فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال یازدهم، شماره ۲ «پیاپی ۳۸» تابستان ۱۳۹۶، صفحه‌های ۱۰۹-۸۵)

اثر جرم بر هم‌گرایی توسعه استان‌های ایران: کاربرد اقتصادسنجی فضایی[۱]

سیدعزیز آرمن،* وحید کفیلی،** حسن فرازمند،+ حسین ملتفت×

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۲/۲۵

چکیده

هدف این مقاله بررسی بازدارندگی جرم (امنیت داخلی) بر هم‌گرایی توسعه بین استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۵–۱۳۹۰ است. برآورد معادله هم‌گرایی با الهام از نظریه رشد نئوکلاسیک سولو- سوان و با استفاده از اقتصادسنجی فضائی نشان داد هم‌گرایی توسعه بین استان‌های ایران برقرار است و شاخص جرم تأثیر بازدارنده معناداری بر سرعت توسعه ندارد. وجود هم‌گرایی بین استان‌ها، نشان‌دهنده موفقیت سیاست‌های توسعه منطقه‌ای در کاهش نابرابری منطقه‌ای است. عدم معناداری جرم در فرایند توسعه می‌تواند ناشی از نقش بالای دولت در فرایند توسعه و عدم گذر از حد آستانه‌ای تراکم جرم برای استان‌های ایران باشد. توصیه می‌شود سیاست‌های توسعه منطقه‌ای مانند گذشته بدون توجه به تراکم جرم در استان‌ها ادامه داشته باشد و این عدم معناداری، عدم جدیت سیاست‌مداران را در کنترل جرم و دلایل ایجاد جرم به دنبال نداشته باشد.

طبقه‌بندی JEL: 010, O47, K19

واژگان کلیدی: توسعه، هم‌گرایی، جرم، اقتصادسنجی فضائی

---

[۱] این مقاله برگرفته از رساله دکتری وحید کفیلی به راهنمایی دکتر سید عزیز آرمن و دکتر حسن فرازمند و به مشاوره دکتر حسین ملتفت می‌باشد.

* استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، پست الکترونیکی: saarman2@yahoo.com

** دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: ayhan_vahid01@yahoo.com

+ دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، پست الکترونیکی: hfrazmad@scu.ac.ir

× استادیار جامعه‌شناسی دانشگاه شهید چمران اهواز، پست الکترونیکی: moltafet_h@scu.ac.ir

۱. مقدمه

مهم‌ترین هدف از سازمان‌دهی سیاسی فضا در هر کشور، در درجه اول، ارائه بهینه خدمات به حداکثر شهروندان و در درجه دوم، اداره و کنترل افرادی است که در چارچوب مرزهای سرزمینی زندگی می‌کنند. در کشورهایی که نواحی دارای عدم تجانس فرهنگی هستند و این فرهنگ‌های متفاوت خواسته‌های متفاوتی دارند، سعی می‌شود در حد امکان، مرزهای نواحی کارکردی را بر مرزهای نواحی فرهنگی منطبق سازند (پور موسوی و همکاران،۱۳۸۷).

حفظ هم‌بستگی بین مناطق در کشورهایی که دارای تنوع فرهنگی، مذهبی و قومیتی هستند، امری لازم برای حفظ انسجام ملی است. بی‌شک، نابرابری سطح برخورداری مناطق از امکانات می‌تواند این همبستگی را دچار اخلال کند. بر همین اساس، رفع نابرابری و کاهش تفاوت مناطق بایستی در قالب سیاست‌های کلان اقتصادی اجتماعی 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- سوان[1] وارد ادبیات اقتصادی شد. یکی از دلالت‌های مدل رشد سولو- سوان، هم‌گرایی تولید سرانه بین مناطق درگذر 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. عدم برقراری هم‌گرایی در برخی از مطالعات، اعتبار این فرضیه و نظریه‌های رشد نئوکلاسیک را مورد تردید قرار داده است؛ اما دلایل دیگری به‌جز آزمون اعتبار نظریه‌های رشد برای مطالعات تجربی هم‌گرایی وجود دارد (سالای مارتین[2]، ۱۹۹٦).

ارزیابی هم‌گرایی یک موضوع مقدماتی برای سیاست‌گذاران است (اسلام[3]،۲۰۰۳) و وجود هم‌گرایی می‌تواند نگرانی آن‌ها از نتایج سیاست‌های بهبود توزیع درآمد بین مناطق یک کشور را به‌مراتب کاهش دهد و عدم هم‌گرایی لزوم تغییر رویه را مطرح کند. بررسی این فرضیه اغلب با استفاده از رگرسیون هم‌گرایی بتا انجام می‌شود. چنانچه فرض بر برابری تمامی شرایط

---

[1] Solow-Swan
[2] Sala-i-Martin
[3] Islam

مؤثر بر رشد باشد، هم‌گرایی از نوع مطلق خواهد بود؛ اما هم‌گرایی شرطی قائل به تفاوت پارامترهای رشد بین مناطق است که با توجه به واقعیت‌های آشکار منطقی‌تر می‌نماید. امنیت داخلی و جرم‌خیزی می‌تواند یکی از تفاوت‌های مهم بین مناطق در مسیر رشد و هم‌چنین توسعه باشد. انتظار بر این است که در مناطقی که بسترهای ارتکاب جرم و انحرافات فراهم باشد و میزان آن در حال رشد باشد، توسعه آهنگ آهسته‌تری را تجربه کند.

در این مقاله، با الهام از فرضیه هم‌گرایی الگوی رشد سولو- سوان، هم‌گرایی توسعه استان‌های ایران با تأکید بر بازدارندگی متغیر جرم طی دوره زمانی ۱۳۷۵ - ۱۳۹۰ بررسی شده است. سؤال اصلی تحقیق این است که آیا جرم‌خیزی عاملی بازدارنده در مسیر هم‌گرایی توسعه بین استان‌های ایران بوده است؟ برای پاسخ به این سؤال از برآورد معادله رگرسیون هم‌گرایی شرطی استفاده شده است. در ادامه مبانی نظری و تجربی بیان شده است و سپس با معرفی الگوی تحقیق و تبیین روش تحقیق متناسب با اهداف و متغیرهای تحقیق، نتایج بررسی هم‌گرایی توسعه استان‌های ایران با محوریت تأثیر جرم بررسی شده است. بخش پایانی به اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری

برنامه‌ریزی توسعه باید به دنبال ارتقاء سطح زندگی باشد. این ارتقاء محدود به افزایش قدرت خرید نبوده و برخورداری از تمامی امکانات آموزشی، بهداشتی، رفاهی و زیربنائی را دربر می‌گیرد. در این بین، توزیع امکانات بین افراد و مناطق نیز از اهمیت بالایی برخوردار است.

محرومیت برخی مناطق از امکانات رفاهی باعث ایجاد نابرابری منطقه‌ای می‌شود. نابرابری منطقه‌ای مزمن هم علت و هم معلول عدم توسعه شناخته شده است (سن و علی[1]،۲۰۰۹).

