بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگراپی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سیرده‌های دیداری

دکتر تیمور رحمانی**

حسمت الله عسکری***

تاریخ دریافت: ۸/۲/۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۸/۲/۱۳۹۱

چکیده

فرایند همگراپی به‌عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد اقتصادی در سال‌های اخیر بررسی شده است. منظور از همگراپی این است که مناطق فقر دارای نرخ رشد بالاتری نسبت به مناطق نرودن بوده، بنابراین مناطق فقر دار از حیث وضعیت اقتصادی به مناطق نرودن بند نزدیک می‌شوند. در این تحقیق سعی شده است به‌دوم سوال اصلی زیر جواب داده شود: نخست این که آیا در بین استان‌های ایران روند همگراپی مشاهده می‌شود و سوال بعدی، آیا سیاست‌های دولت در تسریع همگراپی موقعیت بده‌اند یا خیر، با استفاده از روش‌ها و الگوهای متعارف اقتصادسنجی و با به‌کارگیری مدل‌های همگراپی پارو و سلالا-آی-مارتین(۱۹۹۱ و ۱۹۹۲) به سوال‌های مذکور پاسخ داده شده است.

JEL: R58, R58, R11, O20, O20

کلید واژه: رشد اقتصادی، همگراپی منطقه‌ای، سیاست‌های دولتی، سیرده‌های بانکی، سرعت همگراپی، همگراپی β و σ

این مقاله از طرح پژوهشی رشد اقتصادی راست‌جویی و همگراپی منطقه‌ای در ایران به شماره پرونده ۱۲۰۳۰/۲۰۱۲/۱۲۰۱ معاونت پژوهشی دانشگاه تهران استخراج شده است که در مورد تقدير است.

** عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
*** دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
1- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی فراگیر در یک کشور همواره یکی از اهداف مهم محاسبه می‌شود و دستیابی به این هدف مستلزم رشد و توسعه در تمام مناطق مرتبط با آن اقتصاد است. تحقیق این هدف زمانی امکان‌پذیر است که قدرت رقابت منطقه‌ای افزایش یافته و عملکرد اقتصادی آن بهبود یابد. بدیعی است که لازمه این امر شناخت وضع موجود، اعمال سیاست‌های مناسب و پالایش دقیق نتایج سیاست‌های مذکور است. به‌طور کلی تجربه اقتصاد منطقه‌ای در کشورهای مختلف می‌بیند آن است که برخی مناطق، در مقایسه با سایر مناطق یک کشور عملکرد بهتری داشته و در نتیجه از رشد اقتصادی سریع‌تری برخوردار بوده‌اند. بنابراین در صورتی که برنامه‌ریزی بتواند این گونه عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مناطق را شناسایی کند و متمایز میزان تأثیرگذاری هرکدام را در عملکرد اقتصاد منطقه‌ای تعیین و انتشار کنند، اطلاعات بسیار مفیدی برای برنامه‌ریزی فراهم خواهد شد.

نابرابری‌های منطقه‌ای همواره یکی از دغدغه‌های برنامه‌ریزی دولتی بوده است و برنامه‌ریزان درصد شناخت این نابرابری‌ها و ارائه سیاست‌های دریافت ویژه برای این بردند آن بوده‌اند. اگرچه کار در این زمینه منجر به توسعه روش‌ها و شناخت‌های مختلف ارزیابی نابرابری‌های منطقه‌ای شده است، از جمله این امر روش‌ها بررسی همگرایی نوع سیگما (σ) و همگرایی نوع (β) است.

منظور از همگرایی σ این است که نابرابری در بین مناطق در طی زمان در حال کاهش است و منظور از وابستگی β این است که نابرابری در بین مناطق در طی زمان افزایش ییده می‌کند. فرضیه همگرایی σ ادعایی که که برای در بهتری و سطح سرعت در آمادگی بدون توجه به وضعیت غیرقابل اقتصاد قابل دستیابی است. این فرضیه از مدل‌های رشد نوکلاسیکی نتیجه شده است و

1- σ-Convergence. 
2- β-Convergence. 
3- Divergence.
بنابراین دارای پیش‌توانه مبنا به شبیه‌سازی ممکن است. دربخی از زمینه‌های سیاست‌های اقتصادی ممکن است، بسته به اینکه پارامترهای ممکن است، نرخ رشد جمعیت، نرخ استهلاک، نرخ رشد تکنولوژی، نرخ پس اندوز و سایر پارامترهای ممکن است، مشابه با مشابه دو نوع از همگرایی شرطی و یا نرخ مترح است. در همگرایی عوللیتو اپلیکیشن با مطلق تمام مناطق مختلف به ترکیب از تعادل بین تولید سرآمد همگرا می‌شود، اما در همگرایی شرطی هر منطقه به سطح تعادلی بین آبیات خود همگرا می‌شود.

در ضمن در این مقاله هدف بررسی اثر سیاست‌های دولت بر روند همگرایی منطقه‌ای در قابل مدل‌های رشد است و نه برسی و تبیین کامل نابرابری و شکاف‌های منطقه‌ای.

۲- موروری بر ادبيات همگرایی و نقش سیاست‌های دولت بر اساس

مدل‌های رشد

مدل‌های رشد بر حسب این که عوامل تغییر کند باشد بلندمدت را درون‌زایی گیرند یا برودیزای به دو دسته مدل‌های رشد درون‌زای و بروز‌زای تقسیم می‌شوند. در مدل‌های مختلف معادلات مربوط به همگرایی استخراج شده‌اند. ما در اینجا تناها به مدل سولو و سوان و بررسی همگرایی در آن اشاره می‌کنیم.

تابع تولید با دو عامل نیروی کار و سرمایه در نظر گرفته می‌شود:

\[ Y = F(K,L) = K + L \]  (1)

\[ Y_1 = \bar{Y} = \bar{F}(K_1,L_1,t) \]

\[ \text{میزان محصول تولید مشترک در زمان } t \]

هکیان طرف تولید به زمان یک معکوف اثر نمایش فناوری است بستگی دارد. معادله ابتدای سرمایه‌نیز به‌صورت زیر آورده شده است:

\[ DK = \bar{K} - \delta K \]  (2)

که \( \bar{K} \) سرمایه‌گذاری و \( \delta \) نرخ استهلاک است. با فرض اشتغال کامل و برای پس اندوز کل انداز کل با سرمایه‌گذاری کل \( S = I \) و تناسبی بودن تابع پس انداز از اینکه کل

