

ارائه یک متدولوژی جدید، برای تجزیه تغییرات فقر به دو اثر «رشد» و «توزیع مجدد»*

دکتر وحید محمودی**

چکیده

این مقاله متدولوژی جدیدی برای تجزیه تغییرات فقر به دو اثر «رشد اقتصادی» و «توزیع مجدد» در آمد ارائه می دهد و سپس یک کاربرد تجربی از مدل ارائه شده روی آمار هزینه خانوار نواحی شهری و روستایی ایران ارائه می شود. نتایج مطالعه در ایران نشان می دهد که هر دو اثر «رشد» و «توزیع مجدد» به طور مستقیم در تغییرات فقر سهم بوده اند؛ به عبارتی اثر رشد اقتصادی و کاهش نابرابری هر دو بر روند کاهش فقر مثبت بوده است.

کلیده واژه

فقر / توزیع مجدد / نابرابری / رشد

*- از آقایان پروفسور آنتونی شارکس (دانشگاه اسکس انگلستان) و پروفسور استیفن جینکیتز (دانشگاه اسکس انگلستان) که نسخه های متعددی از مقاله را مطالعه نموده و از پیشنهادهای سازنده آنها بهره مند بوده ام تشکر می کنم. همچنین از آقایان پروفسور پتر لمبرت (دانشگاه یورک انگلستان)، پروفسور اسفندیار معصومی (دانشگاه تکراس امریکا) و پروفسور سروش زند و کیلی (دانشگاه سنیتی آمریکا) که نسخه مقدماتی این مقاله را مطالعه نموده و از پیشنهادهای خوب آنها بهره مند بوده ام تشکر می شود.

۱- مقدمه

آیا رشد اقتصادی یک راه مؤثر برای کاهش فقر در کشورهای در حال توسعه است؟ تاکنون پاسخ‌های متفاوتی به این سؤال داده شده است. بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد دارند که فقرا از مزیت‌های رشد اقتصادی متنفع نشده‌اند. در مقابل برخی اقتصاددانان و موسسات بین‌المللی نظیر بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول از سیاست‌های اقتصادی رشد‌گرا حمایت می‌کنند، چرا که اعتقاد دارند این گونه سیاست‌ها خلق‌کننده فرصت‌های اقتصادی برای فقرا و در نتیجه ارتقاءدهنده درآمد آنها می‌باشد. آنها همچنین تأکید دارند که الگوی رشد نقش مهمی در تعیین اثر رشد بر فقر بازی می‌کند (بانک جهانی، ۱۹۹۰). از نقطه نظر تجربی، رابطه بین رشد اقتصادی و تغییرات فقر به‌طور کامل تبیین نشده است. تجربه برخی سیاست‌های اقتصادی کشورهای در حال توسعه حکایت دارد از آن که رشد درآمد گروه‌های فقیر به‌طور معمول پایین‌تر از رشد متوسط درآمد جامعه است (کاکوانی، ۱۹۹۳).

تجزیه تغییرات فقر به دو اثر «رشد» و «توزیع مجدد» می‌تواند در تعیین رابطه رشد و فقر حائز اهمیت باشد. به‌عنوان یک موضوع تجربی، برای فهم اثر رشد و توزیع مجدد بر تغییرات مشاهده شده فقر، اثرات جداگانه رشد و درآمد متوسط بر فقر ضروری است.

نویسنده‌های متعددی روی این موضوع کار کرده و روش‌هایی را ارائه نموده‌اند. نگاه کنید به کاکوانی و ساباراو (۱۹۹۰)^۱، دت و راولیون (۱۹۹۲)^۲، کاکوانی (۱۹۹۳) و تیسو (۱۹۹۶)^۳. باوجودی که روش دت - راولیون در مطالعات تجربی بی‌شماری به کار گرفته شده است ولی این روش از ضعف‌های زیادی می‌برد: اولاً: در این متدولوژی اثرات رشد و توزیع مجدد نسبت به سال شروع و پایان تجزیه فقر متقارن نیست. دوم این‌که، روش تجزیه مطرح شده دقیق نیست و دارای جزء سوم «باقیمانده» نیز هست (برای توضیح جزئیات این روش به بخش بعدی

۱- این روش حداقل دارای دو اشکال جدی است: ۱- همانند روش دت و راولیون نسبت به سال مرجع متقارن نیست. ۲- در واقع نابرابری (توزیع مجدد) وقتی قابل تخمین است که منحنی لورنز تغییر نماید ولی میانگین درآمد ثابت باشد و روش فوق تأمین‌کننده این شرط نمی‌باشد.

۲- راولیون (۱۹۹۴ا) به‌طور متقاعدکننده‌ای نشان می‌دهد وقتی تغییرات فقر قابل توجه باشد این روش کارایی ندارد و منجر به خطای زیادی می‌شود. دلیل آن از این حقیقت ناشی می‌شود که شاخص‌های فقر غیر خطی هستند و می‌توانند در جهت متفاوتی تغییر نمایند که این ضرورتاً با فرض کاکوانی هم‌خوانی ندارد.

۳- این روش صرفاً شاخص وت (Watt) را تجزیه می‌کند. می‌توان نشان داد که شاخص وت تنها وقتی قابل تجزیه بین میانگین و توزیع مجدد است که همه افراد فقیر باشند (در صورتی که در عمل چنین نیست).

مقاله رجوع کنید). یک روش تجزیه مطلوب یک ابزار اندازه گیری است که دقیقاً مجموع سهم عوامل تعیین کننده فقر را به تغییرات کل فقر جمع می زنند؛ به عبارتی با عنایت به متون فقر یک روش تجزیه فقر دقیق روشی است که مجموع درصد سهم عاملهای اثر گذار آن برابر با ۱۰۰ باشد. بر خلاف روشهای گذشته، این مقاله متدولوژی ساده جدیدی برای تجزیه فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد ارائه می دهد و در انتها از این روش برای تشریح عاملهای پایه ای اثر گذار بر وضعیت فقر در ایران استفاده خواهد شد.

۲- تجزیه برابری - رشد تغییرات فقر

فرض کنید در آمد x ، تابع توزیع تجمعی در آمد $F(x)$ و منحنی لورنز $L(F;p)$ باشد. اگر $L'(p)$ نشانگر شیب منحنی لورنز باشد، می توانیم بنویسیم:

۱- منحنی لورنز، که به طور گسترده ای جهت نشان دادن و تجزیه و تحلیل برآورد توزیع درآمد و ثروت استفاده می شود، به صورت رابطه بین نسبت تجمعی جمعیت (واحدهای درآمد) و نسبت تجمعی درآمدهای دریافت شده بوسیله آنها وقتی که جمعیت بر حسب درآمد در یافتی به صورت صعودی مرتب شده باشد تعریف می شود. فرض کنید درآمد (X) مربوط به یک فرد، متغیری تصادفی است با تابع چگالی احتمال $f(x)$. در این صورت خواهیم داشت:

$$F(x) = \int_0^x xf(x)dx \quad (1)$$

به طوری که $F(x)$ به عنوان نسبت افرادی که دارای درآمدی کمتر یا برابر با x هستند می شود: که بین ۰ و ۱ تغییر می کند. به علاوه با فرض داشتن میانگین توزیع، μ ، در آن صورت گشتاور مرتبه اول تابع توزیع x به صورت قابل تعریف است:

$$F_1(x) = \frac{1}{\mu} \int_0^x xf(x)dx \quad (2)$$

به طوری که همچنین $F_1(x)$ بین ۰ تا ۱ تغییر می نماید. همین طور از $F_1(x)$ به عنوان سهم نسبی درآمد کل افرادی که درآمدی کمتر یا برابر با x دارند تعبیر می شود. اگر تابع $f(x)$ تابعی پیوسته باشد، در آن صورت با مشتق گیری از رابطه (۲)، $F_1(x)$ خواهیم داشت:

$$\frac{dF_1(x)}{dx} = \frac{xf(x)}{\mu} \quad (3)$$

که دلالت دارد بر اینکه $F_1(x)$ یک تابع تبدیل یکنواخت غیر نزولی از x است. منحنی لورنز رابطه بین متغیرهای $F(x)$ و $F_1(x)$ و به وسیله معکوس توابع (۱) و (۲) بدست می آید. با بهره گیری از رابطه ۲ و ۳ بالا شیب منحنی لورنز خواهد بود:

$$L'(P) = \frac{dF_1}{dF} = \frac{x}{\mu} \quad (4)$$

که برای مقادیر مثبت درآمد همیشه مثبت است.

