مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای سال ۲۲، شمارهٔ۹، بهار و تابستان ۱۳۹۴

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 دریافت: ۱۳۹۳/۳/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۲۴

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 قرارگرفته 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 کشور طی دهه‌های اخیر است.

موضوع آمایش سرزمین از سال ۲۰۰۰ و هم زمان با تدوین قانون برنامه پنج ساله سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران به‌صورت ملموس وارد فضای برنامه‌ریزی کشور گردید؛ اگرچه درنهایت اثری از آن در قانون تصویب‌شده مذکور وجود نداشت. پس‌ازآن در برنامه پنج ساله 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 پنج ساله 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 پنج ساله 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، به‌صورت زیر قابل‌طرح 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 شکل گیری 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 می‌داند و ارتباطی میان این موضوع و مدل‌های رشد اقتصادی قائل نشده است. (Rahmani, 2004)

۱- Baumol

۲- Abramovtiz

۳- Maddison

(Abramovtiz, 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 آن‌که موضوع همگرایی بعدها در سال‌های ۱۹۹۰، ۱۹۹۱ و ۱۹۹۵ توسط بارو و سالا- آی- مارتین[1] 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، نزولی‌بودن 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 به‌صورت زیر اثبات خواهد شد:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = s.\frac{f(k(t))}{k(t)} - (¢ + g + n) \qquad (۱)$$

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، ¢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:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = g_k \qquad y = f(k(t) = \tilde{k}(t) \qquad (۲)$$

$$g_k = S.k^{-(1-\sim)} - (¢ + g + n) \qquad (۳)$$

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- Barro and sala-i-martin

$$g_k = D(\log(k)) = -(1-\sim)(¢ + g + n)\left[\log {k}/{k^*}\right] \qquad (۴)$$

و با بازنویسی و ساده‌سازی مجدد خواهیم داشت:

$$g_k = -\mathrm{a}\left[\log {k}/{k^*}\right] \qquad (۵)$$

که در روابط فوق D عامل تغییر یا دیفرانسیل و $\mathrm{a} = (1-\sim)(¢ + g + n)$ و k^* مقدار تعادلی بلندمدت k می‌باشد. وضعیت بلندمدت یا تعادلی اقتصاد، وضعیتی است که با مفروضات مربوط به الگوی رشد نئوکلاسیک، 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 به‌عبارت‌دیگر $g_k = 0$ خواهد بود. به‌تبع 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 $k\langle k^*$ لذا با توجه به آنکه در رابطه (۵) $\mathrm{a}\rangle 0$ است خواهیم داشت $g_k\rangle 0$ است. به‌عبارت‌دیگر 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 بیش‌ازحد تعادلی باشد؛ یعنی $k\rangle k^*$، لذا با توجه به رابطه (۵)، $g_R\langle 0$ 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) a را سرعت همگرایی k به سمت k^* می‌نامند. حال با فرض تابع کاب داگلاس $y = k^{\sim}$ و برابری $g_y = \sim g_k$ و نتیجتاً $\log\left({y}/{y^*}\right) = \log\left({k}/{k^*}\right)$ و جایگذاری این روابط در رابطه (۵) خواهیم داشت:

$$g_y = -(1-\sim)(¢ + g + n)\left[\log\left({y}/{y^*}\right)\right] = -\mathrm{a}\log\left({y}/{y^*}\right) \qquad (۶)$$

همچنان که مشاهده می‌شود در این معادله نیز سرعت همگرایی y به سمت y^* برابر a 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 به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

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

که در رابطه (۷) t علامت و اندیس زمان است. نظر به آنکه رابطه (۷) یک معادله دیفرانسیل نسبت به متغیر log y است، حل آن به‌صورت زیر خواهد بود:

