Archive of SID

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال پنجم، شماره‌ی ۲۰، زمستان ۱۳۹۵
صفحات: ۱۲۳-۱۴۹

جرم و هم‌گرائی تولید سرانه: یک تحلیل مبتنی بر اقتصادسنجی فضایی*

سید عزیز آرمن[1*]
حسن فرازمند[2]
حسین ملتفت[3]
وحید کفیلی[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۱۵

چکیده

یکی از نتایج الگوی رشد نئوکلاسیک سولو-سوآن، هم‌گرائی در تولید سرانه مناطق مختلف است. حالت شرطی هم‌گرائی، علاوه تولید سرانه اول دوره، متغیرهای دیگری را که می‌توانند رشد بلندمدت مناطق را تحت تأثیر قرار دهند، در نظر می‌گیرد. تحقیق حاضر نقش بازدارنده جرم در برقراری هم‌گرائی تولید سرانه واقعی را بین استان‌های ایران (۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲) مورد بررسی قرار داده است. از هم‌گرائی شرطی بتا و اقتصادسنجی فضائی برای بررسی هم‌گرائی استفاده شده است. شاخص جرم استان‌ها با استفاده از روش تاپسیس محاسبه شده است و برای تخمین معادلات همگرایی از اقتصادسنجی فضائی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هم‌گرائی رشد برای استان‌های کشور، هرچند با سرعت کم، برقرار است. شاخص جرم تأثیر منفی اما غیرمعنی‌داری بر روند هم‌گرائی دارد. متغیرهای سرمایه انسانی (آموزش و سلامت) و برخورداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز تأثیر مثبتی بر متوسط رشد استان‌ها دارد. هم‌چنین علامت منفی برای ضریب فضائی متغیر وابسته نشان از آن دارد که تمرکز قدرت اقتصادی برای رشد در یک منطقه، باعث کاهش قدرت رشد در مناطق مجاور می‌شود.

کلیدواژه‌ها: هم‌گرائی، جرم، اقتصادسنجی فضائی.

طبقه‌بندی JEL: C21, K19, O47.

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (*نویسنده مسئول) **Email:** saarman2@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** hfrazmad@scu.ac.ir
۳. استادیار گروه جامعه‌شناسی دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** moltafet_h@scu.ac.ir
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** Ayhan_vahid01@yahoo.com

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده چهارم مقاله در گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز می باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

در کشورهای دارای تنوع فرهنگی، مذهبی و قومیتی، حفظ هم‌بستگی بین مناطق امری لازم برای حفظ انسجام ملی است. بی‌شک نابرابری منطقه‌ای می‌تواند این همبستگی را دچار اخلال کند. بر همین اساس رفع نابرابری مناطق بایستی در قالب سیاست‌های کلان اقتصادی قرار گیرد. سنجش میزان موفقیت این سیاست‌ها را می‌توان با سنجش میزان هم‌گرائی و یا واگرائی بین مناطق یک کشور مورد آزمون قرار داد. مفهوم هم‌گرائی با طرح مدل رشد نئوکلاسیکی سولو[1] وارد ادبیات اقتصادی شد. یکی از دلالت‌های مدل رشد سولو، هم‌گرائی تولید سرانه بین مناطق درگذر زمان بوده است. به‌طوری‌که انتظار می‌رود یک رابطه منفی بین رشد تولید سرانه مناطق در طی یک دوره زمانی معین و موقعیت اول دوره وجود داشته باشد. چنان‌چه فرض بر برابری تمامی شرایط مؤثر بر رشد باشد، هم‌گرائی از نوع غیرشرطی (مطلق)[2] خواهد بود اما هم‌گرائی شرطی[3] قائل به تفاوت پارامترهای رشد بین مناطق است که با توجه به واقعیت‌های آشکارشده، منطقی‌تر می‌نماید. جرم‌خیزی می‌تواند یکی از تفاوت‌های مهم بین مناطق در مسیر رشد باشد. جرم به‌عنوان یک پدیده اجتماعی ناشی از تقابل تلاش افراد برای رفع نیازها و قدرت‌طلبی، با پیچیده‌تر شدن روابط اجتماعی، گسترش بیشتری پیدا کرده است. جرم نقض مهم‌ترین ارزش‌ها، خطوط قرمز و هنـجارهای رسمی جـامعه است و جامعه به آن پاسـخ کیفـری می‌دهد(محمدنسل و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۷). نقض این خطوط قرمز تبعاتی را برای فرد و جامعه به دنبال دارد. کند شدن رشد اقتصادی جامعه نیز از آن جمله است. فضای رشد اقتصادی تحت تأثیر فعالیت‌های مجرمانه است(نئانیدیس و پاپادوپولو[4]، ۲۰۱۳: ۱۰۱). میزان تراکم جرم، منابعی را که می‌توانستند در بخش‌های مولد مورد استفاده قرار گیرند منحرف می‌کند، هزینه‌های امنیت را برای کسب‌وکار افزایش و سطح سلامتی را کاهش می‌دهد. جرم هم‌چنین نشان‌دهنده میزان تهدید علیه مالکیت خصوصی بوده و باعث افزایش ریسک سلب مالکیـت و کاهش درجه آزادی شـهروندی و به‌تبع آن کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی می‌شود(انامورادو و همکاران[5]، ۲۰۱۴: ۹).

در این تحقیق با استفاده از داده‌های تولید سرانه استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ به بررسی هم‌گرائی شرطی با تأکید بر متغیر جرم می‌پردازیم. عدم دسترسی به داده‌های تولید سرانه در سطح استانی باعث شده است که در تحقیقات پیشین بررسی هم‌گرائی در سطح استان‌ها با استفاده از متغیرهای جایگزین انجام شود. هم‌چنین باوجود جزء جغرافیایی، نقش اثرات فضایی در مطالعات

1. Solow
2. Unconditional convergence
3. Conditional convergence
4. Neanidis and Papadopoulou
5. Enamorado and *et al.*

www.SID.ir

Archive of SID

منطقه‌ای نادیده گرفته شده است(ری و مونتاری[1]، ۱۹۹۹: ۱۴۴) که در این تحقیق برای لحاظ این اثرات، از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. در ادامه به ارائه مبانی نظری و مطالعات تجربی موضوع تحقیق پرداخته می‌شود و سپس با معرفی الگوی تحقیق و تبیین روش تحقیق متناسب با اهداف و متغیرهای تحقیق، نتایج بررسی معادله هم‌گرائی رشد استان‌های ایران با محوریت تأثیر جرم مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتیجه‌گیری نیز بخش پایانی تحقیق را تشکیل خواهد داد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. الگوی رشد سولو و هم‌گرائی

یکی از واقعیت‌های اقتصادی، تفاوت بین تولید سرانه کشورهاست. این تفاوت هم در طول زمان برای اغلب کشورها وجود دارد و هم بین کشورها در یک زمان معین. از طرفی کشورهای مختلف، نرخ رشد مختلفی را تجربه کرده‌اند. این تفاوت‌ها، انگیزه‌ای برای طرح تئوری‌های رشد اقتصادی بوده است. اعتبار هر یک از تئوری‌های مطرح‌شده نیز با توجه به توان توضیح تفاوت‌های ذکرشده سنجیده می‌شود. نقطه شروع تئوری‌های رشد در اغلب متون اقتصادی، تئوری رشد سولو–سوان[2] است. رابرت سولو و ترِوور سوان به‌طور هم‌زمان در سال ۱۹۵۶ این تئوری رشد را مطرح می‌کنند. سولو به‌واسطه بسط و گسترش پیامدهای کاربردی این مدل توانست جایزه نوبل را دریافت کند و به همین دلیل در اغلب موارد تئوری سولو–سوان با عنوان سولو نیز نام برده می‌شود. یکی از پیامدها و دلالت‌های مدل رشد سولو، هم‌گرائی بین مناطق است. به این مفهوم که اقتصادهای با تولید سرانه پایین در مقایسه با اقتصادهای با تولید سرانه بالا، رشد بیشتری را تجربه می‌کنند و این امر باعث کاهش تفاوت بین مناطق می‌شود. پیش‌بینی که توجه بسیاری از تحقیقات را به خود جلب کرده است و اولین بار در مطالعه بامول[3] (۱۹۸۶)، با تکیه بر داده‌های ۱۶ کشور صنعتی که آمار آن توسط مدیسون[4] (۱۹۸۲) ارائه شده بود، مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاکی از همگرایی کامل داشت. دی لانگ[5] (۱۹۸۸) با طرح برخی ایرادات به داده‌های استفاده‌شده توسط بامول، سطح ضعیف‌تری از برقراری این فرض را به‌دست آورد.

بعدها محققین دیگری نیز به آزمون این فرضیه پرداختند. عدم برقراری هم‌گرائی در برخی از مطالعات، اعتبار این فرضیه و تئوری‌های رشد نئوکلاسیک را مورد تردید قرار داده است. رومر[6] (۱۹۸۶) و رِبلو[7] (۱۹۹۱) معتقدند که عدم‌هم‌گرائی بین کشورها، دلیل محکمی علیه اعتبار تئوری‌های

1. Rey and Montouri
2. Solow. Swan
3. Bamol
4. Maddison
5. De Long
6. Romer
7. Rebelo

www.SID.ir

Archive of SID

نئوکلاسیک رشد در رقابت با تئوری‌های رشد درون‌زاست؛ اما دلایـل دیگری به‌جـز آزمون اعتبار تئوری‌های رشد برای مطالعات تجربی هم‌گرائی وجود دارد(سالای مارتین،[1]۱۹۹۶: ۱۳۲۶). ارزیابی هم‌گرائی یک موضوع مقدماتی برای سیاست‌گذاران است (اسلام، ۲۰۰۳[2]) و وجود هم‌گرائی می‌تواند نگرانی آن‌ها از نتایج سیاست‌های بهبود توزیع درآمد بین مناطق یک کشور را به‌مراتب کاهش دهد و عدم هم‌گرائی زمینه سیاست‌گذاری مناسب‌تر را مطرح کند. باوجود ارتباط فرض هم‌گرائی با اعتبار تئوری‌های رشد نئوکلاسیک، هنوز این فرضیه توجه بسیاری را به خود جلب کرده است (اسلام، ۲۰۰۳: ۳۰۹).

۲-۲. هم‌گرائی شرطی و غیرشرطی

یکی از پرکاربردترین روش‌های بررسی فرض هم‌گرائی، برآورد معادله رگرسیون هم‌گرائی است. به لحاظ متغیرهای توضیحی معادلات رگرسیون (علاوه بر سطح اولیه تولید سرانه) هم‌گرائی به دو نوع شرطی و غیرشرطی تقسیم می‌شود که احتمالاً مهم‌ترین تقسیم‌بندی از اشکال بررسی هم‌گرائی است (اسلام، ۲۰۰۳: ۳۱۴). هم‌گرائی مطلق یا غیرشرطی دال بر آن است که مناطق به لحاظ پارامترهای رشد یکسان هستند و تنها دلیل تفاوت رشد آن‌ها تفاوت در مقدار اولیه تولید سرانه است؛ اما هم‌گرائی شرطی قائل به تفاوت پارامترهای رشد بین مناطق است. با توجه به واقعیت‌های آشکار اقتصادی مبنی بر تفاوت پارامترهای رشد بین مناطق، به‌طور منطقی هم‌گرائی شرطی قابل دفاع است.

متغیرهای مختلفی برای نشان دادن تفاوت مناطق مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این تحقیق از متغیرهای نشان‌دهنده سطح جرم، سرمایه انسانی و سطح برخورداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده شده است:

فناوری اطلاعات و ارتباطات: تأثیر فناوری در رشد توسط مدل رشد سولو برجسته شد و در ادامه محققینی مانند رومر (۱۹۹۰)، آگیون و هوویت[3] (۱۹۹۲) و گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱)[4] اقدام به بررسی عوامل ایجادکننده پیشرفت تکنولوژی کردند (کاردونا و همکاران[5]،۲۰۱۳) یکی از جنبه‌های نوین بهبود تکنولوژی، برخورداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات است. فاوا در طرف عرضه اقتصاد در کنار عوامل مکمل به‌عنوان نهاده سرمایه‌ای در کنار سایر نهاده‌ها به‌صورت سرمایه وارد تابع تولید می‌شود و باعث بهبود فرآیند تولید از طریق تعمیق سرمایه، پیشرفت فناوری و کیفیت نیروی کار می‌گردد. نتیجه آن افزایش ارزش‌افزوده در سطوح بنگاه، بخش و کشور است و در نهایت رشد بهره‌وری نیروی کار،

1. Sala. i. Martin
2. Islam
3. Aghion and Howitt
4. Grossman and Helpman
5. Cardona and *et al.*

www.SID.ir

Archive of SID

بهره‌وری کل و رشد اقتصادی را به دنبال دارد(ددریک[1] و همکاران، ۲۰۰۳: ۶). مطالعه رابطه رشد و فناوری اطلاعات و ارتباطات از ابتدای دهه ۶۰ میلادی شروع شده است. تأثیر مثبت این فناوری بر رشد در مطالعاتی تأیید (مادن و ساویج[2]، ۱۹۹۸؛ دوتا،[3]۲۰۰۱؛ چو[4] و همکاران، ۲۰۰۵) و در برخی موارد مورد تردید قرار گرفته است(شیو و لام، ۲۰۰۸[5] و ایشیدا، [6] ۲۰۱۴). باوجود تفاوت نتایج این مطالعات، عموماً بر این نکته که گسترش کاربرد فاوا با کاهش هزینه‌ها، افزایش رشد را در بلندمدت به دنبال خواهد داشت، اتفاق‌نظر دارند(کمیجانی و محمودزاده، ۱۳۸۷: ۷۸).

سرمایه انسانی: سرمایه انسانی اصطلاحی است که به مجموعه مهارت‌ها، آموزش، شایستگی‌ها و ویژگی‌های دیگر افزایش‌دهنده بهره‌وری نیروی کار اطلاق می‌شود(عجم‌اوغلو، ۲۰۰۹: ۸۵). از ابتدای دهه ۶۰ میلادی، سرمایه انسانی در کنار سرمایه فیزیکی به‌عنوان عامل رشد و عاملی ایجاد تفاوت در سطح رشد توسعه کشورها مطرح شد. بکر[7] (۱۹۶۴) یکی از پیشگامان این عرصه است. وی در معرفی سرمایه انسانی به مواردی مانند تحصیل، یادگیری مهارت‌های رایانه‌ای، مخارج سلامت، تعهد و دقت اشاره می‌کند که می‌تواند منجر به بهبودی سلامت و افزایش بازدهی (فعالیت‌های بازاری و غیربازاری) فرد شود(بکر، ۱۹۷۵: ۱۴). در تبیین تکنولوژی در الگوهای رشد درون‌زا، سرمایه انسانی به‌عنوان عامل پیشرفت تکنولوژی مطرح می‌شود. به‌طورمعمول سطح سرمایه انسانی با استفاده از متغیرهای آموزش سنجیده می‌شود. نرخ ثبت‌نام دوره ابتدایی توسط دپولهوفر و همکاران[8] (۲۰۰۴)، نرخ ثبت‌نام دوره متوسطه توسط منکیو[9] و همکاران (۱۹۹۲)، فارغ‌التحصیلان دوره ابتدائی، راهنمایی و دبیرستان توسط بنوس و کاراگیانیس[10] (۲۰۱۶)، فارغ‌التحصیلان دبیرستان توسط وولمک[11] و همکاران (۲۰۱۵) و متوسط سال‌های تحصیل برای بزرگ‌سالان توسط بارو و لی[12] (۱۹۹۳) به‌عنوان سنجش‌گر سطح سرمایه انسانی مورد استفاده قرار گرفته است.

با وجود آموزش و تجربه کافی برای نیروی کار، وجود توانایی جسمی و ذهنی برای استفاده از موجودی دانش و تجربه نیز می‌تواند بر کارایی نیروی کار مؤثر باشد. باوجود تأکید تعدادی از محققین

1. Dedrick and *et al.*
2. Madden and Savage
3. Dutta
4. Chu and *et al.*
5. Shiu and Lam
6. Ishida
7. Becker
8. Doppelhofer and *et al.*
9. Mankiw and *et al.*
10. Benos and Karagiannis
11. Völlmecke and *et al.*
12. Barro & Lee

www.SID.ir

Archive of SID

(موشکین[1]، ۱۹۶۲؛ فوچس[2]، ۱۹۶۶) بر اهمیت سلامت و بهداشت، هیچ‌کدام اقدام به مدل‌سازی تقاضا برای سلامت نکردند. گروسمن (۱۹۷۲) به‌صورت برجسته‌تری به این موضوع پرداخت و تقاضای سلامت را در قالب تئوری سرمایه انسانی مدل‌سازی کرد (سورکه[3]، ۲۰۰۵:۲۰). بر همین اساس در کنار شاخص آموزش، شاخص سلامت نیز به‌عنوان متغیر نشان‌دهنده‌ی سطح سرمایه انسانی برای توضیح و توجیه رشد متفاوت مناطق استفاده می‌شود.

ج) جرم و رشد اقتصادی

آن‌چه مشخص است، وقوع جرم در هر جامعه‌ای، هزینه‌هایی را به‌دنبال دارد. این هزینه‌ها خواه مادی و یا معنوی، رفاه جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. محاسبه این هزینه‌ها در دهه‌های اخیر تبدیل به یکی از حوزه‌های مهم مطالعاتی شده است(ژابانسکی[4]، ۲۰۰۸: ۵). به‌عنوان مثال محاسبات انجام‌شده نشان از آن دارد که هزینه‌های جرم در ایالات‌متحده نزدیک ۱۲ درصد تولید داخلی (آندرسون[5]، ۱۹۹۹)، در ولز و انگلستان ۶/۵ درصد تولید داخلی (براند و پرایس[6]، ۲۰۰۰) و در ایتالیا ۲/۶ درصد تولید داخلی (دتوتو و وانینی[7]، ۲۰۰۹) است. سازمان بهداشت جهانی هزینه‌های ناشی از جرم را به دو قسمت مستقیم (هزینه‌های درمانی، هزینه‌های قضائی، هزینه‌های پلیس، هزینه‌های زندان و هزینه‌های شخصی مراقبت از عواقب جرم) و غیرمستقیم (کاهش زمان برای فعالیت‌های قانونی، سرمایه انسانی کمتر، سرمایه‌گذاری کمتر، کارایی کمتر، هزینه‌های روحی روانی و سایر هزینه‌های غیرپولی) تقسیم می‌کند.

یک روش برای اندازه‌گیری ازدحام خارجی ناشی از وقوع جرم، برآورد اثر جرم بر عملکرد اقتصادی کشور و یا مناطق است(دتوتو و اوترانتو[8]، ۲۰۱۰: ۳۳۰). ازجمله کانال‌های تأثیر جرم بر عملکرد اقتصادی می‌توان به افزایش هزینه‌های کسب‌وکار، کاهش در رقابت، کاهش سرمایه‌گذاری خارجی، کاهش ظرفیت تولید به‌واسطه به‌کارگیری بخشی از منابع برای مبارزه و پیشگیری از جرم (نئانیدیس و پاپادوپلو،۲۰۱۳) اشاره کرد. جرم همانند مالیات عمل می‌کند و مانع سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، کاهش رقابت، بازتخصیص منابع، نا اطمینانی و ناکارآمدی می‌شود(دتوتو و اوترانتو،۲۰۱۰: ۳۳۰). از دیدگاه رشد اقتصادی، گسترش جرم باعث کاهش اعتماد به نقش قانون و محدود کردن مالکیت شخصی می‌شود که این موارد پیش‌نیازهای حیاتی رشد بلندمدت اقتصادی هستند(پاول و همکاران[9]،۲۰۱۰: ۳۲۸).

1. Mushkin
2. Fuchs
3. Suhrcke
4. Czabanski
5. Anderson
6. Brand & Price
7. Detott & Vannini
8. Dettoto & Otranto
9. Powell and *et al.*

www.SID.ir

Archive of SID

نوع دیگری از تقسیم‌بندی از هزینه‌های جرم را می‌توان به‌صورت اثرات اولیه و اثرات ثانویه تقسیم کرد. اثرات اولیه یا همان اثرات ناشی از خود جرم[1] شامل از دست رفتن دارایی‌ها، آسیب‌های ناشی از جرم، هزینه‌های بهداشت و هزینه‌های روانی و عاطفی است(ژابانسکی، ۲۰۰۸: ۱۰). استون[2] (۲۰۰۶) اثرات ثانویه جرم بر عملکرد اقتصادی را در هفت کانال زیر خلاصه می‌کند:

- جرم باعث اعمال هزینه‌هایی برای کسب‌وکار می‌شود که باعث کاهش سود انحراف منابع مالی از سرمایه‌گذاری مولد می‌شود.
- جرم باعث تحمیل برخی هزینه برای دولت برای پیشگیری از جرم و اجرای قانون می‌شود.
- جرم باعث تحمیل هزینه‌هایی برای خانوار جهت حفظ سلامتی و امنیتشان می‌شود
- جرم باعث مهاجرت و آسیب دیدن نیروی کار ماهر می‌شود.
- جرم مانع از پذیرش مشاغل دور از خانه و خارج از ساعت معمول کار می‌شود.
- جرم مانع ورود سرمایه خارجی می‌شود.
- جرم باعث مختل شدن سرمایه‌گذاری در آموزش و سایر سرمایه‌گذاری‌های عمومی محرک رشد می‌شود.

با توجه به آن‌چه بیان شد، انتظار تئوریک بر این است که رشد اقتصادی مناطق تحت تأثیر جرم‌خیزی آن‌ها باشد. هرچند این انتظار تئوریک در برخی از مطالعات چندان معلوم نبوده و حتی در برخی از مطالعات رد شده است.

۳. پیشینه مطالعات تجربی تحقیق

همان‌طور که اشاره شد، هم‌گرائی به‌دلیل دلالت‌های مهمی که در امر سیاست‌گذاری دارد (با وجود ایرادات وارد بر نظریات رشد نئوکلاسیک) توجه زیادی را به خود جلب کرده است. به‌طوری‌که این مفهوم علاوه بر تولید سرانه، برای مفاهیم دیگر اقتصادی و حتی اجتماعی نیز مورد استفاده قرار گرفته است. در قالب اقتصاد ایران به مطالعه رحمانی (۱۳۸۳)، اکبری و مویدفر (۱۳۸۳) و یاوری (۱۳۸۷) می‌توان اشاره کرد که اغلب وجود هم‌گرائی (هرچند با سطوح مختلف) را تأیید می‌کنند. مطالعه رحمانی و حسن‌زاده (۱۳۹۰) تأثیر مثبت مهاجرت بر هم‌گرائی برای استان‌ها را تأیید می‌کند. از جمله مطالعات بین کشوری می‌توان به مطالعه فروغی‌پور (۱۳۸۵) باهدف بررسی یازده کشور عضو اوپک در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰، خلیلی عراقی و مسعودی (۱۳۸۵) با بررسی کل کشورهای جهان در دوره ۱۹۷۵- ۲۰۰۲ و فلاحی و همکاران (۱۳۹۱) باهدف بررسی همگرایی برای ایران و کشورهای منتخب اسلامی اشاره کرد.

1. cost of crime itself
2. Stone

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعه ایالت‌های هندوستان توسط غوش[1] و همکاران (۲۰۱۳) نشان از واگرایی در بین ایالات این کشور به‌صورت کلی و به‌صورت بخشی (کشاورزی، صنعت و خدمات) دارد. ری و مونتوری (۱۹۹۹) در بررسی همگرایی ایالت‌های آمریکا، از داده‌ها و اطلاعات دوره زمانی ۱۹۲۹ تا ۱۹۹۴ استفاده کرده‌اند و با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی به بررسی فرض همگرایی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق وجود همگرایی را برای ایالت‌ها مورد تأیید قرار می‌دهد. درگر[2] و همکاران (۲۰۰۹) هم‌گرائی را برای استان‌های ایران مورد بررسی قرار داده و وجود هم‌گرائی را مورد تأیید قرار داده‌اند. در این تحقیق برای این منظور از سپرده‌های دیداری به‌عنوان متغیر جانشین تولید ناخالص داخلی استان‌ها استفاده کرده‌اند. کاستانتینی و لوپی[3] (۲۰۰۵) بررسی همگرایی کشورهای اروپایی در طول دوره زمانی ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۳، کونادو[4] (۲۰۱۱) همگرایی کشورهای عضو اوپک آندرینو[5] و دیگران (۲۰۱۳) برای کشورهای حوزه منا، وروکووا[6] (۲۰۱۴) بررسی همگرایی ۲۸ کشور اروپایی (۲۰۰۱ تا ۲۰۱۴) و سیمیونسکو[7] (۲۰۱۴) برای دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ (با تقسیم دوره موردمطالعه به قبل از بحران مالی و بعد از بحران مالی برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا) ازجمله تحقیقات بین کشوری انجام شده در خارج است. نتایج به‌دست‌آمده متفاوت بوده است و در برخی از مطالعات هم‌گرائی مورد تأیید و در برخی دیگر مورد تردید قرار گرفته است.

در دهه‌های اخیر، مطالعات متعددی به بررسی جرم و جنایت با تأکید بر عوامل اقتصادی پرداخته‌اند. شروع این تحقیقات را می‌توان به مطالعه بکر (۱۹۶۸) نسبت داد (بونانو و مونتولیو[8]، ۲۰۰۸: ۱۴۸). بکر به بررسی عوامل اقتصادی–اجتماعی شکل‌گیری جرم پرداخت. ارلیچ[9] (۱۹۷۳) مدل ارائه‌شده توسط بکر را توسعه داد و نتایج تئوریک مدل ارائه شده را به‌صورت تجربی در جامعه آمریکا مورد بررسی قرار داد. مطالعاتی نیز به بررسی تأثیر وقوع جرم بر عملکرد اقتصادی پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به پری[10] (۲۰۰۴)، بورنهام[11] و همکاران (۲۰۰۴)، کاردناس[12] (۲۰۰۷)، مآوری و کارماسی[13] (۲۰۰۷)، گِیبولو و

1. Ghosh and *et al.*
2. Dreger and *et al.*
3. Costantini and Lupi
4. Cunado
5. Andreano and
6. Dvorokova
7. Simionescu
8. Buonanno & Montolio
9 .Ehrlich
10. Peri
11. Burnham and *et al.*
12. Càrdenas
13. Mauro and Carmeci

www.SID.ir

Archive of SID

ساندلر[1] (۲۰۰۸)، چن[2] (۲۰۰۹)، چاترجی و رِی[3] (۲۰۰۹) دتوتو و اوترانتو (۲۰۱۰)، دتوتو و اوترنتو[4] (۲۰۱۲)، دتوتو و پولینا[5] (۲۰۱۳) و گولاس و زِرویانی[6] (۲۰۱۳) اشاره کرد. نتایج متفاوت بوده است. اغلب تأثیر منفی جرم بر عملکرد اقتصادی را مورد تأیید قرار داده‌اند اما برخی از مطالعات نتایج غیرواضح (گولاس و زِرویانی،۲۰۱۳؛ بورنهام و همکاران، ۲۰۰۴) و حتی غیرمعنی‌داری (چاترجی و ری، ۲۰۰۹؛ ماآوری و کامرسی، ۲۰۰۷) را به‌دست آورده‌اند

۴. مدل تحقیق

یکی از نتایج الگوی رشد سولو، بیشتر بودن سرعت رشد کشورهای فقیر در مقایسه با کشورهای ثروتمند است که زمینه‌ساز هم‌گرائی است. تابع تولید الگوی رشد سولو بر اساس تابع تولید (Y) سه عاملی نیروی کار (L)، سرمایه (K)، تکنولوژی (A) و فرض کار مؤثر که ترکیبی از کار و عامل پیشرفت تکنولوژی یا کار فزاینده (خنثای هارود) است، به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y(t) = F\left[K(t), \mathrm{A(t)}L(t)\right] \qquad (۱)$$

با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس می‌توان تابع تولید سرانه (y) را به‌صورت زیر نوشت:

$$y = A(t).f(k) \qquad (۲)$$

که در آن $f(k)$ تابع تولید با شرایط اینادا[7] و $k = \frac{K}{\mathrm{A}L}$ سرمایه سرانه نیروی کار مؤثر است. تعادل در الگوی سولو به‌صورت زیر است:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{sf(k(t))}{k(t)} - (\delta + g + n) \qquad (۳)$$

با دیفرانسیل‌گیری از تابع تولید خواهیم داشت:

1. Gaibulloev & Sandler
2. Chen
3. Chatterjee & Ray
4. Detotto and Otranto
5. Detotto and Pulina
6. Goulas & Zervoyianni
7. Inada conditions

www.SID.ir

Archive of SID

$$y = A(t).f(k) \rightarrow \frac{\dot{y}}{y} = g + \varepsilon_k(k(t))\frac{\dot{k}}{k}$$
$$\varepsilon_k = \frac{f'(k(t)).k(t)}{f(k(t))} \in (0,1) \qquad (۴)$$

با بسط مرتبه اول تیلور از رابطه تعادلی خواهیم داشت:

$$\frac{\dot{k}}{k} \approx (\frac{sf(k^*)}{k^*} - \delta - g - n) + (\frac{k^* f'(k^*)}{f(k^*)} - 1)s\frac{f(k^*)}{k^*}(\log k(t) - \log k^*) \qquad (۵)$$

جزء اول سمت راست معادله در تعادل بلندمدت برابر صفر است بنابراین:

$$\frac{\dot{k}}{k} \approx (\varepsilon_k(k^*) - 1)(g + n + \delta)(\log k(t) - \log k^*) \qquad (۶)$$

با جایگذاری رابطه فوق در دیفرانسیل تابع تولید رابطه (۳) داریم:

$$\frac{\dot{y(t)}}{y(t)} \approx g - \varepsilon_k(k^*)(1 - \varepsilon_k(k^*))(g + n + \delta)(\log k(t) - \log k^*) \qquad (۷)$$

با جایگذاری $\log y(t) - \log y(t) \approx \varepsilon_k(k^*)(\log k(t) - \log k^*)$ در معادله فوق داریم:

$$\frac{\dot{y(t)}}{y(t)} \approx g - (1 - \varepsilon_k(k^*))(g + n + \delta)(\log y(t) - \log y^*(t)) \qquad (۸)$$

معادله فوق نشان می‌دهد که دو منبع رشد در الگوی سولو وجود دارد: رشد تکنولوژی (g) و هم‌گرائی (عجم اوغلو، ۲۰۰۹). هم‌گرائی، حرکت به سمت حالت پایدار[1] است و سرعت هم‌گرائی با $(1 - \varepsilon_k(k^*))(g + n + \delta)$ اندازه‌گیری می‌شود. با یک تقریب گسسته (به لحاظ زمانی) می‌توان رابطه زیر را نوشت:

$$g_{i,t,t-1} = b^0 + b^0 \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۹)$$

که رابطه بین رشد ($g_{i,t,t-1}$) و مقدار اولیه از تولید ($y_{i,t-1}$) سرانه را نشان می‌دهد. معادله فوق، هم‌گرائی غیرشرطی را نشان می‌دهد. در این نوع از هم‌گرائی، تفاوت در ویژگی مناطق در نظر گرفته

1. steady. state

www.SID.ir

Archive of SID

نشده است و حالت پایدار، یکسان است[1]. اگر ویژگی‌های مناطق را در b^0 لحاظ کنیم، معادله به‌صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$g_{i,t,t-1} = b_i^{\,0} + b^0 \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱۰)$$

تفاوت می‌تواند در شیب رگرسیون نیز لحاظ شود اما در کارهای تجربی، برای سادگی ثابت در نظر گرفته می‌شود. لحاظ ویژگی مناطق معادله هم‌گرائی شرطی را به فرم زیر حاصل می‌کند:

$$g_{i,t,t-1} = X_{i,t}^{\,T}\beta + b^0 \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱۱)$$

که در آن $X_{i,t}^{T}$ بردار سایر متغیرها مانند سرمایه انسانی، تورم، درجه باز بودن اقتصادی، امنیت و متغیرهای نهادی است.

یکی از ایرادات وارد بر رابطه (۱۱) این است که اغلب (نه همه) متغیرهای بردار $X_{i,t}^{T}$ و $\log y_{i,t-1}$ درون‌زا هستند. به بیانی دیگر، عواملی که باعث شده‌اند $\log y_{i,t-1}$ پائین باشد، بر روی نرخ رشد نیز مؤثر هستند و هم‌چنین عواملی که باعث شرایط نامناسب در بردار $X_{i,t}^{T}$ شده‌اند، بر روی رشد نیز مؤثر هستند (عجم‌اوغلو، ۲۰۰۹: ۸۴). این درون‌زایی باعث تورش به پائین ضرایب رگرسیون می‌شود. هم‌چنین خطای اندازه‌گیری و تغییرات موقتی تولید سرانه نیز باعث تورش ضرایب رگرسیون می‌شود. برای مثال فرض می‌کنیم که میزان برآورد شده تولید سرانه ($\tilde{y}$) قابل مشاهده است و این مقدار با مقدار واقعی به‌صورت $\tilde{y} = y.\exp(u_{i,t})$ رابطه دارد($u_{i,t}$ تصادفی و بدون همبستگی سریالی است). اگر از شکل لگاریتمی تولید سرانه استفاده کنیم، $u_{i,t-1}$ در هر دو طرف معادله رگرسیون هم‌گرائی ظاهر می‌شود و مشکل ذکرشده را مرتفع می‌سازد:

$$\begin{aligned} &\tilde{g}_{i,t,t-1} = \log\tilde{y}_{i,t} - \log\tilde{y}_{i,t-1} + u_{i,t} - u_{i,t-1} = X_{i,t}^{\,TR}\beta + b^0 \log y_{i,t-1} - u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\ &\Rightarrow \tilde{g}_{i,t,t-1} = X_{i,t}^{\,T}\beta + b^0 \log\tilde{y}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (۱۲)$$

رابطه فوق برای حالتی که برای دو سال متوالی برقرار است و برای بررسی هم‌گرائی طی یکی دوره زمانی، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-T}}\right) = \alpha - \frac{(1-e^{-\beta T})}{T}\log(y_{i,t-T}) + X^{TR}\gamma + \varepsilon_i \qquad (۱۳)$$

1. club convergence

www.SID.ir

Archive of SID

داده‌ها

با توجه به آنچه که بیان شد، معادله رگرسیون هم‌گرائی به‌صورت زیر برای بررسی فرض هم‌گرائی مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\frac{1}{T}\log(\frac{gdppc_{it}}{gdppc_{i,t-T}}) = \alpha - \frac{(1-e^{-\beta T})}{T}\log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + X^{TR}\gamma + \varepsilon_{it} \qquad (۱۴)$$

که در آن gdppc_{it} نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی (مستخرج از حساب‌های منطقه‌ای) در انتهای دوره (۱۳۹۲)، gdppc_{it-T} تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی (مستخرج از حساب‌های منطقه‌ای) در ابتدای دوره (۱۳۷۹)، $\frac{1}{T}\log(\frac{gdppc_{it}}{gdppc_{i,t-T}})$ متوسط رشد تولید سرانه واقعی استان‌ها، و X^{TR} بردار نشان‌دهنده ویژگی‌های خاص استان‌هاست. متغیرهای مختلفی می‌توانند به‌عنوان متغیرهای این بردار مورد استفاده قرار گیرند. در این تحقیق از متغیرهای نشان‌دهنده سطح جرم‌خیزی در کنار متغیرهای نشان‌دهنده سرمایه انسانی (توسعه سلامت و آموزش) و سطح برخورداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده شده است.

در این تحقیق از نسبت فارغ‌التحصیلان دانشگاهی و دانشجویان (مستخرج از سالنامه آماری کشور) به جمعیت به‌عنوان سطح توسعه آموزش استفاده‌شده است. متغیر نشان‌دهنده سطح سلامت نیز به تبعیت از شاخص توسعه انسانی سازمان ملل، امید به زندگی در بدو تولد است که مهم‌ترین شاخص سنجش سطح سلامت (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲) است (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی). مقدار امید به زندگی برآیند نهایی عوامل منتهی به مرگ، برنامه‌های بهداشتی و درمانی و رفتارهای بهداشتی و غیربهداشتی مردم و عوامل اثرگذار بر آن‌ها را نشان می‌دهد(پورملک و همکاران، ۱۳۸۶: ۱۹).

متغیر نشان‌دهنده‌ی برخورداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند هزینه‌های صرف شده برای این نوع فناوری و یا نتایج این هزینه‌ها مانند برخورداری از تلفن ثابت، تلفن همراه و اینترنت باشد. با توجه به عدم دسترسی به داده‌های استانی کاربران اینترنت، شاخص برخورداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات از تقسیم مجموع تلفن همراه و ثابت فعال در هر استان (مستخرج از سالنامه آماری کشور) به جمعیت استان به‌دست‌آمده است.

برای واقعی کردن تولید سرانه از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (مستخرج از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) استفاده‌شده است. آمار این متغیر برای سال‌های مختلف با توجه به سال پایه متفاوت محاسبه‌شده است که با انجام محاسبات مقتضی، شاخص قیمت برای تمامی استان‌ها بر اساس سال پایه ۹۰ به‌دست‌آمده است.

www.SID.ir

Archive of SID

برای بررسی تأثیر سطح جرم بر روند هم‌گرائی رشد استان‌های ایران، شاخص جرم‌خیزی با استفاده از روش تاپسیس[1] که شناخته‌شده‌ترین روش برای حل مسائل تصمیم‌گیری چند معیاره است (کانداک اوغلو و همکاران[2]،۲۰۰۹) مورداستفاده قرار گرفته است[3]. بسط و گسترش روش تاپسیس برای حل مسائل تصمیم‌گیری چند معیاره توسط هووانگ و یون[4] در سال ۱۹۸۱ انجام شد (جهانشاه لو و همکاران، ۲۰۰۶). در این روش برخلاف روش تاکسنومی که فقط بر اساس نقطه ایده‌آل مثبت انجام می‌شود، بیش‌ترین مقدار و کمترین مقدار هر شاخص در محاسبات و انتخاب گزینه‌ها لحاظ می‌شود که این ویژگی ازجمله مزایای این روش هست(شیح[5]، ۲۰۰۷: ۸۰۲). در این روش هرچه داده‌ها و اطلاعات مربوط به یک گزینه (استان) به مقدار ایدئال مثبت نزدیک‌تر و از کمترین مقدار (ایده‌آل منفی) دورتر باشد، گزینه ارجحی است(اوپرکوویچ و زنگ[6]، ۲۰۰۴: ۴۴۹). در این روش اغلب تمامی شاخص‌ها را تبدیل به شاخص‌های مثبت می‌کنند و محاسبات انجام می‌شود؛ اما با توجه به اینکه تمامی اشکال جرم، شاخص‌های منفی هستند، بدون تبدیل کردن، محاسبات انجام شده است. هر چه شاخص به‌دست‌آمده بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده آن است که استان موردنظر از استانی که بیشترین مقدار نسبی جرم را دارد، فاصله بیشتری دارد و از استانی که کمترین جرم را دارد، فاصله کمتری دارد؛ بنابراین بزرگ‌تر بودن شاخص نشان از سطح کم جرم بوده و انتظار تأثیر مثبت بر متغیر وابسته وجود دارد.

۵. روش تحقیق

۵-۱. رگرسیون فضایی

برای برآورد معادلات هم‌گرائی از روش اقتصادسنجی فضائی استفاده شده است. یکی از تحولات و پیشرفت‌های ایجاد شده در به‌کارگیری روش‌های کمی و مقداری در علوم رفتاری به‌ویژه اقتصاد، تکامل شاخه اقتصادسنجی به اقتصادسنجی فضایی است(عسگری و اکبری، ۱۳۸۰: ۹۶-۵). نمونه داده‌های فضائی، نشان‌دهنده مشاهداتی هستند که نقاط یا مناطق آن‌ها به هم وابسته است (لسیج[7]، ۱۳۹۲: ۲۰). زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند، دو مسئله رخ خواهد داد: ۱) وابستگی فضایی

1. TOPSIS(Technique for Order of Preference by Similarity to Ideal Solution)
2. Kandakoglu and *et al.*
۳. اشکال در نظر گرفته‌شده برای محاسبه شاخص جرم با توجه به اشکال گزارش‌شده توسط مرکز آمار ایران (به نقل از نیروی انتظامی جمهوری اسلامی ایران. معاونت طرح و برنامه‌وبودجه. اداره آمار) شامل پرونده‌های تشکیل‌شده برای قتل عمد و غیرعمد، خودکشی، مجموع سرقت از اموال عمومی و دولتی، ضرب‌وجرح و صدمه، تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقوکشی و مسموم کردن عمدی است. موارد ذکر شده به‌صورت نسبتی از جمعیت در محاسبه شاخص جرم استفاده شده است.
4. Hwang and Yoon
5. Shih
6. Opricovic & Tzeng
7. LeSage

www.SID.ir

Archive of SID

میان مشاهدات و ۲) ناهمسانی فضایی در روابطی که ما مدل‌سازی می‌کنیم(عسگری و اکبری، ۱۳۸۰: ۹۷-۶). وابستگی فضائی به این معنی است که مشاهده‌ای در در موقعیت مکانی i به دیگر مشاهدات در موقعیت‌های j $(j \neq i)$ بستگی دارد (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۱). اصطلاح ناهمسانی فضایی به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا اشاره دارد. برای تعیین کمیت مقداری وابستگی فضائی اقدام به ایجاد ماتریس وابستگی فضایی می‌شود. برای این منظور به‌طور معمول از دو روش استفاده می‌شود: ۱) استفاده از طول و عرض جغرافیایی و ۲) استفاده از اطلاعات مکانی همسایگی. انتخاب از بین این دو حالت بستگی به ماهیت تحقیق و متغیر وابسته دارد. ماتریس مجاورت به‌طور معمول متقارن است هرچند در برخی موارد استثنا ممکن است نامتقارن باشد(الهورست[1]، ۲۰۱۴: ۱۰-۶). در این تحقیق از ماتریس مجاورت و مجاورت رخ مانند[2] استفاده شده است به‌طوری‌که برای استان‌های همسایه عدد یک و استان‌های غیرهمسایه عدد صفر لحاظ شده است. سپس این ماتریس نرمال شده است به‌طوری‌که مجموع درایه‌های هر سطر واحد است. این ماتریس، ماتریس سطری-تصادفی[3] نامیده می‌شود(لسیج، ۱۳۹۲: ۳۲).

تاکسنومی مدل‌های وابستگی فضایی خطی بر اساس سه شکل برهم‌کنش مناطق شکل گرفته است(وگا و الهورست[4]، ۲۰۱۳ و الهورست، ۲۰۱۴).

به‌طورکلی تأثیرات فضایی یک منطقه بر منطقه دیگر می‌تواند از طریق متغیر وابسته، متغیرهای مستقل، خطا و یا ترکیبی از آنها بروز پیدا کند. یک مدلی که تمامی این اثرات را شامل می‌شود به‌صورت زیر است:

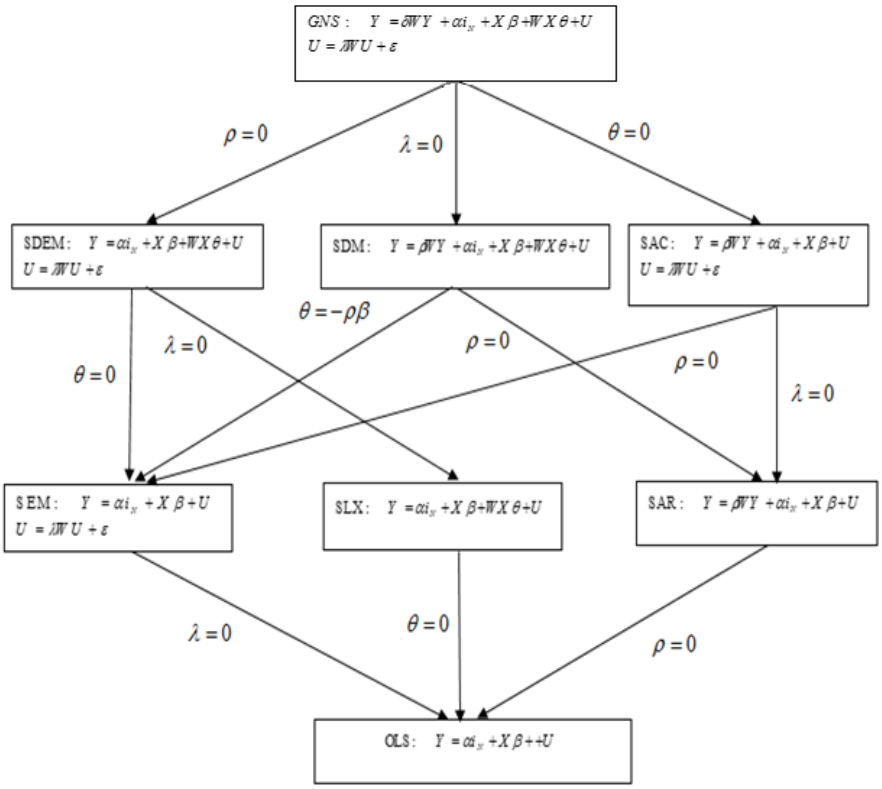
$$\begin{aligned} Y &= \rho WY + \alpha i_N + X\beta + WX\theta + U \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

که در آن WY اثر درونزای متغیر وابسته مناطق مختلف، WX اثر برونزای متغیرهای مستقل مناطق مختلف و WU اثرات جزء خطای مناطق مختلف است. تقسیم‌بندی مدل‌های مختلف فضایی در نمودار (۱) خلاصه‌شده است:

1. Elhorst
2. Rook contiguity
3. Row. Stochastic
4. Vega & Elhorst

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۱: مقایسه انواع حالت‌های تصریح رگرسیون فضایی برای داده‌های مقطعی

منبع: وگا و الهورست (۲۰۱۳)

یکی از سؤالات اساسی مطرح در قالب اقتصادسنجی فضایی این است که آیا رگرسیون فضایی توصیف مناسب‌تری نسبت به روش OLS ارائه می‌کند و اینکه کدام حالت از معادله رگرسیون فضای مناسب‌تر است. یکی از آزمون‌های معمول، آزمون نسبت درستنمائی (LR)[1] است که بر اساس مقدار لگاریتم درستنمائی معادلات رگرسیون انجام می‌شود:

$$LR=-2\left[LogL_{res}-LogL_{unr}\right] \qquad (۱۶)$$

که در آن $LogL_{res}$ لگاریتم درستنمایی معادله مقیّد و $LogL_{unr}$ لگاریتم درستنمایی معادله غیرمقیّد است. این آماره دارای توزیع کای دو با درجه آزادی تعداد قیدهاست. فرض صفر دال بر صحت معادله مقیّد است.

1. likelihood ratio

www.SID.ir

Archive of SID

۵-۲. ضریب موران[1]

برای اطمینان از لزوم استفاده از اقتصادسنجی فضایی، از ضریب موران استفاده شده است که به شرح زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد(تسای[2]، ۲۰۰۵: ۱۴۶):

$$I = \frac{N\sum_{i=1}^{N}\sum_{i=1}^{N}W_{ij}(X_i-\bar{X})(X_J-\bar{X})}{(\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}W_{ij})(X_i-\bar{X})^2} \qquad (۱۷)$$

که در آن N تعداد استان‌ها، X_i, X_j مقدار متغیر برای مناطق i, j، $\bar{X}$ میانگین متغیر و W_{ij} ضریب همسایگی دو منطقه است. این ضریب برای دو استان همسایه یک و غیرهمسایه صفر است. این ضریب اغلب بین ۱-تا ۱+ قرار دارد هرچند ممکن است در حالت‌های حدی خارج از این بازه قرار گیرد(آربیا، ۲۰۱۴: ۲)[3]. واریانس ضریب موران نیز به شرح زیر است:

$$V(I) = \frac{N\left[(N^2-3N+3)S_1 - N\,S_2 + 3S_0^{\,2}\right] - K\left[N(N-1)S_1 - 2NS_2 + 6S_0^{\,2}\right]}{(N-1)(N-2)(N-3)S_0^{\,2}} - \frac{1}{(N-1)^2} \qquad (۱۸)$$

که در آن داریم:

$$S_0 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}W_{ij}, S_0 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}(W_{ij}+W_{ji})^2 = 2S_0 (FOR \quad SYMETRIC \quad W)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}(\sum W_{ij} + \sum W_{ji})^2, \quad K = \frac{\left[\sum_{i=1}^{N}\frac{(X_i-\bar{X})^4}{N}\right]}{\left[\sum_{i=1}^{N}\frac{(X_i-\bar{X})^2}{N}\right]^2} \qquad (۱۹)$$

در آزمون معنی‌داری ضریب موران تحت فرض صفر، امید ریاضی ضریب موران $\frac{-1}{N-1}$ خواهد بود. آماره محاسباتی نیز به‌صورت $Z = \frac{\hat{I} - E(I)}{SE(I)}$ محاسبه می‌شود. مقایسه مقدار محاسباتی با کمیت بحرانی، می‌تواند وجود وابستگی فضایی را مشخص کند.

1. Moran
2. Tsai
3. Arabia

www.SID.ir

Archive of SID

۵-۳. مدل تحقیق

حالت عمومی که شامل همه موارد وابستگی فضایی است، برای معادله هم‌گرائی تحقیق به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + WX\theta + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (۲۰)$$

که در آن $G = \frac{1}{T}\log(\frac{gdppc_{it}}{gdppc_{i,t-T}})$ و X^{TR} شامل شاخص جرم (CR)، سرمایه انسانی (HU)، امید به زندگی (LE) و فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) است. پنج معادله به‌صورت زیر مورد محاسبه قرار خواهد گرفت:

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (۲۱)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (۲۲)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + \theta_1 WHU + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (۲۳)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + \theta_1 WICT + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (۲۴)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + \theta_1 WLE + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (۲۵)$$

تخمین معادلات فضای به روش‌های حداکثر درستنمایی، شبه حداکثر درستنمایی، متغیرهای ابزاری و GMM انجام می‌شود. در این تحقیق تخمین معادلات به روش حداکثر درستنمایی انجام خواهد شد. تخمین مدل‌هایی فضایی به روش حداقل مربعات منجر به تخمین‌های ناسازگاری از پارامترهای رگرسیون می‌شود؛ اما تخمین حداکثر درستنمائی برای این مدل‌ها سازگار است(لی[1]، ۲۰۰۴: ۱۰۸).

۶. نتایج پژوهش

با توجه به وجود جزء مکانی داده‌ها، امکان بروز همبستگی فضائی وجود دارد. این همبستگی می‌تواند به اشکال مختلف در معادله رگرسیون فضایی گنجانده شود. با توجه به اینکه متغیر وابسته در تمامی

1. Lee

www.SID.ir

Archive of SID

معادلات رگرسیونی تحقیق یکسان است، با استفاده از آزمون ضریب موران وجود همبستگی فضایی را در متغیر وابسته مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج آزمون موران برای همبستگی فضایی در متغیر وابسته نشان می‌دهد که همبستگی فضایی در مورد متغیر وابسته در سطح اطمینان ۹۰ درصد صادق است:

جدول ۱: آزمون ضریب موران

ضریب موران	امید ریاضی	واریانس	آماره محاسباتی
-۰/۱۶۸۲	-۰/۰۳۷۰۴	۰/۰۷۹۲۸۳	-۱/۶۵۴۳۸

منبع: محاسبات تحقیق

بنابراین از بین حالت‌های مختلف فضایی، حالت‌هایی که دارای وابستگی فضایی در متغیر وابسته (GNS،SAC،SDM،SAR) هستند در ادامه ابتدا رگرسیون‌های فضایی را با نتایج رگرسیون غیرفضایی (OLS) مقایسه و با استفاده از آزمون LR برتری نتایج رگرسیون فضایی را برای داده‌های تحقیق نشان می‌دهیم و سپس از بین حالت‌های مختلف تصریحی از رگرسیون فضایی، با استفاده از آزمون LR مناسب‌ترین انتخاب خواهد شد. نتایج مقایسه رگرسیون‌های فضایی را با نتایج رگرسیون غیرفضایی به‌صورت جدول (۲) است:

جدول ۲: مقایسه انواع رگرسیون فضایی با تخمین غیرفضایی

		SAR	SDM	SAC	GNS	OLS
	لگاریتم درستنمایی	۱۱۰./۹۳	۱۱۲/۶۴	۱۱۰/۹۴	۱۱۴/۹۷	۹۹
معادله ۱	LR stat.	۹/۸۶	۲۷/۲۸	۲۳/۸۸	۳۱/۹۴	
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)[۱]	۶/۶۳۵	۹/۲۱	۹/۲۱	۱۱/۳۴۵	
	لگاریتم درستنمایی	۱۱۱/۸۴	۱۱۵/۴۲	۱۱۱/۸۶	۱۱۴/۵۷	۱۰۰/۲۶
معادله ۲	LR stat.	۲۳/۱۶	۳۰./۳۲	۲۳/۲	۲۸/۶۲	
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۱۱/۳۴۵	۹/۲۱	۱۳/۲۷۷	
	لگاریتم درستنمایی	۱۱۵/۲	۱۱۹/۲۷	۱۱۵/۲۲	۱۱۸/۵۴	۱۰۳/۱۶
معادله ۳	LR stat.	۰۸۲۴	۳۲/۲۲	۲۴/۱۲	۳۰/۷۶	
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۱۳/۲۷۷	۹/۲۱	۱۴/۸۶	
	لگاریتم درستنمایی	۱۱۵/۲۱	۱۱۹/۲۴	۱۱۵/۲۴	۱۱۹/۶۲	۱۰۴/۶۰
معادله ۴	LR stat.	۲۱/۲۲	۲۹/۲۸	۲۱/۲۸	۳۰/۰۴	
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۱۳/۲۷۷	۹/۲۱	۱۴/۸۶	
	لگاریتم درستنمایی	۱۱۴/۵۲۹	۱۱۷/۲۹	۱۱۴/۵۳۱	۱۱۸/۶۸	۱۰۲/۶۹
معادله ۵	LR stat.	۲۳/۶۷۸	۲۹/۲	۲۳/۶۸۲	۳۱/۹۸	
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۱۳/۲۷۷	۹/۲۱	۱۴/۸۶	

منبع: یافته‌های تحقیق (خروجی نرم‌افزار MATLAB)

۱. مقادیر بحرانی برابر تعداد قیدی است که لازم است بر معادله فضایی اعمال شود تا به‌صورت غیرفضایی تبدیل شود.

www.SID.ir

Archive of SID

فرض صفر دال بر صفر بودن ضرایب فضایی (معادله مقید) است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار محاسبه شده نسبت درستنمائی در ناحیه رد قرار می‌گیرد و مدل OLS در مقایسه با حالت‌های مختلف تصریح رگرسیون فضایی رد می‌شود. برای انتخاب صحیح از بین حالت‌های مختلف لحاظ وابستگی فضایی، آزمون LR انجام شده است که نتایج به‌صورت جدول (۳) حاصل شده است:

جدول ۳: انتخاب نحوه وارد کردن ناهمسانی فضایی در انواع حالت‌های تصریح رگرسیون هم‌گرائی[1]

		معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۴	معادله ۵
SAR با SDM	LR stat.	۳/۴۲	۷/۱۶	۸/۱۴	۸/۰۶	۵/۵۵۲
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۹/۲۱	۱۱/۳۴۶	۱۱/۳۴۶	۱۱/۳۴۶
SAR با SAC	LR stat.	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۰۴
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵
SAR با GNS	LR stat.	۸/۰۸	۵/۴۶	۶/۶۸	۸/۸۲	۸/۳۰۲
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۹/۲۱	۱۱/۳۴۶	۱۳/۲۷۷	۱۳/۲۷۷	۱۳/۲۷۷

منبع: یافته‌های تحقیق (خروجی نرم‌افزار MATLAB)

نتایج نشان می‌دهد که در سطح ۹۹ درصد اطمینان روش SAR برای تمامی معادلات، انتخاب مناسبی است. ذکر این نکته نیز لازم است که ضرایب فضایی برای جزء خطا و متغیرهای توضیحی در اغلب موارد بی‌معنی به‌دست‌آمده بود. بر همین اساس حالت‌های مختلف تصریح از معادله هم‌گرائی به استفاده از روش SAR انجام‌شده است. نتایج حاصل از برآورد معادله هم‌گرائی شرطی بتا با استفاده از بسته نرم‌افزاری MATLAB برای بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ به‌صورت جدول (۱) حاصل‌شده است.

۱. موارد دیگری از مقایسات را نیز می‌توان انجام داد اما به‌دلیل اینکه در هر معادله مقایسه SAR با سایر مدل‌ها، مدل SAR مناسب تشخیص داده شده است، نتیجه تغییری نخواهد کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴: هم‌گرائی شرطی بتا

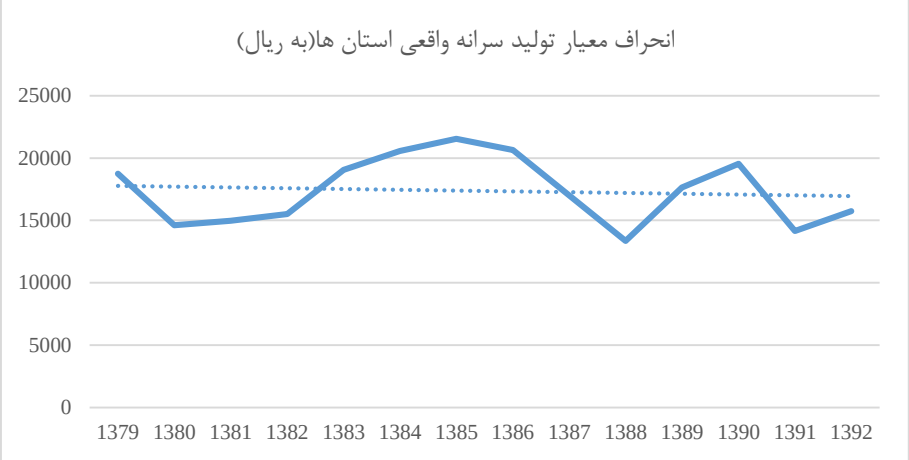
α	$\log(gdppc_{i,t-T})$	CR	HU	ICT	LE	ρ	β	$\bar{R}^2$
۰/۱۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۱ (۰/۰۰۰)	–	–	–	–	−۰/۵۴ (۰/۰۲)	۰/۰۲۴۷	۰/۴۵
۰/۰۸ (۰/۰۰۹)	−۰/۰۱۷ (۰/۰۰۲)	۰/۰۱۶ (۰/۱۷)	–	–	–	−۰/۵ (۰/۰۳)	۰/۰۱۹۹	۰/۴۶
۰/۰۸۴ (۰/۰۰۱)	−۰/۰۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۷ (۰/۰۸)	۰/۲۷ (۰/۰۰۶)	–	–	−۰/۵۲ (۰/۰۱)	۰/۰۲۴۷	۰/۵۶
۰/۰۸۵ (۰/۰۰۱)	−۰/۰۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۱ (۰/۲۳)	–	۰/۰۷۲ (۰/۰۰۰)	–	−۰/۴۹ (۰/۰۱۷)	۰/۰۲۴۷	۰/۵۶
۰/۰۰۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۶۴ (۰/۵۴)	–	–	۰/۰۰۲ (۰/۰۱۵)	−۰/۵۰ (۰/۰۲)	۰/۰۲۸۹	۰/۵۲

اعداد داخل پرانتز، احتمال مربوطه آزمون معنی‌داری هر یک از ضرایب است.
منبع: یافته‌های تحقیق (خروجی نرم‌افزار MATLAB)

حالت‌های مختلف تصریح از معادله هم‌گرائی، ضریب متغیر وابستگی فضائی منفی و معنی‌دار است. این ضریب نشان‌دهنده متوسط تأثیر همسایگی است(لسیج، ۱۹۹۸: ۱۲). علامت منفی برای ضریب وابستگی فضائی نشان از آن دارد که متوسط رشد استان‌های همسایه بر رشد یک استان تأثیر منفی دارد. به بیانی دیگر، تمرکز قدرت اقتصادی برای رشد در یک منطقه، باعث کاهش قدرت رشد در مناطق مجاور می‌شود. این نوع از توزیع فضائی را، توزیع شطرنجی می‌نامند(تسای، ۲۰۰۵: ۱۴۶). معنی‌داری ضریب تولید سرانه سال ۷۹ مؤید آن است که وجود هم‌گرائی تولید سرانه بین استان‌ها در تمامی حالت‌های تصریح معادله هم‌گرائی برقرار است. به عبارتی هرچه تولید سرانه اولیه کمتر بوده است، متوسط نرخ رشد بیشتر بوده است. در هر دوره نیز حداقل ۲ درصد از انحراف تولید سرانه جبران می‌شود. بررسی هم‌گرائی سیگما (انحراف معیار تولید سرانه واقعی استان‌ها) نیز مؤید این موضوع است که در نمودار (۱) نشان داده شده است:

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار (۱) انحراف معیار تولید سرانه واقعی استان‌ها

منبع: محاسبات تحقیق

ضرایب متغیرهای نشان‌دهنده تفاوت بین استان‌ها نیز در تمامی موارد تصریح در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار است. استان‌هایی که از سطح بالای فاوا، بهداشت و سرمایه انسانی بیشتری برخوردار بوده‌اند، متوسط رشد بیشتری را تجربه کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده تأثیر منفی شاخص جرم بر متوسط رشد بوده است اما این تأثیر به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که میزان جرم‌خیزی نمی‌تواند دلیلی برای تفاوت سرعت رشد باشد و امنیت استان‌ها در فرآیند رشد تولید سرانه استان‌ها تأثیر معنی‌داری نداشته است. مقایسه نتایج به‌دست‌آمده برای هم‌گرائی نشان می‌دهد که برخلاف مطالعه رحمانی (۱۳۸۳)، وجود هم‌گرائی در سطح اطمینان بالایی مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مطالعه انامورادو و همکاران (۲۰۱۴) فقط جرم‌های مرتبط با مواد مخدر بر هم‌گرائی استان‌های مکزیک تأثیر معنی‌داری دارد. به‌طورمعمول یکی از ویژگی‌های معادلات هم‌گرائی، پایین بودن قدرت توضیح‌دهندگی معادلات است اما قدرت توضیح‌دهندگی معادلات برآورد شده در مقایسه با مطالعات داخلی و خارجی بسیار بالاتر است.

۷. نتیجه‌گیری

یکی از نیازهای اولیه برای شکل‌گیری فعالیت‌های اقتصادی، امنیت است. امنیت درآمد انتظاری و ریسک نوسانات درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. انتظار تئوریک بر این است که تراکم جرم، باعث انحراف منابع، افزایش هزینه‌های امنیت برای کسب‌وکار افزایش، کاهش، سطح سلامتی، افزایش تهدید علیه مالکیت خصوصی و کاهش درجه آزادی شـهروندی و به‌تبع آن کاهش عملکرد اقتصادی شود. در این تحقیق، بازدارندگی جرم‌خیزی در مسیر عملکرد اقتصادی برای استان‌های ایران طی دوره زمانی

www.SID.ir

Archive of SID

۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ در قالب هم‌گرایی مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به وجود جزء مکانی در داده‌های مورد استفاده، از اقتصادسنجی فضایی برای برآورد معادلات استفاده شد. نتایج آزمون موران نشان داده که همبستگی فضایی در متغیر وابسته برقرار است. بر همین اساس حالت‌هایی از معادلات رگرسیون فضایی مورد برآورد قرار گرفت که دارای همبستگی فضایی در متغیر وابسته هستند. نتایج نشان از ارجحیت برآورد معادلات فضایی بر مدل غیرفضایی دارد و از بین حالت‌های مختلف لحاظ همبستگی فضایی، مدل SAR به‌عنوان مدل مناسب تشخیص داده شد. نتایج نشان از برقراری فرض هم‌گرائی دارد و علامت منفی برای ضریب وابستگی فضائی متغیر وابسته نشان از آن دارد که تمرکز قدرت اقتصادی برای رشد در یک منطقه، باعث کاهش قدرت رشد در مناطق مجاور می‌شود (توزیع شطرنجی). عواملی مانند سطح برخورداری استان‌ها از فاوا، سطح سلامت و سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر متوسط رشد طی دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ داشته‌اند؛ اما تأثیر شاخص جرم که با استفاده از ۹ مورد از اشکال جرم گزارش‌شده توسط مرکز آمار و روش تاپسیس محاسبه شد، به لحاظ آماری بی‌معنی به‌دست آمد. نتایج تحقیق در زمره تحقیقاتی (بورنهام و همکاران، ۲۰۰۴؛ ماآوری و کامرسی، ۲۰۰۷؛ چاترجی و ری، ۲۰۰۹؛ گولاس و زِرویانی، ۲۰۱۳) قرار می‌گیرد که تأثیر منفی جرم بر رشد را مورد تایید قرار نداده‌اند. این عدم معنی‌داری می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد:

- موارد در نظر گرفته‌شده برای شاخص امنیت یا جرم نتوانسته است ابعاد کامل امنیت را تبیین کند. مواردی مانند قاچاق مواد مخدر، تنازعات مرزی و اختلافات قومیتی می‌تواند ازجمله موارد امنیتی باشد که می‌توان بر حرکت مناطق به سمت تعادل بلندمدت و هم‌گرائی تأثیر منفی داشته باشد.
- سیاست‌های اتخاذشده توسط دولت برای مناطق به نحوی بوده است که اثرات منفی اشکال مختلف جرم بر رشد را کاهش داده است. به عبارتی جهت‌دهی سیاست‌های دولت متناسب با امنیت مناطق نبوده است. به عبارتی تخصیص بودجه دولتی برای مناطق با امنیت بالا بیشتر از مناطق با جرم بالا نبوده است.
- دلیل احتمالی دیگر این موضوع می‌تواند این باشد که عوامل دیگر مؤثر بر متوسط رشد استان‌ها بر جرم‌خیزی اولویت دارند و یا میزان جرم (در قالب ۹ جرم در نظر گرفته‌شده) به سطحی بحرانی نرسیده است که بتواند تأثیر بسیار قوی بر روند هم‌گرائی داشته است که این موضوع می‌تواند ناشی از اقدامات پیشگیرانه امنیتی، فرهنگ و اعتقادات مذهبی باشد. محتمل است که نتایج تحت تأثیر جامعه آماری انتخاب شده قرار داشته باشد. به‌طوری‌که احتمال تأیید رابطه منفی جرم و عملکرد اقتصادی در کشورهایی با سطح جرم‌خیزی بالا بیشتر خواهد بود. به عبارتی، وجود یک سطح آستانه‌ای برای تأثیر جرم بر رشد اقتصادی (به‌صورت کلی عملکرد اقتصادی) محتمل است.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

اکبری، نعمت‌الله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). «بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)»، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۱۳، ۱-۱۴.

بهبودی؛ داود، فلاحی؛ فیروز و شیبائی، امینه(۱۳۹۱). «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی». فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران، ۱(۳)، ۵۷-۸۰.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ منتظری شورکچالی، جلال و تاتار، موسی (۱۳۹۲). «امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران، مدل رگرسیون انتقال ملایم». پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۴(۱۳)، ۱۱۷-۱۲۸.

پورملک، فرشاد؛ ابوالحسنی، فرید؛ تقوی، محسن؛ محمد، کاظم؛ مجدزاده، رضا؛ هولاکویی، کوروش و فتوحی، اکبر (۱۳۸۶). «برآورد امید زندگی مردم ایران به روش مستقیم در سال ۱۳۸۲»، مجله دانشگاه علوم پزشکی اراک (ره‌آورد دانش)، دوره ۱۰، شماره ۱(پیاپی ۳۸)، ۱۸-۳۰.

خلیلی عراقی، سیدمنصور و مسعودی، ناهید (۱۳۸۵). «تئوری همگرایی و جایگاه ایران»، جستارهای اقتصادی، ۳(۶)، ۸۱-۱۱۰.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). «رشد اقتصادی و روند همگرایی استان‌ها»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۶، ۱۵۵-۱۸۰.

رحمانی، تیمور و حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). «اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران». تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲(۵)، ۱-۱۹.

عسگری، علی و اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸۰). «روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد»، مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، ۱۲(۲-۱)، ۹۳-۱۲۲.

فروغی‌پور، الهام (۱۳۸۵). «بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک (آزمون فرضیه سولو و سوان) ۲۰۰۴-۱۹۷۰»، پژوهشنامه بازرگانی، ۱۰(۳۹)، ۱۳۵-۱۵۶.

فلاحی، فیروز؛ سلمانی، بهزاد و کیانی، سیمین (۱۳۹۱). «بررسی همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی»، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۱۲(۴)، ۱۷۱-۱۹۴.

کمیجانی، اکبر و محمودزاده، محمود (۱۳۸۷). «نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی در ایران (رهیافت حسابداری رشد)». پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۲ (پیاپی ۲۹)، ۷۵-۱۰۷.

کمیجانی، اکبر و محمودزاده، محمود (۱۳۸۷). "اثرات زیرساخت، کاربری و سرریز فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه". پژوهشنامه بازرگانی، دوره ۱۳(۴۹)، ۳۱-۷۳.

لیسیج، جیمز (۱۹۹۲). نظریه و تکنیک‌های اقتصادسنجی فضائی در نرم‌افزار متلب، ترجمه سیدعبدالمجید جلائی اسفندآبادی، آرش جمشیدنژاد و فاطمه طالقانی، تهران: انتشارات نور علم.

لیسیج، جیمز (۱۹۹۲). مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی فضایی، ترجمه سید مجید جلائی اسفند آبادی و آرش جمشید نژاد، تهران: انتشارات نور علم.

یاوری، آرش (۱۳۸۷). "بررسی همگرایی سطح رفاه استان‌های کشور بر اساس مصرف سرانه"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید چمران اهواز.

Acemoglu, D. (2009). Introduction to Modern Economic Growth. New Jersey, Princeton University Press.

www.SID.ir

Archive of SID

Anderson, D. A. (1999). "The aggregate burden of crime". The Journal of Law and Economics, 42(2), 611-642.

Andreano. M. S.; Laureti, L. and Postiglione, P. (2013). "Economic growth in MENA countries: Is there convergence of per-capita GDPs?". Journal of Policy Modeling, 35, 669-683.

Arbia, G. (2014). A Primer for Spatial Econometrics with Applications in R. Palgrave Macmillan, New York.

Barro, R. J. and Lee, J. W. (1993). "International comparisons of educational attainment". Journal of monetary economics, 32(3), 363-394.

Baumol, William J. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. The American Economic Review, 76(5), 1072-1085.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In The Economic Dimensions of Crime (pp. 13-68). Palgrave Macmillan UK.

Becker, G. S. (1975). Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. In Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, Second Edition, NBER.

Benos, N. and Karagiannis, S. (2016). Do education quality and spillovers matter? Evidence on human capital and productivity in Greece. Economic Modelling, 54, 563-573.

Brand, S. and Price, R. (2000). The Economic and Social Costs of Crime. Home Office Research Study 217. London: Research. Development and Statistics Directorate, Home Office.

Buonanno, P.; Montolio, D. and Vanin, P. (2009). "Does social capital reduce crime?". Journal of Law and Economics, 52(1), 145-170.

Burnham, R.; Feinberg, R. and Husted, T.A. (2004). Central City Crime and Suburban Economic Growth. Applied Economics, 36, 917-922.

Càrdenas, M. (2007). Economic Growth in Columbia: A Reversal of Fortune? Ensayos Sobre Poltíica Económica, 25, 220-259.

Cardona, M.; Kretschmer, T. and Strobel, T. (2013). ICT and productivity: conclusions from the empirical literature. Information Economics and Policy, 25(3), 109-125.

Chatterjee, I. and Ray, R. (2009). Crime, corruption and institutions. Monash University, Department of Economics Discussion Paper, 20(09).

Chen, S. W. (2009). "Investigating causality among unemployment, income and crime in Taiwan: Evidence from the bounds 0test approach". Journal of Chinese Economics and Business Studies, 7, 115-125.

Chu, N.; Oxley, L. and Carlaw, K. (2005). ICT and causality in the New Zealand economy. In Proceedings of the 2005 international conference on simulation and modelling.

Costantini, M and Lupi, C (2005). Stochastic convergence among European economies. Economics Bulletin, 3(38), 1-17.

Cunado, J. (2011). "Structural breaks and real convergence in OPEC countries". Journal of Applied Economics, 14(1), 101-117.

Czabanski, J. (2008). Estimates of cost of crime: history, methodologies, and implications. Springer Science & Business Media.

www.SID.ir

Archive of SID

De Long, B. (1988). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. The American Economic Review, 78(5), 1138-1154.

Dedrick, J.; Gurbaxani, V. and Kraemer, K. L. (2003). Information technology and economic performance: A critical review of the empirical evidence. ACM Computing Surveys (CSUR), 35(1), 1-28.

Detotto, C. and M. Pulina (2013) .Does more crime mean fewer jobs and less economic growth? European Journal of Law and Economics, 36: 183–207.

Detotto, C. and Otranto, E. (2010). Does crime affect economic growth?.Kyklos, 63(3), 330-345.

Detotto, C. and Otranto, E. (2012). "Cycles in crime and economy: leading, lagging and coincident behaviors". Journal of Quantitative Criminology, 28(2), 295-317.

Detotto, C. and Pulina, M. (2009). Does Crime Mean Fewer Jobs? An ARDL Model. CRENoS Working Paper No. 5.

Detotto, C. and Vannini, M. (2010). Counting the cost of crime in Italy. Global Crime, 11(4), 421-435.

Doppelhofer, G. and Miller, R. I. (2004). Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. The American Economic Review, 94(4), 813-835.Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G. and Miller, R. I. (2004). Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. American economic review, 813-835.

Dreger, C. and Rahmani, T. (2011). Income convergence in Iranian regions. In Empirische Regionalforschung heute (pp. 179-194). Gabler.

Dutta, A. (2001). Telecommunications and economic activity: An analysis of Granger causality. Journal of Management Information Systems, 17(4), 71-95.

Dvorokova, K. (2014).Sigma Versus Beta-Convergence in EU28: Do They Lead to Different Results?. WSEAS Transactions on Business and Economics, 11, 314-321.

Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. Journal of political Economy, 81(3), 521-565.

Elhorst, J. P. (2014). Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data. In Spatial Econometrics (pp. 5-36). Springer Berlin Heidelberg.

Enamorado, T.; López-Calva, L. F. and Rodríguez-Castelán, C. (2014). Crime and growth convergence: Evidence from Mexico. Economics Letters, 125(1), 9-13.

Fuchs, V. R. (1966). The contribution of health services to the American economy. The Milbank Memorial Fund Quarterly, 44(4), 65-103.

Gaibulloev, K. and Sandler, T. (2008). Growth consequences of terrorism in Western Europe. Kyklos, 61(3), 411-424.

Ghosh, M.; Ghoshray, A. and Malki, I. (2013). Regional divergence and club convergence in India. Economic Modelling, 30, 733-742.

Goulas, E. and Zervoyianni, A. (2013). Economic growth and crime: does uncertainty matter?. Applied Economics Letters, 20(5), 420-427.

Ishida, H. (2015). The effect of ICT development on economic growth and energy consumption in Japan. Telematics and Informatics, 32(1), 79-88.

Islam, N. (2003). "What have we learnt from the convergence debate?". Journal of Economic Surveys, 17, 309-362.

www.SID.ir

Archive of SID

Jahanshahloo, G. R.; Lotfi, F. H. and Izadikhah, M. (2006). Extension of the TOPSIS method for decision-making problems with fuzzy data. Applied Mathematics and Computation, 181(2), 1544-1551.

Kandakoglu, A.; Celik, M. and Akgun, I. (2009). A multi-methodological approach for shipping registry selection in maritime transportation industry. Mathematical and Computer Modelling, 49(3), 586-597.

Lee, L. F. (2004). Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models. Econometrica, 72(6), 1899-1925.

Madden, G. and Savage, S. J. (1998). CEE telecommunications investment and economic growth. Information Economics and Policy, 10(2), 173-195.

Mankiw, N. G.; Romer, D. and Weil, D. N. (1990). A contribution to the empirics of economic growth (No. w3541). National Bureau of Economic Research.

Mauro, L. and Carmeci, G. (2007). A poverty trap of crime and unemployment. Review of Development Economics, 11, 450-462.

Neanidis, K. C. and Papadopoulou, V. (2013). Crime, fertility, and economic growth: Theory and evidence". Journal of Economic Behavior & Organization, 91, 101-121.

Opricovic, S. and Tzeng, G. H. (2004). Compromise solution by MCDM methods: A comparative analysis of VIKOR and TOPSISC. European journal of operational research, 156(2), 445-455.

Peri, G. (2004). Socio-Cultural Variables and Economic Success: Evidence from Italian Provinces 1951-1991". The B.E. Journal of Macroeconomics, 4, 1-34.

Powell, B., Manish, G. P., Nair, M. (2010). "Corruption, crime and economic growth. Handbook on the Economics of Crime, 328.

Rebelo, S. T. (1990). Long run policy analysis and long run growth (No. w3325). National Bureau of Economic Research.

Rey, S. J. and Montiuri, B.D. (1997). US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective. Regional Studies, 33(2), 143-156.

Romer, P. M. (1986). "Increasing returns and long-run growth". The journal of political economy, 1002-1037.

Shih, H. S.; Shyur, H. J. and Lee, E. S. (2007). An extension of TOPSIS for group decision making. Mathematical and Computer Modelling, 45(7), 801-813.

Shiu, A. and Lam, P. L. (2008). Causal relationship between telecommunications and economic growth in China and its regions. Regional Studies, 42(5), 705-718.

Simionescu, M. (2014). Testing the Convergence Hypothesis in the European Union. Global Economic 2(1), 222-229.

Stone, C. (2006). Crime, justice, and growth in South Africa: Toward a plausible contribution from criminal justice to economic growth. John F. Kennedy School of Government Working Paper No. RWP06-038.

Suhrcke, M.; McKee, M.; Mortensen, J.; Arce, R. S. and Tsolova, S. (2005).The contribution of health to the economy in the European Union. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.

Tsai, Y. H. (2005). Quantifying urban form: compactness versus' sprawl'. Urban studies, 42(1), 141-161.

www.SID.ir

Archive of SID

Vega, S. H. and Elhorst, J. P. (2013, February). On spatial econometric models, spillover effects, and W. In 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy.

Völlmecke, D.; Jindra, B. and Marek, P. (2016). FDI, human capital and income convergence-Evidence for European regions. Economic Systems.

www.SID.ir

Archive of SID

Crime and convergence of per capita GDP: spatial econometric analysis

Seyed aziz arman[1]

Hasan farazmand[2]

Hosein Moltafet[3]

Vahid kafili[4]

Abstract

One of the theoretical results of Solow-Swan neoclassical growth model is the convergence of per capita GDP in different regions. Conditional convergence model, in addition to the initial per capita GDP, concerns other variables that can affect long-term growth in areas under consideration. This study is to examine the disincentive role of crime in the establishment of the convergence of real per capita GDP among Iranian provinces (1379 to 1392). Conditional beta convergence and spatial econometric used to check integration. Crime index is calculated using TOPSIS method. The results show that the convergence of growth, though slow, is established. Crime index has negative and non-significant impact on the integration. ICT and human capital variables (education and health) have a positive impact on the province's average growth. Also negative sign for the spatial coefficient of dependent variable show that the concentration of economic power in one area for growth, reduces the power generated growth in adjacent areas.

Key words: Convergence, Crime, Spatial econometrics

JEL Classification: O47 ،K19،C21

1 -Associate Professor -Department of Economics -Shahid Chamran University of Ahwaz- Corresponding Author- (saarman2@yahoo.com)
2 - Associate Professor -Department of Economics -Shahid Chamran University of Ahwaz (saarman2@yahoo.com)
3 - Assistant Professor -Department of Sociology- Shahid Chamran University of Ahwaz(moltafet_h@scu.ac.ir)
4 - PhD student in Economics- Shahid Chamran University of Ahwaz (Ayhan_vahid01@yahoo.com)

www.SID.ir