

بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری*

دکتر تیمور رحمانی**

حشمت الله عسگری***

تاریخ دریافت ۸۳/۵/۱۰ تاریخ پذیرش ۸۳/۶/۳۱

چکیده

فرایند همگرایی به‌عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد اقتصادی در سال‌های اخیر بررسی شده است. منظور از همگرایی این است که مناطق فقیر دارای نرخ رشد بالاتری نسبت به مناطق ثروتمند بوده، بنابراین مناطق فقیرتر از حیث وضعیت اقتصادی به مناطق ثروتمندتر نزدیک می‌شوند. در این تحقیق سعی شده است به دو سؤال اساسی زیر جواب داده شود. نخست این که آیا در بین استان‌های ایران روند همگرایی مشاهده می‌شود و سؤال بعد، آیا سیاست‌های دولت در تسریع همگرایی موفق بوده‌اند یا خیر. با استفاده از روش‌ها و الگوهای متعارف اقتصادسنجی و با به‌کارگیری مدل‌های همگرایی بارو و ساللا-آی-مارتین (۱۹۹۱ و ۱۹۹۲) به سؤال‌های مذکور پاسخ داده شده است.

طبقه‌بندی JEL: R11, O20, R58.

کلید واژه: رشد اقتصادی، همگرایی منطقه‌ای، سیاست‌های دولت، سپرده‌های بانکی، سرعت همگرایی، همگرایی β و σ .

* این مقاله از طرح پژوهشی "رشد اقتصادی رانت‌جویی و همگرایی منطقه‌ای در ایران" به شماره پرونده ۴۴۰۳۰۱۲/۱۰۱ معاونت پژوهشی دانشگاه تهران استخراج شده است که مورد تقدیر است.

** عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

*** دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

۱- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی فراگیر در یک کشور همواره یکی از اهداف مهم محسوب می‌شود و دستیابی به این هدف مستلزم رشد و توسعه در تمام مناطق مرتبط با آن اقتصاد است. تحقق این هدف زمانی امکان‌پذیر است که قدرت رقابت منطقه‌ای افزایش یافته و عملکرد اقتصادی آن بهبود پیدا کند. بدیهی 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 مبین 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 برنامه‌ریزان بتوانند این گونه عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مناطق را شناسایی کنند و مضافاً میزان تأثیرگذاری هرکدام را در عملکرد اقتصاد منطقه‌ای تعیین و اندازه‌گیری کنند، اطلاعات بسیار مفیدی برای برنامه‌ریزی فراهم خواهد شد.

نابرابری‌های منطقه‌ای همواره یکی از دغدغه‌های برنامه‌ریزان دولتی بوده است و برنامه‌ریزان درصدد شناخت این نابرابری‌ها و ارائه سیاست‌های ویژه برای از بین بردن آن بوده‌اند. انگیزه کار در این زمینه منجر به توسعه روش‌ها و شاخص‌های مختلف ارزیابی نابرابری‌های منطقه‌ای شده است. از جمله این روش‌ها بررسی همگرایی نوع سیگما (σ)^۱ و همگرایی نوع (β)^۲ است.

منظور از همگرایی σ ^۳ این است که نابرابری در بین مناطق در طی زمان در حال کاهش است و منظور از واگرایی σ این است که نابرابری در بین مناطق در طی زمان افزایش پیدا می‌کند. فرضیه همگرایی β ادعای می‌کند که برابری در بهره‌وری و سطوح سرانه درآمدی بدون توجه به وضعیت آغازین اقتصادها قابل دستیابی است. این فرضیه از مدل‌های رشد نئوکلاسیکی نتیجه شده است و

1- σ -Convergence.

2- β -Convergence.

3- Divergence.

بنابراین دارای پشتوانه تئوریک بسیار قوی بوده و تحلیل آن در چارچوب مدل‌های رشد اقتصادی ممکن است. بسته به این که پارامترهای منطقه‌ای از قبیل نرخ رشد جمعیت، نرخ استهلاک، نرخ رشد تکنولوژی، نرخ پس انداز و سایر پارامترهای منطقه‌ای مشابه یا متفاوت باشند دو نوع از همگرایی شرطی و غیر شرطی مطرح است. در همگرایی غیرشرطی یا مطلق تمام مناطق مختلف به یک سطح از تعادل باثبات تولید سرانه همگرا می‌شوند، اما در همگرایی شرطی هر منطقه به سطح تعادلی باثبات خود همگرا می‌شود.

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

۲- مروری بر ادبیات همگرایی و نقش سیاست‌های دولت بر اساس مدل‌های رشد

مدل‌های رشد بر حسب این که عوامل تعیین کننده رشد بلندمدت را درون‌زا بگیرند یا برون‌زا به دو دسته مدل‌های رشد درون‌زا و برون‌زا تقسیم می‌شوند. در مدل‌های مختلف معادلات مربوط به همگرایی استخراج شده‌اند. ما در اینجا تنها 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:

$$Y_t = F(K_t, L_t, t) \quad (1)$$

Y_t میزان محصول تولید شده در زمان t ، K سرمایه و L نیروی کار است. همین طور تابع تولید به زمان t که معرف اثر تغییر فناوری است بستگی دارد. معادله انباشت سرمایه نیز به صورت روبروست:

$$DK' = I - \delta K \quad (2)$$

که I سرمایه‌گذاری و δ نرخ استهلاک است. با فرض اشتغال کامل و برابری پس انداز کل با سرمایه‌گذاری کل ($I = S$) و تناسبی بودن تابع پس انداز از درآمد کل داریم:

$$DK' = I - \delta K = s.F(K_t, L_t, t) - \delta K \quad \text{و} \quad S = s.F(K_t, L_t, t) \quad (۳)$$

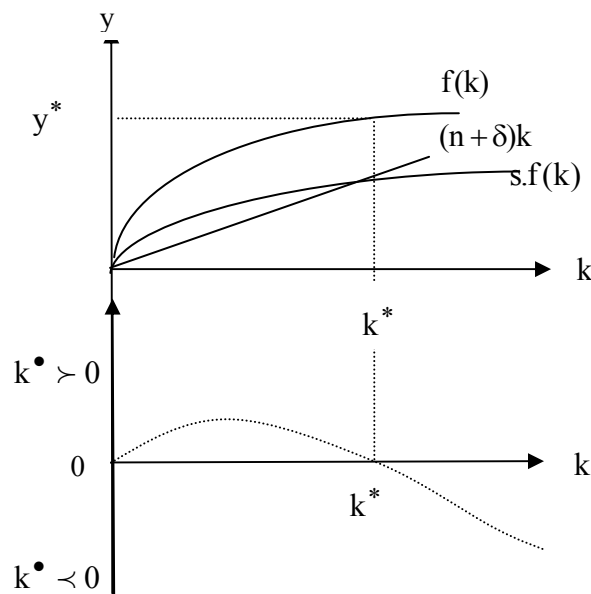
به فرض نرخ ثابت رشد نیروی کار n و نوشتن روابط بر حسب $k = \frac{K}{L}$ ، معادله

انباشت سرمایه به دست می‌آید:

$$Dk' = s.f(k) - (n + \delta)k \quad (۴)$$

که در آن k سرمایه سرانه و $f(k)$ تولید سرانه است. مطالب فوق را می‌توان

به صورت زیر نشان داد:



