مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۶ / پاییز ۱۳۸۳ / صفحات ۱۸۰-۱۵۵

# رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران

دکتر تیمور رحمانی*

## چکیده

با توجه به فرض همگن بودن از درجه یک تابع تولید مدلهای رشد نئوکلاسیک، یکی از فرضیه‌های استخراج شده از این مدل فرضیهٔ همگرایی[1] است. در شکل مطلق آن فرضیه همگرائی، ادعا می‌کند که اگر کشورها یا مناطق مختلف سطح تولید سرانهٔ تعادلی بلند مدت و یکسانی در چارچوب مدل رشد نئوکلاسیک داشته باشند، کشورها یا مناطق دارای تولید سرانهٔ پائین تر دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری هستند. شکل شرطی این فرضیه ادعا می‌کند کشورهای دورتر از سطح تولید سرانهٔ بلندمدت خود دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری هستند و بدین ترتیب عواملی که سطح تولید سرانهٔ بلند مدت را تعیین می‌کنند می‌توانند بر روی نرخ رشد انتقالی تا ثیر بگذارند و در نتیجه کشورها یا مناطق دارای تولید سرانهٔ پایین‌تر الزاما دارای نرخ رشد بالاتری نیستند. در مقالهٔ حاضر پیشبرد اصلی آن است که به دلیل فقدان داده‌های GDP برای مناطق یا استان‌های ایران، با استفاده از نظریهٔ خلق درونزای سپرده‌های دیداری به طرح آزمونی برای همگرایی مناطق یا استانهای ایران پرداخته شده است. شواهد تجربی حمایت چندانی از همگرایی منطقه‌ای در ایران نمی‌کند.

## کلید واژه

مدل رشد نئوکلاسیک، همگرایی مطلق و شرطی $\beta$، همگرایی $\sigma$، درونزایی خلق سپرده‌های دیداری

---

* عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

این مقاله از طرح "رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران" و از محل اعتبارات معاونت پژوهشی دانشگاه تهران، طرح شماره ۳۲۲/۳/۸۸۷ تامین مالی شده است که مورد تقدیر است.

1 - Convergence.

## ۱- مقدمه

علیرغم آنکه مدل‌های رشد از جمله تحلیل‌های اولیهٔ اقتصاد کلان محسوب می‌شود و شکل نئوکلاسیک مدل رشد توسط سو لو در سال ۱۹۵۶ معرفی شد، تا اواسط دهه ۱۹۸۰ توجه چندانی به تحلیل‌های رشد و دلالت‌های آن صورت نگرفت. شاید دلیل اصلی عدم توجه به مدل‌های رشد آن بود که دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ از نظر رشد اقتصادی دوران مطلوبی به حساب می‌آمد و رشد اقتصادی به عنوان یک مشکل مطرح نبود. اما با شروع دههٔ ۱۹۷۰ وتا اوایل دههٔ ۱۹۸۰ اغلب اقتصادهای پیشرفته و به تبع آن بسیاری از کشورهای در حال توسعه، دچار کاهش رشد اقتصادی و به ویژه رشد بهره وری شدند. این موضوع سبب توجه مجدد به تحلیل‌های رشد اقتصاد کلان گردید، که از یک طرف به مطرح شدن مدلهای رشد درونزا منجر شد واز طرف دیگر به موشکافی نظری و تجربی در مدلهای رشد برونزا یا مدلهای رشد نئوکلاسیک انجامید.

در کنار مطرح شدن تحلیل‌های رشد درونزا و پیشبردهای نظری مربوطه، یکی از قضایای مهم استخراج شده از مدل رشد سولو فرضیهٔ همگرایی بود. این فرضیه به عنوان یک ویژگی مدل رشد سولو عمدتا از دهه ۱۹۹۰ به بعد و به دنبال مطالعات تجربی گستردهٔ بارو و سالا-آی - مارتین (۱۹۹۰، ۱۹۹۱، ۱۹۹۵ و ۱۹۹۷) مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت. فرضیهٔ همگرایی از فرض همگن بودن از درجه یک تابع تولید نتیجه می‌شود. به خاطر این ویژگی هنگامی که تولید سرانه از پایین به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود حرکت می‌کند، نرخ رشد تولید سرانه به تدریج کاهش می‌یابد تا اینکه نهایتا برابر با نرخ رشد برونزای پیشرفت فنی شود. حال اگر چند اقتصاد یا منطقه را در نظر بگیریم که از جهت پارامترهای مدل رشد نئوکلاسیک کاملا مشابه باشند و لذا تولید سرانه بلندمدت یکسانی داشته باشند، اقتصاد یا منطقه‌ای که سطح تولید سرانهٔ پایین تری دارد، دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری خواهد بود. این شکل فرضیه را همگرایی مطلق یا غیرشرطی $\beta$[1] می‌نامند.

اما از آنجا که کشورها از جهت پارامترهای مدل رشد تفاوت دارند تولید سرانهٔ بلند

1 - Absolute or Unconditional $\beta$ - Convergence

مدت آنها نیز متفاوت است و الزاماً کشور دارای تولید سرانهٔ پایین‌تر نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری نخواهد داشت، اما باز هم کشور یا منطقه‌ای که از تولید سرانهٔ بلندمدت خود دورتر است، نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری خواهد داشت که این شکل فرضیه را همگرایی شرطی $\beta$[1] می‌نامند. شکل دیگری از فرضیهٔ همگرایی، که در ادبیات اقتصادی مطرح شده است همگرایی $\sigma$[2] می‌باشد که ادعا می‌کند با گذشت زمان نابرابری در سطح تولید سرانه کشورها یا مناطق رو به کاهش است.

مطالعات اولیهٔ بارو و سالا - آی- مارتین برای ایالت‌های آمریکا، مناطق اتحادیهٔ اروپا، ژاپن و حتی برای کشورهای عضو OECD همگرایی $\beta$ را بویژه به شکل شرطی آن مورد حمایت قرار می‌داد. مطالعات بعدی در مورد سایر کشورها و حتی در مورد مناطق ذکر شده نتایج قاطعی از تائید همگرایی به دست نداده است. بویژه اینکه برخی از مطالعات، وضعیت همگرایی را تا اواسط دههٔ ۱۹۷۰ صادق می‌دانند و بعد از آن روند وارونه ای را ذکر کرده اند.

فقدان داده‌های قابل اعتماد GDP سرانهٔ منطقه ای در ایران که برای آزمون همگرایی در سایر کشورها از آن استفاده شده است، سبب شده است تا مطالعهٔ چندانی در مورد همگرایی مدل رشد نئوکلاسیک در ایران صورت نگیرد. در این مقاله با استفاده از نظریهٔ درونزایی خلق سپرده‌های دیداری درتحلیل‌های سیکل تجاری حقیقی[3] و همچنین تحلیل‌های پساکینزین[4]، به معرفی و انجام آزمونی از همگرایی منطقه‌ای در اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های سپرده‌های دیداری سرانه و همچنین درآمد خانوار در مطالعات بودجهٔ خانوار پرداخته‌ایم. هر دوی این نتایج حمایت تجربی را از فرضی همگرایی منطقه‌ای در ایران فراهم نمی‌نماید.

در قسمت بعدی مقاله به ارائهٔ تحلیل نظری فرضیهٔ همگرایی و همچنین پیشبرد مقاله در معرفی روش آزمونی برای همگرایی، بر اساس نظریهٔ درونزایی خلق سپرده‌های دیداری می‌پردازیم. بعد از آن مروری بر نتایج تجربی مرتبط با همگرایی خواهیم داشت.

---

1 -Conditional $\beta$ - Convergence.

2 - $\sigma$ Convergence.

3 -Real Business Cycle.

4 -Post-Keynesian.

قسمت بعدی به معرفی داده‌ها و ارائهٔ نتایج تجربی همگرایی منطقه‌ای در ایران و تفسیر آنها می‌پردازد. بالاخره در قسمت آخر خلاصه و نتیجه گیری مقاله ارائه می‌شود.

## ۲- مبانی نظری فرضیه همگرایی

اولین مطالعات مرتبط با همگرایی توسط بامول (۱۹۸۶) و آبرامویتز (۱۹۸۶) انجام شد. بامول عمدتاً همگرایی را به عنوان نوعی نظم مشاهده شده در داده‌های بلندمدت، مورد توجه قرار داد. و قضیه ای می‌داند که از روش تاریخی مطالعهٔ رشد اقتصادی نتیجه می‌شود، بدون آن که به طور مشخص به مدلهای رشد اشاره‌ای داشته باشد. آبرامویتز در مطالعهٔ خود بدون آنکه به طور مشخص به مدل‌های رشد نئوکلاسیک رایج در آن هنگام اشاره کند، همگرایی را به عنوان نتیجهٔ حاصل از مزیت کشورهای با سطح تولید اقتصادی پایین تر، در بهره برداری از پیشرفت فناوری صورت گرفته در کشورهای پیشرو، مورد تجریه و تحلیل قرار داد. اما فرضیهٔ همگرایی به عنوان نتیجه‌ای مستخرج از مدل رشد نئوکلاسیک سولو ابتدا توسط بارو و سالا - آی - مارتین (۱۹۹۰، ۱۹۹۱ و ۱۹۹۵) مطرح شد. فرضیهٔ همگرایی نتیجه طبیعی فرض همگن بودن از درجهٔ یک تابع تولید نئوکلاسیک، نسبت به دو نهادهٔ نیروی کار موثر و سرمایه است. گر چه بعد از مطرح شدن فرضیهٔ همگرایی مدل رشد نئوکلاسیک سولو، این فرضیه برای مدلهای رشد درونزا نیز تعمیم داده شده است. دراینجا بررسی نظری و تجربی همگرایی مدل رشد نئوکلاسیک مورد توجه است.

