Urban Economics
Vol. 2, No. 2, (2018)
http://ue.ui.ac.ir
Doi: 10.22108/ue.2018.102306.1014

اقتصاد شهری
دوره ۲، شماره ۲، توالی ۳، سال ۱۳۹۶
صص: ۸۲- ۷۱

Evaluating Regional Development Policies Using Social Welfare Convergence of Iran' Provinces: An Application of Nonlinear Spatial Error Econometric Model

Elham Vafaei [1], Parviz Mohammadzadeh[2]*, Hossein Asgharpour[3], Firooz Fallahi[4]

[1] Ph. D in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Business, Tabriz University, Tabriz, Iran

[2] Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Business, Tabriz University, Tabriz, Iran

[3] Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Business, Tabriz University, Tabriz, Iran

[4] Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Business, Tabriz University, Tabriz, Iran

Abstract: The convergence of social welfare is one of the criteria for evaluating regional development policies. The purpose of this paper is to analyze the convergence of social welfare for evaluating regional development from 2000 to 2013. To this end, a nonlinear spatial error star econometrics technique is used to separate linear and nonlinear regimes.

According to the results, the provinces can be divided into two groups: in the first group of provinces, the social welfare growth is affected by the welfare of the regions themselves and spatial effects are not observed among them. In the second one, however, spatial effects are observed among the provinces, which include Qom, Isfahan, Khuzestan, Chaharmahal and Bakhtiari, Fars and Bushehr. Other provinces are in the first group. Moreover, the results show a convergence among the regions of the first group while there is no convergence among the second group. Therefore, Policies have failed to eliminate the regional inequalities and imbalances.

Keywords: Convergence, Social Welfare, Regional Development, Spatial Error Star Econometrics Technique.
JEL Classifications: I31, C20, R12.

ارزیابی سیاست‌های توسعه منطقه‌ای با استفاده از همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران: کاربرد روش اقتصادسنجی غیرخطی جزء اخلال فضایی

الهام وفایی[۱]، پرویز محمدزاده[۲]*، حسین اصغرپور[۳]، فیروز فلاحی[۴]

۱- دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۲- دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۳- دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

٤- دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۶/۲۲

چکیده: همگرایی رفاه اجتماعی مناطق یکی از معیارها برای ارزیابی سیاست‌های توسعه منطقه‌ای است. هدف این مقاله نیز بررسی همگرایی رفاه اجتماعی برای ارزیابی توسعه منطقه‌ای طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ می‌باشد. برای این منظور از تکنیک غیرخطی استار جزء اخلال فضایی برای تفکیک رژیم‌های خطی و غیرخطی استفاده‌شده است.

نتایج مدل حاکی از آن است که ۲ گروه استان‌ها قابل‌تفکیک است. گروه اول، استان‌هایی هستند که رشد رفاه اجتماعی آن‌ها صرفاً متأثر از رفاه اجتماعی خود مناطق بوده و اثرات فضایی در آن‌ها مشاهده نمی‌شود. گروه دوم، استان‌هایی هستند که رشد رفاه اجتماعی آن‌ها صرفاً متأثر از رفاه اجتماعی خود مناطق نبوده و اثرات فضایی در آن‌ها مشاهده می‌شود که شامل استان‌های قم، اصفهان، خوزستان، چهارمحال و بختیاری، فارس و بوشهر هستند و بقیه استان‌ها در گروه اول قرار دارند.

همچنین بر اساس نتایج این تحقیق، در بین مناطق گروه اول همگرایی وجود دارد ولی در بین استان‌های گروه ۲ همگرایی وجود ندارد؛ بنابراین به نظر می‌رسد سیاست‌های اعمال‌شده نتوانسته‌اند شکاف و نابرابری منطقه‌ای را از بین برده و توازن منطقه‌ای را ایجاد نمایند.

واژگان کلیدی: همگرایی، رفاه اجتماعی، توسعه منطقه‌ای، تکنیک اقتصادسنجی استار جزء اخلال فضایی.

طبقه‌بندی JEL: R12, C20,I31.

* **Corresponding Author:** Parviz Mohammadzadeh

E-mail address: Pmohamadzadeh@tabrizu.ac.ir

Copyright 2018@University of Isfahan. All rights reserved

مقدمه

رفاه اجتماعی معیاری مناسب برای سنجش وضعیت افراد و یکی از شاخص‌های مهم در جهت پیشرفت و توسعه هر جامعه‌ای است. رفاه نشان‌دهنده قدرت خرید و توانایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی است (فیتزپتریک[1]، ۱۳۸۱). احساس سلامت، امنیت، آرامش و اطمینان بیشتر افراد جامعه، از ویژگی‌های مهم رفاه اجتماعی است (هستون و استرو[2]، ۲۰۰۱). ازاین‌رو، افزایش کیفیت زندگی و رفاه اجتماعی افراد، به‌عنوان یکی از اهداف مهم سیاست‌گذاران در هر جامعه باید همواره مدنظر قرار گرفته و سیاست‌های اقتصادی برای به‌کارگیری و تخصیص منابع در مناطق مختلف باید طوری باشد که رفاه اجتماعی تمامی افراد جامعه فراهم شود.

برای نیل به این هدف برنامه‌های توسعه اقتصادی ایران از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای گرایش پیدا نموده است و در این راستا، یکی از اهداف عمده مطالعات منطقه‌ای، ایجاد تعادل، توازن و کاهش سطح اختلافات منطقه‌ای است.

در این زمینه، نکته حائز اهمیت این است که می‌توان با تقسیم کار ملی و تکمیل زنجیره تأمین‌ها توسط استان‌های مختلف و برقراری کانال‌های مختلف ارتباطات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بین استان‌های مختلف، تعاملات بین استان‌ها را بیشتر کرده و استان‌ها اثرات سرریز بر همدیگر داشته باشند. در چنین وضعیتی، توسعه یک استان می‌تواند از طریق اثرات همسایگی موجبات توسعه استان‌های دیگر را نیز فراهم نماید. هدف این مطالعه نیز ارزیابی سیاست‌های اعمال‌شده در طول سال‌های مختلف از این حیث است تا میزان توفیقات به‌دست‌آمده بررسی شود. برای این منظور به ارزیابی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌ها به‌عنوان یکی از معیارهای توسعه منطقه‌ای طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی غیرخطی فضایی پرداخته‌شده است. سازمان‌دهی این مقاله به شرح زیر است:

بعد از ارائه این مقدمه، ادبیات تحقیق ارائه می‌شود. سپس در بخش روش‌شناسی، به معرفی مدل تحقیق و در بخش بعدی به تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تحقیق و در نهایت نیز به نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

مبانی نظری

قبل از دهه ۱۹۷۰، توسعه منطقه‌ای در کشورهای در حال توسعه، بر پایه برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و رشد اقتصادی منطقه استوار بود. ناکامی‌های استراتژی‌های مطرح‌شده در این حوزه در ایجاد تعادل منطقه‌ای باعث ایجاد نگرش سیستمی به توسعه مناطق گردید. از آن جمله می‌توان به تئوری توسعه فضایی هیلهورست[3] اشاره کرد که با توجه به اهمیت راهبردهای توسعه فضایی در از بین بردن دوگانگی‌های درون منطقه‌ای و بخشی، ۴ استراتژی انسجام متمرکز، استراتژی انسجام پراکنده، استراتژی گسترش متمرکز و استراتژی گسترش پراکنده را مطرح نموده است (زالی و احمدی، ۱۳۹۳، ۶۱ و ۶۲).

