of Economic Research and Policies, No.60, pp.161-184 (In Persian)

Paas, T. & Schlitte, F. (2006). " Regional Income Disparities: Convergence or Divergence within the EU-25 ", 14 th Inforum Conference, Traunkirchen, Austria.

Pade, v.o. & Spark A.H. & Mckinley, J.D. (2012). " Regional Income Inequality and Economic Growth: A Spatial Econometric Analysis for Provinces in the Philippines ", The 56 th Australian Agricultural and Resource Economics Society Annual Conference.

Quah, D. (2001). " Empiries for Economic Growth and convergence ", European Economic Review, vol. 40, No. 6, pp. 1353-1375.

Rahmani, T. & Asgari, H. (2005). " The Role of Government Policies in the Regional Convergence by use of Checking deposits in Iran Provinces ", Journal of Economic Research, No.69, pp.129-154 (In Persian)

Rahmani, T., (2004). " Economic Growth and regional Convergence in Iran ", Journal of Economic Research, No.66, pp.155-180 (In Persian)

Rey, S.J. & Montouri, B.D. (1998). " US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective ", Regional Studies, vol. 33, No. 2, pp.143-156

Suresh, K.G. & Kumar, M. (2011). " Examining the Income Convergence among Indian States: A panel Data Approach ", The Economic Research Guardian, vol. 1, issu 1, pp. 42-48.

Timakova, M.V. (2011). " Conditional Convergence and the Solow Model: An Empirical study ", Rotterdam School of Economics, Department of Economics.

Ziari, K. (1999). " Principles and Methods of Regional planning ", Second edition, Yazd, The Publications of University of Yazd. (In Persian)