

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

سید عزیز آرمن^{۱*}

حسن فرازمنند^۲

حسین ملتفت^۳

وحید کفیلی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۲۱

چکیده

یکی از نتایج الگوی رشد نئوکلاسیک سولو-سوان، هم‌گرایی در تولید سرانه مناطق مختلف است. حالت شرطی هم‌گرایی، علاوه بر 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 هم‌گرایی تولید سرانه واقعی را بین استان‌های ایران (۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲) مورد بررسی قرار داده است. از هم‌گرایی شرطی بتا و اقتصادسنجی فضایی برای بررسی هم‌گرایی استفاده شده است. شاخص جرم استان‌ها با استفاده از روش تاپسیس محاسبه شده است و برای تخمین معادلات همگرایی از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هم‌گرایی رشد برای استان‌های کشور، هرچند با سرعت کم، برقرار است. شاخص جرم تأثیر منفی اما غیرمعنی‌داری بر روند هم‌گرایی 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 فضایی متغیر وابسته نشان از آن دارد که تمرکز قدرت اقتصادی برای رشد در یک منطقه، باعث کاهش قدرت رشد در مناطق مجاور می‌شود.

کلیدواژه‌ها: هم‌گرایی، جرم، اقتصادسنجی فضایی.

طبقه‌بندی JEL: O47, K19, C21.

Email: saarman2@yahoo.com

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (*نویسنده مسئول)

Email: hfrazmad@scu.ac.ir

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

Email: moltafet_h@scu.ac.ir

۳. استادیار گروه جامعه‌شناسی دانشگاه شهید چمران اهواز

Email: Ayhan_vahid01@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

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

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 هم‌گرایی و یا واگرایی بین مناطق یک کشور مورد آزمون قرار داد. مفهوم هم‌گرایی با طرح مدل رشد نئوکلاسیکی سولو^۱ وارد ادبیات اقتصادی شد. یکی از دلالت‌های مدل رشد سولو، هم‌گرایی تولید سرانه بین مناطق در گذر زمان بوده است. به طوری که 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، هم‌گرایی از نوع غیرشرطی (مطلق)^۲ خواهد بود اما هم‌گرایی شرطی^۳ قائل به تفاوت پارامترهای رشد بین مناطق است که با توجه به واقعیت‌های آشکار شده، 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 هنجارهای رسمی جامعه است و جامعه به آن پاسخ کیفری 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^۴، 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 مالکیت و کاهش درجه آزادی شهروندی و به تبع آن کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی می‌شود (انامورادو و همکاران^۵، ۲۰۱۴: ۹).

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

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

منطقه‌ای نادیده گرفته شده است (ری و مونتاری^۱، 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 هم‌گرایی 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 هم‌گرایی

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 مطرح شده نیز با توجه به توان توضیح تفاوت‌های ذکر شده سنجیده می‌شود. نقطه شروع تئوری‌های رشد در اغلب متون اقتصادی، تئوری رشد سولو-سوان^۲ است. رابرت سولو و ترور 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، هم‌گرایی 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^۳ (۱۹۸۶)، با تکیه بر داده‌های ۱۶ کشور صنعتی که آمار آن توسط مدیسون^۴ (۱۹۸۲) ارائه شده بود، مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاکی از همگرایی کامل داشت. دی لانگ^۵ (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 هم‌گرایی در برخی از مطالعات، اعتبار این فرضیه و تئوری‌های رشد نئوکلاسیک را مورد تردید قرار داده است. رومر^۶ (۱۹۸۶) و ربلو^۷ (۱۹۹۱) معتقدند که عدم هم‌گرایی 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

نئوکلاسیک رشد در رقابت با تئوری‌های رشد درون‌زاست؛ اما دلایل دیگری به‌جز آزمون اعتبار تئوری‌های رشد برای مطالعات تجربی هم‌گرائی وجود دارد (سالای مارتین، ۱۹۹۶: ۱۳۲۶). ارزیابی هم‌گرائی یک موضوع مقدماتی برای سیاست‌گذاران است (اسلام، ۲۰۰۳) 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^۳ (۱۹۹۲) و گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱)^۴ اقدام به بررسی عوامل ایجادکننده پیشرفت تکنولوژی کردند (کاردونا و همکاران^۵، ۲۰۱۳) یکی از جنبه‌های نوین بهبود تکنولوژی، برخورداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات است. فاوا در طرف عرضه اقتصاد در کنار عوامل مکمل به‌عنوان نهاد 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.*