$$x = F^{-1}(p) = \mu L'(p) \quad (1)$$

به طوری که μ میانگین درآمد است. ارزیابی یا تخمین تابع توزیع در مرز خط فقر^۱ نشانگر شاخص معروف نرخ فقر (P_0)^۲ است. بنابراین به عنوان یک مورد خاص از معادله (۱) اگر سطحی از درآمد (x) را به عنوان خط فقر (z) در نظر بگیریم می توانیم بنویسیم:

$$L'(P_0) = \frac{z}{\mu} \quad (2)$$

از معادله (۲) معلوم می شود که هر گونه تغییر در نرخ فقر P_0 مرتبط به تغییر منحنی لوزنر $L(F;p)$ و میانگین درآمد μ است. بنابراین یک شاخص جمع پذیر کلی، می توان فقر را به طور عام به صورت زیر بیان نمود:

$$\begin{aligned} P(F; z) &= P(L_F, \mu_F, z) & (3) \\ &= \tilde{P}(L_F, \delta \mu_F, \delta z) & \text{by scale invariance}^3 \\ &= \tilde{P}(L_F, 1, \frac{z}{\mu_F}) & \forall \delta = 1/\mu_F \\ &= \tilde{P}(L_F, \frac{z}{\mu_F}) \end{aligned}$$

به طوری که z خط فقر مطلق، μ_F میانگین درآمد سرانه و L_F علامت جبری منحنی لوزنر است. بنابراین با عنایت به آنچه گفته شد معادله (۳) نشانگر این است که سه عنصر خط فقر مطلق، میانگین درآمد و توزیع مجدد (منحنی لوزنر) در تعیین میزان و تغییرات فقر سهیم هستند. لذا با عنایت به ثابت فرض نمودن خط فقر (z) تغییرات فقر در طول یک دوره ناشی از تغییرات در منحنی لوزنر و یا میانگین درآمد است.

دت و روالیون (۱۹۹۲) نشان دادند که تجزیه تغییرات فقر بین دو زمان مشخص (۲ و ۱) می تواند به صورت جمع جزء رشد (ΔP^G)، جزء توزیع مجدد (ΔP^R) و جزء باقیمانده (یا جزء خطا)^۱ (e) نوشته شود:

1- An Aggregate Additive Poverty Measure.

۲- شاخص نرخ فقر (Headcount ratio) درصد افرادی که زیر خط فقر هستند را نشان می دهد.

۳- اصول موضوعه (Axiom) تغییرناپذیری مقیاس (Scale invariance) به صورت زیر قابل بیان است:

$(\lambda x; \lambda z) = P(x; z)$

برای تمامی $\lambda > 0$

$$\Delta P = P(z/\mu_v; L_v) - P(z/\mu_1; L_1) = [P(z/\mu_v; L_1) - P(z/\mu_1; L_1)] + [P(z/\mu_1; L_v) - P(z/\mu_1; L_1)] + \text{Residual} = \Delta P^G + \Delta P^R + e \quad (4)$$

به طوری که سال اول به عنوان نقطه شروع یا مرجع انتخاب شده است. برای انجام این تجزیه، دت و روالیون (۱۹۹۲) با استفاده از شکل پارامتریک منحنی لورنز فرمول‌هایی را برای مجموعه شاخص فوستر، گریر و توریک (P_α) معرفی نمودند. چندین شیوه برای مشخص نمودن شکل پارامتریک منحنی لورنز وجود دارد. مدل بتا ارائه شده توسط کاکوانی (۱۹۸۰b) و مدل عمومی کوادراتیک (GQ) ارائه شده توسط ویلاسور و آرنولد (۱۹۸۹) دو مثال در این رابطه است که دت و روالیون در مدل خود از آنها استفاده نموده‌اند.^۲

در اینجا این سوال مطرح است که آیا اصولاً در مدل تجزیه فقر نیازی به جزء «باقیمانده» وجود دارد یا خیر؟ با رجوع به ادبیات فقر، شاخصی قابل تجزیه است که حتماً جمع‌پذیر باشد. به عبارتی باید جمع درصد سهم عامل‌های مؤثر صد (۱۰۰) شود، بنابراین یک تفسیر این است که «جزء باقیمانده» بیانگر اجزاء تفکیک نشده در مدل تجزیه فقر است. در واقع جزء «باقیمانده» در مدل دت - روالیون نشانگر ناتوانی آن مدل برای تفکیک کامل دو اثر «رشد» و «توزیع مجدد» است؛ یعنی این مدل قدرت جمع تمامی امکان‌های تجزیه را در یک فرمول واحد ندارد و در نتیجه به انتخاب سال مرجع حساس است.

برای مثال، اگر یک عدد از جزء «توزیع مجدد» از نتایج جدول ۶ مقاله دت - روالیون (۱۹۹۲)؛ یعنی ۱/۹۵- برداریم که جزء باقیمانده مربوط آن ۱/۵۴ است. با استفاده از زیرنویس ۳ مقاله مذکور به راحتی می‌توان در این حالت جزء توزیع مجدد را موقعی که ما به جای سال پایه، سال آخر را به عنوان مرجع انتخاب کنیم به دست آورد (۰/۵۴-). بنا به اینکه کل تغییر در سطح فقر ۱/۲۰- است به راحتی این مثال نشان می‌دهد که جزء توزیع مجدد به انتخاب تابع توزیع سال مرجع حساس است. همین‌طور هیچ دلیل محکمی که ما باید حتماً توزیع اولیه را به عنوان توزیع مرجع انتخاب کنیم وجود ندارد. برای خلاصی از این مشکل، یک راه ممکن این است که تجزیه را با لحاظ یکبار سال اول و یکبار سال آخر به عنوان مرجع انجام دهیم و بعد متوسط این دو بار محاسبه را مبنا قرار دهیم که در این صورت خود به خود جزء

۱- «جزء باقیمانده» تفاضل بین جزء رشد (توزیع مجدد) تخمین زده شده منحنی‌های لورنز (میانگین درآمد) توزیع سال اول و توزیع سال آخر توزیع است.

۲- نگاه کنید به دت و روالیون، پیشین.