از اوایل دهه ۱۹۹۰ میلادی با پیشرفت‌های به‌دست‌آمده در جغرافیای اقتصادی و نظریه‌های رشد اقتصادی، مباحث نابرابری منطقه‌ای به‌عنوان یک حوزه بین‌رشته‌ای توجهات زیادی را جلب کرده است (لیائو و وی[2]،۲۰۱۵). نابرابری منطقه‌ای هم‌چنین توجهات سیاست‌مداران و

[1] Sen and Ali
[2] Liao and Wei

دولت‌مردان را به خود معطوف کرده است؛ زیرا نابرابری منطقه‌ای می‌تواند تهدیدی برای وحدت ملی و انسجام اجتماعی باشد (کانبور و نابلس[1]،۲۰۰۵). به‌طور خلاصه، نابرابری یک مسئله اساسی برای جامعه بشری، یک موضوع اصلی برای تحقیق علمی و یک نگرانی عمده برای دولت است. همین امر باعث شده است که یک بحث طولانی‌مدت در مورد میزان، ابعاد، مسیر، مکانیسم‌ها و پیامدهای نابرابری و همچنین سیاست‌هایی برای رفع نابرابری ایجاد شود.

پلورالیسم نظریات و مباحث، مشخصه نابرابری منطقه‌ای است. عدم توافق محققان در نظریه‌های نابرابری‌های منطقه‌ای و یافته‌های تجربی نشان‌دهنده بحث‌برانگیزی، پیچیدگی و پویایی نابرابری است. این مباحث در سلطه دو مکتب هم‌گرایی (مانند اقتصاد نئوکلاسیک) و واگرایی (مانند نئومارکسیستی) قرار دارد (وِی[2]، ۲۰۱۵)؛ اما کوزنتس[3] (۱۹۵۵) و ویلیامسون[4] (۱۹٦۵) معتقدند با توسعه کشور از ساختار کشاورزی به صنعتی، ابتدا نابرابری افزایش و از یک سطحی به بعد شروع به کاهش می‌کند (لِسمن[5]، ۲۰۱۳ و ۲۰۱٤). در قالب نظریه نئوکلاسیک، عامل تحرک و انتشار باعث ایجاد برابری در بلندمدت می‌شود و نابرابری یک پدیده گذراست.

فرضیه همگرایی پیش‌بینی می‌کند که هر چه سطح اولیه توسعه پایین‌تر باشد، سرعت توسعه جامعه بیشتر خواهد بود؛ اما ویژگی‌های خاص منطقه‌ای نیز می‌تواند در فرایند توسعه مؤثر باشد. یکی از ویژگی‌های خاص منطقه‌ای، میزان جرم واقع شده در مناطق است. میزان تراکم جرم، منابعی را که می‌توانستند در بخش‌های مولد مورد استفاده قرار گیرند، منحرف می‌کند، نااطمینانی و هزینه‌های امنیت کسب و کار افزایش (پاول و همکاران[6]،۲۰۱۰) و سطح سلامتی را کاهش می‌دهد.

هم‌چنین، جرم نشان‌دهنده میزان تهدید علیه مالکیت خصوصی بوده و باعث ایجاد فضای نامناسب برای سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی می‌شود (انامورادو و همکاران[7]، ۲۰۱٤). جرم

---

[1] Kanbur & Venables,
[2] Wei
[3] Kuznets
[4] Williamson
[5] Lessmann
[6] Powell and et al
[7] Enamorado and et al

باعث کاهش اعتماد اجتماعی، کاهش مشارکت و تعامل اجتماعی، افزایش فردمحوری و در نتیجه، سرمایه اجتماعی می‌شود. حد مطلوبی از اعتماد اجتماعی موجب مشارکت بیشتر در دست‌یابی به امکانات رفاهی، بهداشتی و آموزشی می‌شود (صادقی و همکاران،۱۳۹۲).

از آنجا که امنیت از جمله وظایف اصلی دولت بوده و وظیفه پیشگیری و مبارزه با جرم در قالب قوانین بر عهده دولت است، کاهش اعتماد افراد به دولت و قوانین از اثرات دیگر گسترش جرم در جامعه است.

اعتماد شهروندان به دولت لازمه پیشبرد فرایند توسعه است؛ زیرا این فرایند نیازمند مشارکت هر دو بخش خصوصی و عمومی است. بر همین اساس، توجه به کاهش جرم، امری ضروری برای توسعه است؛ زیرا تا وقتی که امکان رسیدن خطر برای زندگی و اموال به سطح قابل‌توجهی برسد، کشورهای در حال توسعه‌ای که با مشکلات جدی مرتبط با جرم مواجه هستند، در کسب اعتماد عمومی- که نیاز اساسی برای پیشرفت است - با چالش روبه‌رو خواهند بود (رایجیان اصل و صادقی،۱۳۹٤).

به‌طور خلاصه، نتیجه نهایی اثرات مستقیم و غیرمستقیم جرم در جامعه، تحدید رشد و توسعه خواهد بود. به عبارتی، تراکم بیشتر جرم باعث تحمیل هزینه‌هایی می‌شود که عامل بازدارنده در فرایند انباشت ثروت و توسعه است (بکر[1]، ۱۹٦۸).

۳. مطالعات تجربی

مطالعات تجربی دو حوزه هم‌گرایی و تأثیر جرم بر عملکرد اقتصادی را شامل می‌شود. مطالعات پیشین اغلب از هم‌گرایی شرطی بتا برای تحلیل هم‌گرایی متغیرهای اقتصادی و غیراقتصادی استفاده کرده‌اند.[۲] در بین متغیرهای اقتصادی نیز، اغلب هم‌گرایی برای تولید سرانه بررسی شده است.

[1] Becker

[۲] با توجه به غالب بودن کاربرد روش همگرایی بتا، در مطالعاتی که روش‌هایی غیر از روش بتا را به کار برده‌اند، روش ذکر شده است.

اولین‌بار بامول[1] (۱۹۸٦) با داده‌های ۱٦ کشور صنعتی فرضیه هم‌گرایی را آزمون کرد که نتایج حاکی از همگرایی کامل داشت. دی لانگ[2] (۱۹۸۸) با طرح برخی ایرادات به داده‌های استفاده شده توسط بامول، سطح ضعیف‌تری از برقراری این فرض را به دست آورد.

در مطالعات داخلی برای استان‌های ایران می‌توان به مطالعه رحمانی (۱۳۸۳)، اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳) و رحمانی و حسن‌زاده (۱۳۹۰) اشاره کرد که اغلب وجود هم‌گرایی تولید سرانه (هرچند با سطوح مختلف) را با استفاده از رگرسیون هم‌گرایی تائید می‌کنند.

از مطالعات بین کشوری برای هم‌گرایی تولید سرانه می‌توان به مطالعه فروغی‌پور (۱۳۸۵) برای یازده کشور عضو اوپک (هم‌گرایی بتا و سیگما)، خلیلی عراقی و مسعودی (۱۳۸۵) برای کل کشورها (هم‌گرایی سیگما) و فلاحی و همکاران (۱۳۹۱) برای کشورهای منتخب اسلامی اشاره کرد.

در مطالعات خارجی و در قالب مطالعات بین استانی (ایالتی)، ری و مونتوری[3] (۱۹۹۹) با لحاظ اثرات فضایی، وجود همگرایی تولید سرانه برای ایالت‌های آمریکا (۱۹۲۹ – ۱۹۹٤) را تائید می‌کنند. نتایج مطالعه نیبور[4] (۲۰۰۰) برای آلمان با لحاظ اثرات فضایی نشان از هم‌گرایی بین مناطق دارد. درگر و همکاران[5] (۲۰۱۱ و ۲۰۰۷) هم‌گرایی را برای استان‌های ایران تأیید می‌کنند.