بهره‌وری کل و رشد اقتصادی را به دنبال دارد(ددریک^۱ 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^۲، ۱۹۹۸؛ دوتا، ۲۰۰۱؛ چو^۳ و همکاران، ۲۰۰۵) و در برخی موارد مورد تردید قرار گرفته است(شیو و لام، ۲۰۰۸^۴ و ایشیدا، ۲۰۱۴^۵). 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، اتفاق نظر 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^۶ (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 دیپلوهوفر و همکاران^۸ (۲۰۰۴)، نرخ ثبت‌نام دوره متوسطه توسط منکیو^۹ و همکاران (۱۹۹۲)، فارغ‌التحصیلان دوره ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان توسط بنوس و کاراگیانیس^{۱۰} (۲۰۱۶)، فارغ‌التحصیلان دبیرستان توسط وولمک^{۱۱} و همکاران (۲۰۱۵) و متوسط سال‌های تحصیل برای بزرگسالان توسط بارو و لی^{۱۲} (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

(موشکین^۱، ۱۹۶۲؛ فوچس^۲، 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^۳، 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^۴، ۲۰۰۸: ۵). به‌عنوان مثال محاسبات انجام‌شده نشان از آن دارد که هزینه‌های جرم در ایالات‌متحده نزدیک ۱۲ درصد تولید داخلی (آندرسون^۵، ۱۹۹۹)، در ولز و انگلستان ۶/۵ درصد تولید داخلی (براند و پرایس^۶، ۲۰۰۰) و در ایتالیا ۲/۶ درصد تولید داخلی (دتوتو و وانینی^۷، 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^۸، ۲۰۱۰: ۳۳۰). از جمله 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 پاپادوپولو، 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^۹، 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.*

نوع دیگری از تقسیم‌بندی از هزینه‌های جرم را می‌توان به صورت اثرات اولیه و اثرات ثانویه تقسیم کرد. اثرات اولیه یا همان اثرات ناشی از خود جرم^۱ شامل از دست رفتن دارایی‌ها، آسیب‌های ناشی از جرم، هزینه‌های بهداشت و هزینه‌های روانی و عاطفی است (ژابانسکی، ۲۰۰۸: ۱۰). استون^۲ (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، هم‌گرایی به دلیل 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 یآوری (۱۳۸۷) می‌توان اشاره کرد که اغلب وجود هم‌گرایی (هرچند با سطوح مختلف) را تأیید می‌کنند. مطالعه رحمانی و حسن‌زاده (۱۳۹۰) تأثیر مثبت مهاجرت بر هم‌گرایی برای استان‌ها را تأیید می‌کند. از جمله مطالعات بین‌کشوری 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

مطالعه ایالت‌های هندوستان توسط غوش^۱ و همکاران (۲۰۱۳) نشان از واگرایی در بین ایالات این کشور به صورت کلی و به صورت 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^۲ و همکاران (۲۰۰۹) هم‌گرایی را برای استان‌های ایران مورد بررسی قرار داده و وجود هم‌گرایی 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 لویی^۳ (۲۰۰۵) بررسی همگرایی کشورهای اروپایی در طول دوره زمانی ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۳، کونادو^۴ (۲۰۱۱) همگرایی کشورهای عضو اوپک آندرینو^۵ و دیگران (۲۰۱۳) برای کشورهای حوزه منا، وروکووا^۶ (۲۰۱۴) بررسی همگرایی ۲۸ کشور اروپایی (۲۰۰۱ تا ۲۰۱۴) و سیمونسکو^۷ (۲۰۱۴) برای دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ (با تقسیم دوره مورد مطالعه به قبل از بحران مالی و بعد از بحران مالی برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا) از جمله تحقیقات بین کشوری انجام شده در خارج است. نتایج به‌دست‌آمده متفاوت بوده است و در برخی از مطالعات هم‌گرایی 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^۸، ۲۰۰۸: ۱۴۸). بکر به بررسی عوامل اقتصادی-اجتماعی شکل‌گیری جرم پرداخت. ارلیچ^۹ (۱۹۷۳) مدل ارائه‌شده توسط بکر را توسعه داد و نتایج تئوریک مدل ارائه شده را به صورت 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^{۱۰} (۲۰۰۴)، بورنهام^{۱۱} و همکاران (۲۰۰۴)، کاردناس^{۱۲} (۲۰۰۷)، مآوری و کارماسی^{۱۳} (۲۰۰۷)، گیبولو 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. Cárdenas
13. Mauro and Carmeci