در این زمینه، در رابطه با توسعه اقتصادی ۲ نظریه عمده، نظریه رشد متعادل[4] و نظریه رشد نامتعادل[5] مطرح‌شده است. نظریه رشد نامتعادل بر پایه ۲ اثر عمده اثرات قطبی[6] و اثرات سرریز[7] استوار است و این نظریه بیان می‌کند که رشد همه‌جانبه اتفاق نمی‌افتد بلکه رشد در نقاط و مناطق توسعه‌ای اتفاق می‌افتد که از قدرت جاذبه بالایی برخوردار باشد (اثر قطبی) و همچنین توسعه از این نقاط به کانال‌هایی انتشار می‌یابد که کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند (اثر سرریز) (کلانتری، ۱۳۸۰). همچنین بر اساس این نظریه رشد، باید رشد صنایع در شهرهای بزرگ در اولویت

1. Fitzpatrick
2. Hewstone & strobe
3. Hilhorst
4. Balanced Growth Theory
5. Unbalanced Growth Theory
6. Polarization Effects
7. Spread Effects

باشد. مشکل اساسی نظریه این است که باعث افزایش نابرابری منطقه‌ای و عقب‌ماندگی مناطق محروم‌تر می‌شود.

امروزه اقتصاددانان نظریه رشد متوازن در مناطق مختلف، ضرورت برنامه‌ریزی منطقه‌ای صحیح را برای رسیدن به توسعه متوازن مطرح می‌کنند و معتقدند که توسعه متعادل ناحیه‌ای برای آن است که بهترین شرایط و امکانات را برای توسعه همه نواحی فراهم آورده، همچنین تفاوت‌های کیفیت زندگی بین ناحیه‌ای و درون ناحیه‌ای را به حداقل رسانده و نهایتاً از بین ببرد (مولایی، ۱۳۸۶، ۲۴۴).

تحقیقات انجام‌شده در ایران نیز وجود تفاوت میان استان‌های کشور از لحاظ توسعه اقتصادی را نشان می‌دهد و ازجمله اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان بردن دوگانگی بین استان‌ها و توسعه متوازن این مناطق است. لازمه دستیابی به این هدف، بالاتر بودن سرعت رشد در مناطق فقیر و توسعه‌نیافته نسبت به مناطق ثروتمند و توسعه‌یافته است که به‌عنوان فرضیه همگرایی در مدل‌های رشد مطرح شده است (رحمانی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰).

در این زمینه، نابرابری‌های منطقه‌ای چالشی اساسی برای توسعه مناطق است و این نابرابری‌ها تهدید جدی برای ایجاد توسعه متوازن مناطق است (شانکار و شاه[1]، ۲۰۰۳). در مورد نابرابری‌های منطقه‌ای ۲ دیدگاه مختلف وجود دارد: بر اساس دیدگاه اول، نابرابری‌های منطقه‌ای به دلیل عدم استفاده صحیح از پتانسیل‌ها و توانایی‌های منطقه‌ای است. همچنین بر اساس دیدگاه دوم، نابرابری‌های منطقه‌ای به علت قابلیت‌ها و توانایی‌های وجود منابع در برخی از مناطق نسبت به مناطق دیگر است که توان رقابتی این مناطق را افزایش می‌دهد (کوتچرا[2]، ۲۰۱۰). اگر نابرابری‌های منطقه‌ای بر اثر تخصصی شدن فعالیت‌ها و درنتیجه تمایز این مناطق از سایر مناطق باشد، مفید است (کیم[3]، ۲۰۰۸). ولی اگر نابرابری‌ها به علت عدم عدالت اجتماعی و وجود تبعیض در بین مناطق باشد به‌عنوان پدیده‌ای منفی است (استوارد[4]، ۲۰۰۲).

بر اساس نظریه U معکوس ویلیامسون، بعد از گذراندن مراحلی از توسعه، اختلافات بین مناطق کاهش می‌یابد و بر اساس این نظریه رشد اقتصادی ابتدا باعث واگرایی مناطق و سپس باعث همگرایی مناطق می‌شود (ویلیامسون[5]، ۱۹۶۵). ازاین‌رو، اتخاذ سیاست‌های صحیح توسعه منطقه‌ای، نقش اساسی در تقویت فعالیت‌های توسعه‌ای مناطق و کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای دارد (ماتسوموتو[6]، ۲۰۰۸).

بنابراین لزوم توجه به نابرابری‌های منطقه‌ای و توسعه متوازن برای نیل به اهداف توسعه مانند رفاه اجتماعی همگانی باید مدنظر قرارگرفته و برای ارزیابی توسعه متوازن مناطق، مؤلفه‌های مؤثر بر رفاه اجتماعی باید شناسایی و همگرایی رفاه اجتماعی باید بررسی گردد. در این زمینه، اگرچه توجه به رشد اقتصادی با هدف افزایش رفاه ازجمله پیش‌نیازهای لازم برای توسعه است (ربانی و همکاران، ۱۳۸۷) ولی نمی‌تواند به‌تنهایی به‌عنوان یک معیار جامع برای رفاه جوامع در نظر گرفته شود، زیرا توجه به رشد و توسعه اقتصادی بدون لحاظ کردن توزیع عادلانه درآمدها، تنها منجر به عمیق‌تر شدن شکاف طبقاتی و گسترش فقر و درنهایت به چالش کشیده شدن فرآیند رشد اقتصادی در بلندمدت می‌گردد (کابلی‌زاده، ۱۳۷۳)؛ بنابراین باید رشد اقتصادی و توزیع درآمد تؤاماً برای سنجش رفاه اجتماعی افراد در نظر گرفته شود و می‌توان انتظار داشت که همگرایی آن‌ها منجر به همگرایی رفاه اجتماعی هر چند در بلندمدت گردد.