مطالعه ایالت‌های هندوستان توسط غوش و همکاران[6] (۲۰۱۳) واگرایی در بین ایالات این کشور به صورت کلی و بخشی (کشاورزی، صنعت و خدمات) تائید می‌کند. در قالب مطالعات بین کشوری، کونادو[7] (۲۰۱۱) برای کشورهای عضو اوپک (با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی و هم‌گرایی بتا)، آندرینو و دیگران[8] (۲۰۱۳) برای کشورهای حوزه منا و دِورکووا[9] دِورکووا[9] (۲۰۱٤) برای ۲۸ کشور اروپایی (هم‌گرایی سیگما و بتا) به بررسی هم‌گرایی تولید

---

[1] Bamol
[2] De Long
[3] Rey & Montouri
[4] Niebuhr
[5] Dreger
[6] Ghosh and et al
[7] Cunado
[8] Andreano and et al
[9] Dvorokova

سرانه پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده متفاوت بوده و در برخی از مطالعات هم‌گرایی مورد تائید و در برخی دیگر مورد تردید قرار گرفته است.

با الهام از فرضیه هم‌گرایی الگوی رشد سولو- سوان، بررسی هم‌گرایی برای سایر متغیرهای اقتصادی و غیراقتصادی نیز انجام شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعه کارنامه حقیقی و اکبری (۱۳۸۳) برای آموزش عالی استان‌های ایران، شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) برای شاخص قیمت استان‌های ایران، شهبازی و حمیدی رزی (۱۳۹۳) برای شدت انرژی کشورهای عضو اوپک با استفاده از هم‌گرایی سیگما و آزمون هم‌گرایی دوجانبه پسران (۲۰۰۷)، فلاحی و وویا[1] (۲۰۱۵) برای مصرف سرانه انرژی کشورهای OECD با استفاده از آزمون ریشه واحد و پان و همکاران[2] (۲۰۱۵) بهره‌وری انرژی در استان‌های چین برای انرژی ایالت‌های آمریکا، هآاو و همکاران[3] (۲۰۱۵) برای مصرف سرانه انرژی استان‌های چین، اشاره کرد.

از جمله مطالعاتی که به بررسی تأثیر وقوع جرم بر عملکرد اقتصادی پرداخته‌اند، می‌توان به بورنهام و همکاران[4] (۲۰۰٤)، مآورو و کارماسی[5] (۲۰۰۷)، گِیبولو و ساندلر[6] (۲۰۰۸)، چن[7] چن[7] (۲۰۰۹)، چاترجی و ری[8] (۲۰۰۹)، دتوتو واوترنتو[9] (۲۰۱۰ و ۲۰۱۲)، دتوتو و پولینا[10] (۲۰۱۳) و گولاس و زِرویانی[11] (۲۰۱۳) اشاره کرد. اغلب تأثیر منفی جرم بر عملکرد اقتصادی را تائید کرده‌اند؛ اما برخی از مطالعات، نتایج غیرواضح (بورنهام و همکاران، ۲۰۰٤؛ گولاس و زِرویانی،۲۰۱۳) و حتی غیرمعناداری (مآورو و کامرسی، ۲۰۰۷؛ چاترجی و ری، ۲۰۰۹) را به دست آورده‌اند. اِنامورادو و همکاران (۲۰۱٤)، نقش بازدارندگی جرم را در هم‌گرایی رشد مناطق مکزیک بررسی کرده‌اند که نتایج نشان می‌دهد جرائم مرتبط با مواد مخدر عامل بازدارندگی در مسیر هم‌گرایی رشد است.

---

[1] Fallahi and Voia
[2] Pan and et al
[3] Hao and et al
[4] Burnham & et al
[5] Mauro and Carmeci
[6] Gaibulloev & Sandler
[7] Chen
[8] Chatterjee & Ray
[9] Detotto and Otranto
[10] Detotto and Pulina
[11] Goulas & Zervoyianni

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد اغلب از هم‌گرایی غیرشرطی بتا برای بررسی هم‌گرایی استفاده شده است. این روش با توجه به پایه نظری (بر اساس الگوی رشد سولو- سوان)، امکان وارد کردن ویژگی‌های خاص مناطق و امکان محاسبه متوسط سرعت هم‌گرایی، از کاربری بیشتری برخوردار است. هم‌چنین در بین مطالعات انجام شده، هم‌گرایی توسعه مشاهده نشده است.

٤. تصریح مدل

یکی از نتایج الگوی سولو، فرضیه هم‌گرایی است. بر اساس این فرضیه وجود یک رابطه منفی بین سرعت رشد و تولید سرانه اولیه مورد انتظار است که منجر به کاهش تفاوت تولید سرانه مناطق یا هم‌گرایی می‌شود. تابع تولید الگوی رشد سولو بر اساس تابع تولید (Y) سه عاملی نیروی کار (L)، سرمایه (K)، تکنولوژی (A) و فرض کار فزاینده بودن پیشرفت تکنولوژی (بی‌طرف هارود) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y(t) = F[K(t), A(t).L(t)] \qquad (۱)$$

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

$$y(t) = A(t).f(k) \qquad (۲)$$

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

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

با دیفرانسیل‌گیری از تابع تولید خواهیم داشت:

$$y = A(t).f(k) \rightarrow \frac{\dot{y}}{y} = g + \varepsilon_k\big(k(t)\big)\frac{\dot{k}}{k}$$
$$\varepsilon_k = \frac{\acute{f}(k(t)).k(t)}{f(k(t))} \in (0,1) \qquad (٤)$$

با بسط مرتبه اول تیلور از رابطه تعادلی خواهیم داشت:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{sf(k^*)}{k^*} - \delta - g - n + \left(\frac{\acute{f}(k^*).k^*}{f(k^*)} - 1\right) s\frac{f(k^*)}{k^*}(logk(t) - logk^*) \quad (۵)$$

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

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

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

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

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

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

معادله فوق نشان می‌دهد که دو منبع رشد در الگوی سولو وجود دارد: رشد تکنولوژی (g) و هم‌گرایی (عجم اوغلو[1]، ۲۰۰۹). هم‌گرایی، حرکت به سمت حالت پایدار[2] است و سرعت هم‌گرایی با $(1 - \varepsilon_k(k^*))(\delta + g + n)$ اندازه‌گیری می‌شود. با یک تقریب گسسته (به لحاظ زمانی) می‌توان رابطه زیر را نوشت:

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

که رابطه بین رشد ($g_{i,t,t-1}$) و مقدار اولیه از تولید سرانه($y_{i,t-1}$) را نشان می‌دهد[3]. معادله فوق، هم‌گرایی غیرشرطی را نشان می‌دهد. در این نوع از هم‌گرایی، تفاوت در ویژگی مناطق در نظر گرفته نشده است و حالت پایدار، یکسان است[4]. اگر ویژگی‌های مناطق را در b^0 لحاظ لحاظ کنیم، معادله به‌صورت زیر تبدیل می‌شود:

---

[1] Acemoglu
[2] Steady-State
[3] قابل ذکر است که اعداد صفر و یک در b^0و b^1نشان دهنده توان نیست.
[4] Club Convergence