نمودار ۱

$s.f(k)$ منحنی پس انداز سرانه و $(n + \delta)k$ سرمایه‌گذاری سرانه‌ای است که k را ثابت نگه می‌دارد. فاصله عمودی بین $f(k)$ و $s.f(k)$ مصرف سرانه را نشان می‌دهد. تغییرات در سرمایه سرانه برابر فاصله عمودی بین $s.f(k)$ و $(n + \delta)k$ است. همان‌گونه که نمودار فازی نشان می‌دهد هرچه فاصله سرمایه سرانه آغازین از سرمایه سرانه در شرایط تعادلی بیشتر باشد نرخ رشد بیشتر خواهد بود. این

مساله به فرض وجود بازدهی‌های نزولی در مدل سولو و سوان برمی‌گردد و باعث همگرایی می‌شود. تعادل آن سطح از سرمایه و درآمد سرانه است که به ازای آن برابری زیر اتفاق افتد:

$$s.f(k^*) = (n + \delta)k^* \quad (5)$$

در نمودار فوق سطح (k^*, y^*) همان نقطه تعادلی را نشان می‌دهد که نرخ رشد سرمایه سرانه صفر است ($Dk = 0$). همین طور در این نقطه نرخ رشد درآمد سرانه و مصرف سرانه صفر است. در این مدل براساس معادله شماره (۵) نمودار فوق تغییر در نرخ پس انداز و تغییر در تابع تولید منحنی‌های فوق را منتقل ساخته و تنها برای مدت کوتاهی نرخ رشد تولید سرانه را مثبت می‌سازد و در بلندمدت نرخ رشد صفر بوده ولی سطوح تعادلی بلندمدت تغییر می‌کنند. تغییر در نرخ‌های رشد جمعیت و نرخ استهلاک رشد بلندمدت را تغییر می‌دهد. اما آیا سیاست‌های دولت بر رشد اقتصادی و از آنجا بر همگرایی تأثیر دارند یا خیر؟ دولت بر اساس این مدل تنها می‌تواند بر نرخ پس انداز تأثیر گذاشته و تنها در کوتاه مدت بر رشد تأثیر می‌گذارد، ولی در بلندمدت نمی‌تواند بر رشد اثر گذارد زیرا دولت نمی‌تواند در پارامترهای برون‌زای رشد بلندمدت تأثیر گذارد که خارج از سیستم تعیین می‌شوند. برای این که نقش دولت در رشد بلندمدت نشان داده شود احتیاج به تفسیر مدل‌های رشد درون‌زا با لحاظ دولت است که پرداختن به آنها از موضوع این مقاله خارج است.

برای نشان دادن مفهوم همگرایی کافی است که رابطه معکوس بین رشد سرمایه سرانه و یا درآمد سرانه با موقعیت آغازین نشان داده شود. با

فرض $\frac{Dk}{k} = \gamma_k$ و مشتق‌گیری از معادله شماره (۴) نسبت به سرمایه سرانه داریم:

$$\frac{\partial \gamma_k}{\partial k} = \frac{s[f'(k) - f(k)/k]}{k} < 0 \quad (6)$$

معادله فوق نشان می‌دهد که رابطه بین نرخ رشد و سطح سرمایه سرانه منفی است و سطوح بالاتر سرمایه سرانه نرخ رشد پایین‌تری را دارند. این مساله فرضیه

همگرایی را نیز به‌طور ضمنی نشان می‌دهد. تا اینجا فرض بر این بود که پارامترهای اقتصادها مساوی باشند پس همه اقتصادها به یک سطح تعادلی نزدیک می‌شوند. اما در صورتی که پارامترهای اقتصادها متفاوت باشند ممکن است این فرضیه نقض شود و در نتیجه باید در مدل، تفاوت‌های منطقه‌ای نیز لحاظ شوند. در این شرایط با نوع دیگری از همگرایی به نام همگرایی شرطی مواجه هستیم. در نتیجه این کار شکل دیگری از همگرایی همچنان وجود خواهد داشت و هر اقتصاد به تعادل با ثبات خود همگرا می‌شود. از آنجا که سیاست‌های منطقه‌ای دولت در مناطق مختلف متفاوت هستند پس بررسی نقش سیاست‌های دولت در قالب همگرایی شرطی ممکن خواهد شد.

مفهوم همگرایی شرطی را با بازگشت به فرمول اصلی معادله نئوکلاسیک (γ_k) می‌توان به صورت زیر روشن ساخت:

$$s \cdot f(k^*) = (n + \delta)k^* \quad \text{و} \quad s = \frac{k^*}{f(k^*)}(n + \delta) \quad (7)$$

$$\gamma_k = (n + \delta) \left[\left(\frac{f(k)}{k} / \frac{f(k^*)}{k^*} \right) - 1 \right] \quad (8)$$

معادله (۸) که رابطه بین رشد و موقعیت‌های تعادلی را نشان می‌دهد می‌تواند تبیین‌کننده همگرایی شرطی باشد. وقتی که $k = k^*$ باشد نرخ رشد (γ_k) مساوی صفر خواهد بود. همین‌طور برطبق این معادله اقتصادهای با سرمایه سرانه تعادلی بالاتر، رشد بالاتری خواهند داشت. در نتیجه این معادله نشان می‌دهد که رابطه بین نرخ رشد سرمایه سرانه (γ_k) و وضعیت آغازین $k(0)$ بعد از ثابت گرفتن سایر متغیرهای تعیین‌کننده^۱ سطح k^* ، برای لحاظ تفاوت‌ها در موقعیت‌های k^* اقتصادهای مختلف، رابطه معکوس خواهد بود و این چیزی جز مفهوم همگرایی شرطی نیست.

1- Ceteris Paribus.

برای نشان دادن سرعت همگرایی معادله انباشت سرمایه را به صورت یک بسط تیلوری درآورده و با یکسری عملیات جبری معادله زیر را خواهیم داشت:

$$k(t) \cong k^* + e^{\beta(t)} [k(0) - k^*] \quad \beta = n + \delta - \frac{(n + \delta)k^* f'(k^*)}{f(k^*)} = [1 - \alpha_k(k^*)](n + \delta) \quad (9)$$

که $\alpha_k(k^*) = \frac{k^* f'(k^*)}{f(k^*)}$ همان سهم سرمایه از تولید و β سرعت همگرایی است.

بنابراین k در سرعت $\beta = (1 - \alpha_k)(n + \delta)$ به ارزش خود در مسیر رشد متوازن (k^*) همگرا می‌شود. همین‌طور این رابطه در مورد درآمد سرانه نیز صادق است.

$$y(t) = y^* + e^{-\beta t} [y(0) - y^*] \quad (10)$$

آنچه گفته شد برای حالتی بود که رشد فنی یا پیشرفت فنی وجود نداشته باشد. اگر در مدل رشد سولو - سوان نرخ پیشرفت σ فنی برون‌زا را لحاظ کنیم، تنها تفاوت در روابط به دست آمده آن است که به جای عبارت $(\delta + n + \lambda)$ قرار خواهد گرفت و در نتیجه در تعادل بلند مدت متغیرهای سرانه با نرخ رشد برون‌زای λ رشد خواهد کرد، اما در تحلیل همگرایی تفاوتی حاصل نمی‌شود. براساس رابطه سرعت همگرایی، نرخ رشد جمعیت، نرخ استهلاک و سهم سرمایه سرعت همگرایی را تعیین می‌کنند و هر سیاستی که این پارامترها را متأثر سازد بر همگرایی نیز تأثیر خواهد داشت.

۳- مطالعات انجام شده

در سال‌های اخیر در زمینه بررسی روند همگرایی کارهای تجربی بسیار زیادی صورت گرفته است که بیشتر آنها در کشورهای اروپایی بوده است. در اینجا به طور مختصر به چند مورد از کارهای انجام شده در خارج و داخل کشور اشاره می‌کنیم. در سال ۲۰۰۳ استون دناوی فیلیپ اسواگل و مارتین کافمن به بررسی نقش پرداخت‌های فدرال در همگرایی تولید منطقه‌ای در استان‌های کانادا پرداختند.

دوره مورد بررسی ۲۰۰۰-۱۹۶۱ و تعداد استان‌ها ۱۰ مورد بوده است. برای بررسی اثر برنامه‌های متفاوت پرداختی دولت فدرال بر همگرایی استانی از رگرسیون پانل و سیستم معادلات همزمان استفاده شده است. متغیرهای سیاستی شامل بیمه اشتغال (که انتظار می‌رفت به دلیل عدم تشویق مهاجرت نقش منفی در همگرایی داشته باشد) و پرداخت‌های برابر ساز (که به نظر می‌رسید اثر مثبت داشته باشد) بودند. برای توضیح تفاوت‌های منطقه‌ای متغیر مهاجرت خالص به هر منطقه در سیستم وارد شده است. نتیجه این‌که اولاً همگرایی در بین استان‌ها وجود داشته است و دوم، پرداخت‌های دولت بابت بیمه اشتغال تأثیر منفی و معنی‌داری داشته‌اند. سوم، پرداخت‌های برابر ساز در راستای تسریع همگرایی عمل کرده‌اند. ضریب متغیر مهاجرت نیز منفی و معنی‌دار بوده است.

- فریدریک برگستروم در سال ۱۹۹۸ کاری را تحت عنوان بررسی تأثیر سیاست منطقه‌ای دولت بر همگرایی درآمد سرانه واقعی در بین مناطق مختلف سوئد انجام داد. این کار برای ۲۴ منطقه در کشور سوئد برای دوره ۱۹۴۵ تا ۱۹۷۰ و نیز ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ صورت گرفت. مدلی که به منظور بررسی نقش سیاست‌های دولت استفاده شد به صورت زیر بوده است:

$$\frac{1}{20} \log \left(\frac{INC_{70i}}{INC_{45i}} \right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta * 20}}{20} \right) * \log(INC_{45i}) + \delta_1 . AGR_{70i} + \delta_2 . IND_{70i} + \delta_3 . Migr_{70-90i}$$

و

$$(11)$$

$$\frac{1}{20} \log \left(\frac{INC_{90i}}{INC_{70i}} \right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta * 20}}{20} \right) * \log(INC_{70i}) + \delta_1 . AGR_{70i} + \delta_2 . IND_{70i} + \delta_3 . Migr_{70-90} + \delta_4 . GVTEXP_{85i} + \delta_5 . Support_i + u_i$$

که β سرعت همگرایی، INC_i درآمد واقعی سرانه منطقه i ، AGR سهم نسبی شاغلان در بخش کشاورزی هر منطقه، IND_i سهم شاغلان در بخش صنعت هر

منطقه و Migr متوسط نرخ مهاجرت خالص سالانه به درون هر منطقه طی دوره مورد بررسی است. متغیرهای AGR و IND_i برای گرفتن اثرات شوک در کوتاه‌مدت بر رشد به مدل وارد شده‌اند. ابتدا مدل نخست را بدون متغیرهای سیاست منطقه‌ای برای دوره ۱۹۴۵ تا ۱۹۷۰ برآورد کرده‌اند. از آنجا که تقریباً هیچ سیاست منطقه‌ای تا این زمان صورت نگرفته بود و بعد از سال ۱۹۷۰ سیاست‌های منطقه‌ای اعمال شدند که بعضی مناطق هدف را متاثر ساختند، در نتیجه برای بررسی نقش سیاست‌های دولت معادله دوم با لحاظ دو متغیر سیاستی $Support_i$ و GVTEXP برآورد شد، که $Support_i$ شامل سوبسیدها و وام‌های اعطایی به مناطق طی دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ است که براساس قیمت‌های ۱۹۹۴ تبدیل شده‌اند. همین طور GVTEXP₈₅ میزان مخارج دولت برای سال مالی ۱۹۸۵ در هر منطقه است. دو مدل فوق به صورت غیرخطی با روش SUR برآورد شده‌اند. نتیجه این که اولاً در طول دو دوره همگرایی و جود داشته است. در ثانی سرعت همگرایی مطلق برای دوره ۴۵-۷۰ حدود ۰/۰۳ و سرعت همگرایی شرطی طی این دوره ۰/۰۴۷ بوده است. در دوره ۷۰-۹۰ سرعت همگرایی شرطی (بدون متغیرهای سیاستی) به ۰/۰۵۷ و سرعت همگرایی مطلق به ۰/۰۳۴ افزایش یافت. در همین دوره سرعت همگرایی شرطی با لحاظ متغیرهای سیاستی به رقم ۰/۰۵ کاهش یافت. بنابراین طی ۱۹۴۵ تا ۱۹۹۰ همگرایی در بین مناطق ۲۴گانه سوئد اتفاق افتاده است. نتیجه مهم دیگر این که بر خلاف انتظار مناطق حمایت شده (هدف) رشدی سریعتر از بقیه مناطق بعد از معرفی سیاست‌های منطقه‌ای در سال ۱۹۷۰ نداشته‌اند. دیگر این که مخارج دولتی که سهم عمده‌ای از سیاست منطقه‌ای را تشکیل می‌داده، نرخ‌های رشد منطقه‌ای را متاثر نساخته است (ضریب بی معنی بوده است). همین طور بررسی همگرایی نوع سیگما با استفاده از شاخص انحراف استاندارد لگاریتم درآمد سرانه واقعی نشان از کاهش پراکندگی در طی سال‌های ۴۵ تا ۹۰ دارد به طوری که از ۰/۱۸ در سال ۴۵ به ۰/۰۵ در سال ۱۹۹۰ رسیده است. بنابراین همگرایی 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 فعالیت‌های تحقیق و توسعه (R & D)، سیاست صنعتی، و تحصیلات و کیفیت نیروی کار داشته است. ابتدا به تحلیل و توضیح فعالیت‌های تحقیق و توسعه هم در بخش‌های اجرایی و هم در رشته‌های علمی متفاوت می‌پردازد. در بخش چهارم این تحقیق که بخش اساسی تحقیق به شمار می‌رود به برآورد برخی مدل‌های اقتصادسنجی برای بررسی روابط بین تولید ناخالص داخلی سرانه و مخارج (R & D) سرانه به تفکیک بخش‌های اجرایی و رشته‌های علمی پرداخته است. مخارج (R & D) صرف شده در بخش علمی را به دو زیر بخش تحصیلات عالی و تحصیلات مقدماتی تقسیم می‌کند و از آنجا تحصیلات عالی را به دو زیر بخش علوم انسانی و اجتماعی (SSH) و علوم طبیعی و مهندسی (NSE) تفکیک می‌کند. دوره مورد بررسی ۱۹۸۵-۱۹۹۵ بوده است. همین‌طور متغیرهایی موهومی را برای نواحی مرکزی و نواحی حاشیه‌ای به منظور لحاظ تفاوت‌های منطقه‌ای در مدل وارد می‌کند. مدل با روش حداقل مربعات معمولی OLS برآورد شده است.

