مطالعه رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی کشور: کاربرد منحنی کوزنتس

سیدابوالقاسم مرتضوی[۱] ، فرزاد سراج زاده[۱] ، مریم شکوهی*[۲]

تاریخ دریافت:۸۹/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱/۱۸

چکیده

در ادبیات توسعه اقتصادی، دو فرضیه متفاوت درباره کاهش فقر وجود داد. اول فقر بوسیله افزایش رشد اقتصادی و بهبود توزیع درآمد کاهش می‌یابد. دوم رشد اقتصادی فزاینده ممکن است توزیع درآمد را بدتر کند. در همین راستا، مطالعه حاضر تلاش کرده است تا چگونگی تغییرات نابرابری درآمدی در مناطق شهری و روستایی تمامی استان‌های کشور را در فرآیند رشد اقتصادی استانی در طول سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۹ با استفاده از داده‌های تابلویی[۳] در قالب منحنی کوزنتس آزمون نماید. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط N شکلی بین نابرابری درآمد و درآمد سرانه مناطق شهری استانها وجود دارد. در حالیکه در مناطق روستایی رابطه N شکل معکوسی مشاهده شده است. همچنین یک درصد افزایش در درآمد سرانه استان‌ها ، به طور متوسط نابرابری درآمدی را در مناطق شهری ۰/۴۴ درصد افزایش می‌دهد، در حالی که همین میزان افزایش در درآمد سرانه استان‌ها باعث کاهش ۰/۴۱ درصدی نابرابری درآمد در مناطق روستایی می‌شود. بنابراین، همگام با دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، لزوم اجرای برنامه‌های مبارزه با فقر و کاهش نابرابری درآمدی در کشور و بخصوص در مناطق شهری پیشنهاد می شود.

واژه‌های کلیدی : رشد اقتصادی، مناطق شهری و روستایی، نابرابری درآمد.

طبقه بندی JEL : R11 ،D63

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیشگفتار

۱- به ترتیب استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

۲- دانشجوی دکترا دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

* نویسنده مسئول مقاله maryam-shokohi@hotmail.com

[3] Panel Data

فقر و گرسنگی در تمام دوران زندگی اجتماعی بشر به عنوان معضلی اساسی وجود داشته و افراد یا برخی جریانهای فکری به طرق مختلف راههایی برای مقابله با این مسئله پیشنهاد کرده‌اند (رضوی، ۱۳۸۲). رشد اقتصادی به عنوان نیروی قدرتمندی برای کاهش فقر در نظر گرفته می‌شود. رشد اقتصادی پایدار و بالا با افزایش تقاضای نیروی کار و دستمزدها باعث کاهش فقر می‌شود. همین طور، درآمدهای بهتر در نتیجه کاهش فقر به افزایش بهره‌وری و رشد منتج خواهد شد. اما میزان کاهش فقر در نتیجه رشد اقتصادی، بستگی به این دارد که چگونه توزیع درآمد با رشد اقتصادی تغییر می‌یابد و نابرابری‌های اولیه درآمد چه مقدار است. اگر نابرابری درآمد افزایش یابد؛ پس رشد اقتصادی نمی‌تواند به کاهش معنی‌داری در فقر منجر شود. بسیاری از کشورهای در حال توسعه به نرخ‌های بالای رشد دست یافته‌اند، اما نه تنها موفق به کاهش فقر نشده‌اند، بلکه نابرابری‌های درآمد در این کشورها افزایش یافته است (تبسم، ۲۰۰۵).

در ایران پس از انقلاب اسلامی، گرایش کشور به رشد اقتصادی همراه با عدالت اجتماعی را در پی داشت که بر این اساس علاوه بر برنامه های پنج ساله توسعه برخی اقدامات حمایتی دیگر برای مقابله با فقر نیز طراحی شد و به اجرا درآمد. از آن جمله می توان به تأمین امکانات آموزشی، بهداشتی، آب آشامیدنی سالم، برق و ارتباطات مخابراتی و حمل و نقل خدمات سازندگی و ترویجی برای روستاها اشاره کرد. علی رغم تمام تلاش های صورت گرفته در جهت از بین بردن فقر و علیرغم اینکه اصل ۴۳ قانون اساسی جمهوری اسلامی که بر ریشه کنی فقر و محرومیت و برآوردن نیازهای انسان در جریان رشد اقتصادی با حفظ آزادگی تأکید کرده است؛ بسیاری از بررسی های انجام شده نشان می دهد که خانوارهای ایرانی طی دو دهه گذشته به شدت تحت فشارهای اقتصادی بوده‌اند. به نحوی که امروز فقر در ایران به صورت یکی از چالش‌های مهم اقتصادی، اجتماعی و سیاسی قابل طرح است (صادقی و همکاران، ۱۳۸۸). همچنین نتایج مطالعات در ایران نشان می‌دهد که فقر در میان خانوارهای روستایی بسیار بیشتر از خانوارهای شهری رواج داشته است (خالدی و پرمه، ۱۳۸۴). در حال حاضر، بر اساس برخی شاخص‌های فقر بیش از نیمی از جمعیت ایران در زیر خط فقر قرار دارند (فرج زاده، ۱۳۸۲). در همین راستا، برنامه مبارزه با فقر و نابرابری درآمدی در برنامه سوم توسعه بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ به اجرا درآمد و ادامه آن به برنامه چهارم توسعه موکول گردید؛ به نحوی که انتظار می‌رفت در سال ۱۳۸۸ (سال پایان برنامه چهارم)، فقر مطلق در کشور وجود نداشته باشد. به رغم تمام این تلاش‌ها، شواهد نشان‌دهنده این است که فقر و نابرابری در سال‌های اخیر کاهش معناداری نداشته است (زیبایی و شوشتریان، ۱۳۸۶). شاخص‌های نابرابری حکایت از نابرابری زیاد درآمدی و مصرف در ایران دارد. به طوری که طی سال‌های ۸۵-۱۳۶۳، به رغم فراز و نشیب‌های نابرابری درآمدی در میان خانوارهای کشور،