مدل رشد نئوکلاسیک با وجود پیشرفت فنی در حالت کلی با تابع تولید زیر شروع می‌شود:

$$Y= F (K, L, A(t)) \qquad (1)$$

که در آن Y سطح تولید کل، K موجودی سرمایه، L نیروی کار، و A(t) بیانگرسطح دانش فنی به عنوان یک عامل موثر بر تولید و دارای یک نرخ رشد برونزا در طول زمان است. گر چه اشکال مختلفی از مدل‌های رشد با پیشرفت فنی در ادبیات اقتصادی مطرح شده است، اما بارو و سالا- آی- مارتین (۱۹۹۵) نشان داده‌اند که برای آنکه تابع تولید ویژگی‌های مناسب مدل رشد نئوکلاسیک را نتیجه دهد، لازم است که

پیشرفت فنی از نوع کارافزا[1] باشد. در آن صورت تابع تولید را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$Y= F (K, A(t) L) \qquad (۲)$$

در این حالت تولید در طول زمان به دو دلیل در حال افزایش است، که یکی افزایش موجودی سرمایه و دیگری افزایش نیروی کار موثر[2] یا $A(t) L$ است. در مدلهای رشد نئوکلاسیک یک بخشی به شکل فوق، تولید حاصله از بکارگیری نهاده‌های تولید، می‌تواند بدون هیچ تمایزی به مصرف و سرمایه گذاری اختصاص یابد. سرمایه گذاری ضمن آنکه ایجاد تقاضا می‌کند، از طریق افزایش موجودی سرمایه سبب افزایش تولید و عرضه نیز می‌شود. با وجود استهلاک، موجودی سرمایه طبق رابطه زیر در حال افزایش است:

$$DK = I - \delta K \qquad (۳)$$

که در آن DK تغییر موجودی سرمایه نسبت به زمان، I سرمایه گذاری کل یا ناخالص و $\delta$ نرخ استهلاک است. بنابر این $I - \delta K$ سرمایه گذاری خالص است که موجودی سرمایه را تغییر می‌دهد.

درمدل رشد نئوکلاسیک، که پیشرفت فنی به شکل فوق گنجانده می‌شود، فرض می‌شود که نیروی کار موثر به صورت برونزا رشد می‌کند. رشد نیروی کار موثر نیز به دو بخش تفکیک می‌شود، که یکی رشد تعداد نیروی کار و دیگری رشد بهره وری نیروی کار است. رشد نیروی کار یک پدیده جمعیتی در نظر گرفته می‌شود، که نرخ رشد بلند مدت نیروی کار، مقدار ثابت $g_L$ فرض می‌شود و پیشرفت فنی با نرخ برونزای $g_A$ رشد می‌کند. لذا رشد نیروی کار موثر در بلند مدت از دو منشا فوق برابر با $g_L + g_A$ است.

حال فرض می‌شود که F یک تابع همگن از درجه یک نسبت به دو نهاده K و $A(t) L$ است. این ویژگی همگن بودن تابع تولید نئوکلاسیک این امکان را فراهم

1 -Labor - Augmenting.
2 -Effective Labor Force.

می‌کند که تابع تولید به شکل سرانه بیان شود. اگر دو نهاده را در $\frac{1}{A(t).L}$ ضرب کنیم، تولید نیز در عامل $\frac{1}{A(t).L}$ ضرب خواهد شد. در آن صورت می‌توان نوشت:

$$\frac{Y}{A(t).L} = F\left(\frac{K}{A(t).L} \text{ و } 1\right) \quad \text{یا} \quad y = f(k) \qquad (۴)$$

که در آن y تولید سرانهٔ موثر و k سرمایهٔ سرانهٔ موثر است. با توجه به ویژگی همگن از درجه یک تابع F، تابع تولید سرانه رابطه (۴) یک تابع صعودی با نرخ کاهنده نسبت به k است.

وضعیت بلند مدت اقتصاد همراه با رشد نهاده‌های تولید و رشد تولید وضعیتی است که در آن k به یک مقدار ثابت و در نتیجه y نیز به یک مقدار ثابت برسند. بنابر این اگر مدل‌های رشد، وضعیت اقتصاد را در بلندمدت در تحلیل می‌کنند، وضعیت تعادلی بلندمدت آن است که رشد k و لذا رشد y صفر باشد. طبق تعریف k داریم:

$$k = \frac{K}{A(t).L} \qquad (۵)$$

بنابر این نرخ رشد k چنین است:

$$g_k = \frac{Dk}{k} = \frac{DK}{K} - \frac{DA(t).L)}{A(t).L} \qquad (۶)$$

طبق رابطهٔ (۳) می‌توان رشد موجودی سرمایه $\frac{DK}{K}$ را چنین نوشت:

$$\frac{DK}{K} = \frac{I}{K} - \delta \qquad (۷)$$

همچنین با توجه به اینکه رشد نیروی کار موثر $g_L + g_A$ یک مقدار ثابت و برونزا است، می‌توان رشد سرمایهٔ سرانهٔ موثر را چنین نوشت:

$$g_k = \frac{I}{K} - \delta + (g_L + g_A) = \frac{I}{K} - (\delta + g_L + g_A) \qquad (۸)$$

حال اگر فرض تعادل $I = S$ و تابع پس انداز بلندمدت $S = sY$ را که در مدلهای رشد نئوکلاسیک مورد استفاده قرارمی‌گیرد، در رابطهٔ (۸) جایگذاری می‌کنیم، خواهیم داشت:

$$g_k = \frac{sY}{K} - (\delta + g_L + g_A) \qquad (۹)$$

با تقسیم کردن صورت و مخرج عبارت اول سمت راست بر A(t). L خواهیم داشت:

$$g_k = \frac{sy}{k} - (\delta + g_L + g_A) \qquad (۱۰)$$

معادلهٔ (۱۰) معادلهٔ دیفرانسیل اساسی مدل رشد سولو نامیده می‌شود. برای تابع تولید کاب- داگلاس، بارو و سالا - آی - مارتین رابطهٔ (۱۰) را به صورت زیر نوشته‌اند:

$$g_k = sk^{-(1-\alpha)} - (\delta + g_L + g_A) \qquad (۱۱)$$

که در آن $\alpha$ توان موجودی سرمایه در تابع تولید کاب- داگلاس است. یک تقریب لگاریتمی- خطی[1] از معادلهٔ (۱۱) دربه همراه وضعیت بلندمدت نتیجهٔ زیر را می‌دهد:

$$g_k = D\log(k) = -\beta\left[\log\left(\frac{k}{k^*}\right)\right] \qquad (۱۲)$$

که در آن $\beta = (1-\alpha)(\delta + g_L + g_A)$ و $k^*$ مقدار بلندمدت k است، که در آن $g_k$ صفر می‌شود. هنگامی که فرض کنیم اقتصادی در یک مقدار k کمتر از $k^*$ قرار دارد و بنابر این k در حال افزایش به سمت $k^*$ است، $\beta$ سرعت همگرایی k به $k^*$ را نشان می‌دهد. از آنجایی که در تابع کاب - داگلاس $y = k^{\alpha}$ و لذا $g_y = \alpha g_k$ بوده و $\log\left(\frac{y}{y^*}\right) = \alpha \log\left(\frac{k}{k^*}\right)$ است، با جایگذاری در رابطهٔ (۱۲) می‌توان نوشت:

$$g_y = -(1-\alpha)(\delta + g_L + g_A)\left[\log\left(\frac{y}{y^*}\right)\right] \qquad (۱۳)$$

بنابر این سرعت همگرایی $\beta$ برای y و k یکسان است. در ضمن معادلهٔ (۱۳) یک معادلهٔ دیفرانسیل نسبت به $\log(y(t))$ است که حل آن چنین است:

$$\log[y(t)] = \left[1 - e^{-\beta t}\right] \log y^* + e^{-\beta} \log(y(0)) \qquad (۱۴)$$

در ارتباط با سرعت همگرایی نیز برای آنکه $\log(y(t))$ در وسط $\log(y(0))$ و $\log(y^*)$ قرار بگیرد، باید شرط $e^{-\beta t} = \frac{1}{2}$ صدق کند که در آن صورت t مدت زمان

1 -Log - Linear .

لازم برای نصف شدن فاصله($\log(y(0))$ و $\log(y^*)$ را بدست می‌دهد. برای $\beta = ٪ ۲$ (که بارو و سالا-آی- مارتین برای همگرایی ایالات متحده امریکا به دست آوردند. )، $t = ۳۴/۵$ است؛ دال بر اینکه حدود ۳۵ سال طول می‌کشد تا فاصله $\log(y(0))$ و$\log(y^*)$ نصف شود.

