



A Study of Convergence in the Urban Households' Expenditures across Provinces of Iran: A Spatial Econometric approach

Sara masoomzadeh¹, Mehdi Shirafkan^{2*}

¹ Ph. D Student of financial Economic, University of Tabriz, Tabriz, Iran

² Lecturer, Department of Economics, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran

Abstract: The distribution of households' income and expenditure is one of the economic indicators of differences between provinces. Infact one of the goals of development programs in each country is to eliminate divergences between the provinces and realizing a balanced growth and development across the country. Hence, raising the level of growth in regions with lower than average growth level is necessary for the realization of development goals. The purpose of this study is to examine the convergence of urban household expenditures in the provinces of Iran during the years 1379-1394. For this purpose, the conditional convergence model and spatial econometric method of generalized moments have been used. The results of the study indicate that conditional beta convergence exists for the urban households' expenditure and the rate of convergence of the provinces is 0.07%. In conditional convergence, some other explanatory variables are also considered and according the results the effect of economic growth, inflation and human capital on the convergence of the urban households' expenditure is negative, while the population has had a positive effect on it.

Key Words: Convergence, Urban Households Expenditures, conditional beta, Spatial Econometrics.

بررسی همگرایی هزینه خانوارهای شهری در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

سارا معصومزاده^۱، مهدی شیرافکن^{۲*}

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

۲- عضو هیئت علمی دانشگاه علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۶/۲۲

چکیده

توزیع درآمد و هزینه خانوارها یکی از شاخص‌های بررسی وجود تفاوت بین استان‌ها به لحاظ اقتصادی است. چه بسا یکی از اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان برداشتن چندگانگی بین استان‌ها و تحقق رشد و توسعه متوازن است؛ از اینرو، برای تحقق اهداف توسعه‌ای، بالابردن سطح رشد مناطقی لازم است که نسبت به متوسط استان‌ها در سطح پایین‌تری قرار دارند. هدف مطالعه حاضر، بررسی همگرایی هزینه خانوارهای شهری در استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۴ است؛ در نتیجه، از مدل همگرایی شرطی و روش اقتصادسنجی فضایی گشتاور تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهند همگرایی بنای شرطی در هزینه خانوارهای شهری وجود داشته و سرعت همگرایی استان‌ها در همگراشدن برابر ۰/۰۷ درصد بوده است. در همگرایی شرطی برخی متغیرهای توضیحی دیگر نیز لحاظ شده‌اند که اثر متغیرهای رشد اقتصادی، تورم و سرمایه انسانی بر همگرایی هزینه خانوارهای شهری منفی بوده و جمعیت بر همگرایی هزینه خانوارهای شهری اثر مثبت داشته است.

واژه‌های کلیدی: همگرایی، هزینه خانوارهای شهری، بنای مشروط، اقتصادسنجی فضایی.

* Corresponding Author: Mehdi Shirafkan

E-mail address: mehdieconomy84@gmail.com

Copyright2222@University of Isfahan. All rights reserved

مقدمه

کشورهای توسعه‌نیافته با پایان جنگ جهانی دوم، برای رسیدن به توسعه اقتصادی، به دنبال دستیابی به نرخ‌های رشد اقتصادی بالاتر بودند. مطابق نظریه رشد سولو - سوان^۱، کشورهای فقیر نرخ رشد اقتصادی بالاتری در مقایسه با کشورهای ثروتمند دارند. این مطلب به این مفهوم است که درآمد سرانه کشورهای فقیر و ثروتمند در بلندمدت به یک سمت همگرا می‌شوند. این امر شروع مبحث همگرایی بود که بعدها به حوزه‌های دیگری همچون همگرایی درآمد و هزینه خانوارها گسترش یافت (پورعبادالهان و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۶).

بررسی وضعیت توزیع درآمد و هزینه خانوارها نشان می‌دهد مناطق از توزیع درآمدی و هزینه‌ای یکسانی برخوردار نیستند. نبود تعادل منطقه‌ای و شکاف میان مناطق، یکی از مسائلی است که سبب شده است اقتصاددانان، توسعه مطالعات خود را در این زمینه متمرکز کنند. بررسی سیر تحولات الگوهای رشد از عقاید مرکانتلیست‌ها تا الگوی رشد هارود دومار، قطب‌های رشد، الگوی رشد نئو کلاسیک و سپس الگوهای رشد درون‌زا این موضوع را به خوبی نشان می‌دهند (اکبری و مؤیدفر، ۱۳۸۳: ۲).

بررسی همگرایی برای درک بهتر موضوع، توزیع هزینه‌های خانوارهای شهری در استان‌های کشور و پراکندگی آن در طول زمان مطرح می‌شود که به دلیل داشتن مبانی تئوریک اقتصادسنجی رشد می‌تواند مؤثر واقع شود و نتایج بهتری نسبت به سایر روش‌های ساده ارائه دهد. گرچه در ادبیات اقتصادی، رابطه میان متغیرها به‌طور گسترده‌ای بررسی شده، به دلیل پیچیدگی محاسبات، از مطرح کردن وابستگی‌های

جغرافیایی غفلت شده است. متغیرهای اقتصادی نه تنها از عملکرد اقتصادی خود، از عملکرد مناطق مجاور تأثیر می‌گیرد. واگرایی در توزیع هزینه‌های خانوارهای شهری میان استان‌های کشور می‌تواند نشان از نبود الگوی خاص و برابر میان مقاطع باشد. مطالعات انجام‌شده در ایران حاکی از وجود تفاوت میان استان‌ها به لحاظ اقتصادی است؛ بنابراین از اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان برداشتن چندگانگی میان استان‌ها و تحقق رشد و توسعه متوازن است. لازمه تحقق این هدف، بالابردن سطح رشد مناطقی است که نسبت به متوسط استان‌ها در سطح پایین‌تری قرار دارند؛ از این رو در مطالعه حاضر، همگرایی هزینه خانوارهای شهری در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۹ با استفاده از همگرایی بتای شرطی و روش اقتصادسنجی فضایی بررسی شده است.

