فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۹
سال بیست و هفتم، بهار ۱۳۹۸، صفحه ۴۳۱-۳۹۹

بررسی اثر بودجه بر نابرابری منطقه‌ای ایران با استفاده از مدل اقتصاد سنجی فضایی تابلویی

هادی رحمانی فضلی
عضو هیئت علمی دانشکده حقوق و علوم سیاسی دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)
hady.rahmani@gmail.com
سعید نیکبخت
کارشناسی ارشد اقتصاد
niksanat@gmail.com
احمد ملابهرامی
دکتری اقتصاد
molabahrami.ahmad@gmail.com

در این مطالعه در راستای بررسی و ارزیابی نقش بودجه در نابرابری منطقه‌ای کشور، همگرایی بتای مطلق و بتای شرطی درآمد سرانه استان‌های کشور با حضور متغیر بودجه تخصیصی دولت به استان‌ها طی بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۹، با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر پایه نتایج، شیب خط رگرسیون بتای مطلق منفی، کوچک و از لحاظ آماری بی معناست، لذا فرضیه همگرایی مطلق بتای درآمد سرانه استان‌های کشور رد می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد، روند انحراف معیار مقطعی درآمد سرانه واقعی استان‌های ایران با وجود نوسان در طول دوره تحقیق افزایشی است که بیانگر وقوع واگرایی سیگما است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد فرضیه وابستگی فضایی تولید سرانه و اثرات سرریز فضایی در میان استان‌های کشور مورد پذیرش قرار می‌گیرد. با این وجود، همگرایی شرطی بتا در مدل رگرسیون فضایی با حضور متغیرهای بودجه کل تخصیص یافته دولت مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد کل بودجه تخصیصی، موجب واگرایی و افزایش شکاف درآمدی میان استان‌ها می‌شوند.

طبقه‌بندی JEL: Q32, Q47, C33, D63
واژگان کلیدی: تخصیص منابع، همگرایی منطقه‌ای، اقتصادسنجی فضایی تابلویی، نابرابری.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۵/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۲/۲۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

۱. مقدمه

مسأله نابرابری درآمدی و عدم توازن در توسعه منطقه‌ای در بسیاری از کشورها چالشی اساسی تلقی می‌شود. به ویژه، برای آن دسته از کشورهایی که قلمرو حاکمیتی آن‌ها مناطق جغرافیایی وسیعی را شامل می‌شود. این نابرابری‌های درآمدی و عدم تعادل‌های توسعه منطقه‌ای، تهدیدی جدی برای دستیابی به وحدت و یکپارچگی ملی محسوب می‌شوند. چرا که مناطق غیرمرکزی و خارج از شهرهای بزرگ، معمولاً در برنامه‌ها و سیاست‌گذاری‌های کلان توسط برنامه‌ریزان کمتر مورد توجه قرار می‌گیرند. این امر موجب می‌شود که سطح توسعه اقتصادی و اجتماعی این مناطق تنزل یابد. از طرفی، عدم تعادل و توازن در توسعه منطقه‌ای یکی از مشخصه‌های بارز کشورهای جهان سوم است. به‌طوری‌که در اکثر کشورهای درحال‌توسعه، یک یا دو منطقه و در نهایت، چند منطقه از حیث شکوفایی اقتصادی و اجتماعی، وضعیت مطلوبی داشته و نقش عمده‌ای را در ایجاد درآمد و تولید ملی ایفا می‌کنند.

عدم توازن و تعادل منطقه‌ای معمولاً ناشی از سطح نهاده‌های تولید و توانایی در به‌کارگیری آنها است، به‌طوری‌که کمبود هر کدام از عوامل خود باعث ضعیف سایر عوامل شده و چرخه ایجاد نابرابری‌های درآمدی و عدم توازن و تعادل منطقه‌ای را گسترش می‌دهد. هر چند مسایل ناشی از عدم توازن در توسعه مناطق ممکن است در فرآیند اولیه رشد چندان مورد توجه قرار نگیرد، ولی در بلندمدت و تعمیق عدم تعادل و توازن منطقه‌ای موجب وقوع بحران‌های اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی گشته و در نهایت منجر به بحران‌های امنیتی در کشور می‌شود. به هر حال، در ضرورت پرداختن به توسعه و اهمیت نگرش منطقه‌ای به توسعه به منظور رفع نابرابری‌های درآمدی و برقراری تعادل در فرآیند توسعه در میان صاحب‌نظران و اندیشمندان توسعه اتفاق نظر وجود دارد و آنچه که مورد اختلاف است، روش‌ها، مکانیزم‌ها و چگونگی پرداختن به این مسأله است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

در چند سال گذشته و به ویژه از سال ۱۳۸۰ به بعد، در پی توجه نابرابر دولت به مناطق مختلف کشور، مهاجرت نیروی انسانی به شهرهای بزرگ و به ویژه پایتخت، سبب ایجاد عدم تعادل منطقه‌ای و شکاف بالای رشد اقتصادی استان‌های کشور شده است. مطالعات نشان می‌دهد که انتخاب استراتژی‌های نادرست جهت توسعه و توجه به رشد قطبی[۱] در گذشته منجر به تسریع در توزیع نامناسب فضایی و مکانی جمعیت، امکانات، تاسیسات زیربنایی و سرمایه‌گذاری در کشور شده و باعث تشدید مسأله تمرکز، کاهش بهره‌وری در مناطق دورافتاده و مهاجرت به کلان‌شهرها شده است. براساس آمارهای رسمی منتشره از سوی مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۰، در بین ۳۱ استان کشور، استان تهران ۱۶درصد از کل جمعیت کشور که بیشتر از جمعیت ۱۲استان کشور است و حدود ۲۵درصد از ارزش کل تولید ناخالص داخلی کشور را که با تولید ناخالص داخلی بیش از چهارده استان برابری می‌کند، به خود اختصاص داده است.[۲] همچنین، در سال ۱۳۹۰ متوسط تولید سرانه کشور حدود ۸۴ میلیون ریال است که از متوسط تولید سرانه ۲۱استان کشور بالاتر بوده است. از طرفی دیگر، بر پایه آمارهای رسمی سال ۱۳۹۰، متوسط تولید سرانه ۱۰استان منتخب کمتر توسعه یافته کشور حدود ۴۵ میلیون ریال است که نصف متوسط سطح تولید سرانه کشور است که گویای نابرابری درآمدی منطقه‌ای در ایران است.

بر این اساس، با توجه به آنچه گفته شد، مطالعه حاضر تلاش دارد ضمن بررسی نابرابری درآمدی و عدم تعادل و توازن توسعه در مناطق کشور، به تبیین عوامل مؤثر بر ایجاد نابرابری در بین مناطق کشور با تأکید بر نقش بودجه به عنوان ابزار تخصیص منابع در کشور بپردازد. لازم به ذکر است چون مسایلی که نتیجه تعاملات رویدادهای اقتصادی و اجتماعی با یکدیگر هستند، از لحاظ پیچیدگی موضوع، پیچیده‌ترین شکل مسأله را دارا هستند، یک تحقیق به تنهایی نمی‌تواند تمامی جوانب آن موضوع را مورد بررسی قرار داده و نسخه‌ای برای برطرف کردن تمامی

۱. منظور از قطب‌های رشد مناطق صنعتی و کلان‌شهرها هستند که بر پایه آمارها بیش از نصف تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده‌اند.

۲. نتایج تفصیلی سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰ ، مرکز آمار ایران.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

مشکلات تهیه کند. بنابراین در این تحقیق تلاش بر این است که نظام بودجه‌ریزی کشور و شیوه تخصیص بودجه استانی را به عنوان یکی از دلایل عقب ماندگی مناطق نسبت به یکدیگر، مورد بررسی و تحلیل قرار دهیم.

ساختار مقاله به این صورت است که در بخش دوم، مرور مبانی نظری و ادبیات تجربی موضوع مورد مطالعه صورت می‌گیرد. بخش سوم مقاله به معرفی روش‌انجام، مدل تحقیق و معرفی داده‌ها اختصاص دارد. بخش چهارم مقاله به ارائه نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها و تخمین مدل مقاله اختصاص دارد. در نهایت، بخش پنجم مقاله شامل بحث و نتیجه‌گیری و همچنین ارائه پیشنهادها است.

۲. بررسی توصیفی توزیع بودجه استانی

در این بخش مروری بر شیوه توزیع بودجه در میان استان‌های کشور صورت می‌گیرد. در این راستا در جدول شماره (۱)، سهم بودجه به تفکیک استان‌ها در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۳ جهت مقایسه وضعیت استانی توزیع بودجه ارائه شده است.

جدول ۱. توزیع بودجه استانی در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۳

استان	سهم بودجه استان بر پایه اطلاعات سال ۱۳۹۰	سهم بودجه استان بر پایه اطلاعات سال ۱۳۹۳
آذربایجان شرقی	۴/۴۹	۴/۰۵
آذربایجان غربی	۳/۶۵	۳/۱۳
اردبیل	۱/۹۰	۱/۷۰
اصفهان	۵/۳۶	۱۳/۷۴
البرز	۱/۸۹	۱/۸۸
ایلام	۱/۵۳	۱/۳۴
بوشهر	۲/۰۳	۶/۵۱
تهران	۱۱/۲۶	۷/۵۱
چهار محال و بختیاری	۱/۵۶	۰/۴۴
خراسان جنوبی	۱/۴۶	۱/۴۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

استان	سهم بودجه استان بر پایه اطلاعات سال ۱۳۹۰	سهم بودجه استان بر پایه اطلاعات سال ۱۳۹۳
خراسان رضوی	۶/۲۱	۶/۲۳
خراسان شمالی	۱/۳۱	۱/۴۵
خوزستان	۶/۵۴	۵/۵۲
زنجان	۱/۹۳	۱/۵۱
سمنان	۱/۳۵	۱/۲۹
سیستان و بلو چستان	۳/۹۱	۳/۶۵
فارس	۶/۲۷	۵/۶۵
قزوین	۱/۴۷	۱/۳۱
قم	۲/۸۶	۲/۸۱
کردستان	۱/۵۴	۱/۳۶
کرمان	۲/۶۸	۲/۱۶
کرمانشاه	۴/۲۱	۳/۷۳
کهگیلویه و بویر احمد	۳/۳۸	۲/۷۰
گلستان	۲/۳۱	۲/۰۴
گیلان	۳/۳۸	۲/۹۷
لرستان	۲/۶۲	۲/۴۱
مازندران	۴/۳۱	۳/۷۶
مرکزی	۱/۷۱	۱/۵۷
هرمزگان	۲/۶۲	۲/۴۳
همدان	۲/۴۴	۲/۱۵
یزد	۱/۸۱	۱/۵۴

مأخذ: مرکز آمار ایران

همان‌گونه که اطلاعات ارائه شده در جدول (۱) نشان می‌دهد شش استان، تهران، خوزستان، اصفهان، فارس، خراسان رضوی و آذربایجان شرقی مجموعا در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ به ترتیب ۴۰/۱۳ و ۴۲/۷ درصد از کل بودجه کشور را به خود اختصاص داده‌اند که گویای شکاف بالا و نابرابر در توزیع بودجه بین استانی در کشور است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

۳- مبانی نظری

برای دستیابی به ارزیابی نابرابری منطقه‌ای ونظر به نقش بودجه در آن، باید برنامه‌ریزی منطقه‌ای و فرضیه همگرایی رشد اقتصادی منطقه‌ای مورد ارزیابی صورت پذیرد و از طرفی باید در این همگرایی رشد به اثرات بودجه توجه نمود. بنابر این لازم است نظریه‌های رشد اقتصادی به ویژه نظریه‌هایی که نقش تخصیص منابع و بودجه‌ریزی را در درون خود جای داده‌اند مرور گردند که در این نوشتار به صورت کلی مرور می‌شوند.

۳-۱. برنامه ریزی و توسعه منطقه‌ای

برنامه‌ریزی منطقه‌ای در اثر نظریه‌های توسعه منطقه‌ای صورت می‌گیرد. برنامه‌ریزی منطقه‌ای سه هدف عمده را دنبال می‌کند: تولیدی، اجتماعی و زیست‌شناختی. تلاش توسعه منطقه‌ای بر آن است که بهترین شرایط و امکانات را برای توسعه جامع فراهم آورد. تفاوت‌های کیفیت زندگی بین منطقه‌ای و درون منطقه‌ای را به حداقل برساند و نهایتاً از میان بردارد و جهت تأمین این دو هدف، بهترین بهره‌گیری ممکن از مواهب طبیعی و استعدادهای انسانی یک منطقه را میسر سازد. هدف‌های فوق موارد ذیل را در کانون توجه قرار می‌دهند:

نخست، چنین توسعه‌ای ماهیتی جامع دارد و به جنبه‌های اقتصادی صرف محدود نمی‌شود. دوم، توزیع عادلانه را در تقدم نخست قرار می‌دهد، زیرا تنها و تنها با این اقدام است که تفاوت بین معیارهای زندگی از میان خواهد رفت و سرانجام با ایجاد شرایطی از جمله شرایط اجتماعی، توسعه همه‌جانبه کلیه مردم یک منطقه را هدف می‌گیرد. به هر روی، نظریه‌ها و اعمال متداول توسعه منطقه‌ای، آن‌قدر جامع و فراگیر و در جهت ارمان اجتماعی نیست که به درستی پاسخگوی هدف‌های فوق باشد. آن‌ها از نظریه‌های اقتصاد کلان غربی اخذشده‌اند و نسخه‌های تکه‌پاره‌ای از الگوهای رشد اقتصادی هستند (میسرا، ۱۳۶۸).

مجموعه نظریه‌های ارائه‌شده درخصوص دست‌یابی به رشد و توسعه اقتصادی را می‌توان به دو گروه اساسی تقسیم‌بندی نمود. اول نظریه رشد متوازن و دوم نظریه نامتوازن. که براساس این دو دسته نظریه مباحث بسیاری برای بررسی تعامل بین رشد و نابرابری مطرح گردیده است که به

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

تلاش‌های نظری برای یافتن ارتباطات منطقی بین این دو مفهوم باتوجه به تفاوت‌های مهارتی، دلایل اقتصاد سیاسی و ثبات یا محدودیت‌های اعتباری منجر شده است. (محمودزاده،۱۳۹۱) . برخی محققین معتقدند نابرابری و عدم توازن به رشد سریع‌تر منتج می‌شود و برخی دیگر نابرابری را کاهش‌دهنده رشد می‌دانند. این اختلاف نظر ممکن است به دلیل کیفیت داده‌ها، الگوهای مختلف در زمان‌ها متفاوت و همچنین خصوصیات کشورهای مختلف مورد مطالعه باشد (رایماس زیوکا و همکاران، ۲۰۱۰).

۳-۲. توسعه و نابرابری فضایی

نابرابری‌های منطقه‌ای به دلایل متعددی همچون دلایل تاریخی، اجتماعی، اقتصادی، جغرافیایی، دموگرافیکی و سیاسی ایجاد می‌شوند و منجر به رشد ناهمگون و نامتعادل میان نواحی و مناطق می‌شوند (منصوری ثالث، ۱۳۷۵). در واقع، تمرکز نامعقول و نامتناسب در عرصه‌های زیستی توسعه اقتصادی- اجتماعی، نابرابری نواحی جغرافیایی را در پی خواهد داشت. موضوعی که بازتاب آن را در چشم‌انداز جغرافیایی شهرها و رشد ناهمگون آن‌ها نیز می‌توان یافت (فرید، ۱۳۸۸). زمانی که پایین بودن درآمدی با فقر درآمد ناشی از دسترسی کمتر به کالا و خدمات ارائه‌شده از سوی بخش دولتی ترکیب شود به عقب‌ماندگی نواحی می‌انجامد. دولت‌ها و دستگاه‌های برنامه‌ریز وظیفه دشواری در خصوص ایجاد تعادل در توزیع خدمات و امکانات شهری بر عهده دارند (حکمت نیا و میر نجف موسوی، ۱۳۸۵). در اغلب کشورهای درحال‌توسعه از جمله ایران یک یا دو منطقه و در نهایت چند منطقه وضعیت مناسب خدمات عمومی و بالطبع شکوفایی اقتصادی و اجتماعی دارند و نقش عمده‌ای در ایجاد درآمد و تولید ملی ایفا می‌کنند. این امر به بهای عقب نگه‌داشتن مناطق دیگر و افزایش شکاف و نابرابری بین مناطق و نواحی است، به‌نحوی‌که گزارش توسعه انسانی (۲۰۰۳)سازمان ملل، به تبیین این تفاوت‌ها پرداخته و یکی از مهم‌ترین سیاست‌های توسعه انسانی در برنامه سوم توسعه را توجه به برنامه‌ریزی فضایی به عنوان یک برنامه بلندمدت برای تحقق عدالت اجتماعی و تعادل منطقه‌ای معرفی می‌کند. وجود چنین شرایطی موجب توجه گسترده به مبحث توسعه و نابرابری فضایی شده است. نابرابری فضایی را می‌توان توزیع نابرابر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

فرصت‌ها و موانع اجتماعی در فضا دانست. نابرابری فضایی که شکل بارز آن نابرابری منطقه‌ای است در هر جامعه‌ای می‌تواند جنبه‌های مختلف به خود گیرد. اشکال قابل رؤیت نابرابری فضایی در کشورهای درحال‌توسعه عبارتست از نابرابری بین شهر و روستا، نابرابری بین شهرهای بزرگ و کوچک، نابرابری جغرافیایی در شهرهای بزرگ، نابرابری بین مناطق محروم و مناطق برخوردار و غیره (دهقان، ۱۳۸۶). در نهایت می‌توان گفت توسعه متعادل و هماهنگ مناطق، پیش‌نیاز بسیار مهمی برای حصول پایداری اقتصادی و پیشرفت یکپارچه کشور به شمار می‌رود (مارتیک و ساویک، ۲۰۰۱)[1].

۳-۳. مخارج دولت و رفاه

اثر مخارج دولت بر متغیرهای اقتصادی به‌طور پیوسته در طول زمان‌های مختلف یکی از موضوعات مهم اقتصاد بوده است به گونه‌ای که که بسته به مکانیسم تعامل میان آن‌ها چگونگی این اثرات گوناگون خواهد بود. مخارج دولت معمولاً بخش عمده‌ای از درآمد ملی را به خود اختصاص می‌دهد، اگر این مخارج به طور مناسب هزینه شود، می‌تواند موجبات تحرکات اقتصادی گردد و به دنبال آن موجبات رشد اقتصادی و توسعه و رفاه جامعه را فراهم آورد. از سوی دیگر، دستیابی به رفاه بالا یکی از مسائل مهم بسیاری از کشورهای جهان است. درحالی که کشورهای توسعه یافته به سطوح بالای رفاه دست یافته‌اند، کشورهای درحال توسعه با موانع جدی در این زمینه روبه رو هستند. با توجه به اینکه کشور ایران درحال توسعه بوده و بسیاری از تحولات در این کشور تحت تأثیر دولت‌ها می‌باشد، لازم است در اینجا تا حدودی نحوه اثرگذاری مخارج دولت بر توسعه و رفاه تشریح و تبیین گردد تا امکان مقایسه تأثیرگذاری مخارج دولت بر توسعه و رفاه درکشور ایران به عنوان یک کشور درحال توسعه فراهم شود.

1. Martic and Savic

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

مخارج دولت در زمینه تصویب و اجرای طرح‌های تأمین اجتماعی، حمل ونقل و ارتباطات، مسکن، کشاورزی و فرهنگ عمومی و... می‌تواند با بهبود وضعیت امید به زندگی و درآمد سرانه، رفاه را به طور مثبت تحت تأثیر قرار دهد، و یا بالعکس با تخصیص غیربهینه مخارج بین بخش‌های مختلف نتواند کارایی لازم را داشته باشد و باعث کاهش توسعه و رفاه شود. باید توجه داشت که تحقق هرکدام از موارد فوق به شرایط ساختاری و اقتصادی هر کشور (ازجمله توسعه یافتگی یا توسعه نیافتگی اقتصاد و وضعیت بخش‌های دولتی و خصوصی موجود در آن کشور) بستگی دارد. بنابراین چنانچه نقش دولت در اقتصاد به وسیله ترکیب مخارج آن سنجیده شود، می‌توانیم انتظار داشته باشیم دولت‌ها از طریق مخارجی که در هر یک از بخش‌ها انجام می‌دهند، با تحت تأثیر قرار دادن نماگرهای شاخص نابرابری و رفاه جامعه را تحت تأثیر قراردهند.

۳-٤. مطالعات تجربی

ولا و اولالا (۲۰۰۵)[1] در مقاله‌ای با عنوان تأثیر متغیرهای کلان بر توزیع درآمد در در اسپانیا، به بررسی تأثیر متغیرهای کلی (مانند تورم، بیکاری، مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی) و متغیرهای فردی (سطح تحصیلات، سن، جنسیت، و محل سکونت) بر توزیع درآمد پرداختند. این مقاله از شاخص‌های دوگانه شبه پارامتریک[2] برای ارزیابی شاخص‌های کلان و خرد بر تغییرات توزیع درآمد در بین خانوارهای اسپانیایی استفاده کرده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش سطح GDP و مخارج دولتی تأثیر معنی‌داری در بهبود توزیع درآمد در اسپانیا داشته است.

اربیتا بنرجی (۲۰۱۳)در پژوهشی با توجه به تداوم اختلاف‌های منطقه‌ای به عنوان یکی از نگرانی‌های عمده دولت هند، به بررسی نقش بازار در کنترل و دستیابی به توسعه عادلانه پرداخته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ایالات هند با شتاب زیادی در نرخ رشد همراه با افزایش شدید نابرابری و قطبی شدن فعالیت‌ها به خصوص در دوره پس از اصلاحات را

1. Olalla and Vella
2. Semi parametric double index

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

تجربه کرده‌اند. تجزیه و تحلیل اقتصادسنجی نشان‌دهنده ایجاد روند واگرایی مطلق و همگرایی مشروط برای دوره ۱۹۸۱-۱۹۸۰ بوده است. همچنین الگوی توزیع سرمایه‌گذاری‌های دولتی و خصوصی در فرآیند توسعه نابرابر در هند دارای نقش کلیدی است.

قوش (۲۰۱۳) به بررسی بهره‌وری اقتصادی ۱۵ ایالت بزرگ هند و همگرایی درآمد سرانه در سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۶۰ پرداخته است. رشد بهره‌وری ایالات بعد از انقلاب ۱۹۹۱ بهتر شده است. اما ایالات در درآمد سرانه واگرا شده‌اند واگرایی ناحیه‌ای و همگرایی براساس عوامل تغییرات بین ایالتی توضیح داده می‌شود. پس از آن صنایع و خدمات عوامل مهم واگرایی مناطق است. در ضمن در این تحقیق نیز از روش پنل دیتا و همگرایی مشروط استفاده شده است.

شن و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان مخارج دولت و فرصت‌های برابری در چین، با استفاده از داده‌های سنجش سلامت و تغذیه چین (CHNS)، تأثیرات هزینه‌های دولتی را در برابر فرصت‌های موجود در چین با برآورد جابجایی درآمد بین استان‌های مختلف با انجام هزینه‌های مختلف دولتی را بررسی می‌کنند و در یافتند که هزینه‌های دولت چین، به خصوص هزینه‌های آموزش و پرورش، بهداشت و رفاه اجتماعی، می‌تواند تحرک درآمد بین منطقه‌ای را بالا ببرد. در مقابل، هزینه‌های دولت در زیرساخت‌ها تأثیر قابل توجهی بر تحرک درآمد ندارد.

نعمت الله اکبری (۱۳۹۰) در مطالعه خود به بررسی تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از داده‌های مقطعی سال‌های ۱۳۸۰و ۱۳۸۵ و رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی پرداخته است. براساس نتایج تحقیق، به‌طور متوسط افزایش مخارج جاری سرانه با افزایش نابرابری و افزایش مخارج عمرانی سرانه با بهبود توزیع درآمد همراه بوده است. میزان تأثیرگذاری متغیر مخارج جاری دولت بر نابرابری درآمد، بر عکس مخارج عمرانی در این سال‌ها با حرکت از شرق به غرب کشور بیشتر شده است. همچنین، تغییرات فضایی دو متغیر مخارج جاری و مخارج عمرانی در سال ۱۳۸۰ و تغییرات فضایی متغیر مخارج عمرانی برای سال۱۳۸۵ تأیید شده است.

میلاعلمی و رنجبر (۱۳۹۳)، همگرایی تولید سرانه استان‌های کشور را با استفاده از رگرسیون روش چندکی ناپارامتریک طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

می‌دهد که در میان استان‌های کشور دو باشگاه همگرایی فقیر و ثروتمند در حال شکل‌گیری است و عموم استان‌ها به سمت باشگاه فقیر در حال حرکت هستند. نتایج آنها همچنین نشان می‌دهد که الگوهای رشد اقتصادی استان‌ها دارای ناهمگونی‌های شدید است، به نحوی که جهت ارتقای تولید سرانه استان‌های فقیر به سمت استان‌های ثروتمند به دوره زمانی بین ۲۰ الی ۶۰ سال زمان مورد نیاز است.

غلامی حیدریانی و همکاران (۱۳۹۳) با بهره‌گیری از آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی، فرضیه همگرایی درآمد سرانه استان‌های کشور را طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آنها حاکی از آن است که؛ اول، می‌توان استان‌های کشور را به دو گروه با درآمد پایین (تعداد ۱۸ استان) و استان‌های با درآمد سرانه بالا (۱۲ استان) تقسیم نمود. دوم، بر پایه آزمون ریشه واحد تابلویی وجود همگرایی مطلق در هر دو گروه استان‌ها تأیید می‌شود و لذا فرضیه همگرایی باشگاهی میان استان‌های کشور تأیید می‌گردد.

دل انگیزان و همکاران (۱۳۹۶) در بررسی‌ای با عنوان اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و بررسی همگرایی رشد آنها (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، برای داده‌های استانی در فاصله زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۴ به این نتیجه رسیده‌اند که رشد اقتصادی استان‌های کشور همگرا است و صنعتی شدن در استان خاص موجب واگرایی رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاری در مناطق کمتر توسعه یافته می‌تواند براساس مزیت نسبی سبب افزایش همگرایی رشد اقتصادی استان‌های کشور شود.

٤. روش شناسی و مدل تحقیق

در این تحقیق به منظور بررسی همگرایی و ارزیابی وجود نابرابری درآمدی میان استان‌های کشور از مدل همگرایی رشد اقتصادی سولو- سوان[1] استفاده می‌شود. الگو رشد اقتصادی نئوکلاسیکی سولو- سوان یکی از مدل‌های متعارفی است که فرضیه همگرایی رشد اقتصادی را در درون خود جای داده است. در این الگو، تابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در نظر گرفته شده است و

1. Solow-Swan Neoclassical growth model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

عوامل تولید مشتمل بر موجودی سرمایه (K)، نیروی کار (L) و دانش فنی و عوامل تکنولوژیک (A) می‌باشد. در الگوی رشد نئوکلاسیکی، تابع تولید با مشخصات مذکور و معادله انباشت سرمایه جهت مطالعه عوامل تولید استفاده می‌گردد. جوهره اصلی مدل رشد سولو و سوان این است که در بلند مدت متغیرهای کلان اقتصادی نظیر مصرف و سرمایه‌گذاری با نرخی یکسان با درآمد سرانه به سمت حالت پایای خود همگرا می‌شوند. از این‌رو این مدل رشد به مسیر رشد متوازن[1] مشهور است. خلاصه بحث مدل رشد سولو و سوان در زمینه همگرایی به صورت زیر است.

۱. چند اقتصاد یا منطقه که دارای سطح سرمایه سرانه مؤثر، نرخ پس انداز، سطح تکنولوژی و نرخ رشد جمعیت برابر هستند، بر طبق الگوی سولو و سوان در بلند مدت به یک سطح سرمایه سرانه مؤثر و محصول سرانه[2] مشابه دست خواهند یافت. چنین همگرایی به همگرایی مطلق بتا[3] شهرت دارد.

۲. چند اقتصاد یا منطقه که دارای سطح سرمایه سرانه مؤثر، نرخ پس انداز، سطح تکنولوژی و نرخ رشد جمعیت متفاوت هستند، بر طبق الگوی رشد سولو و سوان در بلند مدت همگی متغیرهای آنها با یک نرخ ثابت و برابر رشد خواهند کرد و هر کدام مسیر متوازن مختص به خود را خواهند داشت که چنین همگرایی ایجاد شده به همگرایی شرطی بتا شهرت دارد. در همگرایی شرطی بتا[4]، هر منطقه یا استان دارای مسیر رشد متوازن خود بوده و یک تفاوت دائمی میان مسیر رشد آنها وجود دارد.

۳. حال اگر پارامترهای مذکور در بندهای (۱) و (۲) برای گروهی از استان‌های ثروتمند مشابه باشد و برای گروهی دیگر از استان‌ها فقیر مشابه همدیگر باشد، به دو سطح پایدار بلند مدت دست خواهیم یافت. چنین همگرایی به همگرایی باشگاهی[5] شهرت دارد.

شایان ذکر است که نوع دیگری از همگرایی که بیانگر کاهش نابرابری مناطق اقتصادی در طی

1. Balanced growth path
2. Output per capita
3. Absolute β convergence
4. Conditional β convergence
5. Clubs convergence

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

زمان است، به همگرایی سیگما[1] شهرت دارد (حمیدی، ۱۳۹۲).

الگوی رشد تعمیم یافته سولو- سوان توسط منکیو و همکاران[2] (۱۹۹۲) در یک مطالعه تجربی به صورت زیر بسط داده شده است:

$$Y_t = K_t^{\alpha}(A_t L_t)^{1-\alpha}, \qquad 0 \prec \alpha \prec 1 \tag{۳}$$

به طوری‌که:

$$A_t = A_0 e^{g_t} \tag{۴}$$

$$L_t = L_0 e^{n_t} \tag{۵}$$

در روابط (۴) و (۵)، g_t و n_t به ترتیب نرخ رشد دوره جاری دانش فنی و نیروی کار می‌باشند. با توجه به مفروضات الگوی رشد سولو و سوان، منیکو و همکاران (۱۹۹۲) الگوی زیر را برای بررسی همگرایی درآمد سرانه پیشنهاد می‌کنند:

$$\Delta \ln Y_{i,t} = -(1-e^{\beta t}) \ln Y_{i0} - \frac{\alpha(1-e^{\beta t})}{(1-\alpha)} \ln(n_i + g + \delta) + \frac{\alpha(1-e^{\beta t})}{(1-\alpha)} \ln(S_{k,i}) + (1-e^{\beta t}) \ln A_{i0} + g_t \tag{۶}$$

که درآن، β نرخ همگرایی مقطعی است و متغیرهای توضیحی عبارتند از (δ) نرخ استهلاک سرمایه، (g) نرخ پیشرفت تکنولوژی برونزا، (S_k) نرخ پس انداز یا به عبارت دیگر سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی، (n) نرخ رشد نیروی کار و درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای دوره $Y_{i,0}$. مجموع نرخ پیشرفت تکنولوژی و نرخ استهلاک سرمایه ثابت، در بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه حدود ۵ درصد می‌باشد (منکیو و همکاران، ۱۹۹۲، بهرنز و همکاران[3]، ۲۰۱۲).

منکیو و همکاران (۱۹۹۲) زمانی‌که به تخمین تابع تولید سولو پرداخته اند، سهم سرمایه فیزیکی را در تابع تولید بسیار زیاد برآورد کردند. به همین دلیل سرمایه انسانی را برای برآورد معقول‌تر سهم عوامل تولید، وارد مدل کردند. در این راستا، سرمایه انسانی در تابع تولید کاب داگلاس به

1. α Convergence
2. Mankiw-Romer-Weil
3. Behrens and Ertur And Wilfried

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

صورت ذیل وارد شده است:

$$Y_t = K_t^{\alpha} H_t^{\varphi} (A_t L_t)^{1-\alpha-\varphi},\ 0 \prec \alpha \prec 1 \qquad (۷)$$

H_t بیانگر سرمایه انسانی و φ نشان دهنده کشش تولید سرانه نیروی کار نسبت به سرمایه انسانی است. در این صورت مدل همگرایی رشد با لحاظ سرمایه انسانی با توجه به منکیو و همکاران (۱۹۹۲) به صورت زیر خواهد بود :

$$\Delta \ln Y_{i,t} = -(1-e^{\beta t}) \ln Y_{i0} - \frac{\alpha(1-e^{\beta t})}{(1-\alpha)} \ln(n_i + g + \delta) + \frac{\alpha(1-e^{\beta t})}{(1-\alpha)} \ln(S_{k,i}) + \frac{\varphi(1-e^{\beta t})}{(1-\varphi)} \ln(S_{h,i}) + (1-e^{\beta t}) \ln A_0 + g_t \qquad (۸)$$

لازم به ذکر است که S_h سهمی از درآمد است که در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری می‌شود.

کورای[1] (۲۰۰۹) فرم تعمیم یافته مدل منکیو- رومر- ویل را با حضور متغیر اندازه دولت مورد مطالعه قرار می‌دهد. در این مدل، تکنولوژی تولید دارای فرم سرانه نیروی کار کاب داگلاس به صورت زیر است :

$$y_t = A_t k_t^{\alpha} h_t^{\varphi} (g_t e^{\mu\theta})^{\gamma} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹)، k_t، h_t و g_t به ترتیب موجودی سرمایه سرانه بخش خصوصی، سرمایه انسانی سرانه نیروی کار و سرمایه سرانه نیروی کار دولتی می‌باشند. همچنین θ بعد کیفیت دولت را می‌سنجد. فرم نمایی این عامل بیان می‌کند که کیفیت به عنوان حکمرانی خوب یک فاکتور اصلی تولید نمی‌باشد، بلکه کارایی موجودی سرمایه دولتی را بهبود می‌بخشد (کورای، ۲۰۰۹). از طرفی، γ نشان دهنده کشش تولید سرانه نیروی کار نسبت به عامل تولید سرمایه‌های عمومی یا دولتی می‌باشد.

در بلند مدت ω و n را به ترتیب به عنوان نرخ رشد برونزای تکنولوژی و نرخ رشد نیروی کار تعریف می‌کنیم. همچنین را به عنوان نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت در نظر می‌گیریم. با تعریف S_k، S_h و S_g به ترتیب به عنوان نرخ پس‌انداز یا سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی،

1. Cooray

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

سرمایه‌گذاری در منابع انسانی و سرمایه‌گذاری عمومی یا دولتی در بلند مدت، فرم لگاریتم خطی تعادلی بلند مدت تولید سرانه به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln y_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left[\frac{S_k}{n+\omega+\delta}\right] + \alpha_2 \ln\left[\frac{S_h}{n+\omega+\delta}\right] + \alpha_3 \ln\left[\frac{S_g}{n+\omega+\delta}\right] + \alpha_4 \quad (۱۰)$$

که در آن $\alpha_4 = \mu\gamma$. همچنین پویایی نرخ رشد تولید سرانه نیروی کار حول مقدار تعادلی بلند مدت به صورت زیر شکل می‌گیرد :

$$\ln y_t - \ln y_0 = (1-e^{-\lambda t})[\ln y^* - \ln y_0] \quad (۱۱)$$

طوری‌که در آن، λ بیانگر سرعت همگرایی[1] است و براساس رابطه زیر به‌دست می‌آید :

$$\lambda = (1-\alpha-\beta-\gamma)(n+\omega+\delta) \quad (۱۲)$$

در بسیاری از مطالعات، رابطه (۸) اغلب به‌صورت مقطعی برآورد می‌شود،که در این رویکرد پراکندگی تکنولوژی بین مقاطع برابر در نظر گرفته شده که این امر موجب خطای متغیر حذف شده در مدل می‌شود. در رویکرد تخمین به صورت داده‌های پانلی این مسأله با لحاظ اثرات ثابت مقطعی رفع شده و سطح تکنولوژی بین کشورها یکسان در نظر گرفته نشده و در اثرات ثابت نشان داده می‌شود. در صورتی‌که در رگرسیون مقطعی سطح تکنولوژی و بهره‌وری عوامل تولید یکسان فرض شده، بنابر این کشورها ناگزیر برای ارتقای سطح حالت پایدار درآمد سرانه تنها به نرخ پس‌انداز و نرخ رشد نیروی کار توجه می‌کردند. اما با در نظر گرفتن اثرات ثابت مقاطع روی عوامل ملموس و غیرملموس خاص هر خود نیز تمرکز می‌شود.

لازم به ذکر است که با در نظر گرفتن بعد فضا به‌وسیله اقتصادسنجی فضایی می‌توان به نتایج دقیق‌تری دست یافت، چرا که در اقتصادسنجی فضایی اثرات فضایی شامل خودهمبستگی فضایی[2]

1. Speed of convergence
2. Spatial Autocorrelation

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

و ناهمسانی فضایی[1] را به کارکرد مدل‌های مقطعی یا ترکیبی (پنل) اضافه می‌کند. وابستگی فضایی به معنای وجود ارتباط بین رخداد در یک نقطه از فضا با رخداد در نقطه دیگری از فضا بوده و ناهمسانی فضایی به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح واحدهای فضایی (مکانی) یا جغرافیایی اشاره دارد(اکبری، ۱۳۸۴).

برای در نظر گرفتن اثرات فضایی در مدل می‌توان از وقفه فضایی متغیر وابسته، وقفه فضایی متغیر مستقل، خودهمبستگی فضایی اجزای اخلال و یا ترکیبی از سه مورد فوق، استفاده کرد. هم‌چنین از آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل‌های پنل با اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده می‌شود. تبیین این مدل‌ها در سه گام صورت می‌پذیرد.

گام اول، انجام آزمون فرضیه معناداری وابستگی‌های فضایی بین اجزای اخلال در مدل به‌وسیله آزمون تشخیصی ضرایب لاگرانژ[2] است. گام دوم تشخیص مدل مناسب برای تخمین فضایی داده‌های پنل می‌باشد. بر مبنای طبقه‌بندی الهورست (۲۰۱۲) سه مدل SAR[3]، SEM[4] و SDM[5] به صورت زیر قابل کاربرد هستند:

مدل SAR:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} y_{jt} + \propto + X_{it}\beta + \delta_i(\text{optional}) + \mu_t(\text{optional}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۳)$$

مدل SEM:

$$y_{it} = X_{it}\beta + \delta_i(\text{optional}) + \mu_t(\text{optional}) + \varphi_{it} \quad (۱۴)$$

$$\varphi_{it} = \tau \sum_{j=1}^{N} W_{it}\varphi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۵)$$

1. Spatial Heterogeneity
2. Lagrange Multiplier Test
3. Spatial Autocorrelation Model
4. Spatial Error Model
5. Spatial Durbin Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

مدل SDM:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} y_{jt} + \propto + X_{it}\beta + \sum_{j=1}^{N} W_{ij} X_{ijt}\theta + \delta_i(\text{optional}) + \mu_t(\text{optional}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۶)$$

متغیرهای هر سه مدل روابط (۱۳)،(۱۴)،(۱۵) و (۱۶) به شرح زیر است:

y_{it}، نشاندهنده متغیر وابسته برای واحدهای مکانی i در زمان t می‌باشد. ρ ضریب اتورگرسیو فضایی است. $W_{ij}y_{jt}$ وقفه فضایی است که اثرات سرریز سایر مناطق را بر واحد مکانی i نشان می‌دهد و در آن W_{ij} عنصر سطر i ام و ستون ز ام از ماتریس وزن‌های فضایی نامنفی W است. ∝ یک پارامتر ثابت است و X_{it} بردار متغیرهای مستقل و β بردار ثابت از ضرایب ثابت ولی نامعین است. τ ضریب خودهمبستگی فضایی است که اثرات سرریز را در مدل خطای فضایی از کانال جمله اخلال را کنترل می‌کند. ε_{it} جز اخلال با میانگین صفر و واریانس است. در نهایت δ_i بیانگر اثرات معین مکان و μ_t بیانگر اثرات معین زمان است.

گام سوم، انتخاب مدل مناسب از بین سه مدل SDM، SEM، SAR به وسیله آزمون‌های تشخیصیLR و Wald براساس مطالعه الهورست(۲۰۱۲) است و در نهایت به‌وسیله ازمون هاسمن برای تشخیص اثرات تصادفی و ثابت اقدام می‌شود. بنابراین با توجه به مطالب فوق و روابط (۱۶) و (۸) مدل مورد بررسی در این مطالعه را می‌توان به صورت ذیل بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned} lnY_{i.t} = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} lnY_{j.t} + \gamma lnY_{i.t-1} + \boldsymbol{\lambda} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} lnY_{j.t-1} \\ + \beta_1 \ln(N_{i.t} + 0.05) + \beta_1 \ln(S_{i.t}) + \beta_1 \ln(SG_{i.t}) + \delta_i \\ + \mu_t + \varepsilon_{i.t} \end{aligned} \quad (۱۷)$$

که درآن، $\ln Y_{i,t}$ لگاریتم تولید سرانه واقعی بوده و $Y_{i,t}$ -1 نیز تولید سرانه واقعی در سال گذشته است. عبارت ($S_{i,t}$)، بیانگر سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی واقعی براساس مطالعه استرلی و ربلو[1] (۱۹۹۶)، $N_{i,t}$ متوسط نرخ رشد سالانه نیروی کار و $N_{i,t}$+0/05 بیانگر مجموع متوسط نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت برونزای فنی و نرخ استهلاک سرمایه، δ_i بیانگر اثرات

1. Easterly and Rebelo

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

ثابت انفرادی و μ_t اثرات ثابت زمانی[۱] است و $SG_{i,t}$ متغیر سرمایه عمومی است که براساس مطالعه روستئو و واتچل[۲] (۲۰۰۵) به عنوان جایگزین متغیر دولت در تابع تولید تصریح شده در رابطه(۹) است. در این پژوهش با توجه به تاکید بر تخصیص بودجه استانی بر همگرایی و واگرایی استان‌ها از بودجه تخصیص یافته به هر استان استفاده شده است. عبارت $\sum_{j=1}^{n} w_{ij} \ln Y_{j,t-1}$ وقفه فضایی متغیر تولید سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیر دوره است. برای تصریح صحیح معادله همگرایی (رابطه (۱۷)) وقفه فضایی متغیر تولید سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیر دوره در این معادله وارد شده است، مطالعه تاو و یو نشان می‌دهد که نبود این متغیر باعث تورش معنادار در نتایج حاصل از رگرسیون فضایی می‌شود. بنابراین، روش تخمین رابطه (۱۷) باید بتواند به متغیر توضیحی تولید سرانه واقعی در ابتدای زیر دوره نیز اجازه تعاملات فضایی را بدهد که این مختص حالت فضایی دوربین است. شایان ذکر است که در رابطه (۱۳)، λ نشان دهنده سرعت همگرایی در دوره زمانی تحقیق است.

ـ معرفی داده‌های تحقیق

در این تحقیق جامعه آماری، استان‌های کشور بوده و جهت بررسی و برآورد مدل‌های تحقیق ازآنجاکه متغیرهای تحقیق در دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۹ در دسترس بودند، این دوره زمانی برای تحقیق انتخاب شد. در این تحقیق از تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها که از مرکز آمار ایران به قیمت‌های جاری جمع‌آوری شده و با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده تعدیل شده به عنوان درآمدسرانه استانی استفاده شده است. از طرفی برای محاسبه متغیرهای بودجه کل استانی که داده‌های آن بین سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۹ در دسترس بود، عبارت‌اند از:

۱. اثرات ثابت زمانی در واقع اثرات غیرقابل مشاهده و غیرقابل اندازه‌گیری را مدل‌سازی می‌کند که برای همه استان‌ها یکسان هستند ولی در طول سال متفاوت هستند و متغیر وابسته یعنی تولید سرانه نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

2. Rousseau and Watchel

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

۱. عملکرد میزان اعتبارات استانی (جدول شماره ۱۰) قانون بودجه پس از اعمال اصلاحات (۱. جابه جایی تبصره‌های بودجه، ۲. جابه جایی اعتبارات از مرکز به استان،۳. مجوزهای جابه جایی قانون تنظیم و الحاق)

۲. اعتبارات ناشی از بودجه عمومی استان‌ها (شامل اعتبارات دستگاه‌های متمرکز در قسمت چهارم قانون بودجه مثل دانشگاه‌ها (طرح‌های ملی)

۳. ابلاغ اعتبارات از دستگاه‌های مرکز به واحدهای تابعه

۴. ردیف‌های متفرقه

پس از تغییرات اصلاحی، استفاده شده است[1]. لازم به ذکر است که محاسبات انجام شده برای متغیرهای بودجه‌ای استانی برای به‌دست آوردن میزان دقیق و نهایی انواع بودجه اختصاص یافته توسط دولت در هر استان به عنوان متغیر دولت در تابع تولید رابطه (۹) است و به همین دلیل به محدودیت زمانی در دوره تحقیق مواجه شده‌ایم.

سایر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق براساس فرم لگاریتم خطی تابع تولید در معادله(۱۰) و صورت بازنویسی شده رابطه (۱۷) عبارتند از:

میزان جمعیت استانی: از آمارنامه‌های منتشره مرکز آمار ایران استخراج شده است وبه عنوان متغیر نیروی کار در تابع تولید تعمیم یافته منکیو- رومر- ویل براساس مطالعه کورای (۲۰۰۵) و روستئو و واتچل (۲۰۰۵) در نظر گرفته شده است.

نسبت سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی هر استان : از نسبت مخارج سرمایه‌ای به تولید ناخالص داخلی هر استان استفاده شده است.

۱. شایان ذکر است که اطلاعات لازم برای محاسبه متغیر های بودجه‌ای از دیوان محاسبات کشور اخذ شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

۵. تجزیه و تحلیل

ـ بررسی همگرایی مطلق

آزمون فرضیه همگرایی مطلق از طریق رگرسیون لگاریتم نسبت درآمدسرانه در بازه زمانی تحقیق بر سطح اولیه درآمد سرانه در سال پایه میسر است. نکته مهم این است که براساس جدول ذیل شیب خط رگرسیون همگرایی مطلق بتا علی‌رغم منفی بودن، بسیار پایین بوده (۰/۰۲-)و نزدیک به صفر است و از لحاظ آماری معنادار نیست، بنابراین می‌توان ادعا کرد که همگرایی مطلق بر قرار نیست.

جدول ۲. تخمین مدل همگرایی بتای مطلق به روش OLS با استفاده از نرم افزار EVIEWS

متغیر	ضریب	احتمال
A	۰/۰۸۴	۰/۱۳۸
ln[Y1389]	-۰/۰۱۶۲	۰/۰۷
λ(سرعت همگرایی مطلق)	٪۱/۶	-

مأخذ: نتایج تحقیق

نتیجه آزمون همگرایی سیگما نیز سازگار با نتایج حاصل از همگرایی بتای مطلق بوده و وقوع واگرایی را تأیید می‌کند. روند انحراف معیار مقطعی درآمد سرانه واقعی استان‌های ایران که در نمودار (۱) ارائه شده است، نشان می‌دهد علی‌رغم وجود نوسان در طول دوره تحقیق، به غیر از سال ۱۳۹۱، این متغیر روند افزایشی داشته و بیان‌کننده وقوع واگرایی سیگما است. بنابراین، می‌توان گفت نابرابری درآمدسرانه نیروی کار استان‌های ایران در دوره تحقیق افزایش یافته و سیاست‌های دولت در کاهش شکاف درآمدی استان‌های ایران تا کنون ناکارآمد نبوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]



نمودار ۱. پویایی انحراف معیار مقطعی لگاریتم درآمد سرانه واقعی استان‌های کشور

۵-۲. بررسی همگرایی بتای شرطی فضایی

در این قسمت برآورد و بررسی مدل‌های همگرایی شرطی براساس مطالعات الهورست (۲۰۱۲) در دو مرحله انجام می‌گیرد، بدین صورت که در مرحله اول مدل مورد بررسی به صورت پنل دیتا تخمین زده شده و وجود اثرات ثابت فضایی و وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی با ازمون‌های (LM) بررسی می‌شود و در مرحله دوم با در نظر گرفتن نتایج قسمت قبل به تشخیص و برآورد مدل پنل دیتای فضایی مناسب (از میان مدل‌های وقفه فضایی[1]، مدل خود همبسته فضایی[2] و مدل دوربین فضایی) با استفاده از ازمون‌های LR,WALD و هاسمن پرداخته می‌شود و در نهایت نتایج هر مدل تحلیل می‌شود. لازم به ذکر است که متغیرهای به کار رفته در مدل‌ها عبارت‌اند از:

Logy: لگاریتم درآمد سرانه Pop: لگاریتم جمعیت

Logy1: لگاریتم درآمد سرانه با یک وقفه زمانی Bud : بودجه کل

dep: نسبت سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی هر استان

1. Spatial auto regresive
2. Spatial error model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

بررسی همگرایی بتای شرطی فضایی با لحاظ بودجه به تنهایی [۱]

مرحله اول : برآورد مدل به صورت پنل دیتا

نتایج برآورد مدل به دو صورت مدل تلفیقی و اثرات ثابت به شرح ذیل است.

جدول ۳. برآورد مدل پنل دیتا

متغیر	Pooled-OLS		fixed effects	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
intercept	۰/۸۹	۰/۰۲۱	-	-
logyl	۰/۹۴	۰/۰۰	۰/۰۶۶	۰/۱۹
bud	-۰/۰۳۲	۰/۱۴	-۰/۰۵۲	۰/۰۵۸
R2	۰/۸۶		۰/۰۲	
LogL	۵۴/۷۰		۱۵۸/۸۰	
LM spatial lag	۱۳/۶۶	۰/۰۰	۴۰/۹۰	۰/۰۰
robust LM spatial lag	۰/۲۱	۰/۶۴	۷/۰۵	۰/۰۱
LM spatial error	۴۷/۵۶	۰/۰۰	۳۶/۸۹	۰/۰۰
robust LM spatial error	۳۴/۱۱	۰/۰۰	۳/۰۴	۰/۰۸

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزارMATLAB

براساس نتایج ازمون LM و LM تثبیت شده در هر دو مدل اثرات ثابت و اثرات تلفیقی، وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی با رد فرض صفر وجود دارد (البته براساس ازمون LM تثبیت شده در مدل اثرات تلفیقی وقفه فضایی و در مدل اثرات ثابت خود همبستگی فضایی وجود ندارد که البته برای بررسی دقیق تر این مطلب و انتخاب مدل مناسب می‌بایست در مرحله بعد با استفاده از نتایج آزمون‌های WALD و LR به قضاوت پرداخت).

با اکتفا به نتایج این مرحله با توجه به بی معنا بودن ضریب با وقفه زمانی LOGY در مدل اثرات ثابت و معنادار بودن و مثبت بودن آن در مدل اثرات تلفیقی می‌توان گفت که همگرایی

۱. هیچ متغیر توضیحی دیگر در مدل وارد نشده است.لازم به ذکر است که متغیر بودجه علاوه بر مقصود محقق با توجه به مطالعات تیماکوا (۲۰۱۱) و کورای (۲۰۰۹) وارد مدل همگرایی شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

شرطی وجود ندارد و میزان بودجه در هر استان نیز بر درآمد سرانه تأثیری ندارد. البته لازم به ذکر است که تصمیم‌گیری نهایی در مورد موارد فوق نیازمند برآورد دقیق مدل در مرحله بعد است.

مرحله دوم : برآورد مدل به صورت پنل دیتای فضایی

از آنجاکه وجود اثرات ثابت فضایی و وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی در مرحله قبل تأیید شد، لازم است مدل براساس رویکرد اقتصادسنجی فضایی برآورد شود. نتایج تخمین مدل فضایی برای متغیرهای تحقیق در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین ضرایب مدل سولو فضایی با لحاظ بودجه

متغیر	Spatial fixed effects bias-corrected		
	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	۰/۰۸۶	۱/۶۷	۰/۰۹۳
Bud	۰/۰۷۷	۲/۱۰	۰/۰۳۶
w*logy1	−۰/۱۲	−۱/۴۶	۰/۱۴
w*bud	−۰/۱۲۵	−۲/۹۴	۰/۰۰۳
W*logy	۰/۵۰۲	۵/۹۰	۰/۰۰
R2	۰/۹۷		
LogL	۱۸۶/۴۱		
Wald test spatial lag	۱۳/۸۷		۰/۰۰
LR test spatial lag	۱۶/۲۷		۰/۰۰
Wald test spatial error	۸/۸۲		۰/۰۱۲
LR test spatial error	۱۰/۶۲		۰/۰۰۵
Hausman	۲۲۴/۸۹		۰/۰۰

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزار MATLAB

با توجه به نتایج آزمون‌های WALD و LR فرض صفر رد شده و بنابر این مدل دوربین به مدل‌های وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی ارجحیت دارد، بنابراین مدل مناسب جهت برازش مدل براساس مطالعه الهورست (۲۰۱۲)، همان مدل دوربین است که در جدول فوق گزارش شده است. از طرفی وجود اثرات ثابت نیز برای مدل تخمین زده شده تثبیت می‌شود، چرا که براساس آزمون هاسمن فرض صفر مبنی بر اثرات تصادفی بودن مدل رد و وفرض وجود اثرات ثابت تأیید

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

می‌شود. با توجه به معنادار بودن و مثبت بودن ضریب با وقفه زمانی LOGY آن در مدل می‌توان گفت که همگرایی شرطی وجود ندارد و میزان بودجه استان وبودجه استان‌های همسایه و درآمد سرانه استان‌های همسایه بر درآمد سرانه استان تأثیر دارد. البته برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم و کل در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول ۵. اثرات مستقیم و غیر مستقیم و کل مدل بودجه

اثرات مستقیم			
متغیر	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	۰/۰۷۴	۱/۴۲	۰/۱۶
bud	۰/۰۶۵	۱/۸۱	۰/۰۸
اثرات غیر مستقیم			
متغیر	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	-۰/۱۴۸	-۱/۰۱۴	۰/۳۱۸
bud	-۰/۱۵۶	-۲/۵۱	۰/۰۱۷
اثرات کل			
متغیر	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	-۰/۰۷۴	-۰/۴۶	۰/۶۵
bud	-۰/۰۹۱	-۱/۴۰	۰/۱۷

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزارMATLAB

با توجه به جدول فوق فقط اثرات غیر مستقیم ضریب بودجه تأیید شده است. بنابراین به‌طور کلی می‌توان گفت که با افزایش بودجه استان‌های همسایه هر استان میزان درآمد سرانه استان کاهش می‌یابد. البته این امر با توجه به محدودیت منابع کاملاً توجیه پذیر است، چرا که با اختصاص بودجه بیشتر به یک منطقه میزان منابع برای اختصاص به سایر استان‌ها کاهش می‌یابد. این نتایج نشان می‌دهد نابرابری درآمدی ناشی از همسایه سهم بالایی در نابرابری درآمدی بین استانی دارد. توسعه یافته بودن یا نبودن استان‌های همجوار نقش بسزایی در نابرابری استانی دارد. بنابراین اثرات سرریز بین استانی از مسایل و دغدغه‌های اصلی کشور است که باید در سیاست‌های منطقه‌ای مورد توجه قرار گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

بررسی همگرایی بتای شرطی فضایی به‌صورت کلی

مرحله اول : برآورد مدل به صورت داده‌های تابلویی

نتایج برآورد به شرح جدول زیر است.

جدول ۶. برآورد مدل داده‌های تابلویی

متغیر	Pooled-OLS		fixed effects	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
Intercept	۰/۵۵	۰/۲۶	-	-
Logyl	۰/۹۵	۰/۰۰	۰/۰۶۸	۰/۱۳
POP	۰/۰۷	۰/۰۱	-۰/۷۲	۰/۱۷
Dep	-۰/۰۱	۰/۶۷	-۰/۱۳	۰/۰۰
Bud	-۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۰۰۳
R2	۰/۸۷		۰/۱۸	
LogL	۵۸/۶۷		۱۷۷/۴۰	
LM spatial lag	۱۴/۲۶	۰/۰۰	۲۲/۶۳	۰/۰۰
robust LM spatial lag	۰/۴۹	۰/۴۸۴	۰/۱۹	۰/۶۶
LM spatial error	۴۵/۴۳	۰/۰۰	۲۵/۲۱	۰/۰۰
robust LM spatial error	۳۱/۶۶	۰/۰۰	۲/۷۷	۰/۱

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزارMATLAB

براساس نتایج ازمون LM و LM تثبیت شده در هر دو مدل اثرات ثابت و اثرات تلفیقی، وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی با رد فرض صفر در سطح اطمینان ۹۰ درصد وجود دارد (البته براساس ازمون LM تثبیت شده در هر دو مدل وقفه فضایی وجود ندارد که البته برای بررسی دقیق‌تر این مطلب و انتخاب مدل مناسب می‌بایست در مرحله بعد با استفاده از نتایج آزمون‌های WALD,LR به قضاوت پرداخت). با اکتفا به نتایج این مرحله با توجه به بی معنا بودن ضریب با وقفه زمانی LOGY در مدل اثرات ثابت و معنادار بودن و مثبت بودن آن در مدل اثرات تلفیقی می‌توان گفت که همگرایی شرطی وجود ندارد و میزان بودجه در هر استان نیز بر درآمدسرانه تأثیر دارد. البته لازم به ذکر است که تصمیم‌گیری نهایی در مورد موارد فوق نیاز مند برآورد دقیق مدل در مرحله بعد است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

مرحله دوم : برآورد مدل تابلویی فضایی

نتایج تخمین مدل فضایی برای متغیرهای تحقیق در جدول ذیل نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج تخمین ضرایب مدل سولو فضایی با لحاظ بودجه

متغیر	Spatial fixed effects bias-corrected		
	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	۰/۰۸	۱/۶۳	۰/۱۰
pop	-۰/۸۶	-۱/۵۸	۰/۱۱
dep	۰/۰۱۵	۰/۱۰۲	۰/۹۲
bud	۰/۱۰	۲/۶۸	۰/۰۱
w*logy1	-۰/۰۸۵	-۱/۰۰۲	۰۰۳۲
w*pop	۱/۳۰	۱/۱۵	۰/۲۵
w*dep	-۰/۱۳	-۰/۸۳	۰/۴۱
w*bud	-۰/۰۵	-۰/۸	۰/۴۲
W*logy	۰/۴۴	۴/۷۹	۰/۰۰
R2	۰/۹۷		
LogL	۱۸۷/۳۵		
Wald test spatial lag	۳/۳۳		۰/۵۰
LR test spatial lag	۴/۱۴		۰/۳۸
Wald test spatial error	۱/۹۱۲		۰/۷۵۱
LR test spatial error	۲/۳۹۵		۰/۶۶۳
Hausman	۴۰۱/۸۴۱		۰/۰۰

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزارMATLAB

با توجه به نتایج آزمون‌های WALD و LR، فرض صفر پذیرفته می‌شود. بنابراین مدل دوربین به مدل‌های وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی ارجحیت ندارد، اما از آنجا که نتایج این آزمون‌ها با آزمون‌های LM تثبیت شده در مرحله قبل در تعارض است، بنابراین مدل مناسب جهت برازش مدل براساس مطالعه الهورست (۲۰۱۲)، همان مدل دوربین است که در جدول فوق گزارش شده است. لازم به ذکر است که این مدل به علت در برگیری دو مدل وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی نسبت به این دو مدل عمومیت دارد. از طرفی وجود اثرات ثابت نیز برای مدل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

برآوردی تثبیت می‌شود، زیرا براساس ازمون هاسمن فرض صفر مبنی بر اثرات تصادفی بودن مدل رد و وفرض وجود اثرات ثابت تأیید می‌شود.

با توجه به معنادار بودن و مثبت بودن ضریب با وقفه زمانی LOGY آن در مدل در سطح اطمینان ۸۹ درصد می‌توان گفت که همگرایی شرطی وجود ندارد و میزان بودجه در هر استان و رشد درآمد سرانه استان‌های همسایه بر درآمد سرانه استان تأثیر دارد. البته برآورد اثرات مستقیم و غیر مستقیم و کل در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول ۸. اثرات مستقیم و غیر مستقیم و کل مدل بودجه

اثرات مستقیم			
متغیر	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	۰/۰۷۵	۱/۴۸	۰/۱۵
pop	-۰/۷۷	-۱/۳۳	۰/۱۹
dep	۰/۰۰۵	۰/۰۳۵	۰/۹۷
bud	۰/۱	۲/۶۶	۰/۰۱۲
اثرات غیر مستقیم			
متغیر	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	-۰/۰۸	-۰/۵۷	۰/۵۷
pop	۱/۵۲	۰/۷۷	۰/۴۴
dep	-۰/۲۰۳	-۱/۱۳	۰/۲۷
bud	-۰/۰۰۷۵	-۰/۰۸	۰/۹۴
اثرات کل			
متغیر	ضریب	اماره t	احتمال
logy1	-۰/۰۰۴۶	-۰/۰۳	۰/۹۸
pop	۰/۷۵	۰/۳۳	۰/۷۴
dep	-۰/۲۰	-۱/۳۴	۰/۱۹
bud	۰/۰۹	۰/۸۹	۰/۳۸

مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از نرم افزارMATLAB

با توجه به جدول فوق فقط اثرات مستقیم ضریب بودجه تأیید شده است که به این معناست که اگر بودجه در استانی یک درصد افزایش یابد میزان درآمد سرانه استان افزایش می‌یابد که

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

۰/۰۹۹۶۶۵درصد به‌طور مستقیم است. همان‌طور که مشاهده می‌شود اگر ضریب وقفه فضای متغیر بودجه(منشا اثرات غیر مستقیم) معنادار بود، افزایش بودجه استان‌های همسایه موجب کاهش رشد درآمد سرانه استان می‌شد.

در یک نتیجه‌گیری کلی از این قسمت، با توجه به واگرا شدن مدل‌ها و معنی‌داری و تأثیر مثبت متغیر بودجه کل بر لگاریتم طبیعی تولید سرانه نیروی کار، می‌توان اظهار داشت که این متغیرها موجب واگرایی و فاصله استان‌ها از یکدیگر می‌شوند.[1] به این ترتیب می‌توان گفت رشد سهم بودجه در استان‌ها باعث افزایش واگرایی در رشد اقتصادی در استان‌های مختلف می‌شود. چرا که افزایش سهم بودجه هر استانی نسبت به استان‌های دیگر موجب بهبود امکانات در آن استان شده و به موجب آن، مهاجرت به آن‌ها افزایش یافته و قطب‌های جمعیتی شکل می‌گیرد که خود این مطلب موجب تسیم بیشتر بودجه در سنوات بعد می‌گردد. بنابراین تمرکز بودجه‌ریزی در یک منطقه خاص یکی از عوامل بروز نابرابری استانی است. از آنجاکه مناطق به صورت پیوسته در ارتباط با همدیگر هستند، اثرات سرریز کاهش شکاف بودجه تخصیص یافته می‌تواند به همگرایی رشد اقتصادی استان‌ها منجر شود.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج برآورد مدل رشد نئوکلاسیکی نشان داد که اول، فرضیه همگرایی مطلق میان استان‌های کشور رد می‌شود. دوم، روند انحراف معیار مقطعی درآمد سرانه واقعی استان‌های ایران با وجود نوسان در طول دوره تحقیق، روند افزایشی داشته و بیان‌کننده وقوع واگرایی سیگما است. بنابراین واگرایی اقتصادی استان‌های کشور طی دوره مذکور در حال افزایش بوده است. سوم، نتایج نشان می‌دهد که علی رغم تأثیر مستقیم و مثبت بودجه بر رشد درآمد سرانه، همگرایی شرطی بتا در مدل رگرسیون فضایی مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. با توجه به این نتایج، بودجه

۱. البته در بیشتر مدل‌ها ضرایب بی‌معنی شده‌اند که این مشکل عمدتاً به دلیل کمبود مشاهدات است که در صورت رفع این محدودیت قطعاً به نتایج بهتری می‌رسیدیم.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

تخصیصی موجب واگرایی و افزایش شکاف درآمدی میان استان‌ها ست که این خود نشانگر نقش تخصیص منابع به عنوان یک عامل توضیح‌دهنده نابرابری و عدم تعادل در مناطق کشور است که در طول زمان، در میان مناطق رخ داده است. بنابراین به‌طور خلاصه می‌توان گفت که بودجه کل، جزو نیروها و عوامل مؤثر در زمینه واگرایی و شکاف درآمدی بیشتر میان استان‌های کشور است و توزیع نامناسب آن موجب افزایش شکاف درآمدی میان استان‌های محروم با استان‌های بیشتر توسعه یافته و برخوردار شده است. لذا در راستای ایجاد همگرایی بیشتر در درآمدسرانه استان‌های کشور با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌شود که در نظام بودجه‌ریزی کشور و سهمیه‌بندی استانی بودجه تجدید نظر صورت گیرد، چرا که در حال حاضر بیشتر بودجه کشور از طریق بودجه سازمان‌ها، موسسات و شرکت‌های دولتی به استان‌های بیشتر توسعه یافته و برخوردار اختصاص پیدا می‌کند و این امر دارای اثرات سرریز منفی برروی سایر استان‌های کشور است. لذا وضع و اجرایی نمودن الزامات قانونی برای تخصیص سرمایه‌گذاری‌های دولتی در استان‌های محروم در قالب قانون بودجه، توسط هلدینگ‌ها، موسسات، سازمان‌ها و شرکت‌های دولتی و همچنین ارائه مشوق برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این مناطق و خصوصاً اختصاص منابع سرمایه‌گذاری در ایجاد و توسعه صنایعی که دارای پیوندهای پسین و پیشین بسیاری هستند، می‌تواند نقش بسزایی در توزیع عادلانه امکانات عمومی، و ایجاد همگرایی درآمد سرانه و کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای داشته باشد. ضروری است که در مکان یابی صنایع، به مزیت نسبی مناطق اقتصادی کشور فارغ از تقسیم‌بندی جغرافیایی استانی توجه نمود، که این امر می‌تواند در قالب یک طرح جامع آمایش سرزمین توسط دولت انجام گیرد. چرا که در این صورت ظرفیت‌های صنعتی، علمی و تولیدی مناطق کشور بهتر شناسایی شده و نهایتاً اختصاص بودجه جهت طرح‌های سرمایه‌گذاری کاراتر می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

منابع

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش ماسوله، شمس اله و سیده نثار ابراهیمی (۱۳۹۱). "بررسی مقایسه‌ای اثر اندازه بهینه هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت بر شاخص توسعه انسانی (مطالعه کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه)"، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۸)، صص ۳۷-۵۰.

اکبری، نعمت اله (۱۳۸۴). "مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه ای"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷(۲۳)، صص ۳۹-۶۸.

اکبری، نعمت الله؛ فرهمند، شکوفه و سمیه جمالی (۱۳۹۰). "تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی(GWR)"، *اقتصاد مقداری*، ۸(۳)، صص ۲۵-۱.

حکمت نیا، حسن و میر نجف موسوی (۱۳۸۵)، *کاربرد الگو در جغرافیا با تاکید بر برنامه‌ریزی شهری و ناحیه‌ای*، یزد: انتشارات علم نوین.

حمیدی، داود (۱۳۹۲)، "بررسی همگرایی شدت انرژی در بین کشورهای اوپک در حضور شکست‌های ساختاری یک رویکرد دوجانبه"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه ارومیه.

رنجبر، امید و زهرا میلا علمی (۱۳۸۷). "تحلیل شکل گیری همگرایی اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: یافته‌های جدید"، *نامه اقتصادی*، ۱۴(۶۶)، صص ۴۹-۶۸.

دل انگیزان، سهراب؛ گلی، یونس و یحیی گلی (۱۳۹۶). "اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و بررسی همگرایی رشد آنها (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)"، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷(۲۸)، صص ۸۳-۹۸.

سلیمی فر، مصطفی و مسعود قوی (۱۳۸۱). "تسهیلات بانک‌ها و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴(۱۳)، صص ۱۳۵-۱۷۰.

سپهری، عباس (۱۳۷۱) "تأثیر سیاست‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد (مطالعه موردی ۱۳۴۷-۱۳۶۹)"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

شریفی، نورالدین و محمد علیزاده (۱۳۸۱)، "اثر مخارج دولت بر اقتصاد منطقه با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی (مطالعه مورد استان گلستان)"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴(۱۳)، صص ۳۳-۵۶.

شهبازی، کیومرث؛ رضائی، ابراهیم و داود حمیدی رزی (۱۳۹۴). "بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو همکاری اقتصادی (اکو): رهیافت اقتصادسنجی فضایی تابلویی"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۷۴، صص ۱۵۵-۱۹۶.

شیخ بیگلو، رعنا و مسعود تقوایی (۱۳۹۱)، "تحلیل فضایی محرومیت و نابرابری‌های توسعه در شهرستان‌های ایران"، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، ۱۲(۴۶)، صص ۲۱۵-۲۴۵.

شیعه، اسماعیل (۱۳۷۸)، *با شهر و منطقه خشک کنان*، انتشارات دانشگاه علم و صنعت، تهران.

صادقی، حسین؛ عبدالهی حقی، سولماز و لیلا عبداله زاده (۱۳۸۶)، "توسعه انسانی در ایران"، *نشریه رفاه اجتماعی*، ۶(۲۴)، صص ۲۸۳-۳۰۴.

صرافی، مظفر (۱۳۷۷) *مبانی برنامه‌ریزی توسعه منطقه‌ای*، سازمان برنامه و بودجه، چاپ اول، تهران.

فرید یدالله (۱۳۸۸). *جغرافیا و شهر شناسی*، انتشارات دانشگاه تبریز، چاپ هفتم، تبریز.

غلامی حیدریانی، لیلا؛ رنجپور، رضا؛ متفکر آزاد، محمد علی و زهرا کریمی تکانلو (۱۳۹۳). "بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۸"، *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۴(۳)، صص ۱۴۱-۱۵۸.

متوسلی، محمود و بهرام وهابی (۱۳۸۱). "الگوسازی تفاوت‌های منطقه‌ای از دیدگاه توسعه منطقه‌ای روش‌شناسی و کاربردها"، *فصلنامه علمی- پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا*، ۱۲ و ۱۳(۴۴و ۴۵)، صص ۱۷۷-۱۹۲.

مجتهد زاده، علامحسین (۱۳۸۶) *مقدمه‌ای بر اصول و برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، انتشارات دفتر آموزش ضمن خدمت آموزش و پرورش، تهران.

محمود زاده، محمود و سیامک علمی (۱۳۹۱) "نابرابری و رشد اقتصادی در استان‌های کشور"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۴)، صص ۱۴۸- ۱۳۱.

معاونت پژوهش‌های اقتصادی (۱۳۹۳) *مجموعه مطالعات منطقه‌ای و آمایش سرزمین در ایران، فراتحلیل نابرابری منطقه‌ای در ایران*، مرکز پژوهش‌های مجلس، تهران.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

منصوری ثالث،محمد (۱۳۷۵) "محاسبه درجه توسعه یافتگی شهرستان‌های استان تهران"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شهید بهشتی.

مؤذن جمشیدی، سیده هما؛ مقیمی، مریم و نعمت الله اکبری (۱۳۹۰)، "تحلیل تأثیر اندازه دولت بر توسعه انسانی در کشورهای OIC رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی GWR"، *مطالعات و پژوهش‌های شهری منطقه‌ای*، ۲(۸)، صص ۱۱۸-۹۵.

میسرا، آر. پی (۱۳۶۸)، *توسعه منطقه‌ای روش‌های نو*، ترجمه عباس مخبر، چاپ اول، تهران: انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

میلاعلمی، زهرا و امید رنجبر (۱۳۹۳). "آزمون هم گرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل ناپارامتریک". *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹ (۱)، صص ۱۸۹-۲۱۰.

نظم فر حسین و مهدی نادرپور (۱۳۸۸)، "تحلیل نابرابری‌های منطقه‌ای با استفاده از تکنیک تاکسونومی"، *دومین همایش علوم جغرافیایی۱۵ و ۱۶ مهرماه*، دانشگاه پیام نور مرکز اورمیه.

نیلی، مسعود و علی فرح‌بخش (۱۳۷۷). "ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد"، *دو فصلنامه برنامه و بودجه*، ۳(۱۰و۱۱)، صص ۱۲۱-۱۵۴.

Banerjee A. and Pravat Kumar K. (2013), "Inequality Polarization And Trend Of Convergence In Economic Growth In India", *India Studies in Business and Economics*, pp. 35-67.

Chen F., Sun. X. (2011), "Analysis On the Changes of Convergence of Regional Economic Growth in China: 1984-2010", *Journal of Cambridge Studies*, 8(1), pp. 116-138.

Cooray A. (2009). "Government Expenditure Governance and Economic Growth", *Comparative Economic Studies*, 51(3), pp. 401-418.

Elhorst J.P. (2012) "Matlab Software for Spatial Panels", *International Regional Science Review*, 37(3), pp. 389-405.

Easterly W. and S. Rebelo (1993). "Fiscal Policy and Economic Growth: an Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, No. 32, pp. 417-458.

Florida R. (1995). "Towards the Learning Region". Futures: *Elseviet Science Ltd*, No. 27, pp. 527-536.

Larsson A. (1999), *Proximity matters? Geographical Aspects of Changing Strategies in Automotive Subcontracting Relationships: the Case of Domestic Suppliers to Volvo Assembly Plant*, Goteborg: Goteborg University.

Lutfi E. and G.H. Randall (2005). "The Effects of Public Investment on Private Investment in Developing Economics", *Public Finance Review*, No. 33, pp. 575-602.

Malmberg A. and P. Maskell (1999) "Guest Editorial: Localized Learning and Regional Economic Development". *European Urban and Regional Studies*, 6(1), pp. 5-8.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

Mankiw G., Romer D. and D. Weil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, No.107, pp. 407–437.
Morgan K. (1997). "The Learning Region: Institutions, Innovation and Regional Renewal". *Regional Studies*, No. 31, pp. 491-504.
Rymaszewsk J.G., Joanna T. and J. Kochanowicz (2010). "Intra-Provincial Inequalities and Economic Growth in China", *Economic System*, 34(3), pp. 237-258.
Rousseau P. and P. Watchel (2005). "Equity Markets and Growth: Cross Country Evidence on Timing Outcomes: 1980-1995", *Journal of Banking and Finance*, No.24, pp. 1933-1957.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]