نتیجه این‌که همه متغیرها خصوصاً مخارج (R & D) در سال ۱۹۹۵ تأثیر معنی‌داری بر رشد مناطق داشته‌اند که این نشان از اهمیت سیاست اروپا در تحقیق و توسعه به منظور کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای دارد. در تفکیک اثر مخارج تحقیق و توسعه بین بخش‌های مختلف بر رشد اقتصادی نتیجه این شد که (R & D) تحصیلات عالی تأثیر بیشتری نسبت به (R & D) بخش‌های اجرایی و شرکت‌های تجاری داشته‌است. همین‌طور در تفکیک اثر مخارج تحقیق و توسعه بخش تحصیلات عالی بین رشته‌های علوم انسانی و مهندسی نتیجه این شد که مخارج (R & D) رشته‌های علوم انسانی و علوم اجتماعی اثر بیشتری نسبت به مخارج (R & D) رشته‌های فنی و مهندسی بر رشد منطقه‌ای داشته‌اند. نتیجه این‌که افزایش سهم مخارج (R & D) در بخش تحصیلات عالی به‌ویژه در حوزه علوم انسانی و اجتماعی بیشتر در کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای مؤثر است.

در داخل کشور دو مطالعه راجع به همگرایی انجام شده است. تنها دو کار مشاهده شده که صرفاً به بررسی 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 (آزمون نظریه سولو-سوان)، به بررسی وضعیت همگرایی طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۴ پرداخته است که در آن تنها به بررسی همگرایی مطلق بین استان‌ها پرداخته‌اند. در این مطالعه سرعت همگرایی بین مناطق ایران در طول دوره مورد بررسی ۱/۱۵۷ بوده است یعنی هر ساله ۰/۵۷ درصد از شکاف سرانه استانی کاسته می‌شود. همین طور نشان داده شد که همگرایی نوع σ در این استان‌ها تقریباً وجود ندارد و از سال ۷۰ تا ۷۴ پراکندگی درآمدهای استانی رو به افزایش بوده است به طوری که از ۰/۱ در سال ۱۳۷۰ به ۰/۲۴۳ در سال ۱۳۷۴ رسیده است.

رحمانی و هانس - فردریش اکی (۲۰۰۴) همگرایی منطقه‌ای را در اقتصاد ایران طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ برای ۲۴ استان کشور بررسی کرده‌اند. برای این کار از داده‌های مربوط به سپرده دیداری سرانه به جای محصول سرانه استفاده شده است. دلیل این کار را وجود شباهت در رفتار آن دو متغیر عنوان کرده‌اند. به منظور بررسی همگرایی نوع β معادلات را هم در شرایط اسمی و هم واقعی به صورت زیر مورد استفاده قرار داده‌اند.

$$\frac{1}{10} \log\left(\frac{ddn00}{ddn90}\right) = a_0 + ((1 - \exp(-\beta(10)))/10) \log(ddn90) + u \quad (12)$$

$$\frac{1}{10} \log\left(\frac{ddr00}{ddr90}\right) = a_0 + ((1 - \exp(-\beta(10)))/10) \log(ddr90) + u \quad (13)$$

که در این معادلات $ddn00$ و $ddn90$ سرانه سپرده دیداری اسمی در سال‌های ۲۰۰۰ و ۱۹۹۰ هستند. همین طور $ddr00$ و $ddr90$ سرانه سپرده دیداری واقعی در استان‌ها هستند. β نیز سرعت همگرایی است. به منظور توضیح همگرایی شرطی برای لحاظ تفاوت‌های منطقه‌ای دو متغیر نرخ بیسوادی IL_0 و نسبت دانشجویان در حال تحصیل به کل جمعیت هر استان (PPS_0) به

معادلات فوق اضافه شده است. معادلات به دو روش OLS و NLS برآورد شده‌اند. نتایج این برآورد نشان می‌دهد که در روش خطی وجود همگرایی هم در سرانه سپرده دیداری اسمی و هم واقعی تأیید می‌شود، یعنی بین متوسط نرخ رشد دوره و وضعیت آغازین سپرده دیداری رابطه معکوس وجود دارد. ضریب PPS_0 مثبت و موافق علامت مورد انتظار و ضریب IL_0 مثبت و مخالف انتظار است. در روش غیر خطی در هیچ‌کدام از معادلات فوق همگرایی بتا تأیید نمی‌شود و ضریب همگرایی در آنها به لحاظ آماری فاقد معنی است. البته آنها از روش متغیر ابزاری استفاده کرده‌اند که در این مطالعه استفاده نشده است تا 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 می‌دهد که واریانس اسمی سپرده دیداری اسمی سرانه در طی دوره روند صعودی داشته، پس همگرایی از نوع سیگما در سپرده دیداری اسمی وجود ندارد. در شرایط واقعی واریانس سپرده دیداری خیلی نوسان نداشته است، گرچه در سال‌های ابتدای دوره روندی نزولی و در سال‌های آخر دوره روندی صعودی داشته است، بنابراین همگرایی نوع سیگما در سپرده دیداری واقعی نیز تأیید نمی‌شود.

۴- شرح داده‌ها

ادبیات همگرایی بر اساس متغیر درآمد و یا محصول سرانه مطرح شده است ولی از آنجا که اطلاعات مربوط به ایران بسیار محدود و گمراه‌کننده هستند نمی‌توان بر اساس درآمد سرانه به بررسی همگرایی پرداخت. بنابراین برای حل این مشکل از یک متغیر جایگزین دیگری که ویژگی‌های درآمد سرانه را دارا باشد استفاده کرده‌ایم. متغیر جایگزین سپرده دیداری استانی است چرا که هم اطلاعات مربوطه برای یک دوره زمانی موجود و قابل اعتماد است و هم آهنگ تغییرات آن همانند درآمد سرانه است، از این پس منظور از همگرایی، همگرایی

در سپرده دیداری واقعی است. در واقع مبنای نظری به‌کارگیری داده‌های سپرده دیداری به جای GDP در مطالعه رحمانی و اکی درون‌زای خلق سپرده‌های دیداری در نظریه سیکل‌های تجاری حقیقی و نظریه پسا کینزین است. برای این کار ابتدا مقادیر مربوط به سپرده دیداری طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۶۹ برای ۸ بانک تجاری شامل بانک‌های تجارت، رفاه کارگران، سپه، صادرات، کشاورزی، مسکن، ملت، و ملی به‌صورت اسمی به تفکیک استان‌ها استخراج شده و سپس با تقسیم این مقادیر بر شاخص‌های قیمت استانی که از محل گزارش‌های بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند مقادیر واقعی سپرده دیداری محاسبه شده‌اند. بعد از آن باید مقادیر واقعی به‌صورت سرانه تبدیل می‌شدند و برای این کار نیاز به میزان جمعیت استان‌ها طی دوره مورد بررسی بود که براساس روش‌های برآورد جمعیت این آمار ایجاد شده و مقادیر به سرانه تبدیل شده‌اند.

از آنجا که بعضی از استان‌های ایران در سال‌های ابتدایی دوره مورد بررسی وجود نداشته‌اند ما تنها ۲۴ استان کشور را ملاک قرار داده‌ایم که عبارتند از: تهران، اصفهان، خراسان، مازندران، گیلان، فارس، همدان، زنجان، خوزستان، کرمانشاه، کردستان، ایلام، لرستان، بوشهر، هرمزگان، مرکزی، سمنان، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد، یزد، سمنان، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و خراسان. قابل ذکر است که ما استان گلستان را جزء مازندران، قزوین را جزو زنجان، قم را جزو تهران، و اردبیل را جزو آذربایجان شرقی لحاظ کرده‌ایم.

به منظور احتساب تفاوت‌های منطقه‌ای در مدل‌های مورد استفاده از سه متغیر مهاجرت (که به‌عنوان خالص افراد خارج شده از هر استان طی دوره ۱۳۶۵-۱۳۷۵ تعریف می‌شود) تعداد دانشجویان در حال تحصیل (سرمایه انسانی هر استان) و بیکاران جویای کار در هر منطقه استفاده شده است. آمارها از اولین گزارش ملی توسعه انسانی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۸) و گزارش‌های مربوط به نیروی انسانی مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند.