ساندلر^۱ (۲۰۰۸)، چن^۲ (۲۰۰۹)، چاترجی و ری^۳ (۲۰۰۹) دتوتو و اوترانتو (۲۰۱۰)، دتوتو و اوترنتو^۴ (۲۰۱۲)، دتوتو و پولینا^۵ (۲۰۱۳) و گولاس و زرویانی^۶ (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 زرویانی، ۲۰۱۳؛ بورنهام و همکاران، ۲۰۰۴) و حتی غیرمعنی‌داری (چاترجی و ری، ۲۰۰۹؛ مآوری 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 هم‌گرایی 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:

$$Y(t) = F[K(t), A(t)L(t)] \quad (1)$$

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

$$y = A(t) \cdot f(k) \quad (2)$$

که در آن $f(k)$ تابع تولید با شرایط اینادا^۷ و $k = \frac{K}{AL}$ سرمایه سرانه نیروی کار مؤثر است. تعادل در الگوی سولو به‌صورت زیر است:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{sf(k(t))}{k(t)} - (\delta + g + n) \quad (3)$$

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

$$y = A(t) \cdot f(k) \rightarrow \frac{\dot{y}}{y} = g + \varepsilon_k(k(t)) \frac{\dot{k}}{k} \quad (۴)$$

$$\varepsilon_k = \frac{f'(k(t)) \cdot k(t)}{f(k(t))} \in (0,1)$$

با بسط مرتبه اول تیلور از رابطه تعادلی خواهیم داشت:

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

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

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

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

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

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

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

معادله فوق نشان می‌دهد که دو منبع رشد در الگوی سولو وجود دارد: رشد تکنولوژی (g) و هم‌گرایی (عجم اوغلو، ۲۰۰۹). هم‌گرایی، حرکت به سمت حالت پایدار^۱ است و سرعت هم‌گرایی با $(1 - \varepsilon_k(k^*))(g + n + \delta)$ اندازه‌گیری می‌شود. با یک تقریب گسسته (به لحاظ زمانی) می‌توان رابطه زیر را نوشت:

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

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

1. steady. state

نشده است و حالت پایدار، یکسان است^۱. اگر ویژگی‌های مناطق را در b^0 لحاظ کنیم، معادله به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$g_{i,t,t-1} = b_i^0 + b^0 \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

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:

$$g_{i,t,t-1} = X_{i,t}^T \beta + b^0 \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

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 (عجم‌وگلو، 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 به صورت $\tilde{y} = y \cdot \exp(u_{i,t})$ 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 ذکر شده را مرتفع می‌سازد:

$$\begin{aligned} \tilde{g}_{i,t,t-1} &= \log \tilde{y}_{i,t} - \log \tilde{y}_{i,t-1} + u_{i,t} - u_{i,t-1} = X_{i,t}^{TR} \beta + b^0 \log y_{i,t-1} - u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\ \Rightarrow \tilde{g}_{i,t,t-1} &= X_{i,t}^T \beta + b^0 \log \tilde{y}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

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

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-T}} \right) = \alpha - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \log(y_{i,t-T}) + X^{TR} \gamma + \varepsilon_i \quad (13)$$

داده‌ها

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

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{gdppc_{it}}{gdppc_{i,t-T}}\right) = \alpha - \frac{(1-e^{-\beta T})}{T} \log(gdppc_{i,t-T}) + X^{TR} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

