Macroeconomics
Research Letter

Volume 16. Issue 31. Spring and Summer 2021. Pages 105 to 124.

Research Paper

Analyzing Income Per Capita Convergence among the Provinces of Iran Using a Dynamic Spatial Panel Data Approach

Arash Hadizadeh*[1]

[1] Assistant Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Qazvin Branch, Qazvin, Iran
hadizadeh@qiau.ac.ir

10.22080/IEJM.2021.19970.1804

Received:
October 10, 2020
Accepted:
November 3, 2020
Available online:
November 28, 2021

JEL Classification:
C31, R11, R12, D63, O15

Keywords:
Convergence Hypothesis, Dynamic Spatial Panel Data, Migration Overflow Effects, Neighborhood Overflow Effects, SYS-GMM.

Abstract

In this study, the hypothesis of per capita income convergence between the provinces of the Islamic Republic of Iran during the period 2000-2018 has been tested. The convergence hypothesis has been tested in several Persian articles, even at the provincial level. But the present study differs from previous studies in two ways. First, the use of real GDP per capita without oil data as a measure of per capita income that will eliminate the bias caused by alternative variables. Second, all previous studies have used cross-sectional data estimators to estimate the beta convergence equation, the results of which will be biased. However, in this research, the dynamic spatial panel data model and the SYS-GMM estimator have been used, which will eliminate this bias. Also, two types of matrices were used to study the spatial interactions between the provinces.The results show that, the slope of the absolute beta convergence model is negative and the hypothesis of absolute convergence is not rejected and the rate of this conditional convergence between the provinces of the country is equal to 10.5%. That is, regional inequality is declining during this period. In addition, the results show that the hypothesis of per capita income convergence is not rejected and the hypothesis of spillover effects due to spatial interactions between the provinces of the country is confirmed. Both effects of neighborhood overflow and migration are statistically significant, but the effects of migration overflow have a greater effect than the effects of overflow due to neighborhoods in the provinces. Sensitivity analysis from the three perspectives of changing the spatial interaction matrix, changing the alternative variable of real per capita income and changing the estimator shows the stability of the results and the lack of seriousness of the small sample bias for the SYS-GMM estimator.

*Corresponding Author: Arash Hadizadeh
Address: Department of Economics, Islamic Azad University, Qazvin Branch
Email: Hadizadeh@qiau.ac.ir
Tel: +989126017998

Extended abstract

1. Introduction:

According to the per capita income convergence hypothesis, the economic growth rate of poor countries with low per capita incomes is faster than that of rich countries. As a result, in the long run, economies will reach a common stable per capita income level, and income inequality will disappear over time. This is while the experimental studies on the convergence hypothesis have not yielded the same results. Even in the theoretical field, there is no collective agreement among economists, so that some authors consider the convergence hypothesis as the boundary between the two theories of exogenous and endogenous growth. In experimental studies, the convergence hypothesis has been tested in the form of three sub-hypotheses of absolute convergence, conditional convergence and club convergence. The hypothesis of absolute convergence is the main prediction of the neoclassical growth model, according to which in the long run, all countries will achieve a uniform level of per capita income. This hypothesis has only been confirmed among homogeneous groups of countries and regions. The polemical hypothesis of per capita income convergence, which is based on a simple general equilibrium model, uses the Solo neoclassical growth model (Solow, 1956) and combines the production function with constant return-to-scale characteristics, reduces returns for each factor of production and creates positive substitution elasticity between the factors of production assuming fixed savings rates, technology growth, population growth, and consumer preferences. In this model, it is argued that due to the high return on physical capital in poor economies, capital will move from advanced economies to poor economies. This will lead to the accumulation of physical capital in poor economies and the convergence of physical capital, which in turn leads to the convergence of per capita incomes of economies towards a uniform situation. According to the solo model, all economies converge towards a common state, which is called absolute convergence. Based on this perception, it is predicted that per capita income inequality in the international arena will disappear in the long run.

Methods: A review of previous domestic studies shows that the convergence hypothesis has been tested among the provinces of the country in several articles. In this study, we intend to retest the hypothesis of convergence between the provinces of the Islamic Republic of Iran during the period 2000-2018 and believe that the present study is different from previous studies in two ways: a) Previous studies of per capita sight deposits and per capita expenditures of each household as a substitute have used per capita income. However, in this study, we use real GDP per capita data. B) All previous studies have used cross-sectional data estimators to estimate the beta convergence equation. In this study, to overcome the problems of conventional estimators, the system estimator of the generalized torque dynamic spatial data method is used. Using this method, we are able to control the problem of endogenous explanatory variables as well as the problems arising from the dynamic structure of the model. To control the effects of spillover due to spatial autocorrelations between the provinces of the country, and to test the convergence hypothesis between the 27provinces of Iran, we used the data related to the per

capita GDP (excluding oil) of the provinces of the country during the period 1999-2018. In this study, a two-stage SYS-GMM estimator has been used to estimate the equations and the results have been compared with other estimators. To estimate the statistical model, Stata software has been used.

2. Results:

Based on the results of estimating, the value of the convergence coefficient (1-β) between the provinces of the country has been estimated to be equal to 0.71, indicating the existence of conditional convergence between the provinces of the country with an annual rate of 29%. When the spatial time interval variable enters the model, the value of the convergence coefficient or (1-β) is equal to 0.89, indicating the existence of conditional convergence between the provinces of the country with an annual rate of 10.5%. As can be seen, the lack of consideration for the spatial time lag variable leads to an overestimation of the convergence rate. Therefore, since the coefficient of the spatial time interval variable is significant at the level of one percent, this variable should be included in the model. The coefficient of the spatial interference variable λ has been estimated to be 0.64 which is significant at the level of one percent. Therefore, it can be said that geographical proximity has spillover effects on the economic growth of the provinces, so that if the per capita income of neighboring provinces grows by 10 percent, a spillover effect of 6.4 percent will have a per capita income growth of the province.

3. Conclusion:

In this research, the hypothesis of convergence between the provinces of the Islamic Republic of Iran during the period 1999-2018 has been tested using the dynamic spatial panel data model and the SYS-GMM estimator. The results show that the hypothesis of convergence between the provinces of the country is not rejected; the rate of this conditional convergence between the provinces of the country is equal to 10.5 percent. Also, the hypothesis of spillover effects due to spatial interactions between the provinces of the country is not rejected. As expected, the transmission of these overflow effects through migration is greater than physical proximity. Sensitivity analysis from three perspectives of changing the spatial interaction matrix, changing the substitute variable of real per capita income and changing the estimator indicates the stability of the results and the lack of seriousness of the small sample bias for the SYS-GMM estimator.

Fundings:

There is no funding support.

Author's contribution:

The author used new data collection and analysis methods to test the convergence hypothesis and investigate the effects of overflow on neighborhood and migration and sensitivity analysis of results.

Conflict of interest:

Author declared no conflict of interests.

Acknowledgments:

I am grateful to all the persons for scientific consulting in this paper.

پژوهشنامه اقتصاد کلان
Macroeconomics Research Letter
دوره ۱۶. شماره ۳۱. بهار و تابستان ۱۴۰۰. صفحات ۱۰۵ تا ۱۲۴.

علمی

تحلیل همگرایی درآمد سرانه بین استان‌هاي ایران: رویکرد داده‌هاي پانلي فضایي پویا

آرش هادی زاده[1]*

[1] استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران
ایمیل: hadizadeh@qiau.ac.ir

10.22080/IEJM.2021.19970.1804

تاریخ دریافت:
۱۹ مهر ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش:
۱۲ آبان ۱۴۰۰
تاریخ انتشار:
۷ آذر ۱۴۰۰

کلیدواژه ها:
فرضیه همگرایی، داده‌هاي پانلي فضایي پویا، اثرات سرریز مهاجرت، اثرات سرریز همسایگی، تخمین‌زن سیستمي روش گشتاورهای تعمیم یافته (SYS-GMM).