داریم:

\[ DK = \bar{K} - \delta K \]
به فرض نرخ ثابت رشد نیروی کار $n$ و توی ات روابط بر حسب معادله

$$k = \frac{K}{L}$$

اثبات سرمایه به دست می‌آید:

$$Dk' = s.f(k) - (n + \delta)k$$

که در آن $k$ سرماه سرانه و $f(k)$ تولید سرماه است. مثال‌های فضای را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

نمودار 1

$s.f(k)$ منحنی پس از اندام سرماه و $(n + \delta)k$ را ثابت نه می‌دارد. فاصله عمودی بین $s.f(k)$ و $f(k)$ مشخص سرماه را نشان می‌دهد. تغییرات در سرماه سرماه برای فاصله عمودی بین $(n + \delta)k$ و $s.f(k)$ است. همان‌گونه که نمودار قازی نشان می‌دهد هرچه فاصله سرمایه سرماه افزاین از سرمایه سرماه در شرایط تعادلی بیشتر باشد نرخ رشد بیشتر خواهد بود. این

$\delta > 0$
مساله به نظر وجود بی‌ثباتی‌های توزیع در مدل سولو و سوآن برای مدار گردیده و باعث همگرایی می‌شود. تغییر آن سطح از سرمایه و درآمد سرانه است که به ارزای آن برآوری زیر اتفاق افتاد:

\[ s_f (k^*) = (n + \delta)k^* \]  

در نمودار فوق سطح \( k^*, y^* \) همان نقطه تعادلی را نشان می‌دهد که رشد سرمایه سرانه صفر است. \( D_k = 0 \) همین طور در این نقطه رشد رشد سرانه و مصرف سرانه صفر است. در این مدل براساس معادله شماره (5) نمودار فوق تغییر در رشد سرانه و تغییر در تابع تولید محیطی فوق را منتقل ساخته و تنها برای مدت کوتاهی نرخ رشد تولید سرانه را مثبت می‌سازد و در بلندمدت نرخ رشد صفر بوده وی سطح تعادلی بلندمدت تغییر می‌گردد. تغییر در نرخ‌های رشد جمعیت و نرخ استهلاک رشد بلندمدت را تغییر می‌دهد.

اما اگر سیاست‌های دولت بر رشد اقتصادی و از آنجا بی‌ثباتی‌ها تأثیر دارد یا

خیر؟ دولت بر اساس این مدل تنها می‌تواند بر رشد سیاستی اثر گذاشته و تنها در کوتاه مدت بی‌ثباتی‌ها رشد گزارش می‌کند و در بلندمدت تنفس‌وراند بر رشد اثر گذار بوده ولی در بلندمدت تنفس‌وراند بر رشد اثر گذار بوده ولی در بلندمدت تنفس‌وراند بر رشد اثر گذاشت که خارج از سیستم تعبیه می‌شود. برای این که نیاز دولت در رشد بلندمدت نشان داده شود احتیاج به تفسیر مدل‌های رشد درونی با لحاظ دولتی که

برداختن به آنها از موضوع این مقاله خارج است.

پرای نشان دادن مفهوم همگرایی کافی است که رابطه معکوس بین رشد سرمایه سرانه و برآمد سرمایه با موقعیت آغاخانی نشان داده شود. با فرض \( \frac{D_k}{k} = \gamma_k \) و مشتق گیری از معادله شماره (2) نیستی به سرمایه سرانه داریم:

\[ \frac{\partial \gamma_k}{\partial k} = \frac{s [f ' (k) - f (k) / k]}{k} < 0 \]  

معادله فوق نشان می‌دهد که رابطه بین رشد و سطح سرمایه سرانه منفی است و سطح بالاتر سرمایه سرانه نرخ رشد یا پایین‌تر را دارد. این مساله فرضیه
همگراپی را نیز به‌طور ضمینی نشان می‌دهد.

تا اینجا فرض بر این بود که پارامترهای اقتصادی نسبت به همین اقتصادی به یک سطح تعادلی نزدیک می‌شوند، اما در صورتی که پارامترهای اقتصادی متفاوت باشند ممکن است این فرضیه نقض شود و در نتیجه باید در مدل، متفاوت‌های منطقه‌ای نیز نمادشوند. در این شرایط با نوع دیگری از همگراپی به نام همگراپی شرطی مواجه هستیم. در نتیجه این کار رابطه دیگری از همگراپی‌های موجود وجود خواهد داشت و هر اقتصاد به تعادل با ثبات خود همگرا می‌شود. از اینجا که سیاست‌های منطقه‌ای دوبلت در مناطق مختلف متفاوت هستند پس بررسی نش سیاست‌های دوبلت در قابلیت همگراپی شرطی ممکن خواهد شد.

مفهوم همگراپی شرطی را با یک روش به فرمول اصلی معادله نوکلاسیک (γ_k)

س.در (k*) = (n + δ)k* و s = k* (n + δ)

γ_k = (n + δ) [k / k*] (f(k*) / f(k)) - 1

معادله (8) که رابطه بین روشن ساخته (γ_k) مساوی تبیین کند. همگراپی شرطی باشد ویژه که یکted نرخ رشد (γ_k) مسایل صرف خواهد بود. همینطور برای این معادله اقتصادی با سرماهای سرخپلاکی بالاتر، رشد بالاتری خواهد داشت. در نتیجه این معادله نشان می‌دهد که رابطه بین نرخ رشد سرخپلاکی سرخپلاکی (γ_k) و وضعیت افزایش (0) بعد از ثابت گرفتن سایر متغیرهای تعیینی کند. این سطح k* برای لحاظ متفاوت‌ها در موقعیت‌های اقتصادی مختلف، رابطه مکنوس خواهد بود و این جیز مفهوم همگراپی شرطی نیست.