در ادامه برای بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای بعضی از متغیرهای سیاست منطقه‌ای که دولت از آن طریق بر رشد و همگرایی منطقه‌ای

می‌تواند تأثیر بگذارد به کار گرفته شده‌اند. این متغیرها شامل سرمایه‌گذاری قطعی بخش دولتی در هر استان (مخارج عمرانی)، تسهیلات اعطایی بانک‌ها (۸ بانک فوق) در هر استان و میزان مالیات جمع‌آوری شده از محل هر استان (مالیات مستقیم و غیر مستقیم) هستند که همه واقعی و بر اساس قیمت‌های سال ۶۹ محاسبه شده‌اند.

۵- همگرایی در بین استان‌های ایران

۵-۱- همگرایی نوع سیگما σ

برای بررسی همگرایی نوع سیگما در بین استان‌های ایران از واریانس سرانه سپرده دیداری واقعی استفاده شده است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$D_t = \frac{1}{24} * \sum_{i=1}^{24} [ddrn_{it} - \mu_t]^2 \quad (14)$$

که D_t واریانس سپرده واقعی سرانه و $ddrn_{it}$ معرف سپرده دیداری واقعی سرانه در استان i در سال t است. پارامتر μ_t میانگین سپرده واقعی سرانه تمام استان‌ها در سال t است.

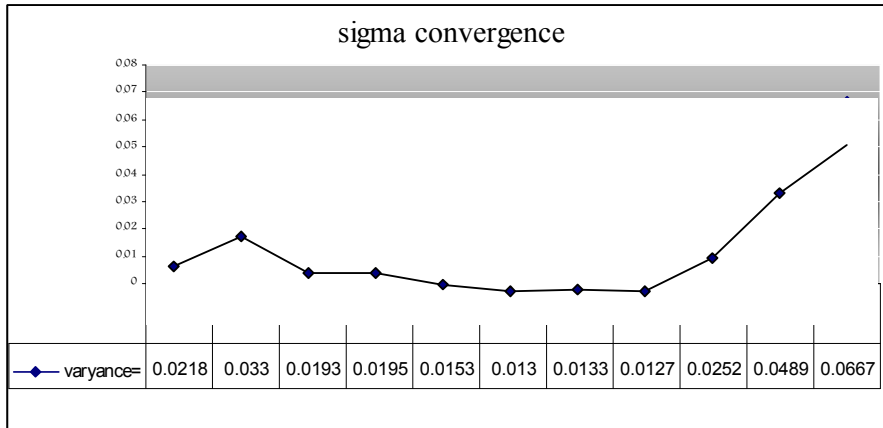
همین طور برای نشان دادن پویایی‌های واریانس سپرده دیداری واقعی سرانه در طی زمان و تست دقیق‌تر فرضیه همگرایی نوع سیگما، معادله زیر نیز برآورد می‌شود:

$$D_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{t-1} + v_t \quad \text{و} \quad v_t \approx (0, \sigma_v^2) \quad (15)$$

که D_{t-1} وقفه‌ای از D_t است.

بر اساس معادله (۱۵) در صورتی که $\alpha_1 > 1$ باشد واریانس سپرده دیداری در حال افزایش خواهد بود و یا به تعبیری ما با واگرایی در سپرده واقعی سرانه استان‌ها مواجه هستیم و اگر $\alpha_1 < 1$ باشد واریانس در دوره t کمتر از دوره $t-1$ بوده و همگرایی در سپرده واقعی سرانه خواهیم داشت.

نتیجه محاسباتی رابطه (۱۴) در نمودار و جدول زیر آمده است:



همان‌گونه که در نمودار مشاهده می‌شود پراکندگی سرانه واقعی سپرده دیداری در استان‌های ایران از سال‌های ابتدای دوره (۷۰ تا ۷۶) با آهنگ مناسبی کاهش داشته است. در این سال‌ها، شاهد همگرایی در سرانه سپرده دیداری استان‌ها بوده‌ایم. بر اساس جدول فوق واریانس سپرده سرانه واقعی در ابتدای دوره مورد بررسی (۱۳۶۹) معادل ۰/۰۲۲ بوده است که به حداقل خود در سال ۷۶ یعنی (۰/۰۱۲۷) می‌رسد. از سال ۷۶ به بعد این پراکندگی سریعاً افزایش پیدا می‌کند به‌طوری‌که آن مقدار کاهش در پراکندگی که در طی ۶ سال شاهد بودیم در طی سه سال بعد نه تنها جبران شد، بلکه به سطحی بالاتر از مقدار مربوط به سال ۶۹ رسید.

بنابراین هیچ‌گونه تضمینی برای وجود همگرایی نوع سیگما وجود ندارد. این‌که آیا واقعاً در کل طی دوره واگرایی داشتیم و یا همگرایی معادله شماره (۱۵) را رگرس کرده‌ایم که نتیجه آن به صورت زیر است:

$$\hat{D}_t = -0.0013 + 1.26D_{t-1} \quad \text{و} \quad (R^2 = 0.62, t_1 = -0.15, t_2 = 3.67) \quad (16)$$

همان‌گونه که معادله نشان می‌دهد با توجه به معنی‌داری ضرایب، واریانس با نرخ تصاعدی در حال افزایش است بنابراین شاهد نوعی واگرایی در سرانه سپرده دیداری واقعی در استان‌های ایران هستیم.

۲-۵- همگرایی نوع بتا (بدون لحاظ دولت)

همان‌گونه که گفته شد منظور از همگرایی نوع بتا این است که مناطق فقیرتر رشد بیشتری نسبت به مناطق ثروتمندتر داشته، پس به یک سطح تعادلی همگرا می‌شوند. براساس تعریف همگرایی بتای مطلق (غیرشرطی) همه مناطق به یک سطح از تعادل میل می‌کنند. به منظور بررسی همگرایی مطلق در بین استان‌های ایران معادله زیر که براساس معادله بارو و سالا-آی-مارتین (۱۹۹۲) طراحی شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$(17) \quad v(0, \sigma^2) \text{ و } v_t \text{ و } \log(\text{ddrn}69) + \left[\frac{(1 - \exp(-10 * \beta))}{10} \right] * \log\left(\frac{\text{ddrn}79}{\text{ddrn}69}\right) = \alpha + \frac{1}{10} * \log\left(\frac{\text{ddrn}79}{\text{ddrn}69}\right)$$

که $\text{ddrn}79$ سرانه واقعی سپرده دیداری در سال ۷۹ و $\text{ddrn}69$ سپرده دیداری واقعی سرانه در آغاز دوره محسوب می‌شود و β نیز سرعت همگرایی است. در صورتی که β منفی باشد ما شاهد همگرایی تمام استان‌ها به یک سطح تعادلی خواهیم بود و یا به تعبیری دیگر رابطه بین وضعیت آغازین سپرده دیداری استان و متوسط نرخ رشد طی دوره معکوس خواهد بود، به عبارتی دیگر استان‌هایی که وضعیت اولیه نامطلوب‌تر دارند دارای نرخ رشد بزرگتری نسبت به استان‌های با وضعیت اولیه مطلوب‌تر هستند. در نتیجه همه استان‌ها به هم نزدیک می‌شوند. بعکس اگر β مثبت باشد استان‌ها در طی زمان در واگرایی از یکدیگر بوده و بنابراین فقیر همواره فقیرتر و ثروتمند همواره ثروتمندتر می‌شود.