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

تفاوت می‌تواند در شیب رگرسیون نیز لحاظ شود که با توجه به هدف مقاله[۱]، ثابت در نظر گرفته شده است و در کارهای تجربی نیز برای سادگی ثابت در نظر گرفته می‌شود (عجم اوغلو، ۸۲:۲۰۰۹). معادله فوق به «معادله هم‌گرایی شرطی» معروف است. هم‌گرایی مطلق یا غیرشرطی دال بر آن است که مناطق از لحاظ پارامترهای رشد یکسان هستند و تنها دلیل تفاوت رشد آن‌ها تفاوت در مقدار اولیه تولید سرانه است که این تفاوت نیز ناشی از تفاوت در موجودی سرمایه فیزیکی است. تا اواسط دهه ۱۹۹۰ بررسی هم‌گرایی بر اساس هم‌گرایی شرطی انجام می‌شد (نیبور، ۲۰۰۰)؛ اما هم‌گرایی شرطی قائل به تفاوت پارامترهای رشد بین مناطق است. لحاظ ویژگی مناطق معادله هم‌گرایی شرطی را به فرم زیر حاصل می‌کند:

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

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 نرخ رشد نیز مؤثر هستند و هم‌چنین عواملی که باعث شرایط نامناسب در بردار $X_{i,t}^T$ شده‌اند، بر رشد نیز مؤثر هستند (عجم‌اوغلو،۲۰۰۹). 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 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

[۱] در معادله (۱۰) یک معادله رگرسیون پانلی مطرح است که امکان در نظر گرفتن ضریب شیب متفاوت وجود دارد؛ اما با توجه به ماهیت تحقیق این ضریب ثابت در نظر گرفته می‌شود کما اینکه در مطالعات قبلی نیز به این صورت مورد استفاده قرار گرفته است. به عبارتی میزان واکنش رشد کشور به تولید سرانه دوره قبل مد نظر نیست بلکه وجود یا عدم وجود همگرایی طی دوره زمانی معین مورد بحث است.

کنیم، $u_{i,t-1}$ در هر دو طرف معادله رگرسیون هم‌گرایی ظاهر می‌شود و مشکل یاد شده را مرتفع می‌سازد:

$$\tilde{g}_{i,t,t-1} = \log \tilde{y}_{i,t} - \log \tilde{y}_{i,t-1} + u_{i,t} - u_{i,t-1}$$
$$\rightarrow \tilde{g}_{i,t,t-1} = X_{i,t}^{T}\gamma + b^{0} \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۲)$$

رابطه فوق برای دو سال متوالی برقرار است و برای بررسی هم‌گرایی طی یک دوره زمانی، از رابطه (۱۳) استفاده می‌شود:

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

معادله (۱۳) برای متغیرهای مختلف اقتصادی و غیراقتصادی به کار برده شده است. در این مقاله، معادله فوق برای همگرایی توسعه بین مناطق مورد برآورد قرار خواهد گرفت:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{DI_{i,t}}{DI_{i,t-T}}\right) = \alpha - \frac{(1-e^{\beta T})}{T}\log\left(DI_{i,t-T}\right) + X^{T}\gamma + \varepsilon_i \quad (۱٤)$$

که در آن DI نشان‌دهنده شاخص توسعه محاسبه شده است (محاسبه‌شده توسط محققان) و $X_{i,t}^{T}$ بردار نشان‌دهنده ویژگی‌های خاص استان‌هاست که در این مقاله از متغیرهای نشان‌دهنده سطح جرم‌خیزی استفاده شده است. برای برآورد معادله فوق، شاخص توسعه و شاخص جرم محاسبه شدند که در زیر تشریح شده‌اند:

محاسبه شاخص توسعه: بیش از شش دهه است که کفایت تولید سرانه به عنوان شاخص توسعه جامعه مورد شک قرار گرفته است. به عبارتی، این اطمینان وجود ندارد که افزایش تولید سرانه بتواند همه مشکلات پیش روی یک شرایط زندگی مناسب را کاهش یا رفع کند؛ بنابراین، توسعه فرایندی فراتر از تغییرات تولید سرانه است. سن[1] (۱۹۹۷: ٤۹۷) فرایند توسعه را فرایند ایجاد شرایط برای افزایش قابلیت‌های افراد و سیرز[2] (۱۹۷۲) فرایند ایجاد شرایط تحقق استعدادهای افراد می‌داند. سن (۱۹۸۸) معتقد است که تأکید صرف روی تولید سرانه نمی‌تواند تمامی جوانب کیفیت زندگی جامعه را نمایان کند و لازم است برای بررسی کیفیت

[1] Sen
[2] Seers

زندگی به چیزی بیش از رشد اقتصادی توجه شود. هم‌چنین وی بیان می‌کند که چنانچه رشد اقتصادی منجر به بهبود شرایط زندگی افراد شود (و به نوعی باعث افزایش امید به زندگی شود) باز هم متغیرهای دیگری نیز وجود دارند که شرایط زندگی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و مفهوم توسعه نمی‌تواند این متغیرها را نادیده بگیرد (سن، ۱۹۸۸: ۱۳)؛ به طوری که در حال حاضر در کنار معیارهای اقتصادی، معیارهای سیاسی، فرهنگی و اجتماعی نیز لحاظ شده است و توسعه جریانی چندبعدی تلقی می‌شود که مستلزم تغییر در ساخت اجتماعی، طرز تلقی عامه مردم و نهادهای ملی، تسریع رشد اقتصادی، کاهش نابرابری و ریشه‌کن کردن فقراست (تودارو و اسمیت،[1] ۱٤:۲۰۱۱).

یکی از روش‌های اندازه‌گیری سطح توسعه، استفاده از مجموعه‌ای از متغیرهای مختلف اقتصادی، اجتماعی و حتی سیاسی است. آدلمن و موریس[2] (۱۹۷۳) پیشتاز این روش بوده و ٤۸ معیار را در قالب سه گروه اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و سیاسی برای اندازه‌گیری میزان توسعه‌یافتگی کشورها معرفی و مورد استفاده قرار داده‌اند.

موریس[3] (۱۹۷۸) در مطالعه‌ای دیگر متغیرهای مرگ و میر اطفال، نرخ باسوادی، امید به زندگی، شاخص فیزیکی کیفیت زندگی و تولید سرانه را برای سنجش سطح توسعه به کار برده است. شاخص‌های ترکیبی می‌تواند تصویر دقیقی را از سطح توسعه فراهم کند (سیورامکریشنا و پانیگراهی[4]، ۲۰۰۳)؛ اما لازم است از تکنیک‌ها و روش‌هایی استفاده شود که شاخص‌هـای ترکیبی توسعه بر مبنای تجمیع بهینه‌ای از شاخص‌های منفرد و ابعاد مختلف آن فراهم کند (عبدالله زاده و شریف‌زاده، ۱۳۹۱).