همگرایی توسعه مناطق زمانی تحقق می‌یابد که مناطق کم برخوردار نسبت به مناطق دیگر رشد بالاتری داشته باشند وگرنه با شدت گرفتن توسعه‌یافتگی مناطق

1. Shankar & Shah
2. Kutscherauer
3. Kim
4. Steward
5. Williamson
6. Matsumoto

برخوردار، واگرایی و عدم توازن منطقه‌ای رخ خواهد داد (پورهیت[1]، ۲۰۰۸).

در ارتباط با همگرایی رشد اقتصادی بین مناطق، نظریه‌ها و مدل‌های مختلفی همچون مدل سولوی فضایی و نظریه انتقال تکنولوژی مطرح‌شده است. در مدل سولوی فضایی هر دو نوع سرمایه یعنی سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی شامل دانش، ویژگی‌های شخصیتی و اجتماعی، خلاقیت و ... در مدل لحاظ می‌گردد (گیلبرتو و همکاران[2]، ۲۰۱۵، ۴). در مدل سولوی فضایی، تفاوت در سرمایه سرانه اولیه و درنتیجه وجود اثرات سرریز دانش از مناطق ثروتمند به مناطق عقب‌افتاده باعث بهبود رشد اقتصادی مناطق فقیر می‌گردد و درنتیجه به یک حالت پایدار می‌رسد (پافرمای[3]، ۲۰۰۹). در نظریه انتقال تکنولوژی، هیوم[4] معتقد است که مناطق در صورت مساعد بودن شرایط اولیه برای رشد، با تقلید تکنولوژی و درنتیجه کاهش هزینه‌ها باعث تسریع روند رشد مناطق می‌شوند (تونالی و ییلانسی[5]، ۲۰۱۰). در ارتباط با همگرایی توزیع درآمد بین مناطق نیز می‌توان بیان کرد که افزایش توزیع ناعادلانه درآمد باعث گسترش ناخشنودی و مهاجرت افراد فقیر به مناطق مرفه شده و توزیع درآمد و میانگین درآمدی این مناطق را نیز تحت تأثیر قرار داده و کاهش می‌دهند. ازاین‌رو، با ادامه این روند می‌توانیم شاهد همگرایی توزیع درآمد مناطق کشور باشیم.

در این زمینه، با توجه به این‌که توزیع درآمد و رشد اقتصادی دو عامل مهم مؤثر بر رفاه اجتماعی می‌باشند، انتظار بر این است که همگرایی این دو مؤلفه منجر به همگرایی رفاه اجتماعی گردد. همگرایی رفاه اجتماعی یکی از معیارهای مهم برای بررسی و ارزیابی سیاست‌های برنامه‌ریزان است که در صورت واگرایی رفاه اقتصادی بین مناطق مختلف، شکاف طبقاتی و نابرابری در جامعه افزایش و رفاه اقتصادی کاهش می‌یابد که این امر از منظر سیاست‌گذاری مطلوب نیست (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۶). ازاین‌رو از منظر سیاست‌گذاران اقتصادی باید تلاش جهت همگرایی رفاه اجتماعی مناطق صورت پذیرد، زیرا همگرایی رفاه یکی از معیارها برای ارزیابی تصمیمات صحیح سیاست‌گذاران برای ایجاد توازن منطقه‌ای است.

هدف این مقاله بررسی این نکته است که همگرایی رفاه اجتماعی بین کدام‌یک از مناطق ایران وجود دارد و آیا توازن منطقه‌ای ایجادشده است یا خیر؟

پیشینه پژوهش

در زمینه موضوع مورد تحقیق، می‌توان به برخی از مطالعات خارجی و داخلی زیر اشاره نمود:

الف- مطالعات خارجی

سید حسین محققی و همکاران[6] (۲۰۱۵)، به بررسی رفاه اجتماعی استان‌های کشور ایران پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که ارزش رفاه اجتماعی در مناطق حاشیه‌ای کشور بسیار پایین است و بهترین عملکرد مربوط به استان یزد و بدترین عملکرد رفاه اجتماعی مربوط به استان سیستان و بلوچستان است.

پد و همکاران[7] (۲۰۱۴) به بررسی مدل‌های فرآیند فضایی با استفاده از فرآیند اتورگرسیو انتقال ملایم پرداخته‌اند و از آزمون‌های LM برای بررسی غیرخطی بودن مدل استفاده نموده‌اند. همچنین به بررسی همگرایی رشد اقتصادی شهرهای ایالات‌متحده طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که روش پیشنهادشده می‌تواند برای آزمون ناهمگنی فضایی در اشکال رژیم‌های فضایی یا برای تناسب مدل مقطعی رگرسیو فضایی شامل متغیرهای برون‌زای وقفه‌دار فضایی به‌کاربرده شود.

[1] Purohit
[2] Gilberto et al.
[3] Pfaffermayr
[4] Hume
[5] Tunali and Yilanci
[6] Seyed Hossein Mohaqeqi et al.
[7] Pede et al.

ریس[1] (۲۰۱۴) به بررسی نابرابری درآمد فضایی در برزیل طی دوره زمانی ۱۸۷۲-۲۰۰۰، با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که نابرابری فضایی در تراکم (انبوه) فعالیت‌های اقتصادی، درآمد سرانه و بهره‌وری نیروی کار، با کاهش ناچیزی عملاً تغییرنیافته است و سرعت همگرایی درآمد سرانه و همچنین بهره‌وری نیروی کار نسبت به کشورهای دیگر بسیار کند می‌باشد.

اشمیت و استارک[2] (۲۰۱۱) به بررسی همگرایی شرطی انواع مختلفی از مخارج اجتماعی در ۲۱ کشور OECD طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۵ با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده آن است که در تمامی مجموعه‌های مخارج اجتماعی (با لحاظ عوامل مشروط) همگرایی قوی وجود دارد.

ودون و ییتژاکی[3] (۲۰۰۵) به بررسی رابطه بین رشد، نابرابری و رفاه اجتماعی طی دوره زمانی ۱۹۹۶۰-۱۹۹۸ پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که در برخی از مناطق جهان همگرایی وجود دارد و تمامی مناطق همگرا نمی‌باشند.

نوربخش[4] (۲۰۰۳) به بررسی توسعه انسانی و تفاوت‌های منطقه‌ای بین ایالات هند با استفاده از روش تحلیل عاملی در دهه ۱۹۸۰ پرداخته است. وی با استفاده از روش‌های تحلیل مؤلفه‌های اصلی، ضریب نابرابری و ترکیبی از آن‌ها، ایالات هند را بر اساس شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی رتبه‌بندی نموده است.

ب- مطالعات داخلی

شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران در سال ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که بیشترین سطح رفاه سرانه مربوط به استان‌های تهران، بوشهر و مرکزی بوده و کمترین سطح رفاه مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. همچنین در راستای متعادل و متوازن ساختن توسعه مناطق مختلف، رویکرد مبتنی بر توسعه همه‌جانبه بر مبنای قابلیت‌ها، مزیت‌های نسبی، توانمندی‌ها و محدودیت‌های منطقه‌ای ضروری به نظر می‌رسد.

