بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های فقر در مناطق روستایی ایران

آیت‌اله کرمی*[۱]، یاسر مردانی[۱]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۳/۲۳

چکیده

این پژوهش به بررسی متغیرهای کلان اقتصادی مانند نابرابری، رشد اقتصادی بر شاخص‌های فقر در مناطق روستایی ایران پرداخته و از داده‌های مربوط به دوره‌ی زمانی (۱۳۸۸-۱۳۷۹) طرح هزینه- درآمد خانوارهای مناطق روستایی مرکز آمار ایران استفاده شده است. از جمله نتایج آن می‌توان گفت فقر و نابرابری درآمد در طی برنامه‌های توسعه تا حدودی کاهش یافته است. همچنین نتایج نشان داد که با افزایش نابرابری و نرخ مشارکت اقتصادی درصد خانوارهای فقیر افزایش یافته است، اما افزایش نرخ پس‌انداز شدیدا متغیر سرانه فقر را کاهش داده است و اثر رشد اقتصادی بر فقر بسیار ناچیز است.

طبقه‌بندی *JEL*: *C23, O15, R11*

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی، فقر، مناطق روستایی، ایران.

۱- به ترتیب استادیار و دانش آموخته کارشناسی ارشد گروه مدیریت توسعه روستایی دانشگاه یاسوج.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: aiatkarami@yahoo.com

پیشگفتار

بررسی فقر و عوامل تاثیرگذار بر آن از جنبه‌های مختلف اهمیت دارد و قابل بررسی است. بدیهی است که یکی از زمینه‌ها و شروط موفقیت در برنامه‌های کاهش فقر و نابرابری انجام مطالعات علمی و روشمند برای شناخت فقر و عوامل موثر بر آن است. برای سیاست‌گذار همواره این دغدغه وجود دارد که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری درآمد را پذیرفت و یا آیا برای بهبود در توزیع درآمد، باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟ بنابراین، تبیین ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌تواند پاسخگوی یکی از پرسش‌های اساسی و بنیادین برنامه‌ریزان اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه باشد. بررسی مقدار تاثیر هریک از عوامل موثر بر فقر و پیامدهای تغییر در هر یک از این عوامل از قبیل رشد و نابرابری، بینشی چند سونگر درباره‌ی این مقوله‌ها به‌دست خواهد داد. این بینش باعث سیاست‌گذاری‌های مناسب، کاهش در اتلاف منابع و موثر بودن برنامه‌ها در ریشه‌کنی این معضل و تسریع دستیابی به توسعه پایدار کشور می‌گردد (صادقی و همکاران، ۱۳۸۷). از آنجایی‌که حدود ۲۸/۲٪ جمعیت کشور را جمعیت روستایی تشکیل می‌دهد(مرکز آمار ایران، ۱۳۸۹) و همچنین توسعه کشاورزی و روستایی محور اصلی توسعه ملی است و توسعه‌ی ملی، درگرو توسعه روستایی است؛ چرا که ریشه تمامی مشکلات و مسائل عقب‌ماندگی مثل فقر، نابرابری در حال رشد، رشد سریع جمعیت و بیکاری فزاینده در مناطق روستایی قرار دارد(تودارو، ۱۳۸۶). بنابراین توجه به روستاها اهمیت فراوانی در نیل به توسعه دارد. مشکلاتی که ذکر شدند نیز به تبع خود مشکلاتی از قبیل افزایش مهاجرت، حاشیه‌نشینی در شهرها و مشکلات بهداشتی، رفاهی، اخلاقی و مسائلی از این قبیل می‌شود. برای جلوگیری از این مشکلات و همچنین بنابر اهمیت نقش توسعه روستایی در توسعه کشور و همچنین ضرورت شناخت رابطه‌ی سه عنصر فقر، رشد و نابرابری درآمدی، این تحقیق به بررسی رابطه‌ی سه عنصر فقر رشد اقتصادی و نابرابری، در مناطق روستایی کشور می‌پردازد.

مطالعات متعددی در داخل و خارج پیرامون رابطه رشد اقتصادی، فقر و نابرابری صورت گرفته است که در ذیل به برخی از آن اشاره شده است.

مهرگان و همکاران(۱۳۸۷) رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران بر اساس اطلاعات آماری موجود در دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۴۷ را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ترکیب و سهم بخش‌ها در رشد اقتصادی، بر چگونگی توزیع درآمد تاثیر می‌گذارد. هرچه سهم بخش کشاورزی افزایش یابد، توزیع اقتصادی متعادل‌تر می‌شود. همچنین بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد و سطح نابرابری اقتصادی در ایران، اطلاعات آماری موجود دوره‌ی مذکور فرضیه‌ی کوزنتس را در ایران تایید نمی‌کند.

در مطالعه‌ای دیگر، صادقی و همکاران(۱۳۸۸) رابطه‌ی رشد اقتصادی و فقر با رویکرد کششی فقر در ایران در طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۶۳ را مورد بررسی قرار دادند که نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که طی سال‌های مورد مطالعه تغییرات رشد اقتصادی در ایران اثر چندانی بر شاخص فقر و کشش فقر نداشته و همچنین شاخص فقر از لحاظ کششی مقدار ثابتی نبوده است و علاوه بر رشد اقتصادی به عوامل دیگری مانند نابرابری اولیه بستگی دارد. به‌طوری‌که طبق محاسبات انجام شده ضریب رشد تولید ناخالص داخلی هر چند معنی‌دار است، اما اثر ناچیزی بر شاخص سرشمار فقر دارد.

عبدلی و ورهرامی(۱۳۸۹) نیز در مطالعه‌ی خود تاثیر بهبود تولیدات کشاورزی بر فقر در بخش روستایی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از بررسی آنها نشان داد که بهبود تولیدات بخش کشاورزی علاوه بر اینکه منجر به بهبود دستمزد کارگران روستایی و صاحبان اراضی می‌گردد، امنیت غذایی همه مردم کشور را نیز تامین می‌کند. به‌طورکلی نتایج مطالعه‌ی انجام شده نشان می‌دهد که بهبود تولیدات در بخش کشاورزی می‌تواند یکی از راه‌های مقابله با فقر در روستاها و تامین معیشت روستاییان باشد.

همچنین فامکار و اکبریان(۱۳۸۹) به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که متغیر نابرابری درآمد با واسطه و بدون واسطه مخارج آموزشی دولت ارتباط منفی با نرخ رشد اقتصادی در ایران دارد. همچنین مخارج آموزشی دولت نیز با نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی دارد. اما مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با واسطه مخارج آموزشی دولت، ارتباط مثبتی را با نرخ رشد نشان می‌دهد.

مرتضوی و همکاران(۱۳۹۰) به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی کشور با استفاده از منحنی کوزنتس پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که بین نابرابری درآمدی و درآمد سرانه مناطق شهری استان‌ها یک رابطه N شکل وجود دارد. این در حالی است که در مناطق روستایی استان‌ها رابطه N شکل معکوس وجود دارد. همچنین نتایج گویای آن است که یک درصد افزایش درآمد سرانه استان‌ها، به طور متوسط نابرابری را ۰/۴۴ درصد افزایش و همین میزان افزایش درآمد استان‌ها باعث کاهش ۰/۴۱ درصدی نابرابری درآمدی در مناطق روستایی می‌شود.

منگ و همکاران(۲۰۰۵) در مطالعه خود دریافتند که اگر چه درآمد بخش شهری چین رشد چشمگیری در دو دهه گذشته داشته، اما افزایش در نابرابری و کاهش در رفاه اجتماعی فقر شهری را افزایش داده است.

کین و همکاران(۲۰۰۹) در مطالعه‌ی خود به بررسی تاثیرات نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی از طریق تلفیق داده‌های پانل و مدل‌های سه ماهه‌ی اقتصاد کلان پرداخته‌اند که نتایج این پژوهش نیز حاکی از آن است که نابرابری درآمدی یک متغیر تبیین‌کننده قوی برای مصرف شود و همچنین توسعه نابرابری‌ها می‌تواند راه‌هایی ایجاد کنند که باعث تاثیر منفی بر رشد ناخالص داخلی و رشد بخش‌های مختلف داشته باشد.

گائو و همکاران(۲۰۰۹) نیز در مقاله خود به بررسی عملکرد رشد در کاهش فقر و نابرابری درآمد در هشت استان چین در طول دوره‌ی ۲۰۰۴- ۱۹۸۹ با استفاده از داده‌های نظرسنجی تغذیه و بهداشت چین پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رشد درآمد برای همه اقشار مردم باعث بروز کاهش فقر شده است. با این حال رشد درآمد ناهمسان بوده است. یعنی در مناطق ساحلی و در میان تحصیل‌کردگان به سرعت افزایش یافته است. بر اساس تجزیه و تحلیل تجزیه در تعیین درآمد خانوار نشان می‌دهد که رشد درآمد تا حد زیادی می‌تواند به افزایش بازده آموزش و تغییر نسبت داده شود.

چن و تورناسکی(۲۰۱۰) در مقاله خود رابطه رشد اقتصادی و نابرابری در اقتصاد کوچک باز اقدام کرده‌اند. ایشان در این مقاله با استفاده از مدل رشد درونزا به تجزیه و تحلیل رابطه رشد و نابرابری برای یک اقتصاد کوچک باز که در آن سرمایه‌گذاری‌های بین‌المللی صورت می‌گیرد، پرداخته‌اند. هر دو تجزیه و تحلیل نظری و شبیه‌سازی عددی نشان می‌دهد که در اقتصاد باز یعنی دسترسی به بازار سرمایه‌ی بین المللی، روابط رشد و نابرابری غنی‌تر و بیشتر از اقتصاد بسته است.

فوسو(۲۰۱۰) در مطالعه‌ی خود با عنوان «آیا نابرابری برنامه‌های کاهش فقر را بی‌اثر کرده است؟» این موضوع را بر اساس داده‌های دهه ۱۹۹۰ برای تعدادی از اقتصاد کشورهای آفریقایی مورد بررسی قرار داده است که تا چه حد تاثیرات نابرابری رشد درآمد در کاهش فقر اثربخش است. سرانه، شکاف و مجذور شکاف فقر به عنوان متغیر وابسته مربوطه و ضریب جینی و درآمد تعدیل شده برابری قدرت خرید(PPP) به‌عنوان متغیر مستقل یا تبیین‌کننده هستند. این مطالعه دریافته است که تاثیر فقر نسبت به درآمد یک تابع کاهشی از نابرابری است. نتایج این مفهوم را می‌رسانند که تنوع زیادی در سراسر کشورهای آفریقایی در میزان واحد رشد مورد نیاز برای مواجهه با کاهش فقر وجود دارد.

پیترز(۲۰۱۰) نیز بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی(SAM)[1] برای سال ۲۰۰۳-۲۰۰۲ به بررسی چگونگی تحت تاثیر قرارگرفتن نابرابری از رشد بخشی در هند پرداخته است که نتایج این مطالعه نیز حاکی از آن است که فقط رشد بخش کشاورزی را نابرابری کاهش می‌دهد. در حالی که

1- Social Accounting Matrix

رشد در بخش صنایع سنگین و خدمات نابرابری را افزایش می‌دهد. با توجه به الگوی رشد حال حاضر هند، نابرابری به احتمال زیاد رو به افزایش بیشتر است.

گرایویر و همکاران(۲۰۱۰) نابرابری‌های درون استانی و رشد اقتصادی در چین را مورد بررسی قرار دادند. ایشان برای این منظور به تجزیه و تحلیل اثرات نابرابری‌های متمرکز داخل استانی در توسعه ۲۸ استان در چین پرداخته‌اند. رابطه‌ی بین نابرابری‌های داخل استانی که با شاخص تایل اندازه‌گیری شده است با رشد اقتصادی مثبت به نظر می‌رسد. ایشان همچنین ذکر می‌کنند که البته نتایج تنها برای استان‌های ساحلی قانع‌کننده و معنی‌دار است و حاکی از الگوهای بسیار متنوع از جمله خطی یا معکوس U شکل برای استان‌های ساحلی است و سریع‌ترین رشد نابرابری را در این استان‌ها داشته است، درحالی که عملا هیچ ارتباط معنی‌داری برای اکثریت مناطق مشاهده نشده است.

در مطالعه‌ی دیگری نیز شهباز(۲۰۱۰) در تحقیقی با عنوان نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی و غیرخطی بودن، فرضیه‌ی کوزنتس را در اقتصاد پاکستان مورد بررسی قرار داده است که نتایج پژوهش ایشان بیان‌کننده‌ی وجود یک رابطه N شکل بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشد. بررسی مطالعات در داخل و خارج از کشور نشان می‌دهد که رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با فقر به شرایط خاص هر کشور بستگی دارد. لذا در این مطالعه به بررسی رابطه فقر با متغیرهای مهمی از قبیل رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در مناطق روستایی پرداخته شده است.

روش تحقیق

این مطالعه مبتنی بر روش اسنادی است که جهت استنباط آماری و محاسبه شاخص‌های مورد نظر از داده‌ی طرح هزینه درآمد خانوارهای مناطق روستایی ایران مرکز آمار ایران استفاده شده است. برای برآورد مدل رگرسیونی داده‌های مربوط به دوره‌ی زمانی(۱۳۸۸-۱۳۷۹) مورد بررسی قرار گرفته است. به عبارت دیگر مشاهدات مقطعی استان‌های مختلف در طی یک دوره زمانی با یکدیگر تلفیق شده‌اند که روش داده‌های پانل، تلفیقی و یا تابلویی گفته می‌شود. در این مطالعه به منظور بررسی رابطه فقر و متغیرهای رشد اقتصادی و نابرابری درآمد از مدل منگ و همکاران(۲۰۰۵) مطابق رابطه ۱ استفاده شده است.

$$\log(P_{it}) = \alpha + \beta_1 \log(Y_{it}) + \beta_2 \log(G_{it}) + \beta_3 \log(S_{it}) + \beta_5 \log(X_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در این رابطه:

P_{it} : شاخص سرانه فقر در زمان t برای منطقه‌ی روستایی i اُم؛

Y_{it} : میانگین درآمد در زمان t برای منطقه‌ی روستایی i اُم؛

G_{it} : ضریب جینی در زمان t برای منطقه‌ی روستایی i اُم؛
S : متوسط نرخ پس انداز در زمان t برای منطقه‌ی روستایی i اُم؛
X_{it} : بردار متغیرهای کنترل (مانند روند زمانی و نرخ مشارکت اقتصادی)؛
ε_{it} : جمله‌ی خطای تصادفی.

یکی از روش‌های اندازه‌گیری خط فقر بر پایه مفهوم نسبی فقر، محاسبه میانگین مخارج خانوارها و تعیین درصدی از آن به عنوان خط فقر می‌باشد. البته در این روش اگرچه به مفهوم نسبی فقر تاکید شده است. اما دیدگاه مستدلی برای تعیین درصد مورد نظر وجود ندارد و در واقع تعیین ۵۰ و یا ۶۶٪، اختیاری و تجربی است و هر محقق می‌تواند آن را برای خود تعیین نماید(باقری و همکاران، ۱۳۸۳). در این مطالعه به خط فقر نسبی بر اساس ۵۰٪ میانگین مخارج خانوار خط فقر محاسبه گردید و به منظور تعیین شاخص‌های آن از شاخص FGT استفاده شده است که توسط فاستر و همکاران (۱۹۸۴) بیان شد که این شاخص به صورت رابطه ۲ فرموله شده است:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q} \left[(z - Yi)/z\right]^{\alpha} \qquad (۲)$$

در رابطه بالا، n تعداد کل خانوارها، Z خط فقر و Y_t درآمد خانوار است، در صورتی‌که α =۰ باشد درصد افراد فقیر جامعه یا سرانه فقر را نشان می‌دهد و اگر α =۱ می‌باشد نشان‌دهنده‌ی شکاف فقر و α =۲ بیانگر شدت فقر می‌باشد.

برای محاسبه‌ی میزان نابرابری از شاخص ضریب جینی استفاده شده است. این شاخص یک مقیاس اندازه‌گیری نابرابری در سطح کل اقتصاد می‌باشد و یک شاخص آماری بین صفر و یک می‌باشد (جلالی، ۱۳۸۵) که در این مطالعه به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$G = \{1 - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_i + Y_{i-1})\} \qquad (۳)$$

در این رابطه:(G): ضریب جینی؛(Y_i): درصد تجمعی درآمد خانوارها؛ و (n): تعداد گروه‌های درآمدی می‌باشد.

برای محاسبه‌ی نرخ رشد اقتصادی از تولید ناخالص داخلی[1] استفاده می‌شود. نرخ رشد یک متغیر درصد تغییرات آن متغیر در یک دوره زمانی معین است (کوپاهی، ۱۳۹۰).

$$X = \frac{GDP_2 - GDP_1}{GDP_1} \qquad (۴)$$

1- Gross Domestic Product (GDP)

(GDP_2) تولید ناخالص داخلی در سال مورد بررسی و (GDP_1): تولید ناخالص داخلی در سال قبل می‌باشد.

در رابطه ۱ علاوه بر متغیرهایی که گفته شد، نرخ مشارکت اقتصادی (نرخ فعالیت) نیز به‌عنوان یکی از متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده است که نرخ مشارکت اقتصادی با استفاده از اطلاعات نیروی کار مرکز آمار ایران از نسبت جمعیت فعال (شاغل و بیکار) به جمعیت در سن کار ضرب در ۱۰۰ به دست می‌آید (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۹).

در استفاده از الگوی داده‌های پانل انجام دو آزمون همگنی و هاسمن بسیار مهم است. در برآورد الگو به روش داده‌های پانلی، پرسش مطرح این است که آیا باید اثرات گروهی را در نظر گرفت یا خیر؟ در صورتی که پاسخ مثبت باشد، الگو را با توجه به آماره آزمون هاسمن[1] به یکی از دو روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تخمین میزنند. در غیر این صورت دیگر استفاده از این‌ها لازم نیست. بنابراین در این روش، در مرحله‌ی نخست از آزمون همگنی بروش - پاگان[2] استفاده می‌شود. اگر ناهمگنی پارامترها در بین افراد و مقاطع یا در طول سری زمانی نادیده گرفته شود، می‌تواند به برآوردهای ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها منجر شود. در این حالت‌ها آشکار است که رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبداهای ناهمگن را نادیده می‌گیرد، نباید استفاده شود(فطرس و همکاران، ۱۳۸۹).

$$F_{pooled} = \frac{(R^2_{fem} - R^2_{pooled})}{(1 - R^2_{fem})/(nT - n - k)} \quad (۵)$$

در رابطه‌ی فوق n تعداد مقاطع، T دوره‌ی زمانی، k تعداد رگرسورهای مدل، R^2_{fem} نشانگر مجموع مربعات خطای مدل کل اثر ثابت، R^2_{pooled} مجموع مربعات خطای مدل‌های مقطعی و R^2_{LSDV} مجموع مربعات خطای مدل کل اثر ثابت با متغیرهای مجازی است. برای تعیین استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی، آزمون هاسمن انجام می‌شود. به عبارتی دیگر، رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی آزمون هاسمن است(یافی، ۲۰۰۳). ایده‌یاصلی آزمون هاسمن مقایسه‌ی دو برآوردگر اثرات ثابت و اثرات تصادفی است. به طوری که یکی از برآوردگرها نشان‌دهنده‌ی سازگاری هم با فرضیه‌ی صفر و هم با فرضیه‌ی مقابل و برآوردگر دیگر نشان‌دهنده‌ی سازگاری تنها با فرضیه‌ی صفر است. وجود تفاوت معنی‌دار بین این دو برآوردگر نشان‌دهنده‌ی عدم پذیرش فرضیه‌ی صفر است(قطمیری و شرافتیان جهرمی، ۱۳۸۶).

1- Hausman
2- Breusch and Pagan

آزمون هاسمن بر پایه‌ی وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین‌زده شده و متغیرهای مستقل مدل شکل گرفته است. اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد، مدل اثر تصادفی و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر ثابت کاربرد خواهد داشت. فرضیه‌ی H_0 نشان دهنده‌ی عدم ارتباط متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیه‌ی H_1 نشان دهنده‌ی وجود ارتباط است (زراء نژاد و انواری به نقل از مادالا، ۱۳۸۴). در مدل اثر ثابت، شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت است و جمله‌ی ثابت از مقطعی به مقطع دیگر متفاوت است. هر چند اثر زمانی معنی‌دار نیست، اما اختلاف معنی‌داری میان مقاطع وجود دارد و ضرایب مقاطع با زمان تغییر نمی‌کند. یکی از روش‌های نشان دادن اثر مقطعی استفاده از متغیرهای مجازی است. شکل کلی این مدل به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DUM_2 + \alpha_2 DUM_2 + \sum \beta_t X_{it} \quad (۶)$$

در این رابطه‌ی X_{it}، نشان دهنده‌ی برداری از متغیرهای مستقل، DUM مجازی برای نشان دادن اثر مقطعی، Y_{it} برداری از متغیرهای وابسته و e_{it} جملات خطای معادله است.

مدل‌های اثر ثابت با توجه به وجود یا عدم وجود روند زمانی در جمله‌ی ثابت، به مدل‌های اثر ثابت دو طرفه و یک‌طرفه قابل تفکیک است. در مدل اثر ثابت دو طرفه، شیب‌ها ثابت هستند، اما جمله‌ی ثابت در هر زمان متفاوت است. اثر زمان برای t سال با وارد کردن t-۱ متغیر مجازی به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$Y_{it} = \alpha_1 + \lambda_t + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + e_{it} \quad (۷)$$

در این رابطه X_{it} ، نشان دهنده‌ی بردار متغیرهای مستقل، Y_{it} بردار متغیرهای وابسته، e_{it} جملات خطای معادله و λ_t اثر زمان بر روی جمله‌ی ثابت است (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۴).

در مدل‌های اثر ثابت، برای دستیابی به تخمین‌های کارا از روش حذف متغیرهای غیرقابل اندازه‌گیری اثرگذار در مدل استفاده شد. به‌کارگیری این روش موجب حذف بسیاری از متغیرهای مهم اثرگذار در رگرسیون داده‌های ترکیبی می‌شود. به این دلیل، می‌توان با وارد کردن این متغیرها در اجزاء خطا، به روشی دیگر این مشکل را حل کرد. این روش به مدل اثر تصادفی معروف است. اولین شرط برای استفاده از مدل اثر تصادفی آن است که متغیرها به صورت تصادفی انتخاب شده باشند. اگر متغیرها به صورت تصادفی انتخاب شده باشند و بین متغیرهای توضیحی و خطاها همبستگی وجود نداشته باشد، می‌توان برای رسیدن به تخمین‌های کارا و سازگار از روش اثر

تصادفی استفاده کرد. با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[1] مدل به صورت رابطه‌ی ۷ برآورد می‌شود(زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۴).

$$Y_{it} = \theta\overline{Y} = B_0(1-\theta) + (X_{it} - \theta\overline{Y}) + [(1-\theta)\alpha_i + (\varepsilon_{it} - \theta\overline{\varepsilon_i}) \quad (۸)$$

که در آن θ به صورت رابطه‌ی ۸ است.

$$\theta = 1 - \sqrt{\frac{\delta_\varepsilon^2}{T\delta_\varepsilon^2 + \delta_\varepsilon^2}} \quad (۹)$$

در روابط فوق اگر $\theta = 1$ باشد در این صورت تخمین مدل با استفاده از روش در رابطه‌ی فوق مقدار e_{it} جمله‌ی خطای هر مشاهده و u_{it} اثر تصادفی مربوط به هر مقطع است اثر تصادفی به تخمین با روش اثر ثابت تبدیل می‌شود و چنانچه $\theta = 0$ باشد، تخمین مدل با روش اثر تصادفی به تخمین با استفاده از ترکیب کل داده‌ها برآورد حداقل مربعات معمولی تبدیل می‌شود. این مدل یک رگرسیون با جمله‌تصادفی به شکل زیر است (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۴).

نتایج و بحث

در این مطالعه چنانکه گفته شد خط فقر بر اساس نصف میانگین هزینه خانوارها استفاده شده است. مقادیر سرانه فقر برای سال‌های مختلف و استان‌ها متفاوت است. مقدار این شاخص طی دوره مورد بررسی مقداری کاهش یافته است، یعنی از افراد زیر خط فقر تا حدودی کاسته شده است. بیشترین مقدار مربوط به سال ۱۳۷۰ (۳۳/۲) و کمترین آن در سال ۱۳۸۲ (۲۲/۶۷) می‌باشد. روند تغییر نابرابری در مناطق روستایی کشور، که با استفاده از ضریب جینی محاسبه شده است. روندی نسبتا کاهشی داشته است. هرچند که این روند خیلی از اصول منظمی پیروی نمی‌کند، اما این کاهش نابرابری محسوس است. این کاهش به‌دلیل کاهش سهم دهک‌های بالاتر نسبت به دهک‌های پایین‌تر است. بیشترین مقدار نابرابری مربوط به سال ۱۳۶۹(۰/۴۴۵۷) و کمترین آن مربوط به سال ۱۳۸۲(۰/۳۸۶۷) است، اما بعد از سال ۱۳۸۲ مقداری این شاخص افزایش می‌یابد.

در تخمین لگاریتمی مدل به منظور بررسی رابطه فقر و متغیرهای کلان، متغیر سرانه‌ی فقر به عنوان متغیر وابسته لحاظ گردید. متغیرهای مستقل در مجموع توانسته‌اند که ۶۰٪ از تغییرات متغیر وابسته که همان سرانه‌ی فقر باشد را تبیین کنند. آزمون والد[2] نیز معنی‌دار بودن مدل و درستی رابطه‌ی بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهد که نتایج نشان می‌دهد که برآورد مدل معنی‌دار است. همچنین متغیرهای مستقل ضریب جینی، نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ رشد

1- Generalized Least Squars (GLS)
2- Wald test

اقتصادی و نرخ پس‌انداز مطابق جدول ۱ در مدل معنی‌دار بودند. با توجه به ضرایب تخمین زده شده در این مدل یک درصد تغییر در متغیرهای مستقل ضریب جینی و نرخ مشارکت اقتصادی به ترتیب حدود ۱۳/۲۵ و ۱/۶٪ متغیر وابسته سرانه فقر را افزایش می‌دهند که این نتیجه در مورد مشارکت اقتصادی خلاف انتظار می‌باشد. همچنین یک درصد تغییر در متغیرهای مستقل رشد اقتصادی به مقدار بسیار ناچیزی متغیر وابسته‌ی سرانه‌ی فقر را افزایش می‌دهد. اما از طرفی دیگر یک درصد افزایش در متغیر پس‌انداز حدود ۷/۴٪ متغیر سرانه فقر را کاهش می‌دهد.

برای انتخاب روش تخمین مدل مناسب از آماره‌ی بروش- پاگان استفاده شده است. آزمون بروش- پاگان در داده‌های پانل برای بررسی این نکته است که مدل اقتصادسنجی مناسب برای داده‌های مورد بررسی از نوع Pooled است یا از نوع Panel می‌باشد؟ چنانچه آزمون بروش- پاگان معنی‌دار شود، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر Pooled بودن داده‌ها رد می‌شود و لذا فرضیه‌ی پانل بودن داده‌ها مطرح می‌شود که باید اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی مورد بررسی قرار می‌گرفت. اما از آنجایی که مقدار χ^2 محاسباتی ۰/۴۸ می‌باشد، لذا آزمون بروش- پاگان معنی‌دار نشد و داده‌ها از نوع Pooled هستند که دیگر احتیاجی به بررسی اثرات ثابت و تصادفی نیست.

همچنین زمانی که متغیر شکاف فقر به‌عنوان متغیر وابسته در تخمین مدل قرار داده می‌شود، مطابق جدول ۲ متغیرهای مستقل حدود ۶۴٪ از تغییرات متغیر را تبیین می‌کنند. اما در این حالت علاوه بر متغیر مجازی، متغیر ضریب جینی نیز معنادار نمی‌شود. اما متغیر نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ رشد اقتصادی و نرخ پس‌انداز در مدل معنی‌دار بودند. با افزوده شدن یک درصد به متغیر لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی ۲/۷۵٪ به متغیر شکاف فقر افزوده می‌شود که این نتیجه غیر منطقی و خلاف انتظار می‌باشد. اما مانند مدل قبل باز هم نرخ رشد اقتصادی تغییر بسیار ناچیزی در افزایش متغیر شکاف فقر داشته است. از طرفی افزایش نرخ پس‌انداز شدیدا متغیر وابسته را کاهش می‌دهد. در اینجا هم مقدار χ^2 محاسباتی ۱/۳۲ است و آزمون بروش- پاگان معنی‌دار نشد. لذا در این مدل نیز داده‌ها از نوع Pooled هستند.

اما زمانی‌که متغیر شدت فقر به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود با χ^2 محاسباتی ۵/۹۴ آزمون بروش- پاگان معنی‌دار شد، لذا فرضیه‌ی Pooled بودن رد می‌شود و داده‌ها از نوع پانل هستند. بنابراین باید اثرات گروهی را در نظر گرفت. برای این منظور آزمون هاسمن به کار برده شد و با توجه به اینکه مقدار آماره آزمون ۲/۳۰ بوده و معنی‌دار شده است، باید اثرات ثابت را در نظر گرفت. زمانی که متغیر شدت فقر به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود، مطابق جدول ۳ تبیین‌کننده‌های معنی‌دار در مدل عبارتند از ضریب جینی، نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ پس‌انداز که اینها در مجموع ۵۹٪ از تغییرات متغیر مستقل را تبیین نموده‌اند. افزایش متغیر نرخ پس‌انداز و

نابرابری باعث کاهش در متغیر شکاف فقر شده است. اما افزایش در متغیر نرخ مشارکت اقتصادی متغیر وابسته را افزایش می‌دهد.

زمانی که متغیر سرانه فقر به‌عنوان متغیر مستقل قرار گرفته است، افزایش در نابرابری باعث افزایش فقر شده است. اما زمانی که بحث بر سر شکاف فقر و شدت فقر باشد، مساله کاملا به‌گونه‌ای دیگر رقم می‌خورد. زمانی که لگاریتم شکاف فقر در نظر گرفته شده است، تاثیر نابرابری معنادار نمی‌شود و هنگامی که شدت فقر متغیر وابسته است، افزایش در میزان نابرابری، شاخص فقر را کاهش می‌دهد. در مورد نرخ رشد اقتصادی می‌توان این گونه بیان کرد که افزایش نرخ رشد اقتصادی تاثیر بسیار ناچیز افزایشی بر متغیر و سرانه‌ی فقر و شکاف داشته که این یافته با یافته‌های محققانی از صادقی و مسائلی(۱۳۸۷)، راوالیون(۲۰۰۱)، گائو و همکاران(۲۰۰۹) و غیره مخالف است. زمانی‌که لگاریتم شدت فقر متغیر وابسته می‌باشد، اثر نرخ رشد در تخمین مدل معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین نتایج در مورد نرخ پس‌انداز نیز با نتایج منگ و همکاران(۲۰۰۵) مطابقت دارد که افزایش نرخ پس‌انداز باعث کاهش سرانه فقر می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بررسی متغیرهای اثرگذار بر شاخص فقر و میزان اثرگذاری آن هدف اصلی این تحقیق بوده است که در این میان رشد تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی عمده‌ترین این متغیرها می‌باشند. هنگامی‌که متغیر سرانه‌ی فقر و شکاف فقر به‌عنوان متغیر وابسته لحاظ گردید، متغیرهای مستقل در مجموع توانسته‌اند به ترتیب ۶۰ و ۶۳٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین کنند. این نتایج نشان‌دهنده برازش نسبتا خوب مدل است که می‌توان از آن در سیاست‌گذاری‌ها استفاده نمود. همچنین متغیرهای مستقل ضریب جینی، نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ رشد اقتصادی و نرخ پس‌انداز در مدل معنی‌دار بودند؛ اما متغیر مجازی معنی‌دار نشد. با توجه به ضرایب، بیشترین اثرات مربوط به افزایش در نرخ پس‌انداز است که رابطه‌ی معکوس و معنی‌داری با متغیر وابسته داشته است. یعنی هرچه به میزان پس‌انداز خانوارها افزوده گردد؛ میزان شاخص‌های فقر آنها کاسته می‌شود. از طرفی متغیرهای مستقل ضریب جینی و نرخ مشارکت اقتصادی اثر مستقیم و معنی‌داری با متغیر وابسته‌ی مدل داشته‌اند و به عبارتی باعث افزایش فقر شده‌اند. یعنی با افزایش نابرابری درآمدی شاخص‌های فقر هم زیاد شده‌اند. هرچه توزیع درآمدها نامتعادل‌تر باشد، احتمال فقیر شدن و افزایش فقر خانوارها افزایش می‌یابد. در رابطه با نرخ مشارکت اقتصادی، باید به بیکاری آن توجه کرد و به نظر می‌رسد که این افزایش بیکاری به افزایش فقر منجر شده است. نکته‌ی جالب دیگری که دیده می‌شود این است که افزایش در رشد اقتصادی تاثیر بسیار ناچیزی بر

متغیر وابسته داشته است و آن هم در جهت افزایش فقر بوده است. به عبارتی رشد اقتصادی در دوره برنامه‌های توسعه باعث کاهش فقر نشده است. با توجه به اینکه بافت غالب در روستاهای کشور کشاورزی می‌باشد، می‌توان با گسترش فناوری‌های جدید تولید در بخش کشاورزی در سطح روستاها جهت افزایش تولید در مسیر کاهش فقر گام برداشت. برنامه‌ریزان کشور می‌توانند با اصلاح سیستم پرداخت‌ها و نظام مالیاتی و همچنین تخصیص یارانه‌های پرداختی به کالاهای ضروری برای بهره‌مندی گروه‌های هدف زمینه را برای توزیع درآمد بهتر مهیا گردانند و موجب کاهش فقر گردند. افزایش در نرخ پس‌انداز شدیدا فقر را کاهش می‌دهد. باید سعی بر آن باشد که از طریق ایجاد موسسات مالی در مناطق روستایی باعث تشویق به پس‌انداز روستاییان شود.

فهرست منابع:

۱. باقری، ف.، حیدری، خ. و س. ح. پیمان. ۱۳۸۳. محاسبه‌ی خط فقر در ایران طی سال-های ۱۳۸۲-۱۳۸۰. پژوهشکده‌ی آمار: تهران، ۱۸ ص.

۲. تودارو، مایکل (۱۳۸۶) توسعه اقتصادی در جهان سوم؛ چاپ پانزدهم، ترجمه غلامعلی فرجادی، تهران: انتشارات کوهسار.

۳. جلالی، م. ۱۳۸۵. تجزیه ضریب جینی و کشش درآمدی آن در ایران. روند (نشریه علمی تخصصی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران)، ۱۶ (۴۸): ۴۲-۲۵.

۴. زراءنژاد، م. و ا. انواری. ۱۳۸۴. کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی. فصلنامه‌ی بررسی‌های اقتصادی، ۲ (۴): ۵۲-۲۲.

۵. صادقی، ح.، و ا. مسائلی. ۱۳۸۷. رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با روند فقر در ایران با استفاده از رویکرد فازی. فصلنامه‌ی علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، ۷ (۲۸): ۱۷۲-۱۵۱.

۶. صادقی، ح.، ع. عصاری آرانی، و ظ. جلیلی. ۱۳۸۸. بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی و فقر با رویکرد کششی فقر در ایران طی سال‌های ۱۳۸۳- ۱۳۶۳. فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی. ۵۰: ۱۰۰- ۷۳.

۷. صادقی، ح.، باسخا، م. و و. شقاقی شهری. ۱۳۸۷. رابطه‌ی رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه. فصلنامه‌ی علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، ۹ (۳۳): ۵۵-۷۰.

۸. عبدلی، ق. و و. ورهرامی. ۱۳۸۹. تأثیر بهبود تولیدات کشاورزی بر فقر در بخش روستایی. فصلنامه‌ی پژوهش‌های روستایی، ۱ (۲): ۹۰-۷۳.

۹. فامکار، م. و ر. اکبریان. ۱۳۸۹. بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصاد، ۱ (۱): ۱۸۵-۱۶۱.

۱۰. فطرس، م. ح.، غفاری، ه. و آ. شهبازی، آ.(۱۳۸۹) مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده‌ی نفت. فصلنامه‌ی علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. ۱(۱): ۵۹الی ۷۷.

۱۱. قطمیری، م. ع. و ر. شرافتیان جهرمی. ۱۳۸۶. مقایسه‌ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید در کشورهای در حال توسعه‌ی منتخب با نظام‌های ارزی مختلف: یک رهیافت هم‌جمعی با داده‌های پانل (۲۰۰۴-۱۹۸۱). فصلنامه‌ی بررسی‌های اقتصادی، ۴ (۱): ۵۰-۲۵.

۱۲. کوپاهی. م. ۱۳۹۰. اصول اقتصاد کشاورزی. چاپ سیزدهم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران. ۵۸۷ ص.

۱۳. مرتضوی، س. ا.، سراج زاده، ف. و م. شکوهی. ۱۳۹۰. مطالعه‌ی رابطه‌ی بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی کشور: کاربرد منحنی کوزنتس، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱ (۳): ۱۸۰-۱۶۵.

۱۴. مهرگان، ن. موسایی، م. و رضاکیهانی، ح. (۱۳۸۷) رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران. فصلنامه رفاه اجتماعی. ۷(۲۸): ۵۷ الی ۷۷.

۱۵. مرکز آمار ایران. (۱۳۸۹) طرح درآمد- هزینه خانوار و نتایج آمارگیری نیروی کار برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۸ . www.amar.org.ir

16. Chen, Y. And Turnovsky, S. J. (2010) Growth and inequality in a small open economy. Journal of Macroeconomics, 32 (2): 497–514.
17. Foster, J. E., Greer. J and Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. Econometrica. 52 (3): 761-766.
18. Fosu, A. K. (2010) Does inequality constrain poverty reduction programs? Evidence from Africa. Journal of Policy Modeling. 32 (6): 818–827.
19. Gravier, J. R., Tyrowicz, J. And Kochanowicz, J. (2010) Intra-provincial inequalities and economic growth in China. Economic Systems. 34: 237–258.
20. Goh, C. C., X. Luo and Zhu, N. (2009) Income growth, inequality and poverty reduction: A case study of eight provinces in China. China Economic Review. 20: 485–496.
21. Meng, Xin, Robert. Gregory and Wang, Y. (2005) Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986–2000. Journal of Comparative Economics. 33: 710–729.
22. Pieters, J. (2010) Growth and inequality in India: Analysis of an extended social accounting matrix. World Development, 38 (3): 270- 281.
23. Qin, D., Cagas, M. A., Ducanes, D., Heb, X., Liu, B. and Liu, S. (2009) Effects of income inequality on China's economic growth. Journal of Policy Modeling. 31: 69–86.
24. Ravallion, M. (2001) Growth, inequality, and poverty: Looking beyond the averages. World Development. 29: 1803–1815.
25. Shahbaz, M. (2010) Income inequality-economic growth and non-linearity: A case of Pakistan. International Journal of Social Economics. 8: 613-636.

26. Yaffee, R. (2003) A Primer for Panel Data Analysis; New York University: Information Technology Services. Available at: http: // www.nyu.edu/its/pubs/connect.

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج برآورد مدل عوامل مؤثر بر سرانه فقر

متغیر	ضرایب	t	Sig.
عدد ثابت	-	۳۱/۳	۰/۰۴۳
لگاریتم ضریب جینی	۱۳/۲۵	۲/۶۶	۰/۰۰۸
لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی	۱/۶	۱۳/۹۸	۰/۰۰۱
نرخ رشد اقتصادی	۰/۰۰۰۶۱	۲/۰۸	۰/۰۳۷
نرخ پس‌انداز	-۰/۷۴۸	-۲۰/۷۷	۰/۰۰۱

R2 =۰/۶۰ Wald chi2 =۴۴۱/۴۲ Prob > chi2 = ۰/۰۰۱

جدول ۲- نتایج برآورد مدل عوامل مؤثر بر شکاف فقر

متغیر	ضرایب	t	Sig.
عدد ثابت	-	۳/۸۸	۰/۰۰۱
لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی	۲/۷۵	۱۶/۹۶	۰/۰۰۱
نرخ رشد اقتصادی	۰/۰۰۰۸۷	۲/۱۰	۰/۰۳۶
نرخ پس‌انداز	-۱/۸۶	-۲۲/۰۴	۰/۰۰۱

R2 =۰/۶۳۹ Wald chi2 =۵۲۰/۴۷ Prob > chi2 = ۰/۰۰۱

جدول ۳- نتایج برآورد مدل عوامل مؤثر بر شدت فقر با روش اثرات ثابت

متغیر	ضرایب	t	Sig.
عدد ثابت	-	۵/۳۵	۰/۰۰۱
لگاریتم ضریب جینی	-۲۱/۳۷	-۲/۱۴	۰/۰۳۴
لگاریتم نرخ مشارکت اقتصادی	۲/۳۴	۶/۱۷	۰/۰۰۱
نرخ پس‌انداز	-۰/۹۲	-۱۱/۲۲	۰/۰۰۱

R2 =۰/۵۹۶ F =۳۱/۱۷ Prob > chi2 = ۰/۰۰۱