اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران

تیمور رحمانی[1] ابراهیم حسن‌زاده[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۳/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۲/۹

چکیده

یکی از موضوعات مهم قابل طرح در مدل‌های رشد اقتصادی فرضیه‌ی همگرایی[3] است. به این معنی که مناطق فقیر با نرخ رشد درآمد سرانه‌ی بالاتری نسبت به مناطق ثروتمند، تمایل به حرکت به سمت تعادل بلندمدت دارند. فرضیه‌ی همگرایی شامل دو نوع همگرایی بتا و سیگما است. پژوهش حاضر این فرضیه را برای استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶، بررسی می‌کند. نتایج به‌دست‌آمده وجود همگرایی بتا در بین استان‌های ایران را تأیید می‌کند. اما، نتایج برای همگرایی سیگما نشان‌دهنده‌ی نبود این نوع همگرایی در بین استان‌های ایران است. به این معنی که پراکندگی درآمد سرانه در بین استان‌های ایران در این سال‌ها افزایش پیدا می‌کند.

مهاجرت داخلی[4] یکی از عواملی است که می‌تواند بر رشد اقتصادی استان‌ها و درنهایت، بر همگرایی بین آن‌ها اثرگذار باشد. بنابراین، در این تحقیق اثر مهاجرت بین استانی بر همگرایی درآمد سرانه‌ی بین آن‌ها نیز بررسی شده است. نتایج نشان‌می‌دهد خالص ورود مهاجرت رابطه‌ی مستقیم با رشد تولید سرانه‌ی استان‌ها دارد و با وارد کردن متغیر خالص ورود مهاجرت به معادله‌ی همگرایی، ضریب بتا افزایش پیدا می‌کند که نشان‌دهنده‌ی اثر منفی مهاجرت بر همگرایی در بین استان‌های ایران است. بنابراین، مهاجرت شکاف بین استان‌ها را افزایش می‌دهد.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، همگرایی منطقه‌ای، همگرایی بتا، همگرایی سیگما، مهاجرت، استان‌های ایران.

JEL : O47, R23

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تهران، Email: trahmani@ut.ac.ir

۲- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران، Email e.hasanzadeh@ut.ac.ir

3- Convergence Hypothesis
4-Immigration

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

۱- مقدمه

یکی از نتایج مهم بدست آمده از مدل‌های رشد اقتصادی، فرضیه‌ی همگرایی اقتصادی است. اقتصاددانان به این فرضیه به عنوان یک نتیجه از مدل‌های رشد از دهه‌ی ۱۹۹۰ به بعد و به دنبال مطالعات گسترده‌ی بارو[1] وسالا -آی- مارتین[2] توجه کرده‌اند. یکی از ویژگی‌های کشورهای درحال‌توسعه وجود دوگانگی میان مناطق مختلف کشور است. برخی از مناطق که بیشتر شهرهای بزرگ هستند، از سطح توسعه‌ی بالاتری برخوردار بوده و درامد سرانه‌ی افراد آن مناطق بیشتر است.

تحقیقات انجام شده در ایران وجود تفاوت میان استان‌های کشور از لحاظ توسعه اقتصادی را نشان می‌دهد و از جمله اهداف برنامه‌های توسعه‌ی کشور، از میان بردن دوگانگی بین استان‌ها و توسعه‌ی متوازن این مناطق است. لازمه‌ی دست‌یابی به این هدف، بالاتر بودن سرعت رشد در مناطق فقیر وتوسعه‌نیافته نسبت به مناطق ثروتمند و توسعه‌یافته است که به عنوان فرضیه همگرایی در مدل‌های رشد مطرح شده است.

اگر چند اقتصاد یا چند منطقه را در نظر بگیریم و این اقتصادها از جهت پارامترهای مدل رشد، مانند نرخ پس‌انداز، نرخ رشد تولید سرانه، نرخ رشد جمعیت و... به‌طور کامل همانند باشند، همگرایی به وجود آمده را همگرایی غیرشرطی یا مطلق β[3] می‌نامند. اما، اگر اقتصادها از نظر پارامترهای مدل، متفاوت باشند، آنگاه همگرایی به وجود آمده را همگرایی شرطی β[4] می‌نامند. نوعی دیگر از همگرایی که بیانگر کاهش نابرابری در بین مناطق در طی زمان است، نوع سیگما (σ)[5] نامیده می‌شود.[6]

مهاجرت پدیده‌ای پیچیده است که توجه بسیاری از محققین علوم مختلف؛ مانند جامعه‌شناسی، آمار، جغرافیا و اقتصاد را به خود جلب کرده است. شاید در گذشته پدیده‌ی مهاجرت از نظر اقتصادی مثبت بود زیرا وسیله‌ای برای تخصیص بهینه‌ی منابع به لحاظ انتقال نیروی انسانی از نواحی کم‌بازده به نواحی پربازده به‌شمار می‌آمد؛ اما، امروزه با دیدن نرخ‌های بالای مهاجرت به شهرهای بزرگ، افزایش حاشیه‌نشینی در شهرهای بزرگ، وجود تفاوت قابل ملاحظه در نرخ‌های بیکاری و سطح درامد بین مناطق مهاجرپذیر و مهاجرفرست و همچنین، دیگر مشکلات اجتماعی و اقتصادی که در اثر آن به وجود می‌آید، این مسأله به مشکلی جدی تبدیل شده است.

---

1 - Barro
2 -Sala-I-Martin
3- Absolute or Unconditional β - Convergence
4- Conditional β- Convergence
5- σ - Convergence
6- Romer (2001)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

مشکل مهاجرت درباره‌ی ایران نیز صادق است. در ایران نیز نرخ‌های بالای مهاجرت به شهرهای بزرگ، مانند تهران، مشکلات گفته شده را سبب می‌شود. تاکنون، مطالعات بسیاری درباره‌ی علت پدیده‌ی مهاجرت داخلی در ایران صورت گرفته است. این مطالعات یکی از دلایل اصلی مهاجرت را تفاوت سطح توسعه‌یافتگی مناطق کشور و تفاوت درامدها و امکانات عمومی و رفاهی بیان می‌کند.

با توجه به مشکلات گفته شده و به دلیل تأثیر مهاجرت روی رشد اقتصادی مناطق، به نظر می‌رسد که این مسأله عاملی برای تغییر سرعت همگرایی و تغییر شکاف بین مناطق است. بنابراین، بررسی چگونگی این تغییرات در اثر وجود پدیده‌ی مهاجرت ضروری به نظر می‌رسد.

پرسش‌های اصلی این مطالعه این گونه است: آیا در بین استان‌های کشور همگرایی وجود دارد؟ و مهاجرت در بین استان‌های ایران چه تأثیری بر همگرایی در بین استان‌ها دارد؟

در تئوری، مهاجرت نیروی کار از مناطق فقیر به مناطق ثروتمند به دو دلیل می‌تواند اثر مثبت بر رشد در منطقه‌ی مهاجرفرست داشته باشد و از این راه به فرایند همگرایی کمک کند. یکی افزایش نسبت سرمایه به نیروی کار در منطقه‌ی مهاجرفرست و دیگری افزایش پس‌انداز منطقه‌ی مهاجرفرست بر اثر بازگشت پس‌انداز مهاجران به منطقه‌ی خود[1].

این تحقیق شش قسمت دارد. در ادامه، مبانی نظری فرضیه‌ی همگرایی بررسی می‌شود. در مرحله‌ی بعد رابطه‌ی مهاجرت و همگرایی در قالب مدل رشد رمزی بحث شده و سپس، کارهای انجام شده‌ی پیشین به اختصار بیان شده است. در قسمت آخر نیز معادلات مورد نظر مدل براورد شده و نتایج آن ذکر شده است.

۲- مبانی نظری فرضیه‌ی همگرایی منطقه‌ای

یکی از نتایج مهم به‌دست آمده از مدل‌های رشد اقتصادی، فرضیه‌ی همگرایی اقتصادی است. بدین معنی که اقتصادهای با درامد پایین نسبت به اقتصادهای با سطوح بالاتر درامد، به سمت نرخ‌های رشد سریع تر تمایل دارند.

فرضیه‌ی همگرایی نتیجه‌ی طبیعی، فرض همگن بودن از درجه‌ی یک تابع تولید نئوکلاسیک، نسبت به دو نهاده‌ی نیروی کار مؤثر و سرمایه است. همچنین، پس از مطرح شدن فرضیه‌ی همگرایی مدل رشد نئوکلاسیک سولو، این فرضیه برای مدل‌های رشد درون‌زا نیز تعمیم داده شده است. در ادبیات همگرایی چنانچه اقتصادها به یک سطح تعادل باثبات از درامد سرانه نزدیک شوند، شاهد همگرایی مطلق خواهیم

1- G. Larramona, M. Sanso (2006)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

بود. چنانچه به سطوح باثبات خود همگرا شوند، همگرایی شرطی خواهد شد[1]. در تئوری مدل‌های نئوکلاسیکی، همگرایی، به‌وسیله‌ی سطح درامد و نرخ رشد بررسی می‌شود.

در این‌جا فرضیه‌ی همگرایی در قالب تئوریکی- مدل رمزی- بررسی می‌شود. در این مدل فرض می‌شود که خانوارها عمری نامحدود دارند لذا میزان مصرف و نرخ پس‌اندازی را بر می‌گزینند که مطلوبیت آن‌ها را حداکثر می‌کند. بنابراین، نرخ پس‌انداز دیگر ثابت نبوده و تابعی از مقدار سرمایه‌ی سرانه‌ی k است. همچنین، فرض می‌شود که خانوارها همانند هم هستند و با نرخ ثابت n رشد می‌کنند $(L(t) = L(0)e^{nt})$. برای به‌دست‌آوردن معادله‌ی همگرایی در این مدل، ابتدا فرض می‌شود که تابع تولید کاب-داگلاس به صورت زیر است:

$$\hat{y} = f(\hat{k}) = A\hat{k}^{\alpha} \qquad (۱)$$

در این رابطه، $\hat{y}$ درامد سرانه‌ی مؤثر و $\hat{k}$ سرمایه‌ی سرانه‌ی مؤثر است. در این مدل تابع مطلوبیت خانوار به صورت زیر است:

$$U = \int_0^{\infty} u[c(t)] \,.\, e^{nt} e^{-\rho t} dt \qquad (۲)$$

که ρ نرخ ترجیح زمانی و $\rho > 0$ است. فرض می‌شود که $u'(c) > 0$ و $u''(c) < 0$.

در یک اقتصاد بسته، پس‌انداز برابر با سرمایه‌گذاری است و چون پس‌انداز دیگر مقدار ثابتی نیست؛ بنابراین، می‌توان معادله‌ی رشد سرمایه‌ی سرانه‌ی مؤثر را به صورت زیر نوشت:

$$\dot{\hat{k}} = f(k) - \hat{c} - (\delta + g + n)\hat{k} \qquad (۳)$$

که $\hat{c} = C/LA$، δ نرخ استهلاک، g نرخ رشد فناوری، n نرخ رشد جمعیت و $f(k)$ تابع تولید است.

با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت لحظه‌ای به شکل $u(C) = \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta}$, $(\theta > 0)$ که آن را تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت یا تابع با کشش جانشینی بین دوره‌ای ثابت نیز می‌نامند، می‌توان با استفاده از شرط مرتبه‌ی اول حداکثر کردن تابع مطلوبیت نرخ رشد مصرف سرانه یا معادله‌ی اولر را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$\dot{c}/c = (1/\theta).[f'(k) - \delta - \rho] \qquad (۴)$$

در معادله‌ی بالا، رابطه‌ی بین $f'(k)$ و $(\delta + \rho)$ مشخص می‌کند که الگوی مصرفی خانوار، افزایشی، کاهشی یا ثابت است. در حالت تعادل باثبات، متغیرهای سرانه‌ی مؤثر $(\hat{k}, \hat{y}, \hat{c})$ نرخ رشد صفر دارند.

---

1 - Romer (2001)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

متغیرهای سرانه‌ی (k, y, c) با نرخ g رشد می‌کنند و سطح متغیر $\hat{k}$ را در حالت تعادل باثبات می‌توان با استفاده از رابطه‌ی زیر محاسبه کرد:

$$f'(\hat{k}^*) = \delta + \rho + \theta g \qquad (۵)$$

با استفاده از خطی‌سازی لگاریتمی معادلات شماره‌ی (۳) و (۴)، می‌توان پویایی‌های انتقالی را در نزدیکی تعادل باثبات بیان کرد. برای تعیین میانگین نرخ رشد y در طول فاصله‌ی بین صفر و T از رابطه‌ی زیر استفاده می‌شود:

$$\frac{1}{T} log(y_T/y_0) = g + \frac{(1-e^{-\beta T})}{T}. log(\hat{y}^*/\hat{y}_0) \qquad (۶)$$

بارو و سالا مارتین در تحقیقات خود که در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۵، انجام داده‌اند، درباره‌ی همگرایی برای کشورهای اروپایی و امریکا برای براورد β از معادله‌ی زیر استفاده کردند:

$$\frac{1}{T} log(y_T/y_0) = c - \frac{(1-e^{-\beta T})}{T}. log(y_0) + u_t \quad , \quad u_t = (0, \sigma^2) \qquad (۷)$$

$$c = g + \frac{(1-e^{-\beta T})}{T}. log(y^*)$$

در این رابطه، y_0 درامد سرانه‌ی سال اول، T تعداد سال‌های کل دوره، و y^* درامد تعادلی سرانه را نشان می‌دهد. در رابطه‌ی بالا پارامتر مثبت β بیانگر سرعت تعدیل به سمت تعادل باثبات است که از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$2\beta = \left\{\psi^2 + 4\left(\frac{1-\alpha}{\theta}\right)(\rho + \delta + \theta g)\left[\frac{\rho+\delta+\theta g}{\alpha} - (n + \delta + g)\right]\right\}^{1/2} - \psi \qquad (۸)$$

در این رابطه، $\psi = \rho - n - (1-\theta)g > 0$ است[1].

مقدار β بالاتر، به معنی واکنش بیشتر میانگین نرخ رشد نسبت به تفاوت بین $log(\hat{y}^*)$ و $log(\hat{y}_0)$ است. و این همگرایی با سرعت بیشتر به سمت تعادل باثبات است. برای این‌که همگرایی وجود داشته باشد، باید β در رابطه‌ی (۷) علامت مثبت داشته باشد. این به معنی رابطه‌ی عکس بین وضعیت اولیه و میانگین نرخ رشد در دوره است. یعنی، مناطقی که درامد اولیه‌ی پایین‌تری دارند، نرخ رشد بیشتری نسبت به مناطق با درامد اولیه بالاتر دارند. اما، β منفی به معنی واگرایی درامد سرانه است و در نتیجه، در این حالت شکاف بین مناطق فقیر و ثروتمند در طول زمان بیشتر می‌شود.

1- Barro (2004)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

اثرات اقتصادی مهاجرت پیچیده است و مشخص نیست که این اثرات درامد سرانه را افزایش می‌دهد یا نمی‌دهد. هرچند، توافق کلی بر احتمال وجود اثر مثبت کم مهاجرت بر درامد سرانه وجود دارد[1]. واضح است که یکی از متغیرهای مؤثر در مدل‌های رشد اقتصادی، نرخ رشد جمعیت و نیروی کار است.

مهاجرت فرایندی است که نرخ رشد جمعیت یا نرخ رشد عرضه‌ی نیروی کار را تغییر می‌دهد. لذا این مسأله می تواند متغیر کلیدی در مدل‌های رشد باشد. در این بخش، جمعیت و نیروی کار را درون‌زا فرض می‌کنیم و لزومی ندارد که این دو با نرخ ثابت و برون‌زای n رشد کند؛ بلکه با توجه به وجود مهاجرت نرخ رشد در آنها می‌تواند متفاوت از هم باشد.

در مدل رمزی، موجودی سرمایه را از اثر متقابل حداکثرسازی خانوارها و بنگاه‌ها در بازارهای رقابتی به دست می‌آوریم ضمن اینکه نرخ پس‌انداز هم از بهینه‌یابی خانوارها به‌دست می‌آید. در این مدل، دوباره فروض پیشین؛ مانند عمر نامحدود افراد، افزایش جمعیت با نرخ ثابت و برون‌زای n و... را داریم. دراین راستا مهاجرت را با نرخ $m(t)$ به اقتصاد می‌افزاییم و $\kappa(t)$ سرمایه‌ی سرانه‌ی انتقال یافته به وسیله‌ی مهاجران است که آن هم بیشتر به صورت سرمایه‌ی انسانی است. همین‌طور، نرخ رشد فناوری و نرخ استهلاک، صفر فرض می‌شود. در نتیجه، با وجود مهاجرت کل جمعیت داخلی $L(t)$ در زمان t، مقدار زیر خواهد بود:

$$L(t) = L(0).e^{nt}.exp\left[\int_0^t m(v)dv\right] \qquad (۹)$$

در رابطه‌ی بالا، $L(0)$، ساکنین اصلی یا ساکنین در زمان صفر، است و جمعیت در دوره‌های بعد، برابر با مجموع نسل‌های جدید ساکنین اصلی و مهاجران وارد شده در دوره است. در مدل جدید خانوارها دارای تابع مطلوبیت زیر هستند که آن را نسبت به قید بودجه حداکثر می‌کنند:

$$U(j,t) = \int_t^{\infty}\{log[c(j,v)]\,.\,e^{-(\rho-n)(v-t)}\}dv \qquad (۱۰)$$
$$s.t. \quad \dot{a}(j,t) = [r(t)-n].a(j,t) + w(t) - c(j,t)$$

که $c(j,v)$ مصرف سرانه در زمان v، برای خانوارهایی است که در سال j به داخل مهاجرت کرده‌اند. برای ساکنین اصلی اقتصاد، $j=0$، $a(j,t)$ دارایی‌های فرد و $w(t)$ نرخ دستمزد است. که با حداکثر کردن تابع مطلوبیت بالا نسبت به قید بودجه، می‌توانیم وضعیت زیر را به‌دست‌آوریم:

$$\dot{c}(j,t)/c(j,t) = r(t) - \rho \qquad (۱۱)$$
$$c(j,t) = (\rho - n).[a(j,t) + \tilde{w}(t)]$$

1- Cat Moody (2006)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

$\tilde{w}(t)$ ارزش فعلی دستمزدهای آتی است. در این مدل جدید معادله‌ی نرخ رشد مصرف سرانه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\dot{c}/c = r(t) - \rho - m(t).(\rho - n).\left[k(t) - \kappa(t)\right]/c(t) \quad (۱۲)$$

که در آن $c(t) = C(t)/L(t)$ است. در این رابطه، اگر $m(t) = 0$ و یا $\kappa(t) = k(t)$ باشد، همان رابطه‌ی (۴) مدل رمزی در قسمت پیشین به‌دست می‌آید. اگر $m(t) > 0$ و $\kappa(t) < k(t)$ باشد، طبق معادله‌ی بالا جریان مهاجرت به داخل، مصرف سرانه را کاهش می‌دهد و افزایش این جریان مانند افزایش ρ است.

با لحاظ مهاجرت در مدل، پویایی‌های $\hat{k}$ و $\hat{c}$ به صورت سیستم معادلات دیفرانسیل به این صورت است:

$$\dot{\hat{k}}/\hat{k} = f(\hat{k})/\hat{k} - \hat{c}/\hat{k} - (g + n + \delta) - m.\left[1 - (\hat{\kappa}/\hat{k})\right] \quad (۱۳)$$

$$\dot{\hat{c}}/\hat{c} = f'(\hat{k}) - (g + \rho + \delta) - m.(\rho - n).(\hat{k} - \hat{\kappa})/\hat{c} \quad (۱۴)$$

برای بررسی سرعت همگرایی، با درنظر گرفتن معادله‌ی (۱۳)و فرض تابع تولید کاب‌داگلاس، با تقریب خطی لگاریتمی از تابع مهاجرت، معادله زیر را داریم:

$$\xi(\hat{k}) = m(\hat{k}).\left[1 - (\hat{\kappa}/\hat{k})\right] \approx b.\left[log(\hat{k}/\hat{k}_w)\right] \quad (۱۵)$$

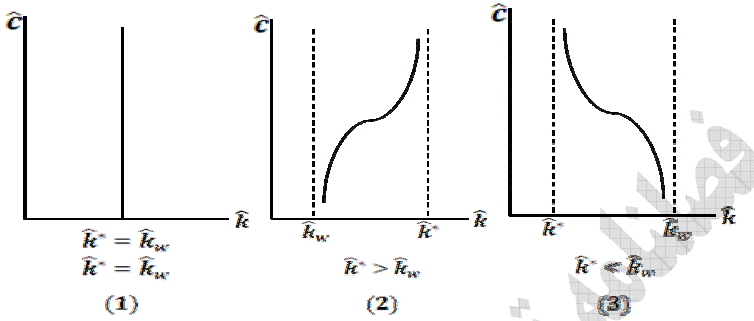
که $b \geq 0$، $\xi(\hat{k})$ تابع مهاجرت و $\hat{k}_w$ شدت سرمایه در بقیه‌ی اقتصادها است. اگر $\hat{k} = \hat{k}_w$ باشد، با فرض یکسان بودن تابع تولید، $\xi(\hat{k}) = 0$ می‌شود؛ زیرا دیگر انگیزه‌ای برای مهاجرت وجود نخواهد داشت. در این‌جا با استفاده از رابطه‌ی (۱۵) که در آن $\hat{k}_w$ ثابت است، و با جای‌گذاری آن در روابط بالا می‌توان با نمودار فازی در فضای $(\hat{c}, \hat{k})$ ، تحلیل‌های پویا و حالات تعادل را بررسی کنیم. برای $\dot{\hat{c}} = 0$ در معادله‌ی (۱۴) اگر $\hat{c} \neq 0$ باشد، خواهیم داشت:

$$f'(\hat{k}) = g + \rho + \delta + \frac{(\rho - n).b.log\,(\hat{k}/\hat{k}_w)}{\hat{c}/\hat{k}} \quad (۱۶)$$

فرض می‌شود که $\hat{k}^*$ مقدار سرمایه‌ی سرانه‌ی مؤثر در حالت تعادل بدون مهاجرت است؛ یعنی: $f'(\hat{k}^*) = g + \rho + \delta$. بنابراین، شکل تابع $\dot{\hat{c}} = 0$ به رابطه‌ی بین $\hat{k}^*$ و $\hat{k}_w$ بستگی دارد. اگر $\hat{k}^* = \hat{k}_w$ باشد، همانند حالت بدون مهاجرت، منحنی موجود یک خط عمودی در مقدار $\hat{k}^*$ خواهد بود. (حالت ۱ در نمودار ۱) اگر $\hat{k}^* > \hat{k}_w$ باشد و اقتصاد داخلی در حالت تعادل و بدون مهاجرت به دلیل سرمایه‌ی سرانه‌ی مؤثر بالاتر، برای ورود مهاجران جذاب باشد، آنگاه نمودار $\dot{\hat{c}} = 0$ به شکل حالت ۲

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

خواهد بود. هنگامی‌که $\hat{k}$ به سمت $\hat{k}_w$ میل می‌کند، $\hat{c}$ به سمت صفر میل می‌کند و با گرایش $\hat{k}$ به سمت $\hat{k}^*$، $\hat{c}$ به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و برای حالت $\hat{k}^* < \hat{k}_w$ نتیجه، برعکس حالت پیشین است.



نمودار ۱- منحنی $\dot{\hat{c}} = 0$ درحالات مختلف بین $\hat{k}^*$ و $\hat{k}_w$

برای تابع $\dot{\hat{k}} = 0$ در حالت وجود مهاجرت، رابطه‌ی آن به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{c} = f(\hat{k}) - (g + n + \delta).\hat{k} - b.log(\hat{k}/\hat{k}_w).\hat{k} \qquad (۱۷)$$

در رابطه‌ی بالا اگر $\hat{k} < \hat{k}_w$ باشد، $\hat{c}$ به ازای مقدار ثابت $\hat{k}$، بیشتر از حالت پیشین و در حالت $\hat{k} > \hat{k}_w$ کم‌تر از حالت پیشین خواهد بود.

برای بررسی سرعت همگرایی در این مدل جدید با درنظرگرفتن تابع تولید کاب-داگلاس با استفاده از معادلات (۱۳) و (۱۴) و با گرفتن لگاریتم خطی، سرعت همگرایی را می توان به صورت زیر به‌دست‌آورد:

(۱۸)

$$2\beta = \left\{\psi^2 + 4b.(\rho - n) + 4(1-\alpha)(\rho + \delta + g).\left[\frac{\rho+\delta+g}{\alpha} - (n + g + \delta)\right]\right\}^{1/2} - \psi$$

که در این رابطه، $(\psi = \rho - n - b)$ است. و همانند مدل سولو، اگر سرمایه‌ی همراه مهاجران کم‌تر از سرمایه‌ی سرانه‌ی مؤثر داخلی باشد، تمایل بیشتر به مهاجرت، سرعت همگرایی را افزایش می‌دهد و طبق معادله‌ی بالا افزایش b نیز β را افزایش می‌دهد.[1]

۳- مروری بر ادبیات تجربی

مهاجرت پدیده‌ای مهم است که تأثیر بسیاری در مسائل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و ... دارد. دراین راستا با توجه به گفته های پیشین، عوامل اقتصادی از جهت اثرگذاری و اثرپذیری از پدیده‌ی مهاجرت اهمیت ویژه‌ای

1- Barro (2004)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

دارند. رشد درامد سرانه متغیری است که مهاجرت می‌تواند روی آن اثر بگذارد و با تغییر رشد درامد در بین مناطق همگرایی یا واگرایی به‌وجود آورد. در این رابطه مطالعات خارجی بسیاری انجام گرفته؛ اما، تاکنون در ایران مطالعه‌ای صورت نگرفته است.

مهم‌ترین و گسترده‌ترین مطالعاتی که در زمینه‌ی همگرایی انجام شده، تحقیقات بارو و سالا آی مارتین است که در امریکا، ژاپن و کشورهای اروپا در دهه‌ی ۱۹۹۰، انجام داده‌اند. این تحقیقات مبنای کار بسیاری از مطالعات بعدی در این زمینه قرار گرفت.

بارو و سالا آی مارتین (۱۹۹۲) تأثیر مهاجرت را در همگرایی منطقه‌ای در بین ایالت‌های امریکا و مناطق ژاپن بررسی کردند. آن‌ها برای بررسی اثر مهاجرت روی فرایند همگرایی، نرخ‌های مهاجرت را در معادله‌ی همگرایی وارد کردند. اگر مهاجرت منشا همگرایی باشد، باید وارد کردن نرخ مهاجرت به معادله‌ی همگرایی، مقدار ضریب β را کاهش دهد.

برای ژاپن در حالت جدید ضریب همگرایی ۰/۰۳۷۵ به‌دست آمد که بیشتر از مقدار پیشین آن در حالت براورد بدون مهاجرت (۰/۰۳۴) است. برای امریکا نیز نتایج مشابه است، اگر مهاجرت در سمت راست معادله‌ی رگرسیون رشد وارد شود، ضریب همگرایی از مقدار ۰/۰۲۲ در حالت پیشین به مقدار ۰/۰۲۵ افزایش می‌یابد. بنابراین، در هر دو کشور با این‌که فرایند مهاجرت تعبیری بالقوه برای فرایند همگرایی است. اما، در این تحقیق نشانه‌ای از آن یافت نشد.

پرسون[1] (۱۹۹۴) همگرایی درامد سرانه و اثر مهاجرت بر سرعت همگرایی را در ۲۴ ایالت سوئد در سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۰۶، بررسی کرد. او ابتدا داده‌های درامد سرانه را، با استفاده از شاخص ملی قیمتی مصرف‌کننده، به درامد واقعی سرانه تبدیل می‌کند. داده‌ها نشان می‌داد که در این سال‌ها رابطه‌ی منفی قابل توجهی بین میانگین نرخ‌های رشد سالانه‌ی درامد سرانه‌ی واقعی و لگاریتم درامد سرانه‌ی واقعی سال ۱۹۰۶، وجود دارد.

در این تحقیق، درامد، با لحاظ کردن تفاوت‌های منطقه‌ای در هزینه‌های زندگی تعدیل می‌شود. بنابراین، ضریب سرعت همگرایی در دو حالت درامد تعدیلی و غیرتعدیلی براورد می‌شود که نتایج براورد برای بتا در حالت درامد تعدیل شده مقدار ۰/۰۴۱ و در حالت درامد غیرتعدیلی مقدار ۰/۰۲۷ است. در ادامه‌ی تحقیق، پرسون، اثر مهاجرت در بین مناطق سوئد را بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که مهاجرت اثر مثبت بر همگرایی مناطق دارد. براورد بیانگر این است که از سال ۱۹۱۱ تا۱۹۹۰ با در نظر گرفتن مهاجرت در معادله‌ی همگرایی، ضریب همگرایی از ۰/۰۳۷ به ۰/۰۲۲ کاهش یافته است.

1 -Persson

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

کاردنز و پونتون[1] (۱۹۹۵) برای ۲۴ منطقه‌ی کلمبیا وجود همگرایی را در سال‌های ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۰، بررسی کرده‌اند. آنها به موفقیت قابل ملاحظه‌ی این کشور در فرایند همگرایی منطقه‌ای اذعان دارند. نرخ همگرایی سالانه کلمبیا حدود ۴٪ بوده است. این دو ضمن بررسی اثر مهاجرت بر همگرایی، درهمین راستا نرخ خالص مهاجرت را به معادله‌ی رگرسیون افزوده‌اند. آن‌ها نشان دادند که بر خلاف تئوری در این سال‌ها مهاجرت، سرعت همگرایی بین مناطق کلمبیا را اندکی کاسته است. براوردها مهاجرت را، که بیشتر از مناطق فقیر به مناطق ثروتمند است، عامل نرخ رشد بیشتر در مناطق مهاجرپذیر و دارای اثر مثبت روی رشد نشان داده‌اند. با این بیان، مهاجرت نیروی کار مانعی برای همگرایی است و مناطقی که کارگران به آن‌جا مهاجرت کرده‌اند، نرخ رشد سریع‌تری داشته‌است. اگر نیروی کار مهاجر از خارج، بهره‌وری بیشتری از نیروی کار داخلی داشته باشد، این نتایج دور از انتظار نیست و مهاجرت می‌تواند تفاوت‌های منطقه‌ای را بیشتر کند.

روزس و آلونسو[2] (۲۰۰۴) همگرایی دستمزد واقعی را در بین ۴۸ ایالت اسپانیا بررسی کردند، همچنین آن‌ها تأثیر مهاجرت بر فرایند همگرایی دستمزدها در فاصله‌ی سال‌های ۱۸۵۰ تا ۱۹۳۰، را بررسی کردند. آن‌ها نیروی کار را به سه دسته‌ی کارگران مزارع[3]، کارگران شهری غیرماهر[4] و کارگران شهری صنعت[5] تقسیم کردند و در ابتدا همگرایی نوع σ را به وسیله‌ی ضریب تغییرات به‌دست آوردند. در شروع، دوره‌ی پراکندگی دستمزد در میان کارگران شهری غیرماهر نسبت به مشاغل دیگر کم‌تر است. برای کارگران مزارع ضریب پراکندگی از مقدار ۰/۲۵ در سال ۱۸۵۴، به ۰/۱۸ در سال ۱۹۱۴، کاهش یافت، از سال ۱۹۱۴ تا ۱۹۲۰، این مقدار به ۰/۳۶ افزایش یافته و در دهه‌ی ۱۹۲۰، دوباره به ۰/۳۱ کاهش یافته است.

همچنین روزس و آلونسو تأثیر مهاجرت بر همگرایی دستمزد را بررسی کرده و سرعت همگرایی را در بودن یا نبودن مهاجرت براورد کردند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ‌های خالص مهاجرت عاملی تعیین‌کننده برای همگرایی دستمزد کارگران شهری در بین مناطق اسپانیا است. با ثابت نگه‌داشتن نرخ خالص مهاجرت و سرمایه‌ی انسانی و فیزیکی، مقدار β برای کارگران شهری غیرماهر و صنعتی حدود ۰/۱۵ درصد کاهش می‌یابد. در بازار شهری، مناطق گیرنده‌ی مهاجر، رشد دستمزد کم‌تری نسبت به مناطق فرستنده‌ی مهاجر دارد. اما، درباره‌ی کارگران مزارع به نظر نمی‌رسد که نرخ خالص مهاجرت اثری روی همگرایی β این

1- Mauricio Cardenas, Adriana Ponton
2-Joan R. Roses, B. Sanchez-Alonso
3- Agrarian laborers
4 -Unskilled urban laborers
5 -Industry urban workers

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

گروه داشته باشد. بنابراین، در حالت کلی می‌توان گفت که مهاجرت داخلی در اسپانیا تأثیری کوچک در همگرایی دستمزدها در بین مناطق داشته است.

٤- معرفی داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های مقطعی برای ۲۸ استان ایران استفاده شده است. داده‌های استفاده شده در این تحقیق شامل GDP سرانه‌ی استانی و خالص مهاجرت به هر استان است. این داده‌ها از سایت مرکز آمار ایران[1] گردآوری شده است. آزمون‌های همگرایی به‌طور معمول با استفاده از داده‌های تولید ناخالص سرانه-ی داخلی منطقه‌ای انجام می‌شود. برای ایران داده‌های GDP استانی از سال ۱۳۷۹ به بعد موجود است. بنابراین، در اینجا به دلیل محدودیت داده‌ها کل دوره‌ی زمانی به کار رفته در آزمون همگرایی، سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶ است.

داده‌های تولید با استفاده از شاخص قیمت مصرفی (CPI) براساس قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، به داده‌های واقعی تبدیل شده است. برای تبدیل داده‌های تولید استانی به داده‌های سرانه، ابتدا جمعیت هر استان را با توجه به نرخ رشد جمعیت استان‌ها در سال‌های بررسی شده، براورد کرده و سپس، با تقسیم تولید ناخالص هر استان بر جمعیت آن در هر سال، تولید سرانه برای هر استان را محاسبه می‌کنیم.

اما، داده‌های دیگر این تحقیق، خالص ورود مهاجرت به هر استان است که برایند ورود مهاجران به یک استان منهای خروج مهاجران از آن است. این داده‌ها، جریان مهاجرت را در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵، نشان می‌دهد که برای هر استان یک عدد، خالص ورود مهاجرت موجود است. برای براورد مدل، از خالص مهاجرت به نسبت جمعیت استفاده می‌شود واین از تقسیم خالص مهاجرت در دوره‌ی ده ساله بر جمعیت استان‌ها در سال ۱۳۷۵، به‌دست می‌آید.

نکته‌ی دیگری که باید به آن اشاره کرد، تعداد استان‌ها است. چون در شروع دوره‌ی مورد بررسی، ۲۸ استان وجود داشته است و سپس استان خراسان به سه استان تقسیم شد. در سال‌های اولیه داده‌ای برای استان‌های جدید وجود ندارد. بنابراین، در اینجا استان‌های جدید، جزئی از استان اولیه در نظر گرفته می‌شود. و تعداد استان‌های مورد بررسی ۲۸ استان است که عبارت است از: آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان، یزد.

1-www.amar.org.ir

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

با توجه به این‌که داده‌های مطالعه شده مقطعی است؛ درنتیجه، در براورد مدل، از روش NLS برای مقطع زمانی استفاده می‌شود. برخی از استان‌های کشور دارای منابع نفتی عمده‌ای هستند که به این منظور متغیر موهومی در معادله‌ی براورد وارد شده و برای این استان‌ها عدد یک و برای بقیه‌ی استان‌ها صفر قرار داده می‌شود. استان‌های نفت‌خیز عبارت است از: ایلام، بوشهر، خوزستان و کهکیلویه و بویراحمد.

جدول ۱- داده‌های خالص ورود مهاجرت در استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ (هزار نفر)

خالص ورود مهاجرت	استان	خالص ورود مهاجرت	استان	خالص ورود مهاجرت	استان
۲۸	گلستان	-۱۶	زنجان	-۱۴۳	آذربایجان شرقی
۲۴	گیلان	۸	سمنان	-۲۶	آذربایجان غربی
-۶۹	لرستان	-۷۰	سیستان و بلوچستان	-۵۶	اردبیل
۳۴	مازندران	-۳۴	فارس	۶۹	اصفهان
۶	مرکزی	۲	قزوین	-۱۱	ایلام
۰	هرمزگان	۲۳	قم	۱۵	بوشهر
-۹۰	همدان	-۵۹	کردستان	۶۱۶	تهران
۳۹	یزد	-۲۶	کرمان	-۱۸	چهارمحال و بختیاری
		-۱۱۹	کرمانشاه	۳۱	خراسان
		-۱۵	کهگلیویه و بویراحمد	-۱۰۹	خوزستان

منبع: مرکز آمار ایران

۵- برآورد مدل

۵-۱- براورد همگرایی β

با فرض این‌که اقتصادهای دارای پارامترهای مدل (نرخ پس‌انداز، نرخ استهلاک، نرخ رشد جمعیت و ...) کاملاً همانند یکدیگر باشد، همگرایی به‌وجودآمده را همگرایی مطلق β می‌نامند. این نوع همگرایی می‌گوید: مناطق یا اقتصادهای فقیر، نرخ رشد بیشتری از مناطق یا اقتصادهای ثروتمند دارد. این اقتصادها با سرعت بیشتری به سوی تعادل با ثبات حرکت می‌کند. در این نوع همگرایی فرض می‌شود که همه‌ی اقتصادها به سوی یک نقطه‌ی تعادل باثبات در حال حرکت است. برای آزمون همگرایی مطلق، میانگین نرخ رشد تولید

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

سرانه‌ی واقعی استان‌ها در دوره ۸۶-۱۳۷۹ ، روی مقدار تولید سرانه‌ی واقعی در سال ۱۳۷۹، طبق معادله‌ی زیر براورد شده است:

$$\frac{1}{7}log\left(\frac{RPCGDP86}{RPCGDP79}\right) = c - \frac{\left(1-e^{-7\beta}\right)}{7}.log(RPCGDP79) + u_t$$

در این رابطه، $RPCGDP86$ بیانگر تولید ناخالص سرانه‌ی واقعی سال ۸۶، $RPCGDP79$ تولید ناخالص سرانه‌ی واقعی سال ۷۹ و β نیز سرعت همگرایی مطلق است.

وجود همگرایی، مستلزم وجود ضریبی منفی برای تولید سرانه‌ی واقعی سال اول است. بنابراین، به‌دست‌آوردن ضریب β مثبت در براورد معادله‌ی بالا، ضریب تولید سرانه‌ی واقعی اولیه را منفی می‌کند که آن نیز بیانگر وجود رابطه‌ی معکوس بین میانگین رشد تولید سرانه‌ی واقعی استان‌ها و تولید سرانه‌ی واقعی اولیه است. بنابراین، اگر β مثبت باشد، همه‌ی استان‌ها به سوی یک سطح تعادلی همگرا خواهند شد و هر چه سطح اولیه تولید سرانه بالاتر باشد، رشد تولید سرانه کم‌تر است. با برازش معادله‌ی بالا نتایج زیر به‌دست می‌آید:

جدول ۲- براورد اولیه‌ی همگرایی غیرشرطی

ضرایب	مقدار	آماره‌ی t	R^2
c	۰/۰۸۹	۴/۵۳	۰/۰۲۲
β	۰/۰۱	۰/۶۶	

این نتایج نشان می‌دهد که ضریب همگرایی، کم و بی‌معنی است. اما، با واردکردن متغیر موهومی نفتی برای استان‌های دارای منابع نفتی و براورد دوباره‌ی معادله، انتظار می‌رود که نتایج بهتری به‌دست‌آید. بنابراین، در حالت جدید معادله‌ی زیر براورد می‌شود:

$$\frac{1}{7}log\left(\frac{RPCGDP86}{RPCGDP79}\right) = c - \frac{\left(1-e^{-7\beta}\right)}{7}.log(RPCGDP79) + \varphi DUMOIL + u_t$$

که در این رابطه، $DUMOIL$ متغیر موهومی برای استان‌های دارای نفت است که برای این استان‌ها عدد یک و برای بقیه صفر است. نتایج برای براورد معادله‌ی بالا به صورت جدول ۳ است.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، سرعت همگرایی مقدار ۰/۰۵۳ است که این مقدار در سطح اطمینان ۹۹٪ معنی‌دار است. این ضریب دارای علامت مثبت است که بیانگر رابطه‌ی معکوس بین وضعیت اولیه استان‌ها و رشد آنها است. لذا، استان‌های فقیر رشد بزرگ‌تری نسبت به استان‌های ثروتمند دارند. در این حالت سالانه حدود ۵/۳٪ شکاف، بین وضعیت اولیه و وضعیت تعادل باثبات، از بین می‌رود و مدت زمان

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

لازم برای نصف شدن شکاف بین استان‌های ایران حدود ۱۳ سال است. اما، متغیر موهومی نفتی نیز ضریب مثبت و معنی‌دار دارد که بیانگر وجود نفت در برخی استان‌ها با تأثیر مثبت بر رشد این استان‌ها است. در واقع، بدون لحاظ متغیر موهومی β معنی‌دار نیست، و نشان‌دهنده‌ی نبود همگرایی است.

جدول ۳- براورد همگرایی غیرشرطی با لحاظ متغیر موهومی نفتی

ضرایب	مقدار	آماره t	R^2
c	۰/۱۳۲	۷/۸۷	۰/۵۴
β	۰/۰۵۳	۳/۳۳۲	
φ	۰/۰۸۸	۵/۳	

۵-۲- برآورد همگرایی با وجود مهاجرت

به طور معمول، اقتصادها پارامترهایی یکسان ندارند و ممکن است که نرخ‌های پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت یا پارامترهای متفاوت دیگری داشته باشند. بنابراین، همگرایی به‌وجود آمده در این حالت را همگرایی شرطی می‌نامند. در این وضعیت هر اقتصادی تعادل باثبات خود را دارد. بنابراین، در این نوع همگرایی لزومی ندارد که اقتصادها یا مناطق فقیر با سرعت بیشتری نسبت به مناطق ثروتمند به سوی تعادل بلندمدت حرکت کنند.

برای براورد این نوع همگرایی می‌توان متغیرهای متفاوت بین مناطق را در سمت راست معادله‌ی بالا وارد کرد. این متغیرها بیانگر عوامل دیگری است که روی نرخ رشد تولید سرانه مؤثر است. در این قسمت به منظور بررسی اثرات مهاجرت بر رشد و همگرایی درامد سرانه‌ی واقعی استان‌ها، متغیر خالص مهاجرت به نسبت جمعیت هر استان را وارد معادله می‌کنیم. معادله‌ی براورد مورد نظر به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{7}log\left(\frac{RPCGDP86}{RPCGDP79}\right) = c - \frac{\left(1-e^{-7\beta}\right)}{7}.log(RPCGDP79) + \varphi DUMOIL + \gamma PERNMIGR + u_t$$

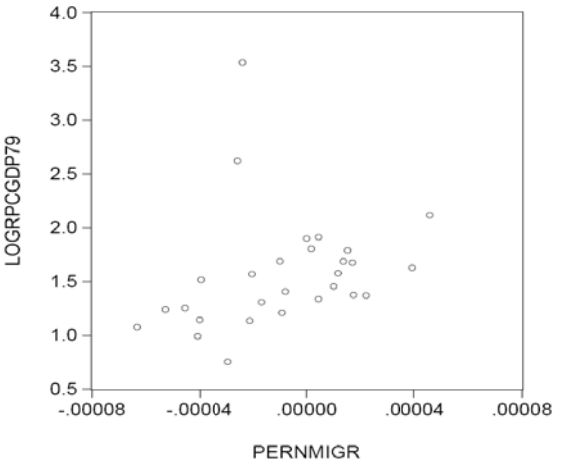
در این رابطه، $PERNMIGR$ خالص مهاجرت بین استانی به نسبت جمعیت استان است. نتایج براورد به صورت جدول ۴ است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

جدول٤- براورد همگرایی شرطی با لحاظ مهاجرت

ضرایب	مقدار	آماره t	R^2
c	۰/۱۵۸	۱۱/۴۹	۰/۷۵
β	۰/۰۷۷	۵/۰۶	
φ	۰/۱۰۶	۸/۱۳	
γ	۵۶۴/۶	۴/۵۷	

ضریب متغیر خالص مهاجرت عددی مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. علامت مثبت این ضریب بیانگر رابطه‌ی مستقیم متغیر خالص مهاجرت با رشد درامد استان‌ها است. بنابراین، این نتایج نشان می‌دهد که مهاجرت بر روی همگرایی اثر منفی دارد و یکی از عوامل افزایش شکاف بین استان‌های کشور است. زیرا، جریان مهاجرت به طور معمول از استان‌های فقیر به استان‌های ثروتمند است؛ بنابراین، با ورود مهاجران به استان‌های ثروتمند، نرخ رشد درامد این استان‌ها افزایش می‌یابد. این به معنی واگرایی و شکاف بیشتر بین استان‌های کشور است. در این وضعیت ضریب سرعت همگرایی از مقدار ۰/۰۵۳ در حالت پیش به مقدار ۰/۰۷۷ افزایش می‌یابد. همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، افزایش β نیز به معنی اثر منفی خالص مهاجرت، بر همگرایی بین استان‌ها است. در براورد جدید همه‌ی ضرایب معنی‌دار است و مقدار R^2 نیز از مقدار ۰/۵۴ در حالت بدون لحاظ مهاجرت، به مقدار ۰/۷۵ افزایش می‌یابد.



نمودار ۲- خالص مهاجرت به نسبت جمعیت استان‌ها و لگاریتم تولید سرانه‌ی واقعی سال ۱۳۷۹

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

می‌توان در نمودار ۲ رابطه‌ی به نسبت مثبت لگاریتم تولید سرانه‌ی واقعی سال ۱۳۷۹، با خالص مهاجرت به نسبت جمعیت استان‌ها را دید. مثبت بودن این رابطه بیانگر این واقعیت است که هرچه استان‌ها تولید یا درامد سرانه‌ی واقعی اولیه بیشتری داشته باشند، خالص ورود مهاجرت به این استان‌ها بیشتر خواهد بود.

۵-۳- محاسبه‌ی همگرایی σ

همگرایی σ به معنی کاهش پراکندگی تولید سرانه‌ی مناطق در طی زمان است. بنابراین، برای بررسی این نوع همگرایی باید روند انحراف معیار تولید سرانه‌ی مناطق را درطی زمان بررسی کرد. روند کاهشی انحراف معیار، بیانگر وجود همگرایی σ است. برای این منظور رابطه‌ی زیر به کار برده می‌شود:

$$SD_t = \sqrt{\frac{1}{28}\sum_{i=1}^{28}(RPCGDP_{it} - \mu_t)^2}$$

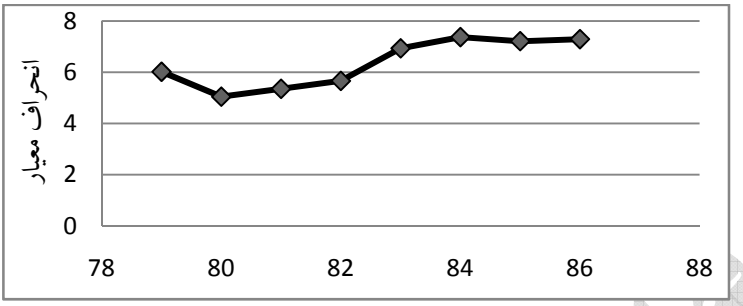
در رابطه‌ی بالا $RPCGDP_{it}$ تولید سرانه‌ی واقعی در استان i در سال t است و μ_t نیز میانگین تولید سرانه واقعی تمام استان‌ها در سال t است. نتایج پراکندگی تولید سرانه‌ی واقعی بین استان‌های ایران با استفاده از انحراف معیار تولید سرانه در سال‌های بررسی شده، به صورت جدول ۵ است.

جدول ۵- انحراف معیار تولید سرانه‌ی واقعی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶

سال	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶
انحراف معیار	۶/۰۱۶	۵/۰۴۳	۵/۳۵	۵/۶۶	۶/۹۳	۷/۳۷	۷/۲۱	۷/۲۹

همان‌گونه که از جدول شماره‌ی ۵ پیداست، انحراف معیار در این سال‌ها نوسان‌هایی داشته است. ابتدا، در سال ۷۹ از مقدار ۶/۰۱۶ به مقدار ۵/۰۴۳ در سال ۸۰ کاهش یافته است. این مقدار در سال ۸۱ با شیب ملایمی شروع به افزایش کرده و در سال ۸۴ به مقدار حداکثر خود در دوره، یعنی ۷/۳۷، رسیده است. پس از سال ۸۴، مقدار انحراف معیار به مقدار ۷/۲۱ در سال ۸۵ کاهش یافته و سپس، در سال ۸۶ دوباره به مقدار ۷/۲۹ افزایش پیدا کرده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]



نمودار ۳- روند انحراف معیار تولید سرانه‌ی واقعی کل استان‌ها از سال ۷۹ تا ۸۶

٦- نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش با توجه به براورد معادلات همگرایی، پاسخ به دو پرسش اصلی مطرح شده است. با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت: همگرایی در بین استان‌های ایران وجود دارد و استان‌های فقیرتر با نرخ رشد بیشتری به سوی تعادل بلندمدت حرکت می‌کند. طبق نتایج، استان‌های ایران با سرعت ۰/۰۵۳ به تعادل بلند مدت نزدیک می‌شوند. با این سرعت، سالانه ۵/۳ درصد از شکاف بین وضعیت اولیه‌ی استان‌ها و حالت تعادل بلندمدت آن‌ها از بین می‌رود ودر نهایت پس از حدود ۱۳ سال، شکاف نصف می‌شود. لذا، طبق نتایج، فرضیه‌ی اول؛ یعنی وجود همگرایی در بین استان‌های ایران را نمی‌توان رد کرد.

با وارد کردن متغیر خالص مهاجرت به نسبت جمعیت استان‌ها به معادله‌ی همگرایی، می‌توان اثر مهاجرت روی همگرایی را به‌دست آورد. با توجه به نتایج براوردها در این قسمت، ورود مهاجرت به معادله‌ی همگرایی، ضریب همگرایی را از ۰/۰۵۳ به ۰/۰۷۷ افزایش می‌دهد. بنابراین، می‌توان گفت: مهاجرت اثر منفی بر همگرایی دارد و همگرایی در بین استان‌های ایران را کاهش می‌دهد[1]. بنابراین، فرضیه‌ی دوم رد می‌شود. در ایران جریان مهاجرت به‌طور معمول از سوی استان‌های فقیر به استان‌های ثروتمند است. دراین شرایط، با ورود مهاجران به استان‌های ثروتمند، نرخ رشد درامد این استان‌ها افزایش می‌یابد و این به معنی واگرایی و شکاف بیشتر بین استان‌های کشور است.

منابع و مأخذ

افشاری. زهرا، (۱۳۷۸)، بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو و سوان)، ***مجله‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی***، شماره‌ی ۱۳.

1- R. Barro, X. Sala-I- Martin (1992)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص قیمت‌ها، ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶.

تودارو. مایکل (۱۳۸۳)، **توسعه‌ی اقتصادی در جهان سوم**، ترجمه‌ی غلامعلی فرجادی، تهران، انتشارات کوهسار.

تودارو. مایکل (۱۳۶۷)، **مهاجرت داخلی در کشورهای در حال توسعه**، ترجمه‌ی مصطفی سرمدی و پروین رئیسی فرد، تهران، مؤسسه‌ی کار و تأمین اجتماعی.

جوان. جعفر (۱۳۸۳)، **جغرافیای جمعیت ایران**، انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد.

رحمانی. تیمور (۱۳۸۳)، رشد و همگرایی منطقه‌ای در ایران، ***مجله‌ی تحقیقات اقتصادی***، شماره‌ی ۶۶.

رحمانی. تیمور، عسگری. حشمت‌الله (۱۳۸۴)، بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری، ***مجله‌ی تحقیقات اقتصادی***، شماره‌ی ۶۹.

شفیعی. شهرام (۱۳۸۵)، بررسی رابطه‌ی بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) بخش صنعت و همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران، ***پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد***، دانشگاه تهران.

قرخلو. مهدی؛ حبیبی. کیومرث (۱۳۸۵)، تحلیل مهاجرت در ارتباط با سطح توسعه‌یافتگی استان‌های کشور با استفاده از تکنیک‌های برنامه‌ریزی، ***مجله‌ی فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی***، شماره‌ی ۸۱.

محمودزاده. علیرضا (۱۳۷۱)، ارزیابی اثر سرمایه‌گذاری‌های صنعتی دولت بر مهاجرت داخلی، ***پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد***، دانشگاه تهران.

مرکز آمار ایران، ***سالنامه‌ی آماری***، سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶.

وارثی. حمیدرضا؛ سروری. زهتاب (۱۳۸۵)، تحلیلی بر ارتباط متقابل توسعه، مهاجرت و شهرنشینی در ایران، ***مجله‌ی جغرافیا و توسعه‌ی ناحیه‌ای***، شماره‌ی ششم.

Barro. Robert. J and Xavier Sala-I- Martin (2004), "***Economic Growth***", The MIT Press.

Barro, Robert J. and Xavier Sala-I- Martin (1992), "***Regional Growth and Migration; A Japan – U.S. Comparison***", *Journal of the Japanese and International Economies*, PP. 312-346.

Broun. Juan (1993), "***Essays on Economic Growth and Migration***". PhD. Dissertation, Harvard University.

Byambajav. E.A, Suruga. Terukazu (2010), "***The Effect of Regional Income and Educational Differentials on Migration and Regional Convergence***", Seminar paper in Spain, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University.

Cardenas. M, Pontoon. A (1995), "***Growth and convergence in Colombia: 1950-1990***", *Journal of Development Economics*, Vol. 47. PP. 5-37.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]

Larramona. G, Sanso. M (2006), "***Migration dynamics, growth and convergence***", *Journal of Economic Dynamics & Control,* PP. 2261-2279.

Lee. Everett (1966), ***"A Theory of Migration"***, *Demography,* Vol. 3, No. 1, PP. 47-57.

Lewis. W Arthur (1954), "***Economic Development With Unlimited Supply of Labor***", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 22, No. 2.

Moody. Cat (2006), "***Migration and Economic Growth: A 21st Century perspective***", New Zealand Treasury.

Persson. Joakim (1994), "***Convergence in Per Capita Income and Migration across the Swedish Counties 1906-1990***", *Institute for International Economic Studies Stockholm University*.

Rahmani. Teymur and Hans-Friedrich. Eckey (2004), " ***Testing Regional Convergence in Iran's Economy***" *Iranian Economic Review,*Vol.19, No.10.

Rappaport. Jordan (1995), "***How Does Labor Mobility Affect Income Convergence***", *Journal of Economic Dynamics & Control*, No.29, PP.567-581.

Ravenstein. E. G (1885), ***"The Laws of Migration"***, *Journal of the Statistical Society of London,* Vol. 48, No. 2, PP. 167-235.

Romer. David (2001), "***Advanced Macroeconomics***", MacGraw Hill Press.

Roses, Joan R, Sanchez-Alonso, Blanca (2004), "***Regional Wage Convergence in spain 1850-1930***", *Explorations in EconomicHistory*, No.41, PP.404-425.

Sala-I-Martin, Xavier.X (1996), "***Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence***", *European Economic Review*, No.40, PP.1325-1352.

Shioji. Etsuro (2001), "***Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan***", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.5.4]