هزارجریبی و صفری شالی (۱۳۹۰) به بررسی رفاه اجتماعی و عوامل مؤثر بر آن در شهر تهران پرداخته‌اند و نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ۴۰ درصد از میزان احساس برخورداری از رفاه اجتماعی تابع متغیرهایی مانند اعتماد به کارایی مسئولان، پایگاه‌های اقتصادی و اجتماعی افراد، احساس عدالت اجتماعی، احساس بیگانگی اجتماعی و تقدیرگرایی است.

مولایی (۱۳۸۶) به مقایسه درجه توسعه‌یافتگی بخش خدمات و رفاه اجتماعی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۸۳ با استفاده از روش تحلیل عاملی و تاکسونومی عددی پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که سطح توسعه خدمات و رفاه اجتماعی در استان‌های کشور طی سال‌های موردمطالعه افزایش‌یافته اما توزیع آن نامتوازن‌تر شده است. ازاین‌رو، باید برای برخورداری از رشد و توسعه متوازن به دنبال گسترش عادلانه خدمات و رفاه اجتماعی بود که منجر به کاهش فقر و افزایش رفاه در اقصی نقاط کشور می‌شود.

با توجه به مطالعات ذکرشده، در ایران مطالعه‌ای در مورد همگرایی رفاه اجتماعی برای سنجش توسعه مناطق ایران انجام‌نشده و روش غیرخطی استار جزء اخلال فضایی[5] نیز در ایران مورداستفاده قرار نگرفته است؛ بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، در این مقاله به بررسی همگرایی رفاه اجتماعی مناطق ایران با استفاده از روش استار جزء اخلال فضایی پرداخته‌شده است.

روش پژوهش

بر اساس مطالعات پد و همکاران (۲۰۰۸) و پد و همکاران (۲۰۰۹)، مدل غیرخطی استار جزء اخلال فضایی یکی از

[1] Reis
[2]. Schmitt&Starke
[3] Wodon & Yitzhaki
[4] Noorbakhsh
[5] The Spatial Error STAR Nonlinear Model

روش‌های اقتصادسنجی غیرخطی فضایی است که برای اصلاح فرآیندهای فضایی می‌تواند مورداستفاده قرار بگیرد که چارچوبی برای استنباط آماری در رابطه با نوسانات پارامترهای فضایی و بررسی درون‌زایی انتقال ملایم بین رژیم ها را فراهم می‌سازد.

مدل‌های غیرخطی استار جزء اخلال فضایی از دو جزء تشکیل‌شده‌اند:

۱- بخش غیرخطی: این بخش در چارچوب مدل‌های استار بیان‌شده‌اند. مدل‌های استار یکی از مدل‌های غیرخطی می‌باشند که در آن پارامترهای اتورگرسیو به‌آرامی تغییر می کنند و حالت عمومی مدل آن‌ها به‌صورت زیر است[۱]:

$$Y = X\alpha + X\delta \circ G(s,\gamma,c) + \varepsilon \qquad (۱)$$

y بردار $N \times 1$ از متغیرهای وابسته و X ماتریس $N \quad K$ از متغیرهای توضیحی است. تابع G، تابع انتقال پیوسته است که بین صفر و یک است. این مدل حالات حدی و انتهایی تابع G و همچنین، وضعیت‌های پیوسته بین مقادیر انتهایی را می‌تواند توضیح دهد. s متغیر انتقال است که می‌توان از متغیرهای توضیحی در دوره جاری یا متغیرهای توضیحی وقفه‌دار، متغیر وابسته وقفه‌دار و یا روند به‌عنوان متغیر انتقال استفاده نمود که با توجه به اهداف تحقیق می‌تواند متفاوت باشد. پارامتر شیب است که نشان‌دهنده سرعت انتقال تابع می‌باشد. c پارامتر مکانی تابع انتقال است که نشان‌دهنده نقطه انتقال و یا تغییر رژیم در مدل می‌باشد. بردار 1 N از جملات اخلال که دارای توزیع مستقل و یکنواخت با میانگین صفر و واریانس ثابت است.

۱- بخش فضایی که خود شامل دو جزء متغیر فضایی در متغیر انتقال و جزء اخلال فضایی است.

در تبیین بخش فضایی مدل، اولین قدم ایجاد ماتریس همسایگی است. دو روش (نقشه مجاورت و فاصله جغرافیایی) برای ساخت ماتریس همسایگی وجود دارد. در این مطالعه، از نقشه مجاورت برای تعیین همسایگی استفاده‌شده است. ازاین‌رو، عناصر روی قطر اصلی این ماتریس برابر صفر است و عناصر دیگر درصورتی‌که استان‌ها همجوار یکدیگر باشند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر به خود اختصاص داده‌اند.[۲] سپس ماتریس مجاورت باید استاندارد شود به‌گونه‌ای که مجموع سطرهای این ماتریس برابر با یک شود که ماتریس مرتبه اول استانداردشده نامیده می‌شود.

در این چارچوب و بر اساس مفاهیم بیان‌شده اگر از متغیر فضایی در تابع انتقال مدل استار استفاده شود، مدل استار فضایی به دست می‌آید که به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$y = X\alpha + X\delta \circ G(Wx,\gamma,c) + \varepsilon \qquad (۲)$$

در این مقاله از متغیر مستقل فضایی x (Wx) به‌عنوان متغیر انتقال استفاده نموده‌ایم. W ماتریس وزنی $N \times N$ است. Wx نیز بردار $N \times 1$ از مشاهدات است و از حاصل‌ضرب W و x به دست می‌آید و با استفاده از روش حداکثر راست نمایی[۳] تخمین زده می‌شود. در این مقاله، برای تسهیل در نشان دادن فرآیند غیرخطی مدل از تابع لجستیک برای تابع انتقال G به‌صورت زیر استفاده می‌نماییم:

$$G(Wx,\gamma,c) = [1 + \exp(-\gamma(Wx - c)]^{-1} \qquad (۳)$$

تابع انتقال G بر اساس ارزش متغیر انتقال Wx بین صفر و یک تغییر می‌نماید. برای مقادیر بزرگ پارامتر γ، تابع لجستیک زمانی که Wx از حد آستانه c بالاتر است به مقدار یک میل می‌نماید و زمانی که Wx از حد آستانه c پایین‌تر است به مقدار صفر میل می‌نماید.

- برای مطالعات بیشتر به مطالعه Trasvirta (1994) مراجعه شود.