که در آن $gdppc_{it}$ نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی (مستخرج از حساب‌های منطقه‌ای) در انتهای دوره (۱۳۹۲)، $gdppc_{i,t-T}$ تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی (مستخرج از حساب‌های منطقه‌ای) در ابتدای دوره (۱۳۷۹)، $\frac{1}{T} \log\left(\frac{gdppc_{it}}{gdppc_{i,t-T}}\right)$ متوسط رشد تولید سرانه واقعی استان‌ها، و X^{TR} بردار نشان‌دهنده ویژگی‌های خاص استان‌هاست. متغیرهای مختلفی می‌توانند به عنوان 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 به عنوان سطح توسعه آموزش استفاده شده 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 نشان‌دهنده 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 به دست آمده است.

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

برای بررسی تأثیر سطح جرم بر روند هم‌گرایی رشد استان‌های ایران، شاخص جرم‌خیزی با استفاده از روش تاپسیس^۱ که شناخته‌شده‌ترین روش برای حل مسائل تصمیم‌گیری چند معیاره است (کانداک اوغلو و همکاران^۲، ۲۰۰۹) مورد استفاده قرار گرفته است.^۳ بسط و گسترش روش تاپسیس برای حل مسائل تصمیم‌گیری چند معیاره توسط هووانگ و یون^۴ در سال ۱۹۸۱ انجام شد (جهانشاه لو و همکاران، ۲۰۰۶). در این روش برخلاف روش تاکسونومی 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 از جمله مزایای این روش هست (شیخ^۵، 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^۶، 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 به دست آمده بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده آن است که استان مورد نظر 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 هم‌گرایی از روش اقتصادسنجی فضایی 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 فضایی، نشان‌دهنده مشاهداتی هستند که نقاط یا مناطق آن‌ها به هم وابسته است (لسیج^۷، 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 گرفته شده برای محاسبه شاخص جرم با توجه به اشکال گزارش شده توسط مرکز آمار ایران (به نقل از نیروی انتظامی جمهوری اسلامی ایران). معاونت طرح و برنامه بودجه. اداره آمار شامل پرونده‌های تشکیل شده برای قتل عمد و غیرعمد، خودکشی، مجموع سرقت از اموال عمومی و دولتی، ضرب و جرح و صدمه، تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقوکشی و مسموم کردن عمدی است. موارد ذکر شده به صورت نسبی از جمعیت در محاسبه شاخص جرم استفاده شده است.

4. Hwang and Yoon

5. Shih

6. Opricovic & Tzeng

7. LeSage

میان مشاهدات و ۲) ناهمسانی فضایی در روابطی که ما مدل‌سازی می‌کنیم (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰: ۹۷-۶). وابستگی فضایی 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 فضایی 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^۱، ۲۰۱۴: ۱۰-۶). در این تحقیق از ماتریس مجاورت و مجاورت رخ مانند^۲ 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^۳ نامیده می‌شود (لسیچ، ۱۳۹۲: ۳۲).

تاکسونومی مدل‌های وابستگی فضایی خطی بر اساس سه شکل برهم‌کنش مناطق شکل گرفته است (وگا و اله‌ورست^۴، ۲۰۱۳ و اله‌ورست، ۲۰۱۴).