نتیجه برآورد غیر خطی معادله شماره ۱۷ به صورت زیر است:

$$(18) \quad 0.1 * \log(\text{ddrn}79 / \text{ddrn}69) = -0.0207 + 0.1 * (1 - e^{0.0610 * 10}) * 0.09 \log(\text{ddrn}69) \\ (-0.49) \quad (-2.25)$$

که اعداد داخل پرانتز آماره t مربوط به ضرایب هستند. همان‌گونه که نتیجه برآورد مدل نشان می‌دهد ضریب سرعت همگرایی (β)، دارای علامت منفی است که مقدار آن برابر (۰/۰۶۱) است. بنابراین اولاً، رابطه بین وضعیت آغازین استان‌ها (به لحاظ سپرده دیداری واقعی سرانه) و رشد استان‌ها منفی بوده و استان‌های فقیرتر دارای رشد بزرگتری نسبت به استان‌های ثروتمندتر هستند در نتیجه همه استان‌ها بر طبق تعریف همگرایی مطلق به یک سطح از تعادل باثبات همگرا

می‌شوند. ثانیاً سرعت همگرایی در بین استان‌ها معادل (۰/۰۶۱) است یعنی سالانه ۶ درصد از شکاف بین وضعیت فعلی سپرده دیداری واقعی سرانه و وضعیت تعادل پایدار برطرف می‌شود.

اما آنچه در عمل مشاهده می‌شود این است که استان‌ها تا حدودی به لحاظ پارامترهای منطقه‌ای متفاوت هستند، پس بررسی همگرایی مطلق کفایت نمی‌کند و باید به بررسی همگرایی نوع شرطی پردازیم. با تعمیم معادله فوق برای نشان دادن همگرایی شرطی، معادله (۵-۴) به صورت زیر تبدیل خواهد شد:

$$\frac{1}{10} * \log \left[\frac{ddrn79}{ddrn69} \right] = \alpha + \left[\frac{(1 - \exp(-10 * \beta))}{10} \right] * \log(ddrn69) + \Phi.V + v_T \quad (19)$$

که در این معادله V ، برداری از متغیرهای تعیین کننده ویژگی‌های اقتصادها به منظور تمایز بین وضعیت تعادلی برای بررسی همگرایی شرطی است. متغیرهایی که در اینجا ما به عنوان تعیین کننده‌های تعادل‌های منطقه‌ای استفاده می‌کنیم، نرخ مهاجرت طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۵ از استان‌های سراسر کشور، تعداد دانشجویان در حال تحصیل در استان‌های مختلف به عنوان تعیین کننده تحرک سرمایه انسانی و تعداد افراد بیکار جویای کار در هر استان است، این سه متغیر در بسیاری از کارهای انجام شده در زمینه بررسی همگرایی شرطی استفاده شدند. نتیجه برآورد غیرخطی این معادله به صورت زیر است:

جدول ۱- همگرایی شرطی در شرایط عدم دخالت دولت.

ضریب	α	β	δ_1	δ_2	δ_3
مقدار	-۰/۰۲	-۰/۰۶۰۹	-۰/۰۰۰۰۵۴	-۰/۰۰۰۰۲۴۸	۰/۰۰۰۰۴۲۱
آماره t	-۰/۳۸	-۱/۸۱	-۱/۷۹	-۰/۶۸	۲/۳۹

همان گونه که از نتیجه مدل فوق بر می‌آید، سرعت همگرایی شرطی بدون لحاظ سیاست‌های دولت تقریباً با سرعت همگرایی مطلق برابر و مقدارش نیز ۰/۰۶۰۹ می‌باشد. از طرفی ضرایب مربوط به متغیرهای کنترل و ناحیه‌ای تقریباً بی‌معنی هستند. نتیجه این است که با کمی مسامحه می‌شود گفت که

تفاوت‌های عمده‌ای در بین استان‌ها وجود نداشته و تقریباً همگن هستند. بر این اساس حدود ۱۱ سال طول می‌کشد تا نیمی از فاصله بین وضعیت فعلی سپرده دیداری واقعی سرانه استان‌های سراسر کشور با وضعیت تعادل باثبات برطرف شود.

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

سیاست‌های دولت در مناطق مختلف می‌تواند آثار متفاوتی بر روی رشد هر منطقه به همراه داشته باشد. به منظور جواب دادن به سوال دوم تحقیق، متغیرهای سیاستی را که به آنها اشاره شد در سیستم معادلات وارد می‌کنیم. در این صورت معادله همگرایی که به منظور بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی مورد استفاده قرار می‌گیرد به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{10} * \log \left[\frac{\text{ddm}79}{\text{ddm}69} \right] = \alpha + \left[\frac{(1 - \exp(-10 * \beta))}{10} \right] * \log(\text{ddm}69) + \delta_1.AVDAN69i + \delta_2.AVBIK69i + \delta_3.AVMOHAJER6575 + \pi_1.INVESTGHATIi + \pi_2.PERTAX75i + \pi_3.TASHILIi + v_t$$

که متغیر $AVDANi$ متوسط دانشجویان، $AVBIKi$ متوسط بیکاران، $AVMOHAJERi$ متوسط مهاجران از استان i هستند. این متغیرها، متغیرهای ناحیه‌ای و کنترل در مدل اساسی بارو است. متغیرهای $INVESTGHATIi$ ، سرمایه‌گذاری قطعی، $PERTAX75i$ ، مالیات سرانه، و $TASHILIi$ ، تسهیلات اعطایی، متغیرهای سیاست منطقه‌ای محسوب شوند. انتظار می‌رود که پارامترهای $\delta_1, \pi_1, \pi_2, \pi_3$ مثبت و پارامترهای δ_2, δ_3 منفی باشند.

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

جدول ۲- همگرایی شرطی با لحاظ متغیرهای سیاستی دولت.

ضریب	α	β	δ_1	δ_2	δ_3	π_1	π_2	π_3
مقدار	-۰/۱۱	-۰/۰۶۰۲	۰/۰۰۰۳۳۵	-۰/۰۰۰۱۰۷	۰/۰۰۰۰۰۴۷۴	۰/۰۰۰۳۴۶	۰/۰۰۱۰۵۹	۰/۰۰۰۰۱۲۳
آماره t	-۳/۷۴	-۳/۸۲	۲/۰۷	-۵	-۰/۴۰	۶/۶۷	۴/۹۳	-۱/۸۰

بر اساس نتایجی که در جدول فوق آمده است متغیرهای ناحیه‌ای و کنترل، بجز مهاجرت که به لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری بر رشد منطقه‌ای نداشته است بقیه متغیرها در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار هستند. همین طور ضرایب مربوطه مطابق انتظار هستند. افزایش دانشجویان در حال تحصیل هر استان رشد استانی را افزایش می‌دهد. کاهش بیکاران در هر استان نیز رشد سپرده دیداری سرانه استانی را بهبود می‌بخشد. متغیر مهاجرت هر چند تأثیرش معنی‌دار نیست ولی افزایش مهاجرت به خارج از هر استان (به منزله خروج سرمایه انسانی) رشد آن استان را کاهش می‌دهد. بنابراین ورود دولت نقش تفاوت‌های منطقه‌ای را برجسته کرد.

در این مدل (مدل نهایی) سرعت همگرایی معادل $0/0602$ است یعنی سالانه $6/02$ درصد از شکاف بین وضعیت فعلی سپرده دیداری و سطح تعادلی آن بر طرف می‌شود. تقریباً ۱۰ سال طول می‌کشد تا نصف این شکاف بر طرف شود. نتیجه برآورد مدل نشان می‌دهد که هر سه متغیری که به عنوان متغیرهای سیاست منطقه‌ای تحت کنترل مستقیم دولت هستند، از حیث آماری دارای تأثیر معنی‌داری بر روی رشد استانی هستند. انتظار بر این بود که هر چه سرمایه‌گذاری دولتی در استان‌ها بیشتر باشد رشد آنها تسریع شود. در اینجا نیز این متغیر دارای ضریب مثبت و معنادار است و افزایش یک میلیون ریال در سرمایه‌گذاری استان‌ها توسط دولت به‌طور متوسط رشد منطقه‌ای را طی دوره $3/44$ درصد افزایش می‌دهد. بنابراین تفاوت در میزان سرمایه‌گذاری در استان‌های مختلف، منجر به تفاوت در مسیرهای رشد استان‌ها می‌شود.