[۲] - لازم به ذکر است که مجاورت مراتب بالاتر نیز مورد بررسی قرار گرفته و منظور از مجاورت مرتبه دوم همسایه همسایه‌های مناطق است. از اینرو، به علت عدم اثرگذاری، مجاورت‌های مراتبط بالا گزارش نشده است و در نهایت نتایج مجاورت مرتبه اول ذکر شده است.

[3] .Maximum Likelihood

همچنین، برای به دست آوردن مدل استار جزء اخلال فضایی ابتدا باید مدل جزء اخلال فضایی بیان شود که به‌صورت زیر حاصل می‌گردد:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (٤)$$
$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu$$

به‌طوری‌که خواهیم داشت:

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \rightarrow \varepsilon - \lambda W\varepsilon = \mu \quad (٥)$$
$$\rightarrow \varepsilon(1 - \lambda W) = \mu \rightarrow \varepsilon = (1 - \lambda W)^{-1}\mu$$

با جاگذاری (۵) در رابطه (٤) داریم:

$$Y = X\beta + (1 - \lambda W)^{-1}\mu \quad (٦)$$

بر اساس معادله (٦) می‌توان مدل استار جزء اخلال فضایی که با یک متغیر فضایی در تابع انتقال و جزء اخلال فضایی ترکیب می‌شود به‌صورت زیر استخراج کرد:

$$Y = X\beta + X\delta \circ G(s,\gamma,c) + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (٧)$$
$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu$$

که درنهایت به‌صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$Y = X\beta + X\delta \circ G(Wx,\gamma,c) + \quad (٨)$$
$$(1 - \lambda W)^{-1}\mu$$

μ دارای توزیع یکنواخت و مستقل است. λ پارامتر فضایی وابسته به جزء اخلال است. G تابع انتقال، s متغیر انتقال، γ پارامتر شیب، c پارامتر مکان است.

ازاین‌رو، در این مقاله نیز از آزمون استار جزء اخلال فضایی برای بررسی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های کشور ایران[1] طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ استفاده نموده‌ایم که بر اساس تئوری رشد نئوکلاسیکی، از مدل رشد غیرشرطی استفاده‌شده است. در ادامه، مدل نئوکلاسیکی غیرشرطی بعد از گرفتن لگاریتم به‌صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$\mathrm{Ln}\left(\frac{x^{T}}{x^{t_0}}\right) = [\alpha_{01} + \alpha_{11}\mathrm{Ln}(x^{t_0})] + (\beta_{02} + \beta_{12})] * G(W\mathrm{Ln}(x^{t_0}),\gamma,c) + (1 - \lambda W)^{-1}\mu \quad (٩)$$

x^{T} رفاه اجتماعی در سال ۱۳۹۲ است و x^{t_0} رفاه اجتماعی در زمان اولیه یعنی سال ۱۳۷۹ است و داده‌های مربوط مابین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ مورداستفاده قرار نگرفته است و داده‌های تابلویی به داده‌های مقطعی تبدیل‌شده است؛ بنابراین هرچند دوره زمانی موردمطالعه ۱۳۹۲-۱۳۷۹ است ولی به علت عدم استفاده از داده‌های مابین سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۹۲ بحث‌های مربوط به پانل متعارف صادق نیست و اطلاعات روند نیز قابل‌استفاده نبوده و از متغیرهای روند و مقادیر وقفه‌دار متغیرهای وابسته و وقفه‌دار نمی‌توان به‌عنوان متغیر انتقال استفاده نمود. در رابطه با عدم استفاده از متغیر وابسته به‌عنوان متغیرانتقال نیز می‌توان بین نمود که اطلاعات سطح متغیرها کامل‌تر از اطلاعات تغییرات است و در محاسبه تغییرات بعضی از اطلاعات حذف می‌گردد. برای این منظور، از متغیر مستقل که رفاه اجتماعی در زمان اولیه است برای متغیرانتقال استفاده‌شده است. لازم به ذکر است که داده‌های مذکور از گزارش‌های اقتصادی مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استخراج‌شده و رفاه اجتماعی بر اساس تابع رفاه سن محاسبه‌شده و داریم:

$$W(x) = GDP(1 - G) \quad (٩)$$

که GDP، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و G، ضریب جینی است. درواقع، رفاه اجتماعی از حاصل‌ضرب تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی در تفاضل یک منهای ضریب جینی به دست می‌آید. تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی استان‌ها نیز کل ارزش ریالی محصولات نهایی تولیدشده توسط واحدهای اقتصادی

[1]- جامعه آماری مورد نظر ۳۰ استان است. به علت کمبود آمار استان‌های البرز و تهران ادغام شده است و داده‌های مربوط به استان‌های خراسان شمالی، جنوبی و رضوی برای سال ۱۳۷۹ تفکیک و برآورد شده است.

مقیم استان در دوره زمانی معین (سالانه) است. ضریب جینی نیز یک واحد اندازه‌گیری پراکندگی آماری است که معمولاً برای سنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد یا ثروت در یک جامعه آماری استفاده می‌شود.

در رابطه با علت استفاده از مدل استار جزء اخلال فضایی می‌توان بیان کرد که عملکرد رفاه اجتماعی هر منطقه ممکن است تحت تأثیر عملکرد مناطق دیگر نیز قرار بگیرد؛ بنابراین، می‌بایست رفاه اجتماعی ازلحاظ بعد فضایی موردتوجه قرار گیرد. ازاین‌رو، اگرچه در دهه‌های اخیر، بررسی روش اقتصادسنجی فضایی در علوم شهری و منطقه‌ای که با اطلاعات و داده‌های مکانی سروکار دارد، رشد چشمگیری داشته است ولی بررسی رفتار غیرخطی متغیرهای اقتصادی در اقتصادسنجی فضایی موردتوجه کمتری قرارگرفته است.

تشخیص اینکه رفتار بسیاری از متغیرهای اقتصادی به‌صورت غیرخطی است چندان مشکل نیست، اما تعیین دقیق الگوی رفتار غیرخطی کار دشواری است. مسئله تشخیص الگوی غیرخطی ازآن‌جهت اهمیت دارد که اشتباهات ناشی از تصریح نادرست یک الگوی غیرخطی، بیش از اشتباه ناشی از خطی انگاشتن الگوی تغییرات متغیر است. بعلاوه یک مدل خطی را می‌توان همواره یک تقریب محلی[1] از یک فرآیند غیرخطی دانست (اندرس[2]، ۱۳۸٦، ص ٤٠٨)؛ بنابراین در این مقاله از روش غیرخطی استار جزء اخلال فضایی برای بررسی و ارزیابی همگرایی رفاه اجتماعی مناطق ایران استفاده‌شده است.