1- Ceteris Paribus.
برای نشان دادن سرعت همگرایی معادله‌ای انتاژ سرماهی را به صورت یک بسط تابعی در آورده و یا یکسری عملیات جبری معادله زیر را خواهیم داشت:
\[ k(t) = k^* + e^{\beta t} [k(0) - k^*] \] \[ \beta = n + \delta - \frac{(n + \delta) f(k^*)}{f(k^*)} \]
که \( \alpha_k(k^*) \) همان سهم سرماهی از تولید و سرعت همگرایی \( \beta \)
است.
بنابراین \( k \) در سرعت \( \beta = 1 - \frac{\alpha_k(k^*)}{n + \delta} \) به ارزش خود در مسیر رشد متوازن \( k^* \) همگرا می‌شود. همین طور این رابطه در مورد درآمده سرانه نیز صادق است.
\[ y(t) = y^* + e^{-\beta t} [y(0) - y^*] \]
آنچه گفتیم شد باید حقایقی در سال‌های مختلف بهینه‌ای بود که رشد فنی و تنش‌های فنی وجود نداشته باشد. اگر در مدل رشد سهولت، سواد ریخت به‌بینه‌ای \( \delta \) فنی برون‌زا در هر فنی یک گروم به دست آمد، \( \delta \) دریافت از به‌بینه‌ای و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد برون‌زای \( \delta \) رشد خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرماهی با نرخ رشد بрон
دوره مورد بررسی 2000-2001 و تعداد استان‌ها 30 مورد بوده است. برای بررسی اثر برنامه‌های متغیر متغیر محاسبه می‌شوند و سیستم معادلات هم‌زمان استفاده شده است. متقابلی سیاست‌های مشترک شامل بیمه اشتغال که انتظار می‌رفت به دلیل عدم تشویق مهاجرت نقص منفی در همگراپی باشد، به برداشت‌های برنامه‌ریزی که به انتظار می‌رود اثر مثبت داشته باشد بودند. برای توضیح تفاوت‌های منطقه‌ای متقابلی تجزیه خاص که هر منطقه در سیستم وارد شده است. نتایج این که اولاً همگراپی در بین استان‌ها وجود داشته است و دوم، برداشت‌های دولت بیمه اشتغال تأثیر منفی و معنی‌داری داشته‌اند. سوم، برداشت‌های برنامه‌ریزی در راستای تسهیل همگراپی عمل کرده‌اند. ضریب متغیر مهاجرت نقص منفی و معنی‌داری داده است.

فريدريك برگستروم در سال 1998 کاری را تحت عنوان بررسی تأثیر سیاست منطقه‌ای دولت بر همگراپی درآمد سرای واقعی در بین مناطق مختلف سوند انجام داد. این کار برابر 24 منطقه در کشور سوئد برابر دوره 1945 تا 1970 و نیز 1990 تا 1990 صورت گرفت. مدلی که به منظور بررسی نقص سیاست‌های دولت استفاده شد به صورت زیر بوده است:

\[
\frac{1}{20} \log \left( \frac{INC_{70i}}{INC_{45i}} \right) = a - \left( \frac{1 - e^{-\beta_{20}}}{20} \right) * \log(INC_{45i}) + \delta_1 \ast AGR_{70i} \\
+ \delta_2 \ast IND_{70i} + \delta_3 \ast Migr_{70-90i} \\
+ \delta_4 \ast GVEXP_{85i} + \delta_5 \ast Support_i + u_i
\]  

(11)

که 
-INC_{70i} درآمد واقعی سرای منطقه i
-INC_{45i} درآمد نسبی INC_{70i}
-AGR_{70i} سرعه تغییرات همواره منطقه i
-IND_{70i} سهم مشاهده‌ای در بخش کشاورزی هر منطقه
- Migr_{70-90i} سهم مشاهده در بخش صنعت هر
متوسط نرخ مهاجرت خالص سالانه به درون هر منطقه طی دوره Migr منطقه و مورد بررسی است. متغیرهای اثرات شوک در IND و AGR کوتاهترین بر رشد به مدل وارد شده‌اند. ابتدا مدل نخست با بدون متغیرهای سیاست منطقه‌ای برای دوره ۱۹۴۵–۱۹۷۰ با روابط قوی‌تراند. از آنجا که تقریباً هیچ سیاست منطقه‌ای تا این زمان صورت نگرفته بود و بعد از سال ۱۹۷۰ سیاست‌های منطقه‌ای عملیاتی که بعضی مناطق هدف را متأثر ساختند، در نتیجه برای بررسی نقش سیاست‌های دولت عادلانه دوم با لحاظ دو متغیر بازدهی MISP و Support و GV EXP چشم‌پیله‌ها و وامی اعطایی به مناطق طی دوره ۱۹۹۰–۱۹۹۵ است که براساس قیمت‌های ۱۹۹۴ تبدیل شده‌اند. همین طور یپ‌و SUR مالی ۱۹۸۵ در هر منطقه است. در مدل فوق به‌صورت غیرخطی با روش برآورد شده‌اند. نتیجه این که اول‌اکثر طول و دوره همگراپی و جود داشته است. در شانس سرعت همگراپی مطلق برای دوره ۴۰–۶۰ حدود ۳۰/۳ و سرعت همگراپی ۴۰% طی این دوره ۱۹۹۳ به این است. در دوره ۶۰–۹۰ سرعت همگراپی (بدون متغیرهای سیاستی) به ۷۵/۵ و سرعت همگراپی مطلق به ۳۰/۳ افزایش یافته. در همین دوره سرعت همگراپی شرطی با لحاظ متغیرهای سیاستی به رقم ۱/۵ کاهش یافته. بنابراین طی ۱۹۹۰–۱۹۹۵ تا همگراپی در میان منطقه ۳۲/۵% سقوط افتاده است. نتیجه مهم دیگر این که بر خلاف انتظار مناطق حمايت شده (هدف) رشد سریعتر از بقیه مناطق بعد از معرفی سیاست‌های منطقه‌ای در سال ۱۹۹۰ نداشته‌اند. دیگر که مخرج دولتی که مهم عمده‌ای از سیاست منطقه‌ای را تشکیل می‌داده، نرخ‌های رشد منطقه‌ای را مادرانت نشان دهنده است (ضرب به معنی بوده است). مهم طور بررسی همگراپی نوع سیگما با استفاده از شاخه اختراف استاندارد لگاریتم در امتداد سرعت واقعی نشان از کاهش پراکنش در طی سال‌های ۴۵ تا ۹۰ دارد به طوریکه از ۱۸/۰ در سال ۴۵ به ۱/۰۵ در سال ۱۹۹۰ رسیده است. بنابراین همگراپی نوع سیگما نیز طی دوره مورد بررسی وجود دارد.
از دیگر مطالعات انجام شده در این زمینه مطالعه کارمن و گویسان برای
بررسی نقش سیاست‌های اتحادیه اروپا در همگرایی و رشد منطقه‌ای بوده است.
این مطالعه تاکید بیشتری بر نقش دولت از طریق فعلیت‌های تحقیق و
توسعه (R & D) سیاست صنعتی، و تحقیقات و کیفیت نیروی کار داشته است.
ابتدا به تحلیل و توضیح فعلیت‌های تحقیق و توسهه هم در بخش‌های اجرایی و
هم در رشته‌های علمی متافوت می‌پردازد. در بخش چهارم این تحقیق که بخش
اساسی تحقیق به شمار می‌رود به یک روش برخی مدل‌های اقتصادسنجی برای
بررسی روابط بین تولید ناخالص خاصیت و مکانی (R & D) تفاوت در اجرایی
تفکیک بخش‌های اجرایی و رشته‌های علمی برداشتی است. مکانی (R & D)
صرف شده در بخش علمی را به دو زیر بخش تحقیقات عالی و تحقیقات
مقدماتی تقسیم می‌کند از آنجا تحقیقات عالی را به دو زیر بخش علوم انسانی
و اجتماعی (NSE) و علوم طبیعی و مهندسی (SSH) تفکیک می‌کند. دوره مورد
بررسی 1985–1995 بوده است. همینطور وابستگی موثر ویژه در برابر نواحی
مرکزی و نواحی حاشیه‌ای به منظور حاضر تفاوت‌های منطقه‌ای در مدل وارد
می‌کند. مدل با روش جداکلی مربوط معمولی OLS بردار شده است.
نتیجه اینگه ممکن است خصوصاً مکانی (R & D) در سال 1995 تأثیر
معنی‌داری بر رشد مناطق داشته‌اند که این نشان از اهمیت سیاست‌های ارتقای
تحقیق و توسهه به منظور کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای دارد. در تفکیک اثر
مکانی (R & D) تفاوت در اجرایی و توسهه بین بخش‌های مختلف بر رشد اقتصادی نتیجه این شد
تحقیقات عالی تأثیر بیشتری نسبت به (R & D) که بخش‌های
اجراای و شرکت‌های تجاری داشته‌اند. همینطور در تفکیک اثر مکانی (R & D)
تحقیق و توسهه بخش تحقیقات عالی بین رشته‌های علوم انسانی و مهندسی نتیجه این
شند که مکانی (R & D) رشته‌های علوم انسانی و علوم اجتماعی اثر بیشتری
نسبت به مکانی (R & D) رشته‌های فنی و مهندسی بر رشد منطقه‌ای داشته‌اند.
نتیجه اینگه افزایش سهم مکانی (R & D) در بخش تحقیقات عالی بیوفیزیک در
حوزه علوم انسانی و اجتماعی بیشتر در کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای مؤثر است.
در داخل کشور و مقاطعه راجع به همگرایی انجام شده است. تنها دو کار مشاهده شده که صرفاً بر پایه روند همگرایی نوع بتا و سیگما پرداخته‌اند و اشاره‌ای به نقش سیاست‌ها نکرده‌اند. در سال‌های اخیر افشاری (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان همگرایی در درآمد سرانه در استان‌های ایران (ازمون نظریه سیلو–سوآن) به بررسی وضعیت همگرایی طی سال‌های ۱۳۶۷–۱۳۷۴ پرداخته‌است که در آن تنها به بررسی همگرایی مطلق بین استان‌ها پرداخته‌اند. در این مطالعه سرعت همگرایی بین مناطق ایران در طول دوره صد و ۷ یافته است. درصد از شکاف سرعتهای استانی کاسته می‌شود. همین طور نشان داده که همگرایی نوع ۵ در این استان‌ها تقریباً وجود ندارد و از سال ۷۰ تا ۷۴ پراکندگی درآمدگی استانی را به افزایش بوده است به‌طوریکه از ۷۱ در سال ۱۳۷۰ به ۱۳۷۴ رسیده است.