متغیر دیگر، میزان مالیات‌های سرانه جمع‌آوری شده در هر استان ($PERTAX75i$) است. بر اساس نتایج مدل در جدول فوق این متغیر نیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد استان‌ها دارد. به تعبیر دیگر تخصیص مالیات‌های جمع‌آوری شده مطلوب بوده و قسمتی از رشد منطقه‌ای را توضیح داده است. بر این اساس هر هزار ریال افزایش در حجم مالیات‌های سرانه هر استان منجر به افزایش $1/05$ درصد در متوسط رشد اقتصادی آن استان می‌شود.

متغیر سومی که برای معرفی نقش سیاست‌های منطقه‌ای دولت در مدل لحاظ شده بود، میزان تسهیلات و وام‌های اعطایی بانک‌ها و مؤسسات دولتی (TASHILi) به استان‌ها است. بر اساس نتیجه برآورد مدل این متغیر نیز در سطح خطای ۱۰ درصد دارای تأثیر معناداری در رشد استان‌ها است. اما علامت آن مطابق انتظار نیست. به تعبیری نه تنها در افزایش رشد منطقه‌ای مؤثر نبوده است بلکه عاملی کاهنده برای رشد استان‌ها محسوب می‌شود.

به‌عنوان یک نتیجه کلی می‌توانیم بگوییم که سیاست‌های منطقه‌ای دولت توانسته‌اند رشد منطقه‌ای را بهبود بخشند، چرا که تقریباً متغیرهای سیاستی دارای ضرایب معنی‌داری در مدل هستند. اما سؤال اساسی این است که آیا این افزایش در رشد منطقه‌ای در راستای همگرایی مناطق صورت گرفته است یا خیر؟ برای جواب دادن به این سؤال مقایسه سرعت همگرایی در دو مدل همگرایی نوع شرطی بدون لحاظ دولت (۱۹)، و مدل همگرایی نوع شرطی با لحاظ سیاست‌های دولت (۲۰) کفایت می‌کند.^۱ در نتیجه همگرایی شرطی بدون لحاظ سیاست‌های دولت سرعت همگرایی در بین استان‌ها (مدل ۱۹)، سرعت همگرایی معادل رقم ۰/۰۶۰۹ بود که برآن اساس حدود ۱۰ سال طول می‌کشید تا تمام استان‌ها نیمی از شکاف خود با وضعیت تعادلی را طی کنند، اما در نتیجه برآورد مدل همگرایی شرطی با لحاظ سیاست‌های دولت، این رقم به ۰/۰۶۰۲ کاهش پیدا کرد. به عبارت دیگر در این وضعیت ۱۲ سال طول می‌کشد تا تمام استان‌ها نیمی از شکاف خود با وضعیت تعادلی را از بین ببرند. نتیجه روشن است، با ورود دولت در مدل سرعت همگرایی (معادل ۰/۰۰۰۷) کاهش یافته و مدت زمان طی کردن نیمی از شکاف استان‌ها با وضعیت‌های تعادلی حدود ۲ سال به تاخیر افتاده است. بنابراین جواب این سؤال که آیا سیاست‌های دولت در راستای تسریع همگرایی بوده‌اند یا خیر منفی است و این سیاست‌ها نه تنها در راستای همگرایی نبوده‌اند

۱- این شیوه بررسی در بیشتر 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 سوئد توسط Fredrik - Bergstrom است.

بلکه از سرعت آن نیز کاسته‌اند. این مساله می‌تواند به چند دلیل باشد. یا توجه دولت به استان‌ها از لحاظ حجم مخارج عمرانی و تسهیلات اعطایی کم بوده است و یا این‌که نحوه تخصیص آنها بین استان‌ها نامطلوب بوده و به نفع استان‌های ثروتمندتر تمام شده است و یا این‌که انتقال منافع حاصل از این تخصیص‌ها به استان‌های ثروتمندتر بر اثر رانت جویی چنین پیامدی داشته است.

۶- 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 موفق بوده‌اند یا خیر؟ با توجه به بحث‌های مطرح شده و نتایج مربوط به مدل‌های برآورد شده به نظر می‌رسد بتوانیم جواب‌های قانع‌کننده‌ای به سؤال‌های فوق بدهیم. از آنجا که در تمام مدل‌های مربوط به همگرایی (β)، رابطه بین وضعیت اولیه استان‌ها (از نظر سرانه واقعی سپرده‌دیداری) و متوسط رشد استانی منفی بود لذا نوعی از همگرایی شرطی در بین استان‌ها پیش‌بینی می‌شود. بنابراین فرضیه اول تحقیق مبنی بر وجود روند همگرایی (نوع بتا) در بین استان‌های ایران تأیید می‌شود.

همین‌طور چون با لحاظ سیاست‌های منطقه‌ای دولت در مدل همگرایی شرطی سرعت همگرایی از ۰/۰۶۰۹ به ۰/۰۶۰۲ کاهش پیدا کرده و سال‌های لازم برای از بین رفتن نیمی از شکاف سپرده دیداری واقعی سرانه تمام استان‌ها با وضعیت تعادلی باثبات از ۱۰ به ۱۲ سال افزایش یافت، پس فرضیه دوم مبنی نقش مثبت سیاست‌های منطقه‌ای دولت در تسریع همگرایی رد می‌شود. با تست این دو فرضیه سؤالات 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 تسریع همگرایی نبوده‌اند.

یافته‌های دیگر تحقیق به قرار زیر است:

۱- بررسی همگرایی نوع سیگما با استفاده از شاخص واریانس سرانه واقعی

سپرده دیداری طی دوره ده ساله ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۹ نشان داد که هرچند تا ابتدای سال ۱۳۷۶ استان‌های ایران کاهش پراکندگی در سرانه واقعی سپرده دیداری را تجربه کرده‌اند اما بعد از سال ۱۳۷۶ پراکندگی به شدت افزایش یافته است. به‌طور کلی آزمون‌های انجام شده نشان دادند که در کل دوره نوعی واگرایی (سیگما) در سرانه واقعی سپرده دیداری وجود دارد.

۲- براساس نتیجه آزمون همگرایی مطلق در بین استان‌ها مشخص شد که اقتصادها با سرعت تقریبی $0/061$ در سال در حال همگرا شدن با وضعیت تعادلی با ثبات خود هستند. به عبارتی دیگر با فرض یکسان بودن پارامترهای منطقه‌ای، رابطه بین وضعیت آغازین استان‌ها از نظر وضعیت سپرده دیداری واقعی سرانه و متوسط رشد استانی طی دوره منفی، بوده در نتیجه استان‌های فقیرتر نرخ رشد بزرگتری نسبت به استان‌های ثروتمندتر داشته‌اند.

۳- در توضیح همگرایی شرطی روشن شد که با لحاظ متغیرهای کنترلی و ناحیه‌ای سرعت همگرایی خیلی فرقی نکرد و نقش تفاوت‌های منطقه‌ای در فرایند همگرایی بسیار کم اثر شد. اما با لحاظ متغیرهای سیاستی در مدل، نقش متغیرهای ناحیه‌ای و کنترل بر جسته‌تر شد و همه آنها به لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری در رشد منطقه‌ای بر جای گذارند. در این حالت سرعت همگرایی حدود $0/602$ برآورد شد. در نتیجه سیاست‌های منطقه‌ای دولت سرعت همگرایی را تقلیل داده‌اند.

۴- با مقایسه سرعت همگرایی در دو مدل شرطی بدون دخالت دولت و شرطی با دخالت دولت نتیجه این می‌شود که وقتی متغیرهای سیاستی دولت در مدل وارد می‌شوند سرعت همگرایی از $0/609$ به $0/602$ کاهش پیدا می‌کند و تعداد سال‌های لازم برای طی شدن نصف فاصله از تعادل با ثبات، از ۱۰ سال به ۱۲ سال افزایش می‌یابد. بنابراین سیاست‌های منطقه‌ای دولت در تسریع همگرایی ناموفق بوده‌اند و حتی در جهت عکس نیز عمل کرده‌اند.

فهرست منابع

- ۱- ابراهیمی، ایلناز، (۱۳۸۲)، تأثیر بهره‌وری بر روی رشد اقتصادی در قالب مدل‌های رشد درون‌زا، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- ۲- افشاری، زهرا، (۱۳۷۸)، بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه سولووسوان)، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۳.
- ۳- بروگستروم، ویلی، (۱۳۷۷)، دولت و رشد، ترجمه علی حیاتی، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.
- ۴- بهکیش، محمدمهدی، (۱۳۸۱)، اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن، نشر نی.
- ۵- پروین، سهیلا، (۱۳۷۶)، مروری بر مدل‌های رشد اقتصاد کلان در کشورهای جهان سوم، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
- ۶- جونز، چالرز آی، (۱۳۷۹)، مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی، ترجمه غلامرضا گرای نژاد و حمید سهرابی، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.
- ۷- جونز، هایول، (۱۳۷۰)، نظریات رشد اقتصادی، ترجمه صالح لطفی، مرکز نشر دانشگاهی.
- ۸- صباغ کرمانی، مجید، (۱۳۸۰)، اقتصاد منطقه‌ای (تئوری‌ها و مدل‌ها)، انتشارات سمت.
- ۹- صرافی، مظفر، (۱۳۷۷)، مبانی برنامه‌ریزی توسعه منطقه‌ای، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.
- ۱۰- قره‌باغیان، مرتضی، (۱۳۷۱)، اقتصاد رشد و توسعه، جلد ۱ و ۲، نشر نی.
- ۱۱- گجراتی، دامودار، (۱۳۷۸)، اقتصادسنجی جلد ۱ و ۲، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.
- ۱۲- مهدوی، ابولقاسم، (۱۳۸۰)، راهبردهای کلان رشد اقتصادی ایران، انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- 13- Aghion, P. , and P. W. Howitt, (1998), "Endogenous Growth Theory", The MIT Press.
- 5- Baltagi, B. H. , (1999), "Econometrics", Springer.
- 6- Barro, Robert J. , and Xavier Sala-i-Martin, (1991), "Convergence across States and Regions", Brookings Papers on Economic Activity, No. 1.
- 7- Barro, Robert J. , and Xavier Sala-i-Martin, (1995), "Economic Growth", The MIT Press.
- 8- Barro, Robert J. , and Xavier Sala-i-Martin, (1998), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", NBER Working

- Paper Series, Working paper No. W2588.
- 9- Brasher, Lucas, (1999), "Knowledge Diffusion and the Development of Regions", *The Annals of Regional Science*, Vol. 33, Issue 3, August.
 - 10- Carluer, F. , and E. Sharipova, (2001), "Regional Convergence in Russia? Or When Economic Geography Confirms Macroeconomic Analysis", Russian –European Center for Economic Policy, Working Paper Series, June.
 - 11- Chen, Jian, and B. M. Fleisher, (1996), "Regional Income Inequality and Economic Growth in China", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 22, Issue 2(4).
 - 12- Cheshire, Paul, and Stefano Magrini, (2000), " Endogenous Processes in European Regional Growth: Convergence and Policy", *Growth and Change*, vol. 31, Issue 4, Fall.
 - 13- Dotsey, Michael Mao, and Ching Sheng, (1997), "The Effects of Fiscal Policy in a Neoclassical Growth Model", Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper, Number 97-2, June.
 - 14- Funke, Michael, and Holger Strulik, (1999), "Regional Growth in West Germany: Convergence or Divergence?", *Economic Modeling*, Vol 16 .
 - 15- Gaulier, Guillaume, Christophe Hulin, and P. Jean-Pierre, (1999), "Testing Convergence: A Panel Data Approach", *Annals D,economie ET de statistique*, No. 55-56.
 - 16- Gonzalez, Patricio Aroca, and Domingo Claps Arenas, (1997), "Regional Convergence Analysis of Chilean Economy Between 1960 and 1996", Department of Economics and IDEAR Universidad Catolica Del Norte, Antofagasta, Chile.
 - 17- Greene, William H. , (2000), "Econometric Analysis", Prentice Hall International, Inc. , Fourth Edition.
 - 18- Guisan, M. Carmen, M. T. Cancelo, M. R. Diaz, (1998) ,"Evaluation of the Effects of European Regional Policy in the Diminution Regional Disparities", *ERSA Conference Papers*, ersa98.
 - 19- Johansson, Paul, (2000), "A Nonparametric Analysis of Income Convergence across the U. S. States", *Economic Letters*, Vol 69 , May.
 - 20- Kaufman, Martin, Swagel Philippe, and Steven Dunaway, (2003), "Regional Convergence and the Role of Federal Transfer in Canada", *IMF Working Papers*, wp/03/97, May.
 - 21- Keller, Richard, and Norman Gemmel, (2003), "Fiscal Policy, Growth and Convergence in Europe", *Treasury Working Paper Series*, 03/14, June .
 - 22- Pekkala, Sari, (1999), "Regional Convergence across the Finnish Provinces and SubRegions, 1960-94", *Finnish Economic Papers*, Vol. 12, Spring.
 - 23- Petrakos, George, and Yiannis Saratsis, (2000), "Regional Inequalities in

- Greece", *Papers in Regional Science*, Vol 79.
- 24- Quah, Danny T., (1996), "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, Vol. 40.
 - 25- Rahmani, Teymur, and Hans-Friedrich Eckey, (2004), "Testing Regional Convergence in Iran,s Economy, *Iranian Economic Review*, Vol. 19, No10, Spring.
 - 26- Rey, Sergio J., and B. M. Montouri, (1998), "U. S. Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective", *Regional Studies*, August.
 - 27- Romer, David, (2001), "Advanced Macroeconomics", MacGraw Hill.
 - 28- Shankar, Raja, and Anvar Shah, (2003), "Bridging the Economic Divide within Countries: A Scorecard on the Performances of Regional Policies in Reducing Regional Income Disparities", *World Development*, Vol 31, No. 8.
 - 29- Shioji, Etsuro, (2001), "Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15.
 - 30- Shupp, Franklin R., (2002), "Growth and Income Inequality in South Africà , *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 26 (9).
 - 31- Steger, Thomas M., (2003), "The Segerstrom Model: Stability, Speed of Convergence and Policy Implications", Swiss Federal Institute of Technology Economic Bulletin, June.
 - 32- Sum, Andrew, Gustav Schachter, and Ishwar Khatiwada, (2002), "Regional Convergence in Outputs and Income in Italy and the U. S", *ERSA Conference Papers*, 02, August.
 - 33- Trivedi, Kamakshya, (2002), "Regional Convergence, and Catch up in India between 1960 and 1992", University of Oxford Economic Papers, W01, December.