سازمان‌دهی مطالعه حاضر به این ترتیب است که بعد از مقدمه حاضر، مروری بر ادبیات تحقیق شده است که شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق است. سپس به روش‌شناسی تحقیق پرداخته می‌شود که دربرگیرنده مدل تحقیق و داده‌های استفاده‌شده است. یافته‌ها بعد از روش‌شناسی، تجزیه و تحلیل شده‌اند و درنهایت، بخش پایانی نتیجه‌گیری شده است و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده‌اند.

ابتدا رمزی^۲ (۱۹۸۲) مبانی الگوهای رشد را شکل داد، سپس سولو و سوان (۱۹۵۶) آنها را گسترش دادند. مدل رشد برون‌زا مدل رشد نئو کلاسیک شناخته می‌شود و پایه و اساس مدل‌های رشد به حساب می‌آید. در مدل‌های رشد نئو کلاسیک با بازدهی کاهنده، نظیر مدل سولو و سوان (۱۹۶۵)، نرخ رشد درآمد سرانه یا

1. Solow- Swan

2. Ramzy

یکی از اساسی‌ترین مطالعه‌های آماری، بررسی بودجه خانوار است که به منظور ارزیابی برنامه‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی در بیشتر کشورهای جهان صورت می‌گیرد. عموماً در اوایل دوران زندگی، ممکن است خانوارها از نظر قدرت خرید، ضعیف باشند و به دنبال آن، تهیه کالای بادوام و خدمات رفاهی و رسیدن به استانداردهای زندگی برایشان مشکل باشد؛ اما بعد از گذشت چندین سال کار در بخش‌های مختلف اقتصادی، انتظار این است که بهره‌وری افراد و خانوارها افزایش یابد و در نتیجه، با افزایش قدرت خرید، تهیه اینگونه کالاها و خدمات رفاهی آسان شود و میزان هزینه‌های خانوارها افزایش یابد و خانوارها به زندگی استاندارد و مطلوب برسند. مبحث چرخه زندگی همواره از موضوعات مهم اقتصادی است که رفتار اقتصادی خانوار در طول عمر او بررسی و تجزیه و تحلیل می‌شود. برخی کمیت‌های مرتبط با شاخص‌های اقتصادی اجتماعی نظیر هزینه کالاهای مصرفی، هزینه کالاهای بادوام، بعد خانوار، درآمد مصرف، الگوهای چرخه زندگی مشخص و متمایزی دارند؛ برای مثال، در سال‌های میانی زندگی، هزینه خانوارها به حداکثر خود می‌رسد.

در ادامه مطالعه‌های تجربی همگرایی به اختصار مرور می‌شوند.

بوند و همکاران^۲ (۲۰۰۱) همگرایی نرخ رشد را با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی و مدل همگرایی بتا برای کشورهای منتخب اروپایی در سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۶۰ بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان‌دهنده سرعت همگرایی متفاوت در مدل همگرایی مشروط‌اند.

بهره‌وری یک کشور به‌طور معکوس با سطح اولیه درآمد یا بهره‌وری مرتبط است؛ بنابراین در غیاب شوک‌های خارجی کشورهای فقیر و ثروتمند از لحاظ سطوح درآمد سرانه یا بهره‌وری، همگرا خواهند شد.

پژوهشگران تعاریف مختلفی از فرضیه همگرایی ارائه کرده‌اند. در ادبیات اقتصادی دست‌کم سه روش جداگانه برای بررسی همگرایی وجود دارد. همگرایی بتا، همگرایی سیگما، همگرایی تصادفی (لی و همکاران^۱، ۱۹۹۷: ۳۵۸).

بارو و سالائی مارتین (۱۹۹۱)، نخستین بار همگرایی بتا را مطرح کردند. این مفهوم از همگرایی اقتصادی بر تمایل متغیر وابسته به سمت تعادل بلندمدت اشاره دارد و براساس آن، دو فرضیه مطرح شده است. نخست، فرضیه همگرایی غیرشرطی است که مطابق آن، چنانچه اقتصادها از لحاظ ساختاری مشابه باشند، به سمت سطح پایدار بلندمدت واحدی، همگرا می‌شوند؛ در این صورت سطح پایدار بلندمدت آنها مشابه خواهد بود و تفاوت آنها به شرایط اولیه آنها بستگی خواهد داشت. بر اساس این فرضیه، کشورها با درآمد سرانه پایین‌تر، سریع‌تر از کشورهای با درآمد سرانه بالا به سمت سطح پایدار بلندمدت مشترک حرکت می‌کنند؛ ولی در حالت دوم که با تفاوت در ساختار اقتصادی کشورها شکل می‌گیرد، سطح پایدار بلندمدت هر یک از آنها در سطوح متفاوتی برقرار می‌شود و در این شرایط همگرایی مشروط مطرح می‌شود. در این حالت هر اقتصادی به سمت سطح پایدار بلندمدت خود حرکت می‌کند و هرچه فاصله آن اقتصاد از سطح پایدار بلندمدتش بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتری خواهد داشت.

کمر داس^۶ (۲۰۱۳)، همگرایی اقتصادی مشروط را در ۲۰ کشور منتخب OECD با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته برای سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۷۱ بررسی کرد. نتایج نشان می‌دهند همگرایی تأیید شده و سرعت همگرایی حدود دو برابر مطالعه‌های تجربی قبلی است.

دائی کریم‌زاده (۲۰۱۳)، همگرایی درآمدی در کشورهای D-8 را در بازه زمانی ۱۹۶۵-۲۰۰۹ که به صورت شکاف درآمد سرانه شرکای تجاری تعریف شده است، به روش‌های مختلف همگرایی سیگما، آزمون‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد بررسی کرد. نتایج نشان دادند واگرایی بین کشورهای مطالعه شده به روش‌های مختلف همگرایی، تأیید می‌شود.