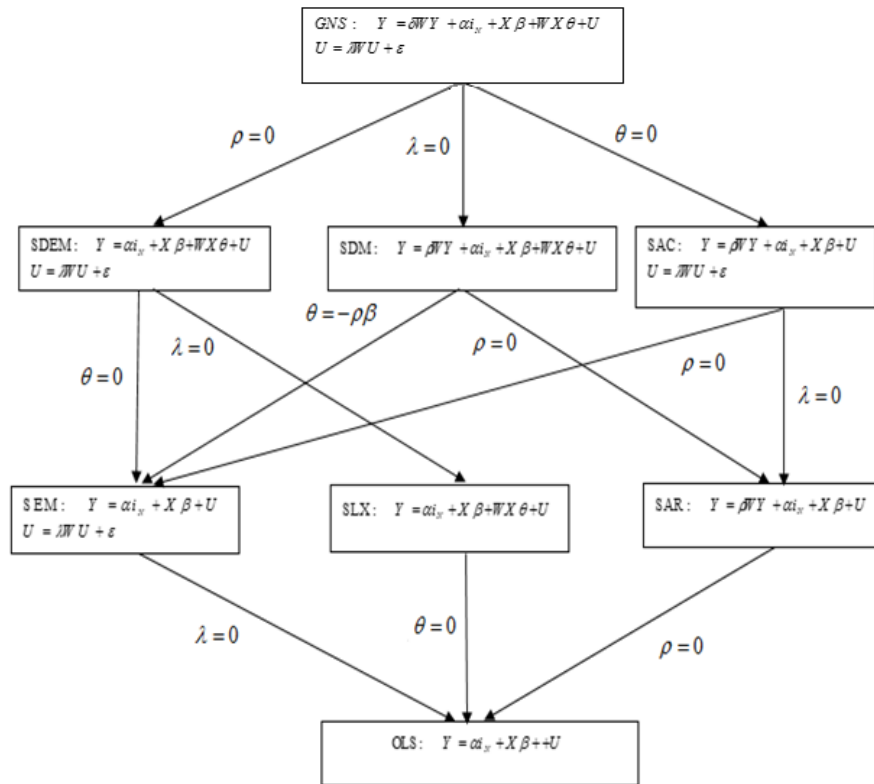
به‌طور کلی تأثیرات فضایی یک منطقه بر منطقه دیگر می‌تواند از طریق متغیر وابسته، متغیرهای مستقل، خطا و یا ترکیبی از آنها بروز پیدا کند. یک مدلی که تمامی این اثرات را شامل می‌شود به‌صورت زیر است:

$$Y = \rho WY + \alpha i_N + X\beta + WX\theta + U \quad (15)$$

$$U = \lambda WU + \varepsilon$$

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) خلاصه شده است:

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



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 فضایی مناسب‌تر است. یکی از آزمون‌های معمول، آزمون نسبت درستنمایی (LR) است که بر اساس مقدار لگاریتم درستنمایی معادلات رگرسیون انجام می‌شود:

$$LR = -2[\text{Log}L_{res} - \text{Log}L_{unr}] \quad (۱۶)$$

که در آن $\text{Log}L_{res}$ لگاریتم درستنمایی معادله مقید و $\text{Log}L_{unr}$ لگاریتم درستنمایی معادله غیرمقید است. این آماره دارای توزیع کای دو با درجه آزادی تعداد قیدهاست. فرض صفر دال بر صحت معادله مقید است.

۵-۲. ضریب موران^۱

برای اطمینان از لزوم استفاده از اقتصادسنجی فضایی، از ضریب موران استفاده شده است که به شرح زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد (تسای^۲، ۲۰۰۵: ۱۴۶):

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \right) (X_i - \bar{X})^2} \quad (17)$$

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 (آریبا، ۲۰۱۴: ۲).^۳ واریانس ضریب موران نیز به شرح زیر است:

$$V(I) = \frac{N \left[(N^2 - 3N + 3)S_1 - N S_2 + 3S_0^2 \right] - K \left[N(N-1)S_1 - 2NS_2 + 6S_0^2 \right]}{(N-1)(N-2)(N-3)S_0^2} - \frac{1}{(N-1)^2} \quad (18)$$

که در آن داریم:

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

$$S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (\sum W_{ij} + \sum W_{ji})^2, \quad K = \frac{\left[\sum_{i=1}^N \frac{(X_i - \bar{X})^4}{N} \right]}{\left[\sum_{i=1}^N \frac{(X_i - \bar{X})^2}{N} \right]^2} \quad (19)$$

در آزمون معنی‌داری ضریب موران تحت فرض صفر، امید ریاضی ضریب موران $\frac{-1}{N-1}$ خواهد

بود. آماره محاسباتی نیز به صورت $Z = \frac{\hat{I} - E(I)}{SE(I)}$ محاسبه می‌شود. مقایسه مقدار محاسباتی با

کمیت بحرانی، می‌تواند وجود وابستگی فضایی را مشخص کند.