شدت نسبی نابرابری درآمد در کشور روندی کاهنده داشته و در دو سال اول برنامهٔ چهارم توسعه این روند فزاینده است. لیکن میزان کاهش آن بسیار محدود و غیر مؤثر بوده است. نوسانات به نسبت شدید شاخص‌های فقر در بعضی از سال‌ها و نیز روند تحولات نابرابری در بلندمدت نشان از آن دارد که سیاستهای اقتصادی در ایران با هدف کاهش فقر و نابرابری تنظیم نشده‌اند و اصولاً توزیع درآمد از جمله دغدغه‌های سیاستگزاران و برنامه‌ریزان کشور نبوده است؛ راغفر و ابراهیمی(۱۳۸۷). همچنانکه آمارها نشان می‌دهد که سهم افراد ثروتمند از کل درآمدها ۳۰ درصد و سهم افراد فقیر تنها ۱/۸ درصد است. یعنی سهم افراد ثروتمند از درآمدها حدود ۱۷ برابر افراد فقیر است؛ گزارش‌های اقتصادی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور(۱۳۸۵).

اگر منافع رشد برای فقرا بیش از ثروتمندان باشد، آنگاه می‌توان انتظار داشت فقر بیشتر کاهش یابد. به عبارت دیگر، اگر نابرابری نیز کاهش یابد؛ رشد اقتصادی منجر به کاهش بیشتری در فقر می‌گردد. به مفهوم ساده، رشد اقتصادی در صورت کاهش نابرابری در مقایسه با حالتی که نابرابری تغییری نداشته باشد؛ به میزان بیشتری باعث کاهش فقر خواهد شد؛ برانو و همکاران(۱۹۹۸).

رشد اقتصادی و توزیع درآمد یا نابرابری ثروت دو موضوع مهمی هستند که به توسعه اقتصادی مربوط می‌شوند. لیکن از جمله موضوعاتی هستند که در دهه های اخیر به آنها پرداخته شده است؛ طوری که آدام اسمیت(۱۷۷۶) موضوع رشد اقتصادی را مطرح نمود؛ درحالیکه ریکاردو(۱۸۱۷) موضوع توزیع درآمد را مورد بررسی قرار داد. اما ارتباط این دو موضوع در علم اقتصاد نادیده گرفته شده بود. اولین مطالعه تجربی درباره ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد توسط کوزنتس (۱۹۵۵) صورت گرفت. وی با استفاده از داده‌های ترکیبی برای سه کشور امریکا، آلمان و انگلیس به این نتیجه دست یافت که در جریان توسعه، نابرابری درآمد توسعه افزایش می‌یابد؛ تا اینکه به یک نقطه حداکثری می‌رسد و سپس این تمایل برای درآمد وجود دارد که با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمد کاهش یابد. این نتیجه که به عنوان فرضیه کوزنتس معروف است؛ بوسیله یک منحنی U شکل معکوس توضیح داده می‌شود. از آن پس، ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد توجه زیادی را در ادبیات توسعه اقتصادی به خود جلب کرده است. مطالعات مختلفی نابرابری درآمد را به عنوان تابع درجه دومی از درآمد سرانه در نظر گرفته‌اند و فرضیه کوزنتس را تأیید کرده اند. به این صورت که در سطوح پایین درآمد سرانه، نابرابری در حال افزایش است. درحالیکه در سطوح بالاتر درآمد سرانه، نابرابری کاهش می‌یابد؛ پاپانک و کین(۱۹۸۶)، آناند و کانبور(۱۹۹۳)، راندولف و لوت(۱۹۹۳) و جا(۱۹۹۶). فرایند کوزنتس در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ در بسیاری از کشورهای توسعه یافته فرو ریخت؛ به طوری که بررسی روند داده‌ها در این گروه از کشورها نشان داد که نابرابری درآمد از دهه ۱۹۶۰ به بعد به طور پیوسته و یکنواختی در حال

افزایش است. ادامه افزایش درآمد باعث شد که گروهی فکر کنند کشورهای توسعه یافته بعد از داشتن یک رابطه U شکل معکوس بین نابرابری درآمد و درآمد سرانه، مجدداً یک رابطه افزایشی بین نابرابری و درآمد را شروع کرده‌اند. بنابراین، مطالعات اخیر رابطه درجه سومی بین درآمد و نابرابری درآمد را برآورد کردند که به موجب آن دو نقطه بازگشت در منحنی کوزنتس پیدا می‌شود. از جمله این مطالعات می‌توان به بررسی رشد اقتصادی امریکا و نابرابری درآمد توسط گالت و گالت (۲۰۰۴) اشاره نمود. آنها به یک ارتباط S شکل بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در امریکا پی بردند. شهباز (۲۰۱۰) نیز با آزمون فرضیه کوزنتس در کشور پاکستان به ارتباط N شکلی بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد دست یافت.

