

## بررسی همگرایی رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی در استان‌های ایران

الهام اکبری پیرمؤمن سرائی<sup>۱</sup>، رضا مقدسی<sup>۲</sup>\*

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۹/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۱/۳۰

### چکیده

یکی از محورهای برنامه‌های توسعه اقتصادی در ایران بعد از انقلاب، گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای است و هدف این گرایش، تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر نقطه بر مبنای استعدادهای و ویژگی‌های خاص آن منطقه و کاهش شکاف رشد اقتصادی بین مناطق مختلف کشور است. هدف این مطالعه نیز بررسی همگرایی رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی استان‌های ایران در بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ می‌باشد. بر این اساس فرضیه وجود همگرایی بین استان‌های ایران بر پایه مدل سولو-سوان مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش، نمایانگر مطالب زیر می‌باشد: ۱- وجود همگرایی مطلق در ارزش افزوده بخش کشاورزی بین استان‌های ایران به اثبات رسید. علاوه بر این تخمین ضریب همگرایی نیز نشان می‌دهد که هر ساله ۰/۲۱٪ از شکاف موجود در رشد اقتصادی بین استان‌های کشور کاهش می‌یابد. ۲- به رغم تأثیرات مثبت سیاست‌های دولت در رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی، نه تنها سیاست‌های دولت در راستای همگرایی نبوده‌اند بلکه از سرعت آن نیز کاسته‌اند که علت این کاهش را می‌توان به تخصیص غلط منابع و تسهیلات به استان‌ها و یا حجم محدود تسهیلات و اعتبارات تخصیص یافته به بخش کشاورزی نسبت داد که در کل به نفع استان‌های ثروتمندتر و توسعه یافته‌تر تمام شده است.

طبقه‌بندی *JEL*: R11, F43, Q28

واژه‌های کلیدی: همگرایی منطقه‌ای، رشد اقتصادی، رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی (GVA).

۱- دکترای اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات تهران.

۲- دکترای اقتصاد کشاورزی و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران.

\* نویسنده‌ی مسئول مقاله: moghaddasi@srbiau.ac.ir

### پیشگفتار

رشد و توسعه اقتصادی مناطق یک کشور از مهم‌ترین مباحث اقتصاد منطقه‌ای در دهه‌های اخیر محسوب می‌شود. به طوری که بررسی رشد و توسعه مناطق به عنوان یکی از اهداف مهم دولت‌های محلی همواره مورد توجه قرار گرفته است. همان‌طور که روند توسعه یافتگی در کشورهای مختلف جهان دارای مراتب گوناگون است، در داخل یک کشور نیز روند توسعه یافتگی در بین استان‌ها و مناطق مختلف یکسان نیست (مولایی، ۱۳۸۱).

با بررسی اقتصاد منطقه‌ای کشورهای مختلف مشخص می‌شود که برخی مناطق نسبت به مناطق دیگر عملکرد اقتصادی بهتری داشته و در مقایسه با میانگین کشور رشد اقتصادی بالاتری دارند. این رشد فزاینده ناشی از ساختار اقتصادی مناسب، وجود مزیت‌های نسبی در فعالیت‌های مختلف و سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی منطقه‌ای صحیح است. بی‌توجهی به استعدادها، توانایی‌ها و مزیت‌های نسبی هر منطقه در زمینه فعالیت‌های اقتصادی موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاری‌هایی متناسب با امکانات و ظرفیت‌های بالقوه مناطق صورت نگرفته و به رغم اجرای برنامه‌های متعدد توسعه ملی و منطقه‌ای، همچنان روند توسعه نیافتگی مناطق ادامه یابد (صادقی و غفاری‌فرد، ۱۳۸۸).

علیرغم وجود نابرابری‌های قابل توجه در درون مناطق کشورهای در حال توسعه در ابعاد مختلف اجتماعی-اقتصادی، این مساله در سطح سیاست‌گذاری کشورها هنوز به طور جدی مورد توجه قرار نگرفته است. در این بین کشور ایران نیز از این قاعده مستثنی نیست. به طوری که شکاف بین استان‌ها در ایران با یک نرخ قابل ملاحظه و فزاینده‌ای در حال رشد بوده و منجر به مشکلات جدی، شامل مهاجرت و پیامدهای مرتبط با آن از استان‌های عقب مانده به استان‌های پیشرفته شده است. بنابراین یکی از اهداف برنامه‌ریزی توسعه، کاهش دوگانگی نامطلوب مناطق نظیر دوگانگی منطقه‌ای در درون کشورها است که به دلایل متعددی در مسیر توسعه یافتگی آنها ایجاد شده و روند برنامه‌ریزی توسعه را مختل کرده است. بدیهی است سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی دقیق به منظور رهایی از این معضل، نیازمند شناخت وضعیت موجود مناطق، از لحاظ ملاک‌های توسعه و شناسایی موقعیت هر یک در مقایسه با یکدیگر است. این موضوع اولین مرحله در برنامه‌ریزی رفع نابرابری‌ها و ایجاد تعادل‌های منطقه‌ای محسوب می‌شود تا با چنین شناختی، اهداف توسعه‌ای مناطق، متناسب با امکانات و محدودیت‌ها تعیین شود. همچنین بهره‌برداری از امکانات و قابلیت‌های متنوع و گسترده هر منطقه، از جمله ضرورت‌هایی است که بایستی با توجه به ویژگی‌های خاص همان منطقه به گونه‌ای بهینه و کارا صورت پذیرد (هونجو، ۱۹۸۱).

نتیجه این اقدام‌ها (شناخت و بهره‌برداری)، توسعه مناطق همراه با عدالت خواهد بود. از دیدگاه این رویکرد، لازم است که رشد و توسعه منطقه‌ای در جایی که به منطقه و کشور کمک می‌کند،

افزایش یابد و در جایی که برای انسان و طبیعت ضرر داشته باشد، باید متوقف شود. در همین راستا دارایی‌های اقتصادی، ساختار سازمانی، نهادها و مناسبات خارجی و عناصر نقش‌ساز در توسعه منطقه‌ای معرفی شده‌اند (لانگمن، ۱۹۸۱).

بنابراین توسعه یک منطقه مستلزم تلاش در جهت شناسایی مدل‌هایی برای تخصیص مکانی منابع و امکانات تولیدی با توجه به قابلیت این مناطق برای باز تولید گسترده و حرکت در جهت توسعه پایدار است. در این میان کشاورزی یکی از بخش‌های مهم و توانای تولیدی کشور است که نقش اصلی را در برقراری امنیت غذایی کشور بر عهده دارد. بررسی عملکرد مکانی فعالیت‌های کشاورزی به منظور اصلاح روش‌ها و تلاش برای ارتقای کارایی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. گستردگی دامنه چنین فعالیتی یکی از ملاک‌های توسعه یافتگی کشاورزی محسوب می‌شود؛ به طوری که مناطق بهره مند و برخوردار از روش‌های کنترل و ارزیابی که مانع هدر رفتن منابع و امکانات می‌شود، توسعه یافته‌تر تلقی می‌شوند (رجبی تنها و عبدالله زاده، ۱۳۸۹).

در بعد سیاستی و مدیریتی بخش کشاورزی کشور مطالعه‌ای در راستای ارزیابی و تحلیل عوامل موثر بر رشد منطقه‌ای این بخش انجام نگرفته و در نتیجه اتخاذ رویکردی جهت پیشبرد توسعه متوازن بخش کشاورزی درخور پتانسیل‌های استان‌ها در جریان برنامه‌ریزی‌های مربوطه ناممکن شده است. بی‌گمان انجام این مطالعه می‌تواند با بررسی عوامل موثر در رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی کشور و همچنین میزان تاثیر آنها، به تدوین ساز و کارهایی برنامه‌مند برای بهبود سطح توسعه مناطق و دستیابی به سطح متوازن توسعه کشاورزی منجر شود. تحقیق حاضر نیز در همین راستا انجام شده تا بتواند پاسخی مناسب به پرسش‌های زیر ارائه دهد.

۱- آیا همگرایی در رشد بخش کشاورزی، بین استان‌های ایران وجود دارد؟

۲- آیا سیاست‌های دولت در راستای تسریع همگرایی در بخش کشاورزی صورت گرفته است؟

۳- میزان تاثیر این عوامل بر سطوح متفاوت توسعه کشاورزی چگونه است؟

همچنین در زمینه بررسی همگرایی و تحلیل‌های رشد اقتصادی، تعدادی مطالعه در داخل و خارج صورت گرفته است که به طور خلاصه به مطالعاتی اشاره می‌شود که به تحلیل و بررسی همگرایی منطقه‌ای پرداخته‌اند.

مکیان و خاتمی (۱۳۹۰) به بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا در طول دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ پرداختند. بدین منظور از مدل سری زمانی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، ریشه واحد زیوت- اندریوز با شکست ساختاری درونزا و آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج حاکی از پذیرفته شدن فرضیه همگرایی درآمد سرانه کل نمونه کشورهای منتخب، به سمت میانگین درآمد سرانه منطقه بود. به عبارتی در

مجموع، کشورهای منتخب به سمت کاهش شکاف درآمدی با میانگین درآمد سرانه، در حرکت بودند.

ابریشمی همکاران (۱۳۸۷) به بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی پرداختند. بر اساس نتایج تجربی که به وسیله اقتصادسنجی فضایی تخمین زده شده، شاهد همگرایی و شرطی و غیرشرطی در میان کشورهای اسلامی بودیم.

مؤیدفر و اکبری (۱۳۸۳) به بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۰ با استفاده از رهیافت فضایی پرداختند. بنابراین فرضیه وجود همگرایی مطلق بین مناطق مختلف ایران بر پایه رشد نئوکلاسیک (سولو-سوان) با استفاده از روش اقتصادسنجی قضاوتی آزمون شد. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش نمایانگر وجود همگرایی در درآمد سرانه در بین استان‌های ایران بوده و تخمین ضریب همگرایی نیز نشان داد که در هر سال ۰/۳۱٪ از شکاف موجود در رشد اقتصادی مناطق ایران کاهش می‌یابد. از طرف دیگر ورود متغیر وابستگی فضایی، نه تنها درجه توضیح دهندگی الگو را افزایش می‌دهد، بلکه در مناطق مجاور از نظر جغرافیایی وجود ضریب مثبت و معنی دار متغیر وابستگی فضایی، نشانگر وجود اثرات مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی است.

رحمانی (۱۳۸۳) در مطالعه رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران به طرح آزمونی برای همگرایی مناطق یا استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری سرانه در دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۷۹ پرداخته و از طریق آزمون فرضیه همگرایی با استفاده از روش‌های OLS و NLS و همچنین آزمون فرضیه همگرایی سیگما به نتایجی دست یافته که از روش OLS دال بر وجود همگرایی است. اما نتایج به‌دست آمده از روش NLS و همچنین آزمون همگرایی سیگما، همگرایی را تایید نمی‌کنند.

فان و سان (۲۰۰۸) به بررسی نابرابری درآمدی در چین پرداختند. هدف از این مقاله بررسی این نکته است که آیا تلاش‌های اخیر دولت به سمت کاهش نابرابری‌ها اثرگذار بوده است یا خیر. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری‌های درون استانی در طول دهه ۱۹۸۰ کاهش یافته، در طول دهه ۱۹۹۰ افزایش داشته و از اواخر دهه ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ روند ثابتی داشته و دوباره بعد از آن کاهش یافته است. آنالیز دقیق‌تر شکل روند نابرابری‌های استانی تا سال ۲۰۰۴ حاکی از این است که نابرابری‌های درون منطقه‌ای کاهش و نابرابری‌های بین منطقه‌ای افزایش یافته است. از سال ۲۰۰۴ نیز مطالعات حاکی از کاهش نابرابری‌های درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای است که منعکس‌کننده همگرایی در نرخ‌های رشد بین استان‌ها و میان مناطق است.

پتراکوس و ساراتسیس (۲۰۰۰) نابرابری منطقه‌ای در یونان را بر مبنای همگرایی و همگرایی برای دوره ۱۹۷۱ تا ۱۹۹۱ بررسی کرده و نشان دادند که در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ نابرابری منطقه‌ای کاهش یافته است که دال بر همگرایی بود. در ضمن همگرایی منطقه‌ای، تحت تاثیر عواملی چون سیکل‌های تجاری، ساختار صنعت محلی، فرآیند ادغام در اتحادیه اروپا و مقدار سرمایه انسانی قرار گرفته است.

#### مواد و روش‌ها

تحقیق حاضر در بخش کشاورزی کشور ایران انجام گرفته و داده‌های مورد استفاده شامل ارزش افزوده بخش کشاورزی استان‌های ایران که شاخصی کلی از سطح توسعه اقتصادی، تعداد دانشجویان در حال تحصیل هر استان (سرمایه انسانی هر استان)، تعداد شاغلان بخش کشاورزی در هر منطقه، جمعیت هر استان، اعتبارات عمرانی تخصیص یافته به هر استان، مالیات دریافتی دولت از هر استان و تسهیلات اعطایی بانکی در هر استان به بخش کشاورزی مربوط به دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ به تفکیک ۲۸ استان می‌باشند<sup>۱</sup> که از طریق مراجعه به بانک مرکزی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کل کشور و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. در این مطالعه به‌منظور تخمین مدل‌ها، از نرم افزار تخصصی Matlab استفاده شده است.

یکی از نتایج مهم به‌دست آمده از مدل‌های رشد اقتصادی، فرضیه همگرایی اقتصادی است. بدین معنی که اقتصادهای با درآمد پایین نسبت به اقتصادهای با سطوح بالاتر درآمد به سمت نرخ‌های رشد سریع‌تر تمایل دارند. اقتصاددانان به این فرضیه به عنوان یک نتیجه از مدل‌های رشد از دهه ۱۹۹۰ به بعد و به دنبال مطالعات گسترده بارو و سالا مارتین توجه کرده‌اند. با توجه به مدل رشد سولو و سوان، مفاهیم مختلفی از همگرایی بیان شده است که در این مطالعه به دو مفهوم همگرایی سیگما و همگرایی بتا اشاره می‌گردد.

#### ۱- آزمون همگرایی سیگما (σ)

یک مفهوم از همگرایی که همگرایی سیگما نامیده می‌شود، به بررسی پراکندگی ارزش افزوده سرانه می‌پردازد. در این روش انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری ارزش افزوده استان‌های مورد بررسی در هر سال محاسبه می‌گردد. اگر مقدار محاسبه شده در طول زمان، روند کاهشی داشته باشد، این امر می‌تواند تاکید بر تئوری‌های ساده همگرایی باشد. یعنی کاهش نابرابری در بین مناطق طی زمان (اکبری و فرهمند، ۱۳۸۴).

۱- به دلیل نبود اطلاعات کامل برای همه استان‌های کشور، اطلاعات سه استان خراسان جنوبی، خراسان شمالی و البرز در نظر گرفته نشد.

البته در این روش هر چند که یک روند کاهشی در مقدار سیگمای به دست آمده می‌تواند شاهدهی بر همگرایی در بین استان‌های مورد بررسی باشد، ولی لزوماً تاییدکننده تئوری همگرایی نیست. چون در واقع همگرایی مشاهده شده می‌تواند مثلاً به علت اعمال یک سیاست مناسب خاص از عناصر ماتریس  $X$  در مناطق دارای ارزش افزوده پایین‌تر (که منجر به افزایش رشد این مناطق و استان‌ها و در نهایت شکل‌گیری چنین همگرایی شده باشد) و نه به علت آن عواملی که در بحث‌های ساده همگرایی مطرح شده‌اند. یعنی در واقع باز هم بحث همگرایی مشروط مطرح است که نیاز این آزمون به اصلاح را نشان می‌دهد (خلیلی و مسعودی، ۱۳۸۵). همین‌طور برای نشان دادن پویایی‌های انحراف معیار در طی زمان و تست دقیق‌تر فرضیه همگرایی نوع سیگما، معادله زیر نیز برآورد می‌شود:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_t \sigma_{t-1} + v_t \quad (1)$$

که  $\sigma_{t-1}$  وقفه‌ای از  $\sigma_t$  است. بر اساس معادله بالا در صورتی که  $\alpha_t > 1$  باشد، انحراف معیار ارزش افزوده در حال افزایش خواهد بود و یا به تعبیری ما با واگرایی در ارزش افزوده سرانه در استان‌ها مواجه هستیم و اگر  $\alpha_t < 1$  باشد، انحراف معیار در دوره  $t$  کمتر از دوره  $t-1$  بوده و همگرایی در ارزش افزوده سرانه خواهیم داشت (رحمانی و عسگری، ۱۳۸۳).

همچنین به منظور بررسی نموداری همگرایی سیگما از مدل زیر استفاده می‌شود که در این رابطه  $y_{it}$  ارزش افزوده سرانه واقعی در استان  $i$  در سال  $t$  است و  $\mu_t$  نیز میانگین ارزش افزوده سرانه واقعی تمام استان‌ها در سال  $t$  است (رومر، ۲۰۰۱).

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{28} * \sum_{i=1}^{28} [y_{it} - \mu_t]^2} \quad (2)$$

## ۲- آزمون همگرایی بتا ( $\beta$ )

همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، منظور از همگرایی نوع بتا این است که مناطق فقیرتر رشد بیشتری نسبت به مناطق ثروتمندتر داشته است. پس به یک سطح تعادلی همگرا می‌شوند. بنابراین هرچه فاصله یک منطقه از حالت پایا بیشتر باشد، نرخ رشد همگرایی آن منطقه با مناطق غنی مجاور منطقه برای جبران عقب‌ماندگی می‌تواند بیشتر یا سریع‌تر باشد. این خاصیت همگرایی نوع بتا و حرکت به سوی میانگین در منطقه نامیده می‌شود.

### ۲-۱- آزمون همگرایی $\beta$ غیر شرطی یا مطلق

با فرض اینکه اقتصادهای دارای پارامترهای مدل کاملاً همانند یکدیگر باشند، همگرایی به وجود آمده را همگرایی مطلق بتا می‌نامند. بنابراین همگرایی مطلق، مستقل از شرایط اولیه و ویژگی‌های

دیگر یک اقتصاد شکل می‌گیرد. برای ارتباط صریح این دو مفهوم، رابطه پیش‌بینی مدل رشد نئوکلاسیک در دو نقطه از زمان مانند  $t$  و  $t-1$  را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$\text{Log} \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right) = \alpha_{i,t} - (1 - e^{-\beta \cdot t}) \cdot \text{Log}(y_{i,t-1}) + u_{i,t} \quad (۳)$$

که در آن اندیس  $t$  برای سال و اندیس  $i$  برای مناطق به کار می‌رود. متغیر تصادفی  $u_{i,t}$  دارای میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2_{ut}$  و توزیع مستقل از  $[\text{Log}(y_{i,t-1}), u_{i,t} \text{ for } i \neq j]$  و اخلاص وقفه‌دار می‌باشد. بنابراین بر اساس تعریف همگرایی بتای مطلق (غیر شرطی) همه مناطق به یک سمت از تعادل پایدار حرکت می‌کنند. پس به منظور بررسی همگرایی مطلق در بین استان‌های ایران معادله زیر که بر اساس معادله بارو و سالا-آی-مارتین (۱۹۹۲) طراحی شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\hat{y}_i = \frac{1}{T} (\text{Lny}_{i,t} - \text{Lny}_{i,0}) = \alpha + \beta \text{Lny}_{i,0} + u_{it} \quad (۴)$$

در ضمن فروض همگرایی غیر مشروط عبارتند از:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

مقدار بالاتر نشان‌دهنده این است که همگرایی با سرعت بیشتر به سمت تعادل با ثبات حرکت می‌کند. برای اینکه همگرایی وجود داشته باشد، باید منفی باشد. یعنی رابطه بین وضعیت آغازین ارزش افزوده استان‌ها 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. بالعکس اگر مثبت باشد، به معنی واگرایی است. یعنی استان‌های فقیر همواره فقیرتر و استان‌های ثروتمند همواره ثروتمندتر می‌شوند و در کل شکاف بین مناطق فقیر و ثروتمند در طول زمان بیشتر می‌شود (بهبودی، فلاحی و شیبائی؛ ۱۳۹۱).

## ۲-۲- آزمون همگرایی $\beta$ شرطی

اگر اقتصادها از نظر پارامترهای مدل متفاوت باشند، آنگاه همگرایی به وجود آمده را همگرایی شرطی می‌نامند و برای انجام این آزمون مدل زیر معرفی شد (بارو و سالا مارتین، ۱۹۹۰).

$$\hat{y}_i = \frac{1}{T} (\text{Lny}_{i,t} - \text{Lny}_{i,0}) = \alpha + \beta \text{Lny}_{i,0} + \gamma_i X_i + u_{it} \quad (۵)$$

که در این مدل  $X$  معرف ماتریس<sup>۱</sup> مربوط به سایر متغیرهای توضیحی (سایر شرایط) است. در این حالت نیز اگر کوچک‌تر از صفر و معنی‌دار باشد، همگرایی شرطی در بین داده‌ها وجود دارد. نتیجه چنین مدلی به‌طور آشکار، تجربه نرخ رشد بالا برای مناطق دارای ارزش افزوده کمتر را مشروط به سایر متغیرهای توضیحی می‌داند و در واقع تاکید و تمرکز به این متغیرها منتقل می‌شود (راجرز، ۲۰۰۳).

در شکل ظاهری به نظر می‌رسد که این مدل به طور تقریبی کامل و گویا است. اما سوالی که مطرح می‌شود این است که ماتریس  $X$  شامل چه متغیرهایی می‌شود؟ با در نظر گرفتن مبنای نظری نئوکلاسیکی، ماتریس  $X$  می‌تواند شامل متغیرهای فیزیکی و حتی قابلیت‌های اجتماعی یک جامعه نیز باشد. در پژوهش حاضر این ماتریس شامل بردارهایی از متغیرهای تعداد دانشجویان مشغول به تحصیل در دانشگاه‌ها، جمعیت، تعداد شاغلین بخش کشاورزی، تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش کشاورزی، مالیات دریافتی دولت و اعتبارات عمرانی تخصیص یافته به بخش کشاورزی می‌باشد که در قالب دو سناریو وارد مدل می‌شوند (خلیلی و مسعودی، ۱۳۸۵).

## نتایج و بحث

### ۱- همگرایی سیگما $\sigma$

نتایج پراکندگی ارزش افزوده بین استان‌ها با استفاده از انحراف معیار ارزش افزوده سرانه در سال‌های مورد بررسی، به صورت جدول ۱ ارائه شده است. همان گونه که از جدول ۱ پیداست، انحراف معیار در سال ۱۳۸۰ حداکثر مقدار را داشته و از آن پس نیز بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ دارای نوسانات پی در پی و متناوبی می‌باشد. اما بعد از سال ۱۳۸۶ مقدار انحراف معیار همواره سیر نزولی را می‌پیماید.

علاوه بر این همان‌طور که در نمودار ۱ نیز مشاهده می‌شود، طی سال‌های مورد بررسی انحراف معیار ارزش افزوده از یک روند کاهشی برخوردار بوده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که این کاهش انحراف معیار طی سال‌های مورد بررسی حاکی از وجود همگرایی سیگما در میان این استان‌ها می‌باشد. برای نشان دادن پویایی انحراف معیار در طی زمان و تست دقیق‌تر فرضیه همگرایی نوع سیگما نیز، معادله زیر برآورد شد:

۱- این ماتریس در برگیرنده سایر شرایط به‌جز شکاف اولیه در ارزش افزوده استانها است که در دیدگاه‌های مختلف می‌توان برای این تبیین‌های متفاوتی ارائه نمود. به‌طور مثال از دید نئوکلاسیک‌ها شامل عوامل فیزیکی می‌گردد که منظور از آن همان سرمایه و نیروی کار که به شکل‌های متفاوت و با پراکسی‌های متفاوتی معرفی می‌شود. در دیدگاه‌های جایگزین همچون تئوری جهش اقتصادی می‌تواند شامل هر عاملی که در رشد مؤثر و در بین استان‌های مختلف متفاوت است، به‌عنوان مثال حتی شامل عوامل فرهنگی- اجتماعی نیز بشود (خلیلی و مسعودی، ۱۳۸۵).



$\sigma_t = -0/03 + 1/08\sigma_{t-1} + v_t$ ,  $R^2 = 0/36$ ,  $t_1 = -0/21$ ,  $t_{12} = 2/15$   
همان‌طور که معادله نشان می‌دهد و با توجه به معنی داری ضرایب، نوعی واگرایی در ارزش افزوده سرانه استان‌های ایران مشاهده می‌شود.

### ۲-۱- همگرایی $\beta$ غیر شرطی یا مطلق

نتیجه برآورد همگرایی مطلق بتا به صورت زیر است:

$$\hat{y}_i = \frac{1}{T} (Lny_{i,T} - Lny_{i,0}) = 0.1792 - 0.0212Lny_{i,0}$$

(۲۰/۶۱)      (-۱/۲۴)

اعداد داخل پرانتز آماره  $t$  مربوط به ضرایب هستند. همان‌گونه که نتیجه برآورد مدل نشان می‌دهد، ضریب سرعت همگرایی  $0/0212$  دارای علامت منفی است. بنابراین اولاً رابطه بین وضعیت آغازین استان‌ها 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  $0/0021$  است. یعنی سالانه  $0/21\%$  از شکاف بین وضعیت فعلی ارزش افزوده سرانه و وضعیت تعادل پایدار برطرف می‌شود.

$$= \frac{\ln(1 - \beta)}{-T} = 0/00214 \quad \text{یا} \quad \theta = 0/21\% \quad R^2 = 0/056$$

زمان لازم برای پرشدن یا حذف نیمی از شکاف یا فاصله اولیه تا حالت پایا یا زمان لازم برای همگرا شدن آن ۳۲ سال پیش‌بینی شده است.

$$= -\frac{\ln(2)}{\ln(1 - \beta)} = 32/34$$

نمودارهای ۲ و ۳ همگرایی ارزش افزوده سرانه میان استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ و همین‌طور چگونگی روند پیش‌بینی شده در مقابل مقادیر واقعی مدل را نشان می‌دهد.

### ۲-۲-الف- همگرایی $\beta$ شرطی بدون لحاظ دولت

نتیجه برآورد آزمون فرضیه همگرایی بتای مشروط به شرح جدول ۲ است. همان‌طوری که از نتایج مشاهده می‌شود، سرعت همگرایی شرطی برابر با  $0/031$  است که تقریباً با مقدار سرعت همگرایی در حالت مطلق یکسان می‌باشد. یعنی سالانه  $0/31\%$  از شکاف بین وضعیت فعلی ارزش افزوده سرانه و وضعیت تعادل پایدار برطرف می‌شود.

$$R^2 = 0/16$$

$$= \frac{\ln(1 - \beta)}{-T} = 0/0031 \quad \text{یا} \quad \theta = 0/31\%$$

زمان لازم برای پرشدن یا حذف نیمی از شکاف یا فاصله اولیه تا حالت پایا یا زمان لازم برای همگرا شدن آن ۲۱ سال پیش بینی شده است.

$$= -\frac{\ln(2)}{\ln(1 + \beta)} = 21$$

## ۲-۲-ب- همگرایی $\beta$ شرطی با لحاظ سیاست‌های دولت

سیاست‌های دولت می‌تواند دارای اثرات متفاوت منطقه‌ای باشد. از این رو آزمون فرضیه همگرایی بتای مشروط انجام شد که نتیجه برآورد آن به شرح جدول ۳ است. بر اساس نتایج تخمین مدل ضرایب مربوط به متغیرهای مالیات، اعتبارات عمرانی و تسهیلات اعطایی به لحاظ آماری معنی‌دار بوده است. همچنین نتایج حاکی از تاثیر مثبت متغیرهای اعتبارات عمرانی تخصیص یافته، تسهیلات اعطایی و همین‌طور مالیات دریافتی دولت که تحت عنوان سیاست‌های دولت وارد مدل شده‌اند، بر روی رشد استانی بخش کشاورزی می‌باشد. ضریب مربوط به متغیر اعتبارات عمرانی مثبت می‌باشد. یعنی افزایش یک میلیون ریال در حجم اعتبارات عمرانی تخصیص یافته، رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی را حدود ۰/۳٪ افزایش می‌دهد. ضریب مربوط به متغیر مالیات نیز مثبت بوده که نشان می‌دهد افزایش یک میلیون ریال در مالیات دریافتی دولت به استان‌ها توسط دولت، رشد منطقه‌ای بخش را حدود ۰/۷٪ افزایش می‌دهد. ضریب مربوط به متغیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش کشاورزی نیز مطابق انتظار مثبت بوده است. یعنی افزایش یک میلیون ریال در تسهیلات اعطایی بانک‌ها به استان‌ها توسط دولت، رشد منطقه‌ای بخش را حدود ۰/۶٪ افزایش می‌دهد. در نتیجه متغیرهای مورد نظر نظریات و انتظارات ما در مورد متغیرها را تایید می‌کنند. سرعت همگرایی شرطی نیز با لحاظ سیاست‌های دولت برابر با ۰/۰۲۶٪ است. یعنی سالانه ۰/۲۶٪ از شکاف بین وضعیت فعلی ارزش افزوده سرانه و وضعیت تعادل پایدار برطرف می‌شود و تقریباً ۲۶ سال طول می‌کشد تا نصف این شکاف برطرف گردد.

$$R^2 = 0/23$$

$$= \frac{\ln(1 - \beta)}{-T} = 0/0026 \quad \text{یا} \quad \theta = 0/26\%$$

زمان لازم برای پرشدن یا حذف نیمی از شکاف یا فاصله اولیه تا حالت پایا یا زمان لازم برای همگرا شدن آن ۲۶ سال پیش‌بینی شده است.

$$= -\frac{\ln(2)}{\ln(1 - \beta)} = 26$$

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در طول تحقیق به دنبال پاسخ به ۳ سوال اساسی زیر بودیم. اول اینکه آیا همگرایی در رشد بخش کشاورزی، بین استان‌های ایران وجود دارد؟ دوم اینکه آیا سیاست‌های دولت در راستای تسریع همگرایی در بخش کشاورزی صورت گرفته است؟ و در آخر میزان تاثیر این عوامل بر سطوح متفاوت توسعه کشاورزی چگونه است؟ با توجه به بحث‌های مطرح شده و نتایج مربوط به مدل‌های برآورد شده، به نظر می‌رسد که بتوانیم جواب‌های قانع کننده‌ای به سوال‌های فوق بدهیم. از آنجا که در تمام مدل‌های مربوط به همگرایی بنا، رابطه بین وضعیت اولیه استان‌ها (از نظر ارزش افزوده بخش کشاورزی) و متوسط رشد ارزش افزوده 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 تایید می‌شود.

همین‌طور نتایج حاکی از تاثیرات مثبت سیاست‌های دولت در رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی می‌باشد. اما اینکه آیا این سیاست‌ها در راستای همگرایی مناطق صورت گرفته است یا خیر، نیازمند مقایسه سرعت همگرایی بتای شرطی با حضور دولت و بدون در نظر گرفتن حضور دولت هستیم. در حالت اول سرعت همگرایی برابر با ۰/۰۰۳۱ است. یعنی ۲۱ سال طول می‌کشد تا تمامی استان‌ها نیمی از شکاف خود را با وضعیت تعادلی برطرف کنند. اما با لحاظ سیاست‌های دولت سرعت همگرایی به عدد ۰/۰۰۲۶ کاهش پیدا می‌کند. یعنی ۲۶ سال طول می‌کشد تا نیمی از شکاف برطرف شود. بنابراین ورود متغیرهای مربوط به سیاست‌های دولت رسیدن به وضعیت تعادلی را ۵ سال به تاخیر می‌اندازد. پس می‌توان نتیجه گرفت با اینکه سیاست‌های دولت دارای تاثیرات مثبت بر رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی استان‌ها بوده‌اند؛ اما متأسفانه در راستای تسریع همگرایی قرار نگرفته‌اند. پس می‌توان نتیجه گرفت که علت افزایش زمان رسیدن به تعادل با ورود دولت یا به خاطر تخصیص غلط منابع و تسهیلات به استان‌ها بوده و یا اینکه حجم کل تسهیلات و اعتبارات تخصیص یافته محدود بوده که در مجموع به نفع استان‌های ثروتمندتر و توسعه یافته‌تر تمام شده است.

در پایان بر اساس نتایج تحقیق حاضر می‌توان پیشنهادهایی کلی به صورت زیر ارائه داد.

۱- هماهنگی نسبی بین واحدهای سیاسی و برنامه‌ریزی به منظور امکان تهیه و اجرای برنامه‌های توسعه منطقه.

۲- تدوین و اجرای سیاست‌هایی به منظور افزایش رشد اقتصادی مستمر و پایدار در بخش کشاورزی کشور.

۳- لازم است توزیع متوازن زیرساخت‌ها و خدمات کشاورزی مانند مراکز خدمات، تعاونی‌ها و به‌ویژه موسسات اعتباری و مالی کشاورزی در سیاست‌گذاری‌های منطقه‌ای بیشتر مورد توجه قرار گیرند تا بتوان به اهداف برنامه‌ریزی‌های کاهش عدم تعادل‌های منطقه‌ای دست یافت.

۴- تخصیص اعتبار بر اساس سطوح توسعه‌یافتگی و برخورداری، هر ساله اعتبارات ملی و استانی در قالب طرح‌ها و پروژه‌های متعددی به اجرا در می‌آید. به منظور تخصیص بهینه اعتبارات در ایجاد تعادل‌های منطقه‌ای ضرورت دارد تا پس از تعیین ضریب‌های برخورداری نسبت به تخصیص اعتبارات اقدام شود.

۵- جهت دهی مناطق به سمت تخصص‌گرایی منطقه‌ای به‌منظور دستیابی به زمینه‌های رشد و توسعه و ایجاد تعادل‌های منطقه‌ای. یکی از علل و عوامل نابرابری، خصوصیات ذاتی مناطق یعنی قابلیت‌ها و محدودیت‌های هر منطقه است. از آنجا که هر منطقه دارای قابلیت‌ها، محدودیت‌ها، فرصت‌ها و چالش‌های مخصوص به خود است، لذا تخصیص شدن مناطق و ایجاد ظرفیت‌های لازم برای ایفای نقش و کارکرد لازم در روند توسعه استان، می‌تواند در کاهش نابرابری‌ها و فراهم شدن زمینه‌های رشد و توسعه هر منطقه موثر واقع شود.

۶- برای تحقق رشد اقتصادی بالاتر، ضرورت افزایش سرمایه‌گذاری و بهبود بهره‌وری عوامل تولید مورد توجه قرار گیرد.

## فهرست منابع:

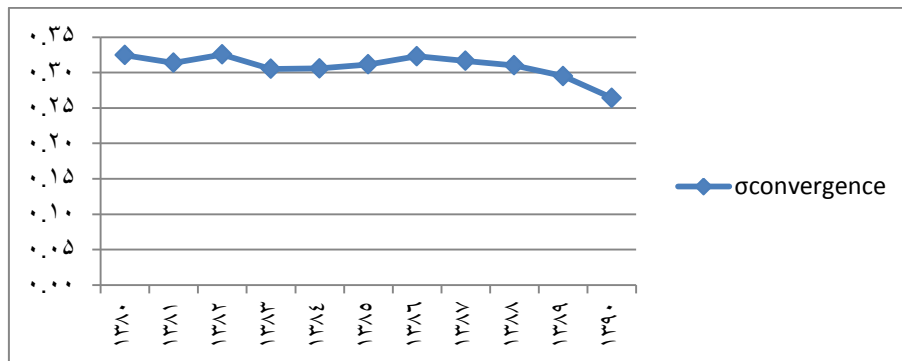
۱. ابریشمی. ح. علم الهدی. ن و امیری. م. ۱۳۸۶. بررسی همگرایی بهره وری انرژی در کشورهای اسلامی به روش اقتصادسنجی فضایی. فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی انرژی. سال چهارم، زمستان ۱۳۸۶. شماره ۱۵.
۲. اکبری. ن و فرهمند. ش. ۱۳۸۸. همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای عضو حوزه خلیج فارس. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی. بهار ۱۳۸۴. شماره ۳۴. ۳۲-۱.
۳. اکبری. ن و مویدفر. ر. ۱۳۸۳. بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (رهیافت فضایی). مجله پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار. پاییز ۱۳۸۳. شماره ۱۳. ۱۴-۱.
۴. بهبودی. د. فلاحی. ف و شیبائی. الف. ۱۳۹۱. بررسی همگرایی بهره وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی. فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران. سال اول. شماره ۳. ۸۰-۵۷.
۵. خلیلی. م و مسعودی. ن. ۱۳۸۵. تئوری همگرایی و جایگاه ایران. فصلنامه علمی- پژوهشی جستارهای اقتصادی. سال سوم. شماره ۶.
۶. رجبی تنها. م. عبدالله زاده. غ. ۱۳۸۹. ارزیابی نابرابری‌های استانی بهره‌وری محصولات کشاورزی ایران. مجله پژوهش‌های اقتصادی. بهار ۱۳۸۹. شماره ۳۶. ۱۷۱. ۲۰۰.
۷. رحمانی. تو عسگری. ح. ۱۳۸۴. بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه ای در استانهای ایران با بکارگیری روند سپرده های دیداری. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۶۹.
۸. رحمانی. ت. حسن زاده. الف. ۱۳۹۰. اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران. فصلنامه تحقیقات و مدلسازی اقتصادی. پاییز ۱۳۹۰. شماره ۵.
۹. رحمانی. ت. ۱۳۸۳. رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۶۶.
۱۰. صادقی. م و غفاری فرد. م. ۱۳۸۸. بررسی مزیت‌های نسبی و تحلیل ساختاری تولید ناخالص داخلی در استانهای کشور. فصلنامه پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی. تابستان ۱۳۸۸. سال ۱۷. شماره ۵۰. ۱۳۶-۱۱۵.

۱۱. مکیان. ن و خاتمی. س. ۱۳۹۰. بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا (۲۰۰۸-۱۹۸۰). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. پاییز ۱۳۹۰. دوره ۱۱. شماره ۳. ۱۵۷-۱۳۵.
۱۲. مولایی. م. ۱۳۸۷. بررسی و مقایسه درجه توسعه یافتگی بخش کشاورزی استان‌های ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. پاییز ۱۳۸۷. دوره ۱۶. شماره ۶۳. ۸۸-۷۱.
13. Adams.W.(2006). Regional Growth in Western Europe: Detecting Spatial Misspecification using the R Environment. *Regional Science*.85.2.
14. Bernard. A.B. and Durlauf. S.N. (1994). Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *NBER Working Paper Series*. 159.
15. Barro. R. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*. 98. 103-125.
16. Barro. R. and X. Sala-i-Martin. (1991). Convergence Across States and Regions. *Brookings Papers of economic Activity*. 1991. 107-158.
17. Barro .R. and X. Sala-i-Martin. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*. 100. 223-251.
18. Fan. C and Sun .M. 2008 . Regional Inequality in China, 1978° 2006 *Eurasian Geography and Economics*. 2008. 49. 1° 20.
19. Honjo .M. 1981. Overview of Urbanization and Metropolitanization in Asia. *Maruzen .Asia. Conference Paper .Nagoya*.
20. Lankshamanan.T.k.1981. Technical Change and Income Distribution in Regional Planning Development Alternative. *Maruzen. Asia. Conference Paper . Nagoya*.
21. Petrakos .G. and Saratsis .Y. 2000. Regional Inequalities in Greece .79 . 57° 74 .
22. Petrakos. G. (2005). Growth, Integration, and Regional Disparities in the European Union. *Environment and Planning . 37. 1837° 1855*.
23. Ram. R. (1986). Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence of Cross Section and Time Series Data. *American Economic Review*. 76.191-203.
24. Rey, S and Montouri. B. (1999). US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective. *Regional Studies* .33.143-156.

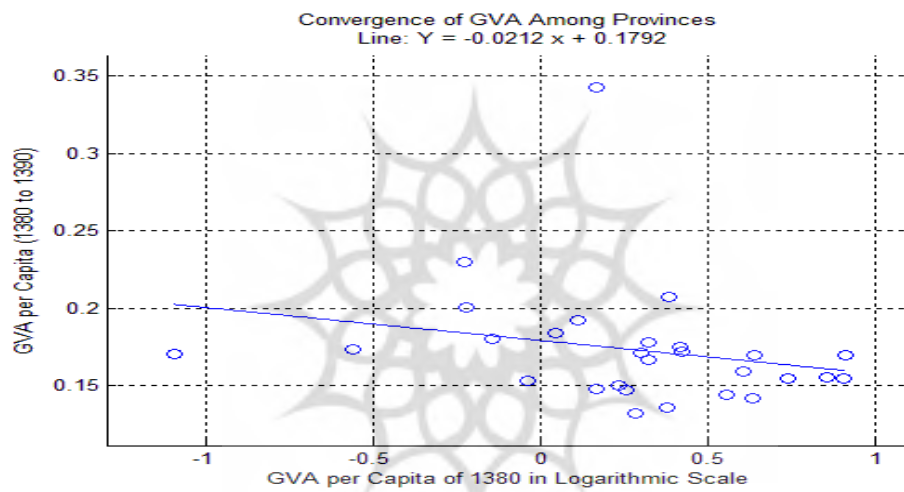
25. Romer . P. 2001. Should the Government Subsidize Supply or Demand in the Market for Scientists and Engineers? . National Bureau of Economic Research, Inc. Innovation Policy and the Economy. 1. 221-252.



## پیوست‌ها



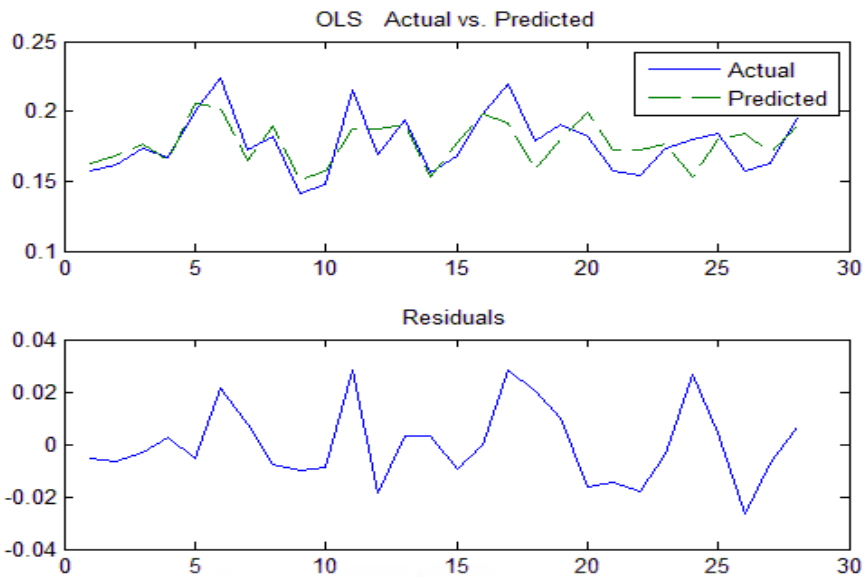
نمودار ۱- بررسی همگرایی‌سیگما در بین استانهای ایران.



نمودار ۲- همگرایی ارزش افزوده سرانه میان استانهای ایران.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی





نمودار ۳- چگونگی روند پیش بینی شده در مقابل مقادیر واقعی مدل را نشان می دهد.

جدول ۱- انحراف معیار لگاریتم ارزش افزوده سرانه استانیهای ایران در سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰.

سال	انحراف معیار	سال	انحراف معیار
۱۳۸۰	۰/۳۲۴	۱۳۸۶	۰/۳۲۳
۱۳۸۱	۰/۳۱۳	۱۳۸۷	۰/۳۱۶
۱۳۸۲	۰/۳۲۵	۱۳۸۸	۰/۳۱۰
۱۳۸۳	۰/۳۰۵	۱۳۸۹	۰/۲۹۵
۱۳۸۴	۰/۳۰۵	۱۳۹۰	۰/۲۶۴
۱۳۸۵	۰/۳۱۱		

جدول ۲- بررسی همگرایی شرطی بتا بدون حضور دولت.

ضریب	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$

مقدار	۰/۲۴۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۲۷	-۰/۰۲۵۹
آماره t	۱/۴۶	-۲/۲۹	-۰/۱۴	۱/۶۱	-۱/۳۹

## جدول ۳- بررسی همگرایی شرطی بتا با حضور دولت.

ضریب			$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$
مقدار	۰/۰۷۹۸	-۰/۰۲۶۱	-/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۳۱	-۰/۰۰۰۸۱	۰/۰۰۳۰۸	۰/۰۰۰۶۹	۰/۰۰۰۷۴
آماره t	۱۷/۰۵	-۱/۶۳	-۱/۰۰۴	۱/۵۴	-۲/۷۷	۲/۲۷	۱/۳۷	۴/۶۹