«باقیمانده» حذف می‌شود. در این صورت می‌توان با عنایت به معادله (۴)، تغییرات فقر بین دو زمان ۱ و ۲ را به صورت زیر بیان نمود:

$$\Delta P = P(z/\mu_2 : L_2) - P(z/\mu_1 : L_1) = \frac{1}{\psi} [G(\nu, \tau, \tau_1) + G(\nu, \tau, \tau_2)] \quad (5)$$

$$+ \frac{1}{\psi} [R(\nu, \tau, \tau_1) + R(\nu, \tau, \tau_2)] = \Delta P^G + \Delta P^R$$

به طوری که π اشاره به زمانهای مرجع و توابع G و R به ترتیب جزء رشد و توزیع مجدد است. معادله (۵) به راحتی بیانگر این است که ما فقط دو جزء داریم، اگر اینطور باشد در این صورت لزومی ندارد که درگیر شکل تابعی پیچیده شاخص فقر که توسط دت و روالیون پیشنهاد شده است بشویم (به خاطر طولانی بودن این شاخص‌ها از ذکر آن در این مقاله خودداری نموده‌ایم).

۳- یک رویکرد جدید

شاخص‌های فقر که به طور معمول مورد استفاده قرار می‌گیرند عبارتند از شاخص «نرخ فقر» (P_0)، شاخص شکاف فقر (P_1)^۱ و شاخص حساسیت، توزیع (P_2)^۲ است. هر سه این شاخص‌ها را می‌توان به وسیله توزیع تراکمی درآمد و یک خط فقر تعریف نمود.^۳ لذا با توجه به رابطه بین تابع توزیع درآمد و شاخص‌های فقر، تکیه بر تابع توزیع برای انجام تجزیه تغییرات فقر از

1- Poverty Gap Ratio.

2- Distribution Sensitive Measure.

۳- دسته جمع‌پذیر شاخص فقر فوستر، گریو و توربک (۱۹۸۴) را می‌توان در شکل پیوسته به صورت زیر بیان کرد:

$$P_{\alpha}(F; z) = \frac{1}{z^{\alpha}} \int_0^{F(z)} [z - f^{-1}(p)] dp \quad \alpha \geq 1$$

به طوری که α بیانگر میزان حساسیت به فقر در میان فقرا است. وقتی این پارامتر مساوی صفر است، شاخص کلی فقر بالا نشانگر شاخص «نرخ فقر» P_0 است: درصد افرادی که درآمد آنها زیر خط فقر است. شاخص نرخ فقر کاملاً به تفاوت‌های شکاف فقر غیر حساس است. برای رفع این مشکل (عدم توجه به شکاف فقر)، کافی است α را برابر یک فرض نماییم، در این صورت به شاخص «شکاف فقر» P_1 دست می‌یابیم که در واقع نرمال شده مجموع کمبودهای فقر است. هر دوی این شاخص‌ها (نرخ فقر و شکاف فقر) نسبت به توزیع میان فقرا غیر حساس هستند. اگر α را برابر ۲ فرض نماییم این مشکل نیز حل می‌شود. این شاخص را شاخص حساسیت-توزیع می‌نامیم. این شاخص به درآمد پائین‌تر میان فقرا وزن بیشتری می‌دهد.

شفافیت و قابلیت تفسیر بهتر و قابلیت تجربی آسان‌تری نیز برخوردار است. این روش به سادگی با مفاهیم پایه‌ای دیگر نظیر رویکرد «سلطه تصادفی»^۱ نیز مرتبط است.^۲

در اینجا قصد داریم یک رویکرد بدیل برای تجزیه تغییرات فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد مبتنی بر تابع توزیع تراکمی درآمد معرفی نماییم. فرض کنید تابع توزیع و خط فقر را در زمان t به ترتیب F_t و z_t نشان دهیم؛ به طوری که $F_t(x)$ نشانگر درصد افراد با درآمد کمتر یا مساوی x است. تغییر در شاخص فقر را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\Delta P = P(F_t; z) - P(F_1; z) \quad (6)$$

در اینجا فرض بر این است که درآمد به شکل واقعی است (درآمد واقعی) و خط فقر در هر دو زمان با همدیگر برابر هستند ($z_1 = z_2 = z$). فرض کنید که اثر «رشد» از نسبت تغییر در میانگین درآمد به دست می‌آید. اگر همه درآمدها در دوره اول برابر با $\mu_1 / \mu_2 = \lambda$ افزایش یابد، به طوری که μ_2 و μ_1 میانگین درآمد در دوره اول و دوم است، در آن صورت می‌توانیم یک منحنی توزیع میانی جدید (F_1^*) ایجاد نماییم (نگاه کنید به شکل ۱). فرض کنید که توزیع اولیه F_1 (با میانگین μ_1) به صورت توزیعی خنثی به سمت راست انتقال پیدا کند، در این صورت توزیع جدیدی (F_1^*) با میانگین μ_2 و میانگین F_2 خواهیم داشت. بنا به اینکه F_2 و F_1^* دارای میانگین واحدی هستند، منحنی‌های مربوطه همدیگر را قطع می‌کنند. اکنون با داشتن (F_1^*) و خط فقر z (یا به طور معادل $\frac{z}{\lambda}$ که از تقسیم خط فقر به فاکتور رشد به دست می‌آید) نرخ فقر H^* را خواهیم داشت. در این حالت اثر «رشد» برابر است با $H^* - H_1$ و اثر توزیع برابر است با $H^2 - H^*$ ، بنابراین می‌توان نوشت:

$$F_1^*(\lambda x) = F_1(x) \quad (7) \quad \text{برای تمامی } x \text{ ها}$$

$$F_1^*(x) = F_1\left(\frac{x}{\lambda}\right)$$

یا به طور معادل

به طوری که F_1^* توزیع F_1 است که به سطح میانگین برابر با توزیع F_2 افزایش (scaled up) یافته است. بنابراین، تغییر فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد را می‌توان به صورت

1- Stochastic Dominance Approach.

۲- برای توضیحات لازم در خصوص رویکرد «سلطه تصادفی» نگاه کنید به محمودی (۱۳۸۱).

زیر تجزیه نمود:

$$\Delta P = \Delta P^G + \Delta P^R = [P(F_1^*; z) - P(F_1; z)] + [P(F_2; z) - P(F_1^*; z)] \quad (8)$$

سؤالی که در اینجا ممکن است مطرح شود این است که آیا تابع توزیع تراکمی (CDF) قادر به نشان دادن اثر توزیع مجدد هست؟ می‌دانیم که منحنی لورنز انتگرال نرمال شده به وسیله میانگین (mean-normalised) معکوس تابع توزیع است:

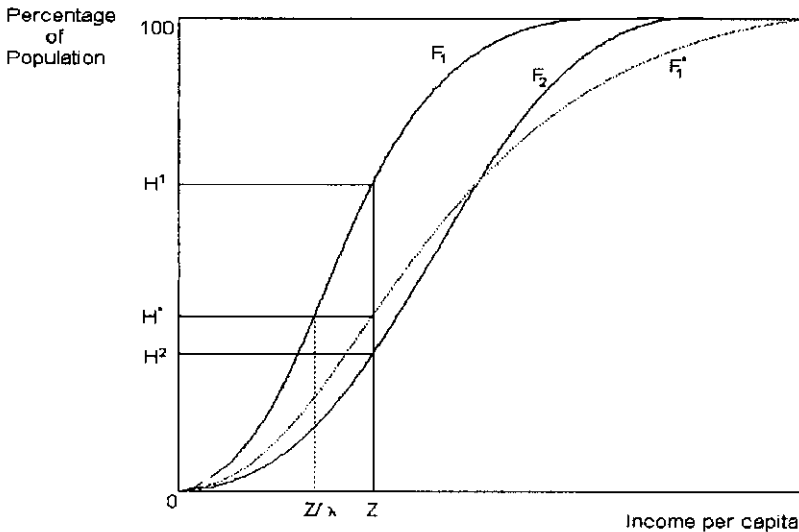
$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p F^{-1}(\Pi) d\Pi \quad (9)$$

بنا به اینکه F_2 و (F_1^*) دارای میانگین مشابه μ_1 هستند، در نتیجه می‌توان نوشت:

$$\mu_2 [L_2(p) - L_1^*(p)] = \int_0^p [F_2^{-1}(\Pi) - F_1^{*-1}(\Pi)] d\Pi \quad (10)$$

معادله بالا نشان می‌دهد که توزیع مجدد درآمد (منحنی لورنز) وقتی که میانگین ثابت فرض شود، کاملاً به وسیله CDF توضیح داده می‌شود. در این خصوص نگاه کنید به اتکینسون (۱۹۷۰) و شارکس (۱۹۸۳). در اینجا ما در واقع برای رهایی از جزء باقیمانده (residual) آنرا

شکل ۱ - تجزیه رشد - توزیع تغییرات فقر مبتنی بر تابع توزیع تراکمی



با جزء توزیع مجدد جمع نموده‌ایم، کاری که کاکوانی و سابارو (۱۹۹۰) انجام داده‌اند. اثر توزیع مجدد (نابرابری) به وسیله تغییر در فقر وقتی که منحنی لورنز تغییر یافته اما میانگین درآمد ثابت فرض شده است قابل محاسبه می‌باشد. بر عکس روش کاکوانی و سابارو، روش حاضر تأمین‌کننده این شرط است.

برای نشان دادن حالت خاصی از این روش اجازه بدهید که بر شاخص «نرخ فقر» تمرکز کنیم. تغییر در نرخ فقر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta H = H(F_1; z_1) - H(F_1; z_2) = F_1(z_1) - F_1(z_2) \quad (11)$$

در این صورت، تغییر در شاخص «نرخ فقر» مربوط به اثر رشد (ΔH^G) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta H^G = H(F_1^*; z) - H(F_1; z) \quad (12)$$

$$= F_1^*(z) - F_1(z) = F_1(z/\lambda) - F_1(z)$$

$$= F_1(z\mu_1/\mu_2) - F_1(z)$$

به‌طور مشابه، سهم اثر توزیع مجدد (ΔH^R) را روی تغییر شاخص نرخ فقر را نیز می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta H^R = H(F_1; z) - H(F_1^*; z) \quad (13)$$

تحلیل ما تاکنون بر فرض مرجع بودن F_1 متکی بود و اثر رشد را افزایش درصدی در کل درآمد فرض کردیم. فرض کنید F_2 به‌عنوان توزیع مرجع انتخاب شود و اثر رشد را کاهش درصدی در کل درآمد فرض نماییم. در این حالت، اگر همه درآمدها به نسبت به اندازه λ کاهش یابد، در این صورت تابع توزیع جدیدی بنام (F_2^*) خواهیم داشت:

$$F_2^*(x/\lambda) = F_2(x) \quad \text{برای تمامی } x \text{ ها} \quad (14)$$

$$F_2^*(x) = F_2(\lambda x) \quad \text{یا به‌طور معادل}$$

به‌طوری‌که (F_2^*) همان توزیع F_2 است که به اندازه میانگین مشابه توزیع F_1 کاهش (Scaled down) یافته است. در این حالت می‌توان تغییرات فقر را به صورت زیر تجزیه نمود:

$$\Delta P = \Delta P^G + \Delta P^R \quad (15)$$

$$= [P(F_2; z) - P(F_2^*; z)] + [P(F_2^*; z) - P(F_1; z)]$$

بنابراین، دو حالت برای تجزیه فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد وجود دارد: یکی انتخاب توزیع اول به‌عنوان توزیع مرجع و دوم انتخاب توزیع آخر به‌عنوان توزیع مرجع. برای اجتناب

از مواجهه با چنین مشکلی می‌توانیم متوسط معادله ۸ و ۱۵ را مبنا قرار دهیم، در این صورت تمامی امکانها یا شقوق تجزیه در یک فرمول واحد جمع می‌شود و لزومی به مرجع قرار دادن توزیع F_1 یا F_2 نیست. بنابراین سهم رشد و توزیع مجدد روی تغییرات فقر را می‌توان به صورت زیر نوشت^۱:

$$\Delta P^G = \frac{1}{\gamma} [P(F_1^*; z) - P(F_1; z) + P(F_2; z) - P(F_2^*; z)] \quad (۱۶)$$

$$\Delta P^R = \frac{1}{\gamma} [P(F_2; z) - P(F_1^*; z) + P(F_2^*; z) - P(F_1; z)]$$

یا به طور معادل

$$\Delta P^G = \frac{1}{\gamma} [P(z/\mu_2, L_1) - P(z/\mu_1, L_1) + P(z/\mu_2, L_2) - P(z/\mu_1, L_2)]$$

$$= \frac{1}{\gamma} [G(\gamma, \gamma, r_1) + G(\gamma, \gamma, r_2)]$$

$$= \frac{1}{\gamma} [P(F_1; z/\lambda) - P(F_1; z) + P(F_2; z) - P(F_2; \lambda z)]$$

که $\lambda = \mu_2 / \mu_1$ به طوری که

$$\Delta P^R = \frac{1}{\gamma} [P(z/\mu_2, L_2) - P(z/\mu_2, L_1) + P(z/\mu_1, L_2) - P(z/\mu_1, L_1)]$$

$$= \frac{1}{\gamma} [R(\gamma, \gamma, r_1) + R(\gamma, \gamma, r_2)]$$

معادله بالا دقیقاً مشابه معادله (۵) است اما در نحوه استخراج (به طور نهادی جزء باقیمانده در مدل وجود ندارد) و کاربرد آنها (نیازی به استفاده از فرم پارامتریک منحنی لورنز برای اجرای روش نیست) تفاوت وجود دارد.

۱-۳- تجزیه فقر در یک مورد خاص

در اینجا یک فرم پارامتریک خاص منحنی لورنز را در نظر می‌گیریم و با توجه به آن تجزیه فقر را انجام می‌دهیم. پیرو کاکوانی (۱۹۹۳) تغییرات منحنی لورنز را می‌توان به صورت معادله (۱۷) نوشت:

$$L_\gamma(p) = L_1(p) - \gamma[p - L_1(p)] \quad (۱۷)$$

۱- شارکس (۱۹۹۹) به استفاده از ارزش شیلی (Shapley Value) از رویکرد متوسط‌گیری دفاع نموده است.

اگر $\gamma > 0$ باشد نشانگر یک انتقال رو به پائین (رو به بالا) منحنی لورنز است که حکایت از نابرابری بالاتر (پائین تر) دارد. کاکوانی استدلال می کند که γ برابر با تغییر درصدی شاخص ضریب جینی است. اگر $\gamma = 0.01(-0.01)$ باشد، بیانگر این است که شاخص جینی یک درصد افزایش (کاهش) یافته است.

شیب منحنی لورنز تابع توزیع نهایی در سطح خط فقر را می توان چنین بیان کرد:

$$L_{\gamma}'(H^{\gamma}) = \frac{z}{\mu^{\gamma}} \quad (18)$$

با مشتق گیری از معادله ۱۸ نسبت به p در سطح $P=H^{\gamma}$ خواهیم داشت:

$$L_{\gamma}'(H^{\gamma}) = L_1'(H^{\gamma}) - \gamma[1 - L_1'(H^{\gamma})] \quad (19)$$

برای منحنی لورنز $H, L_1(p)$ درصد افرادی است که درآمد آنها کمتر یا مساوی z است

به طوری که $L_1'(H^*) = \frac{z}{\mu}$. با جایگزینی H^{γ} بجای H در این معادله، در این صورت z باید به سطح جدید z^* تغییر یابد. در این حالت خواهیم داشت:

$$L_1'(H^{\gamma}) = \frac{z^*}{\mu} \quad (20)$$

با جایگزینی معادلات (۱۸) و (۲۰) در معادله (۱۹) خواهیم داشت (کاکوانی ۱۹۹۳):

$$z^* = \frac{z + \gamma \mu}{(1 + \gamma)} \quad (21)$$

بنابراین معادله (۸) را می توان به صورت معادله (۲۲) مجدد بازنویسی کرد:

$$\Delta P = [P(F_1^*; z) - P(F_1; z)] + [P(F_1^*; z^*) - P(F_1^*; z)] + \text{Residual} \quad (22)$$

به طور مشابه در حالتی که از توزیع نهایی شروع کنیم معادله (۸) را می توان به صورت زیر

دوباره بازنویسی کرد:

$$\Delta P = [P(F_1; z) - P(F_1^*; z)] + [P(F_1^*; z) - P(F_1; z^{**})] + \text{Residual} \quad (23)$$

به طوری که

$$z^{**} = \frac{z + \gamma \mu_1}{(1 + \gamma)} \quad (24)$$

اجزاء باقیمانده در معادله (۲۲) و (۲۳) وقتی فقط ناپدید می‌شوند که تغییرات منحنی لورنز در طول دوره ثابت فرض شود. در این حالت، تمامی تغییرات ناشی از اثر رشد خواهد بود. بنابراین، وقتی که تغییری در توزیع (ناابرابری) رخ نداده است جزء باقیمانده‌ای هم وجود نخواهد داشت. در این صورت می‌توانیم نتیجه‌گیری کنیم که جزء باقیمانده که در معادله (۲۲) و (۲۳) ظاهر شده نیز بخشی از جزء توزیع مجدد (ناابرابری) است که نتوانسته به‌طور کامل توسط شکل خاص منحنی لورنز ارائه شده در معادله (۱۷) توضیح داده شود. چرا که نابرابری در توزیع می‌تواند به حالت‌های بی‌شماری تغییر نماید. به هر حال، اجزاء باقیمانده در معادلات بالا مبهم هستند و لذا معادلات (۲۲) و (۲۳) رد می‌شوند.

تا اینجای بحث متقاعد شده‌ایم که تجزیه فقر به دو عنصر (رشد و توزیع مجدد) یک چارچوب تکنیکی را به دست می‌دهد که نیازی به جزء باقیمانده ندارد. این مسئله در معادله (۱۶) که متوسط حالت استفاده از یکبار F_1 و یک بار F_2 به عنوان توزیع مرجع است بیان شده است. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که معادله (۱۶) یک فرمول تجزیه ساده است که می‌تواند در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گیرد.

۳-۲- ارائه روش عرضه شده در چارچوب بحث کشش (Elasticity-Based)

در این قسمت می‌خواهیم فرایند تجزیه ارائه شده را به شیوه دیگری (یعنی با استفاده از بحث کشش) توضیح دهیم. کاهش در میزان فقر بستگی به این دارد که فقرا در چه فاصله‌ای از خط فقر قرار گرفته‌اند. اگر آنها نزدیک خط فقر متمرکز شده باشند، افزایش در درآمد آنها اثر قابل توجهی روی فقر دارد تا اینکه آنها با فاصله زیادی از خط فقر پراکنده باشند. از این رو شیب تابع توزیع در سطح خط فقر یکی از تعیین‌کننده‌های مهم شیوع فقر است. به عبارت دیگر چون چگالی افراد نزدیک خط فقر به‌طور کلی بالاست، ما می‌توانیم انتظار داشته باشیم که فقر به میزان بالایی نسبت به تغییرات خط فقر حساس باشد. اگر شیب توزیع کمتر تند باشد نشانگر این است که افراد کمی نزدیک خط فقر قرار دارند. در این حالت، افزایش یکسان در درآمدها فقط تعداد کمی از افراد را به بالای خط فقر منتقل می‌کند و کاهش در میزان فقر (نرخ فقر) خیلی کم خواهد بود (بانک جهانی ۱۹۹۰).

با استفاده از شیب تابع توزیع به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده تغییرات فقر و با فرض ثابت بودن تابع توزیع، می‌توانیم تغییر در شاخص "نرخ فقر" را به‌صورت زیر بنویسیم:

$$dH = F'(z)dz$$

(۲۵)

و کشش نرخ فقر با توجه به خط فقر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\eta_H = \frac{dH}{dz} \cdot \frac{z}{H} \quad (26)$$

یاد آوری می‌شود که معادله (۱۲) به ما اجازه می‌داد که برای محاسبه اثر میانگین درآمد بر فقر صرفاً روی تابع توزیع اول تمرکز داشته باشیم. بنابراین با استفاده از معادلات (۲۵) و (۲۶) می‌توان آن قسمت تغییرات شاخص نرخ فقر که ناشی از عامل رشد است را به صورت زیر نمایش داد^۱:

$$\begin{aligned} \Delta H^G &\approx \left(z - \frac{z}{\lambda}\right) F'_1(z) & (27) \\ &= \frac{\lambda-1}{\lambda} \eta_{H^1} H(F_1; z) \\ &= \frac{\mu_2 - \mu_1}{\mu_2} \eta_{H^1} H(F_1; z) \end{aligned}$$

به طوریکه η_{H^1} کشش شاخص «نرخ فقر» $(F_1(z))$ نسبت به خط فقر است. λ نیز قبلاً تعریف شده است. به طور مشابه با شروع از تابع توزیع F_2 و کسر اثر رشد خواهیم داشت:

$$\Delta H^G \approx (\lambda - 1) F'_2(z) z \quad (28)$$

۱- برای درک واضح‌تر از چگونگی استخراج فرمول (۲۷) از معادله (۲۵) داریم:

$$\Delta H = F'(z) \cdot \Delta z$$

با توجه به معادله (۱۶) برای محاسبه عامل «رشد» تغییر خط فقر برای حالت افزایش (Scaled up) برابر خواهد بود با

$$\Delta z = z - \frac{z}{\lambda}$$

بنابراین برای محاسبه سهم عامل «رشد» خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \Delta H^G &= \left(z - \frac{z}{\lambda}\right) \cdot f'(z) & (\text{الف } 27) \\ &= \left(\frac{\lambda-1}{\lambda}\right) z f'(z) \end{aligned}$$

از طرف دیگر از معادله (۲۶) داریم

$$\begin{aligned} \eta_H &= \frac{dH}{dz} \cdot \frac{z}{H} = F'(z) \cdot \frac{z}{H} & (\text{الف } 26) \\ z f'(z) &= \eta_H \cdot H \end{aligned}$$

با جایگزینی معادله (۲۶ الف) در (۲۷ الف) و جایگزینی $\frac{\mu_2}{\mu_1}$ به جای λ معادله (۲۷) به دست می‌آید.

$$= \frac{\mu_2 - \mu_1}{\mu_1} \eta_{H^2} H(F_1; z)$$

به طوری که η_{H^2} کشش شاخص "ترخ فقر" $(F_1(z))$ نسبت به خط فقر است. به طور مشابه، این رویکرد را می‌توان به کل دسته شاخص‌های P_α تعمیم داد. مشابه (۲۷)، با نرمالیز نمودن "منحنی کسری فقر" با خط فقر (z) و منحنی شدت فقر با $\frac{z^2}{\mu_1}$ ، می‌توانیم سهم اثر رشد روی تغییرات شاخص فقر P_α را به صورت زیر نمایش دهیم:

$$\Delta P_\alpha^G = \frac{\mu_2 - \mu_1}{\mu_1} \left[\frac{1}{\mu_2} \eta_{P_{\alpha,1}} P_\alpha(F_1; z) + \frac{1}{\mu_1} \eta_{P_{\alpha,2}} P_\alpha(F_2; z) \right] \quad (29)$$

به طوری که η_{P_α} کشش P_α نسبت به خط فقر است. یادآور می‌شود که معادله (۲۹) متوسط دو تجزیه (یکی مبنا قرار دادن توزیع اول به عنوان مرجع و حالت دیگر مبنا قرار دادن توزیع دوم به عنوان مرجع) است.