یافته‌های پژوهش

نتایج تخمین همگرایی رفاه اجتماعی استان‌ها به‌عنوان یکی از معیارهای توسعه منطقه‌ای با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی غیرخطی فضایی در جدول (۱) بیان‌شده است:

جدول ۱- مدل رشد رفاه اجتماعی

عرض از مبدأ و شیب	استار جزء اخلال فضایی
عرض از مبدأ رژیم ۱	۱/۸۸۳** (۳/۵۲۹)
رفاه اجتماعی رژیم ۱	-۰/۲۹۲۸* (-۲/۳۴۵)
عرض از مبدأ رژیم ۲	-۰/۵۵۸۶ (-۰/۴۱۴)
رفاه اجتماعی رژیم ۲	۰/۱۶۶۸ (۰/۵۶۴)
پارامتر شیب γ	۶/۶۶۲ (۰/۰۰۳)
پارامتر مکان C	۴/۵۹۲*** (۵۶/۶۸۰)
پارامتر AR ( )	-۰/۳۶۶۹ (-۱/۲۱۱۵)
نرخ همگرایی (٪)	۲/۶۶۴۹

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t است.

*معنی‌داری در سطح ۱ درصد **معنی‌داری در سطح ۵ درصد ***معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

بر اساس جدول (۱) می‌توان نتیجه گرفت که در روش استار جزء اخلال فضایی دو نوع رژیم قابل‌تفکیک است. رژیم اول، شامل مناطقی است که در آن رشد رفاه اجتماعی هر منطقه صرفاً به متغیر رفاه خود آن منطقه بستگی دارد و نمی‌تواند رشد رفاه اجتماعی سایر مناطق را تحت تأثیر قرار داده و یا از آن‌ها تأثیر بپذیرد، یعنی اثرات سرریز همسایگی در بین مناطق این استان وجود ندارد و نمی‌توان انتظار داشت که با افزایش رفاه در هر یک از مناطق، همسایه‌های آن‌ها از آثار سرریز رفاه منطقه موردنظر بهره‌مند شوند. ولی رژیم دوم، شامل مناطقی است که در آن رشد رفاه اجتماعی هر منطقه صرفاً به متغیر رفاه خود آن بستگی ندارد و متأثر از متغیر رفاه اجتماعی و سایر عوامل مؤثر بر رفاه در مناطق دیگر نیز است. درواقع مناطق بر یکدیگر اثرگذار هستند و اثرات

[1] .Local
[2] .Anders

سرریز همسایگی در این مناطق وجود دارد؛ که معنی‌داری پارامتر مکان (٤/٥٩٢) نیز نشان‌دهنده وجود رابطه غیرخطی در مدل همگرایی رشد رفاه اجتماعی استان‌ها است.[۱]

در این راستا، تفکیک این دو رژیم با استفاده از حد آستانه (٤/٥٩٢) صورت می‌پذیرد، ازاین‌رو در دوره زمانی موردمطالعه، رژیم ۱ شامل مناطقی است که در آن‌ها مقدار متغیرانتقال از حد آستانه عبور نمی‌کند. این گروه شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، کردستان، کرمانشاه، ایلام، لرستان، همدان، مازندران، مرکزی، قزوین، سیستان و بلوچستان، هرمزگان، کهکیلویه و بویراحمد، کرمان، یزد، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، گیلان، تهران، گلستان، خراسان شمالی، سمنان و زنجان هستند. برای این مناطق ضریب رابطه خطی (۰/۲۹۲۸-) لحاظ می‌گردد که ازنظر آماری منفی و معنی‌دار بوده و درنتیجه رفاه اجتماعی استان‌های گروه ۱ می‌توانند به سمت یکدیگر همگرا شوند، یعنی استان‌های موجود در این گروه که دارای رفاه اجتماعی کمتری هستند طی زمان رشد بیشتر و بالعکس استان‌هایی که رفاه اجتماعی بالاتری دارند طی زمان رشد پایین‌تری خواهند داشت تا همگرایی ایجاد شود. سرعت همگرایی نیز برابر با ۲/٦٦٤٩ درصد[۲] است. این ضریب بیانگر آن است که به‌طور متوسط هر منطقه با نرخ ۲/٦٦ درصد در مسیر رشد متوازن[۳] خود به سمت حالت پایدار[٤] حرکت می‌کند.

نکته مهم این است که رشد رفاه اکثر مناطق این گروه به یکدیگر نزدیک و به‌طور متوسط برابر با ۰/٦۰۰٤ است و در حالت کلی، اکثر استان‌های این گروه که دارای رفاه پایین‌تری هستند دارای رشد بیشتری طی زمان می‌باشند و بالعکس، بنابراین استان‌های این گروه همگرا هستند؛ بنابراین سیاست‌های توسعه متوازن در این استان‌ها هرچند نیازمند اقدامات اساسی هستند ولی مناسب بوده است.

رژیم ۲ نیز شامل مناطقی است که در آن‌ها مقدار متغیرانتقال از حد آستانه عبور می‌کند. با توجه به مقدار حد آستانه (٤/٥٩٢) و مقدار متغیرانتقال برای استان‌های قم (٤/٧٤۰۱)، اصفهان (٤/٥٩۲۱)، خوزستان (٤/٦٧۲٦)، چهارمحال و بختیاری (٥/۱۱۸۲)، فارس (٤/٨٤۱٤) و بوشهر (٥/۲۳۰۳)، این گروه از استان‌ها از رژیم ۲ تبعیت نموده و ضریب رابطه غیرخطی (۰/۱۲٦۰-)[٥] برای آن‌ها لحاظ می‌گردد که ازنظر آماری منفی بوده ولی معنی‌دار نیست، یعنی رفاه اجتماعی استان‌های گروه ۲ نمی‌توانند به سمت یکدیگر همگرا شوند.[٦] بنابراین اگرچه در بین استان‌های این گروه اثرات سرریز همسایگی مشاهده‌شده است ولی همگرایی در بین این استان‌ها وجود ندارد. احتمالاً، مهم‌ترین عاملی که باعث شده است اثرات سرریز بین این استان‌ها دیده شود به علت وجود استان‌های نفت‌خیز مانند استان خوزستان و بوشهر است که درآمدهای نفتی این مناطق اولا باعث شده است که تولید ناخالص داخلی و درنهایت رفاه اجتماعی این مناطق نسبت به سایر مناطق بیشتر شود و درنتیجه باعث رشد بیشتر این استان‌ها نسبت به سایر استان‌های این گروه و درنتیجه تشدید دوگانگی و تفاوت‌های توسعه اقتصادی و شکاف رفاه مناطق این گروه و عدم همگرایی شده است و این مسئله نشان می‌دهد که اگر رشد رفاه اکثر مناطق به یکدیگر نزدیک‌تر باشد، احتمال وجود همگرایی بیشتر خواهد بود و بالعکس. ثانیاً احتمالاً سایر

---

[۱]- برای توضیحات بیشتر به مطالعه پد و همکاران (۲۰۰۸) مراجعه شود.

[۲]- برای مطالعه بیشتر در مورد محاسبه سرعت همگرایی به مقالات پد و همکاران سال (۲۰۰۹) مراجعه شود.

[3]. Balanced Growth Path

[4].Steady State

[٥] -این مقدار برابرمجموع ضرایب رژیم اول و دوم است. برای مطالعه بیشتر به مقالات مربوط به مدل‌های غیرخطی مثل ترازویرتا (۱۹۹۴) و ... مراجعه شود.

[٦] -همچنین علت تفاوت موجود در رشد رفاه در مناطق مختلف در محدوده بحث این مطالعه نیست و نیاز به مطالعات جامع تری در مورد این مسأله است.

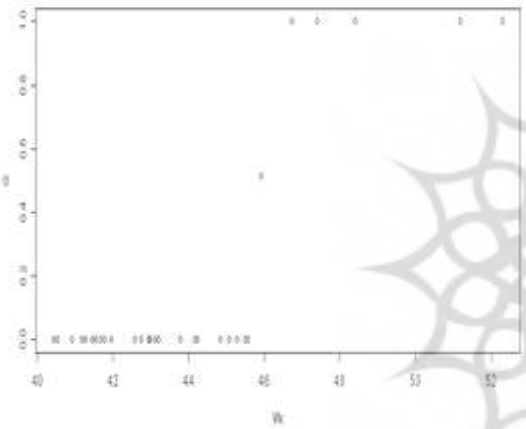
مناطق هم‌جوار این استان توانسته‌اند از منافع حاصل از درآمدهای نفتی بهره ببرند و درنتیجه اثرات سرریز بین این استان‌ها و استان‌های مجاور مشاهده‌شده است.

در رابطه با این مسئله که چرا استان کهکیلویه و بویراحمد اگرچه ازلحاظ جغرافیایی مابین استان‌های گروه ۲ قرار دارد و دارای معادن اندک نفت نیز می‌باشد ولی جزء استان‌های گروه اول قرارگرفته است می‌توان بیان کرد با توجه به اینکه این استان ازلحاظ اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی دارای بافت سنتی و زیست‌محیطی مجزایی است و معادن و نفت استخراج‌شده نیز به‌صورت خام فقط بهره‌برداری شده و به سایر مناطق منتقل می‌شود، بنابراین احتمالاً برای افزایش رفاه این منطقه مؤثر نبوده و اثرات سرریز نیز در این منطقه مشاهده نشده است.

در حالت کلی عدم همگرایی بین استان‌های گروه ۲، وجود تفاوت میان استان‌های کشور ازلحاظ توسعه اقتصادی را نشان می‌دهد و ازجمله اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان بردن دوگانگی بین استان‌ها و توسعه متوازن این مناطق است. لازمه دستیابی به این هدف، بالاتر بودن سرعت رشد در مناطق فقیر و توسعه‌نیافته نسبت به مناطق ثروتمند و توسعه‌یافته است که به‌عنوان فرضیه همگرایی در مدل‌های رشد مطرح‌شده است.

لازم به ذکر است منظور از همگرایی رفاه اجتماعی این است که طی زمان رفاه اجتماعی استان‌ها به یکدیگر نزدیک‌تر شود؛ بنابراین با توجه به اینکه همگرایی رفاه اجتماعی می‌تواند به‌عنوان معیاری برای عملکرد صحیح سیاست‌گذاران در نظر گرفته شود، به‌طوری‌که اگر همگرایی بین رفاه اجتماعی مناطق وجود داشته باشد، یعنی سیاست‌های اتخاذشده در جهت از بین بردن شکاف و ایجاد توازن منطقه‌ای است، ازاین‌رو عدم همگرایی بین برخی از استان‌ها نشان‌دهنده عدم توازن و سیاست‌های نامناسب منطقه‌ای در ایجاد رفاه عمومی است. درواقع توازن منطقه‌ای زمانی ایجاد می‌شود که همگرایی در هر دو رژیم ایجاد شود و گرنه همگرایی در یک رژیم هرچند نشان‌دهنده اعمال سیاست‌های مناسب در آن استان‌ها است ولی نمی‌تواند بیانگر توازن منطقه‌ای بین تمام استان‌ها باشد.

همچنین در مدل تخمینی، پارامتر γ نشان‌دهنده شدت و سرعت انتقال بین دو رژیم است که با توجه به مقدار سرعت انتقال برآورد شده (برابر با ٦/٦٦٢)، می‌توان استدلال کرد که تغییر رژیم در تحقیق حاضر ملایم است که ازنظر آماری تأیید نشده است که این مهم با استفاده از نمودار (۱) کاملاً مشخص است.



نمودار ۱- منحنی تابع انتقال در برابر متغیر انتقال

نتیجه‌گیری

این مقاله به بررسی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران به‌عنوان یکی از معیارهای توسعه منطقه‌ای با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی غیرخطی جزء اخلال فضایی طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۲ با استفاده از نرم‌افزار R پرداخته است. نتایج مدل حاکی از آن است که همگرایی بین مناطقی که از رژیم ۱ تبعیت می‌کنند، وجود دارد. ولی همگرایی در بین گروه مناطقی که از رژیم ۲ تبعیت می‌کنند، وجود ندارد و درنتیجه برنامه‌های منطقه‌ای سیاست‌گذاران هرچند برای استان‌های رژیم ۱ تا حدودی مناسب است ولی در حالت کلی‌تر، برای ایجاد توازن منطقه‌ای مناسب نبوده و نیازمند تغییرات

است؛ بنابراین، اگر هدف سیاست‌گذاران همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های کشور برای ایجاد توسعه و توازن منطقه‌ای باشد، توصیه‌های سیاستی تحقیق حاضر این است که:

- برای ایجاد توازن منطقه‌ای در مناطقی که از رژیم ۱ تبعیت می‌کنند، باید در مرحله اول اولویت‌های رفاهی مثل مسکن، بهداشت و ... شناسایی‌شده و در مرحله دوم مناطقی که از امکانات رفاهی برخوردار نمی‌باشند در اولویت قرار بگیرند.

- برای ایجاد توازن منطقه‌ای در مناطقی که از رژیم ۲ تبعیت می‌کنند، در مرحله اول باید اولویت‌های سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های مادر هر منطقه ارزیابی‌شده و در مرحله دوم کانال‌های ارتباطی کارآ بین مناطق شناسایی و تقویت گردد تا اقتصاد ایران از وابستگی به درآمدهای نفتی نجات‌یافته و باعث همسو شدن رفاه مناطق به یکدیگر شود.