رحمانی و هانس - فردریش اکی (۱۳۸۴) همگرایی منطقه‌ای را در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ برای ۲۴ استان کشور بررسی کرده‌اند. برای این کار از داده‌های مربوط به سیره‌های دیداری سرانه به جای محصول سرانه استفاده شده است. دلیل این کار را وجود شعبه‌ها در رفتار آن دو متغیر عنوان کرده‌اند. به منظور بررسی همگرایی نوع β معادلات را در شرایط اساسی و هم واقعی به صورت زیر مورد استفاده قرار داده‌اند.

\[
\frac{1}{{10}} \log \left( \frac{ddn_{00}}{ddn_{90}} \right) = a_0 + \left(1 - \exp\left(-\beta(10)\right)/10\right) \log(ddn_{90}) + u
\]

\[
\frac{1}{{10}} \log \left( \frac{ddr_{00}}{ddr_{90}} \right) = a_0 + \left(1 - \exp\left(-\beta(10)\right)/10\right) \log(ddr_{90}) + u
\]

که در این معادلات ۰۰ و ۹۰ سرانه سیره دیداری اسمی در سال‌های ddn90 و ddr90 و سیره‌های ddn00 و ddr00 مورد نظر قرار گرفته‌اند. تا ۱۳۹۰ همین طور، همگرایی با سرعت β واقعی در استان‌ها هستند. به منظور توضیح همگرایی شرطی برای لحاظ تفاوت‌های منطقه‌ای دو متغیر نرخ پیش‌ساده L0 و نسبت دانشجویان در حال تحصیل به کل جمعیت هر استان (PPS0) به...
معادلات فوق إضافه شده است. معادلات به دو روش NLS و OLS براورد شدهاند. نتایج این براورد نشان می دهد که در روش خطي وجود همگرایی هم در سریه سپرده دیداری اسمی و هم واقعی تایید می شود. یعنی بین متوسط نرخ رشد دوره و وضعیت اقتصادی سپرده دیداری رابطه معکوس وجود دارد. مثبت و موافق علامت مورد انتظار و ضریب PPS مثبت و مخالف انتظار است. در روش غیر خطي در هیچ كدام از معادلات فوق همگرایی بنا تایید نمی شود و ضریب همگرایی در آنها به لحاظ آماری قابل معنی است.

ابنیه آنها از روش متغیر ابزاری استفاده کردهاند که در این مطالعه استفاده نشده است با فرض وجود همگرایی اثر سیاست‌های دولت بر روی همگرایی بررسی شود.

برای توضیح همگرایی نوع سیگما از شاخص واریانس سپرده دیداری(هم اسمی و هم واقعی) در طی دوره استفاده شده است. نتیجه نشان می دهد که واریانس اسمی سپرده دیداری اسمی شرایط در طی دوره روند صعودی داشته، پس همگرایی از نوع سیگما در سیاره دیداری اسمی وجود ندارد. در شرایط واقعی واریانس سپرده دیداری خیلی ناشان نداشت است. گرچه در سال‌های ابتدای دوره روندی تناوبی و در سال‌های آخر دوره روندی صعودی داشته است، بنابراین همگرایی نوع سیگما در سیاره دیداری واقعی نیز تایید نمی شود.

4- شرح داده‌ها

ادبیات همگرایی بر اساس متغیر درآمد و یا محصول سران مطرح شده است ولی از آنجا که اطلاعات مربوط به ایران به‌طور محدود و گرماگندی استفاده نمی‌توان بر اساس درآمد سران به بررسی همگرایی برداخت. بنابراین برای حل این مشکل از یک متغیر جایگزین دیگری که ویژگی‌های درآمد سران را پرداخت استفاده کردایم. متغیر جایگزین سپرده دیداری استیاستی است که هم اطلاعات مربوط به یک دوره زمانی موجود و قابل اعتماد است و هم آهنگ تغییرات آن همانند درآمد سران است، از این پس منظور از همگرایی، همگرایی
در سیستم دیداری واقعی است. در واقع مبناهای نظیری به کار گرفته شده‌اند. در مطالعه رحمانی و اکی درون‌زایی خلق سیری‌های دیداری در نظریه سیکل‌های تجاری حقیقی و نظریه‌های سیکل‌نگین است. برای این کار ابتدا مقدار مربوط به سیره دیداری طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۷۹ برای ۸ بانک تجاری شامل بانک‌های تجارت، رفاه کارگران، سیب، صادرات، کشاورزی، مسکن، ملته و ملی به صورت اساسی به تفکیک استراتژی استخراج شده و سپس با تقسیم این مقدار بر شاخص‌های قیمت استراتژی که از محل گزارش‌های بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند مقدار واقعی سیره دیداری محاسبه شده‌اند. بعد از اندازه‌گیری مقدار واقعی به‌صورت سریالی نمایش می‌دهند و برای این کار نیاز به میزان جمعیت استراتژی‌های دیگر مورد بررسی بود که برای صحبت‌های پراورش جمعیت این آمار ایجاد شده و مقدار به سرعت تبدیل شده‌اند.

از آنجا که بعضی از استراتژی‌های ایران در سال‌های ابتدایی دوره مودرنسیر در برمی‌گردد بود و دارای نشا و جریان بوده است. این استراتژی‌ها شامل: تهران، اصفهان، خراسان، مازندران، کرمان، فارس، همدان، زنجان، خوزستان، کرمانشاه، دریافت‌نامه، ایلام، اردبیل، بوشهر، هرمزگان، مرکزی، سمنان، سیستان و بلوچستان، لاهیجان، اردبیل و اصفهان، اصفهان، اردبیل، تهران و همدان، اصفهان، اردبیل و اصفهان، اردبیل و اصفهان.

به منظور احتمال تفاوت‌های منطقه‌ای در مدل‌های مورد استفاده از سه متغیر مهاجرت (که به عنوان خالص افراد خارجی شده از هر استراتژی طی دوره ۱۳۷۳-۱۳۷۵ تعیین می‌شود) تعداد دانشجویان در حال تحقیق سرمایه‌ای انسانی به استفاده و بیکاری جویای کار در هر منطقه استفاده شده است. آمارها از اولین گزارش ملی توسعة انسانی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۸) و گزارش‌های مربوط به نیروی انسانی مرکز ایران استخراج شده‌اند.

در ادامه برای بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای بعضی از متغیرهای سیاست منطقه‌ای که دولت از آن برای پر رشد و همگرایی منطقه‌ای
5- همگراپی در بین استان‌های ایران

1- همگراپی نوع سیگما μ

برای بررسی همگراپی نوع سیگما در بین استان‌های ایران از واریانس سرآیند صفر

سرآیند دیداری واقعی استفاده شده است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

\[ D_t = \frac{1}{24} \sum_{i=1}^{24} \left[ dd\text{rm}_{it} - \mu_t \right]^2 \]  

(14)

که D_t که واریانس سرآیند واقعی و dd\text{rm}_{it} معرف سرآیند دیداری واقعی سرانه در استان t در سال 1 است. پارامتر μ_t میانگین سرآیند واقعی سرانه تمام استان‌ها در سال t است.

همسین طور برای نشان دادن بی‌رابطه‌ی واریانس سرآیند دیداری واقعی سرانه در طی زمان و تست دقیق تر بررسی همگراپی نوع سیگما، معادله زیر نیز پراورد می‌شود:

\[ D_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{t-1} + v_t \quad \text{و} \quad v_t = \left( 0, \sigma_v^2 \right) \]  

(15)

که D_t وقفهای از D_{t-1} است.

بر اساس معادله (15) در صورتی که \( \alpha_1 > 1 \) باشد و واریانس سرآیند دیداری در حال افزایش خواهد بود و به تعبیری می‌باشد همگراپی واقعی سرآیند استان‌ها مواجه هستیم و اگر \( \alpha_1 < 1 \) باشد و واریانس در دوره t کمتر از دوره t-1 بوده و همگراپی در سرآیند واقعی سرانه خواهیم داشت.

نتیجه محاسباتی رابطه (14) در نمودار و جدول زیر آمده است:
همان‌گونه که در نمودار مشاهده می‌شود، پراکندگی سرایه واقعی سیرته دیداری در استان‌های ایران از سال‌های ابتدا در دوره (۱۳۶۷) با احتمال مناسب‌کاری کاهش داشت است. در این سال‌ها، شاهد همگرایی در سرایه سیرته دیداری استان‌ها بوده‌ایم. بر اساس جدول فوق و ریاضیات مادریده سرایه واقعی در ابتداً دوره مورد بررسی (۱۳۶۹) معادل ۲۲۲۳ بوده است که به حداکثر خود در سال ۷۲ با توجه به معادله (۱۳۶۹) در سال ۷۷ به بعد این پراکنده سرعتاً افزایش پیدا می‌کند به طوریکه این مقدار کاهش در پراکنده‌گی که در طی ۶ سال شاهدی‌بوده‌ی در طی سه سال بعد نه تنها جویان شد، بلکه به نقطه پالترین مقدار مربوط بیشتر سال ۶۹ رسیده. بنابراین هیچ‌گونه تضمینی برای وجود همگراپی نوع سیگما وجود ندارد. این که آواز در کل طی دوره واگاآی داستانی و یا همگراپی معادله شماره (۱۵) را رگرس کرده‌ایم که نتیجه آن به صورت زیر است: \( D_1 = -0.0013 + 1.26D_1 + 0.62t_1 - 0.15t_2 - 0.15 \) (۱۶) هم‌گونه که معادله نشان می‌دهد با توجه به معیاری ضایع، واریانس با نرخی متدی در حال افزایش است بنابراین شاهد نوعی واگاآی در سرایه سیرته دیداری واقعی در استان‌های ایران هستند.
2- همگرا형 نوع بنا (بدون لحاظ دولت)
همان‌گونه که گفته شد منظره از همگرا형 نوع بنا این است که مناطق فیبریک‌ریز
رشد بیشتری نسبت به مناطق تروتمدیتر داشته، پس به یک سطح تعادلی همگرا
می‌شود. براساس تعیین همگراهای فیبریک‌ریز (غیر بریزی) و همه مناطق به یک
سطح از تعادل می‌کنند. به منظور بررسی همگراهای مطلق در بین استان‌های
ایران معاونه زیر که براساس معادله بارو و سالا-ای-مارتين (1993) طراحی شده
است، مورد استفاده قرار می‌گیرد:
\[
\frac{1}{10} \log \left( \frac{\text{ddrn79}}{\text{ddrn69}} \right) = \alpha + \left[ \frac{1 - \exp(-10 \times \beta)}{10} \right] \times \log(\text{ddrn69}) \pm \sigma^2
\]
\[
\beta = \frac{1}{79} \log(0.10207.0) - 9ddrn
\]
که سرای واقعی سیره دیداری در سال 79 و 69 سیره دیداری
\[
\text{ddrn79} = \frac{1}{79} \log(0.10207.0) - 9ddrn
\]
وقایع سرای در آغاز دوره محسوب می‌شود و نیز سرعت همگراهای است. در
سورتی که منفی باشد ما شاهد همگراهای تمام استان‌ها به یک سطح تعادلی
خواهیم بود و یا به تعبیری دیگر رابطه بین وضعیت آغازین سیره دیداری استان
و متوسط رشد طی دوره معکوس خواهد بود، به عبارتی دیگر استان‌هایی که
وضعیت اولیه مطلوب (در اند دارای نرخ رشد نیز داشته‌اند) نسبت به استان‌های
با وضعیت اولیه مطلوب (در اند دارای نرخ رشد نیز داشته‌اند) در نتیجه همه استان‌ها به هم نزدیک می‌شوند.
بنا براین فیشر همگراهای فیبریک‌ریز و تروتمدیت همگراهای تروتمدیتی می‌شود.
نتیجه بوارود غیر حالتی معادله شماره 47 به صورت زیر است:
\[
0.1 \times \log \left( \text{ddrn79} / \text{ddrn69} \right) = -0.0207 + 0.1 \times \left( 1 - e^{0.0610 \times 10} \right) \times \log(\text{ddrn69})
\]
\[
\text{ddrn69} = \frac{1}{79} \log(0.10207.0) - 9ddrn
\]
که اعداد داخل پراوین آماره 1 مربوط به ضرایب همین‌مقدار همان‌گونه که نتیجه
براید فیشر مدل نشان می‌دهد ضریب سرعت همگراهای (\(\beta\)), دارای علامت منفی است.
به نظر می‌رسد آن برای (100%) است. این نتایج اولیه را رابطه بین وضعیت آغازین استان‌ها
به منظور سیره دیداری واقعی سرای (\(\beta\)) و رشد استان‌ها منفی بوده و استان‌های
فیبریک دارای رشد بیشتری نسبت به استان‌های تروتمدیتر هستند در نتیجه همه
استان‌ها بر طبق تعیین همگراهای مطلق به یک سطح تعادل از تعادل باثبات همگرا
می‌شوند. ثانیاً سرعت همگرایی در بین استان‌ها معادل (2010/0) است یعنی سال‌های
4 درصد از شکاف بین وضعیت فعلی سپردگی دیداری واقعی سرانه و وضعیت تعادل
پایدار برطرف می‌شود.
اما انجا در عمل مشاهده می‌شود این است که استان‌ها تا حدودی به لحاظ
پارامترهای منطقه‌ای متغیر می‌شوند، پس بررسی همگرایی مطلق کفايت
نمی‌کند و باید به بررسی همگرایی نوع شرطی پردازش. با تعمیم معادله فوق
برای نشان دادن همگرایی شرطی. معادله (10-5) به صورت زیر تبدیل خواهد شد:
\[
\frac{1}{10} \log \left( \frac{ddm79}{ddm69} \right) = \alpha + \left[ \frac{(1-\exp(-10*\beta))}{10} \right] \log(dcm69) + \Phi V + \upsilon T
\]  
(19)
که در این معادله \( V \) برداری از متغیرهای تعیین کننده ویژگی‌های اقتصادی ای به
منظور تماشای پنبه وضعیت تعلیمی برای بررسی همگرایی شرطی است. متغیرهایی
که در اینجا می‌توان تعیین کننده‌های تعادل منطقه‌ای استفاده می‌کنیم،
نرخ مهاجرت طی سال‌های 1365-1375 از استان‌های شهرسرا، تعداد
دانشجویان در حال تحصیل در استان‌های مختلف به عنوان تعیین کننده تحرک
سرماهه انسانی و تعداد افراد بیکار جویای کاردر نر استان است، این سه متغیر در
بسیاری از کارهای انجام شده در زمینه بررسی همگرایی شرطی استفاده شده.
نتیجه پرآوری عبرت خطری این معادله به صورت زیر است:

جدول 1- همگرایی شرطی در شرایط عدم دخالت دولت.

<table>
<thead>
<tr>
<th>صیز</th>
<th>( \alpha )</th>
<th>( \beta )</th>
<th>( \delta_1 )</th>
<th>( \delta_2 )</th>
<th>( \delta_3 )</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>عادی</td>
<td>-0.02</td>
<td>0.129</td>
<td>0.0152</td>
<td>0.082</td>
<td>0.22</td>
</tr>
<tr>
<td>اثره 1</td>
<td>-0.38</td>
<td>-0.13</td>
<td>-0.18</td>
<td>-0.016</td>
<td>-0.08</td>
</tr>
</tbody>
</table>

همان‌گونه که از نتیجه جدول فوق برمی‌آید، سرعت همگرایی شرطی بدون
لحاظ سیاست‌های دولت تقریباً با سرعت همگرایی مطلق برای تنها و مقدارش نیز
960/009 می‌باشد. از طرفی ضرایب مربوط به متغیرهای کنترل و ناحیه‌ای تقیباً
به معنی‌های است. نتیجه این است که با کمی مساحه می‌شود گفت که
تفاوت‌های عمده‌ای در بین استان‌ها وجود نداشتی و تقریباً همگن هستند. بر این اساس حدود ۱۱ سال طول می‌کشند تا نیمه از فاصله بین وضعیت فعالی سپرده دیداری واقعی سرانه استان‌های سراسر کشور با وضعیت تعادل بانی‌ها بر طرف شود.

۳-۵ همگرایی بنای شرطی (با لحاظ سیاست‌های دولت)

سیاست‌های دولت در مناطق مختلف می‌تواند آثار متغیرانی بر روی رشد هر منطقه به همراه داشته باشد. به منظور جواب دادن به سوالات نشان‌دهنده، متغیرهای سیستمی را که به آنها اشاره می‌شد در سیستم معادلات وارد می‌کشیم. در این صورت معادله همگرایی که به منظور بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی مورد استفاده قرار می‌گیرد به صورت زیر خواهد بود:

\[
\frac{1}{10} \log \left( \frac{ddn79}{ddn69} \right) = \alpha + \left[ \frac{1 - \exp(-10*\beta)}{10} \right] + \log(ddn69) + \delta_1 \cdot AVDAN69i + \delta_2 \cdot AVBIKi + \delta_3 \cdot AVMOHAJER6575 + \pi_1 \cdot INVESTGHATii + \pi_2 \cdot PERTAX75i + \pi_3 \cdot TASHILLi + \nu_i
\]

که متغیر AVBIKi متوسط دانشجویان AVDANi متوسط دانشجویان، AVMOHAJERi متغیرهای مهاجران از استان‌های هستند. این متغیرها، متغیرهای ناحیه‌ای و کنترل در مدل اساسی بارو است. متغیرهای سرمایه‌گذاری قطعی، مالیات‌های سرانه و PERTAX75i تسهیلات اعطایی، متغیرهای سیاست منطقه‌ای محاسب شوند. انتظار می‌رود که پرامترهای \( \delta_1, \delta_2, \delta_3, \pi_1, \pi_2, \pi_3 \) مثبت و پرامترهای \( \delta_1, \pi_1, \pi_2, \pi_3 \) منفی باشند.

نتیجه براورد این معادله به روش غیر خطی به صورت زیر است:

جدول ۲- همگرایی شرطی با لحاظ متغیرهای سیاستی دولت

<table>
<thead>
<tr>
<th>ضریب</th>
<th>( \alpha )</th>
<th>( \beta )</th>
<th>( \delta_1 )</th>
<th>( \delta_2 )</th>
<th>( \delta_3 )</th>
<th>( \pi_1 )</th>
<th>( \pi_2 )</th>
<th>( \pi_3 )</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>مقدار</td>
<td>۰/۱۶</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
</tr>
<tr>
<td>مقدار</td>
<td>۱/۲</td>
<td>۲/۸</td>
<td>۳/۸</td>
<td>۵</td>
<td>۰</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
<td>۰/۰۱</td>
</tr>
<tr>
<td>آماره‌ی</td>
<td>۲/۷۲</td>
<td>۷/۶</td>
<td>۷/۶</td>
<td>۷/۶</td>
<td>۷/۶</td>
<td>۷/۶</td>
<td>۷/۶</td>
<td>۷/۶</td>
</tr>
</tbody>
</table>
براساس نتایجی که در جدول فوق آمده است متغیرهای ناحیه‌ای و کنترل، به‌جز مهاجرت که به لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری بر رشد منطقه‌ای نداشته است، بقیه متغیرهای در سطح خطای 0.05 درصد معنی‌دار هستند. همینطور ضرایب مربوطه مطلق اندازه‌گیری آزمایش‌های تحلیلی در حال حاضر هر استان رشد استاتیکی را افزایش می‌دهد. کاهش بیکاری در هر استان نیز رشد سبزه‌دیداری سرائه استاتیکی را به‌وجود می‌یابد. متغیر مهاجرت هرچند تأثیر مستقیم معنی‌دار نیست ولی افزایش مهاجرت به خارج از هر استان (به منزله خروج سرمایه انسانی) رشد استاتیکی را کاهش میدهد. بنابراین ورود دولت نقش تفاوت‌های منطقه‌ای را برجسته کرد.

در این مدل (مدل تهابی) سرعت همگرایی متوسط 0.06/درصد از شکاف بین وضعیت فعلی سبره دیداری و سطح تعادلی آن بر طرف می‌شود. تقریباً 10 سال طول می‌کشد تا نصف این شکاف بر طرف شود. نتیجه پرورده مدل نشان می‌دهد که هر سه متغیری که با عنوان متغیرهای سیاست منطقه‌ای تحت کنترل مستقیم دولت هستند، از آن‌ها اثر درای تأثیر معنی‌داری بر رشد استاتیکی هستند. اندازه‌گیری بر این بود که چه سرمایه‌گذاری دولتی در استان‌ها بیشتر باشد رشد آنها تسهیل شود. در اینجا نیز این متغیر دارای ضریب مثبت و معنادار است و افزایش یک میلیون ریال در سرمایه‌گذاری استان‌ها توسط دولت با طور متوسط رشد منطقه‌ای را طی دوره 0.44 درصد افزایش می‌دهد. بنابراین تفاوت در میزان سرمایه‌گذاری در استان‌های مختلف منجر به تفاوت در مسیرهای رشد استاتیکی می‌شود.

متغیر دیگر میزان مالیات‌های سرخ در هر استان (PERTAX75i) است. بر اساس نتایج مدل در جدول فوق این متغیر نیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد استاتیکی دارد. به تعبیر دیگر تخصیص مالیات‌های جمع‌آوری شده مطروح به به و قسمتی از رشد منطقه‌ای را توضیح داده است. بر این اساس هر یک ریال افزایش در حجم مالیات‌های سرخ هر استان رشد منجر به افزایش 0.05 درصد در متوسط رشد اقتصادی آن استان می‌شود.
مثبيت سومي كه برای معرفی نقش سیاست‌های منطقه‌ای دولت در مدل حاظ شده بود، میزان تسهیلات و وام‌های اعضا باکس‌ها و مؤسسات دولتی به استنادها است. بر اساس نتیجه پرورند مدل این مثبيت نیز در سطح خطای 10 درصد دارای تأثیر معناداری در رشد استانها است. اما علامت آن مطلق انتظار نیست. به تغییری‌های منطقه‌ای مؤثر نبوده است. بلکه عاملی کاهنده برای رشد استانها محسوب می‌شود.

به عنوان یک نتیجه کلی می‌توانیم بگوییم که سیاست‌های منطقه‌ای دولت توانسته است تشکیل دهنده باشد. چرا که تقریباً مثبيتهای سیاستی دارای ضرایب معناداری در مدل هستند. اما سوال اساسی این است که آیا این افزایش در رشد منطقه‌ای در راستای همگرایی منطقه‌ای صورت گرفته است یا خیر؟ برای جواب دادن به این سوال مقایسه سرعت همگرایی در دو مدل همگرایی نوع شرطی بدون لحاظ دولت (19)، و مدل همگرایی نوع شرطی با لحاظ سیاست‌های دولت (20) کفایت می‌کند. در نتیجه همگرایی شرطی بدون لحاظ سیاست‌های دولت سرعت همگرایی در بین استان‌ها (معدل 19)، سرعت همگرایی معادل رقم 0.0091. بود که برای اساس حدود 1 سال طول می‌کشد تا تمام استان‌ها نیمی از شکاف خود با وضعیت تصمیم گرفت. اما در نتیجه پرورند مدل همگرایی شرطی با لحاظ سیاست‌های دولت، این رقم به 0.002 کاهش پیدا کرد. به عبارت دیگر در این وضعیت 12 سال طول می‌کشد تا تمام استان‌ها نصفی از شکاف خود با وضعیت تصمیم گرفت. اما در نتیجه روشن است. و نتیجه سرعت دولت در مدل سرعت همگرایی (معادل 0.007) کاهش یافته و مدت زمان طی گردید. نیمی از شکاف استان‌ها با وضعیت‌های نهایی حدود 3 سال به تأخیر افتاده است. بنابراین جواب این سوال که آیا سیاست‌های دولت در راستای تسریع همگرایی بودن، با خیر منفی است و این سیاست‌ها به تنهایی در راستای همگرایی نبوده‌اند

1- این شیوه بررسی در بخش کارهای انجام شده در زمینه نقش سیاست‌های دولت در همگرایی استفاده شده است. از جمله آنها بررسی نقش سیاست‌های منطقه‌ای دولت در همگرایی درآمد سرانه واقعی در بین مناطق کشور است. 

Fredrik - Bergstrom
بلکه از سرعت آن نیز کاسته‌اند. این مسئله می‌تواند به چند دلیل باشد. یا توجه دولت به استان‌ها از لحاظ حجم مخارج عمران و تسهیلات اطلاعی کم بوده است و یا اینکه توجه شخص آنها به استان‌ها نامطلوب بوده و به نفع استان‌های فرآیندی تأمین شده است و یا اینکه انتقال منابع حاصل از این تخصص‌ها به استان‌های فرآیندی بیشتر رانت جویی چنین پیامدی داشته است.

6- نتیجه‌گیری و پیشنهاد
در طول تحقیق به دنبال جواب دادن به دو سؤال اساسی زیر بوده‌ایم. اول اینکه آیا در بین استان‌های ایران روند همگرایی وجود دارد یا خیر؟ دوم اینکه آیا سیاست‌های منطقه‌ای دولت در تسریع همگرایی مشوق بوده‌اند یا خیر؟ با توجه به بحث‌های مطرح شده و نتایج مربوط به مدل‌های پراورد شده به نظر می‌رسد بتوانیم جواب‌های قابل‌کنترل به سوال‌های فوق بدهیم. از آنجا که در تمام مدل‌های مربوط به همگرایی (۸)، رابطه بین وضعیت اولیه استان‌ها (از نظر سرانه واقعی سرده‌دیBind) و متوسط رشد استان‌های منفی به راحتی از نظر همگرایی شرطی در بین استان‌ها پیش بینی می‌شود. بنابراین فرضیه اول تحقیق مبنی بر وجود روند همگرایی (نوع بتا) در بین استان‌های ایران تایید می‌شود.
همین طور چون با لحاظ سیاست‌های منطقه‌ای دولت در مدل همگرایی شرطی سرعت همگرایی از ۱۰۰۹/۲ به ۱۰۰۳/۲ کاهش پیدا کرد و سال‌های لازم برای ایجاد رفتن نیمی از شکاف سرده دیگری واقع شد استان‌ها با وضعیت تغییری باندی از ۴۰ به ۱۲ سال افزایش یافت، به پرونده دوم مبنی نقش مثبت سیاست‌های منطقه‌ای دولت در تسیع همگرایی را می‌شود. با تست این دو فرضیه سوالات اصلی تحقیق جواب داده شدند. اولاً نوعی از همگرایی شرطی در بین استان‌های ایران وجود دارد، ثانیاً سیاست‌های دولت هرچند در رشد منطقه‌ای مؤثر افتاده‌اند در راستای تسیع همگرایی نیز بودند.
یافته‌های دیگر تحقیق به قرار زیر است:

۱- بررسی همگرایی نوگ سیگما با استفاده از شاخص واریانس سرعت واقعی
هناك خطا في النص الذي لا يمكن قراءته بشكل طبيعي. يرجى تقديم النص الصحيح.
فهرست منابع

1- ابراهیمی، ایلناز، (۱۳۸۲)، تأثیر پیشرفت بر روی رشد اقتصادی در قالب مدل‌های رشد درون‌مرکزی، تهران، ناشر: دانشگاه تهران.
2- افشاری، زهرا، (۱۳۷۸)، بررسی موادی برای ایجاد رشد در ایران (از نظر نظریه سیاست‌سازی)، پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۳.
3- بروگستروم و بیلی، (۱۳۷۷)، دولت و رشد، ترجمه‌ی هم‌افزایی، انتشارات سازمان برنامه و برنامه‌ریزی.
4- بهکیش محمد‌پور، (۱۳۸۱)، اقتصاد ایران در سیستم جدید، شدنی، نشریه.
5- بروین، سپهی‌پور، (۱۳۷۶)، مفهوم برداشتی رشد اقتصادی کلان در کشورهای جهانی، شهید صنفی از ایران، ناشر: دانشگاه تهران.
6- جانز، جلیل‌زاده، (۱۳۷۶)، مقدمات بررسی پیشرفت، ترجمه‌ی هم‌افزایی، انتشارات سازمان برنامه و برنامه‌ریزی.
7- جانز، هاپول، (۱۳۷۶)، نظریات رشد اقتصادی، ترجمه‌ی صالح لطفی، مکزیک.
8- صیاحی‌کرمانی، مهربان، (۱۳۸۱)، اقتصاد منطقه‌ای (نتوری‌هاو‌مردم‌ها)، انتشارات سمت.
9- کریفی، مصطفی، (۱۳۷۷)، سایری برنامه‌ریزی توسعه منطقه‌ای، انتشارات سازمان برنامه و برنامه‌ریزی.
10- قره‌باغیان، مرتضی‌ی، (۱۳۷۶)، اقتصاد رشد و توسعه، جلد ۱ و ۲، نشر بی.
11- کیانی، دامادرا، (۱۳۷۸)، اقتصادی‌سنجی جلد ۱ و ۲، ترجمه‌ی حمید ابرشیمی، انتشارات دانشگاه تهران.
12- مهندو، ابولقاسم، (۱۳۸۰)، راه‌بردهای کلان رشد اقتصادی ایران، انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش‌های ایرانی.
32- Petrakos, George, and Yiannis Saratsis, (2000), "Regional Inequalities in
41- Sum, Andrew, Gustav Schachter, and Ishwar Khatiwada, (2002), "Regional Convergence in Outpouts and Income in Italy and the U. S", *ERSA Conference Papers*, 02, August.