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

که در معادله (۸)، y(0) برابر تولید سرانه مؤثر در زمان اولیه یا مبنا و y(t) برابر تولید سرانه مؤثر در زمان جاری می‌باشد، با یک بازنویسی و ساده‌سازی از معادله (۸) خواهیم داشت:

$$\log[y(t) - y(0)] = - \log\left(y^*\right) + \log(y(0)) \qquad (۹)$$

که در رابطه (۹) داریم: $= -\left(1 - e^{-at}\right)$

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 عددی منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است، به این مفهوم است که فرضیه همگرایی مورد تأیید قرارگرفته و اقتصادهای فقیرتر با نرخ رشد بالاتری رشد خواهند کرد. در رابطه (۹) سرعت همگرایی برابر $a = {}^{-1}\!/_{T} log(1+\ )$، همچنین زمان لازم برای نصف شدن شکاف میان تولید سرانه سال پایه y(0) و تولید سرانه تعادلی y^* برابر با $H = Ln^{(2)}\!/_{a}$ 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 به‌اصطلاح 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 به‌عبارت‌دیگر توابع تولید و پارامترهای رشد آن‌ها یکسان نباشد، الزاماً در بلندمدت دارای سطح تعادلی درآمد سرانه یا تولید سرانه $\left(y^*\right)$ 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، به‌طوری‌که 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:

$$\left[\log(y(t))-\log(y(t-1))\right]=\sim+\quad\log(y(t-1))+£_t \qquad (۱۰)$$

همچنین در مطالعات انجام‌شده با استفاده از داده‌های تابلویی، معادله زیر به کارگرفته شده است:

$$\log\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right)=\sim+\quad\log y_{i,t}+£_{i,t} \qquad (۱۱)$$

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. به‌منظور 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[1] و مونتوری[2] (۱۹۸۸)	رگرسیون فضایی	ایالات‌متحده آمریکا	۹۴- ۱۹۲۹	تأیید فرضیه همگرایی مطلق و تأیید فرضیه ارتباط فضایی
گالیر[3] 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[4] و همکاران (۲۰۰۵)	ریشه واحد داده‌های تابلویی	کشورهای عضو منطقه منا	۲۰۰۰- ۱۹۶۰	تأیید هر دو نوع فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی
پاس[5] و اشلیت[6] (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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

رحمان و حسین (۲۰۰۹)	ریشه واحد و رگرسیون معمولی	مناطق مختلف بنگلادش	۲۰۰۰-۱۹۷۷	عدم تأیید فرضیه همگرایی
دافرنوت۱ 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
لوپکو۲ و آتس۳ (۲۰۰۹)	ریشه واحد تابلویی	مناطق ترکیه و اتحادیه اروپا	۲۰۰۱-۱۹۸۲	عدم تأیید فرضیه همگرایی
چارلز۴ 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 توسعه‌یافته و کمتر توسعه‌یافته
سورش۵ و کومار۶ (۲۰۱۱)	ریشه واحد تابلویی	۱۷ استان هندوستان	۲۰۰۹-۱۹۸۰	عدم تأیید فرضیه‌های مختلف همگرایی درکل دوره تأیید فرضیه همگرایی در دوره (۹۱-۱۹۸۰) و عدم تأیید فرضیه همگرایی در دوره (۲۰۰۹-۱۹۹۲)
جیاولی۷ 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تیماکو آ۱ (۲۰۱۱)	رگرسیون مقطعی	۸۶ کشور مختلف	۲۰۰۵- ۱۹۶۰	عدم تأیید فرضیه همگرایی مطلق و تأیید فرضیه همگرایی شرطی
هولمز۲ و همکاران (۲۰۱۲)	ریشه واحد تابلویی	۴۸ ایالت آمریکا	۲۰۰۹- ۱۹۲۹	تأیید فرضیه همگرایی مطلق
آخمدجون۳ و لاو۴ (۲۰۱۲)	ریشه واحد تابلویی	۸۰ منطقه روسیه	۲۰۰۸- ۲۰۰۰	عدم تأیید فرضیه همگرایی مطلق
حبیب آ.. و همکاران (۲۰۱۲)	ریشه واحد تابلویی	۱۴ استان مالزی	۲۰۰۳- ۱۹۶۵	تأیید فرضیه همگرایی مطلق
پد۵ و همکاران (۲۰۱۲)	رگرسیون با داده‌های مقطعی	استان‌های کشور فیلیپین	۲۰۰۰- ۱۹۹۱	تأیید فرضیه همگرایی شرطی
اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)	رگرسیون با داده‌های مقطعی	استان‌های ایران	۲۰۰۱- ۱۹۹۱	تأیید فرضیه همگرایی مطلق و تأیید فرضیه وابستگی فضایی
رحمانی (۲۰۰۴)	رگرسیون با داده‌های مقطعی	استان‌های ایران	۲۰۰۰- ۱۹۹۰	عدم تأیید فرضیه همگرایی، مطلق، شرطی و سیگما
رحمانی و عسکری (۲۰۰۵)	رگرسیون با داده‌های مقطعی حداقل مربعات معمولی	استان‌های ایران	۲۰۰۰- ۱۹۹۰	تأیید فرضیه همگرایی مطلق و شرطی
اکبری و همکاران (۲۰۱۱)	رگرسیون با داده‌های تابلویی	استان‌های ایران	۲۰۰۵- ۲۰۰۱	چگالی دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی بوده و فاصله اقتصادی، ناهمگونی مذهبی و پراکندگی قومیتی دارای اثر منفی بر رشد هستند
فلاحی و همکاران (۲۰۱۲)	ریشه واحد با داده‌های تابلویی	ایران و کشورهای منتخب اسلامی	۲۰۰۶- ۱۹۶۵	تأیید فرضیه همگرایی بتا در اکثر کشورهای مورد بررسی

داده‌ها و روش تحقیق

۱- Timakova

۲- Holmes

۳- Akhmedjonov

۴- Lav

۵- Pade

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

داده‌های تحقیق

هدف از این مقاله بررسی وجود همگرایی مطلق و شرطی درآمد سرانه واقعی بین استان‌های سی‌گانه 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 به‌منظور واقعی و ثابت سازی داده‌های جاری و تبدیل آن‌ها به قیمت ثابت، شاخص قیمت مصرف‌کننده 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[1] به‌منظور 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 حاصل‌ضرب 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 به‌منظور بررسی همگرایی مطلق و شرطی درآمدی بین استان‌های کشور از روابط زیر استفاده شده است:

$$Ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \sim_{0i} + \sim_1 Lny_{i,t-1} + £_{i,t} \qquad (۱۴)$$

$$Ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \sim_{0i} + \sim_1 Ln y_{i,t-1} + \sim_2 Ln N_{i,t} + \sim_3 Ln K_{i,t} + \sim_4 Ln DI_{i,t} + £_{i,t} \qquad (۱۵)$$

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

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

در برآورد ضرایب معادلات فوق چنانچه ضریب $\sim_1$ 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 $\sim_1$ 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 $\sim_1$، سرعت همگرایی مطرح می‌شود که بر اساس رابطه زیر قابل‌محاسبه است:

$$a = -\frac{1}{T} Ln\left(1 + \sim_1\right) \qquad (۱۶)$$

که در رابطه ۱۶، T برابر طول دوره زمانی مورد بررسی که در این تحقیق T=10 می‌باشد و a 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 مدت‌زمان لازم برای نصف شدن شکاف میان درآمد سرانه واقعی استان‌ها و درآمد سرانه واقعی تعادلی است و بر اساس رابطه زیر قابل‌محاسبه است:

$$H = Ln(2) / a \qquad (۱۷)$$

که در رابطه فوق ۲ عدد ثابت و a سرعت همگرایی است.

در تحقیق حاضر i اندیس شمارش مقاطع یا استان‌ها بوده که برابر i=1,2,3,…,30 و t اندیس شمارش زمان بوده که برابر t=2000,2001, …,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 درنهایت 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:

به‌منظور 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 به‌صورت جداگانه است.

آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو در داده‌های تابلویی بر این فرض استوار است که در مدل زیر ν_i برای تمامی مقاطع (استان‌ها) یکسان است و چنانچه در این آزمون، فرض صفر $\left|\circ_i\right|$=۱

در مقابل فرض ۱ $|°_i| < 1$ قابل ردکردن باشد، متغیر مورد بررسی دارای ریشه واحد نبوده و ایستا خواهد بود.

$$Y_{it} = °_i Y_{i,t-1} + X'_{i,t} ¢_i + £_{it} \qquad (۱۸)$$

در رابطه فوق Y_{it} متغیر مورد مطالعه برای بررسی ایستایی، X_{it} ماتریس دربردارنده عرض از مبدأ و روند زمانی و $£_{it}$ جزء اخلال معادله است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\pm^2$ 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 مورداستفاده 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 معنی‌داری ۹۹ درصد پذیرفته شده است.

تعیین مدل مناسب

آزمون تعیین داده‌های تابلویی یا تلفیقی

هنگام کار با داده‌های تابلویی، به‌منظور 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 برآوردشده 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

پس‌ازآنکه 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 قرارمی‌گیرد. این آزمون برای هریک 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 قرارگرفته است به‌طوری‌که 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، به‌عبارت‌دیگر بر اساس فرضیه همگرایی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌های فقیرتر، طی زمان به استان‌های ثروتمندتر نزدیک می‌گردد، به‌طوری‌که هرچه 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 قرارگرفته است. پس از تأیید فرضیه همگرایی، موضوع سرعت همگرایی مطرح می‌شود. اینکه سرعت همگرایی رشد به چه میزان است به‌طور 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 مورداستفاده 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)	g1	-۶/۰۰۴۳۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
نرخ رشد درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)	g2	-۴/۹۱۵۴۶	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
نرخ رشد درآمد سرانه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)	g3	-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

لگاریتم اشتغال استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)	LN_2	-۶/۱۴۸۸۱	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم اشتغال استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)	LN_3	-۷/۴۱۲۴۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (کل سی استان)	LK	-۳/۴۵۳۲۲	۰/۰۰۰۳	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه پایین)	LK_1	-۶/۴۲۷۹۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)	LK_2	-۷/۱۰۲۰۴	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم شاخص موجودی سرمایه استان‌ها (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)	LK_3	-۶/۰۴۱۸۳	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درجه صنعتی بودن (کل سی استان)	LDI	-۸/۰۵۰۵۲	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درجه صنعتی بودن (۱۰ استان با درآمد سرانه پایین)	LDI_1	-۵/۳۹۲۶۶	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درجه صنعتی بودن (۱۰ استان با درآمد سرانه میانی)	LDI_2	-۲/۴۹۵۶۸	۰/۰۰۶۳	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی
لگاریتم درجه صنعتی بودن (۱۰ استان با درآمد سرانه بالا)	LDI_3	-۷/۳۷۳۱۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و تأیید ایستایی

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

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

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، به‌عبارت‌دیگر 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.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی درآمدی بین استان‌های سی‌گانه 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 قرارگرفته است. در شرایط همگرایی شرطی، سرعت همگرایی بیشتر از حالت همگرایی مطلق است، به‌عبارت‌دیگر با در نظرگرفتن 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