در ایران، نیلی و فرحبخش (۱۳۷۷) با استفاده از داده های سری زمانی سال‌های ۷۵-۱۳۴۷ فرضیه کوزنتس را در ایران آزمون کردند. نتایج آنها حاکی از آن است که افزایش رشد اقتصادی به بهبود توزیع درآمدها کمک می‌کند و نامطلوب‌تر شدن توزیع درآمد موجب کند شدن رشد اقتصادی می‌گردد. خالدی و صدرالاشرافی (۱۳۸۴) ضمن بررسی رابطه بین رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد در مناطق روستایی با استفاده از مدل های خطی و غیرخطی به این نتیجه دست یافتند که فرضیه توزیع درآمد کوزنتس در مناطق روستایی صادق نیست. شاخص نابرابری توزیع درآمد در مناطق روستایی رابطه مستقیمی با نرخ رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد.

ورقائی(۱۳۸۶) به تعیین اثر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای عضو کنفرانس اسلامی، تعیین اثر رشد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد، تعیین اثر متغیرهای کنترل در نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی و بررسی صحت فرضیه کوزنتس در این کشورها پرداخت. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که نابرابری توزیع درآمدی که با استفاده از ضریب جینی اندازه گیری شده است؛ بر رشد اقتصادی اثر معکوس و معناداری دارد. این در حالی است که رشد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمدی اثری ندارد. همچنین متغیرهای کنترل مانند سرمایه انسانی، رابطه مبادله، زاد و ولد و غیره بر این ارتباط موثر بوده اند. برآوردها نیز فرضیه کوزنتس مبنی بر وجود رابطه ای U وارون میان نابرابری توزیع درآمدی و رشد اقتصادی را تأیید نکرده اند.

ابونوری و عباسی(۱۳۸۶) با مد نظر قرار دادن دو اثر درآمدی و توزیعی رشد اقتصادی، به بررسی تاثیر پذیری فقر از رشد اقتصادی در سالهای اجرای برنامه های توسعه اقتصادی پرداختند. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی در طول برنامه های توسعه اقتصادی، به استثنای برنامه سوم توسعه سهم ناچیزی در کاهش فقر داشته است.

مطالعه صادقی و همکاران(۱۳۸۷) به دنبال پاسخ به این سوال است که رشد اقتصادی چه تأثیری در کاهش نابرابری درآمدی و کاهش فقر ۵۰ کشور درحال توسعه از جمله ایران داشته

است؟ یافته ها حکایت از آن دارد که میزان بیکاری، رشد تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی از جمله متغیرهای مهم اثرگذار بر فقر می باشد. همچنین افزایش میزان رشد تولید ناخالص داخلی، منجر به کاهش فقر و نابرابری درآمدی شده است. بنابراین به عقیده آنها فراهم شدن زمینه های رشد اقتصادی به کاهش مشکلات مربوط به فقر و نابرابری می انجامد.

همانطور که اشاره شد؛ مطالعات مختلفی در مورد ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در کشور انجام شده است. اما مطالعه ای که ارتباط این دو متغیر را به تفکیک مناطق شهری و روستایی نشان دهد، صورت نگرفته است. لذا با توجه به اهمیت موضوع، این مطالعه تلاش می‌کند که دریابد رشد اقتصادی در کشور چگونه نابرابری درآمدی را در مناطق شهری و روستایی کشور تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ به عبارت دیگر، رشد اقتصادی به کاهش نابرابری درآمد در کدامیک از مناطق کمک می کند: مناطق شهری، مناطق روستایی و یا هر دوی آنها؟

مواد و روش‌ها

کوزنتس (۱۹۵۵) در فرضیه خود اثبات می‌کند که توسعه اقتصادی در مراحل اولیه تمایل دارد که نابرابری درآمد را افزایش دهد اما در مراحل بعدی توسعه اقتصادی، توزیع درآمد بهبود می‌یابد. معادله (۱) برای آزمون این فرضیه تعریف شده است:

$$Ln(Gini)_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(\frac{GDP}{P})_{i,t} + \alpha_2\left[Ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_{i,t}\right]^2 + \alpha_3\left[Ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_{i,t}\right]^3 + \eta_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، $Ln(Gini)_{i,t}$ لگاریتم ضریب جینی برای مناطق شهری و روستایی در iامین استان در سال t؛ $Ln(\frac{GDP}{P})_{i,t}$ لگاریتم درآمد سرانه iامین استان در سال t؛ α جزء عرض از مبدأ می‌باشد. جملات η_i اثرات غیرقابل مشاهده هر استان، ϕ_t اثرات زمان و $\varepsilon_{i,t}$ جمله پسماند می‌باشند. همچنین اندیس $t = 1,....T$ دوره‌های زمانی و اندیس $i = 1,...,N$ تعداد استان‌ها را نشان می‌دهد.

از معادله (۱) استفاده می‌شود تا فرم‌های مختلف ارتباط بین نابرابری درآمد و درآمد سرانه در استان‌های کشور به صورت زیر برآورد شود؛ لی و همکاران،(۲۰۱۰).

- اگر $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ باشد، به معنای عدم وجود ارتباط بین $Ln(Gini)$ و $Ln(\frac{GDP}{P})$ می‌باشد.

- اگر $\alpha_1 \neq 0$ و $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$ باشد، یعنی تابع خطی است. به طوری که اگر $\alpha_1 > 0$ باشد، یک ارتباط در حال افزایش یکنواخت بین $Ln(Gini)$ و $Ln(\frac{GDP}{P})$ وجود دارد. در حالی که اگر $\alpha_1 < 0$ باشد، یک ارتباط در حال کاهش یکنواخت بین $Ln(Gini)$ و $Ln(\frac{GDP}{P})$ وجود دارد.

- اگر $\alpha_1 \neq 0$، $\alpha_2 \neq 0$ و $\alpha_3 = 0$ باشد، یعنی تابع درجه دوم است. به طوری که اگر $\alpha_1 > 0$ و $\alpha_2 < 0$ باشد به معنای وجود ارتباط U شکل معکوس بین $Ln(Gini)$ و $Ln(\frac{GDP}{P})$ می‌باشد. در حالی که اگر $\alpha_1 < 0$ و $\alpha_2 > 0$ باشد ارتباط بین $Ln(Gini)$ و $Ln(\frac{GDP}{P})$، U شکل خواهد بود.

- اگر $\alpha_1 \neq 0$، $\alpha_2 \neq 0$ و $\alpha_3 \neq 0$ باشد، یعنی تابع درجه سوم است. به طوری که اگر $\alpha_1 > 0$، $\alpha_2 < 0$ و $\alpha_3 > 0$ باشد، آنگاه ارتباط N شکل بین $Ln(Gini)$ و $Ln(\frac{GDP}{P})$ وجود دارد. در حالی که اگر $\alpha_1 < 0$، $\alpha_2 > 0$ و $\alpha_3 < 0$ باشد، این ارتباط به صورت N شکل معکوس خواهد بود.

با استفاده از ضرایب معادله (۱) می‌توان کشش نابرابری درآمدی - تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه را به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\varepsilon = \frac{\partial LnGini}{\partial LnGDP} = \hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2 LnGDP + 3\hat{\alpha}_3 (LnGDP)^2 \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، ε کشش نابرابری درآمدی- تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، $\hat{\alpha}_1$، $\hat{\alpha}_2$ و $\hat{\alpha}_3$ به ترتیب ضرایب متغیرهای $LnGDP$، $(LnGDP)^2$ و $(LnGDP)^3$ می‌باشند.

از آنجا که در مدل هایی مانند رابطه (۱) فرض می شود، عرض از مبدأ برای همه استان ها همگن و یکسان است، در مرحله تخمین دچار نوعی اریب می شوند (ایگر، ۲۰۰۰). به عبارت دیگر واحدهای انفرادی که می تواند شامل استانهای یک کشور و یا کشورهای مختلف باشند، ناهمگن بوده و ممکن است دارای اختلافات بسیاری در رشد اقتصادی با یکدیگر باشند که بر سطح نابرابری درآمدی و فقر تأثیر گذاشته و با متغیرهای اصلی مدل، همبستگی داشته باشند. یکی از راه های غلبه بر ناهمگنی و کنترل آن از نظر لحاظ کردن آثار این ناهمگنی، استفاده از روش داده های سری زمانی- مقطعی (داده های تابلویی[1]) است که طی فرایند آن برای هر یک از استانهای کشور عرض از مبدأ مشخصی در نظر گرفته می شود (چنگ و وال، ۱۹۹۹). بنابراین به منظور آزمون

[1] Panel Data

فرضیه کوزنتس بوسیله برآورد معادله (۱)، ضریب جینی مناطق شهری و روستایی ۲۸ استان از گزارش مرکز آمار ایران راجع به محاسبه ضریب جینی استان های مختلف کشور، تولید ناخالص داخلی و جمعیت ۲۸ استان از سایت مرکز آمار ایران جمع‌آوری گردید و بر اساس روش اثرات ثابت سری زمانی-مقطعی (داده های تابلویی) برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۹ به شکل لگاریتمی با استفاده از ۲۲۴ مشاهده برآورد گردید. به طوری که کوتاه بودن دوره زمانی از مشکلات مربوط به سری های زمانی می کاهد. در ادامه آزمون های لازم و نتایج حاصل از آنها گزارش شده است.

آزمون ایستایی

به منظور تعیین درجه جمعی متغیرها، ایستایی آنها با استفاده از روش لوین، لین و چات[1] مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود همه متغیرها در سطح ایستا یا $I(0)$ می‌باشند.

آزمون اعتبار داده‌های تابلویی

قبل از اینکه مدل به صورت داده‌های تابلویی در نظر گرفته شود، یکی از مواردی که باید در نظر گرفته شود؛ این است که اعتبار استفاده از داده‌های تابلویی مورد آزمون قرار گیرد. این فرض به عنوان پایداری معادله رگرسیون در بین هر واحد مقطعی یا زمانی شناخته می‌شود. بنابراین فرضیه صفر دلالت بر استفاده از داده‌های تابلویی دارد. آماره آزمون فرضیه به صورت زیر می‌باشد:

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)K}{URSS/N(T-K)} \sim F_{(N-1)K,(N(T-K))} \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)؛ $URSS$ مجموع مجذورات باقیمانده‌هایی است که حاصل از تخمین OLS مدل (۱) برای هر واحد مقطعی بدست می آید. $RRSS$ مجموع مجذورات باقیمانده‌ای است که بوسیله تخمین OLS رگرسیون تابلویی مدل(۱) ایجاد می گردد. همچنین، N تعداد استان‌ها، K تعداد متغیرهای توضیحی و T سال‌های مورد مطالعه می‌باشد.

با توجه به رابطه (۳)، آماره F محاسبه و برای مناطق شهری و روستایی به ترتیب ۰/۳۵ و ۰/۴۸ به دست آمد. از آنجا که آماره F محاسباتی برای هر دو منطقه کوچکتر از مقادیر بحرانی ۱/۳۰=(۱۴۰ و ۸۱ و ۰/۰۵)F می‌باشد پس فرضیه صفر مبتنی بر لزوم بررسی مدل با داده‌های تابلویی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

[1] Levin, Lin and Chut

بررسی اثرات ثابت[1] و تصادفی[2]

به منظور بررسی اثرات ثابت و تصادفی در معادله (۱)، از آزمون F پیشنهادی توسط Baltagi (۲۰۰۲)، استفاده شده است. با استفاده از آماره زیر می‌توان معناداری متغیرهای موهومی را مورد آزمون قرار داد:

$$F_1 = \frac{(RRSS - URSS)/(N+T-2)}{URSS/((N-1)(T-1)-K)} \sim F_{(N+T-2),((N-1)(T-1)-K)} \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، $RRSS$، مجموع مجذورات باقیمانده‌های مقید که حاصل از تخمین OLS مدل (۱) است. $URSS$، مجموع مجذورات باقیمانده‌های نامقید که بوسیله تخمین اثرات ثابت از مدل (۱) ایجاد می‌گردد.

جداول (۲) و (۳) نتایج حاصل از آزمون F برای اثرات ثابت را به ترتیب برای مناطق شهری و روستایی گزارش می‌کند. همانطورکه مشاهده می‌شود، همه آماره‌های F محاسباتی در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند که بیانگر وجود اثرات فردی و اثرات زمانی در معادله (۱) و برای دو منطقه مورد بررسی می‌باشد

آزمون والد[3]

از آنجا که فرم‌های مختلفی برای مدل (۱) وجود دارد، لذا در این قسمت پس از تخمین مدل در فرم درجه سه، از آزمون والد برای انتخاب فرم مناسب تابع استفاده شده است. نتایج آزمون والد در جدول (۴) نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح ۵ درصد رد شده است. بنابراین مدل درجه ۳ به عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود.

نتایج برآورد مدل

با توجه به نتایج آزمون ایستایی که حاکی از ایستایی متغیرهای مورد بررسی می‌باشد و انجام آزمون اثرات ثابت و زمانی، همچنین نتایج آزمون والد که دلالت بر تأیید رابطه درجه سوم بین درآمد سرانه و نابرابری درآمدی دارد، روش حداقل مربعات معمولی (OLS) با داده‌های تابلویی برای معادله (۱) با اثرات ثابت برای مناطق شهری و روستایی در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل برای هر دو منطقه با استفاده از بسته نرم افزاری Eviews 6 در جداول (۵) و (۶)

---

[1] Fixed Effects
[2] Random Effects
[3] Wald Test

آمده است. ارقام مندرج در این جدول‌ها، حکایت از معناداری همه ضرایب برآورد شده در مناطق شهری و روستایی دارد.

در جدول (۵)، ضرایب معنی‌دار متغیرهای $LnGDP$، $(LnGDP)^2$ و $(LnGDP)^3$ به ترتیب با علامت‌های مثبت، منفی و مثبت حکایت از ارتباط N شکل بین لگاریتم درآمد سرانه استانی و نابرابری درآمد در استان‌ها دارد. در حالیکه، نتایج جدول (۶) بیانگر آن است که متغیرهای $LnGDP$، $(LnGDP)^2$ و $(LnGDP)^3$ به ترتیب با علامت‌های منفی، مثبت و منفی بر نابرابری درآمدی در مناطق روستایی اثرگذار هستند. به عبارت دیگر، این ارتباط به صورت N شکل معکوس می‌باشد.

مقایسه ضرایب برآورد شده برای متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه برای مناطق شهری (۰/۰۷، ۰/۳۹- و ۰/۰۸) گویای آن است که مرحله دوم روند مثبت و صعودی میان درآمد سرانه و ضریب جینی این مناطق با شیب بیشتری (۰/۰۸) از مرحله اول روند صعودی می‌باشد. همچنین مقایسه قدرمطلق ضرایب در مناطق روستایی (۰/۳۹، ۰/۸۵ و ۰/۱۵) نشان می‌دهد که مرحله دوم روند منفی و نزولی از شیب کمتری (۰/۱۵) نسبت به مرحله اول روند نزولی با شیب ۰/۳۹ برخوردار بوده است. به طور کلی می‌توان گفت همراه با رشد اقتصادی استان‌ها، نابرابری درآمدی در مناطق شهری استان‌ها با سرعت بیشتری افزایش یافته است. همچنین اگر چه نابرابری درآمدی در مناطق روستایی استان‌ها کاهش یافته است، لیکن سرعت این کاهش، کم شده است. به نظر می‌رسد که عملکرد سیاست‌های تعدیل اقتصادی به منظور مقابله با نابرابری درآمد در ایران موفقیت آمیز نبوده است. به باور توده روستا و رضایی (۱۳۸۱) نیز چگونگی توزیع درآمدها در روستاها بهتر از شهرها بوده است و وضعیت توزیع درآمدها در کشور تابع سیاست‌های دولت بوده است. هر چند که آثار سیاست‌های تعدیل هنوز در جامعه به طور کامل مشخص نمی‌باشد.

ارتباط بین درآمد سرانه استان‌ها و نابرابری درآمدی را در مناطق شهری و روستایی استان‌های کشور را می‌توان با نمودارهای (۱) و (۲) نشان داد.

افزون بر این، کشش[۱] نابرابری درآمدی نسبت به تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه برای مناطق شهری و روستایی استان‌ها طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۹ با استفاده از رابطه (۲)، به ترتیب ۰/۴۴ و ۰/۴۱- بدست آمد. چنین نتیجه‌ای به معنای آن است که یک درصد افزایش در درآمد سرانه استان‌ها ، به طور متوسط نابرابری درآمدی را در مناطق شهری ۰/۴۴ درصد افزایش می‌دهد. در حالیکه باعث کاهش ۰/۴۱ درصدی نابرابری درآمدی در مناطق روستایی می‌شود. در همین راستا،

[۱] شایان ذکر است که کشش بر اساس مقادیر میانگین متغیرها محاسبه شده است.

گرجی (۱۳۷۶) بر این اعتقاد است که توزیع درآمدها در مناطق شهری از نابرابری بیشتری نسبت به مناطق روستایی برخوردار است و در طول زمان نیز در حال افزایش می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

ارتباط بین نابرابری توزیع درآمدی و رشد اقتصادی یکی از عرصه های چالش برانگیز علم اقتصاد در نیمه دوم قرن بیستم بوده است. کوزنتس و کالدور در اواخر دهه ۱۹۵۰ میلادی اولین نظریات را در تبیین رابطه میان نابرابری توزیع درآمدی و رشد اقتصادی ارائه نمودند و می توان گفت نظریات آنان تا دهه ۱۹۹۰ میلادی تنها نظریات موجود در این زمینه به شمار می آمدند. به هر حال، اقتصاد دانان از اوایل دهه ۱۹۹۰ به بررسی نظری این ارتباط پرداخته و به نتایج متفاوتی دست یافتند. به همین دلیل و نیز به جهت اهمیت موضوع، در آن دهه مطالعات بسیاری برای تبیین رابطه میان نابرابری توزیع درآمدی و رشد اقتصادی انجام گرفت. در همین راستا، مطالعه حاضر به بررسی اثرات رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی کشور بر نابرابری درآمدی در قالب منحنی کوزنتس طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۹ پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که هم در مناطق شهری و هم در مناطق روستایی ضرایب متغیرهای $LnGDP$، $(LnGDP)^2$ و $(LnGDP)^3$ معنی‌دار هستند. هر چند علامت این ضرایب در مناطق شهری و روستایی یکسان نمی‌باشد. به طوری که در مناطق شهری ارتباط N شکل بین لگاریتم درآمد سرانه استانی و نابرابری درآمد بدست آمد. در حالیکه در مناطق روستایی این ارتباط به صورت N شکل معکوس می‌باشد. چنین نتایجی گویای آن است که با شروع رشد اقتصادی نابرابری درآمدی در مناطق شهری از روندی افزایشی- کاهشی- افزایشی برخوردار است، در حالی که در مناطق روستایی این روند کاهشی- افزایشی- کاهشی می‌باشد. بنابراین با رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی در مناطق شهری و روستایی از الگوی یکسانی پیروی نمی کند.

محاسبه کشش نابرابری درآمدی نسبت به تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه نشان داد که یک درصد افزایش در درآمد، به طور متوسط نابرابری درآمدی را در مناطق شهری ۰/۴۴ درصد افزایش می‌دهد؛ در حالیکه باعث کاهش ۰/۴۱ درصدی نابرابری درآمدی در مناطق روستایی می‌شود.

به طور کلی نتایج مطالعه حاضر حاکی از آن است که نرخ رشد بالای درآمد ملی لزوماً به کاهش نابرابری درآمدی بخصوص در مناطق شهری نمی انجامد. بر این اساس، الگوی توزیع همراه با رشد یا رشد فقرزدا تأکید و پیشنهاد می شود؛ چرا که کاهش نابرابری درآمدی و رشد درآمد با هم مرتبط و سازگار می باشند. مهم آن است مسیری برای رشد انتخاب شود که هم زمان توزیع درآمد را نیز به ارمغان آورد. بنابراین دولت می بایست در برنامه های توسعهٔ اقتصادی به تعیین

روش هایی بپردازد که به کمک آن بتواند منابع جامعه را بـه گونـه ای اختصـاص دهـد کـه رشـد اقتصادی، سبب کاهش نابرابری درآمدها در جامعه شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

References

1. Abunuri, A. and R. Abbasi ghaderi. 2007. Investigating the effects of economic growth on poverty in Iran. Journal of Economic Research, 30: 21-34.(in Persian)
2. Aghion P., Caroli E. and G. Peñalosa. 1999. "Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories," Journal of Economic Literature 3:1615-1660.
3. Anand, S. and S. Kanbur. 1993. The Kuznets process and the inequality development relationship. Journal of Development Economics, 40: 25–52.
4. Assadzadeh, A. and S. Paul. 2001. "Poverty, Growth and Redistribution: A Case Study of Iran", W R, United Nations University, Discussion paper No. 2001/124.
5. Baltagi, B. 2002. Econometric analysis of panel data. John Wiley and Sons
6. Barro, R. 2000. "Inequality and Growth in a Panel of Countries," Journal of Economic Growth, 5:5-32
7. Bruno, M., Ravallion, M. and L. Squire. 1998. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues, in income distribution and high-quality growth (edited by Vito Tanzi and Ke-young Cho), Cambridge, Mass: MIT Press.
8. Cheng, I. H. and H. J. Wall, H. J. 2000. NAFTA and the changing pattern of state export, Federal Reserve Bank of St. Louis.
9. Egger, P. (2000). A note on the proper econometric specification of the gravity equation, Economics Letters, 66: 25-31.
10. Gallet, C. A. and R. M. Gallet. 2004. U.S. growth and income inequality: evidence of racial differences, The Social Science Journal, 41: 43–51.
11. Gorji, M. 1997. The effects of economic policies of government on income distribution. Journal of Commercial Research, 2: 21-34. (in Persian)
12. Jha, S. 1996. The Kuznets curve: A reassessment. World Development, 24: 773–780.
13. Khaledi, K. and Zavar, P. 2005. Poverty in rural and urban regions. Journal of Agricultural Economics and Development. 49: 25-39. (in Persian)
14. Khaledi, K. and M. Sadrolashrafi. 2005. The interrelationship between economic growth in agricultural sector and income

distribution in rural region. Journal of Agriculture of Sciences. 23: 25-39. (in Persian)
15. Kuznets, S. 1955. Economic growth and income inequality, The American Economic Review. 45: 1-28.
16. Lee, C.C., Chiu, Y.B. and C. H. Sun. 2010. The environmental Kuznets curve hypothesis for water pollution: Do regions matter? Energy Policy, 38: 12-23.
17. Nili, M. and E. Farahbakhsh. 1998. The relationship between economic growth and income distribution. Journal of Plan and Budget, 34: 121-154.
18. Papanek, G. F.and O. Kyn. 1986. The effect on income distribution of development, the growth rate and economic strategy, Journal of Development Economics, 23: 55–65.
19. Randolph, S. and W. Lott. 1993. Can the Kuznets effect be relied on to induce equalizing growth? World Development, 21: 829–840.
20. Sadeghi, H. Asariarani, E. and Z. Jalili. The relationship between economic growth and poverty with poverty elasticity approach. Journal of Commercial Research, 50; 73-100. (in Persian)
21. Sadeghi, H., Baskha, M. and V. Shaghaghi Shahri. 2008. The relationship between economic growth and income inequality in developing countries. Journal of Social Welfare, 33: 27-44. (in Persian)
22. Shahbaz, M. 2010. Income inequality-economic growth and non-linearity: a case of Pakistan, International Journal of Social Economics, 8: 613-636.
23. Tabassum, A. 2005. Economic Growth and Income Inequality Relationship: Role of Credit Market Imperfection, CEPR discussion paper, No: 2307
24. Toudehrousta, M. and M. Rezaei. 2002. Investigating income distribution in Iran. Policy Economic Information. 177: 213-228.
25. Zibaei, M. and A. Shooshtarian. 2008. Dynamic poverty in Iran with using compound data. Journal of Economic Research, 32: 55-83. (in Persian)
26. Varaghaei, A. 2007. The relationship between economic growth and income inequality in Islamic countries. MSc Thesis, Isfahan University, Faculty of economics.

پیوست‌ها

جدول (۱): نتایج آزمون ایستایی

نام متغیر	آماره لوین، لین و چات	آماره t
$Ln(Gini)_{urban}$: لگاریتم ضریب جینی مناطق شهری استانها	-۴/۴۷	-۹/۷۵*
$Ln(Gini)_{rural}$: لگاریتم ضریب جینی مناطق روستایی استانها	-۶/۶۸	-۶/۲۷*
$Ln(\frac{GDP}{P})$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	-۵/۳۶	-۱۱/۴۸*
$Ln(\frac{GDP}{P})^2$: مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	-۸/۱۷	-۶/۴۳*
$Ln(\frac{GDP}{P})^3$: مکعب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	-۳/۴۰	-۳/۱۹*

*** معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ مأخذ: یافته‌های تحقیق**

جدول (۲): نتایج آزمون اثرات ثابت برای مناطق شهری

فرضیه صفر	مدل درجه ۳ (آماره F)	مدل درجه ۲ (آماره F)
$H_0 : \eta_1 = ... = \eta_{N-1} = 0 \ , \ \phi_1 = ... = \phi_{T-1} = 0$	۳/۶۰*	۵/۸۲*
$H_0 : \eta_1 = ... = \eta_{N-1} = 0 \ , \ \phi_t \neq 0 \quad t = 1,...,T-1$	۷/۲۸*	۵/۹۶*
$H_0 : \phi_1 = ... = \phi_{T-1} = 0 \ , \ \eta_i \neq 0 \quad i = 1,...,N$	۴/۲۸*	۴/۱۱*

*** معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ مأخذ: یافته‌های تحقیق**

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۳): نتایج آزمون اثرات ثابت برای مناطق روستایی

فرضیه صفر	مدل درجه ۳ (آماره F)	مدل درجه ۲ (آماره F)
$H_0 : \eta_1 = ... = \eta_{N-1} = 0 \ , \ \phi_1 = ... = \phi_{T-1} = 0$	۹/۷۶*	۶/۷۲*
$H_0 : \eta_1 = ... = \eta_{N-1} = 0 \ , \ \phi_t \neq 0 \quad t = 1,...,T-1$	۳/۰۲*	۹/۱۶*
$H_0 : \phi_1 = ... = \phi_{T-1} = 0 \ , \ \eta_i \neq 0 \quad i = 1,...,N$	۴/۵۲*	۵/۲۴*

*** معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ مأخذ: یافته‌های تحقیق**

جدول (۴): نتایج آزمون والد برای انتخاب فرم تابع

مناطق شهری			مناطق روستایی	
فرم تابع	فرضیه صفر	آماره F	فرضیه صفر	آماره F
درجه ۳	$\alpha_3 = 0$	۴۳/۹۸*	$\alpha_3 = 0$	۴/۰۲*
درجه ۳	$\alpha_2 = \alpha_3 = 0$	۲۴/۲۱*	$\alpha_2 = \alpha_3 = 0$	۶/۱۳*

*** معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ مأخذ: یافته‌های تحقیق**

جدول (۵): نتایج حاصل از برآورد مدل درجه ۳ با اثرات ثابت برای مناطق شهری

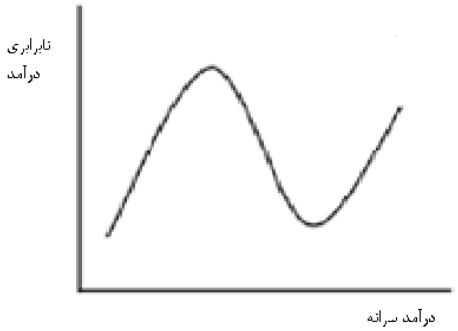
نام متغیر	ضریب	آماره t
LnGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	۰/۰۷۲	۲/۰۶*
$(LnGDP)^2$: مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	-۰/۳۹۰	-۶/۳۰*
$(LnGDP)^3$: مکعب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	۰/۰۸۰	۶/۶۶*

*** معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ مأخذ: یافته‌های تحقیق**

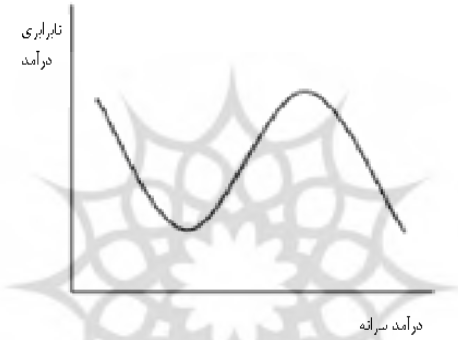
جدول (۶): نتایج حاصل از برآورد مدل درجه ۳ با اثرات ثابت برای مناطق روستایی

نام متغیر	ضریب	آماره t
LnGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	-۰/۳۹۲	۳/۲۱*
$(LnGDP)^2$: مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	۰/۸۵۱	۳/۴۳*
$(LnGDP)^3$: مکعب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانی	-۰/۱۵۵	-۳/۶۹*

*** معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ مأخذ: یافته‌های تحقیق**



نمودار (۱): رابطه بین درآمد سرانه و نابرابری درآمدی در مناطق شهری



نمودار (۲): رابطه بین درآمد سرانه و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی