

بررسی همگرایی صنعتی در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی (SDM)

سارا معصوم‌زاده*، مهدی شیرافکن**، مرتضی سیاره⁺

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۴/۲۸

چکیده

این مقاله به بررسی همگرایی بهره‌وری استان‌های ایران در دو سال ۱۳۸۶ و ۱۳۸۹ می‌پردازد. به این منظور از روش‌های همگرایی مطلق، شرطی بتا و اقتصادسنجی فضایی (SDM) (ضرورت لحاظ اثر همسایگی در بررسی) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد همگرایی بتای مطلق وجود داشته و ضریب آن برابر ۰/۱۲ می‌باشد. همگرایی مشروط نیز حاکی از وجود همگرایی در بهره‌وری است. این ضریب برابر ۰/۲۴ بوده و هر دو ضریب همگرایی در سطح ۱ درصد به لحاظ آماری معنادار است. متغیرهای کنترل در همگرایی شرطی شامل تنوع صنعتی و سطح تحصیلات با اثر منفی و نیز یک‌نواختی صنعتی و دسترسی به زیرساخت جاده‌ای بین استانی با اثر مثبت بر همگرایی ارزش افزوده بخش صنعت می‌باشد. بر اساس نتایج، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی توجه بیشتری به یک‌نواختی صنعتی بر اساس پتانسیل‌های هر منطقه داشته باشند.

طبقه‌بندی JEL: R11, R30, R38

واژگان کلیدی: همگرایی بهره‌وری، صنعتی، زیرساخت جاده‌ای، ایران، اقتصادسنجی فضایی.

sarahmasoomzadeh@yahoo.com

* کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی:

** مربی دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

mehdieconomy84@gmail.com

msayareh@gmail.com

⁺ مربی دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، پست الکترونیکی:

۱. مقدمه

با پایان جنگ جهانی دوم، کشورهای توسعه‌نیافته به منظور رسیدن به توسعه اقتصادی، به دنبال دستیابی به نرخ‌های رشد اقتصادی بالاتر بودند. مطابق نظریه رشد سولو-سوان^۱، کشورهای فقیر دارای نرخ رشد اقتصادی بالاتر در مقایسه با کشورهای ثروتمند می‌باشند. این به مفهوم آن است که نرخ رشد اقتصادی کشورهای فقیر و ثروتمند در بلندمدت به یک سمت همگرا می‌شوند. این امر شروع مبحث همگرایی بود که بعدها به حوزه‌های دیگری همچون همگرایی صنعتی گسترش یافت.

یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه همچون ایران، وجود دوگانگی میان مناطق مختلف کشور است. توسعه صنعتی یکی از راه‌های کاهش این دوگانگی‌ها است که می‌تواند باعث تحرک قسمت زیادی از منابع ملی جهت توسعه اقتصادی شود، بنابراین دستیابی به رشد و توسعه مستمر بخش صنعت، نیازمند توجه خاص عوامل تاثیرگذار در تسریع رشد و توسعه این بخش است که در میان این عوامل، بهره‌وری تولید دارای نقش برجسته‌ای است (رحمانی و شفیع‌ی، ۱۳۸۹: ۲۲۱).

به منظور از بین رفتن شکاف و دوگانگی می‌بایستی مناطق فقیر، نرخ رشد بالایی را نسبت به مناطق ثروتمند تجربه نمایند تا همگرایی میسر شود. از آنجا که کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای یکی از اهداف اصلی برنامه‌های توسعه‌ای می‌باشد، بنابراین بررسی همگرایی در استان‌های ایران می‌تواند از اهمیت ویژه‌ای در راستای تأمین اهداف برنامه‌ای برخوردار باشد. بر این اساس، در این مقاله با تمرکز بر عواملی مانند تنوع و یک‌نواختی صنعتی، زیرساخت جاده‌ای، سرمایه انسانی و بهره‌وری، درصد یافتن پاسخی برای این سؤال که آیا همگرایی صنعتی در استان‌های کشور وجود دارد یا خیر، می‌باشیم.

سازمان‌دهی مقاله به این ترتیب است که بعد از مقدمه، مروری بر ادبیات تحقیق بیان می‌شود؛ بخش سوم، روش‌شناسی را دربر می‌گیرد؛ بخش چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌ها می‌پردازد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی اختصاص یافته است.

^۱ Solow- Swan

۲. ادبیات موضوع

سولو (۱۹۵۶) از مطرح‌کنندگان مدل‌های رشد، پیشگام همگرایی در نرخ رشد اقتصادی هم از لحاظ نظری و هم از نظر تجربی بود. حصول درجات مختلف توسعه برای جوامع گوناگون، موجب پیدایش معیارهای مقایسه وضع اقتصادی مناطق مختلف و در نتیجه، ارائه الگوی مناسب برنامه‌ریزی در جهت کاهش میزان تفاوت مناطق مختلف گردید که به دنبال آن، الگوهای رشد نئوکلاسیک همچون مدل رشد سولو (۱۹۵۶)، مدل رشد سوان (۱۹۵۶) و الگوی رشد سولو-سوان مطرح گردیدند. موضوع همگرایی اقتصادی جوامع مختلف از نتایج این مدل‌های رشد بود. بارو و سالائی-مارتین^۱ (۱۹۹۱، ۱۹۹۲) اولین کسانی بودند که به معرفی مفهوم همگرایی پرداختند که در آن همگرایی نرخ رشد اقتصادی بین کشورهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته بود.

تحقیقات انجام شده در ایران به وجود تفاوت میان استان‌های کشور از لحاظ توسعه اقتصادی اشاره می‌کنند. بنابراین یکی از اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان بردن دوگانگی بین استان‌ها و توسعه متوازن مناطق مختلف کشور است. لازمه تحقق این اهداف بالاتر بودن نرخ رشد در مناطق فقیر نسبت به مناطق ثروتمند است که به عنوان فرضیه همگرایی منطقه‌ای مطرح می‌شود (رحمانی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰: ۲).

محققان تعاریف مختلفی از فرضیه همگرایی ارائه نموده‌اند. در ادبیات اقتصادی حداقل سه روش جداگانه برای بررسی همگرایی وجود دارد: همگرایی بتا، همگرایی سیگما، همگرایی تصادفی (لی و همکاران^۲، ۱۹۹۷: ۳۵۸).

همگرایی بتا که در دو گروه بتای مشروط و مطلق بخش‌بندی می‌شود: ۱. همگرایی مطلق که در آن اقتصادها با نرخ رشد متفاوت به سمت یک حالت پایا سوق پیدا می‌کند و در این حالت تفاوت آنها به شرایط اولیه آنها بستگی دارد. ۲. همگرایی مشروط که در آن ساختار اقتصاد کشورها متفاوت است و در نتیجه، حالت پایای آنها سطوح متفاوتی دارد؛ یعنی هر اقتصاد به سمت حالت پایای خود میل می‌کند و هر چه فاصله از حالت پایا بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتر است. همگرایی سیگما با کاهش پراکندگی درآمد سرانه این کشورها در طول زمان

^۱ Barro and Sala-I- Martin

^۲ Lee et al.

ممکن می‌شود. همگرایی تصادفی نیز در مورد اثر شوک‌ها صحبت می‌کند، بدین مفهوم که شوک‌های درآمد سرانه یک کشور نسبت به میانگین درآمد سرانه کشورها، موقتی خواهد بود. بررسی همگرایی در حوزه‌های مختلفی همچون درآمد سرانه، بهره‌وری نیروی کار، بهره‌وری انرژی، بهره‌وری صنعتی، سطوح قیمتی، نرخ تورم، نرخ بهره، دستمزد و ... صورت می‌پذیرد (دراستیکوا و اوستراوا^۱، ۲۰۱۲: ۱۰۸ و ۱۰۹). یکی دیگر از مهم‌ترین حوزه‌های همگرایی، بررسی همگرایی صنعتی می‌باشد.

همگرایی صنعتی اولین بار توسط روزنبرگ^۲ (۱۹۷۸) برای توصیف تغییرات در ابزار صنعت ماشین به کار رفت. همگرایی صنعتی به فرآیندهای استفاده شده در بخش‌های نامرتبط صنعت و مراحل مختلف تولید ابزار اشاره می‌کند (هاکلین و همکاران^۳، ۲۰۰۹). به این مفهوم که مرزهای بین صنایع از طریق همسویی عناصری همانند فناوری، خدمات و بهره‌وری از بین می‌رود. در این میان اهمیت همگرایی صنعتی در ارتباط میان تکنولوژی‌های مختلف خود را نشان می‌دهد (کدوما^۴، ۲۰۱۴).

همگرایی صنعتی در دو طیف همگرایی بخش ورودی و بخش خروجی قابل تقسیم است؛ بخش ورودی عمدتاً عوامل تکنولوژیکی و بخش خروجی عوامل بازاری را دربر می‌گیرد (برورینگ و لکر^۵، ۲۰۰۷). همگرایی صنعتی می‌تواند در بخش‌های مختلف صنعتی (تنوع صنعتی) نیز مورد مطالعه قرار گیرد؛ مثل همگرایی تولید و خدمات صنعت (کیم و همکاران^۶، ۲۰۱۵). بخش صنعتی یک اقتصاد می‌تواند با شاخص‌هایی همچون آنتروپی شانون^۷ مدل‌سازی شود. این شاخص از تلفیق اثر غنا و یک‌نواختی اندازه‌گیری می‌شود که عموماً در بخش زیست محیطی کاربرد دارد (ونگ و همکاران^۸، ۲۰۱۶: ۲۱۴).

یک‌نواختی صنعتی به درجه تخصص صنایع و تمرکز فعالیت‌های صنعتی یک منطقه بر صنعت خاص اشاره دارد. با تمرکز در تخصص‌گرایی واحدهای صنعتی، انتظار بر همگرایی به

^۱ Drastichova and Ostrava

^۲ Rosenberg

^۳ Hacklin et al.

^۴ Kodama

^۵ Bröring and Leker

^۶ Kim et al.

^۷ Shannon Entropy Index

^۸ Wang et al.

سمت متوسط وجود دارد (فرناندز و همکاران^۱، ۲۰۱۴: ۱۰۸). تنوع صنعتی برابر تعداد واحدهای صنعتی فعال بوده که با دو رویکرد متفاوت همراه است. رویکرد اول، با استناد به نظریه پرتفوی، تنوع‌سازی در زمینه‌های صنعتی مناطق را منجر به کاهش ناپایداری‌های اقتصادی می‌داند؛ علی‌رغم دفاع محققانی هم چون ترندل^۲ (۲۰۰۶) از این رویکرد، افرادی هم چون عطاران^۳ (۱۹۸۶) به نقد این نظریه پرداختند. رویکرد دوم با اشاره بر تحرک نیروی کار در صنایع مختلف بر کاهش بیکاری منطقه‌ای تاکید می‌کند.

در ارتباط با همگرایی، مطالعات تجربی گسترده‌ای در داخل و خارج از کشور صورت پذیرفته است که در ادامه به اختصار مرور می‌شود.

فرناندز و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی همگرایی صنعتی در مکزیک طی سال‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ با استفاده از روش همگرایی بتای شرطی و مطلق پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی صنعتی بین مناطق مکزیک وجود دارد.

مارتی^۴ و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی همگرایی بهره‌وری صنعتی در مناطق چین، تفاوت‌ها و نابرابری‌های منطقه‌های صنعتی را با استفاده از شاخص بهره‌وری مالکوکویست و طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند. یافته‌های بررسی آنها وجود همگرایی را تایید می‌کند که منجر به پیوستن کشور چین به سازمان تجارت جهانی شده است.

فرناندزو همکاران (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان همگرایی منطقه‌ای، زیرساخت جاده‌ای و تنوع صنعتی، همگرایی بهره‌وری را در ایالت‌های مکزیک در سال‌های ۱۹۹۹ و ۲۰۰۴ بررسی کردند. نتایج همگرایی رشد بهره‌وری بین ایالت‌های مکزیک را مورد تایید قرار می‌دهند.

دلاگادو و همکاران^۵ (۲۰۱۴) به بررسی همگرایی عملکرد اقتصادی بخش‌های مختلف صنایع در ایالات متحده آمریکا برای سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۸ انجام گرفت. نتایج نشان داد که همگرایی بسته به توزیع منطقه‌ای صنایع و دانش و مهارت و ارتباط ورودی و خروجی متفاوت می‌باشد.

^۱ Fernandez et al.

^۲ Trendle

^۳ Attaran

^۴ Marti et al.

^۵ Delgado et al.

لموئینه و همکاران^۱ (۲۰۱۵) به بررسی همگرایی صنعتی در چین با استفاده از روش سنجی توازن فضایی برای بازه زمانی ۲۰۰۱-۱۹۵۲ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان‌دهنده وجود الگوی خطی با روند همگرایی سریع در صنایع چین بوده و از طرفی وجود همگرایی در بهره‌وری نیروی کار منجر به پیشرفت سرمایه و تسریع در روند ورود تکنولوژی به کشور شده است.

گئوم و همکاران^۲ (۲۰۱۶) به بررسی همگرایی صنعتی در صد صنعت موفق کره جنوبی در سال ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی در چهار بخش فناوری، تقویت سیاست‌های حفظ محیط زیست، سرویس یکپارچه کسب و کار اجتماعی و فناوری‌های مبتنی بر ارزش‌های جدید وجود دارد.

رحمانی و همکاران (۱۳۸۸) رابطه بین بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت و همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۱ را بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از وجود همگرایی بین همه صنایع استان‌ها در دوره مورد نظر است. هم‌چنین با استفاده از انحراف معیار بهره‌وری کل عوامل تولید، هیچ‌گونه شاهدهی دال بر همگرایی سیگما یافت نشد.

شاکری (۱۳۸۹) به بررسی همگرایی توسعه مالی و تولید بخش صنعتی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۳ با استفاده از روش ARDL و ECM پرداخت. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که ارتباط بلند مدت بین توسعه مالی و تولید بخش صنعتی وجود دارد. به عبارتی وجود همگرایی در این حوزه مورد تایید است.

مجرد و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی همگرایی بتای اقتصادی در بخش کشاورزی کشورهای عضو اکو طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۶ با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته سیستمی پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی بتا وجود داشته است.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ با استفاده از روش همگرایی بتا و سیگما و روش اقتصادسنجی فضائی پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثرات سرریز فضایی مثبت بوده و همگرایی بتا وجود داشته؛ اما وجود همگرایی سیگما مورد تایید نبوده است.

^۱ Lemoine et al.

^۲ Geum et al.

پورعبادالهیان کویچ و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای دارایی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۴:۱۱-۱۳۸۱:۰۲ با استفاده از روش ناهار و ایندر پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی فقط در یک بازار دارایی وجود دارد.

شیرافکن و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای سهام در ایران طی سال‌های ۱۳۹۴:۱۱-۱۳۸۸:۰۲ با استفاده از روش ناهار و ایندر پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی در بازدهی برخی بازارهای سهام نسبت به متوسط بازدهی‌ها وجود دارد. اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه همگرایی به بررسی همگرایی اقتصادی و سایر مباحث پرداخته‌اند و به نظر می‌رسد که مطالعه‌ای در خصوص همگرایی صنعتی بین مناطق استانی کشور وجود ندارد. بر همین اساس مطالعه حاضر به بررسی همگرایی صنعتی استان‌های کشور می‌پردازد. بدین ترتیب، وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات صورت پذیرفته در زمینه موضوعی همگرایی همراه تکنیک مورد استفاده به منظور بررسی همگرایی می‌باشد.

۳. روش تحقیق

این مطالعه به بررسی همگرایی بهره‌وری در استان‌های ایران پرداخته است. به این منظور از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود. نرم‌افزار برای تخمین نیز Stata 13 هست. یکی از روش‌های بررسی همگرایی، همگرایی بتا و سیگما می‌باشد. همگرایی بتا در دو حالت بتای شرطی و مطلق قابل بررسی است. مدل تخمین همگرایی بتای مطلق بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام گرفته توسط فرناندز و سانتوس (۲۰۱۴) شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\text{Log}\left(\frac{y_{i,1}}{y_{i,0}}\right) = \alpha - \beta \log(y_{i,0}) + u_{i,1} \quad (1)$$

در فرمول همگرایی بتای مطلق، $y_{i,0}$ بهره‌وری بخش صنعت هر استان در سال ۱۳۸۶ بوده و $y_{i,1}$ بهره‌وری هر استان در سال ۱۳۸۹ می‌باشد. بهره‌وری، ارزش افزوده ناخالص بخش صنعت به ازای هر کارگر در دو سال مورد بررسی است. ضریب مثبت بتا به این مفهوم است که بین وضعیت اولیه و میانگین نرخ رشد رابطه عکس وجود دارد؛ یعنی مناطق دارای بهره‌وری پایین‌تر با سرعت بالاتر و نرخ رشد بالاتر نسبت به سایر مناطق به سمت بهره‌وری

تعادلی حرکت می‌کنند؛ اما ضریب بتای منفی به مفهوم واگرایی است. ضریب همگرایی بتا نشان‌دهنده سرعت همگرایی است.

نوع دیگر همگرایی بتا، بتای شرطی می‌باشد. این مدل دارای متغیرهای کنترل نیز بوده و مدل با توجه به کار تجربی فرناندز و سانتوس (۲۰۱۴) به شکل زیر تصریح می‌گردد. تمام متغیرهای آماری مورد نیاز بررسی از مرکز آمار ایران گرفته شده‌اند.

$$\text{Log}\left(\frac{y_{i,1}}{y_{i,0}}\right) = \alpha - \beta \log(y_{i,0}) + \sum \gamma x_{i,1} + u_{i,1} \quad (2)$$

در فرمول همگرایی بتای شرطی، $y_{i,0}$ بهره‌وری بخش صنعت هر استان در سال ۱۳۸۶ بوده و $y_{i,1}$ بهره‌وری هر استان در سال ۱۳۸۹ می‌باشد. بهره‌وری، ارزش افزوده ناخالص بخش صنعت به ازای هر کارگر در دو سال مورد بررسی است. متغیرهای کنترل شامل متغیر دسترسی داخلی، میزان باسوادی در استان‌ها، تنوع صنعتی و یک‌نواختی صنعتی می‌باشد. آمار متغیرها با لحاظ لگاریتم از پایگاه مرکز آمار گرفته شده است. متغیر دسترسی به زیر ساخت جاده‌ای با استفاده از فرمول زیر محاسبه شده است. pop_j نشان دهنده جمعیت هر استان در سال ۱۳۸۶ بوده و dis_{ij} نشان دهنده فاصله سایر استان‌ها نسبت به استان i بوده است.

$$A_i = \sum \frac{\text{pop}_j}{\text{dis}_{ij}} \quad (3)$$

همانطور که پیشتر گفته شد شاخص شانون می‌تواند گویای مشخصات صنعتی باشد. این شاخص به دو جز یک‌نواختی صنعتی و تنوع صنعتی تجزیه می‌شود (هیپ^۱، ۱۹۷۴). شاخص تنوع صنعتی و یک‌نواختی صنعتی نیز با استفاده از شاخص شانون محاسبه شده است. $\ln(S)$ تنوع صنعتی بوده و برابر تعداد صنایع در هر استان بوده، همچنین یک‌نواختی صنعتی به درجه تخصص هر صنعت اشاره دارد. شاخص شانون نیز با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$H = \ln(S) + \ln(E) \quad (4)$$

برای محاسبه شاخص شانون (H) به صورت زیر عمل شده است؛

$$H_i = \sum_i \pi_{i,j} * \ln(\pi_{i,j}) \quad (5)$$

¹ Heip

π_{ij} نسبت تولیدات صنعتی هر استان به کل تولیدات آن استان و $\ln(\pi_{ij})$ نسبت یاد شده با لحاظ لگاریتم است. با پیروی از مدل ارائه شده توسط هیپ متغیر یک‌نواختی صنعتی که همان تعداد صنایع فعال هر استان بوده، با جایگذاری شاخص شانون و تنوع صنعتی در رابطه (۵) محاسبه شده است. شاخص باسوادی در هر استان نیز به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$p_t = p_0(1 + r)^t \quad (6)$$

p_t تعداد با سواد انتهای دوره برای هر استان، p_0 تعداد با سواد ابتدای دوره برای هر استان، r متوسط نرخ باسوادی هر استان و t فاصله زمانی بین ابتدای دوره و انتهای دوره می‌باشد؛ بنابراین متوسط نرخ باسوادی طبق رابطه (۷) به صورت زیر قابل محاسبه خواهد بود. متوسط نرخ با سواد بوده و تعداد با سواد در سال ۱۳۸۶؛ باسواد سال ۱۳۸۵ * (1+r) هست.

$$r = \sqrt[5]{\frac{\text{باسواد سال 1390}}{\text{باسواد سال 1385}}} - 1 \quad (7)$$

اقتصادسنجی فضایی برای اولین بار توسط پروفیسور انسلین^۱ ارائه گردید. انسلین مدعی بود که اقتصادسنجی فضایی در مطالعات مکانی دارای قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به اقتصادسنجی رایج است.

از جمله مهم‌ترین تفاوت‌های اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی متداول این است که اقتصادسنجی فضایی، خودهمبستگی فضایی^۲ و ناهمسانی فضایی^۳ را در نظر می‌گیرد. این دو مسئله که در اقتصادسنجی مرسوم نادیده گرفته می‌شوند، باعث نقض فرض گاوس-مارکوف می‌گردند (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۶).

خودهمبستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد؛ به طوری که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های j با فرض $j \neq i$ باشد، وابسته است. خودهمبستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری که نمی‌تواند هر مقداری بین ۱ تا n را اختیار کند؛ زیرا انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر

¹ Anselin

² Spatial Dependence

³ Spatial Heterogeneity

مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰: ۹۸). ناهمسانی واریانس نیز اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد؛ یعنی هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود (نجفی علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۴).

با توجه به اثر مکان در استان‌های ایران و اثر مجاورت، الگوهای مورد استفاده بر اساس روش اقتصادسنجی فضایی با داده‌های تابلویی فضایی برآورد خواهد شد. بنابراین با ترسیم ماتریس فضایی وزنی^۱ که بیانگر وابستگی بین استان‌ها می‌باشد، عناصر ماتریس مجاورت صفر و یک لحاظ شده که عنصر یک نشانگر وجود مجاورت و صفر نشان‌دهنده عدم وجود آن است (لسیج، ۲۰۰۹).

برای تخمین الگوی فضایی مدل از فرم فضایی^۲ SDM استفاده می‌شود. این مدل تغییرات y را به صورت یک ترکیب خطی از استان‌های مجاور همانند سری‌های زمانی خود رگرسیون^۳ توضیح می‌دهد و آنچه در استان‌های مجاور اتفاق می‌افتد را با اهمیت تلقی می‌کند. با این همه بر خلاف مدل‌های سری زمانی، خطاها از متغیرهای سمت راست مستقل نبوده و کوواریانس در مفهوم ریاضی ماتریس قطری نمی‌باشد. در نتیجه تخمین در روش حداقل مربعات معمولی ناسازگار است. مدل دوربین فضایی (SDM) شامل وقفه فضایی متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است. این مدل در رابطه (۴) نشان داده شده است:

$$y = \rho W y + \alpha I_n + X\beta + WX\gamma + \varepsilon \quad (۸)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

در این مدل پارامتر γ نشان‌دهنده ارتباط وقفه فضایی متغیرهای توضیحی اضافه شده به مدل است (لسیج و پیس، ۲۰۰۹: ۳۲).

۴. برآورد مدل

در این مطالعه به بررسی همگرایی بهره‌وری در استان‌های ایران طی دو سال ۱۳۸۶ و ۱۳۸۹

^۱ Spatial Weight Matrix

^۲ Spatial Durbin Models

^۳ AR

پرداخته شده است. به این منظور از روش همگرایی مطلق و شرطی بتا استفاده شده است. از آنجاکه مدل‌های رگرسیون معمولی در برآورد مدل به وابستگی مشاهدات در فضا توجهی ندارند، برای گنجاندن تأثیر وابستگی فضایی مشاهدات در فضا، در برآورد مدل، از مدل‌های رگرسیون فضایی استفاده می‌شود.

در این پژوهش، ابتدا ماتریس مجاورت یا همسایگی برای ۲۸ استان (با توجه به تفکیک استان‌های البرز و خراسان؛ استان‌های لحاظ شده در این مطالعه ۲۸ استان می‌باشد) مورد بررسی تشکیل گردید؛ بدین ترتیب، برای استان‌های همسایه یا مجاور مقدار یک و برای استان‌های غیرمجاور مقدار صفر در نظر گرفته شده است. بنابراین، ماتریس مجاورت، یک ماتریس متقارن 28×28 با عناصر روی قطر اصلی صفر و عناصر خارج از قطر اصلی صفر و یک می‌باشد.

در مرحله بعد، به منظور تعریف ماتریس وزنی فضایی، از ماتریس مجاورت استاندارد شده مرتبه اول استفاده شده است. در این ماتریس، استانداردسازی بر مبنای مجموع هریک از سطرهاى ماتریس مجاورت صورت گرفته است. ماتریس وزنی فضایی برای مطالعه حاضر، برای ۲۸ استان و بازه زمانی مورد مطالعه، ماتریسی به ابعاد 28×28 خواهد بود. در این جدول با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی SDM، به برآورد مدل همگرایی بتا پرداخته می‌شود. در ابتدا به بررسی همگرایی بتای مطلق پرداخته می‌شود.

قبل از تخمین مدل لازم است وابستگی فضایی و وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آزمون LM و مورانز استفاده می‌شود. نتایج آزمون LM در جدول زیر گزارش می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون LM

آزمون	آماره	احتمال آماره
LM	۱۸۲/۱۰۹۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری وابستگی فضایی میان مشاهدات در سطح معناداری ۱ درصد رد شده و بنابراین وابستگی فضایی میان مشاهدات مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مرحله بعد با استفاده از آزمون مورانز، همبستگی بین جملات اختلال مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون مورانز در جدول زیر آمده است:

جدول ۲. نتایج آزمون مورانز

آزمون	آماره	احتمال آماره
مورانز	۳/۵۱۹۱	۰/۰۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس آزمون مورانز نیز فرضیه صفر که دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال دارد در سطح معناداری ۱ درصد رد شده و بنابراین خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال وجود دارد.

جدول ۳. نتایج آزمون همگرایی بتای مطلق

متغیرها	ضرایب	Z آماره	Z احتمال آماره
ضریب همگرایی	۰/۱۱۷۴۳۸۱	۱/۹۹	۰/۰۴۶
وقفه فضایی متغیر X	-۰/۰۱۸۶۰۴۳	-۱/۹۶	۰/۰۵۰
عرض از مبدأ	۰/۰۰۱۲۵۷۸	۱/۲۴	۰/۲۵۱
ρ	۰/۰۴۵۹۸۴۶	۰/۷۸	۰/۴۳۸
Root MSE=۰/۰۰۱۲	$\bar{R}^2 = ۰/۰۹۱۴$	$R^2 = ۰/۱۶۱۲$	
P-Value Wald Test= ۰/۰۹۰۵	Wald Test= ۴/۸۰۳۸	Log Likelihood= ۱۵۳/۵۴۷۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲) ضریب همگرایی بتای مطلق برابر ۰/۱۱۷۴۳۸۱ بوده، به این مفهوم که ارزش افزوره بخش صنعت به ازای هر کارگر در استان‌ها با سرعت برابر مقدار یاد

شده به سمت متوسط بهره‌وری حرکت می‌کنند. عرض از مبدا مدل همگرایی بتای مطلق ۰/۰۰۱۲۵۷۸ بوده و این ضریب به لحاظ آماری معنادار نیست. هم‌چنین وقفه فضایی همگرایی برابر ۰/۰۱۸۶۰۴۳- بوده و ضرایب این دو متغیر به لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار هست. هم‌چنین ضریب وابستگی فضایی (ρ) برابر ۰/۰۴۵۹۸۴۶ بوده که مثبت بودن اثر متغیر فضایی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، همواره سهمی از همگرایی استان‌های کشور وابسته به اثر مجاورت و همسایگی استان‌ها بوده که این امر، اثر سر ریز منطقه‌ای را در باب همگرایی صنعتی تایید می‌کند، یعنی همگرایی در هر استانی دیگر تحت تاثیر همگرایی استان‌های هم‌جوار می‌باشد.

قبل از تخمین مدل لازم است وابستگی فضایی و وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آزمون LM و مورانز استفاده می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون LM

آزمون	آماره	احتمال آماره
LM	۱۸۲/۳۵۳۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری وابستگی فضایی میان مشاهدات در سطح معناداری ۱ درصد رد شده و بنابراین وابستگی فضایی میان مشاهدات مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مرحله بعد با استفاده از آزمون مورانز، همبستگی بین جملات اختلال مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون مورانز در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. نتایج آزمون مورانز

آزمون	آماره	احتمال آماره
مورانز	۳/۴۲۷۶	۰/۰۰۰۶

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس آزمون مورانز نیز فرضیه صفر که دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال دارد در سطح معناداری ۱ درصد رد شده و بنابراین خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال وجود دارد.

جدول ۶. نتایج آزمون همگرایی بتای شرطی

متغیرها	ضرایب	آماره z	احتمال آماره z
X	۰/۲۳۷۷۰۱۲	۳/۵۰	۰/۰۰۰
A	۰/۰۰۳۰۹۷۷	۰/۰۸	۰/۹۳۲
S	-۰/۰۴۳۳۵۸	-۱/۶	۰/۱
E	۳/۳۶۴۳۷۳	۱/۵۹	۰/۱۱
H	-۰/۰۴۰۵۷۷۶	-۰/۸۹	۰/۳۷۱
وقفه فضایی متغیر X	۰/۲۹۲۴۸۴	۰/۶۴	۰/۵۱۹
وقفه فضایی متغیر A	۰/۰۴۰۳۷۰۴	۱/۸۶	۰/۰۶۳
وقفه فضایی متغیر S	-۰/۰۲۲۳۷۷۸	-۱/۹۲	۰/۰۵۵
وقفه فضایی متغیر E	-۱/۱۱۱۴۶۱	-۰/۸۴	۰/۴۰۱
وقفه فضایی متغیر H	-۰/۰۲۴۶۶۶۰۶	-۱/۹۰	۰/۰۵۷
عرض از مبدأ	۰/۰۰۴۱۵۹۸	۱/۲۴	۰/۲۱۷
ρ	-۰/۰۸۱۶۹۸۹	-۱/۰۸	۰/۲۸۱
Root MSE= ۰/۰۰۱۴		$R^2=۰/۳۶۶۷$	
P-Value Wald Test=۰/۰۰۴۳		Log Likelihood= ۱۶۴/۴۹۰۶	
		Wald Test= ۲۵/۶۳۱۳	
		$R^2=۰/۶۰۱۲$	

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب وابستگی فضایی (ρ) برابر $-۰/۰۸۱۶۹۸۹$ بوده که می‌تواند طبق گفته شکیبایی و همکاران (۱۳۹۵) این گونه تفسیر شود که در بلند مدت همگرا شدن وضعیت صنعتی استان‌ها قابل مشاهده خواهد بود. ضریب همگرایی شرطی (X) در بررسی حاضر برابر $۰/۲۳۷۷۰۱۲$ و این ضریب به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. سرعت همگرایی بهره‌وری در استان‌ها طی بازه مورد

بررسی برابر مقدار عددی یاد شده است. به این مفهوم که ارزش افزوده بخش صنعت به ازای هر کارگر در استان‌ها با سرعت برابر مقدار یاد شده به سمت متوسط بهره‌وری حرکت می‌کنند. در مورد ارتباط بین تنوع‌سازی اقتصادی و رشد بهره‌وری و اقتصادی، دو گروه نظریه متفاوت تنوع‌گرایی و تخصص‌گرایی وجود دارد. نظریات تنوع‌گرایی، رشد بیشتر بهره‌وری را نتیجه تنوع‌سازی می‌دانند؛ در حالی که نظریات تخصص‌گرایی، تخصص و تمرکز در فعالیت‌های خاص را موجب رشد بهره‌وری می‌دانند.

مطالعات تجربی صورت گرفته در رابطه با این موضوع نیز تناقض‌ها و ابهام‌های زیادی را نشان می‌دهد؛ به طوری که گروهی از آنها نظریه تنوع‌گرایی را تایید می‌کنند و گروه دیگر خلاف آن را گزارش می‌کنند (پیراسته و همکاران (۱۳۸۹). بنابراین، در این مقاله ضریب تنوع صنعتی (S) اثر منفی بر همگرایی بهره‌وری داشته و این ضریب برابر مقدار عددی $-0/043358$ می‌باشد و ضریب در سطح ۱۰ درصد به لحاظ آماری معنادار است.

همچنین مقدار منفی و معنادار وقفه فضایی تنوع صنعتی با مقدار ضریب $-0/0223778$ نشان می‌دهد که با افزایش تنوع صنعتی استان‌های مجاور با یک استان، منجر به کاهش همگرایی ارزش افزوده آن استان خواهد شد. همچنین ضریب وقفه فضایی متغیر تنوع صنعتی برابر $-0/0223778$ و به لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار می‌باشد. به عبارت دیگر، وقفه فضایی متغیر تنوع صنعتی تاثیر منفی و معنادار بر همگرایی ارزش افزوده بخش صنعت دارد. ضریب یک‌نواختی صنعتی (E) نیز اثر مثبت در همگرایی بهره‌وری دارد. ضریب این متغیر برابر $3/364373$ بوده است. این ضریب به لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنادار است. به این مفهوم که با افزایش یک‌نواختی فعالیت‌های صنعتی (همگن‌تر بودن فعالیت‌های صنعتی)، میزان همگرایی بهره‌وری در ارزش افزوده بخش صنعت به ازای هر کارگر برابر مقدار یاد شده افزایش می‌یابد.

همچنین ضریب وقفه فضایی متغیر تنوع صنعتی برابر $-1/111461$ و به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. به عبارت دیگر، وقفه فضایی متغیر تنوع صنعتی تاثیر منفی بر همگرایی ارزش افزوده بخش صنعت دارد. ضریب دسترسی به زیرساخت‌های جاده‌ای (A) اثر مثبت بر همگرایی بهره‌وری داشته است؛ به طوری که با افزایش یک درصدی دسترسی به زیرساخت جاده‌ای، $0/030977$ درصد همگرایی ارزش افزوده در استان‌ها افزایش می‌یابد. از آنجا که

زیرساخت‌های جاده‌ای باید تاثیر مثبت بر همگرایی بهره‌وری داشته باشد؛ اما برای ایران با توجه به آمارها و لحاظ شاخص‌های متفاوت این ضریب به لحاظ آماری معنادار نیست. به این مفهوم که تغییرات دسترسی به زیرساخت جاده‌ای در بین استان‌ها اثری در همگرایی بهره‌وری ندارد. همچنین ضریب وقفه فضایی متغیر دسترسی به زیر ساخت جاده‌ای برابر $0/0403704$ و به لحاظ آماری در سطح ده درصد معنادار می باشد.

به عبارت دیگر، وقفه فضایی متغیر A تاثیر مثبت و معنادار بر همگرایی ارزش افزوده بخش صنعت دارد. متغیر سطح سواد (H) نیز اثر منفی در افزایش همگرایی بهره‌وری داشته است. به ازای یک درصد افزایش سطح سواد افراد، $-0/0405776$ به همگرایی ارزش افزوده استان‌ها اضافه می‌شود. اما این ضریب به لحاظ آماری معنادار نیست. به این مفهوم که همگرایی بهره‌وری تحت تاثیر تغییرات سواد و سرمایه انسانی قرار ندارد. همچنین ضریب وقفه فضایی متغیر سطح سواد برابر $-0/02466606$ و به لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار می‌باشد. به عبارت دیگر وقفه فضایی متغیر سطح سواد تاثیر منفی و معنادار بر همگرایی ارزش افزوده بخش صنعت دارد. عرض از مبدا مدل همگرایی بتای شرطی برابر $0/0041598$ بوده و این ضریب به لحاظ آماری معنادار نیست.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه به بررسی همگرایی بتای مطلق و شرطی بهره‌وری در استان‌های ایران طی دو سال ۱۳۸۶ و ۱۳۸۹ پرداخته است. به این منظور، از روش اقتصادسنجی فضائی (SDM) استفاده شده است. نتایج همگرایی بتای مطلق حاکی از تایید وجود همگرایی در بهره‌وری می‌باشد. ضریب همگرایی بتای مطلق $0/1174381$ بوده و این ضریب به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. در روش همگرایی شرطی نیز ضریب همگرایی برابر $0/2377012$ بوده و این ضریب در سطح ۱ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. به این مفهوم که با سرعت $0/2377012$ بهره‌وری در استان‌های ایران همگرا می‌شوند برای همگرایی شرطی چهار متغیر کنترل در نظر گرفته شده است؛ تنوع صنعتی اثر منفی معنادار بر همگرایی بهره‌وری داشته است.

متغیر یک‌نواختی صنعتی اثر مثبت و معنادار بر همگرایی بهره‌وری داشته است. دسترسی به زیر ساخت جاده‌ای اثر مثبت در همگرایی بهره‌وری داشته و این ضریب به لحاظ آماری

معنادار نیست. متغیر سرمایه انسانی نیز اثر منفی بر همگرایی بهره‌وری استان‌ها داشته است؛ اما این ضریب به لحاظ آماری معنادار نیست.

با توجه به نتایج به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود که با توجه به اثر مثبت سرمایه انسانی بر بهره‌وری بخش صنعت و با توجه به اندک بودن تعداد شاغلان با تحصیلات دانشگاهی نسبت به کل شاغلان صنایع در استان‌ها جهت حل معضل بیکاری و بالفعل نمودن ظرفیت‌های بالقوه صنعت به جذب نیروهای تحصیل کرده بیش‌تری نسبت به گذشته اقدام نمایند و در جهت افزایش سطح سرمایه انسانی به منظور تشخیص هرچه بهتر نیازهای بخش صنعت تلاش‌های لازم را مبذول نمایند.

پیشنهاد می‌شود برای همگون ساختن ویژگی‌های صنعتی استان‌ها، از مناطق پیشرفته‌تر به مناطق با بهره‌وری پایین‌تر و به منظور تسریع فرایند همگرایی بهره‌وری در بین صنایع استان‌های کشور تلاش شود. با توجه به اثر مثبت یکنواختی صنعتی در افزایش همگرایی بهره‌وری استان‌ها پیشنهاد می‌شود که در برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای بر مزیت نسبی استان‌ها در صنایع خاص تاکید شود و تخصیص منابع جهت سرمایه‌گذاری بر این اساس صورت پذیرد؛ زیرا ایجاد تنوع در بخش صنعت استان‌ها هدر دادن سرمایه بوده و منجر به افزایش بهره‌وری نخواهد شد. از آن‌جا که توسعه زیرساخت‌ها یکی از الزامات مهم رشد اقتصادی است و در این میان زیرساخت جاده‌ای از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، توصیه می‌شود با بهبود سطح دسترسی به زیرساخت جاده‌ای، میزان فعالیت‌های صنعتی استان‌ها و در نتیجه بهره‌وری صنایع استان‌ها افزایش یابد.

منابع

- پورعبادالهان کوچی، محسن، اصغری‌پور، حسین، معصوم زاده، سارا (۱۳۹۵). بررسی همگرایی بازدهی بازارهای دارایی در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۳): ۱۱۵-۱۳۲.
- پیراسته، حسین، اکبری، نعمت‌الله، نوری، سمیه (۱۳۸۹). اثر تنوع‌سازی صنعتی بر عملکرد اقتصادی مناطق ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان.
- رحمانی، تیمور، حسن زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. *مجله تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۵: ۲۰-۱.
- رحمانی، تیمور، شفیعی، شهرام (۱۳۸۸). بررسی همگرایی بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) بخش صنعت در استان‌های ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۹۱: ۲۴۶-۲۱۹.
- شاکری، غلامرضا (۱۳۸۹). همگرایی توسعه مالی و تولید بخش صنعتی در ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۱): ۱۳۷-۱۵۴.
- شهبازی، کیومرث، رضایی، ابراهیم، حمیدی رزی، داوود (۱۳۹۴). بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (ا.ک.و): رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۲۲(۷۴): ۱۵۵-۱۹۷.
- شکیبایی، علیرضا، احمدی نژاد، محمدرضا، طالقانی، فاطمه، کمال‌الدینی، زهرا (۱۳۹۵). بررسی همگرایی ظرفیت مالیاتی استان‌های منتخب ایران با رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، ۱۶(۴): ۱۶۴-۱۹۲.
- عسگری، علی، اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد. *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان*، ۱۲(۱): ۱۲۲-۹۳.
- مجرد، عصمت، همایونی فر، مسعود، سالارپور، ماشا... (۱۳۹۲). نقش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو ا.ک.و. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۴): ۱۸۹-۲۱۱.
- محمدزاده، پرویز، منصوری، مسعود، کوهی لیلان، بابک (۱۳۹۱). تخمین قیمت هدانیک ساختمان‌های مسکونی در شهر تبریز: با رویکرد اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۶(۲): ۳۸-۲۱.

- نجفی علمدارلو، حامد، مرتضوی، سید ابوالقاسم، شمشادی یزدی، کنایون (۱۳۹۱). کاربرد اقتصادسنجی فضایی در بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اگو: رهیافت داده‌های تابلویی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۳: ۶۲-۴۹.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Dordrecht, Kluwer
 - Attaran M. (1986). Industrial diversity and economic performance in U.S. areas. *Ann Reg Sci*, 20:44-54
 - Barro, Robert j., & Salai- Martin, Xavier. (1992). Convergence. *The Journal of Political Economy*, 100: 223-251.
 - Barro, R., & Salai- Martin, X. (1995). *Economic growth*. The MIT Press, Cambridge, MA.
 - Bröring, S., Leker, J.(2007). Industry convergence and its implications for the front end of innovation: a problem of absorptive capacity. *Creat. Innov. Manag*, 16 (2): 165-175.
 - Delgada, M., Peter, M., & Stern, S. (2014). Clusters, convergence and economic performance. *Research Policy*, 43(10): 1785-1799.
 - Fernandez, R., & Santos, G. (2014). Regional convergence, road infrastructure and industrial diversity in Mexico. *Research in Transportation Economics*, 46: 103-110.
 - Geum, Y., Kim, M. S., & Lee. S. (2016). How industrial convergence happens: A taxonomical approach based on empirical evidences. *Technological Forecasting & Social Change*, 107 : 112-120
 - Hacklin, F., Marxt, C., & Fahrni, F. (2009). Co evolutionary cycles of convergence: an extrapolation from the ICT industry. *Technol. Forecast. Soc. Chang*, 76 (6): 723-736.
 - Heip, C. (1974). A new index measuring evenness. *Journal of the Marine Biological Association of the UK*, 54(3): 555-557.
 - Kim, N., Lee, H., Kim, W., Lee, H., & Suh, J. H. (2015). Dynamic patterns of industry convergence: evidence from a large amount of unstructured data. *Res. Policy*, 44 (9): 1734-1748.
 - Kodama, F.(2014). MOT in transition: from technology fusion to technology-service convergence. *Technovation*, 34 (9), 505-512.
 - Lee, K., Pesaran, M. H., & Smith, R. (1997). Growth and convergence in a Multi- Country empirical stochastic Solow model. *Journal of Applied Econometrics*, 12: 357- 392.

- Lemoine, F., Poncet, S., & Unal, D. (2015). Spatial rebalancing and industrial convergence in China. *China Economic Review*, 34: 39-63.
- Lesage, J. & Pace, R. K. (2009). Introduction to spatial econometrics. Chapman & Hall/CRC is an imprint of Taylor & Francis Group.
- Marti, L., Puertas, R., & Fernandez, J. (2011). Industrial productivity and convergence in Chinese regions: The effects of entering the world trade organization. *Journal of Asian Economics*, 22: 128-141.
- Rosenberg, N. (1978). Perspectives on technology. Cambridge University Press, Cambridge. Schmenner, R.W., 2009. Manufacturing, service, and their integration: some history and theory. *Int. J. Oper. Prod. Man.* 29 (5): 431-443.
- Sala-i-Martin, X. (1996). The classical approach to the convergence analysis. *The Economic Journal*, 106: 1019-1036.
- Solow, Robert. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly of Economics*, 70: 65-94.
- Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32: 334-361.
- Shirafkan, M., Maoomzadeh, S & Sayareh, M. (2017). Investigation of convergence of returns on stock markets in Iran. *International Journal of Management, Innovation & Entrepreneurial Research*, 3(1): 12-20.
- Trendle B. (2006). Regional economic instability: the role of industrial diversification and spatial spillovers. *Ann RegSci*, 40:767-778.
- Wang, R., Gamon, A., Emmerton, c., Li, H., Nestola, E., Pastorello, C., & Menzer, O. (2016). Integrated analysis of productivity and biodiversity in a Southern Alberta Prairie. *Remote Sensing*, 8: 213- 223.