۴- کاربرد تجربی مدل ارائه شده روی ایران

در این قسمت با بکارگیری متدولوژی ارائه شده در مقاله و با استفاده از آمار هزینه خانوار تهیه شده توسط مرکز آمار ایران می‌خواهیم بر میزان تأثیرپذیری رشد و نابرابری بر تغییرات فقر در طول برنامه پنج ساله اول نگاهی داشته باشیم.

۴-۱- آمار مورد استفاده و شاخص‌های تعدیل

آمار مورد استفاده، آمار ریز هزینه خانوار مربوط به سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ است. توزیع مورد استفاده در این مقاله مخارج تعدیل شده بر اساس نیاز فردی است که ما اصطلاحاً آن را

۱- منحنی کسری فقر (The Poverty Deficit Curve) به صورت ناحیه زیر CDF تعریف می‌شود:

$$D(F; z) = \int_z^{\infty} F(x) dx = z P_1(F; z)$$

منحنی شدت فقر (The Poverty Severity Curve) به صورت ناحیه زیر PDC تعریف می‌شود.

(نگاه کنید به روالیون، ۱۹۹۴b و دیتون، ۱۹۹۷)

$$S(F; z) = \int_z^{\infty} D(x) dx = \frac{1}{2} z^2 P_2(F; z)$$

پنی^۱ می‌نامیم. به عبارتی پنی مخارج تعدیل شده خانوار در میان افراد (با فرض سهم در درون خانوار) است. بنابراین واحد مورد نظر فرد است و نه خانوار و همچنین آمار خام با توجه به تفاوت در ترکیب خانوار و همچنین بعد خانوار تعدیل شده است (برای توضیحات بیشتر مراجعه کنید به Mahmoudi 2000).

بدیهی است علاوه بر تعدیل آمار خام بر اساس نیاز (ترکیب و بعد خانوار)، آنها باید بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) نیز تعدیل شوند. متون موجود در این حوزه حداقل در ایران حکایت از این دارد که شاخص معمولی قیمت مصرف کننده مبنای تعدیل بوده است، در صورتی که این شاخص مناسبی برای هدف مورد نظر ما؛ یعنی فراهم نمودن یک آمار تمیز و قابل اعتماد برای اندازه گیری فقر نیست. چرا که معمولاً این شاخص از حداقل ۱۰۰ قلم کالا ساخته شده است که بسیاری از آنها در سبد فقرا جای ندارند. ثانیاً این مسئله در اقتصادهای در حال انتقال و تعدیل با سیستم دو گانه قیمت‌ها، جای تامل بیشتر دارد. چون با اجرای سیاست تعدیل بتدریج کالاهای کوپنی از سبد مصرفی حذف می‌شوند، شاخص قیمت مصرف کننده در انعکاس کاهش قدرت خرید اقشار با درآمد پایین (کوپن بگیر) از دقت لازم برخوردار نیست. برای جبران این مشکل شاخص جدید قیمت مصرف کننده‌ای ساخته‌ایم که با وضعیت فقرا سازگاری داشته باشد. این شاخص را شاخص قیمت مصرف کننده با درآمد پایین (LCPI) نام گذاری کرده‌ایم. به عبارتی شاخص CPI را بگونه‌ای محاسبه نموده‌ایم که بتواند انعکاس دهنده الگوی مصرف اقشار فقیر باشد.

برای انجام این کار اولاً تمامی کالاهای که در سبد مصرف کننده فقیر جایگاهی ندارند از اقلام شاخص حذف شده‌اند. به بیان دیگر، صرفاً اقلام خوراکی نظیر برنج، گندم، حبوبات، گوشت، ماهی، تخم مرغ، روغن نباتی، قند و شکر، چای، میوه‌جات، سبزیجات، شیر، ماست، پنیر و دیگر کالاهای اساسی غیرخوراکی مدنظر قرار گرفته‌اند. اما صرف خارج کردن اقلام غیرمرتبط به فقرا کافی نیست، چون وزن کالای کوپنی نسبت به آزاد از سال ۱۳۶۸ به تدریج دچار تغییراتی شده است. با قبول این فرض که افراد ابتدا نیاز خود را از کالای کوپنی تأمین می‌کنند و در صورت عدم تأمین، به سراغ همان کالاها در بازار (به قیمت آزاد) می‌روند، در شاخص «لاسپیرز» وزن کالای کوپنی و غیرکوپنی را وارد کرده، به طوری که مقدار کل (Q) هیچ تغییری نکند. برای ملاحظه کالاهای غیرخوراکی نیز این فرض صورت گرفته است

که نسبت غذا به کل (food ratio) برای شاخص CPI, LCPI یکسان است. بنابراین به طور خلاصه بر اساس اقلام موجود در سبد خانوار فقیر، با لحاظ قیمت و مقدار کالاها کوپنی در دو سال مورد مطالعه، شاخص جدیدی (LCPI) به دست می‌آید که بر اساس آن آمار هزینه خانوار تعدیل شده است. جدول ۱ مقایسه‌ای از CPI و LCPI ارائه می‌دهد (برای دسترسی به جزئیات این محاسبه به مآخذ پیشین مراجعه کنید).

جدول ۱ - مقایسه شاخص‌های CPI و LCPI

سال	CPI غذا		CPI کل		LCPI غذا		LCPI کل	
	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا
۱۳۶۸	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
۱۳۷۳	۲۶۱/۱	۲۸۲/۲۷	۲۷۱/۵۶	۲۷۰/۶۵	۲۰۲/۷۵	۲۲۷/۱۵	۲۹۳/۵۰	۲۸۷/۹۳

۲-۴ - تجزیه تغییرات فقر در ایران به دو عامل «رشد» و «توزیع مجدد»

قبل از توضیح تجزیه تغییرات فقر بد نیست اشاره‌ای به جهت تغییرات دو عنصر اساسی «رشد» و «نابرابری» بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ داشته باشیم^۱. (نابرابری در آمدی نسبت به متوسط ضریب جینی کشورهای با درآمد بالا، کشورهای اروپایی و کشورهای جنوب آسیا بالا است (دینینگر و اسکور، ۱۹۹۶). تغییر قابل ملاحظه‌ای در درجه نابرابری در کل کشور بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ مشاهده نمی‌شود. البته نتایج مربوط به کل کشور جمع افزایش نابرابری در مناطق روستایی و کاهش نابرابری در مناطق شهری است. به‌عنوان مثال، محاسبه ضریب جینی در جداول ۱ و ۲ آمده است. میانگین مخارج در هر دو مناطق شهری و روستایی نیز کاهش نشان می‌دهد (جداول ۱ و ۲). البته در طول این دوره شاخص مرتبط کلان مانند هزینه‌های مصرفی خصوصی سرانه و یا درآمد سرانه بر طبق آمارهای موجود از رشد برخوردار بوده است. این نکته به چگونگی تعدیل (Deflate) کردن مقادیر اسمی در قالب شاخص جدید LCPI مربوط می‌شود.