تی سو کالاس و همکاران^۷ (۲۰۰۸)، همگرایی هزینه واحدهای صنعت هواپیمایی ایالات متحده آمریکا را در بازه زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۵ بررسی کردند. نتایج نشان دادند همگرایی هزینه‌های واحدها به استثنای بخش‌های سوخت، حمل و نقل و کارکنان، تأیید می‌شود.

پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۵)، همگرایی بازدهی بازارهای دارایی ایران را طی سال‌های ۱۳۹۴/۱۱-۱۳۸۱/۰۲ با استفاده از روش نهار و ایندر بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند همگرایی فقط در یک بازار دارایی وجود دارد.

معصوم‌زاده و همکاران (۱۳۹۶) همگرایی صنعتی را طی سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۹ در استان‌های کشور با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند همگرایی بتای شرطی و مطلق وجود داشته است.

در این مطالعه، همگرایی بتای شرطی مجموع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری

ماداریاگا و همکاران^۱ (۲۰۰۵)، همگرایی شرطی منطقه‌ای را در ۲۳ استان آرژانتین با روش سنجی فضایی و گشتاور تعمیم یافته سیستمی برای سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۸۳ بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند همگرایی شرطی تأیید نمی‌شود.

رالهان و همکاران^۲ (۲۰۰۵)، همگرایی درآمد سرانه خانوارها را در استان‌های کانادا با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته و مدل همگرایی شرطی برای سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۸۱ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند سرعت همگرایی در استان‌ها متفاوت است و نتایج پژوهش از مطالعات قبلی متفاوت‌اند.

فیردائوس و همکاران^۳ (۲۰۰۹)، همگرایی منطقه‌ای درآمد را در استان‌های اندونزی به روش گشتاور تعمیم یافته برای سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۸۳ بررسی کردند. نتایج نشان دادند همگرایی درآمد تأیید نمی‌شود؛ اما سرعت همگرایی، متفاوت و کمتر از سایر کشورها است.

راپاکی و همکاران^۴ (۲۰۰۹) همگرایی اقتصادی را در ۲۷ کشور منتخب طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۵ به روش همگرایی سیگما و بتا بررسی کردند؛ نتایج همگرایی، بسته به بخش‌بندی زمانی به دوره‌های کوتاه‌تر متفاوت‌اند.

میائو^۵ (۲۰۱۲)، همگرایی درآمد سرانه بین ۵۰ کشور توسعه یافته و در حال توسعه را با روش گشتاور تعمیم یافته برای سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۶ بررسی کرد. نتایج نشان‌دهنده وجود همگرایی با سرعت متفاوت است. کشورهای در حال توسعه سرعت همگرایی بالاتری نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند.

1. Madariaga et al
2. Ralhan et al
3. Firdaus
4. Rapachi et al
5. Miao

6. Kumar Das
7. Tsoukalas

یک است. هزینه خانوارهای شهری از مجموع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری به دست آمده است که برای تبدیل این متغیر اسمی به متغیر حقیقی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در سال پایه ۱۳۸۳ تقسیم شده است. انتظار می‌رود مقدار بتا برای وجود فرض همگرایی بین صفر و یک باشد. ضریب مثبت بتا به این مفهوم است که بین وضعیت اولیه و میانگین نرخ رشد هزینه خانوارهای شهری رابطه عکس وجود دارد؛ یعنی مناطق دارای هزینه خانوارهای شهری پایین‌تر با سرعت بالاتر و نرخ رشد بالاتر نسبت به سایر مناطق به سمت متوسط هزینه خانوارهای شهری حرکت می‌کنند؛ اما ضریب بتای منفی به مفهوم واگرایی است. در این مدل β سرعت همگرایی است که نشان می‌دهد در هر سال چه مقدار از شکاف میان هزینه خانوارهای شهری استان‌ها و سطح پایدار بلندمدت از بین می‌رود.

$X_{i,1}$ بردار ردیف متغیرهای کنترل است که شامل رشد اقتصادی استان‌ها (eg)، جمعیت (pop)، تورم (i) و سرمایه انسانی (hc) است. متغیر رشد اقتصادی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با احتساب نفت هر استان است. تورم با استفاده از نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌ها بوده است. جمعیت، تعداد نفرات استان‌ها طی سال‌های بررسی شده و متغیر سرمایه انسانی نیز از نسبت تعداد شاغلان دارای مدرک دیپلم به کل شاغلان محاسبه شده‌اند.

در نهایت، مدل کلی پژوهش برای برآورد به شکل زیر تصریح می‌شود.

$$\begin{aligned} \text{Log}\left(\frac{y_{i,1}}{y_{i,0}}\right) = & a - \beta \log(y_{i,0}) + \gamma_1 eg_{i,1} \\ & + \gamma_2 pop_{i,1} + \gamma_3 i_{i,1} \\ & + \gamma_4 hc_{i,1} + u_{i,1} \end{aligned} \quad (3)$$

در ۲۸ استان ایران در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۴ با بهره‌گیری از روش اقتصادسنجی فضایی بررسی شده است که به لحاظ موضوعیت همگرایی هزینه‌ها و روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، از سایر مطالعات پیشین متفاوت است.