پارامترها		همگرایی مطلق				همگرایی شرطی			
		کل استان‌ها	ده استان پایین	ده استان میانی	ده استان بالا	کل استان‌ها	ده استان پایین	ده استان میانی	ده استان بالا
$\sim_{0}$	ضریب	۱/۱۴۰۸۲۰	۱/۱۲۶۵۱۰	۱/۸۷۰۷۴۰	۱/۲۲۳۱۵	-۴۴/۳۱۶۶۰	-۳۸/۹۲۰۷۴	-۴۶/۲۶۷۴۹	-۴۲/۹۵۳۶۴
	آماره t	۹/۴۸	۴/۸۰	۶/۸۸	۵/۱۶	-۱۲/۰۶	-۸/۵۳	-۶/۷۱	-۷/۱۷
	p.value	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
$\sim_{1}$ LY(-1)	ضریب	-۰/۳۸۰۹۵۱	-۰/۴۴۵۵۶۱	-۰/۶۶۲۵۱۲	-۰/۳۴۵۸۷۵	-۰/۸۸۹۳۶۳	-۰/۹۴۴۶۹۵	-۰/۹۶۴۴۲۱	-۰/۸۸۷۴۳۸
	آماره t	-۹/۰۶	-۴/۵۹	-۶/۷۱	-۴/۹۲	-۳۰/۴۱	-۱۴/۸۹	-۱۳/۸۸	-۲۵/۶۶
	p.value	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
$\sim_{2}$ (LN)	ضریب	-	-	-	-	۲/۹۱۳۸۶۳	۲/۸۲۷۹۷۸	۳/۱۰۶۷۲۳	۲/۷۵۱۵۶۶
	آماره t	-	-	-	-	۱۰/۵۹	۸/۱۲	۶/۱۶	۶/۰۸
	p.value	-	-	-	-	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
$\sim_{3}$ (LK)	ضریب	-	-	-	-	۰/۷۷۷۳۶۲	۰/۴۳۹۷۲۸	۰/۶۶۲۵۵۶	۰/۸۵۸۹۰۲
	آماره t	-	-	-	-	۲۷/۴۹	۱۰/۱۹	۱۲/۱۸	۲۰/۱۱
	p.value	-	-	-	-	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
$\sim_{4}$ (LDI)	ضریب	-	-	-	-	۰/۱۳۴۲۶۴	۰/۰۱۱۵۴۶	۰/۰۳۵۰۵۰	۰/۲۰۴۱۵۳
	آماره t	-	-	-	-	۵/۵۶	۰/۳۸	۰/۶۹	۴/۶۹
	p.value	-	-	-	-	۰/۰۰۰۰	۰/۷۰۳۸	۰/۴۹۳۴	۰/۰۰۰۰
$\sim_{5}$ (AR1)	ضریب	-	-	-	-	۰/۸۳۲۴۰۹	۰/۶۸۷۹۹۶	۰/۸۰۷۴۷۴	۰/۸۳۰۳۲۴
	آماره t	-	-	-	-	۵۲/۱۰	۱۳/۰۲	۲۶/۰۳	۳۴/۲۹

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

مأخذ: محاسبات محققین

جدول ۶ – محاسبه سرعت همگرایی (^{a}) و نیمه عمر (H) برای هر یک از مدل‌ها

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

مأخذ: محاسبات محققین

یکی از نکات حائز اهمیت در بررسی فرضیه همگرایی شرطی، توجه به ضریب متغیر درجه صنعتی بودن (نسبت ارزش‌افزوده بخش صنعت ساخت به کل ارزش‌افزوده استان) یا LDI و معنی‌داری آن در مدل‌های چهارگانه همگرایی شرطی است. هنگامی که استان‌های سی‌گانه 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 معنی‌داری آماری است و تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی آن گروه‌ها ندارد.

به‌عبارت‌دیگر به دلیل سهم بسیار پایین ارزش‌افزوده بخش صنعت ساخت در مجموع ارزش‌افزوده این استان‌ها، این متغیر از توان معنی‌داری 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 معنی‌دار 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 به سزایی 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 به سزای 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 به‌منظور 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 Reseach,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 Reseach,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.

Daee 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 Peper

Fallahi,F.&, Salmani,B.& Kiani,S. (2012).”β-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 Statistigue, 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)

Guetat, I. & Serranito, 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 ", Rotterdom 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)