در این مقاله برای محاسبه شاخص توسعه از ۳۰ شاخص اقتصادی و اجتماعی و روش تاپسیس[5] استفاده شده است. با توجه به این که هدف مقاله، بررسی سرعت توسعه در تقابل با نقطه اولیه است، بایستی شاخص توسعه به نحوی محاسبه شود که امکان مقایسه شاخص توسعه در دو مقطع متفاوت وجود داشته باشد. برای این منظور یک تغییر کاربری در روش

---

[1] Todaro and Smith
[2] Adelman & Morris
[3] Morris
[4] Sivramkrishna, & Panigrah
[5] TOPSIS(Technique for Order of Preference by Similarity to Ideal Solution)

تاپسیس انجام شده است؛ به طوری که مقدار حداقل و حداکثر از بین تمامی استان‌ها برای هر دو مقطع زمانی انتخاب شده است. متغیرهای مورد استفاده شامل موارد زیر هستند:

- **متغیرهای جمعیتی**: تراکم جمعیت- معکوس بعد خانوار- ضریب شهرنشینی.
- **متغیرهای بهداشتی**: تعداد پزشکان متخصص به ازای هزار نفر- دندان‌پزشکان به ازای هزار نفر - تخت بیمارستانی به ازای هزار نفر - آزمایشگاه تشخیص پزشکی به ازای هزار نفر - داروخانه به ازای هزار نفر[۱] - بیمه‌شدگان به ازای هزار نفر - بیمه درمانی اصلی و فرعی به ازای هزار نفر - تعداد پزشکان عمومی به ازای هزار نفر- خانه بهداشت به ازای هزار نفر جمعیت روستایی.
- **متغیرهای زیربنایی**: درصد دارای برق- درصد دارای آب- درصد دارای گاز- درصد دارای تلفن- درصد برخورداری از مسکن دوام (بتونی و فلزی)- طول راه‌ها (مجموع آزاد راه، بزرگ‌راه، راه اصلی، راه فرعی و راه درون شهری) به مساحت- معکوس تراکم نفر در مسکن.
- **متغیرهای اقتصادی**: نسبت شاغلان کارگاه‌های ده نفر کارکن و به شتر بیشتر- درآمد سرانه واقعی (داده‌های مربوط به متوسط درآمد خانوار شهری و روستایی از نتایج آمارگیری هزینه و درآمد خانوار شهری و روستایی)- معکوس نرخ بیکاری – معکوس بار تکفل- تعداد کارگاه صنعتی به ازای هزار نفر - درصد شاغلان عالی به کل شاغلان.
- **متغیرهای آموزشی و فرهنگی**: نرخ باسوادی زنان- نرخ باسوادی مردان- صندلی سینما به ازای هزار نفر - تعداد کتابخانه به ازای هزار نفر - تعداد دانشجویان به ازای هزار نفر.
- داده‌های استفاده شده برای محاسبه شاخص توسعه استان‌ها در دو مقطع زمانی ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰، از سرشماری نفوس و مسکن و سالنامه‌های آماری استخراج شده است.[۲]

---

[۱] سهم داروخانه‌ها و آزمایشگاه‌های تشخیص پزشکی استان قم در سال ۱۳۷۷ به عنوان تخمین نقطه‌ای از سهم این استان در سال ۱۳۷۵ مورد استفاده قرارگرفته و تعداد داروخانه‌ها و آزمایشگاه‌های به دست آمده برای استان قم از تعداد این متغیرها برای استان تهران کم شده است.

[۲] با توجه به اینکه برای محاسبه شاخص توسعه نیاز به دادها و اطلاعاتی است که اغلب آن‌ها در سال‌های سرشماری نفوس و مسکن در دسترس است، سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰ برای تحلیل انتخاب شده است

شاخص جرم: شاخص جرم با استفاده از ۹ نوع جرم[۱] گزارش شده توسط مرکز آمار (به نقل از نیروی انتظامی جمهوری اسلامی ایران، معاونت طرح و برنامه و بودجه، اداره آمار) محاسبه شده است. با توجه به اینکه جرم یک متغیر منفی است، در محاسبه شاخص، از تقسیم فاصله اقلیدسی از مقدار حداکثر هر جرم به مجموع فاصله اقلیدسی از حداکثر و حداقل استفاده شده است. بر همین اساس، مقدار بیشتر این شاخص به معنای امنیت بیشتر و جرم کمتر است.

۵. روش تحقیق

۵-۱. اقتصادسنجی فضایی

با وجود جزء جغرافیایی، نقش اثرات فضایی در مطالعات منطقه‌ای نادیده گرفته شده است (ری و مونتوری، ۱۹۹۹، ری و جانیکاس[۲]،۲۰۰۵). در سال‌های اخیر بعد جغرافیایی در تحلیل‌های اقتصادی وارد شده است (گیبسون و اوورمن[۳]، ۲۰۱۲) و محققان به لحاظ اثرات فضایی در تحلیل‌های رگرسیونی پرداخته‌اند (لوپز- بازو و همکاران[٤]، ۲۰۰٤).

عدم لحاظ موقعیت فضایی منجر به برآوردهای تورش‌دار و نتایج گمراه‌کننده می‌شود (فینگلتون و لوپز- بازو[٥]، ۲۰۰٦). این موضوع در بررسی هم‌گرایی بین مناطق اهمیت بالایی دارد؛ زیرا در بررسی هم‌گرایی، نتایج تحت تأثیر جدی جزئیات مدل است (بروکر[٦]،۱۹۹۷).

در این مقاله برای لحاظ اثرات فضایی از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. برای لحاظ کمیت مقداری هم‌بستگی فضایی در معادلات رگرسیونی از دو روش استفاده می‌شود: روش اول، استفاده از طول و عرض جغرافیایی و روش دوم، استفاده از ماتریس مجاورت است.

برای تعیین مجاورت از مجاورت رخ مانند استفاده شده است. برای استان‌های همسایه عدد یک و غیرهمسایه عدد صفر لحاظ شده است. سپس ماتریس مجاورت نرمال شده است؛

---

[۱] پرونده‌های تشکیل شده برای قتل عمد و غیر عمد، خودکشی، مجموع سرقت از اموال عمومی و دولتی، ضرب و جرح و صدمه، تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقوکشی و مسموم کردن عمدی به صورت نسبتی از جمعیت.

[2] Rey & Janikas
[3] Gibbons & Overman
[4] López-Bazo and et al
[5] Fingleton & López-Bazo
[6] Bröcker

به طوری که مجموع درایه‌های هر سطر واحد است. این ماتریس سطری- تصادفی[1] نامیده می‌شود (لسیج[2]، ۳۲:۱۳۹۲). به‌جز موارد استثنایی، ماتریس مجاورت متقارن است (الهورست[3]، ۲۰۱٤). نحوه لحاظ هم‌بستگی فضایی در معادله رگرسیون از طریق متغیر وابسته، متغیرهای مستقل، خطا و یا ترکیبی از آن‌ها انجام می‌شود. حالتی که هر سه مورد را شامل می‌شود به صورت زیر است:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + U$$
$$U = \lambda WU + \varepsilon \qquad (۱۵)$$

که در آن Y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، Wماتریس همسایگی، U, εجزء اخلال رگرسیونی و ρ, θ, λ ضرائب رگرسیون هستند. حالت‌های مختلف مشتق از حالت کلی در جدول زیر نشان داده شده است:

جدول ۱. انواع حالت‌های تصریح رگرسیون فضایی برای داده‌های مقطعی

SAC: $Y = \rho WY + X\beta + +U$, $U = \lambda WU + \varepsilon$	SAR: $Y = \rho WY + \alpha i_N + X\beta + U$
$SDEM$: $Y = \alpha i_N + X\beta + WX\theta + U$, $U = \lambda WU + \varepsilon$	SLX: $Y = \alpha i_N + X\beta + WX\theta + U$
SEM: $Y = \alpha i_N + X\beta + U$, $U = \lambda WU + \varepsilon$	$SDEM$: $Y = \rho WY + \alpha i_N + X\beta + WX\theta + U$

منبع: وگا و الهورست (۲۰۱۳)

برای تشخیص نحوه لحاظ روابط فضایی، بایستی آزمون‌های مقتضی انجام و حالت متناسب با داده‌های تحقیق انتخاب شود. برای این منظور، وجود هم‌بستگی فضایی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی با استفاده از آزمون موران[4] انجام شده است و تصریح درست با

[1] Row-Stochastic
[2] LeSage
[3] Elhorst
[4] Moran

توجه به نتایج این آزمون تعیین شده است. تخمین معادلات به روش حداکثر راست نمائی 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،[1] ۲۰۰٤).

۵-۲. ضریب موران

رایج‌ترین روش برای بررسی وجود هم‌بستگی فضایی، آزمون ضریب موران است (ویتون[2]، ۲۰۱۰) که به شرح زیر محاسبه می‌شود (تسا،[3] ۲۰۰۵):

$$I = \frac{N\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{Ij}(X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{(\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{Ij})(X_i - \bar{X})^2} \qquad (۱٦)$$

که در آن n تعداد استان‌ها، X_jوX_i مقدار متغیر برای مناطق jوi، X میانگین متغیر و W_{Ij} ضریب همسایگی دو منطقه است. این ضریب برای دو استان همسایه یک و غیر همسایه صفر است. این ضریب اغلب بین ۱- تا ۱+ قرار دارد؛ هرچند ممکن است در حالت‌های حدی خارج از این بازه قرار گیرد (آربیا[4]،۲۰۱٤:۲). واریانس ضریب موران نیز به شرح زیر است:

$$V(I) = \frac{N[(N^2 - 3N + 3)S_1 - NS_2] + 3S_0^2}{(N-1)(N-2)(N-3)S_0^2} - \frac{K[N(N-1)S_1 - 2NS_2 + 6S_0^2]}{(N-1)(N-2)(N-3)S_0^2} - \frac{1}{(N-1)^2} \qquad (۱۷)$$

که در آن داریم:

$$S_0 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{Ij}$$

$$S_1 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}(W_{Ij} - W_{ji})^2 = 2S_0 (for\ symetric\ W)$$

---

[1] Lee
[2] Viton
[3] Tsai
[4] Arabia

$$S_2 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}(\sum W_{ij} + \sum W_{ji})^2 \quad K = \frac{\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i - \bar{X})^4}{N}\right]}{\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i - \bar{X})^2}{N}\right]^2} \qquad (۱۸)$$

در آزمون معناداری ضریب موران تحت فرضیه 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 هم‌بستگی فضایی را مشخص کند.

۵-۳. تاپسیس

شاخص جرم‌خیزی و توسعه با استفاده از روش تاپسیس محاسبه شده است. این روش توسط چن و هوانگ (۱۹۹۲) ارائه (وو و همکاران[1]،۲۰۱۰) و توسط هووانگ و یون[2] در سال ۱۹۸۱ بسط و گسترش پیدا کرد (وو و همکاران،۲۰۱۰؛ جهانشاهلو و همکاران، ۲۰۰۶). در این روش هرچه داده‌ها و اطلاعات مربوط به یک گزینه به مقدار ایده‌آل مثبت نزدیک‌تر و از ایده‌آل منفی دورتر باشد، گزینه برتری است. به عبارتی کمترین فاصله تا بهترین عملکرد و بیشترین فاصله تا بدترین عملکرد منجر با حداقل شدن هزینه و حداکثر شدن منافع می‌شود (اوپرکوویچ و زنگ[3]،۲۰۰٤). این روش، روشی منطقی، قابل‌فهم با محاسبات ساده ریاضی (وو و همکاران، ۲۰۱۰؛ اولسون[4]،۲۰۰٤) و کمترین تغییر رتبه نسبت به سایر روش‌های تصمیم‌گیر چند معیاره (زاناکیس و همکاران[5]،۱۹۹۸) را داراست. ویژگی‌های فوق باعث می‌شود که این روش مهم‌ترین و پرکاربردترین روش تصمیم‌گیری چند معیاره باشد (شیح و همکاران[6]،۲۰۰۷).

٦. نتایج تحلیل آماری

برای بررسی نقش بازدارندگی جرم (CR) در روند توسعه معادلات زیر برآورد خواهد شد:

---

[1] Wu and et al
[2] Hwang and Yoon
[3] Opricovic
[4] Olson
[5] Zanakis
[6] Shih

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{DI_{i,t}}{DI_{i,t-T}}\right)=\alpha-\eta\log\left(DI_{i,t-T}\right)+U_i \qquad (۱۹)$$

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{DI_{i,t}}{DI_{i,t-T}}\right)=\alpha-\eta\log\left(DI_{i,t-T}\right)+\theta CR+U_i \qquad (۲۰)$$

آزمون موران برای متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی برای تشخیص نحوه اعمال هم‌بستگی فضایی انجام شده است:

جدول ۲. آزمون موران

متغیر	ضریب موران	انحراف معیار	آماره
$\log\left(DI_{i,t-T}\right)$	۰/۰۱۹۷۹	۰/۱۰۹٦٤	۰/۳۰٤٤۲۹
$\frac{1}{T}\log\left(\frac{DI_{i,t}}{DI_{i,t-T}}\right)$	-۰/۰٥٤٥٤	۰/۱۱۰۷٤	-۰/۱۳۱۲۹
CR	-۰/۱۱۱۹۱	۰/۰۹۰۷۷	-۰/۷۹۲۲

منبع: محاسبات تحقیق

آماره محاسبه‌شده برای هر سه متغیر در ناحیه عدم رد قرار می‌گیرد؛ بنابراین از بین حالت‌های مختلف، حالت هم‌بستگی فضایی در خطاها انتخاب می‌شود. مقایسه نتایج رگرسیون‌های فضایی با رگرسیون غیرفضایی (OLS) با استفاده از آزمون LR برتری نتایج رگرسیون فضایی را نشان می‌دهد:

جدول ۳. مقایسه رگرسیون فضایی با تخمین غیرفضایی

		SEM	OLS
معادله (۱۹)	لگاریتم درستنمایی	۱۲۱/٦٥	۱۱۲/۰٤
	LR stat.	۱۹/۲۲	-
	مقدار بحرانی ($\alpha=0.01$)[۱]	٦/٦۳٥	-
معادله (۲۰)	لگاریتم درستنمایی	۱۲۱/۷۷	۱۱۲/۳
	LR stat.	۱۸/۹٤	-
	مقدار بحرانی ($\alpha=0.01$)	٦/٦۳٥	-

منبع: یافته‌های تحقیق

[۱] مقادیر بحرانی برابر تعداد قیدی است که لازم است بر معادله فضایی اعمال شود تا به صورت غیرفضایی تبدیل شود.

به عبارتی هم‌بستگی بین استان‌ها در عوامل غیرقابل مشاهده وجود دارد. نتایج برآورد معادله هم‌گرایی توسعه با وجود هم‌بستگی فضایی در خطاها به شرح جدول (٤) است:

جدول ٤. تخمین معادلات هم‌گرایی شرطی و غیرشرطی

	مدل (۱)			مدل (۲)		
	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
α	-۰/۰۰۸۸	-۲/٦۲	۰/۰۰۸	-۰/۰۱	-۲/۱٥	۰/۰۳۱
$\log(DI_{i,t-T})$	-۰/۰۳٥۱	-۷/۱۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۳٤٦	-٦/۹٦	۰/۰۰۰
CR	-	-		۰/۰۰۱۹	۰/٤۷	۰/٦٤
U	۰/۳۸۹	۱/۷۱	۰/۰۸٦	۰/۳۷٥	۱/٦۳	۰/۱
β	۰/۰۲۷۷			۰/۰۳۰۹		
$\bar{R}^2$	۰/٦۲			۰/٦۳		
$log-likelihood$	۱۲۱/٦٥			۱۲۱/۷۷		

منبع: یافته‌های تحقیق

معناداری ضریب سطح توسعه اولیه نشان از هم‌گرایی بین استان‌ها دارد. اضافه کردن متغیر شاخص جرم به معادله هم‌گرایی باعث افزایش ضریب توضیح دهندگی و لگاریتم درست‌نمایی شده است. ضریب شاخص جرم مثبت به دست آمده است اما این تأثیر به لحاظ آماری معنادار نبوده است. به عبارتی، تراکم جرم تأثیر معنادار بر روند توسعه استان‌ها طی دوره مورد بررسی نداشته است؛ بنابراین، فرضیه تحقیق مبنی بر بازدارندگی جرم در مسیر توسعه برای ایران از نظر آماری معنادار نیست که در ادامه دلایل احتمالی آن مورد اشاره قرار می‌گیرد.

۷. نتیجه‌گیری

در این تحقیق هم‌گرایی توسعه استان‌های ایران برای بازه زمانی ۱۳۷٥ - ۱۳۹۰ با تأکید بر بازدارندگی جرم بررسی شده است. با توجه به وجود جزء جغرافیایی داده‌های تحقیق از اقتصادسنجی فضایی استفاده شد. انتظار نظری در قالب مباحث جرم این است که وقوع جرم عملکرد اقتصادی و اجتماعی جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در برخی مطالعات، این فرضیه تایید و در برخی دیگر این فرضیه پذیرفته نشده است. نتایج تحقیق حاضر در زمره تحقیقاتی قرار دارد که معناداری این تأثیر را بر توسعه استان‌های ایران رد می‌کند. رد این فرضیه برای جامعه ایران می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد که به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود:

- با نگاهی به متغیرهای مورد استفاده برای محاسبه شاخص توسعه می‌توان دریافت که بسیاری از آن‌ها تحت تأثیر سیاست‌های دولت و میزان مخارج دولت در استان‌ها دارد.
- به طور معمول دولت به دنبال حداکثرسازی رفاه جامعه است و میزان تراکم جرم نباید تخصیص منابع را در بین مناطق تحت تأثیر قرار دهد. حتی ممکن است دولت برای کاهش تراکم جرم در مناطق جرم‌خیز، سیاست‌های آموزشی و بهداشتی به‌مراتب وسیع‌تری را اجرا کند. بر همین اساس، می‌توان یکی از دلایل عدم معناداری تأثیر سرعت توسعه از تراکم جرم در بین استان‌ها را ناشی از سیاست‌های دولت دانست. گفتنی است سیاست‌های دولت محدود به ابعاد بهداشتی و آموزشی توسعه نیست. سهم بالای بخش دولت در اقتصاد ایران باعث شده است متغیرهای اقتصادی توسعه نیز تحت تأثیر سیاست‌های دولت باشد.
- اینکه وقوع جرم هزینه‌هایی را برای جامعه به دنبال دارد، جای شک نیست؛ اما معناداری این پدیده در مسیر توسعه مستلزم حد بالایی از تراکم جرم است. عدم معناداری تأثیر تراکم جرم نشان می‌دهد این پدیده در سطح بحرانی قرار ندارد. با توجه به وجود مشکلات اقتصادی مانند تورم، بیکاری و نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران، دلایل این موضوع می‌تواند ناشی از اقدامات کنترلی و حاکمیت فضای دینی بر جامعه باشد. ناگفته پیداست که نبایستی این عدم معناداری عدم جدیت سیاست‌مداران را در کنترل جرم و دلایل ایجاد جرم به دنبال داشته باشد.
- باید توجه داشت که محدوده موردنظر از جرم در این تحقیق شامل ۹ مورد از اشکال جرم است که توسط مرکز آمار ایران گزارش می‌شود؛ بنابراین نتایج تحقیق نیز در قالب این محدودیت قابل تفسیر است. این امکان وجود دارد که با تغییر گستره داده‌های مربوط به جرم نتایج تغییر کند. هرچند داده‌های در دسترس در سطح استانی امکانی بیش از آنچه در این تحقیق انجام شده است را فراهم نمی‌کند.

منابع

- اکبری، نعمت‌الله، مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی). *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، ٤(۱۳): ۱٤-۱.
- پورموسوی، سید موسی، میرزاده کوه‌شاهی، مهدی، رهنما قره خانبگلو، جهانبخش (۱۳۸۷). سازمان‌دهی سیاسی فضا و نواحی فرهنگی و کارکردی در ایران. *فصلنامه ژئوپلیتیک*، ٤(۳(پیاپی ۱۳)): ۱۰۱-۷۵.
- خلیلی عراقی، سید منصور، مسعودی، ناهید (۱۳۸۵). تئوری همگرایی و جایگاه ایران. *جستارهای اقتصادی*، ۳(٦): ۱۱۰-۸۱.
- رایجیان اصلی، مهرداد، صادقی، ولی‌الله (۱۳۹٤). تقابل جرم و توسعه. *مطالعات حقوقی*، ۷(۳): ۱۰۷-۸۳.
- رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۳۹(۳): ۱۸۰-۱۵۵.
- رحمانی، تیمور، حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۵): ۱۹-۱.
- شهبازی، کیومرث، فلاحی، فیروز، غلامی، امیر(۱۳۹۱). همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران. *مدلسازی اقتصادی*، ٦(۲۰)، ۱۱۱-۱۲۸ .
- شهبازی، کیومرث، حمیدی رزی، داوود (۱۳۹۳). همگرایی شدت انرژی بین کشورهای عضو اوپک (یک رویکرد دوجانبه). *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۷۱): ۱۹۸-۱۷۳.
- صادقی، حسین، ملکی، بهروز، عصار، عباس، محمودی، وحید (۱۳۹۲). تحلیل فازی رابطه اعتماد اجتماعی با توسعه انسانی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳(۱۲): ۲۰-۹.
- عبدالله‌زاده، غلامحسین، شریف‌زاده، ابوالقاسم (۱۳۹۱). سطح‌بندی توسعه منطقه‌ای در ایران (کاربرد رهیافت شاخص ترکیبی). *مطالعات و پژوهش‌های شهری منطقه‌ای*، ٤(۱۳): ٦۲-٤۱.
- فروغی‌پور، الهام (۱۳۸۵). بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک (آزمون فرضیه سولو و سوان) ۲۰۰٤-۱۹۷۰. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۰(۳۹): ۱٥٦-۱۳۵.

- فلاحی، فیروز، سلمانی، بهزاد، کیانی، سیمین (۱۳۹۱). بررسی همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، ۱۲(٤): ۱۹٤-۱۷۱.
- کارنامه حقیقی، حسن، اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۳). بررسی همگرایی تقاضای اجتماعی آموزش عالی در ایران (۱۳٦۲-۱۳۸۰). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ٦(۲۰): ۲۰-۱۱۵.
- لیسیج، جیمز (۱۳۹۲). *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی فضائی*. ترجمه سید مجید جلائی اسفند آبادی و آرش جمشید نژاد. تهران، انتشارات نور علم.

- Acemoglu, D. (2009). Introduction to modern economic growth. New Jersey, Princeton University Press.
- Adelman, I., & Morris, C. T. (1973). Economic growth and social equity in developing countries. Stanford University Press.
- Andreano. M. S., Laureti, L., 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.
- 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. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *The Journal of Political Economy*, 76(2): 169–217.
- Bröcker, J. (1997). Economic integration and the space economy: Lessons from new theory. In Regional Growth and Regional Policy within the Framework of European Integration (pp. 20-35). Physica-Verlag HD.
- Chatterjee, I., & 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 test approach. *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, 7: 115–125.
- Cunado, J. (2011). Structural breaks and real convergence in OPEC countries. *Journal of Applied Economics*, 14(1): 101-117.
- De Long, B(1988).Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. *The American Economic Review*, 78(5): 1138-1154.
- Detotto, C., & Otranto, E. (2010). Does crime affect economic growth?. Kyklos, 63(3): 330-345.

- Detotto, C., & Otranto, E. (2012). Cycles in crime and economy: leading, lagging and coincident behaviors. *Journal of Quantitative Criminology*, 28(2): 295-317.
- Detotto, C., & M. Pulina (2013). .Does more crime mean fewer jobs and less economic growth? European *Journal of Law and Economics*, 36: 183–207.
- Dreger, C., & Rahmani, T. (2011). Income convergence in Iranian regions. In Empirische Regional forschung heute (pp. 179-194). Gabler.
- Dreger, C., Rahmani, T., & Eckey, H. F. (2007). Economic convergence and Rent-seeking in Iran (No. 741). DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- 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., & Rodríguez-Castelán, C. (2014). Crime and growth convergence: Evidence from Mexico. *Economics Letters*, 125(1): 9-13.
- Fallahi, F., & Voia, M. C. (2015). Convergence and persistence in per capita energy use among OECD countries: Revisited using confidence intervals. *Energy Economics*, 52: 246-253.
- Fingleton, B., & López-Bazo, E. (2006). Empirical growth models with spatial effects. Papers in regional science, 85(2): 177-198.
- Gaibulloev, K., & Sandler, T. (2008). Growth consequences of terrorism in Western Europe. Kyklos, 61(3): 411-424.
- Ghosh, M., Ghoshray, A., Malki, I(2013). Regional divergence and club convergence in India. Economic Modelling, 30: 733–742.
- Gibbons, S., & Overman, H. G. (2012). Mostly pointless spatial econometrics?. *Journal of Regional Science*, 52(2): 172-191.
- Goulas, E., & Zervoyianni, A. (2013). Economic growth and crime: does uncertainty matter?. *Applied Economics Letters*, 20(5): 420-427.
- Hao, Y., Wang, S., & Zhang, Z. Y. (2015). Examine the Convergence in Per Capita Energy Consumption in China with Breakpoints. *Energy Procedia*, 75: 2617-2625.
- Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, 17: 309–362.

- Jahanshahloo, G. R., Lotfi, F. H., & Izadikhah, M. (2006). Extension of the TOPSIS method for decision-making problems with fuzzy data. *Applied Mathematics and Computation,* 181(2): 1544-1551.
- Kanbur, R., & Venables, A. J. (2005). Rising spatial disparities and development Helsinki. Number 3 in United Nations University Policy Brief.
- Lee, L. F. (2004). Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models. Econometrica, 72(6): 1899-1925.
- Lessmann, C. (2013). Foreign direct investment and regional inequality: a panel data analysis. *China Economic Review*, 24(C): 129e149.
- Lessmann, C. (2014). Spatial inequality and development—Is there an inverted-U relationship?. *Journal of Development Economics*, 106: 35-51.
- Liao, F. H., & Wei, Y. D. (2015). Space, scale, and regional inequality in provincial China: A spatial filtering approach. Applied Geography, 61: 94-104.
- Mauro, L., & Carmeci, G. (2007). A poverty trap of crime and unemployment. *Review of Development Economics*, 11(3): 450-462.
- Niebuhr, A (2000) : Convergence and the effects of spatial interaction, HWWA Discussion Paper, No. 110.
- Olson, D. L. (2004). Comparison of weights in TOPSIS models. Mathematical and Computer Modelling, 40(7): 721-727.
- Opricovic, S., & 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
- Pan, X., Liu, Q., & Peng, X. (2015). Spatial club convergence of regional energy efficiency in China. Ecological Indicators, 51: 25-30.
- Powell, B., Manish, G. P., & Nair, M. (2010). 13 Corruption, crime and economic growth. Handbook on the Economics of Crime, 328.
- Rey, S. J., & Janikas, M. V. (2005). Regional convergence, inequality, and space. *Journal of Economic Geography*, 5(2): 155-176.
- Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1999). US regional income convergence: a spatial econometric perspective. Regional studies, 33(2): 143-156.
- Sala-i-Martin, X. X. (1996). Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 40(6): 1325-1352.
- Seers, D. (1972). What are we trying to measure?. *The Journal of Development Studies*, 8(3): 21-36.
- Sen, A. (1988). The concept of development. Handbook of development economics, 1: 9-26.

- Sen, A. (1997). Resources, values and development. Harvard University Press.
- Sen, B., & Ali, Z. (2009). Spatial inequality in social progress in Bangladesh. The Bangladesh Development Studies: 53-78.
- Shih, H. S., Shyur, H. J., & Lee, E. S. (2007). An extension of TOPSIS for group decision making. Mathematical and Computer Modelling, 45(7): 801-813.
- Sivramkrishna, S., & Panigrahi, R. (2003). Articulating Uneven Regional Development: artificial intelligence as a tool in development planning. *Journal of Human Development*, 4(3): 437-456.
- Todaro, Michael P. and Stephen C. Smith(2011). Economic Development. Pearson Press. United States of America.
- Tsai, Y. H. (2005). Quantifying urban form: compactness versus' sprawl'.Urban studies, 42(1): 141-161.
- Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2013, August). On spatial econometric models, spillover effects, and W. In 53rd ERSA conference, Palermo (Vol. 4).
- Viton, P. A. (2010). Notes on spatial econometric models. City and regional planning, 870(03): 9-10.
- Wei, Y. D. (2015). Spatiality of regional inequality. Applied Geography, 61: 1-10.
- Wu, C. S., Lin, C. T., & Lee, C. (2010). Optimal marketing strategy: A decision-making with ANP and TOPSIS. *International Journal of Production Economics*, 127(1): 190-196.
- Zanakis, S. H., Solomon, A., Wishart, N., & Dublish, S. (1998). Multi-attribute decision making: A simulation comparison of select methods. *European journal of operational research*, 107(3): 507-529.

پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی