

برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین کشورهای مجاور دریای خزر:  
رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی

## Estimation of the Spatial Spillover Effects of Economic Growth in Adjacent Countries of Caspian Sea: Spatial Dynamic Panel Data Approach

Hassan Heidari\*, Davoud Hamidi Razi\*\*

حسن حیدری\*، داود حمیدی رزی\*\*

Received: 10/June/2014 Accepted: 21/Sep/2014

دریافت: ۱۳۹۳/۳/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۳۰

### چکیده:

### Abstract:

The purposes of this paper are the investigation of convergence hypothesis for GDP per labor in the presence of spatial dependence, and estimation of the spatial spillover effects of economic growth among the 11 adjacent countries of Caspian Sea during 1990 to 2010. Hence, the spatial Solow model has been estimated in the framework of spatial dynamic panel data. The results indicate that conditional beta convergence hypothesis is true for the countries under investigation and every country with average speed of 26.2% moves in the balanced growth path towards its own steady state. Moreover, according to the spatial Durbin model, there is a positive spatial autocorrelation of per labor GDP among adjacent countries of Caspian Sea; if the weighted average of neighboring countries per capita labor GDP of a country increases one percent, average per capita income of the country's labor force will raise 0.75 percent. Deepening regional cooperation and the development of common markets in order to gain more economic benefits are the two important policy proposed in this study.

هدف این پژوهش بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه نیروی کار در حضور وابستگی فضایی و برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین ۱۱ کشور حوزه دریای خزر در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ می‌باشد. بدین منظور مدل سولوی فضایی در چارچوب داده‌های تلفیقی پویای فضایی تخمین زده شده است. بررسی نتایج این تحقیق بیانگر صادق بودن فرضیه همگرایی بتای شرطی برای متغیر درآمد سرانه نیروی کار در بین کشورهای تحت بررسی می‌باشد و هر کشور به‌طور متوسط با سرعت ۲۶/۲ درصد در مسیر رشد متوازن به سمت حالت پایدار خاص خود حرکت می‌کند. همچنین بر طبق مدل دوربین فضایی، سرریز فضایی مثبت درآمد سرانه نیروی کار در بین کشورهای حوزه دریای خزر برقرار است و در صورتی که میانگین وزنی لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار کشورهای مجاور یک کشور، یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار آن کشور به اندازه ۰/۷۵ درصد افزایش می‌یابد. تعمیق همکاری‌های منطقه‌ای و گسترش بازارهای مشترک در جهت کسب منافع بیشتر اقتصادی؛ دو پیشنهاد مهم سیاستی این مطالعه می‌باشد.

**Keywords:** Regional Convergence, Spatial Durbin Model, Spatial Panel Econometrics, Caspian Sea, Spillover.

**JEL:** O33, O47, C33.

**کلمات کلیدی:** همگرایی منطقه‌ای، مدل دوربین فضایی، اقتصادسنجی

فضایی تابلویی، دریای خزر، سرریز.

**طبقه‌بندی JEL:** O33، O47، C33.

\* Associate Professor of Economics, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran.

\*\*M.A. in Economics, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).

\* دانشیار دانشگاه ارومیه

Email: h.heidari@urmia.ac.ir

\*\* دانش‌آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

Email: Davod.hamidi@yahoo.com



## ۱- مقدمه

از زمان کارهای تجربی منکیو و دیگران<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) پژوهش‌های بسیاری در مورد عوامل تعیین کننده رشد در میان کشورها انجام گرفته شده است. یکی از عواملی که در سال‌های اخیر به عنوان عامل توضیح دهنده رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته، مجاورت و موقعیت فضایی کشورها می‌باشد. واقعیت آن است که در پژوهش‌های تجربی درباره پروسه رشد منطقه‌ای نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق دیگر در نظر گرفت چرا که طبق قانون جغرافیایی اول توبلر<sup>۲</sup> «هر مکانی به مکان دیگر وابسته است و مکان‌هایی که به هم نزدیکترند، بیشترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر همدیگر دارند». وقتی در تحقیق با داده‌هایی سروکار داریم که دارای جزء مکانی هستند، دو مسئله رخ می‌دهد؛ یکی وابستگی فضایی<sup>۳</sup> میان مشاهدات و دومی ناهمسانی فضایی<sup>۴</sup> در روابطی که مدل‌سازی می‌کنیم. وایتل<sup>۵</sup> (۱۹۵۴) و کلیف و اورد<sup>۶</sup> (۱۹۷۳، ۱۹۸۱) در کارهای خود مدل‌های آماری را توسعه دادند که علاوه بر لحاظ همبستگی مقطعی، تعاملات بین واحدهای را نیز در خود جای می‌دادند؛ این موضوع بعدها مورد توجه بسیاری از پژوهشگران علوم اجتماعی، اقتصاد، جغرافیا و علوم زیستی قرار گرفت. محاسبه تعاملات بین واحدهای (بین منطقه‌ای) در علوم اقتصادی از طریق ایجاد ماتریس‌های وزنی فضایی و لحاظ آنها در مدل‌های کلاسیک سنجی میسر می‌شود. از سوی دیگر در مدل‌های رشد برون‌زای نئوکلاسیکی، اقتصاد دو بخشی فرض شده و یک کالای همگن تولید و بین مصرف و سرمایه‌گذاری توزیع می‌شود؛ بنابراین در این مدل اقتصادها مستقل از یکدیگر بوده و بر هم تأثیر نمی‌گذارند، در حالی که مناطق مختلف جهان در قالب سرریز دانش و تکنولوژی، ارتباطات، تحرک عوامل تولید و تجارت با هم ارتباط دارند و در این صورت فروض مدل رشد نئوکلاسیکی سولو و سوان برقرار نبوده و ما مجبور به ارتباط بین کشورها در حضور

وابستگی فضایی می‌باشیم. بدان جهت که بر طبق تئوری‌های اقتصادسنجی، لحاظ نکردن وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی منجر به خطای تخمین برازش شده و موجب استنباط غلط آماری می‌شود (اکبری، ۱۳۸۴: ۴۵).

همگرایی فضایی درآمد سرانه بیشتر روی اثرات سرریز منطقه‌ای تمرکز کرده و این اثرات را از طریق محاسبه ماتریس وزنی فضایی برآورد می‌کند. همچنین ماتریس‌های وزنی فضایی امکان محاسبه قانون توبلر و این ادعا که مناطق مجاور تأثیر بیشتر نسبت به مناطق دور داشته و اثرات سرریز معمولاً در طول مسافت کاهش می‌یابد را می‌دهد. در ادبیات اقتصاد رشد، اینکه تولید (درآمد) سرانه کشورها به یک تولید سرانه پایدار همگرا می‌شوند و یا در آینده میل به همگرایی دارند، اهمیت فراوانی دارد؛ زیرا همگرایی درآمد سرانه در شکل‌گیری اتحادیه‌های اقتصادی منطقه‌ای و پایداری آنها نقش اساسی را ایفا می‌کند. به عبارت دیگر همگرایی مشوق تشکیل و پایداری اتحادیه‌های ناحیه‌ای و منطقه‌ای و برعکس واگرایی درآمد سرانه واقعی، زمینه انحلال اتحادیه‌های ناحیه‌ای را فراهم می‌آورد (پسران<sup>۷</sup>، ۲۰۰۷: ۳۱۳). از سوی دیگر اهمیت منطقه‌گرایی از آنجا ناشی می‌شود که جهانی شدن و تجارت بین‌الملل محیط کاملاً رقابتی ایجاد می‌کند که در آن فقط واحدهای اقتصادی قدرتمند و کارآمد شانس بقا دارند؛ از این رو کشورها به منطقه‌گرایی روی آوردند تا از این طریق اقتصاد ملی خود را در مقابل مشکلات جهانی شدن و تجارت آزاد حفظ کنند و با ارتقای سرمایه‌گذاری و رشد درون منطقه‌ای، خود را به منظور ورود به بازارهای جهانی و کسب مزیت نسبی آماده کنند. در این راستا فروپاشی اتحاد جماهیر شوروی و پایان جنگ سرد رویدادی مهم در منطقه دریای خزر محسوب می‌شود که موجب گسترش بازارهای منطقه‌ای، جهانی و تعمیق روابط منطقه‌ای شد. این بدان دلیل است که این کشورها دیگر از رقابت ایدئولوژیک دست برداشته و دیگر بر سر بازار و منابع کمیاب رقابت می‌کنند (آذربایجانی، ۱۳۸۱: ۱۵۴). همچنین کشورهای حوزه دریای خزر از لحاظ موقعیت جغرافیایی، ذخایر نفت و گاز و کشورهای تازه استقلال یافته

1. Mankiw et al. (1992)
2. Tobler First Law
3. Spatial Dependence
4. Spatial Heterogeneity
5. Whittle (1954)
6. Cliff & Ord (1973, 1981)

7. Pesaran (2007)

کانون توجه بین‌المللی و محل رقابت قدرت‌های منطقه‌ای و جهانی شده و این موقعیت ویژه، قابلیت‌های مناسبی را در سطح بین‌المللی در زمینه‌های ژئوپلیتیکی و ژئوآکونومیکی پدید آورده است (زین‌العابدین و یحیی‌پور، ۱۳۸۸: ۷۸).

با عنایت به موارد فوق، هدف اصلی این پژوهش بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه نیروی کار تحت وابستگی فضایی و برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین ۱۱ کشور حوزه دریای خزر طی بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ می‌باشد. از سوی دیگر با توجه به اینکه ادغام عمیق‌تر در سطح منطقه‌ای مناسب‌تر از ادغام همه جانبه است (دائی کریم‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲: ۶۰)، هدف دیگر این مقاله فراهم کردن توجیه اقتصادی لازم برای تشکیل بلوک تجاری کشورهای حوزه دریای خزر می‌باشد. از بین مطالعات داخلی تاکنون مطالعه آذربایجانی (۱۳۸۱) با استفاده از روش شناسی اقتصادسنجی مرسوم (کلاسیک) به بررسی همگرایی اقتصادی ۱۵ کشور حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز در طول سال‌های از ۱۹۹۷ الی ۱۹۹۹ پرداخته است. آذربایجانی (۱۳۸۱) در این مطالعه از شاخص‌هایی نظیر نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی به GDP، نسبت کل بدهی خارجی به GDP، نرخ مبادله خارجی، نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم داخلی به GDP و درجه آزادسازی تجاری به عنوان متغیرهای توضیحی رشد و سطح رفاه اقتصادی استفاده کرده است. در این مطالعه فرضیه همگرایی شرطی درآمد سرانه واقعی برای کشورهای مذکور پذیرفته شد. اما مطالعه حاضر از سه دیدگاه مهم با مطالعه آذربایجانی (۱۳۸۱) متفاوت است. نخست بررسی همگرایی تحت وابستگی و ناهمگنی فضایی در قالب مدل دوربین فضایی، دوم مدل سولوی فضایی و اثر نرخ پس‌انداز و نرخ رشد نیروی کار بر سطح درآمد سرانه نیروی کار، سوم بازه زمانی تحقیق و برازش مدل در چارچوب داده‌های پانل با اثرات ثابت کشوری و زمانی می‌باشد. "اکبری و همکاران" نیز مطالعات ارزشمندی را در زمینه اقتصادسنجی فضایی رشد انجام داده‌اند که می‌توان به اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)، اکبری و معلمی (۱۳۸۴)، اکبری و فرهمند (۱۳۸۴) و اکبری و فرهمند<sup>۱</sup>

ادامه این مقاله بدین صورت تنظیم شده است که پس از بیان مبانی نظری مربوط به همگرایی، پیشینه پژوهش بیان می‌شود. در ادامه روش شناسی تحقیق بیان شده و چگونگی برآورد اثرات سرریز فضایی و همگرایی شرطی تحت وابستگی فضایی توضیح داده می‌شود. نتایج تجربی تحقیق و یافته‌ها در بخش پنجم و بحث و نتیجه‌گیری در بخش ششم بیان می‌شود، در انتها نیز پیشنهادات پژوهشی و سیاستی برای پژوهش‌گران و سیاست‌گذاران ارائه شده است.

## ۲- مبانی نظری

مبانی الگوهای رشد ابتدا توسط رمزی<sup>۲</sup> در سال ۱۹۲۸ شکل گرفت و سپس توسط سولو<sup>۳</sup> (۱۹۵۶) و سوان<sup>۴</sup> (۱۹۵۶) توسعه یافت. مدل رشد برون‌زا که به عنوان مدل رشد نئوکلاسیک شناخته می‌شود، پایه و اساس مدل‌های رشد محسوب می‌گردد. در مدل‌های رشد نئوکلاسیک با بازدهی کاهنده نظیر مدل سولو

2. Cross-Sectional Spatial Econometrics

3. Panel Spatial Econometrics

4. Ramsey (1928)

5. Solow (1956)

6. Swan (1956)

1. Akbari & Farahmand (2005)



سرانه مؤثر، محصول سرانه و مصرف سرانه مشابه دست می‌یابند، در این صورت همگرایی به وجود آمده را همگرایی غیرشرطی یا همگرایی مطلق بتا ( $\beta$ ) می‌نامند. اما اگر اقتصادها سطح تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت و نرخ پس‌انداز متفاوتی داشته باشند، در این صورت در بلندمدت تمامی متغیرهای سطح آنها مانند سرمایه سرانه مؤثر، محصول سرانه و مصرف سرانه با یک نرخ رشد خواهند کرد، و این همگرایی به وجود آمده را همگرایی شرطی بتا ( $\beta$ ) می‌نامند. در همگرایی شرطی بتا هر کشور در مسیر رشد متوازن خود قرار دارد و یک اختلاف دائمی در مسیر رشد آنها وجود دارد که این شکاف با انتقال این مسیر از بین می‌رود. همچنین اگر پارامترهای ساختاری کشورهای ثروتمند مشابه یکدیگر و کشورهای فقیر مشابه هم باشند در این صورت دو سطح پایدار خواهیم داشت که همگرایی به وجود آمده در این حالت را «همگرایی باشگاهی» می‌گویند. نوع دیگر از همگرایی که بیانگر کاهش نابرابری در بین مناطق در طی زمان است، نوع سیگما ( $\sigma$ ) نامیده می‌شود (گرجی و مدنی، ۱۳۸۸: ۱۶۴؛ رحمانی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰: ۲).

همگرایی بتا (شرطی و مطلق)، یکی از مفاهیم مهم و در عین حال جذاب در زمینه اقتصاد رشد و اقتصادسنجی رشد می‌باشد. بارو<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) اولین کسی بود که در زمینه اقتصادسنجی بین‌کشوری مدل رشد تخمین زد و در این مدل عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را در بین کشورهای مختلف برآزش نمود. یکی از عواملی که او در مطالعه خود به کار برد اثر سطح اولیه درآمد سرانه بر رشد اقتصادی بود که در ادبیات رشد اقتصادی به همگرایی بتا معروف است. همگرایی بتا از معادله نرخ رشد زیر قابل استخراج می‌باشد:

$$\gamma_y = \frac{d[\ln y_t]}{dt} \cong -\beta \cdot \left[ \ln \left( \frac{y_t}{y^*} \right) \right] \quad (1)$$

که در آن،  $y_t$  درآمد سرانه کشور در زمان  $t$ ،  $\gamma_y$  نرخ رشد درآمد سرانه و  $y^*$  درآمد سرانه در وضعیت یکنواخت می‌باشد.  $\beta$  نیز ضریبی است که تعیین می‌کند  $y_t$  با چه سرعتی به  $y^*$  نزدیک می‌شود. معادله (۱) یک معادله دیفرانسیل مرتبه اول می‌باشد که با حل این معادله برای  $\ln y_t$  خواهیم داشت:

و سوان، کس<sup>۱</sup> (۱۹۶۵) و کوپمنز<sup>۲</sup> (۱۹۶۵)، نرخ رشد درآمد سرانه یک کشور به طور معکوس با سطح اولیه درآمد سرانه مرتبط است. بنابراین در غیاب شوک‌های خارجی، کشورهای فقیر و ثروتمند از لحاظ سطوح درآمد سرانه همگرا خواهند شد و می‌توان انتظار داشت که سایر متغیرهای مرتبط با درآمد سرانه کم و بیش از این قاعده تبعیت کنند (مکیان و خاتمی، ۱۳۹۰: ۱۳۶). از سوی دیگر رشد اقتصادی یک کشور نه تنها تحت تأثیر عملکرد اقتصادی خود، بلکه تحت تأثیر عملکرد کشورهای مجاورش نیز قرار دارد و کشورها از طریق مجاری تبادل تجاری، انتقال سرمایه، فناوری و سیاست‌های کلان اقتصادی و اجتماعی متعارف با یکدیگر تعامل دارند و بر سطح پایدار همدیگر تأثیر می‌گذارند (کسرای، ۱۳۸۶: ۲۸-۲۹). به‌طور کلی ادبیات مربوط به همگرایی در مدل‌های رشد از دو مفهوم مشتق شده است:

## ۱-۲- قانون بازدهی نهایی نزولی مدل‌های رشد برونزا

در مدل رشد نئوکلاسیکی برونزای سولو-سوان (۱۹۵۶)، اقتصاد دو بخشی و تابع تولید یک تابع تولید کاب-داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید در نظر گرفته می‌شود. همچنین در این مدل برای هر یک از عوامل تولید قانون بازدهی نهایی نزولی صادق بوده و کشش بین عوامل تولید مثبت در نظر گرفته می‌شود. در هر زمان مانند  $t$  اقتصاد مقداری از سه نهاده سرمایه ( $K$ )، نیروی کار ( $L$ ) و دانش فنی یا کارایی نیروی کار ( $A$ ) را با هم ترکیب و کالای همگن تولید می‌کند؛ و این کالای همگن مصرف یا سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین نیروی کار و دانش فنی به صورت حاصل ضرب وارد مدل شده و نیروی کار مؤثر ( $AL$ ) خوانده می‌شود. بر طبق این مدل اگر چند اقتصاد و یا چند منطقه را در نظر بگیریم و در صورتی که این اقتصادها از جهت پارامترهای مدل رشد، مانند نرخ پس‌انداز، سطح تکنولوژی و نرخ رشد جمعیت با هم برابر و یکسان باشند و تنها تفاوت آنها در سطح سرمایه سرانه مؤثر ( $k$ ) باشد، در بلندمدت این اقتصادها به یک سطح سرمایه

1. Cass (1965)

2. Koopmans (1965)

3. Barro (1991)

پذیر می‌باشد. در مدل‌های رشد درون‌زا همگرایی در قالب اثرات جذب تکنولوژی و یا «اثرات یادگیری»<sup>۵</sup> بحث می‌شود. بدین معنا که تقلید تکنولوژی در مقایسه با اختراع تکنولوژی سریعتر و کم هزینه‌تر می‌باشد. بر اساس مدل‌های رشد درون‌زا، کشورهایی که بستر کافی برای جذب تکنولوژی دارند سریعتر از کشورهای با تکنولوژی بالا رشد می‌کنند. آدام اسمیت از اقتصاددانان کلاسیک، در نظریه رشد درون‌زای خود می‌گوید که دانش فنی جدید یک کالای عمومی است یا کالای عمومی خواهد شد، یعنی ماهیت آن طوری است که استفاده یکی مانع استفاده دیگری نمی‌شود و قابل امتناع از دیگران نیست. آبراموویتز<sup>۶</sup> (۱۹۸۶) نشان داد که طی فرآیند صنعتی شدن، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی یک کشور یک مزیت برای آن کشور محسوب می‌شود. وی برخورداری از قابلیت‌های اجتماعی<sup>۷</sup> را شرط لازم برای ارتقاء کشورهای عقب‌مانده می‌داند. قابلیت‌های اجتماعی مواردی همچون توانمندی کشور برای ایجاد کارخانه‌ها و صنایع، پرورش نیروهای مدیریتی کارا و تکنسین‌های فنی ماهر، مؤسسات مالی مانند بانک‌ها و شرکت‌های مالی و بیمه‌ای و همچنین ویژگی‌های فرهنگی مانند گرایش به سمت کار و پس‌انداز را شامل می‌شود. بر طبق نظر او بدون قابلیت اجتماعی، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی سودمند نخواهد بود. بامول<sup>۸</sup> (۱۹۸۶) در تحقیق خود با عنوان «رشد بهره‌وری، همگرایی و رفاه: شواهدی از داده‌های بلندمدت» با استفاده از داده‌های مدیسون<sup>۹</sup> طی بازه زمانی ۱۹۷۹-۱۸۷۰، همگرایی ۱۶ کشور پیشرفته صنعتی را مورد بررسی قرار داد. وی انتشار تکنولوژی را عامل همگرایی دانسته و بیان می‌کند که انتشار تکنولوژی مانند یک کالای عمومی است و انتشار آن منجر به ارتقای کشورها و همگرایی بین آنها می‌شود. می‌توان گفت که زمانی کشورها می‌توانند سهم خود را در بازارهای جهانی حفظ کنند که همواره کالای جدید به بازار عرضه کنند و در این مسیر کشورهای در حال توسعه به خاطر ضعف تکنولوژیکی همواره باید بیشتر بیاموزند و تکنولوژی‌های

$$\ln(y_t) = (1 - e^{-\beta t}) \cdot \ln(y^*) + e^{-\beta t} \cdot \ln(y_0) \quad (2)$$
  
در معادله (۲) سطح درآمد سرانه کشور در زمان جاری ( $y_t$ ) به سطح اولیه درآمد ( $y_0$ ) و سطح درآمد در وضعیت پایدار ( $y^*$ ) بستگی دارد و  $\beta$  نیز بیانگر سرعت همگرایی به سمت حالت پایدار بلندمدت می‌باشد (بارو و سالای مارتین، ۱۹۹۵: ۳۸-۳۶).<sup>۱</sup> شایان ذکر است در صورتی که در مدل فوق سطح درآمد در وضعیت پایدار ( $y^*$ ) برای تمامی اقتصادها یکسان در نظر گرفته شود، همگرایی به دست آمده در این حالت همگرایی مطلق خواهد بود و  $\beta$ ، سرعت همگرایی مطلق را اندازه می‌گیرد. در مقابل در صورتی که این سطح پایدار برای کشورها متفاوت در نظر گرفته شود، همگرایی به وجود آمده در این حالت همگرایی شرطی خواهد بود و  $\beta$  نیز سرعت همگرایی شرطی را اندازه می‌گیرد. در همگرایی شرطی سطح پایدار درآمد سرانه توسط تعیین‌کننده‌های رشد مشخص می‌شود ( $y^* = x\beta + \varepsilon$ )، که در آن  $x$  بردار متغیرهای توضیحی اعم از نرخ پس‌انداز، سرمایه انسانی و غیره ... می‌باشد.

## ۲-۲- اثرات یادگیری مدل‌های رشد درون‌زا

مدل‌های رشد درون‌زا ابتدا توسط ارو<sup>۲</sup> (۱۹۶۲) معرفی شد و سپس توسط کارهای لوکاس<sup>۳</sup> (۱۹۸۸) و رومر<sup>۴</sup> (۱۹۹۰) توسعه داده شد. بر طبق این مدل پارامترهای ساختاری کشورها مشابه همدیگر نبوده و نرخ پس‌انداز دیگر برون‌زا فرض نمی‌شود و اختلاف بین کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با در نظر گرفتن بهره‌وری افزایش می‌یابد و یا ثابت می‌ماند. این پدیده به خاطر این است که با گذشت زمان و کسب دانش فنی، بازده به مقیاس اقتصادی به خاطر افزایش بهره‌وری افزایش می‌یابد و در این حالت، در صورت افزایش یک واحد نهاده، تولید بیش از یک واحد افزایش می‌یابد. در مدل‌های رشد درون‌زا حتی اگر قانون بازدهی نهایی نزولی صادق باشد، اثر آن ناچیز بوده و مسیر رشد متوازن کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه از یکدیگر واگرا می‌شود، اما با این حال وقوع همگرایی امکان

5. Learning Effect  
6. Abramovitz (1986)  
7. Social Capability  
8. Baumol (1986)  
9. Maddison

1. Barro & Sala-i-Martin (1995)  
2. Arrow (1962)  
3. Lucas (1988)  
4. Romer (1990)



کمتر احاطه شده‌اند (گریفس و پالینگ<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱: ۲۶). در حقیقت وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد؛ به طوری که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند  $i$  وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های  $i \neq j$  وابسته است. وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری که  $i$  می‌تواند هر مقداری از  $i = 1, 2, \dots, n$  را اختیار کند، چرا که انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. مطالب گفته شده را می‌توان با استفاده از رابطه (۳) نشان داد.

$$Y_i = f(Y_j), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \& \quad i \neq j \quad (3)$$

در توضیح بیشتر وابستگی فضایی می‌توان گفت که پدیده رشد اقتصادی و یا بهره‌وری کل عوامل تولید در مکانی مانند  $i$  تحت تأثیر صرفاً عوامل درون منطقه‌ای  $i$  نیست، بلکه عوامل دیگری تحت عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است و همچنین بعد فاصله این منطقه با سایر مناطق ( $j$ ) بر وضعیت متغیرها در منطقه  $i$  دخالت دارند (اکبری، ۱۳۸۴: ۴۶). با در نظر گرفتن اثرات سرریز و وابستگی فضایی، همگرایی در مناطق مختلف جهان به هم مرتبط می‌شود، به طوری که در این حالت نرخ رشد (سرعت همگرایی) یک منطقه دیگر فقط به سطح اولیه درآمد (تولید) آن منطقه بستگی نداشته و به سطح اولیه درآمد مناطق مجاورش نیز وابسته خواهد بود. علاوه بر این، حالت پایدار<sup>۳</sup> یک منطقه هم به پارامترهای ساختاری خود منطقه و هم به پارامترهای ساختاری مناطق مجاور آن نیز بستگی خواهد داشت و همان‌طور که اشاره شد این ارتباط توسط ماتریس وزنی فضایی میسر می‌شود (پفایرمایر<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹: ۶۵).

در قضیه گوس-مارکف<sup>۵</sup> فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند ولی در اقتصادسنجی فضایی وجود وابستگی فضایی این فرض را

جدید را به کشور خود وارد کنند. به عقیده او این کشورها زمانی می‌توانند در تقلید و بومی کردن تکنولوژی موفق عمل کنند که از قابلیت‌های اجتماعی و زیر ساخت‌های اقتصادی مناسب برخوردار باشند چرا که اثرات سرریز<sup>۱</sup> رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته مختص کشورهای است که قابلیت اجتماعی دارند. بر طبق نظر وی جهانی شدن برای کشورهای در حال توسعه یک مزیت می‌باشد چرا که به واسطه این فرایند انتقال تکنولوژی صورت می‌گیرد و از آنجایی که تقلید تکنولوژی کم هزینه‌تر از اختراع و تولید آن است از این‌رو کشورهای پیرو می‌توانند از طریق تقلید تکنولوژی نرخ رشد اقتصادیشان را افزایش دهند چرا که در توسعه دانش جدید کشور رهبر دچار آزمون و خطا شده در صورتی که کشور مقلد این مسیر را طی نمی‌کند (رنجبر و علمی، ۱۳۹۰: ۵۷-۳۱).

در جمع‌بندی این دو مفهوم می‌توان گفت که در مدل رشد سولو-سوان، پیشرفت فنی برون‌زا همراه با سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی، منجر به رشد اقتصادی می‌شود، ولی قانون بازدهی نهایی نزولی منجر به همگرایی مناطق مختلف اقتصادی می‌گردد. به هر حال در رهیافت دوم و در مدل‌های رشد درون‌زا اثرات یادگیری و انتشار دانش و تکنولوژی منجر به همگرایی مناطق اقتصادی در طول زمان می‌شود.

## ۲-۳- مدل‌های فضایی همگرایی

در اقتصادسنجی مرسوم وقتی گفته می‌شود که دو متغیر  $X$  و  $Y$  به‌طور مستقیم به هم همبسته‌اند، بدین معنی است که مقادیر بالای  $X$  با مقادیر بالای  $Y$  همبسته و همچنین مقادیر متوسط  $X$  به سمت مقادیر متوسط  $Y$  گرایش داشته و در نهایت مقادیر کمتر  $X$  با مقادیر کمتر  $Y$  همبسته می‌باشد. اما در اقتصادسنجی فضایی ما با یک متغیر  $Y$  سر و کار داریم و در صورتی که همبستگی فضایی مثبت باشد، بدین معنی است که مناطقی که دارای  $Y$  بیشتر هستند توسط مناطق با مقادیر  $Y$  بیشتر احاطه شده‌اند، همچنین مناطق با  $Y$  متوسط توسط مناطق با  $Y$  متوسط احاطه شده‌اند. در نهایت مناطق با  $Y$  کمتر توسط مناطقی با  $Y$

2. Griffith & Paelinck (2011)

3. Steady State

4. Pfaffermayr (2009)

5. Gauss-Markov

1. Spillovers Effect

منطقه‌ای و اقتصادی، در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلاسیک، آثار همگرایی منطقه‌ای و سیاست‌های برون‌گرایی بر رشد و رفاه کشورهای منطقه مذکور را مورد بررسی قرار داد. نتایج بیانگر تأثیر مثبت همگرایی‌های منطقه‌ای و سیاست‌های برون‌گرایی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه بود (آذربایجان، ۱۳۸۱: ۱۶۹-۱۴۹).

اکبری و مؤیدفر در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استانهای کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)» با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی، روند رشد نرخ درآمد سرانه واقعی در ایران با رویکرد منطقه‌ای و اندازه شکاف رشد اقتصادی در استان‌های کشور را در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده در این پژوهش، نمایانگر وجود همگرایی مطلق در درآمد سرانه در بین استان‌های ایران می‌باشد و تخمین ضریب همگرایی نشان می‌دهد که در هر سال ۳۱ درصد از شکاف موجود در رشد اقتصادی مناطق ایران کاهش می‌یابد. از طرف دیگر ورود متغیر وابستگی فضایی، نه تنها درجه توضیح‌دهندگی الگو را افزایش می‌دهد؛ بلکه در مناطق مجاور از نظر جغرافیایی، وجود ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر وابستگی فضایی، نشانگر وجود اثرات مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی است (اکبری و مؤیدفر، ۱۳۸۳: ۱۳-۱).

اکبری و فرهمند در مطالعه‌ای همگرایی اقتصادی میان کشورهای اسلامی، با تأکید بر نقش کشورهای حوزه خلیج فارس را با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد اقتصادی کشورهای اسلامی وجود دارد. بنابراین، با توجه به اثرات سرریز مثبت منطقه‌ای، رشد کشورهای هر منطقه از جمله کشورهای واقع در حوزه خلیج فارس می‌تواند اثرات مثبتی را بر رشد کشورهای مجاور داشته باشد و یک چرخه رشد اقتصادی مثبت ایجاد نمایند (اکبری و فرهمند، ۱۳۸۴: ۳۲-۱).

کسرابی با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی، همگرایی اقتصادی و اثرات سرریز رشد اقتصادی ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) در بازه زمانی

نقض می‌کند. همچنین بر اساس فرض گاوس-مارکف یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد، این در حالی است که در اقتصادسنجی فضایی وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونه فضایی رابطه تغییر پیدا کرده و ضرایب تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و در نتیجه شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم کاربرد نخواهد داشت. براساس قضیه گاوس-مارکف داده‌های نمونه‌ای رگرسیون به صورت رابطه (۴) می‌باشد:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

در رابطه فوق،  $i$  و  $t$  به ترتیب نشان‌دهنده مقطع و زمان،  $Y$  نشان‌دهنده برداری از  $n$  مشاهده (متغیرهای وابسته) و  $X$  بیانگر یک ماتریس  $n \times k$  از متغیرهای توضیحی می‌باشد. همچنین  $\beta$  یک ماتریس  $1 \times k$  از پارامترها و  $\varepsilon$  برداری از  $n$  جمله تصادفی می‌باشد. همچنین در این رابطه، ماتریس  $X$  و  $\beta$  ثابت‌اند و در نتیجه توزیع بردارهای نمونه‌ای  $Y$  دارای ساختار واریانس-کوواریانس همانند جمله خطا ( $\varepsilon$ ) می‌باشند. بر اساس قضیه گاوس-مارکف، توزیع مشاهدات در  $Y$  به گونه‌ای است که هنگام حرکت در بین مشاهدات مقدار ثابتی را نشان خواهد داد و در نتیجه کواریانس بین مشاهدات صفر خواهد بود در حالی که در داده‌هایی که دارای وابستگی فضایی و یا ناهمسانی فضایی هستند، این پدیده وجود نخواهد داشت (اکبری، ۱۳۸۴: ۴۷). در حالت وجود ناهمسانی فضایی، شوک یا تغییر ساختاری در یک کشور به کشورهای مجاور خود اثر کرده و شدت این اثرات در طول فاصله کاهش می‌یابد و وضعیت یک متغیر در هر کشور تحت تأثیر کشورهای مجاور خود قرار خواهد داشت.

### ۳- پیشینه تجربی

در این بخش ابتدا مطالعات داخلی مرتبط با موضوع بیان شده، سپس به مهم‌ترین مطالعات تجربی خارجی اشاره می‌شود. در آخر نیز مطالعات داخلی و خارجی جمع‌بندی شده و تفاوت و نوآوری مقاله حاضر نسبت به مطالعات انجام شده بیان می‌شود.

آذربایجان پس از بررسی ارتباط جهانی شدن با همگرایی



تیان و دیگران<sup>۱</sup> در مطالعه‌ای با عنوان «اثرات خارجی فضایی در رشد اقتصادی منطقه‌ای چین» مطابق مدل رشد سولو با سرریز تکنولوژی و مدل دوربین فضایی در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۱، وابستگی فضایی مثبت بین مناطق مختلف چین را تأیید کردند. در این مطالعه همگرایی مطلق رد، ولی در مقابل همگرایی شرطی میان مناطق اقتصادی چین پذیرفته شد. همچنین آنها با کشف همگرایی باشگاهی عنوان کردند که تعاملات فضایی و رشد اقتصادی مناطق، رفتار متفاوتی دارند (تیان و دیگران، ۲۰۱۰: ۳۱-۲۰).

اریبا و دیگران<sup>۲</sup> در مطالعه‌ای تأثیر ماتریس‌های وزنی جغرافیایی و نهادی را بر سرعت همگرایی درآمد سرانه نیروی کار مناطق مختلف اروپا در بازه زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۱، ارزیابی کردند. در این مطالعه نهادها و مقررات خاص کشوری تأثیر مثبت و معنی‌داری روی نرخ رشد بهره‌وری مناطق مجاور خود دارا می‌باشد. همچنین لحاظ ماتریس جغرافیایی- نهادی در معادله همگرایی باعث افزایش وابستگی فضایی تولید سرانه مناطق اقتصادی و افزایش سرعت همگرایی می‌شود. در مقابل ماتریس جغرافیایی خالص سرعت همگرایی را غیرواقعی برآزش می‌کند (اریبا و دیگران، ۲۰۱۰: ۲۱-۱۲).

سئیا و دیگران<sup>۳</sup> در کار تجربی خود با استفاده از مدل دوربین فضایی در ساختار آمار بیزین، همگرایی درآمد سرانه در مناطق ژاپن را در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۹، مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که چه با لحاظ وابستگی فضایی و چه با عدم لحاظ وابستگی، همگرایی سیگما (σ) و کاهش پراکندگی درآمد سرانه اتفاق نیفتاده اما وقوع همگرایی بتا در طول سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۰، تأیید شد (سئیا و دیگران، ۲۰۱۲: ۹۱-۶۰).

هو و دیگران<sup>۴</sup> در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در ساختار داده‌های تابلویی و تصریح ماتریس‌های وزنی ثابت و پویا، اثرات سرریز رشد اقتصادی از طریق تجارت و مجاورت را در بین ۲۶ کشور عضو سازمان

۲۰۰۰-۱۹۸۰ را مورد آزمون قرار داد. او سرعت همگرایی شرطی را در این پژوهش ۰/۴۴ درصد در سال به‌دست آورد. همچنین نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و خطای فضایی حاکی از عدم وجود وابستگی فضایی میان کشورهای عضو OIC می‌باشد. طبق نتایج این تحقیق مناسب‌ترین سیاست به منظور همگرایی این کشورها و کاهش فقر بین آنها ایجاد قطب‌های تصنعی رشد و بازارچه‌های مشترک اقتصادی می‌باشد (کسرای، ۱۳۸۶: ۶۴-۲۷).

ابریشمی و دیگران در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی» طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰، با به‌کارگیری تکنیک اقتصادسنجی فضایی مقطعی وجود همگرایی سیگما (σ) و بتای (β) شرطی و غیرشرطی فضایی را در میان کشورهای اسلامی تأیید کردند (ابریشمی و دیگران، ۱۳۸۶: ۳۴-۷).

راسخی و رنجبر در مطالعه‌ای با عنوان «اثر درجه باز بودن تجارت بر سرعت همگرایی درآمد سرانه: شواهدی از گروه دی‌هشت» با به‌کارگیری مدل همگرایی رشد در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۷۵، تأثیر درجه باز بودن تجاری بر روی سرعت همگرایی کشورهای گروه دی-هشت را مثبت و معنی‌دار ارزیابی کردند. بر طبق نتایج حاصل از این تحقیق کشورهای گروه دی-هشت می‌توانند با توسعه تجارت متقابل، شکاف درآمدی میان خود را کاهش دهند (راسخی و رنجبر، ۱۳۸۸: ۱۳۴-۱۰۹).

نهایتاً بهبودی و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی» در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۳، وجود همگرایی در بهره‌وری انرژی را در بین این کشورها تأیید کردند. آنها دریافتند که هر ساله ۰/۰۷۵ درصد از شکاف میان وضعیت جاری و سطح پایدار بلندمدت از بین می‌رود. همچنین آنها وجود وابستگی فضایی در مدل را تأیید کردند و نشان دادند که مجاورت، تأثیر مثبت بر رشد بهره‌وری انرژی در بین این کشورها داشته است (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۰-۵۷).

1. Tian et al. (2010)
2. Arbia et al. (2010)
3. Seya et al. (2012)
4. Ho et al. (2013)



$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \text{ \& } A_t = A_0 e^{gt}, \quad L_t = L_0 e^{nt} \quad (5)$$

$$\Delta \ln Y_{it} = -(1 - e^{\beta t}) \ln Y_{i0} - \frac{\alpha(1-e^{\beta t})}{1-\alpha} \ln(n_{it} + g + \delta + \alpha - \beta t - \alpha \ln S_{it} + 1 - \beta t \ln A_{i0} + gt) \quad (6)$$

که در آن،  $\beta$  نرخ همگرایی مقطعی بوده و متغیرهای توضیحی عبارتند از: نرخ رشد نیروی کار ( $n$ )، نرخ پیشرفت فنی برونزا ( $g$ )، نرخ استهلاک سرمایه ( $\delta$ )، نرخ پس‌انداز ( $S$ ) و درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای دوره ( $Y_{i0}$ ). در اغلب مطالعات تجربی در مورد رشد منطقه‌ای، مجموع نرخ پیشرفت فنی و نرخ استهلاک سرمایه ثابت، در حدود ۵ درصد در نظر گرفته می‌شود (منکیو و دیگران، ۱۹۹۲: ۴۱۳؛ اسلام، ۱۹۹۵: ۱۱۳۵؛ ارتور و کوچ، ۲۰۰۷: ۱۰۴۷). در مطالعات تجربی اقتصادسنجی رشد، رابطه (۶) اغلب به صورت مقطعی برازش می‌شود. اشکال عمده رهیافت مقطعی در این است که در این روش پراکندگی تکنولوژی بین مقاطع (کشورها) یکسان در نظر گرفته می‌شود. این امر موجب خطای متغیر حذف شده می‌شود. در داده‌های تلفیقی این مشکل با لحاظ اثرات ثابت مقطعی (کشوری) رفع می‌شود، و سطح تکنولوژی بین کشورها متفاوت در نظر گرفته شده و در اثرات ثابت نمایان می‌شود.

در روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی بسته به اینکه متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و یا جمله خطا وابستگی فضایی داشته باشند، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شود. در این مطالعه به منظور بررسی همگرایی فضایی درآمد سرانه نیروی کار واقعی و برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی، مدل دوربین فضایی (SDM)<sup>۵</sup> زیر تصریح می‌شود:

$$\ln Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln Y_{jt} + \gamma \ln Y_{i,t-1} + \lambda_j = 1nW_{ij} \ln Y_{j,t-1} + \beta_1 \ln N_{it} + 0.05 + \beta_2 \ln S_{it} + \delta_i + \mu t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

که در آن  $\ln Y_{it}$ ، لگاریتم طبیعی تولید سرانه نیروی کار واقعی در سال جاری به عنوان متغیر وابسته مدل می‌باشد و  $Y_{i,t-1}$  نیز تولید سرانه نیروی کار واقعی در پنج سال گذشته می‌باشد.

3. Islam (1995)

4. Ertur &amp; Koch (2007)

5. Spatial Durbin Model

6. این مدل از مطالعات تجربی هو و دیگران (۲۰۱۳)، ارتور و کوچ (۲۰۰۷) و

اسلام (۲۰۰۳) استخراج شده است. همچنین به منظور سادگی، از تولید سرانه نیروی

کار به جای تولید سرانه مؤثر نیروی کار استفاده شده است.

همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰، مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه اثرات سرریز از طریق تجارت و مجاورت مثبت و معنی‌دار برآورد شد و نرخ همگرایی رشد اقتصادی بعد از لحاظ وابستگی فضایی ارتقاء یافت (هو و دیگران، ۲۰۱۳: ۴۵۳-۴۵۰).

در جمع‌بندی مطالعات داخلی و خارجی می‌توان به این نکته اشاره کرد که در اغلب مطالعات داخلی همگرایی به صورت مقطعی برآورد شده که در آن سطح تکنولوژی برای همه کشورها یکسان در نظر گرفته شده است. بنابراین مدل همگرایی مقطعی به کار رفته در این مطالعات دچار خطای متغیر حذف شده<sup>۱</sup> می‌باشند. نوآوری این پژوهش بررسی همگرایی فضایی در قالب داده‌های تابلویی پویا همراه با اثرات ثابت کشوری و زمانی می‌باشد. همچنین با بررسی مطالعات داخلی و خارجی تا به حال مطالعه‌ای با عنوان همگرایی فضایی و سرریز رشد اقتصادی در کشورهای حوزه دریای خزر انجام نشده است. تحولات ژئوپلیتیکی (سیاست مبتنی بر جغرافیا) منطقه دریای خزر، امنیت انرژی و ژئوپلیتیک انرژی در منطقه، ضرورت بحث درباره همگرایی منطقه‌ای و تعمیق روابط بین کشورهای حوزه دریای خزر را ایجاب می‌کند. از سوی دیگر، با توجه به اینکه شرط عضویت در موافقت‌نامه‌ها و سازمان‌های منطقه‌ای نظیر اکو<sup>۲</sup> مجاورت و نزدیکی با منطقه می‌باشد، لذا بررسی این موضوع که آیا بعد مسافت و فاصله جغرافیایی در جریان رشد اقتصادی کشورهای منطقه مهم و تأثیرگذار می‌باشد یا اینکه کشورهای منطقه در این سیر عواملی غیر بعد مسافت- مثل نهادها و ویژگی‌های خاص کشوری- را تجربه می‌کنند، اهمیت پیدا می‌کند.

#### ۴- روش‌شناسی و الگوی تحقیق

منکیو و دیگران (۱۹۹۲) در مطالعه تجربی خود با فرض تابع تولید کاب-داگلاس و رشد برونزا برای پیشرفت فنی ( $A$ ) و نیروی کار ( $L$ )، رابطه (۶) را برای درآمد سرانه نیروی کار پیشنهاد کردند:

1. Omitted Variable Bias

2. Economic Cooperation Organization



آن به عنوان متغیر وقفه (تأخیر) فضایی و یا متغیر دست‌راست (RHS)<sup>۳</sup> نام برده می‌شود که میانگین موزون فضایی متغیر وابسته (تولید سرانه نیروی کار) در پانل می‌باشد. همان‌طور که اشاره شد، ضریب خودرگرسیون فضایی ( $\rho$ ) نشان‌دهنده این است که متغیر وابسته در یک کشور چقدر توسط متغیر وابسته کشورهای همسایه تحت تأثیر قرار می‌گیرد (دراکر و دیگران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۱: ۴).  $W$  ماتریس وزنی فضایی جغرافیایی می‌باشد، که در آن کشورهای مجاور و همسایه بیشترین وزن و کشورهای دور از هم می‌باشند، کمترین وزن را می‌گیرند. عناصر  $W_{ij}$  ماتریس چگونگی ارتباط فضایی کشور  $i$  با کشور  $j$  را از نظر فاصله نشان می‌دهد که به صورت  $\frac{1}{d_{ij}^2}$  یا  $\frac{1}{d_{ij}}$  تعریف می‌شود. به منظور تعیین فاصله بین دو واحد (کشور) از دو تابع اقلیدسی<sup>۵</sup> و مینکوسکی<sup>۶</sup> استفاده می‌شود. در این پژوهش از تابع اقلیدسی به منظور محاسبه فاصله بین دو کشور  $i$  و  $j$  استفاده شده است.

$$d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \quad (۸)$$

که در آن  $x_i$  و  $y_i$  به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور  $i$  و  $x_j$  و  $y_j$  به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور  $j$  هستند. در این پژوهش ابتدا ماتریس وزنی فضایی بر اساس رابطه  $\frac{1}{d_{ij}}$  ساخته شده و سپس نرمال سطری می‌شود. در نرمال سطری هر عنصر سطر بر مجموع سطر تقسیم می‌شود، به طوری که بعد از نرمال‌سازی ماتریس جمع هر سطر برابر با یک می‌شود. بنابراین اگر عناصر ماتریس وزنی فضایی را بعد از نرمال‌سازی  $W^*_{ij}$  تعریف کنیم، برابر خواهد بود با:

$$W^*_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (۹)$$

که از ضرب این ماتریس نرمال سطری شده در متغیر وابسته، متغیر تأخیر فضایی حاصل می‌شود. همچنین بر اساس رابطه  $\frac{1}{d_{ij}}$ ، هر چه بعد مسافت دورتر و یا فاصله اقتصادی بین دو کشور بیشتر باشد، این وزن نسبی کمتر می‌باشد و بیانگر آن است که با افزایش فاصله اثرات سرریز کاهش می‌یابد. از سوی دیگر در اقتصادسنجی فضایی به دلیل عدم کارایی روش‌های

$N_{it}$ ، متوسط نرخ رشد سالانه نیروی کار در دوره مورد نظر و  $(N_{it} + 0.05)$ ، بیانگر مجموع متوسط نرخ رشد سالانه نیروی کار، نرخ پیشرفت برون‌زای فنی و نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد. متغیری را که ما در تحقیق به عنوان نرخ پس‌انداز ( $S_{it}$ ) به کار بردیم، سهم سالانه حجم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. همان‌طور که اشاره شد، رابطه (۷) به صورت تابلویی همراه با اثرات ثابت مقطعی و زمانی برازش می‌شود، و  $\delta_i$  بیانگر اثرات ثابت انفرادی و  $\mu_t$  اثرات ثابت زمانی را نشان می‌دهد. اثرات ثابت زمانی در واقع اثرات غیرقابل مشاهده و غیرقابل اندازه‌گیری را مدل‌سازی می‌کند که برای همه کشورهای یکسان بوده ولی در طی سال فرق می‌کند و تولید سرانه نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

از سوی دیگر در اکثر مطالعات به علت کاهش اثر نوسانات سالیانه بر نتایج تخمین، کل دوره زمانی پژوهش را به زیر دوره‌های پنج ساله غیرهمپوش تقسیم می‌کنند، که برای این منظور از میانگین‌های متغیرهای مزبور در این پنج سال استفاده می‌شود (اسلام، ۲۰۰۳: ۳۳۲؛ علمی و رنجبر، ۱۳۹۱: ۱۰۶؛ کوارسما و دیگران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳: ۴۹۸). لازم به ذکر است که در رابطه (۷)،  $\gamma$  نرخ همگرایی می‌باشد و سرعت همگرایی در دوره زمانی تحقیق برابر است با  $\beta = \frac{-\ln \gamma}{T}$  (اسلام، ۲۰۰۳: ۳۲۶).  $T$  نیز بیانگر زیردوره در نظر گرفته شده است که در این پژوهش پنج سال می‌باشد.

مدل دوربین فضایی به هر دو متغیر وابسته (تولید سرانه سال جاری) و متغیر توضیحی (تولید سرانه ابتدای دوره) امکان تعاملات فضایی را می‌دهد. لحاظ عبارت  $\sum_{j=1}^n W_{ij} \ln Y_{j,t-1}$  در رابطه (۷) موجب تصریح صحیح معادله همگرایی شده و عدم لحاظ آن بر طبق مطالعه تاو و یو<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) باعث تورش معنادار در نتایج حاصل از رگرسیون فضایی می‌شود. عبارت  $\sum_{j=1}^n W_{ij} \ln Y_{jt}$  خودرگرسیون فضایی به منظور برازش اثرات سرریز و  $\rho$ ، ضریب فضایی می‌باشد. در واقع عبارت خودرگرسیون فضایی اثرات سرریز را مدل‌سازی می‌کند و در اکثر مطالعات تجربی رشد منطقه‌ای از

3. Right-Hand-Side  
4. Drukker et al. (2011)  
5. Euclidean distance  
6. Minkowski distance

1. Cuaresma et al. (2013)  
2. Tao & Yu (2012)

جدول (۱): مهم‌ترین آمار توصیفی سطح متغیرهای مدل

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم
Y	۱۵۶۵۹/۰۱	۹۹۱۰/۳۲	۴۲۵۲/۰۸	۴۶۶۳۳/۰۴
N	۰/۰۰۶	۰/۰۳۶	-۰/۲۱۳	۰/۱۸۰
S	۰/۱۶۶	۰/۰۹۴	-۰/۰۰۱	۰/۴۵۷

Y: درآمد سرانه نیروی کار (به دلار بین‌المللی سال ۲۰۰۵)، N: نرخ رشد سالانه جمعیت نیروی کار (در سن کار)، S: نرخ پس‌انداز.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱) برخی از مهم‌ترین آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. پانل مورد بررسی در این تحقیق شامل ۱۱ کشور حوزه دریای خزر در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ می‌باشد.

## ۵-۲- برآورد مدل

جدول (۲) نتایج تخمین مدل دوربین فضایی را برای متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد. علامت ضرایب کلیه متغیرهای تحقیق مطابق با مبانی تئوریک اقتصادی بوده و همدیگر را تأیید می‌کنند. ضریب همگرایی بین صفر و یک می‌باشد و سرعت همگرایی بتای شرطی برابر ۲۶/۲ درصد در سال برای هر کشور می‌باشد. این ضریب بیانگر آن است که به‌طور متوسط هر کشور با نرخ ۲۶/۲ درصد در مسیر رشد متوازن<sup>۶</sup> خود به سمت حالت پایدار<sup>۷</sup> حرکت می‌کند. مطابق رابطه محاسبه درآمد سرانه نیروی کار، بایستی ضریب متغیر متوسط نرخ رشد نیروی کار منفی شود. ضریب متغیر میانگین نرخ رشد نیروی کار در این تحقیق منفی بوده، اما از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. ضریب متوسط نرخ پس‌انداز مثبت و در سطح معنی‌داری ۱ درصد معنادار می‌باشند. این بدان معنی است که مطابق مدل سولو در بین کشورهای حوزه دریای خزر آنهایی که نرخ پس‌انداز بالا و نرخ رشد نیروی کار کمتری دارند، به‌طور متوسط نرخ رشد اقتصادی بالاتری را کسب می‌کنند. آلفای<sup>۸</sup> ضمنی ( $\alpha$ ) در واقع بیانگر کشش درآمد سرانه نیروی کار نسبت به نهاده سرمایه فیزیکی می‌باشد. ضریب آلفا در این

مرسوم (OLS) در نادیده گرفتن ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، از روش‌های غیر پارامتریک حداکثر راستنمایی (MLE)<sup>۱</sup> و شبه-حداکثر راستنمایی (QMLE)<sup>۲</sup> استفاده می‌شود که در این پژوهش به دلیل کم بودن مشاهدات سری زمانی (ناشی از میانگین‌گیری) از روش شبه-حداکثر راستنمایی برای تخمین ضرایب مدل دوربین فضایی استفاده شده است (لی و یو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰: ۱۷۴). شایان ذکر است که مدل تجربی تحقیق با بهره‌گیری از نرم‌افزار استاتا (Stata/SE12.0) برآورد شده است. همچنین به منظور تعیین مختصات طول و عرض جغرافیایی مورد نیاز برای ماتریس فاصله-معکوس فضایی از سامانه اطلاعات جغرافیایی (GIS) استفاده شده است.

## ۵- نتایج تجربی

### ۵-۱- داده‌ها و آمار توصیفی

جامعه آماری این تحقیق ۱۱ کشور حوزه دریای خزر را شامل می‌شود، که عبارتند از: ایران، کشورهای آسیای میانه (ترکمنستان، ازبکستان، قزاقستان، قرقیزستان و تاجیکستان)، منطقه قفقاز (آذربایجان، ارمنستان، گرجستان)، ترکیه و روسیه. کلیه آمار مربوط به تولید سرانه واقعی نیروی کار، نرخ پس‌انداز و جمعیت نیروی کار، از نسخه ۸ داده‌های جهانی دانشگاه گرانینگن<sup>۴</sup> استخراج شده است. جهت مقایسه کشورها از لحاظ اقتصادی بایستی درآمد همه کشورها به یک واحد پولی (اغلب به دلار آمریکا) تبدیل شود اما به دلایلی چون عدم برابری قدرت خرید دلار آمریکا در کشورهای مختلف و چند نرخ بودن ارز در این کشورها این تبدیل مشکل مقایسه بین کشورها را برطرف نمی‌کند. بدین منظور این کار با تبدیل قدرت خرید یک دلار هر کشور به قدرت خرید آن در آمریکا انجام می‌شود. این معادل سازی به دلار، برابری قدرت خرید یا دلار PPP<sup>۵</sup> معروف است (بهشتی، ۱۳۸۲: ۲۵). بدین جهت درآمد سرانه نیروی کار برای هر ۱۱ کشور در این تحقیق با نرخ PPP سال ۲۰۰۵ تعدیل شده‌اند.

6. Balanced Growth Path

7. Steady State

۸ آلفای ضمنی از روابط مقابل به دست می‌آید:

$$\gamma = e^{-\beta t}, \beta_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha} (1 - e^{-\beta t})$$

1. Maximum Likelihood Estimator

2. Quasi Maximum Likelihood Estimator

3. Lee & Yu (2010)

4. Penn World Table 8 (PWT 8.0)-Groningen university

5. Purchasing Power Parity



طوری که بر طبق اثرات مستقیم هر کشوری که در ابتدای دوره درآمد سرانه کمتری داشته باشد دارای نرخ رشد اقتصادی بیشتر شده و در انتها درآمد سرانه بالاتری را کسب می‌کند و به وسیله اثرات غیرمستقیم بر درآمد سرانه نیروی کار کشورهای مجاور خود تأثیر می‌گذارد (سرریز می‌کند).

ضریب خودرگرسیون فضایی ( $\rho$ ) مثبت و از لحاظ آماری معنادار است؛ که بیانگر این نکته است که در صورتی که میانگین وزنی لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار ۱۱ کشور حوزه دریای خزر، یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار یک کشور به اندازه ۰/۷۵ درصد افزایش می‌یابد که در آن سرریز رشد اقتصادی از کشورهای مجاور و همسایه بیشترین مقدار بوده و شدت این اثرات سرریز در طول فاصله کاهش می‌یابد.

جدول (۳): آزمون ضرایب فضایی مدل

ارزش احتمال (PV)	مقدار آماره F	فرضیه صفر	ترتیب
***۰/۰۰۰۰	۸۰/۹۶	$H_0: \rho = 0$	(۱)
**۰/۰۲۸۶	۴/۷۹	$H_0: \lambda = 0$	(۲)

\*\*\*: معنی‌داری در سطح ۱ درصد. \*: معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

\*\*\*: معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد.

#### مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) آزمون‌های تشخیصی فضایی (آزمون ضرایب فضایی) را برای مدل تخمین زده شده نشان می‌دهد. نتایج آزمون ضرایب فضایی بیانگر معنی‌داری مدل دوربین فضایی در سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد می‌باشد. مقدار مثبت و معنی‌دار ضریب خودرگرسیون فضایی نشان می‌دهد که بخشی از رشد اقتصادی هر یک از کشورهای مورد بررسی به واسطه اثر فاصله (یا مجاورت) بوده است. با توجه به یافته‌های حاصل از این پژوهش، نظریه سرریزهای منطقه‌ای ذکر شده توسط کلر<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، برای کشورهای حوزه دریای خزر تأیید می‌شود و کشورهای منطقه می‌توانند با گسترش و تعمیق ترتیبات تجاری منطقه‌ای و دسترسی به بازارهای یکدیگر اثرات خارجی مثبت ایجاد کرده و فرصت‌های شغلی بیشتری را برای هم‌دیگر

پژوهش برابر ۰/۲۸۳ است و نشانگر پایین بودن کشش تولیدی نهاده سرمایه نسبت به نهاده نیروی کار در بین کشورهای حوزه دریای خزر می‌باشد. این بدان معنی است که با فرض ثابت بودن سایر نهاده‌ها، در صورتی که موجودی سرمایه فیزیکی در بین کشورهای حوزه دریای خزر یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط موجب افزایش درآمد سرانه نیروی کار به اندازه ۰/۲۸ درصد می‌شود.

جدول (۲): نتایج تخمین ضرایب مدل دوربین فضایی با لحاظ اثرات

#### ثابت کشوری و زمانی

ارزش احتمال (PV)	مقدار آماره t	ضریب	اسم متغیر
**۰/۰۲۱	۲/۳۰	۰/۲۶۹	$\ln Y_{t-1}$
۰/۶۳۱	-۰/۴۸	-۰/۰۵۴	$\ln(N_t + 0.05)$
***۰/۰۰۸	۲/۶۷	۰/۲۸۹	$\ln S_t$
*۰/۰۵۹	-۱/۸۹	-۰/۳۵۲	$\lambda$
***۰/۰۰۰	۷/۰۰	۰/۷۵۹	$\rho$
$\alpha$ ضمنی		سرعت همگرایی شرطی (بتا)	
۰/۲۸۳		۰/۲۶۲	

\*\*\*: معنی‌داری در سطح ۱ درصد. \*: معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

\*: معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد.

#### مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در روش‌شناسی تحقیق اشاره شد مدل دوربین فضایی هم به متغیر وابسته درآمد سرانه نیروی کار جاری و هم به متغیر کنترل درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیردوره امکان تعاملات فضایی را می‌دهد. ضریب فضایی متغیر درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیردوره منفی بوده و در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد معنادار می‌باشد. این ضریب بیانگر آن است که کشورهای همجاری که در ابتدای دوره تحقیق درآمد سرانه نیروی کار کمتری دارند، به‌طور متوسط در انتهای دوره درآمد سرانه نیروی کار بیشتری کسب می‌کنند. همچنین در صورتی که میانگین وزنی لگاریتم تولید سرانه اولیه کشورهای مجاور یک کشور در ابتدای هر زیردوره یک درصد کاهش یابد، به‌طور متوسط درآمد سرانه نیروی کار آن کشور ۰/۳۵ درصد افزایش می‌یابد. تفسیر این ضریب به کمک تجزیه اثرات کل به اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) میسر است، به

فراهم کنند.

## ۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله همگرایی درآمد سرانه نیروی کار واقعی در ۱۱ کشور حوزه دریای خزر طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور همگرایی بتای شرطی در قالب مدل سولو و در چارچوب داده‌های تابلویی پویای فضایی تصریح گردیده و مورد برازش قرار گرفت. نوآوری این مقاله نسبت به مطالعات قبلی هم در مدل تصریحی و هم تخمین در چارچوب داده‌های تابلویی پویای فضایی می‌باشد. نتایج حاصل از این تحقیق همسو با نتایج آذربایجانی (۱۳۸۱) بوده و فرضیه همگرایی شرطی درآمد سرانه کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز را تأیید می‌کند. همچنین مطابق مدل دوربین فضایی تصریحی، کشش فضایی تولید سرانه نیروی کار در بین کشورهای حوزه دریای خزر ۰/۷۵ درصد ارزیابی شد. بنابراین بر طبق نتایج می‌توان گفت که چرخه خودکار مثبت رشد اقتصادی در بین کشورهای مذکور برقرار است، و کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز می‌توانند با ایجاد ترتیبات ناحیه‌ای، این چرخه مثبت رشد را تقویت کرده و شکاف درآمدی خود را کاهش دهند.

## ۷- پیشنهادات

مهم‌ترین پیشنهادات برگرفته شده از نتایج این مطالعه برای

## منابع

آذربایجانی، کریم (۱۳۸۱). جهانی شدن، همگرایی اقتصادی - منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۳۷، ۱۶۹-۱۴۹.

ابریشمی، حمید؛ علم‌الهدی، ندا و امیری، میثم (۱۳۸۶). بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی (طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰ به روش اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۳۴-۷.

اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸۴). مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*

پژوهش‌گران و سیاست‌گذاران عبارتند از:

۱- معنی‌داری ضریب متغیر تأخیر فضایی درآمد سرانه نیروی کار حاکی از این واقعیت مهم است که در بررسی عوامل تعیین‌کننده رشد در بین کشورهای حوزه دریای خزر، بایستی تأثیر مجاورت (و فاصله) را در مدل‌سازی‌های صورت گرفته مطالعه کرد تا برآورد انجام گرفته شده با خطای تخمین مواجه نشود.

۲- منطقه دریای خزر دارای ابعاد ژئوپلیتیک، ژئواستراتژیک و ژئواکونومیک می‌باشد و همین مسئله موجب اهمیت یافتن منطقه‌گرایی و همگرایی در جهت دستیابی به توسعه پایدار مشترک در این ناحیه شده است. بر طبق یافته‌های حاصل (ضریب مثبت متغیر تأخیر فضایی)، کشورهای مذکور می‌توانند با منطقه‌گرایی یک هم‌افزایی در رشد اقتصادی خود ایجاد کنند.

۳- بر طبق مطالعه هو و دیگران (۲۰۱۳)، سرریز مثبت رشد اقتصادی از یک کشور به شرکای تجاریش از طریق تجارت دوجانبه برقرار است. همچنین در مطالعه آذربایجانی (۱۳۸۱) نیز شاخص درجه باز بودن تجاری نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر همگرایی شرطی درآمد سرانه واقعی در بین کشورهای مذکور دارد. لذا به سیاست‌گذاران کشورهای مذکور توصیه می‌شود با تشکیل بلوک تجاری دریای خزر و رفع موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای، حجم تجارت دوجانبه خود را تقویت کنند.

*ایران*، سال هفتم، شماره ۲۳، ۶۸-۳۹.

اکبری، نعمت‌اله و فرهمند، شکوفه (۱۳۸۴). همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس: مطالعه‌ای بر مبنای اقتصادسنجی فضایی. *مجله پژوهشنامه بازرگانی*، سال نهم، شماره ۲۴، ۳۲-۱.

اکبری، نعمت‌اله و معلمی، مژگان (۱۳۸۴). یک پارچگی اقتصادی در کشورهای حوزه خلیج فارس (استفاده از یک روش اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۵، ۱۲۶-۱۰۹.



رومر، دیوید (۱۹۸۵). اقتصاد کلان پیش‌رفته. ترجمه مهدی تقوی، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، تهران: چاپ دوم.

زمانیان، غلامرضا؛ فطرس، محمدحسن و رضائی، الهام (۱۳۹۳). اثر سرریزهای تحقیق و توسعه بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای ایران. فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال پنجم، شماره ۱۷، ۹۱-۱۰۸.

زین‌العابدین، یوسف و یحیی‌پور، محمدصادق (۱۳۸۸). بررسی ساختار ژئوپلیتیکی کشورهای حوزه دریای خزر. فصلنامه فضای جغرافیایی، سال نهم، شماره ۲۵، ۷۳-۹۳.

علمی، زهرا میلا و رنجبر، امید (۱۳۹۱). اثرات تجارت بر رشد کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی با تأکید بر ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۷، شماره ۴، ۹۷-۱۱۵.

کسرای، اسرافیل (۱۳۸۶). نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای. مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۱، شماره ۶، ۲۷-۶۴.

گرچی، ابراهیم و مدنی، شیما (۱۳۸۸). اقتصاد کلان دینامیک (نظریه‌های رشد). تهران: انتشارات سمت، چاپ اول.

مجرد، عصمت و همایونی‌فر، مسعود (۱۳۸۹). بررسی آثار اجرای موافقتنامه همگرایی منطقه‌ای بین کشورهای عضو اکو. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)، دوره ۷، شماره ۲۴، ۱۵۹-۱۸۵.

مکیان، سید نظام‌الدین و خاتمی، سمانه (۱۳۹۰). بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا (۲۰۰۸-۱۹۸۰). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۱، ۱۳۵-۱۵۷.

اکبری، نعمت‌اله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۱۳، ۱-۱۳.

بهبودی، داود؛ فلاحی، فیروز و شبائی، امینه (۱۳۹۱). بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال اول، شماره ۳، ۵۷-۸۰.

بهشتی، محمدباقر (۱۳۸۲). توسعه اقتصادی ایران. دانشگاه تبریز، تبریز.

دائی کریم‌زاده، سعید؛ آذربایجانی، کریم و جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای دی‌هشت (رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۰، ۵۹-۷۲.

راسخی، سعید و رنجبر، امید (۱۳۸۸). اثر درجه بازبودن تجارت بر سرعت همگرایی درآمد سرانه: شواهدی از گروه دی‌هشت. نامه مفید (نامه اقتصادی)، دوره ۱۵، شماره ۷۲، ۱۳۴-۱۰۹.

رحمانی، تیمور و حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، سال دوم، شماره ۵، ۱-۲۰.

رنجبر، امید و علمی، زهرا میلا (۱۳۹۰). شکاف درآمدی چه کشورهایی در حال کاهش هست؟ یافته‌هایی جدید از آزمون‌های ریشه واحد پانلی با شکست ساختاری متعدد درون‌زا. مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۶، شماره ۲، ۵۷-۳۱.

Abramovitz, M. (1986). Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. *Journal of Economic History*, 46, 385-406.

Arbia, G., Battisti, M. & Vaio, D. V. (2010). Institutions and Geography: Empirical Test of Spatial Growth Models for European Regions. *Economic Modelling*, 27, 12-21.

Arrow, K. (1962). The Economic Implications of Learning by Doing. *Review of Economic Studies*, 29(3), 155-173.

Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. McGraw-Hill, New York.

Barro, R.J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of*

- Economics*, 106(2), 407-443.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show?. *American Economic Review*, 16(10), 72-85.
- Cass, D. (1965). Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. *Review of Economic Studies*, 32(91), 33-40.
- Cliff, A.D. & Ord, J. (1973). Spatial Autocorrelation. *London: Pion*.
- Cliff, A. & Ord, J. (1981). Spatial Processes, Models and Applications. *London: Pion*.
- Cuaresma, J. C., Havettová, M. & Lábaj, M. (2013). Income Convergence Prospects in Europe: Assessing the Role of Human Capital Dynamics. *Economic Systems*, 37(4), 493-507.
- Drukker, D. M., Prucha, I. R. & Raciborski, R. (2011). Maximum-Likelihood and Generalized Spatial Two-Stage Least-Squares Estimators for A Spatial-Autoregressive Model with Spatial-Autoregressive Disturbances. *Working Paper, University of Maryland, Department of Economics*, 1-22.
- Ertur, C. & Koch, W. (2011). A Contribution to the Theory and Empirics of Schumpeterian Growth with World wide Interactions. *Journal of Economic Growth*, 16, 215-255.
- Ertur, C. & Koch, W. (2007). Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1033-1062.
- Griffith, A.D. & Paelinck, H.P.J. (2011). Non-Standard Spatial-Statistics and Spatial Econometrics. *Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag*.
- Ho, C.Y., Wang, W. & Yu, J. (2013). Growth Spillover Through Trade: A Spatial Dynamic Panel Data Approach. *Economics Letters*, 120, 450-453.
- Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.
- Islam, N. (2003). What Have We Learnt from the Convergence Debate?. *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362.
- Keller, W. (2002). Geographic Localization of International Technology Diffusion. *American Economic Review*, 92, 120-142.
- Koopmans, T.C. (1965). On the Concept of Optimal Economic Growth, in the Econometric Approach to Development Planning. *Amsterdam: North Holland*.
- Lee, L. f. & Yu, J. (2010). Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 154, 165-185.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Maddison, A. (2003). The World Economy: Historical Statistics. *OECD, Paris*.
- Mankiw, G., Romer, D. & Weil, D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- Pesaran, M.H. (2007). A Pair-Wise Approach for Testing Output and Growth Convergence. *Journal of Econometrics*, 138, 312-355.
- Pfaffermayr, M. (2009). Conditional  $\beta$  and  $\sigma$ -Convergence in Space: A Maximum Likelihood Approach. *Regional Science and Urban Economics*, 39, 63-78.
- Ramsey, F.P. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, 38(152), 543-559.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102.
- Sala-i-Martin, X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019-1036.
- Seya, H., Tsutsumi, M. & Yamagata, Y. (2012). Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach. *Economic Modeling*, 29, 60-71.
- Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Swan, T.W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32, 334-361.
- Tao, J., & Yu, J. (2012). The Spatial Time Lag in Panel Data Models. *Economics Letters*, 117, 544-547.
- Tian, L., Wang, H.H. & Chen, Y. (2010). Spatial



Externalities in China Regional Economic Growth. *China Economic Review*, 21, S20–S31.

Vu, K.M. (2013). A Note on Interpreting the

Beta-Convergence Effect. *Economics Letters*, 118, 46–49.

Whittle, P. (1954). On Stationary Processes in the Plane. *Biometrika*, 41(41), 434–449.