طبقه‌بندی JEL :
C31, R11, R12, D63, O15

چکیده

در این تحقیق فرضیه همگرایی درآمد سرانه بین استان‌هاي جمهوري اسلامي ایران طي دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۷ آزمون شده است. فرضیه همگرایی در مقالات فارسی متعددی حتی در سطح استانی مورد آزمون قرار گرفته است. اما پژوهش حاضر از دو جهت با مطالعات قبلی متفاوت است. اول استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی بدون نفت به‌عنوان معیار درآمد سرانه که منجر به حذف سوگیری ناشی از متغیرهای جایگزین خواهد شد. دوم این‌که تمام مطالعات قبلی از برآوردگرهای داده‌های مقطعی برای تخمین معادله همگرایی بتا استفاده کرده‌اند که نتایج آن دارای تورش خواهد بود. اما در این پژوهش از مدل داده‌هاي تابلویي فضایي پویا و تخمین‌زن SYS-GMM استفاده شده است که این تورش را حذف خواهد کرد. همچنین برای بررسی تعاملات فضایی بین استان‌ها دو نوع ماتریس به‌کار گرفته شد.نتایج حاکي‌ست که در دوره مورد بررسی شیب تابع مدل هم‌گرایی بتای مطلق منفی است و فرضیه هم‌گرایی مطلق رد نمی‌شود و میزان این همگرایی مشروط بین استان های کشور معادل ۱۰٫۵ درصد است. یعنی طی این دوره نابرابری منطقه‌ای در حال کاهش است. به‌علاوه نتایج نشان‌دهنده عدم رد فرضیه همگرایی درآمد سرانه و تأیید فرضیه اثرات سرریز ناشي از تعاملات فضایي بین استان‌هاي کشور است. هر دو نوع اثر سرریز ناشی از همسایگی و مهاجرت از نظر آماری معنادار است اما اثرات سرریز ناشی از مهاجرت تأثیر بیشتری نسبت به اثرات سرریز ناشی از همسایگی استان‌ها دارد. تحلیل حساسیت از سه منظر تغییر ماتریس تعامل فضایی، تغییر متغیر جایگزین درآمد سرانه واقعی و تغییر برآوردگر نشان دهنده پایداری نتایج و عدم جدیت سوگیری نمونه کوچک برای برآوردگر SYS-GMM است.

* **نویسنده مسئول:** آرش هادی زاده
آدرس: آرش هادی زاده، آدرس: قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، گروه اقتصاد
ایمیل: hadizadeh@qiau.ac.ir
تلفن: ۰۹۲۲۶۰۱۷۹۹۸

۱ مقدمه

بر اساس فرضیه همگرایی درآمد سرانه، نرخ رشد اقتصادی کشورهای فقیر با درآمد سرانه پایین سریع‌تر از کشورهای ثروت‌مند است؛ در نتیجه در بلندمدت اقتصادها به سطح درآمد سرانه پایدار مشترکی خواهند رسید و نابرابري درآمدي به مرور زمان محو خواهد شد مطالعات تجربی در مورد فرضیه همگرایی به نتایج یکسانی منجر نشده است. حتی در حوزه نظری نیز توافق جمعی بین اقتصاددانان وجود ندارد به‌نحوی که برخی از نویسندگان فرضیه همگرایی را مرز بین دو نظریه رشد برونزا و درونزا مي‌دانند. در مطالعات تجربي فرضیه همگرایی در قالب سه فرضیه همگرایی مطلق[۱]، همگرایی شرطي[۲] و همگرایی باشگاهي[۳] آزمون شده است. فرضیه همگرایی مطلق، پیش‌بیني اصلي مدل رشد نئوکلاسیك است که بر اساس آن در بلندمدت تمامي کشورها به سطح یکنواخت[۴] و یکساني از درآمد سرانه دست خواهند یافت. این فرضیه تنها میان گروه همگني از کشورها و مناطق تأیید شده است. فرضیه همگرایی شرطي که توسط بارو، سالا-آی-مارتین، بلانچارد و هال[۵] (۱۹۹۱) و منکیو، رومر و ویل[۶] (۱۹۹۲) مطرح شد، پیش‌بیني مي‌کند که در بلندمدت تمام اقتصادها به سمت مسیر رشد متوازن خود همگرا خواهند شد؛ بنابراین اختلافی دائمی بین درآمد سرانه این کشورها وجود خواهد داشت. فرضیه همگرایی باشگاهي شکل خاصي از همگرایی شرطي است که مبتني بر مدل‌هاي تعادلي چندگانه[۷] است. در این فرضیه کشورهاي داراي شرایط اولیه و ساختارهاي اقتصادي مشابه، به سطح درآمد سرانه یکنواخت مشترکي همگرا خواهند شد. بنابراین بر اساس این فرضیه در بلندمدت توزیع درآمد سرانه حداقل به سمت دو قله‌اي شدن سوق پیدا خواهد کرد.

در مقالات تجربي به منظور آزمون فرضیه همگرایی مطلق و شرطي از سه رویکرد اقتصادسنجي داده‌هاي مقطعي، داده‌هاي پانلي و داده‌هاي سري زماني استفاده شده است[۸]. براي تخمین مدل رگرسیون همگرایی بتاي مطلق و شرطي می‌توان از تخمین‌زن‌هاي موجود در دو رویکرد اقتصادسنجي داده‌هاي مقطعي و داده‌هاي پانلي استفاده کرد. در کنار استفاده از تخمین‌زن‌هاي برشمرده شده، به‌دلیل خصلت مکاني داده‌هاي مورد استفاده در آزمون فرضیه همگرایی، محققان از تخمین‌زن‌هاي حوزه اقتصادسنجي فضايي[۹] براي تخمین معادله همگرایی بتا استفاده کردند. در تحقیقات اولیه این شاخه، از تخمین‌زن‌هاي اقتصادسنجي فضايي مناسبِ داده‌هاي مقطعي، برای آزمون فرضیه همگرایی استفاده شده است. برخی محققان مانند تائو و یو[۱۰] (۲۰۱۲) و هو، وانگ و یو[۱۱] (۲۰۱۳) با هدف تخمین مجدد مدل همگرایی بتا، تخمین‌زن‌هاي موجود در این شاخه را براي داده‌هاي تابلويي نیز بسط داده‌اند.

بررسي مطالعات داخلي قبلي نشان مي‌دهد در مقالات متعددي فرضیه همگرایی آزمون شده است[۱۲]

[1] absolute convergence hypothesis
[2] conditional convergence hypothesis
[3] club convergence hypothesis
[4] steady state
[5] Barro, Sala-i-Martin, Blanchard and Hall
[6] Mankiw, Romer and Weil
[7] multiple equilibrium
[۸] استفاده از رویکرد سري زماني براي آزمون فرضیه همگرایي مطلق در مطالعات تجربي مبتني بر آزمون‌هاي ریشه واحد است (براي مطالعه بیشتر در مورد این رویکرد به رنجبر و علمي، ۱۳۹۰ الف و ب مراجعه کنید). به‌منظور آزمون فرضیه همگرایي باشگاهي نیز معمولا از رویکرد پوياي‌هاي توزیع درآمد سرانه استفاده مي‌شود (براي مطالعه بیشتر در مورد این رویکرد به کواه (۱۹۹۶) مراجعه کنید).
[9] spatial econometrics
[10] Tao and Yu
[11] Ho, Wang and Yu
[۱۲]. مثلا مي‌توان به رنجبر و علمي (۱۳۸۷، ۱۳۹۰ الف و ب و ۱۳۹۱)، ابریشمی ،علم‌الهدی و امیری (۱۳۸۶)، احساني و رنجبر (۱۳۸۶)، افشاري، پور و شیبانی (Afshari, Pour and Sheibani, ۲۰۰۵)، فروغي‌پور (۱۳۸۵)، راسخی و رنجبر (۱۳۸۸) و کارنامه حقیقي و اکبري (۱۳۸۸) اشاره کرد.

و تعدادي از آنها فرضيه مذكور را بين استان‌هاي كشور آزمون كرده‌اند كه مي‌توان به مطالعات افشاری (۱۳۷۸) رحمانی (۱۳۸۳)، اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)، رحماني و عسگري (۱۳۸۴)، رحماني و اِكي[1] (۲۰۰۴) و رحماني و حسن‌زاده (۱۳۹۰) اشاره كرد برخی نیز به همگرایی درآمد سرانه در بین‌کشوری پرداخته‌اند مانند اکبری و معلمی (۱۳۸۴). در این تحقیق قصد داریم فرضیه همگرایی را بین استان‌هاي جمهوري اسلامي ايران طي دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۷ مجدداً آزمون نماییم و معتقدیم مطالعه حاضر از دو لحاظ با مطالعات قبلی انجام شده متفاوت است: الف) به غير از رحماني و حسن زاده (۱۳۹۰)، مطالعات قبلی از سپرده‌های دیداری سرانه (رحمانی(۱۳۸۳) و رحماني و عسگري (۱۳۸۴) و رحماني و اِكي (۲۰۰۴) و مخارج سرانه هر خانوار (اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳) و افشاری (۱۳۷۸)) به‌عنوان جانشین درآمد سرانه استفاده کرده‌اند. اما در این مطالعه ما از داده‌هاي GDP سرانه واقعي استفاده مي‌كنيم. از اين رو تورش‌هاي موجود در مطالعات قبلي به‌دليل استفاده از متغيرهاي جانشين براي GDP سرانه تا حدود زيادي حذف خواهد شد. ب) تمامي مطالعات قبلي از تخمين‌زن‌هاي داده‌هاي مقطعي براي تخمين معادله همگرایی بتا استفاده كرده‌اند. همان‌طور كه در بخش روش‌شناسي اين تحقيق توضيح خواهيم داد، استفاده از تخمين‌زن‌هاي متعارف داده‌هاي مقطعي مانند OLS، NLS (مانند مطالعات رحمانی (۱۳۸۳)، رحماني و عسگري (۱۳۸۴)، رحماني و اكي (۲۰۰۴) و رحماني و حسن‌زاده (۱۳۹۰)) و تخمين‌زن‌هاي متعارف در اقتصادسنجي فضايي براي داده‌هاي مقطعي مانند تخمين‌زن حداكثر راست‌نمايي (اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)) به‌دليل درونزايي متغيرهاي توضيحي و ساختار پوياي مدل همگرایی بتا، نتايج تورش‌داري را ارائه مي‌كنند. در اين مطالعه به منظور غلبه بر مشكلات تخمين‌زن‌هاي متعارف استفاده شده در مطالعات قبلي، از تخمين‌زن سيستمي روش گشتاورهاي تعميم‌يافته داده‌هاي پانلي فضايي پويا[2] (SYS-GMM_SDPD) استفاده مي‌شود. با استفاده از اين روش قادريم، اولاً مشكل درونزايي متغيرهاي توضيحي را كنترل نماييم. ثانياً مشكلات ناشي از ساختار پوياي مدل را كنترل كنيم. ثالثاً اثرات سرريز ناشي خودهمبستگي‌هاي فضايي بين استان‌هاي كشور را كنترل كنيم.

این مقاله جهت نیل به اهداف برشمرده شده در بخش‌هاي زير تدوين شده‌است. بعد از مروري مختصر بر ادبيات موضوع تحقيق در بخش دوم، بخش‌هاي سوم و چهارم به ترتيب به معرفی داده‌ها و روش شناسی تحقیق اختصاص دارد. نتايج تجربي تحقيق در بخش پنجم ارائه می‌شود. در بخش آخر به نتيجه‌گيري پرداخته می‌شود.

۲ مروري بر ادبيات تحقيق

فرضيه همگرایی

فرضيه جدلي همگرایی درآمد سرانه بر مبناي يك مدل تعادل عمومي ساده بنا شده است كه در مدل رشد نئوكلاسيك سولو[3] (۱۹۵۶) و از تركيب تابع توليد با ويژگي‌هاي بازدهي ثابت نسبت به مقياس، بازدهي نزولي براي هر يك از عوامل توليد و كشش جانشيني مثبت بين عوامل توليد با فرض نرخ‌هاي ثابت پس‌انداز، رشد تكنولوژي، رشد جمعيت و ترجيحات مصرف‌كننده ايجاد شده است. در اين مدل استدلال مي‌شود كه به‌دليل بازدهي بالاي سرمايه فيزيكي در اقتصادهاي فقير، سرمايه از اقتصادهاي پيشرفته به سمت اقتصادهاي فقير حركت خواهد كرد. اين موضوع موجب انباشت سرمايه فيزيكي در اقتصادهاي فقير و همگرایی در سرمايه فيزيكي خواهد شد. همگرایی سرمايه فيزيكي منجر به همگرایی درآمد سرانه اقتصادها به سمت وضعيت يكنواخت مي‌شود. بر اساس مدل سولو، تمامي اقتصادها به سمت وضعيت يكنواخت

[1] Eckey
[2] Spatial dynamic panel data (SDPD)
[3] Solow

مشترکي همگرا مي‌شوند که به آن همگرایی مطلق مي‌گويند. بر اساس اين برداشت پيش‌بيني مي‌شود که در بلندمدت نابرابري درآمد سرانه در عرصه بين‌المللي ناپديد خواهد شد.

اگر اختلاف در تعيين‌کننده‌های وضعيت يکنواخت مانند نرخ پس‌انداز، نرخ رشد جمعيت و نرخ پيشرفت تکنولوژي به‌صورت دائمي وجود داشته باشد آن‌گاه دو حالت متصور خواهد بود. حالت اول که توسط بارو، سالا-آی-مارتین، بلانچارد و هال (۱۹۹۱) مطرح شد، ايجاد همگرايی شرطي است که در آن هر يك از اقتصادها به‌سمت وضعيت يکنواخت خود همگرا می‌شوند. حالت دوم همگرايی باشگاهي است که در آن اقتصادها با شرايط آغازين مشابه به‌سمت وضعيت يکنواخت مشترك همگرا خواهند شد. حالت حدي در اين مورد ايجاد دو باشگاه همگرايی يکي براي اقتصادهاي غني و ديگري براي اقتصادهاي فقير است. در دو برداشت همگرايی شرطي و باشگاهي به‌دليل اختلاف بين وضعيت يکنواخت کشورها، تفاوت دائمی بين درآمد سرانه آن‌ها در بلند مدت وجود خواهد داشت.

براي آزمون تجربي فرضيه همگرايی از سه رويکرد مدل مقطعي و پانلي همگرايی بتا، مدل سري زماني همگرايی بتا و پوياي توزيع درآمد سرانه استفاده مي‌شود که در اين تحقيق ما فقط روي رويکرد اول متمرکز مي‌شويم. مدل مقطعي و پانلي همگرايی بتا اولين رويکرد استفاده شده در مطالعات تجربي براي آزمون فرضيه همگرايی مي‌باشد که توسط باومول[1] (۱۹۸۶) مطرح شد و بر اساس مدل رشد سولو (۱۹۵۶) نيز قابل استخراج است[2]. تصريح عمومي مدل مقطعي و پانلي همگرايی بتا مطلق به ترتيب در معادلات (۱) و (۲) ارائه مي‌شود:

$$GI_t = \alpha + \beta Ln(I_{i.0}) + \varepsilon_i \qquad (1)$$

$$GI_{i.t} = \eta_i + \beta Ln(I_{i.t-1}) + \varepsilon_{i.t} \qquad (2)$$

در اين معادلات GI، $Ln(I_{i,0})$ و ε به ترتيب متوسط نرخ رشد درآمد سرانه، لگاريتم درآمد سرانه ابتداي دوره و جمله خطاي رگرسيون است. η_i اثرات خاص کشوري و α عرض از مبدا مي‌باشد. β ضريب همگرايی بتای مطلق است و انتظار مي‌رود براي عدم رد فرضيه همگرايی بين منفي يك و صفر باشد. اگر فرضيه $\beta=0$ رد نشود، در آن صورت فرضيه همگرايی بتا مطلق رد خواهد شد و اگر $\beta=-1$ باشد در آن صورت فرايند همگرايی مطلق خواهد بود. اگر به معادلات يك و دو متغيرهاي کنترل کننده (شرطي) رشد اقتصادي را اضافه نماييم، در آن صورت β ضريب همگرايی بتای شرطي مي‌باشد و اگر بين منفي يك و صفر برآورد شود، فرضيه همگرايی بتاي شرطي رد نخواهد شد.

تحليل اثرات سرريز ناشي از مجاورت

چوا[3] (۱۹۹۳) در تز دکترای خود در دانشگاه هاروارد اولين بار اثرات سرريز اقتصادهاي همسايه را وارد مدل همگرايی شرطي کرد و آن را همگرايی بتاي دو-شرطي[4] ناميد؛ چون در اين مدل وضعيت يکنواخت درآمد سرانه هر کشور به مشخصات ساختار اقتصادي آن کشور و کشورهاي مسايه بستگي دارد. اِرتور و کُخ[5] (۲۰۰۷) ضمن اشاره به يك واقعيت تلطيف‌شده[6] از تحولات رشد اقتصادي ۵۰ سال گذشته، وابستگي رشد اقتصاد ملي به رشد اقتصادي و سطح درآمد ساير کشورها را نشان دادند. استرلي و لوين[7] (۲۰۰۱) به يك واقعيت تلطيف‌شده ديگر در اين زمينه اشاره کرده‌اند که حاکی از تمرکز فعاليت‌هاي اقتصادي در مقياس‌هاي مختلف اعم از جهاني، کشوري، منطقه‌اي و شهري است. يا کِلِنو و

[1] Baumol
[2] براي مطالعه چگونگی استخراج معادله همگرايي بتا از مدل رشد سولو (۱۹۵۶) به رنجبر و علمي (۱۳۸۷) مراجعه شود.
[3] Chua
[4] Double-conditional beta convergence
[5] Ertur and Koch
[6] Stylized fact
[7] Easterly and levine

رودریگز-کلِر[1] (۲۰۰۵) حقایقي را در مورد وابستگي در مقياس جهاني ارائه مي‌كنند. اِرتور و كُخ (۲۰۰۷) معتقدند كه تجميع دانش در يك كشور به تجميع آن در ساير كشورها بستگي دارد و چگونگي و مقدار اين اثرات سرريز فضايي نيز به ميزان وابستگي بين كشورها وابسته است. اين اثرات سرريز يكي از موتورهاي اصلي پيشرفت تكنولوژيكي كشورهاست كه انتقال آن بين كشورها از كانال سرمايه‌گذاري مستقيم خارجي، انتقال تكنولوژي و اثرات سرريز سرمايه انساني انجام مي‌شود. از اين رو آن‌ها پيشنهاد مي‌دهند كه به‌منظور تشريح فرايند رشد و توسعه اقتصادي، وابستگي فضايي بين اقتصادها در مدل‌ها لحاظ گردد. تمپل[2] (۱۹۹۹) در بررسي يافته‌هاي تجربي حاصل از مدل‌هاي رشد جديد به اين نتيجه مي‌رسد كه اثرات سرريز منطقه‌اي يكي از متغيرهاي مهم حذف‌شده در مدل‌هاي تجربي است. كانلي و ليگون[3] (۲۰۰۲)، اِرتور، لوگايو و بومون[4] (۲۰۰۶) و مورنو و تريهان[5] (۱۹۹۷) به منظور تأكيد بر نقش اثرات سرريز بين كشوري در فرايند رشد اقتصادي، از متغيرهاي فاصله اقتصادي و جغرافيايي در مدل‌هاي خود استفاده كرده‌اند.

بر اين اساس، ما در اين تحقيق به منظور كنترل اثرات سرريز فضايي، مدل (۲) را به‌صورت زير بسط داده‌ايم:

$$GI_{i.t} = \eta_i + \beta Ln(I_{i.t-1}) + \lambda \sum_{i=1}^{n} \omega_{ij} Ln(I_{jt}) + \varepsilon_{i.t} \qquad (3)$$

تصريح پوياي معادله (۳) به‌صورت زير است:

$$Ln(I_{i.t}) = \eta_i + (1-\beta) Ln(I_{i.t-1}) + \lambda \sum_{i=1}^{n} \omega_{ij} Ln(I_{jt}) + \varepsilon_{i.t} \qquad (4)$$

در معادله (۴) انتظار مي‌رود به منظور عدم رد فرضيه همگرايي مقدار ضريب $(1-\beta)$ بين صفر و يك باشد. $\sum_{i=1}^{n} \omega_{ij} Ln(I_{jt})$ جمله وقفه فضايي[6] است[7] كه به‌منظور كنترل اثرات سرريز فضايي ناشي از رشد اقتصادي همسايگان استان i روي رشد اقتصادي اين استان وارد مدل مي‌شود. ω ماتريس وزني فضايي مرتبه اول با ابعاد ۲۷×۲۷ است كه عناصر قطري آن صفر و تمامي سطرهاي آن نيز بر اساس جمع هر سطر استاندارد شده است. در اين تحقيق ماتريس ω به دو صورت تعريف شده است: تعريف اول بر اساس مجاورت جغرافيايي است؛ يعني اگر استان i و j همسايه باشند درايه $\omega_{ij} = 1$ خواهد بود و در غير اين صورت برابر صفر است. بر اساس يافته‌هاي تجربي موجود انتظار مي‌رود ضريب λ مثبت باشد كه حاكي از وجود اثرات سرريز از استان‌هاي مجاور است.

تائو و يو (۲۰۱۲) از طريق بسط تئوريكي و شبيه‌سازي مونت كارلو نشان دادند كه اگر وقفه زماني فضايي وارد مدل نشود منجر به ايجاد تورش‌هاي معني‌دار در نتايج رگرسيوني خواهد شد. در مقابل لحاظ بي مورد وقفه زماني فضايي در مدل منجر به از دست دادن كارايي نخواهد شد. بر اين اساس در اين تحقيق ما وقفه زماني فضايي را وارد مدل (۴) كرده‌ايم:

$$Ln(I_{i.t}) = \eta_i + (1-\beta) Ln(I_{i.t-1}) + \lambda \sum_{j=1}^{n} \omega_{ij} Ln(I_{j.t}) + \psi \sum_{j=1}^{n} \omega_{ij} Ln(I_{j.t-1}) + \varepsilon_{i.t} \qquad (5)$$

در معادله (۵) جمله $\sum_{j=1}^{n} \omega_{ij} Ln(I_{j.t-1})$ وقفه زماني فضايي است كه بر اساس نتايج شبيه‌سازي تائو و يو (۲۰۱۲) انتظار مي‌رود علامت ضريب Ψ منفي باشد.

[1] Klenow and Rodriguez-Clare
[2] Temple
[3] Conley and Ligon
[4] Le Gallo and Baumont
[5] Moreno and Trehan
[6] Spatial lag
[7]. در مورد روش‌شناسي اقتصادسنجي فضايي به عسگري و اكبري (۱۳۸۰) و يا كورادو و فينگلتون (Corrado and Fingleton, ۲۰۱۲) مراجعه كنيد.

مروری بر مطالعات تجربی انجام شده در مورد همگرایی استان‌های ایران

آزمون فرضيه همگرايي در داخل با كار افشاري (۱۳۷۸) شروع شد. او در اين تحقيق فرضيه همگرايي را بين استان‌هاي ايران طي دوره ۱۳۶۷-۱۳۷۴ آزمون نمود. نتايج تحقيق او نشان مي‌دهد فرضيه همگرايي بتا بين استان‌هاي كشور رد نمي‌شود اما سرعت همگرايي بسيار پايين است به‌طوري‌كه براي همگرايي كامل بين استان‌ها به يك دوره ۶۴ ساله نياز است. در سال‌هاي بعد رحماني و اكي(۲۰۰۴)، رحماني (۱۳۸۳) و رحماني و عسگري (۱۳۸۴) فرضيه همگرايي بين استان‌هاي ايران را آزمون كردند. به علت فقدان داده‌هاي آماري مربوط به GDP استان‌ها، مطالعات مذكور از سپرده‌هاي ديداري به عنوان جانشيني براي GDP استفاده كردند. نتايج رحماني و اكي (۲۰۰۴) حاكي از عدم رد فرضيه همگرايي شرطي بين استان‌هاي كشور است. در مقابل يافته‌هاي رحماني (۱۳۸۳) نشان مي‌دهد همگرايي مطلق بين استان‌هاي ايران چندان قوي نيست. رحماني و عسگري (۱۳۸۴) نقش سياست‌هاي دولت را در همگرايي درآمد سرانه بين استان‌ها آزمون كردند. نتايج تحقيق آنها نشان مي‌دهد، سياست‌هاي منطقه‌اي دولت در تسريع همگرايي بين استان‌هاي كشور ناموفق بوده و حتي در جهت عكس عمل نموده‌است. اكبري و مؤيدفر (۱۳۸۳) با استفاده از رهيافت اقتصادسنجي فضايي فرضيه همگرايي را بين استان‌هاي كشور طي دوره زماني ۱۳۷۰-۱۳۸۰ و با استفاده از آمار بودجه خانوار آزمون نمودند. نتايج تحقيق آنها نشان مي‌دهد كه اولاً، فرضيه همگرايي بين استان‌هاي كشور رد نمي‌شود به‌طوري‌كه انتظار مي‌رود هر ساله ۳۱ درصد از شكاف درآمدي بين استان‌هاي كشور محو شود. ثانياً، مجاورت فضايي اثرات سرريز مثبت روي رشد اقتصادي استان‌ها دارد. علمی و رنجبر (۱۳۹۳) فرضیه تشکیل همگرایی باشگاهی بین GDP سرانه واقعی استان‌های ایران با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ آزمون کردند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از شکل‌گیری دو باشگاه همگرایی بین استان‌های کشور است که اکثر استان‌های کشور به سمت باشگاه فقیر در حال همگرایی هستند. همچنین محاسبه سرعت همگرایی حاکی از ناهمگونی شدید بین الگوهای رشد اقتصادی استان‌ها است به‌طوری‌که برای ارتقای GDP سرانه استان‌های فقیر به سمت باشگاه ثروتمند به دوره زمانی بین ۲۰ تا ۶۰ سال نیاز است. سلامی، فقه مجیدی و محمدی (۱۳۹۶) همگرایی درآمدی و رفاه بین استان‌های ایران با استفاده از روش خوشه‌ای طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۳ آزمون کردند. نتایج این حاکی از واگرایی درآمد و مصرف سرانه میان تمام استان‌های توسعه نیافته و اکثر استان‌های توسعه یافته حکایت دارد و فقط در استان‌های در حال توسعه، نشانه‌هایی از همگرایی درآمد سرانه در بلندمدت مشاهده می‌گردد. معصوم‌زاده، شیرافکن و محمدنژادی (۱۳۹۷) همگرايي توزيع درآمد در استان‌هاي ايران در دوره زماني ۱۳۷۵-۱۳۹۳ را با استفاده از روش همگرايي ناهار و ايندر[1] آزمون كردند. نتايج آن‌ها نشان مي‌دهد در بيش از نصف استان‌ها همگرايي به سمت متوسط مشاهده نمي‌شود. از ميان استان‌هاي همگرا، ضريب جيني استان بوشهر و گلستان به ترتيب داراي بالاترين و پايين ترين سرعت همگرايي به سمت متوسط ضريب جيني هستند.

۳ روش تحقیق

در مطالعات تجربي به منظور برآورد معادله (۱) از تخمين‌زن‌هاي متعارف داده‌هاي مقطعي مانند OLS و حداقل مربعات دو مرحله‌اي (به‌منظور كنترل درونزايي بالقوه متغيرهاي كنترل) استفاده مي‌شود. به‌سادگي قابل اثبات است كه معادله همگرايی بتا داراي ساختاری پوياست. به‌دليل وجود ساختار پويا در اين معادله، دو ناسازگاری بالقوه در تخمين با

[1] Nahar-Inder

داده‌های مقطعی وجود دارد: تورش ناشی از حذف متغیر و تورش ناشی از درونزایی (سانگاریدز[1]، ۲۰۰۲). چون در تخمین این معادله با استفاده از داده‌های مقطعی، ناچار یک عرض از مبدا تخمین زده می‌شود، از این رو به‌طور ضمنی فرض می‌شود که η_i مستقل از متغیرهای توضیحی است و بخشی از جمله خطا در نظر گرفته می‌شود. اما کَسِلی، اسکیول و لِفورت[2] (۱۹۹۶) بر اساس ساختار پویای معادله (۲) نشان داده‌اند:

$$E[\eta_i Ln(I_{i.t-1})] = E[\eta_i(\eta_i + \beta Ln(I_{i.t-2}) + \varepsilon_{i.t-1})] \neq 0 \quad (6)$$

چون $E[\eta_i^2] \neq 0$ است، بنابراین حذف اثرات ویژه کشوری در روش حداقل مربعات معمولی یا حداقل مربعات دومرحله‌اي با داده‌های مقطعی منجر به تورش ناشی از حذف متغیر مهم می‌شود. اسلام[3] (۱۹۹۵) جهت حذف این ناسازگاری، استفاده از تخمین‌زن‌هاي داده‌های پانلی را پیشنهاد داده است. مناسب‌ترین و در عین حال پراستفاده‌ترین تخمین‌زن برای مدل‌های پانلی با ساختار پویا، رویکرد تفاضلي روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و رویکرد سیستمي روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. اولین رویکرد به DIFF-GMM معروف است که توسط آرلانو و بوند[4] (۱۹۹۱) توسعه پیدا کرد و دومي به SYS-GMM معروف است که توسط آرلانو و باور[5] (۱۹۹۵) و بلوندل و بوند (۱۹۹۸) توسعه یافت[6]. در رویکرد DIFF-GMM به‌منظور حذف اثرات خاص استاني از مدل (۴) تفاضل مرتبه اول گرفته مي‌شود و از وقفه‌هاي متغیرهاي درونزا در سطح به‌عنوان ابزار براي آن‌ها استفاده مي‌شود. تخمین‌زن DIFF-GMM درحالي‌که تورش موجود در تخمین‌زن OLS براي مدل پانلي پویا را اصلاح مي‌کند اما از چند نقطه ضعف رنج مي‌برد: ۱) اگر متغیرهاي توضیحي نزدیك به گام تصادفي باشند، این رویکرد دچار ایراد ابزارهاي ضعیف در نمونه‌هاي کوچك خواهد شد. ۲) وقفه متغیرهاي درونزا در سطح به‌عنوان متغیر ابزاري، اطلاعات چنداني براي توضیح متغیرهاي کنترل که در تفاضل هستند ارائه نمي‌کند.

به‌منظور حل مشکلات تخمین‌زن DIFF-GMM، رویکرد SYS-GMM توسط آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلوندل و بوند (۱۹۹۸) براي مدل‌هاي پانلي پویا مطرح شد[7].

با فرض برونزایي ضعیف متغیرهاي توضیحي براي $t < \tau$ مي‌توان سازگاري تخمین‌زن SYS-GMM را با برقراري شرایط گشتاوري زیر تامین کرد:

$$E(I_{i.t-\tau}\Delta\varepsilon_{i.t}) = 0\,;t = 3.\ldots.T\,;2 \leq \tau \leq t-1 \quad (7)$$

$$E(X_{i.t-\tau}\Delta\varepsilon_{i.t}) = 0\,;t = 3.\ldots.T\,;\ 2 \leq \tau \leq t-1 \quad (8)$$

$$E(\Delta I_{i.t-\tau}\Delta\varepsilon_{i.t}) = 0\,;t = 3.\ldots.T \quad (9)$$

$$E(\Delta X_{i.t-\tau}\Delta\varepsilon_{i.t}) = 0\,;t = 3.\ldots.T \quad (10)$$

$$X = (\sum_{j=1}^{n} \omega_{ij}\, Ln(I_{j.t})\,;\ \sum_{j=1}^{n} \omega_{ij}\, Ln(I_{j.t-1}) \quad (11)$$

همان‌طور که رودمن[8] (۲۰۰۶) پیشنهاد داده است قبل از به‌کارگیري تخمین‌زن SYS-GMM باید از برقراري فروض بالا مطمئن شویم. از این رو باید از چند آزمون تصریح استفاده نماییم. اول باید سازگاري ابزارها یعني عدم ارتباط بین متغیرهاي ابزاري و پسماندهاي رگرسیون را با کمك آزمون سارگان یا هنسن آزمون کنیم[9]. دوم فرض عدم وجود خودهمبستگي مرتبه دوم در پسماندهاي تفاضل

[1] Tsangarides
[2] Caselli, Esquivel and Lefort
[3] Islam
[4] Arellano and Bond
[5] Bover
[6] Near random walk or near unit root

[7] لازم به ذکر است که هر دو تخمین زن از مشکل تورش در نمونه‌های کوچک رنج می‌برند.

[8] Roodman

[9] اگر از ابزارهای زیادی در مدل استفاده شود ممکن است آزمون هنسن ناسازگار شود. در این شرایط می‌توان از قاعده رودمن استفاده کرد که بر حسب آن باید تعداد ابزارها از تعداد مقاطع در پانل کمتر باشد.

مرتبه اول يعني $Cov(\Delta\varepsilon_{i.t}\Delta\varepsilon_{i.t-k})$ براي $k \geq 2$ يك شرط تضمين‌كننده براي سازگاري تخمين‌زن GMM است. به اين منظور از آزمون ارائه شده توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) كه به آزمون m_j مشهور است استفاده مي‌شود.

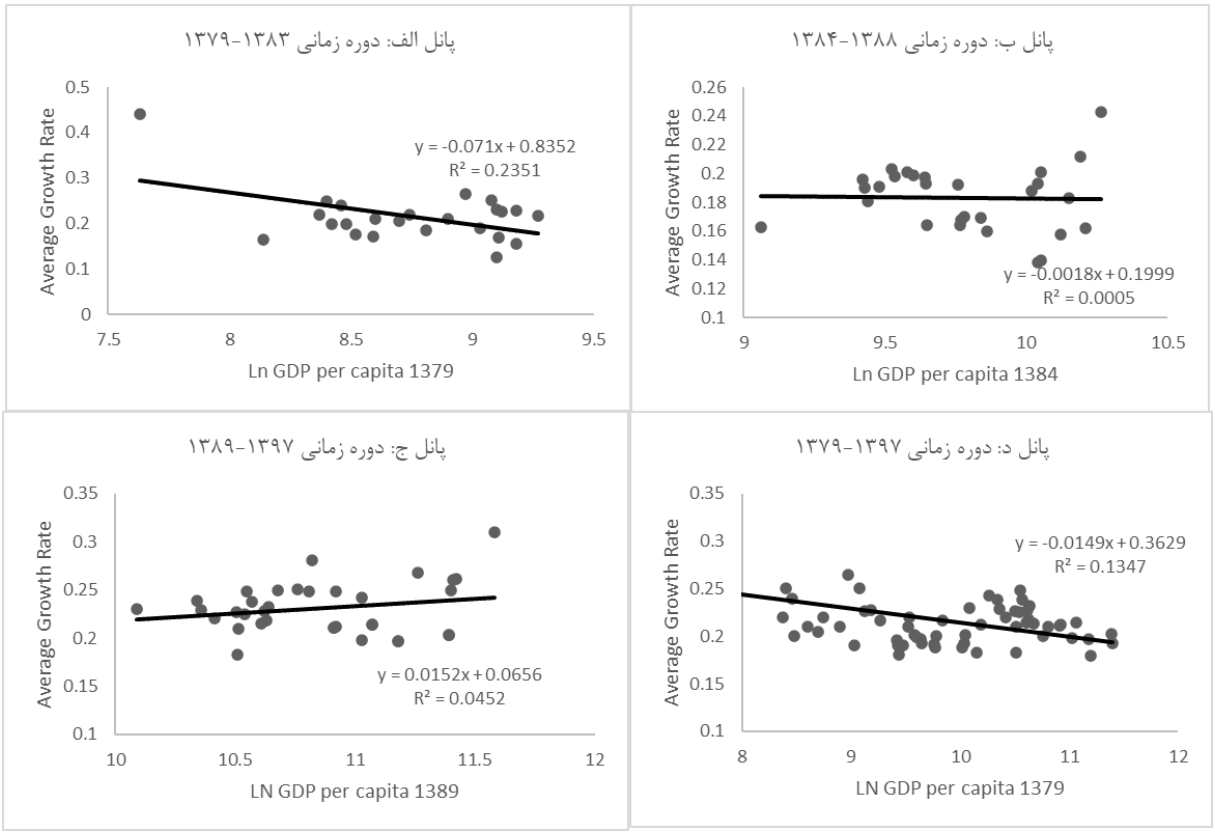
اِلهورست[1] (۲۰۱۰) تخمين‌زن DIFF-GMM و كوكِنووا و مونتيرو[2] (۲۰۰۸) و جاكوبز، لايتارت و وريبورگ[3] (۲۰۰۹) تخمين‌زن SYS-GMM را براي مدل‌هاي پانلي فضايي پويا بسط داده‌اند. اما نتايج شبيه‌سازي اِلهورست (۲۰۱۰) نشان داده است كه تخمين‌زن DIFF-GMM نتايج تورش‌داري را در تخمين مدل‌هاي پانلي فضايي پويا به‌خصوص براي ضريب متغير وقفه فضايي ارائه مي‌كند. همچنين كوكنووا و مونتيرو (۲۰۰۸) و جاكوبز، لايتارت و وريبورگ (۲۰۰۹) نشان داده‌اند كه تخمين‌زن SYS-GMM نسبت به تخمين‌زن‌هاي متداول در ادبيات اقتصادسنجي فضايي مانند حداكثر راست نمايي (MLE) يا شبه‌حداكثر راستنمايي (QMLE) از مزيت استفاده از متغير ابزاري براي متغيرهاي توضيحي درونزا برخوردار است.

بر اين اساس در اين تحقيق از تخمين‌زن SYS-GMM دومرحله‌اي براي تخمين معادلات (۴) و (۵) استفاده مي‌شود و نتايج با ساير تخمين‌زن‌ها مقايسه خواهد شد. به‌منظور برآورد مدل آماری، از از نرم‌افزار استاتا استفاده شده است.

۴ معرفي داده‌هاي تحقيق

در اين تحقيق به‌منظور آزمون فرضيه همگرايی بين استان‌هاي ايران (۲۷ استان)، داده‌هاي مربوط به GDP سرانه (بدون نفت) استان‌هاي كشور طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۹ را از مركز آمار ايران دريافت كرديم[4]. در نمودار يک نتايج تخمين‌زن حداقل مربعات معمولی از معادله (۱) (مدل همگرايی بتای مطلق) برای سه زير دوره۱۳۷۹-۱۳۸۳ (پانل الف)، ۱۳۸۴-۱۳۸۸ (پانل ب)، ۱۳۸۹-۱۳۹۷ (پانل ج) و كل دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۷ (پانل د) را نمايش داديم. همان‌طور كه مشاهده می‌شود، طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۳ شيب تابع برآورد شده منفی است و در نتيجه فرضيه همگرايی مطلق بين استان‌های كشور رد نمی‌شود. به‌عبارت ديگر طی دوره مذكور نابرابری منطقه‌ای در حال كاهش بوده است. اما اين روند طی زير دوره ۱۳۸۴-۱۳۸۸ بسيار كم‌رنگ است به‌طوری‌كه شيب تابع برآورد شده اگرچه منفی است اما هم از نظر آماری معنی‌دار نيست و هم اين‌كه مقدار عددی آن بسيار كوچک است. به‌عبارت ديگر فرضيه همگرايی بين استان‌های كشور رد می‌شود. طی زير دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۷ نوعی واگرايی بين استان‌های كشور مشاهده می‌شود. اما برای كل دوره (پانل د) فرضيه همگرايی مطلق بين استان‌های كشور رد نمی‌شود اگر چه نسبت به يافته‌های پانل الف ضعيف‌تر است.

[1] Elhorst
[2] Kukenova and Monteiro
[3] Jacobs, Lightart and Vrijburg
[4] چون سال شروع داده‌ها از ۱۳۷۹ است ناچار از داده‌های استان‌هايی كه پس از اين سال ايجاد شده‌اند در برآورد استفاده نشده است.



نمودار ۱ آزمون همگرایی بتای مطلق برای زیر دوره‌های مختلف

های تحقیق.منبع: یافته

۵ نتایج تخمین

به‌منظور آزمون فرضیه همگرایی بین استان‌هاي كشور و تحليل تعاملات فضايي روي رشد اقتصادي، ابتدا با كمك تخمين‌زن SYS-GMM دو مرحله‌اي معادلات (۴) و (۵) را براي دو نوع GDP يعني GDP واقعي سرانه با لحاظ درآمدهاي نفتي و GDP واقعي سرانه بدون لحاظ درآمدهاي نفتي تخمين زديم. نتايج در جدول شماره (۱) ارائه شده است. براي تخمين معادلات (۴) و (۵)، تعاملات فضايي بين استان‌هاي كشور به دو شكل طراحي شد. ابتدا مجاورت جغرافيايي استان‌ها براي طراحي ماتريس تعامل فضايي ω استفاده شد. بدين صورت كه اگر استان‌هاي i و j داراي مرز مشترك باشند، درايه $(i.j)$ در ماترس ω عدد يك و در غير اين‌صورت عدد صفر را دريافت خواهد كرد. در حالت دوم تعاملات فضايي از طريق كل مهاجرت بين استان‌هاي i و j طي دوره۱۳۸۵-۱۳۹۷ طراحي شده است. در هر دو حالت ماترس ω را به‌صورت سطري استاندارد نموده‌ايم.

نتايج آماره سارگان براي تمام مدل‌ها حاكي از معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده است. نتايج آماره m_1 حاكي از وجود خودهمبستگي مرتبه اول بين پسماندهاي رگرسيون است اما نتايج آماره m_2 حاكی از رد فرضيه وجود خودهمبستگی مرتبه دوم در جمله خطاست. بنابراين نتايج آزمون‌هاي تصريح حاكي از سازگاري نتايج تخمين با كمك تخمين‌زن SYS-GMM دو مرحله‌اي براي تمامي هشت حالت است.

در اين تحقيق ما تفسير خود از فرايند همگرايی بين استان‌هاي كشور را روي مدل با داده‌هاي GDP

بدون نفت و استفاده از مجاورت جغرافيايي براي طراحي ماتريس تعامل فضايي بنا مي‌كنيم و از ساير مدل‌هاي برآورد شده براي تحليل حساسيت استفاده مي‌نماييم. ابتدا مدل (۴) تخمين زده شد. بر اساس نتايج تخمين اين مدل در پانل ب جدول شماره (۱)، مقدار ضريب همگرايی $(1-\beta)$ بين استان‌هاي كشور معادل ۰.۷۱ (هفتاد و يک صدم) برآورد شده است كه حاكي از وجود همگرايی مشروط بين استان‌هاي كشور با نرخ ساليانه ۲۹ درصد است. در مرحله بعد مدل شماره (۵) را تخمين زديم. وقتي متغير وقفه زماني فضايي وارد مدل شود، مقدار ضريب همگرايی يا $(1-\beta)$ معادل ۰.۸۹ (هشتاد و نه صدم) می‌شود كه حاكي از وجود همگرايی مشروط بين استان‌هاي كشور با نرخ ساليانه ۱۰.۵ (ده و نيم) درصد است[1]. همان‌طور كه ملاحظه مي‌شود عدم لحاظ متغير وقفه زماني فضايي منجر به تخمين بيش از حد نرخ همگرايی مي‌شود. از اين رو از آن‌جا كه ضريب متغير وقفه زماني فضايي در سطح يك درصد معني‌دار است، لذا بر اساس پيشنهاد تائو و يو (۲۰۱۲) بايد اين متغير وارد مدل شود. ضريب متغير وقفه فضايي λ معادل ۰.۶۴ (شصت و چهار صدم) برآورد شده است و در سطح يك درصد معني‌دار است. بنابراين مي‌توان گفت مجاورت جغرافيايي، اثرات سرريز روي رشد اقتصادي استان‌هاي كشور دارد به‌طوري‌كه اگر درآمد سرانه استان‌هاي همسايه استان iام معادل ۱۰ درصد رشد كند، يك اثر سرريز ۶.۴ (شش ممیز چهار دهم) درصدي روي رشد درآمد سرانه استان iام خواهد داشت.

[1] اكبري و مويدفر (۱۳۸۳) سرعت همگرايي بين استان‌هاي كشور را ۳۱ درصد برآورد كرده‌اند. اين اختلاف بين نتايج اين تحقيق و اكبري و مويدفر (۱۳۸۳) مي‌تواند ناشي از چهار عامل باشد: اول متغير مورد استفاده به‌عنوان جانشين درآمد سرانه (GDP سرانه در مقابل هزينه سرانه خانوار) دوم تخمين‌زن استفاده شده (SYS-GMM در مقابل حداكثر راستنمايي) سوم دوره زماني مورد بررسي (۱۳۹۷-۱۳۷۹ در مقابل ۱۳۷۰-۱۳۸۰) و چهارم مدل تحقيق (مدل داده‌هاي تابلويي و لحاظ وقفه زماني فضايي در مقابل مدل داده‌هاي مقطعي و ميانگين‌گيري شده). در هر يک از چهار عامل، مورد اول مربوط به مقاله حاضر و مورد دوم مربوط به مطالعه اكبری و مويدفر (۱۳۸۳) است.

جدول ۱ نتايج تخمين مدل‌هاي (۴) و (۵) با تخمين‌زن SYS-GMM دومرحله‌اي

متغيرها	پانل الف: نتايج با داده هاي GDP با لحاظ درآمدهاي نفتي							
	تعامل فضايي: مهاجرت				تعامل فضايي: مجاورت جغرافيايي			
	مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))	
	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب
$(1-\beta)$	0.000	0.974	0.000	0.912	0.000	0.921	۰٫۰۰۰	0.79
λ	0.000	0.931	0.310	0.009	0.000	0.647	0.000	0.06
ψ	0.000	-0.940	-	-	0.000	-0.631	-	0.843
عرض از مبداء	0.000	0.051	0.000	0.271	0.000	0.097	0.000	0.24
آماره سارگان	1		0.99		0.99		0.99	
آماره m1	0.02		0.01		0.03		0.007	
آماره m2	0.21		0.22		0.17		0.19	
متغيرها	پانل ب: نتايج با داده هاي GDP بدون نفتي							
	جانشين تعامل فضايي: مهاجرت				جانشين تعامل فضايي: مجاورت جغرافيايي			
	مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))	
	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب
$(1-\beta)$	0.000	0.907	0.000	0.73	0.000	0.895	0.000	0.71
λ	0.000	0.840	0.000	0.2	0.000	0.640	0.000	0.26
ψ	0.000	-0.750	-	-	0.000	-0.491	-	-
عرض از مبداء	0.387	0.020	0.000	0.2	0.020	0.071	0.000	0.12
آماره سارگان	0.95		0.95		0.95		0.95	
آماره m1	0.005		0.003		0.006		0.001	
آماره m2	0.71		0.30		0.51		0.38	

تحليل حساسيت

به‌منظور بررسي درجه ثبات ضرايب تخميني مدل و همچنين سازگاري نتايج برآورد شده به‌وسيله تخمين‌زن SYS-GMM، سه نوع تحليل حساسيت انجام شد. اول، به‌جاي مجاورت جغرافيايي استان‌ها از كل مهاجرت بين استان‌ها براي طراحي ماتريس تعامل فضايي ω استفاده نموديم تا اثر تغيير ماتريس فضايي را روي نتايج تخمين بررسي كنيم. دوم، از متغير GDP با لحاظ درآمدهاي نفتي به‌جاي GDP بدون درآمدهاي نفتي استفاده نموديم. سوم، نتايج تخمين‌زن SYS-GMM را با نتايج تخمين‌زن‌هاي اثرات ثابت و داده‌هاي تلفيقي (OLS)

مقایسه نمودیم و همچنین نتایج تخمین‌زن BC-LSDV[1] را نیز به‌منظور مقایسه ارائه کردیم.

الف) استفاده از کل مهاجرت بین استان‌ها براي طراحي ماتريس تعامل فضايي ω: نتايج تخمين مدل در پانل ب جدول شماره (۱) با كمك اين ماتريس فضايي را نشان مي‌دهد. ضرايب مدل با مقدار اندكي افزايش تقريباً ثابت باقي مانده‌اند. مثلاً ضريب همگرايی $(1-\beta)$ از۰.۸۱ (هشتاد و یک صدم) به۰.۹ (نه دهم)، ضريب متغير وقفه فضايي λ از ۰.۶۴ (شصت و چهار صدم) به ۰.۷۳ (هفتاد و سه صدم) و ضريب متغير وقفه زماني فضايي ψ از ۰.۴۹- (منفی چهل و نه صدم) به ۰.۵۷- (منفی پنجاه و هفت صدم) تغيير پيدا كرده است. نكته جالب آن است كه اين نوع تغييرات در ضرايب متغيرهاي مدل، به‌هنگام استفاده كل مهاجرت بين استان‌ها براي طراحي ماتريس تعامل فضايي و براي تمامي حالت‌هاي ديگر مثلاً برآورد مدل‌ها با داده‌هاي GDP با نفت يا با كمك ساير تخمين‌زن‌ها نيزمشاهده مي‌شود. نكته مهم ديگر آن است كه انتقال اثرات سرريز به‌واسطه مهاجرت، بيشتر از مجاورت جغرافيايي است.

ب) استفاده از داده‌هاي GDP واقعي سرانه با لحاظ درآمدهاي نفتي: مقايسه نتايج با كمك داده‌هاي GDP واقعي سرانه با لحاظ درآمدهاي نفتي نشان مي‌دهد كه نرخ همگرايی بين استان‌هاي كشور در اين حالت كوچك‌تر است. يكي از دلايل آن مي‌تواند افزايش درآمد استان‌هاي نفت‌خيز نسبت به ساير استان‌ها و افزايش شكاف بين آن‌ها باشد.

ج) استفاده از تخمين‌زن‌هاي PLS(OLS)، FE و BC-LSDV: همان‌طور كه بوند، هوفلر و تمپل (۲۰۰۱) نشان دادند، انتظار مي‌رود رابطه زير بين تخمين‌زن‌هاي GMM، OLS و اثرات ثابت (FE) وجود داشته باشد: $\beta^{FE} < \beta^{GMM} < \beta^{OLS}$. در صورت برقرار نبودن اين شرط مشكل تورش نمونه‌اي كوچك جدي خواهد بود كه ممكن است به خاطر متغيرهاي ابزاري ضعيف باشد. نتايج برآورد تخمين‌زن‌هاي PLS(OLS)، FE و BC-LSDV به‌ترتيب در پانل‌هاي الف، ب و ج جدول شماره (۲) ارائه شده است. مقدار ضريب همگرايی $(1-\beta)$ براي سه تخمين‌زن PLS(OLS)، SYS-GMM و FE به‌ترتيب برابر ۰.۹۴۲ (نهصد و چهل و دو هزارم)،۰.۹ (نه دهم) و۰.۷۳ (هفتاد و سه صدم) است. همان‌طور كه ملاحظه مي‌شود شرط مطرح شده توسط بوند، هوفلر و تمپل (۲۰۰۱) برقرار است يعني$0/73 < 0/90 < 0/942$. بر اين اساس مي‌توان نتيجه گرفت مشكل تورش نمونه‌اي كوچك براي نتايج برآورد شده توسط تخمين‌زن SYS-GMM جدي نيست. همچنين نتايج تخمين مدل با كمك تخمين‌زن BC-LSDV حاكي از ثبات نتايج است.

[1] Bias corrected least square dummy variable

جدول ۲ نتایج تخمین مدل‌هاي (۴) و (۵) با تخمین‌زن‌هاي PLS، FE، BC-LSDV و داده‌هاي GDP بدون نفت

پانل الف: نتايج با كمك تخمين زن حداقل مربعات تلفيقي (PLS)								
جانشين تعامل فضايي: مهاجرت				جانشين تعامل فضايي: مجاورت جغرافيايي				متغيرها
مدل وقفه زماني فضايي		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		
ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	
۰/۰۰۰	0/981	۰/۰۰۰	0/982	۰/۰۰۰	0/942	۰/۰۰۰	0/906	$(1-\beta)$
۰/۰۰۰	0/838	0/340	-0/033	۰/۰۰۰	0/73	0/671	0/02	λ
۰/۰۰۰	-0/901			۰/۰۰۰	-0/568			ψ
0/289	0/087	0/013	0/324	0/553	0/04	0/053	0/09	عرض از مبداء
۰/۹۷		0/955		0/98		0/95		Adj.R2
پانل ب: نتايج با كمك تخمين زن حداقل مربعات متغير موهومي يا اثرات ثابت (FE)								
جانشين تعامل فضايي: مهاجرت				جانشين تعامل فضايي: مجاورت جغرافيايي				متغيرها
مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		
ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	
۰/۰۰۰	0/693	۰/۰۰۰	0/615	۰/۰۰۰	0/735	۰/۰۰۰	0/62	$(1-\beta)$
۰/۰۰۰	0/899	۰/۰۰۰	0/374	۰/۰۰۰	0/648	۰/۰۰۰	0/376	λ
۰/۰۰۰	-0/617			۰/۰۰۰	-0/484			ψ
0/91	0/023	0/09	1/17	۰/۰۱۵	0/98	0/000	0/559	عرض از مبداء
0/92		0/92		0/94		0/93		Adj.R2
پانل ج: نتايج با كمك تخمين زن حداقل مربعات متغير موهومي-تورش تصحيح شده (BC-LSDV)								
جانشين تعامل فضايي: مهاجرت				جانشين تعامل فضايي: مجاورت جغرافيايي				متغيرها
مدل وقفه زماني فضايي		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		مدل وقفه زماني فضايي (مدل (۵))		مدل وقفه فضايي (مدل (۴))		
ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	ارزش احتمال	ضريب	
۰/۰۰۰	0/874	۰/۰۰۰	0/816	۰/۰۰۰	0/902	۰/۰۰۰	0/759	$(1-\beta)$
۰/۰۰۰	0/898	0/003	0/303	۰/۰۰۰	0/668	0/000	0/260	λ
۰/۰۰۰	-0/537			۰/۰۰۰	-0/364			ψ

منبع: یافته‌های تحقیق.

۶ نتیجه‌گیری

در این تحقیق فرضیه همگرایی بین استان‌هاي جمهوري اسلامي ايران طي دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۹ با مدل داده‌هاي تابلويي فضايي پويا و تخمين‌زن SYS-GMM آزمون شده است. نتايج حاكي از عدم رد فرضيه همگرايی بين استان‌هاي كشور است؛ نرخ اين هم‌گرايی شرطي بين استان‌هاي كشور معادل ۱۰.۵ (ده و نيم) درصد است. همچنين فرضيه اثرات سرريز ناشي از تعاملات فضايي بين استان‌هاي كشور رد نمي‌شود؛ به‌طوري‌كه انتظار مي‌رود انتقال اين اثرات سرريز از طريق مهاجرت بيشتر از مجاورت فيزيكي باشد. انجام تحليل حساسيت از سه منظر تغيير ماتريس تعامل فضايي، تغيير متغير جانشين درآمد سرانه واقعي و تغيير تخمين‌زن حاكي از ثبات نتايج و جدي نبودن تورش نمونه‌اي كوچك براي تخمين‌زن SYS-GMM است.

منابع:

Abrishami, H., Alamolhoda, N., & Amiri, M. (2007). Investigating the convergence of energy efficiency in Islamic countries. *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, 15(4), 8-34. (In Persian)

Afshari, Z. (1999). Investigating the convergence of Iranian provinces (Solow-Swan Theory Test). *Business Research Journal*, 13, 1-18. (In Persian)

Afshari, Z., Pour, E. F., & Sheibani, I. (2005). The growth dynamism in the Islamic countries (1950- 1998). *Iranian Economic Review*, 10(12), 1-20.

Akbari, N., & Moayedfar, R. (2004). Investigating the convergence of per capita income between provinces of Iran (A spatial econometric approach). *Quarterly Journal of Economic Research*, 13, 1-12. (In Persian)

Akbari, N., & Moalemi, M. (2005). Economic integration in the Persian Gulf countries (using a spatial econometric method). *Iranian Economic Research*, 25, 109-126. (In Persian)

Arellano, M., & Bond, S.R. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Asgari, A., & Akbari, N. (2001). Spatial econometric methodology theory and application. *Journal of Humanities Research University of Isfahan*, 12, 93-122. (In Persian)

Baltagi, B.H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. Third edition, Chichester: Wiley.

Barro, R.J., Sala-I-Martin, X., Blanchard, O.J., & Hall, R.E. (1991). Convergence across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107–182.

Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth convergence and welfare: what the long run data show. *American Economic Review*, 76(5), 1072-85.

Bernard, A.B., & Jones, C.I. (1996). Comparing apples to oranges: productivity convergence and measurement across industries and countries. *American Economic Review*, 86(5), 1216-1238.

Blundell, R.W., & Bond, S.R. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data

models, *Journal of Econometrics*, 87(1), 115- 143.

Bond, S.R., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). GMM estimation of empirical growth models. Working Paper, University of Oxford

Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics, *Journal of Economic Growth*, 1(2), 363-389.

Chua, H. B. (1993). On spillovers and convergence. Ph.D. diss. Harvard University, Cambridge, MA.

Conley, T.G., & Ligon, E. (2002). Economic distance spillovers and cross-country comparisons. *Journal of Economic Growth*, 7, 157-187.

Corrado, L., & Fingleton, B. (2012). Where is the economics in spatial econometrics?. *Journal of Regional Science*, 52(2), 210–239.

Easterly, W., & Levine, R. (2001). It's not factor accumulation: stylized facts and growth models. *World Bank Economic Review* ,15(2), 177–219.

Ehsani, M.A., & Ranjbar, O. (2007). Is the Organization of the Islamic Conference a convergence club? (Analysis of cross-sectional data and time series). *Quarterly Journal of Economic Research*, No. 24(4), 1-24. (In Persian)

Elhorst, J. P. (2010). Dynamic panels with endogenous interaction effects when T is small. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 272–282.

Elmi, Z., & Ranjbar, O. (2014). Club convergence test between Iranian provinces: new findings using nonparametric analysis. *Economic Research*, 49(1), 189-210. (In Persian)

Ertur, C., & Koch, W. (2007). Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(6), 1033–1062.

Ertur, C., Le Gallo, J., & Baumont, C. (2006). The European regional convergence process 1980-1995: do spatial regimes and spatial dependence matter. *International Regional Science Review*, 29(1), 3-24.

Foroghi Poor, E. (2006). Study of sigma and beta (Absolute) convergence between OPEC member states Solow and Swan hypothesis test (1970-۲۰۰۴). *Journal of Commerce*, 39, 135-150. (In Persian)

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.

Ho, C. Y., Wang, W., & Yu, J. (2013). Growth spillover through trade: a spatial dynamic panel data approach. *Economics Letters*, 120(3), 450-453.

Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*. Cambridge, Cambridge University Press.

Islam, N. (1995). Growth empirics: a panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1170.

Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate?. *Journal of Economic Surveys*, 17 (3), 309–362.

Jacobs, J. P., Ligthart, M.J., & Vrijburg, E.H. (2009). Consumption tax competition among governments: evidence from the United States. *International Tax and Public Finance*, 17, 271-294.

Karnameh Haghighi, H., & Akbari, N. (2009). Investigating the convergence of social demand for higher education in Iran 1363-1380. *Iranian Economic Research*, 6(20), 115-120. (In Persian)

Klenow, P.J., & Rodriguez-Clare, A. (2005). Externalities and growth. In *Handbook of Economic Growth*, Aghion P, Durlauf S (eds). Elsevier: Amsterdam, 817–861.

Kukenova, M., & Monteiro, J.A. (2008). Spatial dynamic panel model and system GMM: A Monte Carlo investigation. IRENE Working Papers with number 09-01, IRENE Institute of Economic Research

Lucas, R. (1990). Why doesn't capital flow from rich to poor Countries? *American Economic Review*, 80(2), 92–96.

Masoumzadeh, S., Shirafkan, M., & Mohamadnejhadi, M. (2018). Investigating the convergence of income distribution in Iranian provinces. *Economic Modeling Quarterly*, 12(41), 161-178. (In Persian)

Mankiw, N.G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.

Moreno, R., & Trehan, B. (1997). Location and the growth of nations. *Journal of Economic Growth*, 2, 399-418.

Quah, D.T. (1996). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1353-1375.

Rahmani, T. (2004). Economic growth and regional integration in Iran. *Journal of Economic Research*, 66, 155-180. (In Persian)

Rahmani, T., & Asgari, H. (2005). Investigating the role of government policies in regional convergence in Iranian provinces using the visual deposit process. *Journal of Economic Research*, 69, 129-154. (In Persian)

Rahmani, T., & Hasanzadeh, E. (2011). The effect of migration on economic growth and regional integration. *Journal of Economic Modeling Research*, 5, 3-19. (In Persian)

Rahmani, T., & Eckey, H.F. (2004). Testing regional convergence in Iran's economy. *Iranian Economic Review*, 9(10), 103-119.

Ranjbar, O., & Elmi, Z. (۲۰۰۸). Analysis of the formation of economic convergence in the Middle East and North Africa: new findings. *Economic Letter*, 1, 49-68. (In Persian)

Ranjbar, O., & Elmi, Z. (2010a). In which countries is the income gap narrowing? new findings from panel unit root tests with multiple endogenous structural failures. *Journal of Economic Research*, 95, 31-57. (In Persian)

---------- (2010b). Identifying the process of Iran's per capita income convergence with the help of unit root tests with endogenous structural break. *Economic Studies and Policies*, 84, 91-110. (In Persian)

Ranjbar, O., & Elmi, Z. (2011). The effects of trade on the growth of the member countries of the Organization of the Islamic Conference with emphasis on Iran. *Journal of Economic Research*, 47(4), 97-115. (In Persian)

Rasekhi, S., & Ranjbar, O. (2009). The effect of business openness on rate of per capita income convergence: evidence from D8 countries. *Mofid Weekly*, 72, 34-109. (In Persian)

Roodman, D. (2006). How to do xtabond2: an introduction to Difference and System GMM in Stata. Center for Global Development, Working Paper Number 103

Salami, F., Majidi, A., & Mohamadi, A. (2017). Investigating the convergence of income and welfare between the provinces of Iran using the Cluster Method. *Economic Growth and Development Research*, 17(4), 45-68. (In Persian)

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Tao, J., & Yu, J. (2012). The spatial time lag in panel data models. *Economic Letters*. 117(3), 544-547.

Temple, J.R.W. (1999). The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*, 37(1), 112-156.

Tsangarides, C. (2002). On cross-country growth and convergence: evidence from African and OECD countries. *Journal of African Economies*, 10(4), 355-389.