روش تحقیق

در این مطالعه، همگرایی هزینه خانوارهای شهری در استان‌های ایران بررسی شده است. برای این منظور، از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. نرم‌افزار استفاده شده برای تخمین نیز Stata 13 است. یکی از روش‌های بررسی همگرایی، همگرایی بتا است. همگرایی بتا در دو حالت بتای شرطی و مطلق درخور بررسی است. همگرایی بتای مطلق به این بستگی دارد که تمام استان‌ها یک مسیر باثبات را طی کنند. نامتجانس بودن استان‌ها به دلایل مختلف، نرخ پس‌اندازها و نرخ رشد جمعیت به بطلان این مفهوم منجر شده است؛ بنابراین پژوهشگران از جمله سالائی و مارتین^۱ (۱۹۹۶) به معرفی همگرایی شرطی پرداختند. بنابراین با توجه به متفاوت بودن استان‌ها به لحاظ ویژگی‌های اقتصادی، روش بررسی در مطالعه حاضر، بتای شرطی است. مدل تخمین همگرایی بتای مشروط بر اساس مبانی نظری و مطالعه‌های تجربی برونو و همکاران به شکل زیر تصریح می‌شود (برونو و همکاران^۲، ۲۰۱۲: ۱۴۴):

$$\text{Log}\left(\frac{y_{i,1}}{y_{i,0}}\right) = a - \beta \log(y_{i,0}) + \sum \gamma X_{i,1} + u_{i,1} \quad (2)$$

در فرمول همگرایی بتای شرطی، $y_{i,0}$ هزینه خانوارهای شهری در هر استان برای سال صفر بوده و $y_{i,1}$ هزینه خانوارهای شهری برای هر استان در سال

با توجه به اثر مکان در استان‌های ایران و اثر مجاورت، الگوهای استفاده‌شده براساس روش اقتصادسنجی فضایی با داده‌های تابلویی برآورد خواهند شد. به لحاظ فنی، اگر یک منطقه مرجع با نام R (مانند کشور ایران) در نظر گرفته شود که شامل n واحد فضایی (یا استان) باشد و همچنین مقادیر تحقق‌یافته یک متغیر (مانند هزینه سرانه خانوارها در سطح استان در یک سال مشخص) مدنظر باشد، آنگاه ماتریسی مانند ماتریس Y تعریف می‌شود که عناصر خارج از قطر اصلی آن (که شامل $n^2 - n$ مؤلفه خواهد بود) بیان‌کننده ارتباط میان مقادیر تحقق‌یافته متغیر مدنظر در منطقه مرجع R است. در حقیقت Y یک ماتریس غیرفضایی است که نمایی از چگونگی ارتباط یک متغیر با دیگر متغیرها را ارائه می‌کند. تعامل میان عناصر ماتریس Y (یعنی y_{ij} ها) با فرایندهای جمعی یا افزایشی ($y_i + y_j$)، ضربی ($y_i - y_j$)، تفاضلی ($y_i * y_j$) یا تقسیم (y_i / y_j) بیان می‌شود. یکی از انواع مفید فرایند ضربی، ماتریس کوواریانس است که تعامل میان عناصر آن به صورت $(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})$ در نظر گرفته می‌شود. همچنین، اگر W بیان‌کننده ماتریس مجاورت باشد، به طوری که برای واحدهای فضایی مجاور عدد بزرگ‌تر و واحدهای فضایی غیرهمجوار عدد کوچک‌تر اختصاص دهد، اندازه همبستگی میان دو ماتریس Y و W نشان‌دهنده همبستگی فضایی است (فیشر و گتیس^۳، ۲۰۰۹: ۷۳-۸۶). با این اوصاف اگر ساختار این دو ماتریس مشابه هم باشد (به طوری که مقادیر بزرگ‌تر یا کوچک‌تر درایه‌ها در ماتریس Y با مقادیر بزرگ‌تر یا کوچک‌تر درایه‌های متناظر در ماتریس W همراه باشد)، نتیجه، وجود همبستگی فضایی مثبت را نشان می‌دهد. در این حالت، برای مثال،

داده‌های آماری این متغیرها طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۴ با لحاظ لگاریتم از پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران گرفته شده است. درخور ذکر است به دلیل تفکیک‌نشدن استان البرز و تهران، استان‌های خراسان رضوی - شمالی و جنوبی در تمام بازه زمانی مدنظر، این دو تفکیک در مطالعه حاضر لحاظ نشده و بررسی برای ۲۸ استان کشور صورت گرفته است.

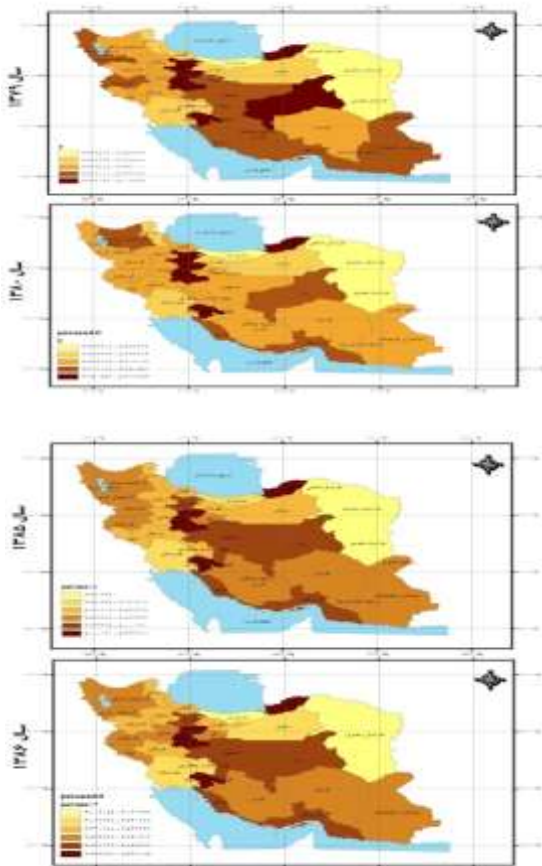
ازجمله مهم‌ترین تفاوت‌های اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی متداول این است که اقتصادسنجی فضایی، خودهمبستگی فضایی^۱ و ناهمسانی فضایی^۲ را در نظر می‌گیرد. این دو مسئله در اقتصادسنجی مرسوم نادیده گرفته می‌شوند و باعث نقض فروض گاوس - مارکوف می‌شوند (معصوم‌زاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۶۵).

خودهمبستگی 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، با مشاهده‌های دیگر در مکان j با فرض $i \neq j$ باشد، وابسته است. خودهمبستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد؛ به طوری که i می‌تواند هر مقداری بین ۱ تا n را اختیار کند؛ زیرا انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده‌شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده‌شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰: ۱۲۲-۹۳). ناهمسانی واریانس نیز به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا اشاره دارد؛ یعنی هنگام حرکت در بین مشاهده‌ها، توزیع داده‌های نمونه‌ای، دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود (نجفی علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۴-۴۶).

1. Spatial Dependence
2. Spatial Heterogeneity

حداقل مربعات دومرحله‌ای یا گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده کرد. به دلیل نوع ابزارهای استفاده‌شده در روش حداقل مربعات دومرحله‌ای، ممکن است واریانس ضرایب تخمینی بزرگ‌تر برآورد شوند و نتایج ناسازگاری به دست آید؛ از این رو، مناسب‌ترین و در عین حال، پراستفاده‌ترین تخمین‌زن برای مدل‌های پویای پانلی، رویکرد تفاضلی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و رویکرد سیستمی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است.

قبل از برآورد مدل به وضعیت توزیع متغیر هزینه خانوارهای شهری در میان استان‌های کشور پرداخته می‌شود. به منظور نمایش بهتر نتایج پژوهش و مستندسازی و مصورسازی آن، نتایج به صورت نقشه‌های ذیل آماده و گزارش می‌شوند.



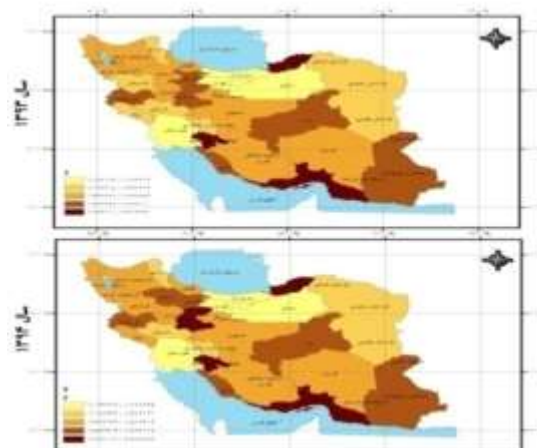
مقادیر بیشتر یا کمتر هزینه خانوارها در استان i با مقادیر بیشتر یا کمتر هزینه خانوار در استان j که هم‌جوار استان i هست، همراه خواهد بود (بهشتی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۵۰-۱۰۹). درخصوص ماتریس مجاورت نیز گفتنی است در این مطالعه برای ساخت ماتریس مجاورت از تعریف مجاورت ملکه مانند^۱ استفاده شده است که درایه‌های آن برای مناطق موجودی که راس مشترک با استان بررسی شده دارند، مقدار یک و در غیر این صورت، مقدار صفر را اختیار می‌کند (لسیج، ۲۰۰۹: ۱۲۰-۸۵). ماتریس وزنی فضایی برای مطالعه حاضر، برای ۲۸ استان، ماتریسی به ابعاد $۴۲۰ * ۴۲۰$ است.

در مطالعه‌های تجربی به منظور برآورد از تخمین‌زن‌های متعارف داده‌های مقطعی مانند OLS و حداقل مربعات دو مرحله‌ای (به منظور کنترل درون‌زایی بالقوه متغیرهای کنترل) استفاده می‌شود. به سادگی اثبات می‌شود معادله هم‌گرایی بتا دارای ساختاری پویاست. حذف اثرهای ویژه استانی در روش حداقل مربعات معمولی یا حداقل مربعات دومرحله‌ای با داده‌های مقطعی به تورش ناشی از حذف متغیر مهم منجر می‌شود. اسلام^۲ (۱۹۹۵) برای حذف این ناسازگاری، استفاده از تخمین‌زن‌های داده‌های پانلی را پیشنهاد داده است. نخستین سؤال در برآورد مدل داده‌های پانلی آن است که آیا جمله η_i یا همان اثرهای استانی، ثابت است یا تصادفی. به دلیل ساختار پویا، آرانو و بوند (۱۹۹۱) اثبات کرده‌اند روش اثرهای ثابت تخمین‌های ناسازگاری را ارائه خواهد داد. آرانو و بوند (۱۹۹۱) بیان کردند به منظور کنترل ناسازگاری ناشی از ساختار پویا باید از تخمین‌زن

1. Queen Contiguity
2. Islam

داشته و فقط استان چهارمحال بختیاری به طبقه ۵ جابه‌جا شده است. به عبارتی، استان یادشده در سال ۱۳۸۶ به استان‌های با هزینه خانوارهای شهری پایین‌تر منتقل شده است. در سال ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ استان‌های سمنان، مازندران، تهران و خوزستان دارای کمترین میزان هزینه‌های خانوارهای شهری بودند و در طبقه اول قرار داشتند و استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، گلستان و هرمزگان در سال ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ و استان مرکزی در سال ۱۳۹۴ دارای بیشترین میزان هزینه‌های خانوارهای شهری بودند و در طبقه اول قرار داشتند. همان‌طور که از نقشه فضایی پراکندگی هزینه‌های خانوارهای شهری مشاهده می‌شود، هزینه‌های خانوارهای شهری در طی این دوره دارای نوسانات ملایم بوده‌اند و این هزینه‌ها برای بعضی استان‌ها در طی دوره‌ای، کاهش و سپس در دوره‌ی بعدی افزایش یافته است. در این بین استان‌های مازندران و خراسان از وضعیت بهتری از نظر هزینه‌های خانوارهای شهری در طی این دوره برخوردار بوده‌اند و در بیشتر زمان این دوره کمترین میزان هزینه‌های خانوارهای شهری را داشتند و در طبقه آخر قرار داشتند. استان‌های گلستان، مرکزی، قزوین، هرمزگان و کهگیلویه و بویراحمد در بیشتر زمان‌های دوره، دارای بیشترین میزان هزینه‌های خانوارهای شهری بوده‌اند و در طبقه اول قرار داشتند.

قبل از آزمون همگرایی، ضروری است وضعیت استان‌ها در خصوص توزیع هزینه خانوارهای شهری بررسی شوند. به این منظور خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی هزینه خانوارهای شهری در جدول (۱) ارائه شده است که شامل بالاترین، پایین‌ترین و متوسط هزینه خانوارهای شهری در هر استان است.



شکل ۱- نقشه فضایی هزینه‌های خانوارهای شهری
منبع: یافته‌های تحقیق

شکل (۱) نشان‌دهنده توزیع جغرافیایی هزینه‌های خانوارهای شهری در سال ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰، ۱۳۸۰، ۱۳۸۶-۱۳۸۵ و ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ بین استان‌های کشور است که در سال ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ کمترین میزان هزینه‌های خانوارهای شهری از آن استان‌های خراسان و مازندران است که در طبقه پنج قرار گرفته‌اند و استان‌های گلستان، یزد، مرکزی، قزوین و کهگیلویه و بویراحمد در سال ۱۳۷۹ بیشترین میزان هزینه خانوار شهری، یعنی طبقه اول قرار داشتند و در سال ۱۳۸۰ در استان یزد میزان هزینه‌های خانوارهای شهری کمتر شده و به طبقه سوم انتقال یافته ولی است؛ استان‌های گلستان، مرکزی، قزوین و کهگیلویه و بویراحمد همچنان در طبقه اول و بالاترین سطح میزان هزینه‌های خانوارهای شهری در استان‌های ایران قرار داشتند. همچنین استان‌های آذربایجان غربی، سیستان و بلوچستان، فارس، کرمانشاه و اصفهان از طبقه دوم به طبقه سوم منتقل شده‌اند. در سال ۱۳۸۵، بالاترین میزان هزینه خانوارهای شهری در استان‌های گلستان، مرکزی و کهگیلویه و بویراحمد بوده و استان‌های خراسان، مازندران، خوزستان دارای هزینه خانوار شهری کمتری بوده‌اند و در سال ۱۳۸۶ روند توزیع هزینه خانوارهای شهری در استان‌ها روال سال قبل را

جدول ۱- آماره‌های توصیفی هزینه خانوارهای شهری

استان	پایین‌ترین	متوسط	بالاترین	استان	پایین‌ترین	متوسط	بالاترین
خراسان	۸/۳۶	۰/۳۸	۷/۷۴	تهران	۸/۵۴	۸/۲۲	۷/۹۳
آذربایجان غربی	۸/۲۷	۸/۱۰	۷/۸۲	مازندران	۸/۴۷	۸/۱۴	۷/۸۹
قم	۸/۳۸	۸	۷/۶۶	گلستان	۸/۳۲	۸/۰۳	۷/۷۱
آذربایجان شرقی	۸/۳۹	۸/۰۸	۷/۷۶	سمنان	۸/۲۶	۸/۰۱	۷/۷
اردبیل	۸/۳۱	۸/۰۹	۷/۸۱	اصفهان	۸/۴۴	۸/۱۵	۷/۸۳
کردستان	۸/۳۸	۸/۰۳	۷/۶۶	خوزستان	۸/۴۴	۸/۱۴	۷/۷۵
کرمانشاه	۸/۳۷	۸/۱۰	۷/۷۴	چهارمحال بختیاری	۸/۴۸	۸/۱۴	۷/۷۷
ایلام	۸/۴۱	۸/۱۰	۷/۸۵	کهگیلویه و بویراحمد	۸/۳۸	۸/۱۴	۷/۸۱
لرستان	۸/۳۲	۸/۰۹	۷/۷۶	فارس	۸/۴۵	۸/۱۵	۷/۸۱
همدان	۸/۴۲	۸/۰۴	۷/۶۵	سیستان و بلوچستان	۸/۲۸	۷/۹۶	۷/۶۵
زنجان	۸/۳۱	۸/۰۸	۷/۷۳	کرمان	۸/۲۱	۸	۷/۷۳
گیلان	۸/۴۵	۸/۱۴	۷/۸۴	یزد	۸/۳۷	۸/۰۵	۷/۶۹
قزوین	۸/۳۸	۸/۱۱	۷/۸۵	بوشهر	۸/۳۸	۸/۰۹	۷/۷۷
مرکزی	۸/۳۶	۸/۰۸	۷/۷۳	هرمزگان	۸/۴۰	۸/۱۶	۷/۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

ندارند، برای گنجاندن تأثیر وابستگی فضایی مشاهده‌ها، از مدل‌های رگرسیون فضایی استفاده می‌شود. به‌منظور برآورد از روش پانل پویای فضایی خودرگرسیون (SpGmm-sar) و آزمون‌های LM lag، LM SAC و LM استفاده شده است. فرض صفر آزمون LM lag به ترتیب نبود وابستگی فضایی در اجزای اخلاص و نبود وابستگی فضایی در مشاهده‌های متغیرهای وابسته است (لسیج، ۲۰۰۹: ۴۴۲). نتایج آزمون LM به‌منظور بررسی وجود وابستگی فضایی، آزمون مورانز برای بررسی وجود خودهمبستگی فضایی بین جملات اخلاص، آزمون LM Lag انسلین برای بررسی وجود همبستگی فضایی برای متغیر وابسته و آزمون LM SAC برای بررسی وجود همبستگی فضایی کلی در جدول (۲) گزارش شده‌اند.

با توجه به اطلاعات جدول، استان‌های تهران، خوزستان، چهارمحال بختیاری، فارس، قزوین، کهگیلویه و بویراحمد، هرمزگان، کرمانشاه و مازندران از متوسط هزینه خانوارهای شهری بالاتری در مقایسه با سایر استان‌ها برخوردار بوده‌اند. همچنین بالاترین میزان هزینه خانوارهای شهری متعلق به استان تهران و پایین‌ترین میزان هزینه خانوارهای شهری متعلق به استان سیستان و بلوچستان بوده است.

یافته‌های تحقیق

در مطالعه حاضر، همگرایی هزینه خانوارهای شهری طی دو سال ۱۳۹۴-۱۳۷۹ بررسی شده است. به این منظور از روش همگرایی شرطی بتا استفاده شده است. به سبب اینکه مدل‌های رگرسیون معمولی در برآورد مدل به وابستگی مشاهده‌های در فضا توجهی

جدول ۲- نتایج آزمون‌های تشخیصی برای انتخاب مدل برتر

متغیرها	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال آماره
آزمون LM (χ^2)	۱۸۲/۱۰۹۲	۱	۰/۰۰۰
آزمون موران (Z)	۶/۱۶۹۹	۱	۰/۰۰۰
آزمون LM Lag انسلین (χ^2)	۳/۲۹۲۲	۱	۰/۰۰۶
آزمون LM SAC (χ^2)	۶۷/۱۷۵۲	۲	۰/۰۰۰
آزمون LR برای انتخاب مدل SDM در مقابل OLS (χ^2)	۲۶/۷۳۱۱	۱	۰/۰۰۰
آزمون Imerror_robust	۳۰/۷۵۷۳	۲	۰/۰۰
آزمون lmlag_robust	۳۶/۴۱۷۹	۲	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون LMLag انسلین با فرض صفر مبنی بر نبود همبستگی فضایی برای متغیر وابسته، نشان می‌دهد فرض صفر این آزمون در سطح ۱٪ رد می‌شود. همچنین برای بررسی همگرایی هزینه‌های خانوارهای شهری از وقفه متغیر وابسته (هزینه خانوار شهری) در مدل استفاده می‌شود؛ بنابراین مدل Sp-Gmm مدل بهتری برای بررسی همگرایی هزینه خانوارهای شهری استان‌های کشور است.

در ادامه به منظور بررسی همگرایی هزینه‌های شهری استان‌های کشور، نتایج حاصل از تخمین مدل Sp-Gmm تفسیر می‌شوند.

نتایج حاصل از آزمون LM نشان می‌دهند فرضیه صفر مبنی بر معنادار نبودن وابستگی فضایی میان مشاهده‌ها در سطح ۱٪ رد شد و در نتیجه، وابستگی فضایی میان مشاهده‌ها تأیید می‌شود. نتایج آزمون موران نیز نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر دلالت بر نبود خودهمبستگی فضایی بین جملات اخلال در سطح ۱٪ رد شد و در نتیجه، خودهمبستگی فضایی بین جملات اخلال وجود دارد. آزمون LMSAC همبستگی فضایی کلی را در مدل بررسی می‌کند و نتایج نشان می‌دهند در سطح معناداری ۱٪ فرض صفر مبنی بر نبود همبستگی فضایی کلی رد شده است. نتیجه

جدول ۳- نتایج تخمین مدل SpGmm برای بررسی همگرایی هزینه خانوارهای شهری به روش بتا

متغیرها	ضریب	مقدار آماره t	احتمال آماره
ly_{t-1} وقفه متغیر وابسته	-۰/۲۵۵۷۱۹۳	-۷/۴۸	۰/۰۰۰
Wly_{t-1}	۰/۱۴۱۱۶۳۶	۱۱/۰۱	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	-۰/۰۰۰۰۳۰۱	۰/۸۹	۰/۳۷۲
جمعیت	۰/۱۷۲۴۶۲	۱/۲۲	۰/۲۲۴
سرمایه انسانی	-۰/۰۰۲۰۲۶	-۱/۶۷	۰/۰۹۷
تورم	-۰/۰۰۱۴۶۵۱	-۳/۴۸	۰/۰۳۳
ضریب همگرایی	۰/۰۷۳۹۹۲۷	-۶/۱۱	۰/۰۰
عرض از مبدأ	۰/۲۳۵۵۸۱	۰/۱۱	۰/۹۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

فضایی برای مجموع هزینه‌های خوراکی و غیر خوراکی خانوارهای شهری است. با توجه به نتایج جدول (۳)،

جدول (۳) گزارش نتایج آزمون همگرایی بتای شرطی با استفاده از روش اقتصادسنجی پنل پویای

استان‌ها، شکاف هزینه‌ها میان استان‌ها از هزینه متوسط بیشتر می‌شود. نرخ تورم نیز با ضریب عددی ۰/۰۰۱۴۶۵۱- اثر منفی در همگرایی هزینه خانوارهای شهری داشته و ضریب آن به لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار بوده است. عرض از مبدأ مدل نیز ۰/۲۳۵۵۸۱ بوده است؛ به طوری که اثر سایر متغیرهای حذف شده در مدل یا صریحاً ذکر نشده بر متغیر وابسته برابر ۰/۲۳۵۵۸۱ است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، همگرایی مجموع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری، طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۷ در ۲۸ استان ایران، با استفاده از مدل همگرایی بتای مشروط و روش اقتصادسنجی فضایی گشتاور تعمیم‌یافته بررسی شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهند همگرایی بتا در هزینه خانوارهای شهری وجود داشته و سرعت آن برابر ۰/۰۷۳۹۹۲۷ درصد است. همچنین متغیرهای کنترلی لحاظ شده در مطالعه شامل رشد اقتصادی، تورم و سرمایه انسانی با اثر منفی در همگرایی و جمعیت با اثر مثبت در همگرایی هزینه خانوارهای شهری بوده است. با لحاظ متغیر وقفه فضایی متغیر وابسته، اثر همسایگی استان‌ها در افزایش چشم و هم‌چشمی مشاهده می‌شود؛ زیرا با افزایش هزینه خانوارهای شهری در استانی، هزینه خانوارهای شهری سایر استان‌ها نیز افزایش داشته است.

منابع

اکبری، نعمت‌الله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). «بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور» یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی»، فصلنامه

مقدار عددی ضریب همگرایی ۰/۰۷۳۹۹۲۷ است و این ضریب به لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار است. به عبارتی، سرعت همگرایی هزینه‌های خانوارهای شهری ۰/۰۷۳۹۹۲۷ است. وقفه هزینه خانوارهای شهری تأثیر منفی و معنی‌دار بر همگرایی هزینه خانوارهای شهری داشته و مقدار ضریب آن برابر ۰/۲۵۵۷۱۹۳- است. همچنین براساس مبانی نظری، انتظار می‌رود با افزایش هزینه خانوارهای شهری در یک استان و با توجه به بحث اثرهای چشم و هم‌چشمی در بحث الگوی مصرف خانوارها و سهم آن در بالابردن هزینه‌های خانوارهای شهری، هزینه‌های خانوارهای شهری در استان‌های دیگر نیز افزایش یابد و برعکس؛ بنابراین وقفه فضایی هزینه‌های خانوارهای شهری دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر همگرایی هزینه‌های خانوارهای شهری داشته و مقدار ضریب آن برابر ۰/۱۴۱۱۶۳۶ است. با توجه به مبانی نظری، انتظار می‌رود با افزایش تولید ناخالص داخلی استان‌ها و بهبود رشد اقتصادی آنها، خانوارها هزینه مصرفی کمتری داشته باشند؛ بنابراین اثر متغیر رشد اقتصادی به منزله یکی از متغیرهای کنترلی مدل همگرایی، بر همگرایی هزینه خانوارهای شهری منفی بوده و ضریب این متغیر ۰/۰۰۰۰۳۰۱- است؛ اما به لحاظ آماری، معنی‌دار نبوده است. متغیر جمعیت با ضریب عددی ۰/۱۷۲۴۶۲ اثر مثبت بر همگرایی هزینه خانوارهای شهری داشته است. به عبارتی، انتظار می‌رود افزایش جمعیت در استان‌ها به همگرایی هزینه‌های خانوارها منجر شود؛ اما این متغیر به لحاظ آماری، معنی‌دار نبوده است. سرمایه انسانی با ضریب ۰/۰۰۲۰۲۶- اثر منفی در همگرایی هزینه خانوارهای شهری داشته است و این ضریب به لحاظ آماری در سطح ده درصد، معنی‌دار است. به عبارتی، با افزایش نسبت شاغلان تحصیل کرده به کل شاغلان در

پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه)

بایدار)، دوره ۱۳، شماره ۳، ۶۲-۴۹.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht, Kluwer.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.

Barro, R. j., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. The MIT Press, Cambridge, MA.

Baumal, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long run Data Show, *American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.

Bruno, G., De Bonis, R., & Silvestrini, A. (2012). Do Financial System Convergence, *Journal of Comparative Economics*, 40, 143-144.

Firdaus, M., & Yusop, Z. (2009). Dynamic Analysis of Regional Convergence in Indonesia, *Economics and Management*, 3(1), 73-86.

Fischer, M. M., & Getis, A. (2009). *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*. Springer Science & Business Media.

Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.

Kumar Das, D. (2013). Empirical Estimation of the Solow Growth Model: A Panel Data Approach, School of Economics and Management.

Lesage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman & Hall/CRC is an imprint of Taylor & Francis Group.

Lee, K., Pesaran, M. H., & Smith, R. (1997). Growth and convergence in a Multi-Country empirical stochastic Solow model. *Journal of Applied Econometrics*, 12(4): 357- 392.

Madariaga, N., Montont, S., & Ollivand. P. (2005). Regional Convergence and Agglomeration in Argentina: A Spatial Panel data Approach. Department of Economics, University of Paris.

پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۳،

۱-۱۳.

بهشتی، محمدباقر و همکاران (۱۳۹۶). «بررسی نابرابری

توزیع درآمد میان استان‌های ایران با استفاده از

رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی»، **فصلنامه**

پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۶،

شماره ۸۵، ۱۰۹-۱۵۰.

پورعبداللهان کویچ، محسن و همکاران (۱۳۹۵).

«بررسی همگرایی بازدهی بازارهای دارایی در

ایران»، **فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد**،

دوره ۳، شماره ۳، ۱۱۵-۱۳۲.

عسگری، علی و اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۰).

«روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و

کاربرد»، **مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان**،

دوره ۱۲، شماره ۱، ۱۲۲-۹۳.

کریم‌زاده دانی، سعید و آذربایجانی، کریم (۱۳۹۲).

«آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای ۸D»

فصلنامه علمی پژوهش‌های بازرگانی، شماره

۷۰، ۱۱۳-۱۳۱.

معصوم‌زاده، سارا و همکاران (۱۳۹۶). «بررسی

همگرایی صنعتی در استان‌های ایران: رهیافت

اقتصادسنجی فضایی "SDM"»، **فصلنامه**

مدلسازی اقتصادی، دوره ۱۱، شماره ۲،

۱۵۷-۱۷۶.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۱). **نتایج تفصیلی آمارگیری از**

هنرینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی.

نجفی علمدارلو، حامد و همکاران (۱۳۹۱). «کاربرد

اقتصادسنجی فضایی در بررسی عوامل مؤثر بر

صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای

عضو اکو: رهیافت داده‌های تابلویی»، **فصلنامه**

- Sala-i-Martin, X. (1996). The classical approach to the convergence analysis. *The Economic Journal*, 106(437): 1019-1036.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32(2): 334-361.
- Tsoukalas, G., Belebaba, P., & Swelbar, W. (2008). Cost Convergence in the US Airline Industry: An Analysis of Costs 1995-2006. *MIT Press Global Airline Industry Program*, 1-27.
- Miao, X. (2012). *Cross Country Convergence in Income Inequality*. Georgia Institute of Technology.
- Ralhan, M., & Dayanandan, A. (2005). Convergence of Income among Provinces in Canada: An Application of GMM Estimation. *University of Victoria-Econometric Working Paper*.
- Rapachi, R., & Prochniak, M. (2009). Real Beta and Sigma Convergence in 27 Countries 1995-2005, *Post-Communist Economics*, 21(3), 307-326.
- Ramsey, F. P. (1928). A mathematical theory of saving. *Economic Journal*, 28(152): 543- 549.