برای تعیین سهم عاملهای رشد و توزیع مجدد (نابرابری) روی تغییرات فقر بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ فقر را بین این دو سال بر اساس این عاملها تجزیه نموده‌ایم. برای انجام این کار،

۱- برای محاسبه و تجزیه فقر بر حسب خصوصیات اقتصادی و اجتماعی و جغرافیایی رجوع کنید به محمودی

راحتترین مسیر عملی برای تجزیه تغییرات فقر به دو عامل «رشد» و «توزیع مجدد» تمرکز روی جزء دوم معادله (۱۶) است؛ یعنی سهم رشد برابر است با:

$$\Delta P^G = \frac{1}{2} \left[P\left(F_1; \frac{Z}{\lambda}\right) - P(F_1; z) + P(F_2; z) - P(F_2; \lambda z) \right]$$

به طوری که

$$\lambda = \mu_2 / \mu_1$$

بالتبع چون در این تجزیه دو جزء بیشتر نداریم، تفریق سهم عامل «رشد» از کل، سهم عامل «توزیع مجدد» خواهد بود. نتایج در جداول ۱ و ۲ و ۳ به ترتیب برای کل کشور، مناطق شهری و مناطق روستایی آمده است (برای نحوه محاسبه شاخص فقر کل برای سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ و تست معنی داری اختلاف شاخص فقر بین این دو سال به محمودی، ۱۳۸۱ مراجعه کنید). اگر سهم رشد بزرگترین سهم در میزان تغییرات باشد بیانگر این است که عامل رشد نقش مهمی را نسبت به توزیع مجدد در میزان تغییرات فقر بازی کرده است و بالعکس. جدول ۱ نشان می‌دهد که افزایش عمده فقر در کل کشور را می‌توان به تغییر میانگین مخارج نسبت داد. به عبارت دیگر نتایج نشان می‌دهد که عنصر رشد در تعیین مسیر زمانی فقر در کل کشور بر عنصر توزیع مجدد مسلط بوده است. جزء توزیع مجدد برای شاخص شکاف فقر کوچک است و برای شاخص حساسیت - توزیع منفی است.

جدول ۲ همچنین نشان می‌دهد که در نواحی شهری جزء رشد بزرگتر از جزء توزیع مجدد است. یافته مهم در اینجا این است که جزء توزیع مجدد برای تمامی شاخص‌های فقر منفی است. این مسئله حکایت از این دارد که تغییر حادث در توزیع بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ قادر بوده است تا حدی اثر معکوس کاهش در میانگین حقیقی در آمد روی فقر را خنثی کند. به عبارتی تغییرات موجود در میزان فقر در بین این دو سال به‌طور کلی ناشی از رشد منفی مخارج در طول این دوره بوده است. علاوه بر آن، ارزش مطلق جزء توزیع مجدد نسبت به تغییرات کل بزرگتر می‌شود اگر که از P_0 به طرف P_2 حرکت کنیم. این مسئله بیانگر این است که فقیرترها در طول این دوره در مناطق شهری از «توزیع مجدد» بیشتر منتفع شده‌اند.

تمامی شاخص‌های فقر نشانگر افزایش فقر در مناطق روستایی است. هم کاهش در میانگین مصرف و هم تغییرات توزیعی معکوس، در افزایش فقر در مناطق روستایی بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ نقش داشته‌اند. اما بر خلاف نتایج کل کشور و مناطق شهری، نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که افزایش فقر در نواحی روستایی اساساً ناشی از افزایش نابرابری در توزیع مخارج روستایی بوده است.

در این قسمت پایانی، بد نیست یادآور شویم که شاخص‌های فقر (به خصوص P_1) برای تخمین منابع مورد احتیاج برای فقرزدایی مفید هستند. اگر امکان یک هدف‌گیری کامل برای فقرزدایی می‌بود بنابراین حدود ۳۶۳۰ میلیارد ریال بودجه در سال ۱۳۷۳ احتیاج می‌بود که افراد زیرخط فقر را به مرز خط فقر برسانیم؛ (یعنی حدود ۸/۲ درصد GDP در آن سال).^۱

جدول ۲- تجزیه تغییرات فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد در کل کشور ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳*

شاخص فقر	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره t برای اختلاف ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ ^۲	تغییرات کل	اثر رشد	اثر توزیع مجدد
P_0	۳۲/۵۹	۳۷/۱۰	۷/۲	۴/۵۱	۲/۸۷	۱/۶۴
P_1	۱۰/۶۴	۱۱/۹۶	۵/۱	۱/۳۲	۱/۱۶	۰/۱۶
P_2	۴/۹۲	۵/۳۹	۳/۰	۵/۴۷	۰/۶۱	-۰/۱۴
ضریب جینی	۰/۴۰۹	۰/۴۱۰				
میانگین مخارج ^b	۸۸۹	۸۴۶				

a- اعداد P_0 در ۱۰۰ ضرب شده است.

b- اعداد به ۱۰۰۰ گرد شده‌اند.

c- خطای استاندارد $t = (P_0^{yr} - P_0^{pa}) / (P_0^{yr} - P_0^{pa})$ خطای استاندارد شاخص P_0 را می‌توان به وسیله تخمین

$$\text{واریانس مقارن شاخص فقر} \left[\pi = t/p = \frac{\sum_{i=1}^N w_j h_j \pi_j}{\sum_{i=1}^N w_j h_j} \right] \text{ تخمین زد:}$$

$$AV(\pi) = 1/p^2 [\text{Var}(t) + \pi^2 \text{Var}(p) - 2\pi \text{cov}(t, p)]$$

به طوری که W_j وزن نمونه و h_j بعد خانوار است و برای شاخص P_0 خواهیم داشت:

$$\pi_j = \pi_0(y_j) = I(y_j < z) [1 - y_j/z]^\alpha$$

(نگاه کنید به کاول، هوس و جینکینز، ۱۹۹۴ و هوس و لانجو، ۱۹۹۸)

منبع: محاسبات نویسنده با استفاده از آمار هزینه و در آمد خانوار مرکز آمار ایران.

۱- $P_1 \times$ خط فقر \times جمعیت (nzp) نشانگر مقدار منابع مورد نیاز برای فرونشست فقر است. در آمد کل فقرا قبل از

انتقال برابر با $p_0 \mu_z$ است به طوری که $\int_0^z x f(x) dx = \mu_z$ است. در آمد کل بعد از انتقال برابر با $P_0 z$ است. بنابراین مقدار کل انتقال برابر است با $P_0 z - P_0 \mu_z = zp_1$. این حداقل مقدار برای فرونشست فقر است. اگر تامين این مقدار بودجه از طریق منابع داخلی یا خارجی مقدور نباشد در آن صورت باید تلاش معطوف به توزیع مجدد در داخل کشور صورت گیرد (در این خصوص نگاه کنید به کانور ۱۹۸۷ و اسمانش ۱۹۹۷).

جدول ۳- تجزیه تغییرات فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد در نواحی شهری ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳^۹

شاخص فقر	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره ^۴ برای اختلاف ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ ^۹	تغییرات کل	اثر رشد	اثر توزیع مجدد
P _۰	۳۱/۶۶	۳۵/۳۲	1/4	۳/۵۶	۳/۹۸	۰/۴۲
P _۱	۱۱/۲۲	۱۰/۹۱	-۰/۸	-۰/۳۱	۱/۷۵	-۲/۰۶
P _۲	۵/۴۶	۴/۷۵	-۳/۱	-۰/۷۱	۱/۹۳	-۱/۶۴
ضرب جینی	۰/۴۰۴	۰/۳۹۱				
میانگین مخارج ^b	۱۱۰۶	۱۰۲۴				

a و b و c مشابه جدول ۱.

منبع: محاسبات نویسنده با استفاده از آمار هزینه و در آمد خانوار مرکز آمار ایران.

جدول ۳- تجزیه تغییرات فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد در نواحی روستایی ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳^۹

شاخص فقر	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره ^۴ برای اختلاف ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ ^۹	تغییرات کل	اثر رشد	اثر توزیع مجدد
P _۰	۳۳/۷۰	۳۹/۶۶	۶/۵	۵/۹۵	۲/۸۱	۳/۱۴
P _۱	۹/۹۵	۱۳/۴۰	۹/۴	۳/۴۵	۱/۱۳	۲/۳۲
P _۲	۴/۲۸	۶/۲۶	۹/۵	۱/۹۸	۰/۵۸	۱/۴۰
ضرب جینی	۰/۳۵۵	۰/۳۸۵				
میانگین مخارج ^b	۶۳۱	۶۰۴				

a و b و c مشابه جدول ۱.

منبع: محاسبات نویسنده با استفاده از آمار هزینه و در آمد خانوار مرکز آمار ایران.

۵- نتیجه گیری

مدلی که در این مقاله ارائه شد و مدل دت-روالیون با همدیگر مرتبط هستند، چرا که منحنی لورنز و تابع توزیع به هم مرتبط هستند. اما، تفاوت در دو رویکرد در معادلات تجزیه آنهاست. مدل حاضر از مزیت دقیق بودن (و عدم نیاز به جزء باقیمانده) و راحتی در کاربرد تجربی برخوردار است. این رویکرد اعداد کلی تغییرات شاخص فقر را به طور مستقیم از شاخص های مرسوم فقر تجزیه می کند، در صورتی که در رویکرد دت-روالیون ابتدا می بایست یک فرم تابعی از منحنی لورنز را تعریف و پارامترهای آن را تخمین زد و بعد دست به تجزیه فقر زد. مدل حاضر به راحتی قابل اجرا بر روی تمامی شاخص های فقر و نه فقط P_{α} است. بر خلاف رویکرد دت - روالیون، در مدل حاضر اثرات رشد و توزیع مجدد نسبت به سال شروع و پایان مقارن است.

کاربرد تجربی مدل روی ایران حکایت از یک رابطه مستقیم بین کاهش فقر و رشد اقتصادی و همچنین بین فقر و نابرابری دارد. بنابراین هر دو اثر رشد و توزیع مجدد در تغییرات فقر سهمیم بوده اند. اما، افزایش فقر در نواحی روستایی بیشتر وابسته به افزایش نابرابری یا جزء «توزیع مجدد» بوده است، در صورتیکه افزایش فقر در نواحی شهری و کل کشور بیشتر ناشی از افت میانگین مخارج مصرفی بوده است. این نتایج بیانگر این نکته است که نابرابری (رشد) نباید فدای رشد (نابرابری) شود و اگر قصد فرونشست فقر را که عنصر اساسی برای رسیدن به توسعه پایدار است را داریم؛ لذا باید بر سیاستهای تکیه کنیم که رشد اقتصادی و کاهش نابرابری در آمد را با هم مدنظر داشته باشد. به عبارت دیگر، همانطور که بانک جهانی (۱۹۹۰) بحث می کند، حق تقدم باید به سیاستهای رشدگرایی داده شود که منجر به ایجاد فرصت های کار برای فقرا برای افزایش درآمد آنها شود. بنابراین الگوی رشد نقش مهمی در تعیین اثر رشد روی فقر بازی می کند.

منابع و مآخذ

- ۱- محمودی، وحید؛ «اندازه‌گیری فقر در ایران»؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۴، پاییز ۱۳۸۱.
- ۲- محمودی، وحید؛ تجزیه فقر بر حسب خصوصیات اقتصادی - اجتماعی و مناطق جغرافیایی در ایران؛ فصلنامه پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۲۵، بهار ۱۳۸۲.
- 3- Atkinson, A.B; "On the measurement of inequality"; Journal of Economic Theory, 2, 244-263, 1970.
- 4- Cowell, F.A., S.R. Howes and S. P. Jenkins; "The Estimation of Poverty Indices Using Weighted Data"; LSE, unpublished paper, 1994.
- 5- Datt, G. and M. Ravallion; "Growth and redistribution components of changes in poverty measures"; Journal of Development Economics, 38,275-295, 1992.
- 6- Deaton, A.; "The Analysis of Household Surveys"; Johns Hopkins University Press for the World Bank, Baltimore and London, 1997.
- 7- Deininger, K and L Squire; "A new data set measuring income inequality"; World Bank Economic Review, 10, 567-591, 1996.
- 8- Essama - Nssah; "Impact of growth and distribution on poverty in Madagascar"; Review of Income and Wealth, 43, 239-252, 1997.
- 9- Foster, J., J. Greer and E. Thorbecke; "A class of decomposable poverty measures"; Econometrica, 52, 761-766, 1984.
- 10- Howes, S. and J. O. Lanjouw; "Does Sample Design Matter for Poverty Rate Comparisons?"; Review of Income and Wealth, 44, 99-108, 1998.
- 11- Kakwani, N.; "Income Inequality and Poverty"; Oxford University Press, Oxford, 1980a.
- 12- Kakwani, N.; "On a class of poverty measures"; Econometrica, 48,437-446, 1980b.
- 13- Kakwani, N; "Poverty and economic growth with an application to Cote D'ivoire"; Review of Income and Wealth 2, 21-139, 1993.
- 14- Kakwani, N. and K.; "Rural poverty and its alleviation in India"; Economic and political weekly, 25, 1990.
- 15- Kanbur; "Measurement and alleviation of poverty"; IMF Staff Papers, 34, 60-85, 1987.
- 16- Mahmoudi, V.; "Aspects of poverty in Iran"; Ph.D. thesis, Department of Economics, University of Essex, 2000.
- 17- Ravallion, M.; "Decomposing changes in poverty measures: A comment on Kakwani"; the World Bank, Washington, DC, 1994a.
- 18- Ravallion, M; "Poverty Comparisons"; Harwood Academic, Chur, 1994b.
- 19- Ravallion, M; "Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s"; Economics Letters, 48, 411-417, 1995.

- 20- Shorrocks, A.F.; "Ranking income distributions"; *Economica*, 50,3-17, 1983.
- 21- Tsui, K.; "Growth-equity decomposition of a change in poverty: an axiomatic approach"; *Economics Letters*, 50, 417-423, 1996.
- 22- Villasenor, J. and B. C. Arnold; "Elliptical Lorenz curves"; *Journal of Econometrics*, 40, 327-338, 1989.
- 23- Would Back; *World Development Report 1990, Poverty* (Oxford University Press for the World Bank, New York, 1990).