1. Moran

2. Tsai

3. Arabia

۵-۳. مدل تحقیق

حالت عمومی که شامل همه موارد وابستگی فضایی است، برای معادله هم‌گرایی تحقیق به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + WX \theta + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (20)$$

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

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (21)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + \theta_2 WHU + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (23)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + \theta_2 WICT + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned} G &= \alpha + \rho WG - \eta \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \phi W \log(\text{gdppc}_{i,t-T}) + \theta_1 WCR + \theta_2 WLE + U_{it} \\ U &= \lambda WU + \varepsilon \end{aligned} \quad (25)$$

تخمین معادلات فضای به روش‌های حداکثر درستنمایی، شبه حداکثر درستنمایی، متغیرهای ابزار 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 درستنمایی برای این مدل‌ها سازگار است (لی، ۲۰۰۴: ۱۰۸).

۶. نتایج پژوهش

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

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 به صورت جدول (۲) است:

جدول ۲: مقایسه انواع رگرسیون فضایی با تخمین غیرفضایی

		SAR	SDM	SAC	GNS	OLS
	لگاریتم درستمایی	۱۱۰/۹۳	۱۱۲/۶۴	۱۱۰/۹۴	۱۱۴/۹۷	۹۹
معادله ۱	LR stat.	۹/۸۶	۲۷/۲۸	۲۳/۸۸	۳۱/۹۴	
	^۱ مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۹/۲۱	۹/۲۱	۱۱/۳۴۵	
	لگاریتم درستمایی	۱۱۱/۸۴	۱۱۵/۴۲	۱۱۱/۸۶	۱۱۴/۵۷	۱۰۰/۲۶
معادله ۲	LR stat.	۲۳/۱۶	۳۰/۳۲	۲۲/۲	۲۸/۶۲	
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۱۱/۳۴۵	۹/۲۱	۱۳/۲۷۷	
	لگاریتم درستمایی	۱۱۵/۲	۱۱۹/۲۷	۱۱۵/۲۲	۱۱۸/۵۴	۱۰۳/۱۶
معادله ۳	LR stat.	-۰.۸۲۴	۳۲/۲۲	۲۴/۱۲	۳۰/۷۶	
	مقدار بحرانی ($\alpha = 0.01$)	۶/۶۳۵	۱۳/۲۷۷	۹/۲۱	۱۴/۸۶	
	لگاریتم درستمایی	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 درستمایی	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 به صورت غیرفضایی تبدیل شود.

فرض صفر دال بر صفر بودن ضرایب فضایی (معادله مقید) است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار محاسبه شده نسبت درستمائی 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 به صورت جدول (۳) حاصل شده است:

جدول ۳: انتخاب نحوه وارد کردن ناهمسانی فضایی در انواع حالت‌های تصریح رگرسیون هم‌گرایی^۱

		معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۴	معادله ۵
با SAR	LR stat.	۳/۴۲	۷/۱۶	۸/۱۴	۸/۰۶	۵/۵۵۲
SDM	مقدار بحرانی ($\alpha=0.01$)	۶/۶۳۵	۹/۲۱	۱۱/۳۴۶	۱۱/۳۴۶	۱۱/۳۴۶
با SAR	LR stat.	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۰۴
SAC	مقدار بحرانی ($\alpha=0.01$)	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵	۶/۶۳۵
با SAR	LR stat.	۸/۰۸	۵/۴۶	۶/۶۸	۸/۸۲	۸/۳۰۲
GNS	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 به دست آمده بود. بر همین اساس حالت‌های مختلف تصریح از معادله هم‌گرایی به استفاده از روش SAR انجام شده است. نتایج حاصل از برآورد معادله هم‌گرایی شرطی بتا با استفاده از بسته نرم‌افزاری MATLAB برای بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ به صورت جدول (۱) حاصل شده است.

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

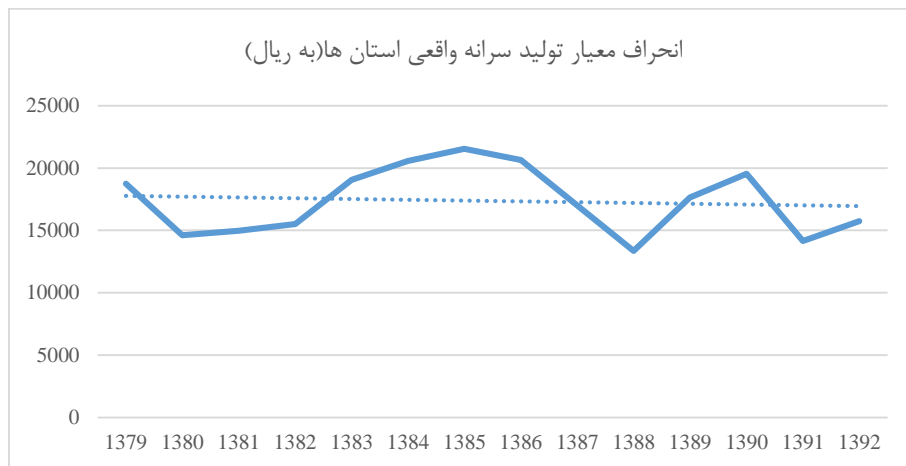
جدول ۴: هم‌گرایی شرطی بتا

α	$\log(\text{gdppc}_{i,t-T})$	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)	-	۰/۰۷۳ (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 هم‌گرایی، 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 هم‌گرایی تولید سرانه بین استان‌ها در تمامی حالت‌های تصریح معادله هم‌گرایی 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 هم‌گرایی سیگما (انحراف معیار تولید سرانه واقعی استان‌ها) نیز مؤید این موضوع است که در نمودار (۱) نشان داده شده است:



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 هم‌گرایی نشان می‌دهد که برخلاف مطالعه رحمانی (۱۳۸۳)، وجود هم‌گرایی در سطح اطمینان بالایی مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مطالعه انامورادو و همکاران (۲۰۱۴) فقط جرم‌های مرتبط با مواد مخدر بر هم‌گرایی استان‌های مکزیک تأثیر معنی‌داری دارد. به‌طورمعمول یکی از ویژگی‌های معادلات هم‌گرایی، 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 شهروندی و به‌تبع آن کاهش عملکرد اقتصادی شود. در این تحقیق، بازدارندگی جرم‌خیزی در مسیر عملکرد اقتصادی برای استان‌های ایران طی دوره زمانی

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 هم‌گرایی 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 گزارش شده توسط مرکز آمار و روش تاپسیس محاسبه شد، به لحاظ آماری بی‌معنی به‌دست آمد. نتایج تحقیق در زمره تحقیقاتی (بورنهام و همکاران، ۲۰۰۴؛ مآوری و کامرسی، ۲۰۰۷؛ چاترجی و ری، ۲۰۰۹؛ گولاس و زرویانی، 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 از جمله موارد امنیتی باشد که می‌توان بر حرکت مناطق به سمت تعادل بلندمدت و هم‌گرایی 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 هم‌گرایی 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.

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 اقتصادی کاربردی در ایران، ۳(۳)، ۵۷-۸۰.
- جعفری صمیمی، 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، نعمت‌الله (۱۳۸۰). «روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد»، مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، ۱۲(۱-۲)، 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.
- کمیحانی، 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.
- کمیحانی، 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 فضایی 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 اسفندآبادی 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.

- 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 Política 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 Otest 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.

- 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.
- Gaibullov, 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.

- 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 TOPSIS. *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 Montuori, 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.

- Vega, S. H. and Elhorst, J. P. (2013, February). On spatial econometric models, spillover effects, and W. In 53rd ERSAs Congress, Palermo, Italy.
- Völlmecke, D.; Jindra, B. and Marek, P. (2016). FDI, human capital and income convergence-Evidence for European regions. *Economic Systems*.

Crime and convergence of per capita GDP: spatial econometric analysisSeyed aziz arman¹Hasan farazmand²Hosein Moltafet³Vahid kafili⁴**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)