حال فرضیهٔ همگرایی در اصل از اینجا حاصل می‌شود، که در معادلهٔ (۱۱) در بلند مدت $g_k = 0$ می‌شود و لذا مقدار منحصر به فردی برای k که همان $k^*$ است به دست می‌آید و k به سمت $k^*$ حرکت می‌کند. اگر در نظر بگیریم که k پایین تر از $k^*$ باشد، k در حال افزایش خواهد بود و در نتیجه y در حال افزایش خواهد بود. اما با توجه به اینکه f تابعی صعودی با نرخ کاهنده است، با افزایش k به سمت $k^*$ از نرخ افزایش y کاسته می‌شود. در واقع در کوتاه مدت که k به سمت $k^*$ و لذا y به سمت $y^*$ افزایش می‌یابد، رشدy بالاتر از رشد بلندمدت آن است، در بلند مدت $g_y = 0$ است و لذا رشد تولید سرانه برابر با $g_A$ است و بنابر این عامل افزایش تولید سرانه صرفا پیشرفت فنی است. اما در کوتاه مدت که y در حال افزایش به سمت $y^*$ است، رشد y بیش از صفر است و با نزدیک شدن به $y^*$ از رشد تولید سرانه نیز کاسته می‌شود. حال اگر با نزدیک شدن y به $y^*$ رشد y به تدریج کاهش یافته و در نتیجه رشد تولید سرانه نیز کاهش یابد، می‌توان فرضیهٔ همگرایی برای مناطق یا اقتصادهای مختلف را نتیجه گرفت.

اگر فرض کنیم که اقتصادهای مختلف (یا مناطق مختلف یک اقتصاد) از جهت تابع تولید و سایر پارامترهای مدل رشد یکسان باشند، $y^*$ مشابهی خواهند داشت که y همهٔ آنها در حال حرکت به سمت $y^*$ است. در آن صورت اقتصادی یا منطقه ای که از $y^*$ دورتر است دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری خواهد بود. این وضعیت همگرایی را همگرایی مطلق یا غیرشرطی می‌گویند، که در آن اقتصاد یا منطقه دارای تولید سرانهٔ پایین تر ( و لذا دورتر از $y^*$) دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری است.

اما در واقع اقتصادهای مختلف (یا مناطق مختلف یک اقتصاد) الزاما از نظر تابع تولید و سایر پارامترهای مدل رشد یکسان نیستند و در نتیجه $y^*$ یکسانی نخواهند داشت. به عنوان مثال منطقه یا اقتصادی که از نظر مکانی دارای تابع تولید سرانهٔ بالاتر نسبت به سایر اقتصادها یا مناطق است، دارای $k^*$ و $y^*$ بالاتری است و در آن صورت

حتی هنگامی که تولید سرانهٔ بالاتری از بقیه اقتصادها دارد، می‌تواند نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری داشته باشد. اما در حالت اخیر نیز می‌توان گفت اقتصادها یا مناطق دورتر از $y^*$ خود دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری هستند و اگر اثر این عوامل که سبب تفاوت $k^*$ و $y^*$ می‌شوند، کنار گذاشته شود، کشور دارای تولید سرانهٔ پایین تر دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری خواهد بود. لذا نرخ رشد تولید سرانهٔ هر منطقه را به صورت زیر (بارو، ۲۰۰۰ ) می‌توان بیان کرد:

$$g_y = f(y, y^*) \qquad (۱۵)$$

رابطهٔ اخیر نشان می‌دهد که نرخ رشد تولید سرانهٔ هر اقتصاد یا منطقه در حرکت به سمت تعادل بلندمدت، به مقدار تولید سرانهٔ موجود و تولید سرانهٔ تعادلی بلندمدت آن بستگی دارد. شکل اخیر فرضیهٔ همگرایی را همگرایی شرطی $\beta$ می‌گویند. در این حالت باز هم می‌توان ادعا کرد اقتصادی که دارای تولید سرانهٔ پایین تر است دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری است، اما عواملی که سبب می‌شوند برای یک اقتصاد یا منطقه، $y^*$ مقدار بزرگتری باشد. سبب بالاتر بودن نرخ رشد تولید سرانه آن نیز می‌شوند.

حال برای آزمون همگرایی مطلق یا غیرشرطی می‌توان نرخ رشد تولید سرانه را طی یک دوره زمانی بر روی مقدار اولیه تولید سرانه برازش کرد که قاعدتا باید رابطه‌ای منفی را نشان دهد. رابطه‌ای که برای آزمون همگرایی مطلق توسط بارو و سالا - آی - مارتین (۱۹۹۱) به کاررفت به شکل زیر است:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-T}}\right) = \alpha - \frac{(1-e^{-\beta t})}{T}\log(y_{i,t-T}) + u_{it} \qquad (۱۶)$$

که در آن T تعداد دورهٔ مورد بررسی، $y_{it}$سطح تولید سرانهٔ ( GDP سرانه) در دوره t، $y_{i,t-T}$ سطح تولید سرانه در دورهٔ اولیه، $\beta$ ضریب همگرایی و $u_{it}$ جزء اخلال معادله است. حال وجود رابطهٔ معکوس بین نرخ رشد تولید سرانه و مقدار اولیهٔ تولید سرانه، تایید فرضیهٔ همگرایی است. برای آزمون همگرایی شرطی نیز علاوه بر تولید سرانهٔ اولیه، متغیرهای دیگری در سمت راست رگرسیون لحاظ می‌شوند، که بیانگر عوامل دیگری است که بر روی نرخ رشد تولید سرانه و فاصلهٔ زمانی رسیدن تا تولید سرانهٔ

بلندمدت اثر می‌گذارد.

بنابر این برای آزمون فرضیهٔ همگرایی مهمترین داده‌های مورد نیاز تولید سرانه (مثلا GDP سرانه) برای مناطق یا کشورهای مختلف، طی یک دورهٔ زمانی است که برای بیشتر مطالعات تجربی استفاده شده است. یکی از مشکلات اساسی آزمون همگرایی برای مناطق مختلف یک کشور در حال توسعه، فقدان داده‌های GDP سرانهٔ منطقه‌ای در این کشورها است. در ایران نیز داده‌های GDP سرانهٔ قابل اعتماد برای استان‌های مختلف کشور و آنهم برای یک دورهٔ زمانی قابل توجه دردسترس نیست که آزمون فرضیهٔ همگرایی را غیرممکن می‌کند.

برای غلبه بر مشکل فقدان داده‌های GDP سرانه، برای استانهای ایران و آزمون فرضیهٔ همگرایی، از نظریهٔ دورنزایی خلق سپرده‌های دیداری استفاده کرده‌ایم. دو شکل از نظریهٔ درونزایی خلق سپرده‌های دیداری در ادبیات اقتصاد کلان مطرح شده است، یکی از آنها نظریهٔ درونزایی سیکل تجاری حقیقی است، که توسط کینگ و پلوسر (۱۹۸۴) مطرح شده است و دیگری نظریهٔ درونزایی پساکینزین است، که توسط دیویدسن و وینتراب (۱۹۷۳)، مور (۱۹۷۹)، پالی (۱۹۹۴) و سایرین مطرح شده است. علیرغم تفاوت چارچوب تحلیلی دو نظریهٔ درونزایی فوق، هر دو دارای شباهتهایی نیز هستند. طبق تحلیل درونزایی خلق سپرده‌های دیداری، گسترش سطح فعالیت‌های اقتصادی، نیاز به سپرده‌های دیداری را به دلیل خدمات دادوستدی که فراهم می‌کنند، گسترش می‌دهد. در آن صورت می‌توان فرض کرد که بین سطح تولید سرانه (که انعکاس حجم داد و ستدهای سرانه است) و سپرده‌های دیداری سرانه، رابطهٔ کم و بیش متناسبی برقرار باشد. در آن صورت وجود یک مقدار تعادلی بلندمدت برای تولید سرانهٔ موثر می‌تواند به معنی وجود یک مقدار تعادلی بلندمدت برای سپرده‌های دیداری سرانه باشد. و فرضیهٔ همگرایی که برای تولید سرانه وجود دارد، برای سپرده‌های دیداری سرانه نیز وجود خواهد داشت. لذا می‌توان برای بررسی فرضیهٔ همگرایی بجای مقدارGDP سرانه طی یک دورهٔ زمانی از مقدار سپرده‌های دیداری سرانهٔ طی یک دورهٔ زمانی استفاده کرد. به همین جهت برای بررسی تجربی همگرایی منطقه‌ای در ایران از داده‌های سپردهٔ دیداری سرانهٔ استانها استفاده شده است.

در کنار همگرایی β به صورت مطلق و شرطی، نوع دیگری از همگرایی در ادبیات نظری و تجربی مدل‌های رشد، مطرح شده است که به همگرایی σ مشهور است. این نوع همگرایی بدان معنی است که در طول زمان پراکندگی (انحراف معیار) تولید سرانهٔ مناطق کاهش خواهد یافت. لذا می‌توان روند انحراف معیار تولید سرانه را در طول زمان برای آزمون همگرایی مورد استفاده قرار داد، که نزولی بودن روند آن تایید همگرایی است. با این حال کوا (۱۹۹۳) آزمون فرضیهٔ همگرایی را تحت عنوان سفسطه گالتون[1] نامگذاری کرده و نشان داده است که، یافتن همگرایی β الزاما بدان معنی نیست که همگرایی σ نیز برقرار است. به عبارت دیگر طبق تحلیل کوا نرخ رشد تولید سرانهٔ مناطق می‌تواند با تولید سرانهٔ آنها درابتدای دوره، رابطهٔ عکس داشته باشد و در عین حال روند خاصی در توزیع تولید سرانهٔ منطقه‌ای وجود نداشته باشد. از آنجا که داده‌های GDP سرانه برای استان‌های ایران وجود ندارد، برای بررسی همگرایی σ نیز از انحراف معیار سپرده‌های دیداری سرانهٔ استانها استفاده شده است.

### ۳- مرور بر ادبیات تجربی همگرایی

همانطور که در تحلیل نظری اشاره شد، فرضیهٔ همگرایی یکی از نتایج مهم مدل رشد نئوکلاسیک است، که در مدلهای رشد درونزا نیز می‌تواند صدق کند. اولین مطالعات تجربی مربوط به همگرایی توسط بامول (۱۹۸۶) صورت گرفت. بامول با استفاده از داده‌های بهره‌وری برای دورهٔ ۱۹۷۹-۱۸۷۰ کشورهای صنعتی، و برای دوره‌های کوتاه‌تر در کشورهای دارای برنامه‌ریزی مرکزی و همچنین کشورهای در حال توسعه، نشان داد که شکاف بهره‌وری در میان کشورهای صنعتی طی این فاصلهٔ زمانی کاهش یافته است، برای کشورهای دارای برنامه‌ریزی مرکزی، گرچه به کشورهای صنعتی نزدیک نشده‌اند، اما شکاف بهره‌وری در میان خود آنها نیز کاهش یافته است، اما شکاف بهره‌وری بین کشورهای توسعه نیافته نه درمیان خود آنها و نه بین آنها و کشورهای صنعتی کاهش نیافته است. رگرسیونهای خطی ساده‌ای نیز که رشد بهره‌وری را به مقدار اولیهٔ بهره‌وری مرتبط می‌کرد، همگرایی را در میان کشورهای

1- Galton's Fallacy.

صنعتی تائید می‌کرد، به این معنی کـه بـین رشـد بهـره‌وری و مقـدار اولیـهٔ بهـره‌وری رابطه‌ای معکوس وجود داشت.

آبرامویتز (۱۹۸۶) نیز با استفاده از داده‌های بهره‌وری نیروی کـار ۱۶ کشـور صـنعتی و با استفاده از روند میانگین و ضریب همبسـتگی بـین نـرخ رشـد بهـره‌وری نیـروی کـار و مقدار اولیهٔ بهره‌وری نیروی کار، به بررسی تجربی همگرایی پرداخت. او نتیجه گرفـت کـه شواهد حاکی از آن است که بین نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار و سـطح بهـره‌وری نیـروی کار، رابطه‌ای عکس وجود دارد و کشورهای صنعتی گرایش به همگرایی نشان می‌دهند.

اما همگرایی به عنوان فرضیه‌ای که از مدل رشد نئوکلاسیک اسـتنتاج مـی‌شـود بـا کارهای تجربی بارو و سالا- آی - مارتین در دهه ۱۹۹۰ وارد مطالعات تجربی شد. بـارو و سالا - آی - مارتین (۱۹۹۰) ابتدا به آزمون فرضیهٔ همگرایی مطلـق و شـرطی بـرای ایالات متحدهٔ آمریکا پرداختند و حمایت تجربی برای آن به دست آوردند. سپس بـارو و سالا- آی - مارتین (۱۹۹۱) به صورت جداگانه به بررسی تجربی همگرایی برای ایـالات مختلف آمریکا، مناطق اتحادیهٔ اروپا، و مناطق ژاپن پرداختند و تایید تجربـی بـرای ایـن فرضیه در هر سه مورد فراهم کردنـد. بـا ایـن حـال نتـایج تجربـی آنهـا نشـان داد کـه همگرایی مطلق یا غیرشرطی در میان تمام مناطق یا کشورهای جهان صدق نمی‌کنـد و در نتیجه کشورهای مختلف به تولید سرانهٔ تعادلی بلندمدت یکسانی گرایش ندارند کـه دلیل آن، متفاوت بودن پارامترهای ساختاری آنها از قبیل نـرخ پـس انـداز و نـرخ رشـد پیشرفت فنی و غیره است. این نوع همگرایی در میان کشورها یا مناطقی صدق می‌کنـد که دارای ویژگی‌های مشابهی هستند. آنها با بررسی همگرایـی در میـان ایـالات آمریکـا مقدار $\beta$ را حدود ۲٪ به دست آوردنـد و بـرای سـایر منـاطق نیـز نتـایج کـم و بـیش مشابهی بدست آمد. آنها علاوه بر تایید تجربی همگرایی $\beta$، نشان دادنـد کـه هـم بـرای ایالات آمریکا و هم برای مناطق اتحادیه اروپا و منـاطق ژاپـن همگرایـی $\sigma$ نیـز صـدق می‌کند; به این معنی که انحراف معیار GDP سرانه در حال کاهش بوده است.

منکیو، رومر، وویل (۱۹۹۲) در تحلیل تجربی مدل رشد سولو، در میـان یافتـه‌هـای تجربی خود از این مدل، برای دورهٔ زمانی ۸۵-۱۹۶۰، تایید تجربی از همگرایـی نیـز بـه دست آوردند. نمونه کشورهای مورد مطالعهٔ آنها شامل:

(۱) تمام کشورهایی که برای آنها داده وجود داشته است (بجز کشورهایی که نفت و گاز صنعت عمده آنها بوده است) می‌شد، که این نمونه شامل ۹۸ کشور بوده است،

(۲) کشورهایی که در سال ۱۹۶۰ بیش از یک میلیون نفر سکنه داشته‌اند، که شامل ۷۵ کشور بوده است، و

(۳) کشورهای عضو OECD که شامل ۲۲ کشور بوده است.

نتایج تجربی آنها هیچ نشانه‌ای از همگرایی، برای نمونهٔ اول و دوم به دست نداد، اما برای نمونهٔ سوم یا کشورهای عضو OECD همگرایی صدق می‌کرد و این نتایج با نتایج بارو و سالا - آی - مارتین همخوانی داشت.

چن و فلیشر (۱۹۹۶) با به کارگیری چارچوب نظری مدل رشد سولو، به بررسی تجربی و آزمون همگرایی شرطی تولید سرانهٔ استان‌های چین برای دورهٔ زمانی ۹۳-۱۹۷۸ پرداختند و تایید تجربی برای همگرایی شرطی به دست آوردند. عواملی نیز علاوه بر مقدار اولیهٔ تولید سرانه بر روی نرخ رشد انتقالی اثر گذاشته‌اند. لذا آنها نتیجه گرفتند که نابرابری منطقه‌ای احتمالا کاهش خواهد یافت، گرچه نابرابری بین مناطق ساحلی و سایر مناطق تحت تاثیر عوامل موثر بر تولید سرانهٔ تعادلی بلندمدت مناطق، گرایش به افزایش دارد.

ژیان و سایرین (۱۹۹۶) همگرایی منطقه‌ای را در میان ایالات چین، در دورهٔ زمانی ۹۳-۱۹۵۲ بررسی کردند. آنها از تحلیل تجربی خود نتیجه گرفتند که در طول سال‌های نخست برنامه ریزی (۶۵-۱۹۵۲) شواهد ضعیفی از همگرایی وجود داشته است؛ و شواهد قوی برای همگرایی طی دورهٔ اصلاحات اقتصادی بعد از ۱۹۷۸ وجود داشته است.

ترازی (۱۹۹۹) همگرایی منطقه‌ای در ایتالیا را برای دورهٔ زمانی ۹۳-۱۹۵۳ با استفاده از ضریب تمرکز تایل بررسی کرد، که در واقع نوعی بررسی همگرایی $\sigma$ است. او پی برد که بعد از یک دوره همگرایی، دوره‌ای از واگرایی منطقه‌ای بعد از ۱۹۷۵ در ایتالیا شروع شده است.

لوپز - بازو و سایرین (۱۹۹۹) همگرایی منطقه ای در اتحادیهٔ اروپا را برای دورهٔ زمانی ۹۲-۱۹۸۱ با استفاده از آزمونهای همبستگی فضایی و مرتبط کردن آنها به تجزیه و تحلیل همگرایی، بررسی کردند. آنها پی بردند که فرآیند همگرایی از اواسط دههٔ ۱۹۷۰ خاتمه یافته و کاهش نابرابری منطقه‌ای ادامه نیافته است.

درنام و لوبو (۱۹۹۹) همگرایی درآمد را در ایالات متحدهٔ آمریکا برای دورهٔ زمانی ۹۵-۱۹۶۹ بررسی کردند. آنها با اشاره به انتقاد کوا (۱۹۹۲) نسبت به آزمون همگرایی $\beta$ و طرح آزمونی برای همگرایی $\beta$ که این ضعف را نداشته باشد، نتیجه گرفتند که برای مناطق ایالات متحده همگرایی مطلق و شرطی مورد تایید قرار می‌گیرد، اما همگرایی $\sigma$ مورد تایید نیست.

پیوو نام (۱۹۹۹) فرضیهٔ همگرایی را برای کشورهای عضو OECD با استفاده از نرخ بازدهی سرمایه بررسی کردند، که در آن همگرایی، دلالت بر نرخ بازدهی سرمایهٔ بالاتر در کشورهای کم درآمد نسبت به کشورهای غنی دارد. نتایج تجربی آنها حکایت از تایید فرضیهٔ همگرایی داشت.

حسین (۲۰۰۰) همگرایی $\beta$ را برای مناطق بنگلادش در طول دورهٔ ۹۷-۱۹۸۲ بررسی کرد و نتیجه گرفت، که برای اغلب مناطق بنگلادش همگرایی قابل توجهی در طول دورهٔ ۹۱-۱۹۸۲ وجود دارد، اما نشانه‌ای از همگرایی برای مناطق بسیار فقیر در کل دوره و برای تمامی مناطق در طول دورهٔ ۹۷-۱۹۹۱ وجود ندارد.

ناگاراج و سایرین (۲۰۰۰) به بررسی روند رشد بلندمدت هند و همگرایی در میان ایالت‌های هند پرداختند. نتایج تجربی آنها حمایت از همگرایی شرطی در میان مناطق هند را ارئه داد، گر چه گرایشی برای کاهش نابرابری درآمد منطقه‌ای وجود نداشته است.

پتراکوس و ساراتسیس (۲۰۰۰) نابرابری منطقه‌ای در یونان را بر مبنای همگرایی $\sigma$ و همگرایی $\beta$ برای دورهٔ ۹۱-۱۹۷۱ بررسی کردند و نشان دادند که در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ نابرابری منطقه‌ای کاهش یافته است که دال بر همگرایی است. در ضمن همگرایی منطقه‌ای، تحت تاثیر عواملی چون سیکل‌های تجاری، ساختار صنعت محلی، فرآیند ادغام در اتحادیهٔ اروپا و مقدار سرمایهٔ انسانی قرار گرفته است.

آزونی (۲۰۰۱) روند نابرابری منطقه‌ای در برزیل را برای دورهٔ زمانی ۹۵-۱۹۳۹ بررسی کرد و از شاخص‌های پراکندگی درآمد سرانهٔ مناطق و ایالات برای آزمون همگرایی $\beta$ و $\sigma$ استفاده کرد. نتایج تجربی او همگرایی را تایید کرد. گرچه همگرایی گاهی اوقات دچار نوساناتی شده است.

کاراس (۲۰۰۱) اثرات ادغام اقتصادی و پولی اروپا و فرآیند همگرایی منطقه‌ای در

اروپا را، با به کارگیری داده‌های سالیانهٔ دورهٔ زمانی ۹۲-۱۹۵۰ برای بیست کشور اروپایی بررسی کرد و نتیجه گرفت که شواهد با نظریهٔ رشد نئوکلاسیک سازگار است و در نتیجه همگرایی درآمد سرانه در این نظام‌های اقتصادی وجود دارد.

کوادرادو - راورا (۲۰۰۱) همگرایی منطقه‌ای در داخل کشورها و مناطق اروپایی را برای دورهٔ ۹۷ - ۱۹۶۰ با استفاده از مفهوم همگرایی $\sigma$ بررسی کرد. او پی برد که هم برحسب GDP سرانه و هم بهره‌وری نیروی کار، همگرایی تا اواسط دهه ۱۹۷۰ وجود داشته است و بعد از آن فرآیند همگرایی متوقف شده است.

کوسندا (۲۰۰۱) به تجزیه و تحلیل عملکرد اقتصادهای در حال گذار اروپای مرکزی و شرقی از جهت همگرایی آنها در ویژگی‌های اساسی اقتصاد کلان پرداخت و نشان داد که شواهدی از همگرایی در میان این کشورها وجود دارد و نتیجه گرفت که ویژگی‌های اساسی اقتصاد کلان مشترک و سیاستهای اقتصادی مشترک، دارای همبستگی با درجهٔ همگرایی بالاتر در این کشورها است، که با نظریه نئوکلاسیک سازگار است.

ناکامورا (۲۰۰۱) به بررسی مجدد همگرایی $\beta$ با به کارگیری داده‌های تابلویی[1] به جای داده‌های برش مقطعی کشورها برای دورهٔ ۹۰- ۱۹۶۵پرداخت. او نمونهٔ کشورها را به سه نمونهٔ کوچکتر شامل کشورهای دارای درآمد بالا، کشورهای دارای درآمد اولیهٔ پایین اما نرخ رشد بالا، و کشورهای دارای درآمد اولیهٔ پایین و رشد پایین تقسیم کرد. او نتیجه گرفت که صرفا برای نمونهٔ دوم می‌توان رشد اقتصادی را به عنوان همگرایی به سمت وضعیت تعادلی بلند مدت فرض کرد.

آنچه که در این قسمت ارائه شد، صرفاً مواردی از مطالعات تجربی مربوط به آزمون همگرایی بود. همانطور که این مرور گذرا بر مطالعات تجربی نشان می‌دهد، حتی هنگامی که داده‌های مناسب GDP سرانه برای مناطق مختلف وجود دارد، نتایج تجربی به طور قاطع دلالت بر تایید یا رد فرضیهٔ همگرایی ندارد. بنابر این قضاوت در مورد همگرایی یا واگرایی منطقه‌ای در ایران نیز یک موضوع تجربی است که در قسمت بعد به آن می‌پردازیم.

---

1 - Panel Data.

## داده‌ها و نتایج تجربی

آزمون همگرایی چه به صورت همگرایی $\beta$ و چه به صورت همگرایی $\sigma$، معمولا با به کارگیری GDP سرانهٔ مناطقی که همگرایی برای آنها مورد بررسی است انجام شده است. در ایران برای استان‌های کشور اطلاعات GDP به جز تخمین‌های پراکنده برای برخی سالها موجود نیست. برای غلبه بر مشکل فقدان داده‌های GDP استانی، همانطور که در تحلیل نظری اشاره شد، از نظریهٔ دورنزایی خلق سپرده‌های دیداری استفاده کرده‌ایم، تا آزمون همگرایی را امکان پذیر نمائیم. براساس تحلیل درونزایی خلق سپرده‌های دیداری می‌توان ادعا کرد که سپرده‌های دیداری سرانه، رفتار پویای مشابه با GDP سرانه داشته باشند. لذا به جای آزمون همگرایی GDP سرانهٔ استانها از آزمون همگرایی سپرده‌های دیداری سرانه استفاده کرده‌ایم. داده‌های منتشر شده ای از سپرده‌های دیداری و سایر اقلام پولی استانی وجود ندارد، اما گزارشات داخلی بانک مرکزی شامل اطلاعاتی دربارهٔ برخی اقلام پولی واز جمله سپرده‌های دیداری استان‌ها است. ما این اطلاعات را برای دورهٔ زمانی ۷۹-۱۹۶۹ جمع آوری کرده و برای آزمون همگرایی از آن استفاده کرده‌ایم. در ضمن از آنجا که داده‌های سپرده‌های دیداری از ترازنامهٔ بانکها استخراج می‌شود نسبت به سایر داده‌ها موثق تر است.

با توجه به اینکه داده‌های سپرده‌های دیداری به صورت اسمی گزارش می‌شود و با توجه به تورم دو رقمی ایران در دورهٔ مورد مطالعه، این امکان وجود دارد که اطلاعات اسمی گمراه کننده باشد. بدین جهت با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) استانها، سپرده‌های دیداری را به قیمت ثابت ۱۳۶۹ تبدیل کرده ایم و در کنار سپرده‌های دیداری اسمی از مقدار حقیقی آنها نیز برای آزمون همگرایی استفاده کرده‌ایم.

از طرف دیگر چون آزمون همگرایی با استفاده از داده‌های سرانه انجام می‌شود، برای تمامی سالهای مورد بررسی جمعیت استانها تخمین زده شده است که با استفاده از نرخ رشد جمعیت استانها در فواصل دو سرشماری و سایر اطلاعات موجود صورت گرفته است و روش متعارف در اکثر مطالعات می‌باشد. آنگاه با تقسیم سپرده‌های دیداری به جمعیت تخمینی هر استان مقدار سپرده‌های دیداری سرانه محاسبه شده است.

نکته آخر آنکه در سال شروع دوره مورد بررسی برخی از استانهای کنونی جزیی از یک استان دیگر بوده‌اند و بدین جهت اطلاعات برای آنها وجود نداشته است. لذا در مطالعه حاضر اطلاعات این استانها برای تمامی سالها در همان استانی لحاظ شده است که ابتدا جزیی از آن بوده اند. به این ترتیب تعداد مناطق یا استانهایی که همگرایی برای آنها بررسی شده است ۲۴ استان بوده و عبارتند از: تهران، اصفهان، خراسان، مازندران، گیلان، زنجان، همدان، کرمانشاه، کردستان، لرستان، خوزستان، فارس، کهکیلویه و بویراحمد، چهارمحال و بختیاری، مرکزی، هرمزگان، بوشهر، سیستان و بلوچستان، کرمان، یزد، سمنان، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و ایلام.

برای آزمون همگرایی ابتدا با استفاده از روش OLS متوسط نرخ رشد سپرده‌های دیداری سرانه استانها طی دوره ۷۹-۱۳۶۹ بر روی مقدار سپرده‌های دیداری سرانه در سال ۱۳۶۹ برازش شده است که Ndd ۶۹ بیانگر سپرده‌های دیداری سرانه اسمی در سال ۱۳۶۹و Agndd ۶۹ نرخ رشد متوسط سپرده‌های دیداری سرانه اسمی طی دوره ۷۹-۱۳۶۹ می‌باشد. از آنجا که توصیه شده است برای آزمون همگرایی به شکل فوق از روش متغیر ابزاری استفاده شود و غالبا متغیر تولید سرانه با یک دوره وقفه به عنوان متغییر ابزاری بکار رفته است، در اینجا نیز در سطر دوم نرخ رشد متوسط سپرده‌های دیداری سرانه اسمی طی دوره ۷۹-۱۳۷۰ یعنی Agndd ۷۰ بر روی مقدار سپرده‌های دیداری سرانه اسمی در سال ۱۳۶۹ برازش شده است. در سطرسوم جدول ۱ نیز علاوه بر مقدار اولیه سپرده‌های دیداری سرانه اسمی دو متغیر منطقه‌ای دیگر که اطلاعات آنها در دسترس بوده است در رگرسیون لحاظ شده‌اند که I L R۶۹ نرخ بیسوادی در سال ۱۳۶۹ برای هر استان و PPS ۶۹ نسبت دانشجوبه جمعیت استان در سال ۱۳۶۹می‌باشد، که به عنوان متغیرهایی برای انعکاس سرمایه انسانی استانها و اثر آن برروی نرخ رشد در نظر گرفته شده‌اند. همانطور که مشاهده می‌شود با لحاظ متغیرهای اضافی معنی‌دار بودن ضریب Ndd ۶۹ دچار تغییر نمی‌شود. ضریب PPS ۶۹ با انتظارات نظری سازگار است، به این معنی که با لاتر بودن نسبت دانشجو به جمعیت سبب افزایش رشد می‌شود. اما ضریب ILR۶۹ با انتظارات نظری سازگار نیست چرا که طبق ضریب بدست آمده بالاتر بودن نرخ بیسوادی به بالاتر بودن رشد می‌انجامد.

**جدول ۱- رگرسیون رشد سپرده‌های دیداری سرانه بر روی مقدار اولیهٔ سپرده‌های دیداری سرانه**

| متغیر وابسته | عرض از مبدا | Ndd69 یا Rdd69 | ILR69 | PPS69 | $\bar{R}^2$ | F | D. W |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Agndd69 | ۱/۳۹<br>(۱۰/۲۷) | -۱/۰۳<br>(۱/۸۴)* | - | - | ۰/۱۳ | ۳/۳۸* | ۱/۷۲ |
| Agndd70 | ۲/۳۶<br>(۲/۶۹)** | -۳/۰۹<br>(-۰/۸۵) | - | - | ۰/۰۳ | ۰/۷۳ | ۲/۲ |
| Agndd69 | -۰/۵۵<br>(-۱/۱۸) | -۰/۵۹<br>(-۳/۶۲)*** | ۳/۶۲<br>(۲/۰۲)** | ۵۶/۶۷<br>(۲/۵۸)** | ۰/۴۵ | ۵/۶۵*** | ۱/۹۷ |
| Agrdd69 | ۰/۰۷<br>(۴/۷۹)*** | -۰/۱۲<br>(-۱/۹۲)* | - | - | ۰/۱۴ | ۳/۶۸* | ۱/۶۳ |
| Agrdd70 | ۰/۲۲<br>(۱/۹۴)* | -۰/۴۲<br>(-۰/۸۷) | - | - | ۰/۰۳ | ۰/۷۷ | ۲/۲ |
| Agrdd69 | ۰/۱۵<br>(-۲/۸۳)*** | -۰/۰۷<br>(-۳/۶۷)*** | ۰/۳۹<br>(۱/۹۵)** | ۶/۵۹<br>(۲/۵۸)** | ۰/۴۵ | ۵/۵۷*** | ۱/۷۵ |

* معنی دار در سطح ۱۰ درصد، **معنی دار در سطح ۵ درصد، *** معنی دار در سطح ۱ درصد

در جدول ۱ آزمون همگرایی با استفاده از رگرسیون ساده خطی انجام شده است. در سطر اول متوسط نرخ رشد سپرده‌های سرانه اسمی استانها طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۶۹ بر روی مقدار اولیه سپرده‌های سرانه اسمی در سال ۱۳۶۹ برازش شده است. در سطر دوم متوسط نرخ رشد سپرده‌های سرانه اسمی استانها طی دوره ۷۹-۱۳۷۰ بر روی مقدار اولیه سپرده‌های سرانه اسمی در سال ۱۳۶۹ ( به عنوان متغییر ابزاری به جای سپرده‌های سرانه اسمی سال ۱۳۷۰ ) برازش شده است. در سطر سوم دو متغییر نرخ بیسوادیILR۶۹ در سال ۱۳۶۹ برای هر استان و نسبت دانشجو به جمعیت هر استان PPS۶۹ در سال ۱۳۶۹ اضافه شده اند. نتایج این رگرسیون‌های خطی نشان می‌دهد که بین نرخ رشد متوسط سپرده‌های سرانه و مقدار اولیه آنها رابطه عکس وجود دارد که دال بر وجود همگرایی است. ضریب نسبت دانشجو به جمعیت مثبت و منفی دار است که معقول است. اما ضریب نرخ بیسوادی که مثبت و منفی دار است، یعنی استانهای دارای بی سوادی بالاتر رشد بالاتر داشته‌اند.

این نتیجه می‌تواند ناشی از توسعهٔ سریع بانکداری در استانهای فقیر ( و دارای بیسوادی بالا) و در نتیجه گسترش سریعتر سپرده‌های دیداری در این استانها، بر اثر وقفه در توسعهٔ بانکداری باشد. در ضمن ضریب سپرده‌های دیداری سرانهٔ اسمی در دورهٔ اولیه منفی است و معنی دار، که به معنی تایید همگرایی است. زیرا سپرده‌های دیداری سرانهٔ اسمی بالاتر در شروع دوره سبب رشد پایین تری برای این سپرده‌ها شده است. اما همانطور که در سطر دوم مشاهده می‌شود هنگامی که از متغیر ابزاری استفاده می‌شود ضریب سپرده‌های دیداری سرانهٔ اسمی در دورهٔ اولیه، معنی دار بودن خود را از دست می‌دهد و بدین ترتیب همگرایی مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

در سطرهای چهارم تا ششم نیز همین رگرسیونها برای سپرده‌های دیداری حقیقی سرانه تکرار شده است، که در آن تفاوت با ۳ رگرسیون نخست آن است که Agrdd۶۹ نرخ رشد متوسط سپرده‌های دیداری سرانهٔ حقیقی در فاصله ۷۹- ۱۳۶۹، Agrdd۷۰ نرخ رشد متوسط سپرده‌های دیداری سرانهٔ حقیقی طی دورهٔ ۷۹-۱۳۷۰، و Rdd۶۹ مقدار سپرده‌های دیداری سرانهٔ حقیقی در سال ۱۳۶۹ است. نتایج این رگرسیون مشابه قبل است؛ به این معنی که بدون استفاده از روش متغیر ابزاری، همگرایی تایید می‌شود اما با وجود متغیر ابزاری همگرایی تایید نمی‌شود.

در جدول ۲ آزمون همگرایی با استفاده از رابطهٔ (۱۶) انجام شده است که در آن از روش حداقل مربعات غیر خطی NLS استفاده شده است، با این تفاوت که به جای GDP سرانه از سپرده‌های دیداری سرانه استفاده شده است. در این رگرسیونها نیز با استفاده از روش NLS، نرخ رشد متوسط سپرده‌های دیداری سرانه اسمی و حقیقی برروی مقدار اولیه این سپرده‌ها برازش شده است، که سه سطر اول مربوط به سپرده‌های دیداری اسمی و سه سطر آخر مربوط به سپرده‌های دیداری حقیقی است. در ضمن در سطر دوم نرخ رشد سپرده‌های دیداری سرانهٔ اسمی طی دورهٔ ۷۹-۱۳۷۰ بر روی سپرده‌های دیداری سرانهٔ اسمی در سال ۱۳۶۹ به عنوان روش متغیر ابزاری برازش شده است و در سطر پنجم نیز نرخ رشد سپرده‌های دیداری سرانهٔ ۷۹-۱۳۷۰ بر روی سپرده‌های دیداری سرانهٔ حقیقی در سال ۱۳۶۹ به همین منظور برازش شده است. در سطرهای سوم و ششم نیز متغیرهای اضافی ILR۶۹ و PPS ۶۹ لحاظ شده‌اند

تا با نتایج جدول ۱ مقایسه شوند.

همانطور که نتایج این جدول نشان می‌دهد در هیچ موردی ضریب $\beta$ معنی دار نیست، گر چه رابطه منفی است. در ضمن چه از متغیر ابزاری استفاده شود و چه دو متغیر منطقه‌ای اشاره شده، لحاظ شوند یا لحاظ نشوند، تاثیری بر روی نتایج به جا نمی‌گذارد. این حکایت از آن دارد که استفاده از روش NLS که خود بارو و سالا - آی - مارتین نیز از آن استفاده کرده‌اند، نتایج قابل قبولی را ارئه می‌دهد. نتیجهٔ تجربی به دست آمده نیز حکایت از آن دارد که همگرایی مورد تایید قرار نمی‌گیرد و بنابر این نابرابری استان‌های کشور بر اساس این نتایج رو به کاهش نیست.

**جدول ۲- رگرسیون رشد سپرده‌های دیداری سرانه بر روی مقدار اولیه سپرده‌های دیداری سرانه**

| متغیر وابسته | عرض از مبدا | ضریب $\beta$ | ILR69 | PPS69 | $\overline{R}^2$ | F | DW |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $\frac{1}{10}\log(\frac{Ndd79}{Ndd69})$ | ۰/۱۹ (۴/۶۴)*** | -۰/۰۴ (-۱/۲۷) | - | - | ۰/۱ | ۲/۵۲ | ۱/۶۷ |
| $\frac{1}{9}\log(\frac{Ndd79}{Ndd70})$ | ۰/۳ (۴/۰۱)*** | ۰/۰۴ (-۱/۱۳) | - | - | ۰/۰۸ | ۱/۹۷ | ۲/۱ |
| $\frac{1}{10}\log(\frac{Ndd79}{Ndd69})$ | ۰/۱۱ (۱/۳۳) | -۰/۰۸ (-۱/۲۱) | ۰/۲۴ (۰/۷۶) | ۳/۷۶ (۰/۹۴) | ۰/۱۷ | ۱/۳۹ | ۲/۰ |
| $\frac{1}{10}\log(\frac{Rdd79}{Rdd69})$ | -۰/۰۲ (-۰/۴۹) | -۰/۰۴ (-۱/۳۳) | - | - | ۰/۱۱ | ۲/۸۵ | ۱/۶۳ |
| $\frac{1}{9}\log(\frac{Rdd79}{Rdd70})$ | -۰/۰۱۸ (-۰/۳۷) | ۰/۰۵ (-۱/۲۱) | - | - | ۰/۰۹ | ۲/۳ | ۲/۱ |
| $\frac{1}{10}\log(\frac{Rdd79}{Rdd69})$ | -۰/۱۱ (-۱/۲۸) | -۰/۰۹ (-۱/۲۴) | ۰/۲۳ (۰/۷۲) | ۳/۸۶ (۰/۹۹) | ۰/۱۸ | ۱/۵۱ | ۱/۹۴ |

* معنی دار در سطح ۱۰ درصد، **معنی دار در سطح ۵ درصد، *** معنی دار در سطح ۱ درصد

در جدول ۳ برای بررسی بیشتر نرخ رشد متوسط درآمد خانوار، برای هر استان، که برای دورهٔ ۸۰-۱۳۷۶ در برخی از استان‌ها در دسترس بوده است، بر روی مقدار اولیهٔ درآمد خانوارها در سال ۱۳۷۶ برازش شده است. برای برازش از هر دو روش OLS و NLS استفاده شده است. سطر اول و دوم نتایج مدلهای OLS و NLS برای همگرایی در درآمد اسمی خانوار استان‌های کشور است، که اطلاعات برای آنها موجود بوده است

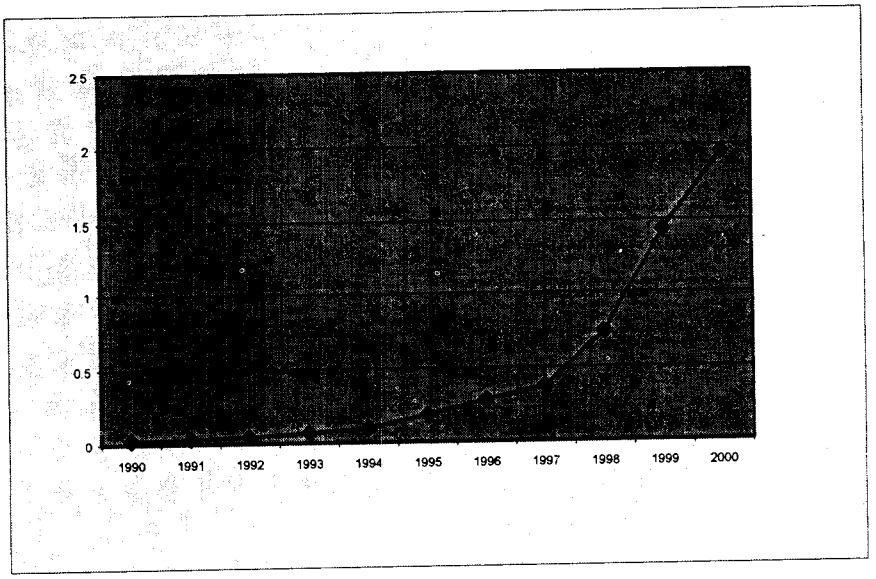
و از مطالعات بودجهٔ خانوار به دست آمده است. دورهٔ مورد مطالعه ۸۰-۱۳۷۶ و در آن HOUSIN ۷۶ درآمد خانوار در سال ۱۳۷۶ و HOUSIN۸۰ درآمد خانوار در سال ۱۳۸۰ و ANGHOUSIN ۷۶ نرخ رشد متوسط درآمد اسمی خانوار طی دورهٔ ۸۰-۱۳۷۶ است. سطر سوم و چهارم نیز برازش روشهای OLS و NLS برای همگرایی در درآمد حقیقی خانوار استانهای کشور است. در این موارد RHOUSIN۷۶ درآمد خانوار در سال ۱۳۷۶ RHOUSIN۸۰ درآمد حقیقی خانوار در سال ۱۳۸۰ (به قیمت ثابت ۱۳۷۶) و ARGHOUSIN ۷۶ نرخ رشد متوسط درآمد حقیقی خانوار طی دوره ۸۰-۱۳۷۶ است. همانطور که ملاحظه می‌شود نه ضریب درآمد اولیهٔ خانوار در رگرسیونهای OLS معنی دار است و نه ضریب β در رگرسیونهای NLS بنابر این بر اساس این نتایج نیز همگرایی مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

**جدول ۳- رگرسیون نرخ رشد متوسط درآمد خانوار بر روی مقدار اولیه درآمد خانوار**

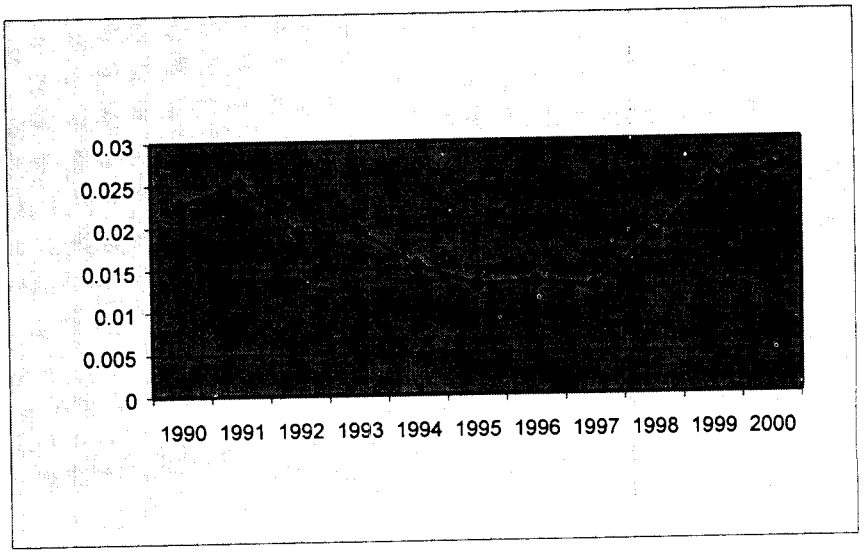
| متغیر وابسته | عرض از مبدا | HOUSIN76 | $\bar{R}^2$ | F | DW |
|---|---|---|---|---|---|
| ANGHOUSIN76 | ۰/۳۶<br>(۳/۳۵)*** | ۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۴<br>(-۰/۵۱) | ۰/۰۱ | ۰/۲۶ | ۱/۴۹ |
| $\frac{1}{4}\log(\frac{HOUSIN80}{HOUSIN76})$ | ۰/۵۷<br>(۰/۷۳) | $\beta$ = -۰/۰۲۴<br>(-۰/۴۵) | ۰/۰۱۲ | ۰/۲۳ | ۱/۴۶ |
| ANGHOUSIN76 | ۰/۱۱<br>(۱/۸۳)* | -۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۳<br>(-۰/۶) | ۰/۰۲ | ۰/۴ | ۱/۷۲ |
| $\frac{1}{4}\log(\frac{RHOUSIN80}{HOUSIN76})$ | ۰/۴۹<br>(۰/۶۵) | $\beta$ = -۰/۰۲۸<br>(-۰/۵۴) | ۰/۰۱۷ | ۰/۳۳ | ۱/۷ |

* معنی دار در سطح ۱۰ درصد، **معنی دار در سطح ۵ درصد، *** معنی دار در سطح ۱ درصد

بالاخره در نمودارهای ۱ و ۲ انحراف معیار سپرده‌های دیداری سرانهٔ اسمی و حقیقی استانها برای سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۹ ترسیم شده است، تا از روی روند آن نسبت به همگرایی σ تحلیل شود. همانطورکه نمودارهای مربوط نشان می‌دهند روند نزولی پیوسته‌ای برای انحراف معیارهای مربوطه مشاهده نمی‌شود.




نمودار۱- روند انحراف معیار سپرده‌های دیداری سرانهٔ اسمی ۷۹ - ۱۳۶۹




نمودار ۲-روند انحراف معیار سپرده‌های دیداری سرانه حقیقی ۷۹-۱۳۶۹

بنابراین می‌توان ادعا کرد که بر اساس این نمودارها نشانه‌ای از همگرایی σ و کاهش نابرابری منطقه‌ای یا استانی در ایران مشاهده نمی‌شود.

حال با کنار هم قرار دادن نتایج به دست آمده می‌توان در کل این نتیجه را گرفت، که فرایند رشد اقتصادی مناطق در ایران، یک فرایند همگرا نیست و بدین جهت انتظار نمی‌رود که نابرابری منطقه‌ای در اقتصاد ایران در طول زمان در حال کاهش باشد. گرچه در اینجا به بررسی علت ایجاد چنین روندی پرداخته نمی‌شود، اما می‌توان گفت که اگر دولت تلاشهایی برای کاهش این نابرابری منطقه‌ای هم انجام داده است این تلاشها موفقیت آمیز نبوده است.

## ۵- نتیجه گیری

یکی از فرضیه‌های مهم استنتاج شده از نظریهٔ رشد نئوکلاسیک فرضیهٔ همگرایی است که تحت عنوان همگرایی $\beta$ مشهور است. همگرایی $\beta$ به شکل مطلق یا غیرشرطی ادعا می‌کند، که اگر کشورها یا مناطق، دارای تولید سرانهٔ بلندمدت تعادلی یکسانی باشند، کشورها یا مناطق فقیر دارای نرخ رشد تولید سرانهٔ بالاتری خواهند بود. همگرایی $\beta$ به شکل شرطی آن ادعا می‌کند که چون کشورها یا مناطق دارای تولید سرانهٔ بلند مدت تعادلی متفاوتی هستند، کشورها یا مناطق دورتر از وضعیت بلندمدت دارای نرخ رشد بالاتری هستند و الزاما کشور دارای تولید سرانهٔ بالاتر نرخ رشد پایین تر ندارد. در کنار اینها همگرایی$\sigma$ نیز مطرح شده است که به معنی کاهش نابرابری تولید سرانهٔ منطقه‌ای در طول زمان است. نتایج تجربی در مورد سایر کشورها نتیجهٔ قاطعی به دست نداده است. از آنجا که داده‌های GDP سرانه استانی برای ایران وجود ندارد، امکان آزمون فرضیهٔ همگرایی با استفاده از داده‌های GDP سرانهٔ استانها وجود ندارد. لذا پیشبرد اساسی این مقاله، معرفی روشی برای آزمون همگرایی در ایران بوده است. بر اساس نظریهٔ درونزایی خلق سپرده‌های دیداری نظریهٔ سیکل تجاری حقیقی و همچنین پساکینزین‌ها، نتیجه گرفته شده است که همگرایی در تولید سرانهٔ منطقه‌ای به معنی همگرایی در سپرده‌های دیداری سرانهٔ منطقه‌ای است. لذا با استفاده از داده‌های سپرده‌های دیداری سرانهٔ استانها که از گزارش‌های داخلی بانک مرکزی گرفته

شده است به آزمون همگرایی پرداخته‌ایم. نتایج در کل حاکی از آن است که همگرایی منطقه‌ای یا همگرایی استانی برای اقتصاد ایران مورد تائید قرار نمی‌گیرد و فرآیند رشد اقتصادی منطقه‌ای ایران یک فرآیند همگرا نیست، در واقع همگرایی $\beta$ چه به‌صورت مطلق و چه به‌صورت شرطی برای سپرده‌های دیداری سرانهٔ استانها تایید نمی‌شود. در ضمن همگرایی $\sigma$ نیز مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

در کنار استفاده از سپرده‌های دیداری سرانهٔ استانی از درآمد خانوارها برای استانها جهت آزمون همگرایی استفاده شده است. این نتایج نیز تاییدی از همگرایی فراهم نمی‌کند. یافته‌های این تحقیق می‌تواند به این معنی باشد که یا دولت سیاستهایی برای کاهش نابرابری منطقه‌ای در پیش نگرفته است یا سیاستهای در پیش گرفته شده ناموفق بوده است که موضوع تحقیق حاضر نیست.

توصیهٔ سیاستی تحقیق حاضر آن است که، اگر مطالعات بیشتری روی این موضوع صورت گیرد و یافته‌های تحقیق حاضر را تایید کند در آن صورت کشور علاوه بر اینکه از رشد اقتصادی بالایی برخوردار نیست، این رشد اقتصادی نیز در مناطق به‌طور یکنواخت اتفاق نمی‌افتد و به‌عنوان تهدیدی برای وضعیت سیاسی و اجتماعی کشور احتیاج به توجه جدی دارد. در واقع برای دستیابی به رشدهای بالای بالقوه در کشور، لازم است دولت اقدامات جدی در ایجاد همگرایی منطقه‌ای انجام دهدکه می‌تواند موضوع مطالعات بعدی باشد.

## فهرست منابع


۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ گزارش وضعیت اجتماعی - اقتصادی استانها، گزارشات داخلی؛ سالهای ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۹.

۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ مطالعات بودجه خانوار و شاخص قیمتها؛ سالها ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۰.

۳- مرکز آمار ایران؛ سالنامه آماری؛ سالهای ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۹.

4- Abramovitz, M., "Catching up, Forging Ahead, and Falling Behind", *Journal of Economic History*, June 1986, 385-406.

5- Azzoni, R., "Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil", *The Annals of Regional Sceince*, 2001, 35, 11-27.

6- Barro, R. J. and X. Sala -i-Martin, "Economic Growth and Convergence Across the United States", NBER, 1990, Working Paper 3419.
7- ___ and ____ (1991). "Convergence Across States and Regions", Brookings Papers on Economic Activity 1, 1991.
8- ___ and ____, *Economic Growth*, The MIT Press, 1995.
9- ___ and ____, "Techological Diffusion, Convergence, and Growth", *Journal of Economic Growth*, 1997, 2,1 - 27.
10- Barro, R. J., "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 2000, 5, 5-32.
11- Baumol, W. J., "Productivity Gowth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show", *The American Economic Review*, 1986, 76 (5), 1072-1085.
12- Chen, J. and B. M. Fleisher, "Regional Income Inequality and Economic Gowth in China", *Journal of Comparative Economics*, 1996, 22, 141-164.
13- Cuadrado - Roura, J. R., "Regional Convergence in the European Union: From Hypothesis to the Actual Trends", *The Annals of Regional Science* , 2001, 35,333-356.
14- Davidson, P. and S. Weintraub, "Money as Cause and Effect", *The Economic Journal*, 1973, 1117-32.
15- Drennan, M. P. and J. Lobo, "A Simple Test for Convergence of Metropolitan Income in the United States", *Journal of Urban Economics*, 1999, 46, 350-359.
16- Hossain, A., "Convergence of Per Capita Output Levels Across Regions of Banglandesh: 1982-97", *IMF Working Paper*, 2000, WP/00/121.
17- Jian, T. ,J. D. Sachs and,A. M. Warner, "Trends in Regional Inequality in China", NBER Working Paper Series, 1996, Wp 5412.
18- Karras, G., "Long - Run Economic Growth in Europe: Is it Endogenous or Neoclassical?", *Internatinal Econoimc Journal*, 2001, 15 (2), 63-76.
19- King, R. G. and C. I. Plosser, "Money, Credit, and Prices in Real Business Cycle", *The American Economic Review*, 1984, 74 (3), 363-380.
20- Kocenda, E., "Macroeconomic Covergence in Transition Countries", *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29, 1-23.
21- Lopez-Bazo, E. , E. Vaya ,A. I. Mora and, J. Surinach, "Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, 1999, 33,343-370.
22- Mankiw, N. G,. Romer, and D. N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107, 407-437.
23- Moore, B. J., "The Engogenons Money Stock", *Journal of Post Keynesian Economics*, 1979, Fall.
24- Nagaraj, R. A, Varoudakis and, M. A. Veganzones, "Long - Run Growth Trends and Convergence Across Indian States", *Journal of International Development*, 2000, 12, 45-70.

25- Nakamura, H., "An Empirical Reexamination of the Solow Growth Model", *Journal of the Japanese and Internatinal Economies*, 2001, 15, 323-340.
26- Palley, T. I., "Competing Views of the Money Supply Process: Theory and Evidence", *Metroeconomica*, 1994, 45 (1 ), 67-88.
27- Petrakos, G. and Y. Saratsis, "Regional Inequalities in Greece", *Papers in Regional Science*, 2000, 79,57-74.
28- Pyo, H. K. and K. Nam, "A Test of the Convergence Hypothesis by Rates of Return to Capital: Evidence from OECD Countries", *Discussion Papers*, 1999, CIRJE-F-51.
29- Quah, D., "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Econmics*, 1993, 95 (4). 427-443.
30- Solow, R. M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70 (1), 65-94.
31- Terrasi, M., "Convergence and Divergence Across Italian Regions", *The Annals of Regional Science*, 1999, 33, 491-510.