- در حالت کلی در سیاست‌گذاری رفاه عمومی برای توازن منطقه‌ای، برای مکمل بودن استان‌ها بهتر است یک نوع تقسیم‌کار ملی صورت پذیرد. همچنین، کانال‌های ارتباطی بین استان‌ها شناسایی شود و زنجیره تأمین تولید بخش‌های مختلف توسط استان‌های کشور تکمیل شود. در این صورت از یک سوء اثرات سرریز بین استان‌های مختلف در گروه ۲ می‌تواند به‌صورت کارا و اثربخش عمل کرده و همگرایی بین استان‌ها را فراهم نماید. از سوی دیگر، استان‌های گروه ۱ نیز می‌توانند با استفاده از اثرات سرریز همسایگی، روند همگرایی را تسریع نمایند و درنهایت می‌تواند زمینه را برای همگرایی بین استان‌های دو گروه در سطح کلان ایجاد نماید.

منابع

اندرس، والتر (۱۳۸۶). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*، جلد دوم، چاپ سوم، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، تهران.

ربانی، رسول؛ کلانتری، صمد؛ قاسمی، وحید؛ عریضی، فروغ‌السادات و اسماعیلی، رضا (۱۳۸۷). بررسی رابطه رفاه اجتماعی با سرمایه اجتماعی در فرآیند توسعه (مطالعه موردی: شهرستان‌های استان اصفهان)، *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان (علوم انسانی)*، ۲۹(۱)، ۲۳-۴۶.

رحمانی، تیمور و حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۵، ۱۹-۱.

زالی، نادر و احمدی، حسن (۱۳۹۳). سازماندهی فضایی استان آذربایجان‌شرقی با رویکرد برنامه‌ریزی منطقه‌ای در افق چشم‌انداز، *فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۵(۱۴)، ۷۴-۵۹.

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ یغفوری، حسین و درویشی، باقر (۱۳۹۴). بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران مطالعه مقایسه‌ای رفاه مبتنی بر دیدگاه هاروی و اسمیت. *فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۵(۱۷)، ۳۰-۱۵.

فیتزپتریک، تونی (۱۳۸۱). *نظریه‌های رفاه*، ترجمه هرمز همایون‌پور. تهران: مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی و گام نو.

کابلی زاده، احمد (۱۳۸۴). *خصوصی سازی مردمی؛ کارایی همراه با عدالت*، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

کلانتری، خلیل (۱۳۸۰). *برنامه‌ریزی توسعه منطقه‌ای (تئوری‌ها و تکنیک‌ها)*، انتشارات خوشبین، تهران.

محمدزاده، پرویز؛ فلاحی، فیروز؛ اصغرپور، حسین و وفائی، الهام (۱۳۹۶). بررسی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران با استفاده از تکنیک غیرخطی استار فضایی، *مجله نظریه‌های کاربری اقتصاد*، ۴(۲)، ۱۰۲-۷۹.

مولایی، محمد (۱۳۸۶). مقایسه درجه توسعه‌یافتگی بخش خدمات و رفاه اجتماعی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۸۳، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، ۶(۲۴)، ۲۵۸-۲۴۱.

هزار جریبی، جعفر و صفری‌شالی، رضا (۱۳۹۰). رفاه اجتماعی و عوامل مؤثر بر آن: مطالعه موردی شهر تهران. *مجله پژوهش و برنامه‌ریزی شهری*، ۲(۵)، ۲۲-۱.

Gilberto, G. P., Benito, C. C., Abraham, J. A. & Miguel, D. R. (2015). Mathematical modeling of physical capital using the spatial Solow

conditional approach, *Journal of European Social Policy*, 21(2), 120-135.

Seyed Hossein Mohaqeqi, K., Rafiey, H., Sajjadi, H., Rahgozar, Ezatollah Abbasian M. & Sharifian Sani, M. (2015). Territorial analysis of social welfare in Iran, *Journal of International and Comparative Social Policy*, 31(3), 271-282.

Shankar, R. and Shah, A. (2003). Bridging the economic divide within countries: a scorecard on the performance of regional policies in reducing regional income disparities, *World Development*, 31(8), 1421-1441.

Steward, K. (2002). Measuring well-being and exclusion in Europe's regions, London - .Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics and Political Science.

Trasvirta, T. (1994). Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association.* 89, 208-218.

Tunali, C. and Yilanci, V. (2010). Are per capita incomes of MENA countries converging or diverging?, *Physica a: statistical mechanics and its application*, 389, 4855-4862.

Williamson, J. G. (1965). Regional inequality and the process of national development (A description of patterns). *Economic Development and Cultural Change*, 13(4), 1-84.

Wodon, Q. & Yitzhaki, S. (2005). Growth and convergence: a social welfare framework, *Review of Income and Wealth*, 51(3), 443-454.

model, Quantitative Finance - General Finance, arXiv:1504.04388v1 [q-fin.GN] 16 Apr 2015, 1-17.

Hewstone, B. & strobe, w. (2001). *Introduction to social Psychology*, Blackwell publishers, Third edition.

Kim, S. (2008). Spatial Inequality and Economic Development: Theories, facts, and policies, *Working Paper* (No.6), Commission on Growth and Development, Washington, DC. The International Bank for Reconstruction and Development.

Kutscherauer, Alois, et al (2010). Regional Disparities in Regional Development of the Czech, Republic. Ostrava: University OfOstrava.

Matsumoto, M. (2008). Redistribution and regional development under tax competition, *Journal of Urban Economics*, 64, 480-487.

Noorbakhsh, F. (2003). Human development and regional disparity in India, presented in the United Nations World Institute for Development Economics Research Conference on Inequality, Poverty and Human Well-being, Helsinki., Finland 30-31.

Pede, V. O., Florax, R. J.G.M. and Holt, M. T. (2009). A spatial econometric star model with an application to U.S. County Economic Growth, 1969˚2003, *Working Paper 09-03*, *Department of Agricultural Economics*, Purdue University.

Pede, V. O., Florax, R. J.G.M., Holt, M. T. (2008). Modeling non-linear spatial dynamics: a family of spatial star models and an application to U.S. economic growth, *Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL*, 27-29.

Pede, V. O., Florax R. J.G.M., Lambert, D. M. (2014). Spatial econometric star models: Lagrange multiplier tests, Monte Carlo simulations and an empirical application, *Regional Science and Urban Economics*, 49, 118-128.

Pfaffermayr, M. (2009). Conditional and - convergence in space: a maximum likelihood approach, *Regional Science and Urban Economics*, 39, 63˚7.

Purohit, B.C., 2008, Health and Human Development at Sub-state Level in India, the Journal of Socio-Economics, 37, 2248-2260.

Reis, E. (2014). Spatial income inequality in Brazil, 1872˚2000, *Economica*, 15, 119˚140.

Schmitt, C. & Starke, P. (2011). Explaining convergence of OECD welfare states: a