مجله تحقیقات اقتصادی / ویژه نامه/ پاییز و زمستان ۸۲/ ۱۸۶ - ۱۶۵

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 «توزیع‌مجدد» درآمد ارائه می‌دهد و سپس یک کاربرد تجربی از مدل ارائه شده روی آمار هزینه خانوار نواحی شهری و روستایی ایران ارائه می‌شود. نتایج مطالعه در ایران نشان می‌دهد که هر دو اثر «رشد» و «توزیع مجدد» به‌طور مستقیم در تغییرات فقر سهیم بوده‌اند؛ به‌عبارتی 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 جینکینز (دانشگاه اسکس انگلستان) که نسخه‌های متعددی از مقاله را مطالعه نموده و از پیشنهادهای سازنده آنها بهره‌مند بوده‌ام تشکر می‌کنم. همچنین از آقایان پروفسور پتر لمبرت (دانشگاه یورک انگلستان)، پروفسور اسفندیار معصومی (دانشگاه تکزاس امریکا) و پروفسور سروش زند وکیلی (دانشگاه سنسیتی آمریکا) که نسخه مقدماتی این مقاله را مطالعه نموده و از پیشنهادهای خوب آنها بهره‌مند بوده‌ام تشکر می‌شود.

**- استادیار دانشگاه تهران - دانشکده مدیریت Email: Vahidmehmoudi@hotmai.com

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 این‌گونه 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 درحال‌توسعه 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» می‌توانـد 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]. باوجودی‌که 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 جزییات 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 تامین‌کننده این شرط نمی‌باشد.

۲- راولیون (۱۹۹٤a) 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 (درصورتی‌که در عمل چنین نیست).

مقاله رجوع کنید). یک روش تجزیه مطلوب یک ابزار اندازه‌گیری است که دقیقاً مجموع سهم عوامل تعیین‌کننده فقر را به تغییرات کل فقر جمع می‌زند؛ به‌عبارتی 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 می‌دهد و در انتها از این روش برای تشریح عاملهای پایه‌ای اثرگذار 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، می‌توانیم بنویسیم[۱]:

۱- منحنی لورنز، که به‌طور گسترده‌ای جهت نشان دادن و تجزیه و تحلیل برآورد توزیع درآمد و ثروت استفاده می‌شود، به صورت رابطه بین نسبت تجمعی جمعیت (واحدهای درآمد) و نسبت تجمعی درآمدهای دریافت شده بوسیله آنها وقتی که جمعیت بر حسب درآمد دریافتی به صورت صعودی مرتب شده باشد تعریف می‌شود.

فرض کنید درآمد (X) مربوط به یک فرد، متغیری تصادفی است با تابع چگالی احتمال $f(x)$. در این صورت خواهیم داشت:

$$F(x)=\int_{0}^{x} xf(x)dx \qquad -(۱)$$

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

$$F_1(x)=\frac{1}{\mu}\int_{0}^{x} xf(x)dx \qquad -(۲)$$

به‌طوری‌که همچنین $F_1(x)$ بین ۰ تا ۱ تغییر می‌نماید. همین‌طور از $F_1(x)$ به عنوان سهم نسبی درآمد کل افرادی که درآمدی کمتر یا برابر با x دارند تعبیر می‌شود. اگر تابع $f(x)$ تابعی پیوسته باشد، در آن صورت با مشتق‌گیری از رابطه (۲)، $F_1(x)$ خواهیم داشت:

$$\frac{dF_1(x)}{dx}=\frac{xf(x)}{\mu} \qquad -(۳)$$

که دلالت دارد بر اینکه $F_1(x)$ یک تابع تبدیل یکنواخت غیرنزولی از x است.

منحنی لورنز رابطه بین متغیرهای $F(x)$ و $F_1(x)$ و به‌وسیله معکوس توابع (۱) و (۲) به‌دست می‌آید.

با بهره گیری از رابطه ۲ و ۳ بالا شیب منحنی لورنز خواهد بود:

$$L'(P)=\frac{dF_1}{dF}=\frac{X}{\mu} \qquad -(٤)$$

که برای مقادیر مثبت درآمد همیشه مثبت است.

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

به‌طوری‌که μ میانگین درآمد است. ارزیابی یا تخمین تابع توزیع در مرز خط فقر[1] نشانگر شاخص معروف نرخ فقر (P_0)[2] است. بنابراین به‌عنوان یک مورد خاص از معادله (۱) اگر سطحی از درآمد (x) را به‌عنوان خط فقر (z) در نظر بگیریم می‌توانیم بنویسیم :

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

از معادله (۲) معلوم می‌شود که هر گونه تغییر در نرخ فقر P_0 مرتبط به تغییر منحنی لورنز $L(F;p)$ و میانگین در آمد μ است. بنابراین یک شاخص جمع‌پذیر کلی، می‌توان فقر را به‌طورعام به‌صورت زیر بیان نمود:

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

به‌طوری‌که z خط فقر مطلق، μ_F میانگین درآمد سرانه و L_F علامت جبری منحنی لورنز است. بنابراین با عنایت به آنچه گفته شد معادله (۳) نشانگر این است که سه عنصر خط فقرمطلق، میانگین درآمد و توزیع مجدد (منحنی لورنز) 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 لورنز و یا میانگین درآمد است.

دت و روالیون (۱۹۹۲) نشان دادند که تجزیه تغییرات فقر بین دو زمان مشخص (t=۱و۲) می‌تواند به‌صورت جمع جزء رشد (ΔP^G)، جزء توزیع مجدد (ΔP^R) و جزء باقیمانده (یا جزءخطا)[1] (e) نوشته شود:

1- An Aggregate Additive Poverty Measure.

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

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

برای تمامی $\lambda \succ 0$ $\quad (\lambda x;\lambda z)=P(x;z)$

$$\Delta P = P(z/\mu_2;L_2) - P(z/\mu_1;L_1) = \left[P(z/\mu_2;L_1) - P(z/\mu_1;L_1)\right]$$

$$+\left[P(z/\mu_1;L_2) - P(z/\mu_1;L_1)\right] + \text{Restdual} = \Delta P^G + \Delta P^R + e \qquad (٤)$$

به‌طوری‌که سال اول به عنوان نقطه شروع یا مرجع انتخاب شده است. برای انجام این تجزیه، دت وروالیون (۱۹۹۲) با استفاده از شکل پارامتریک منحنی لورنز فرمول‌هایی را برای مجموعه شاخص فوستر، گریر و توربک (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 ویلاسنور و آرنولد (۱۹۸۹) دو مثال در این رابطه است که دت و روالیون در مدل خود از آنها استفاده نموده‌اند[2].

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. به‌عبارتی باید جمع درصد سهم عامل‌های مؤثر صد (۱۰۰) شود، بنابراین یک تفسیر این است که «جزءباقیمانده» 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 به‌انتخاب سال مرجع حساس است.

برای مثال، اگر یک عدد از جزء «توزیع مجدد» از نتایج جدول ٦ مقاله دت - روالیون (۱۹۹۲)؛ یعنی ۱/۹۵- برداریم که جزء باقیمانده مربوط آن ۱/٥٤ است. با استفاده از زیرنویس ۳ مقاله مذکور به راحتی می‌توان در این حالت جزء توزیع مجدد را موقعی که ما به‌جای سال پایه، سال‌آخر را به عنوان مرجع انتخاب کنیم به‌دست آورد (۰/٥٤-). 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 به‌خود 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 (٤)، تغییرات فقر بین دو زمان ۱ و ۲ را به‌صورت زیر بیان نمود:

$$\Delta P = P(z/\mu_۲ : L_۲) - P(z/\mu_۱ : L_۱) = \frac{۱}{۲}\left[G(۱,۲,r_۱) + G(۱,۲,r_۲)\right] + \frac{۱}{۲}\left[R(۱,۲,r_۱) + R(۱,۲,r_۲)\right] = \Delta P^G + \Delta P^R \quad (۵)$$

به‌طوری‌که ri 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 پیشنهادشده است بشویم (به خاطر طولانی بودن این شاخص‌ها از ذکر آن در این مقاله خودداری نموده‌ایم).

۳- یک رویکرد جدید

شاخص‌های فقر که به‌طور معمول مورد استفاده قرار می‌گیرند عبارتند از شاخص «نرخ‌فقر» $(P_۰)$، شاخص شکاف فقر $(P_۱)$[۱] و شاخص حساسیت، توزیع $(P_۲)$[۲] است. هر سه این‌شاخص‌ها 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، گریر و توربک (۱۹۸٤) را می‌توان در شکل پیوسته به‌صورت زیر بیان‌کرد:

$$P_\alpha(F;z) = \frac{۱}{z^\alpha}\int_۰^{F(z)} \left[z - f^{-۱}(P)\right]dp \qquad \alpha \geq$$

به‌طوری‌که α بیانگر میزان حساسیت به فقر در میان فقرا است. وقتی این پارامتر مساوی صفر است، شاخص کلی فقر بالا نشانگر شاخص "نرخ فقر" $P_۰$ است: درصد افرادی که در آمد آنها زیر خط فقر است .شاخص‌نرخ فقر کاملاً به تفاوتهای شکاف فقر غیر حساس است. برای رفع این مشکل (عدم توجه به شکاف فقر)، کافی‌است α را برابر یک فرض نماییم، در این صورت به شاخص "شکاف فقر" $P_۱$ 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 غیرحساس 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 به‌سادگی با مفاهیم پایه‌ای دیگر نظیر رویکرد «سلطه تصادفی»[1] نیز مرتبط است[2].

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 درزمان t به ترتیب F_t و z_t نشان دهیم؛ به‌طوری‌که $F_t(x)$ نشانگر درصد افراد با درآمد کمتر یا مساوی x است. تغییر در شاخص فقر را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$\Delta P = P(F_2;z) - P(F_1;z) \qquad (6)$$

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 به‌دست می‌آید. اگر همه درآمدها در دوره اول برابر با $\lambda = \mu_2/\mu_1$ افزایش یابد، به‌طوری‌که μ_1 و μ_2 میانگین درآمد در دوره اول و دوم است، در آن‌صورت می‌توانیم یک منحنی توزیع میانی‌جدید (F_1^*) ایجاد نماییم (نگاه کنید به شکل ۱). فرض کنید که توزیع اولیه F_1 (با میانگین μ_1) به‌صورت توزیعی خنثی به سمت راست انتقال پیدا کند، در این صورت توزیع جدیدی (F_1^*) با میانگین μ_2و میانگین F_2 خواهیم داشت. بنا به اینکه F_1^* و F_2 دارای میانگین واحدی هستند، منحنی‌های مربوطه همدیگر را قطع می‌کنند. اکنون با داشتن (F_1^*) و خط فقر z (یا به‌طور معادل $\frac{z}{\lambda}$ که از تقسیم خط فقر به فاکتور رشد به‌دست 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 :

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

یا به‌طور معادل

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

به‌طوری‌که 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 به‌صورت

1- Stochastic Dominance Approach.

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

زیر تجزیه نمود:

$$\Delta P = \Delta P^{G} + \Delta P^{R} = \left[P(F_{1}^{*};z) - P(F_{1};z)\right] + \left[P(F_{2};z) - P(F_{1}^{*};z)\right] \qquad (۸)$$

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 :

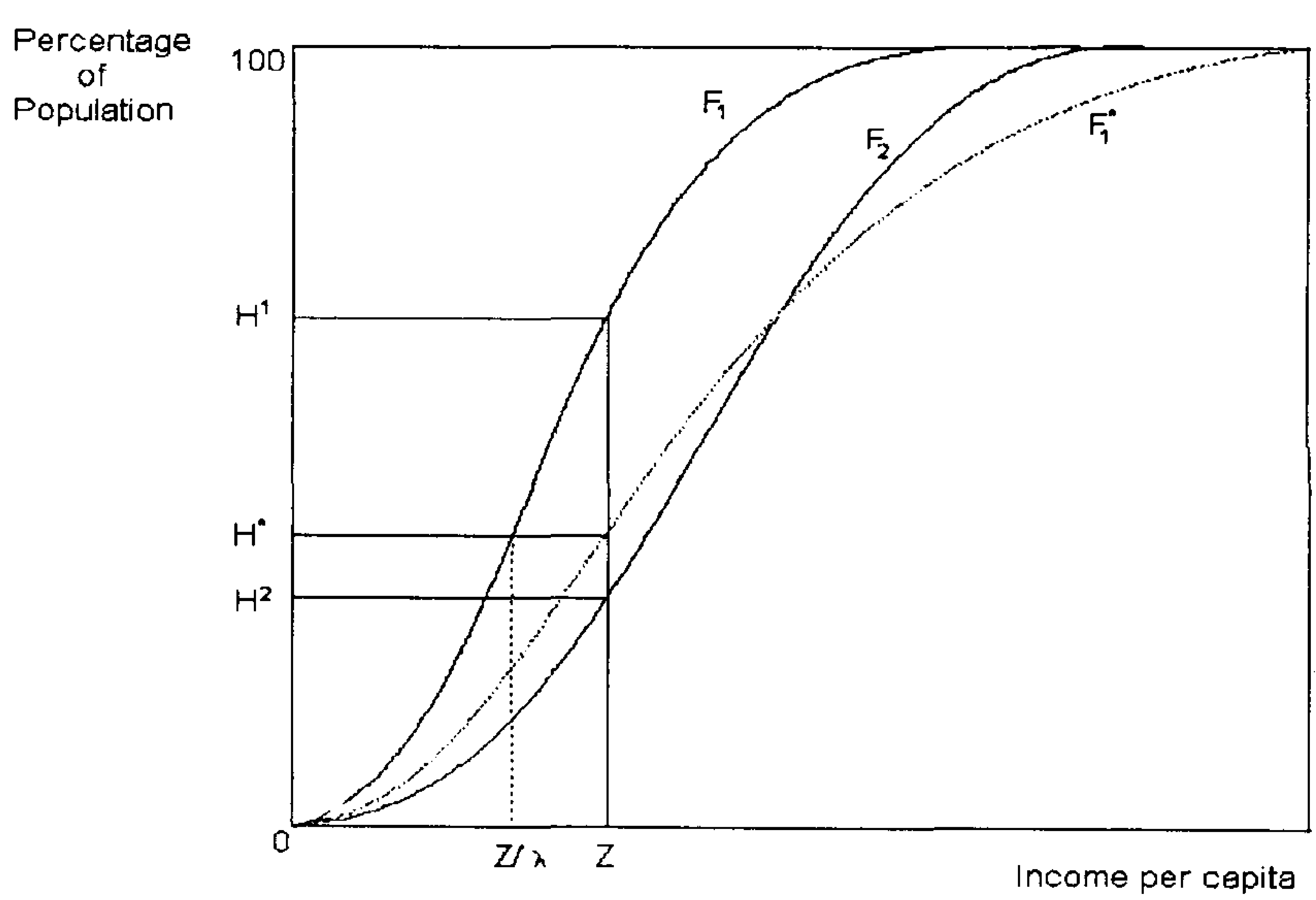
$$L(p) = \frac{1}{\mu}\int_{0}^{p} F^{-1}(\Pi)\, d\Pi \qquad (۹)$$

بنا به اینکه F_2 و (F_1^{*}) دارای میانگین مشابه μ_2 هستند، در نتیجه می‌توان نوشت:

$$\mu_{2}[L_{2}(p) - L_{1}^{*}(p)] = \int_{0}^{p}[F_{2}^{-1}(\Pi) - F_{1}^{*-1}(\Pi)]\, d\Pi \qquad (۱۰)$$

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 ننموده‌ایم، 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:

$$\Delta H = H(F_2;z_2) - H(F_1;z_1) = F_2(z_2) - F_1(z_1) \qquad (11)$$

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

$$\Delta H^G = H(F_1^*;z) - H(F_1;z) \qquad (12)$$
$$= F_1^*(z) - F_1(z) = F_1(z/\lambda) - F_1(z)$$
$$= F_1(z\mu_1/\mu_2) - F_1(z)$$

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

$$\Delta H^R = H(F_2;z) - H(F_1^*;z) \qquad (13)$$

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 این‌صورت تابع توزیع جدیدی بنام (F_2^*) خواهیم داشت :

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

یا به‌طور معادل

$$F_2^*(x) = F_2(\lambda x)$$

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 به‌صورت زیر تجزیه نمود:

$$\Delta P = \Delta P^G + \Delta P^R \qquad (15)$$
$$= \left[P(F_2;z) - P(F_2^*;z)\right] + \left[P(F_2^*;z) - P(F_1;z)\right]$$

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 این‌صورت 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 به‌صورت زیرنوشت[۱]:

$$\Delta P^G = \frac{1}{2}\left[P(F_1^*;z) - P(F_1;z) + P(F_2;z) - P(F_2^*;z)\right] \qquad (۱۶)$$

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

یا به‌طور معادل

$$\Delta P^G = \frac{1}{2}[P(z/\mu_2, L_1) - P(z/\mu_1, L_1) + P(z/\mu_2, L_2) - P(z/\mu_1, L_2)]$$

$$= \frac{1}{2}[G(1,2,r_1) + G(1,2,r_2)]$$

$$= \frac{1}{2}[P(F_1; z/\lambda) - P(F_1;z) + P(F_2;z) - P(F_2;\lambda z)]$$

$\lambda = \mu_2/\mu_1$ به‌طوری که

$$\Delta P^R = \frac{1}{2}\left[P(z/\mu_2, L_2) - P(z/\mu_2, L_1) + P(z/\mu_1, L_2) - P(z/\mu_1, L_1)\right]$$

$$= \frac{1}{2}\left[R(1,2,r_1) + R(1,2,r_2)\right]$$

معادله بالا دقیقاً مشابه معادله (۵) است اما در نحوه استخراج (به‌طور 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 به‌صورت معادله (۱۷) نوشت:

$$L_2(p) = L_1(p) - \gamma[p - L_1(p)] \qquad (۱۷)$$

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

اگر $\gamma>0$ ($\gamma<0$) باشد نشانگر یک انتقال رو به پائین (رو به بالا) منحنی لورنز است که حکایت از نابرابری بالاتر (پایین‌تر) دارد. کاکوانی استدلال می‌کند 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 می‌توان چنین بیان کرد :

$$L_2'(H^2)=\frac{z}{\mu^2} \qquad (18)$$

با مشتق‌گیری از معادله ۱۸ نسبت به p در سطح $P=H^2$ خواهیم داشت :

$$L_2'(H^2)=L_1'(H^2)-\gamma[1-L_1'(H^2)) \qquad (19)$$

برای منحنی لورنز $L_1(p)$، H درصد افرادی است که درآمد آنها کمتر یا مساوی z است به‌طوریکه $L^*_1{}'(H^*)=\frac{Z}{\mu^2}$. با جایگزینی H^2 بجای H در این معادله، در اینصورت z باید به‌سطح جدید z^* تغییر یابد. در این حالت خواهیم داشت:

$$L_1'(H^2)=\frac{z^*}{\mu^2} \qquad (20)$$

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

$$z^*=\frac{z+\gamma\mu_2}{(1+\gamma)} \qquad (21)$$

بنابراین معادله (۸) را می‌توان به‌صورت معادله (۲۲) مجدد بازنویسی کرد:

$$\Delta P=\left[P(F_1^*;z)-P(F_1;z)\right]+\left[P(F_1^*;z^*)-P(F_1^*;z)\right]+\text{Resodial} \qquad (22)$$

به‌طور مشابه در حالتی که از توزیع نهایی شروع کنیم معادله (۸) را می‌توان به‌صورت زیر دوباره بازنویسی کرد:

$$\Delta P=\left[P(F_2;z)-P(F_2^*;z)\right]+\left[P(F_2^*;z)-P(F_2;z^{**})\right]+\text{Residual} \qquad (23)$$

به‌طوری که

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

اجزء 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 (نابرابری) 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 (نابرابری) است که نتوانسته به‌طور کامل توسط شکل‌خاص 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 به‌دست می‌دهد که نیازی به جزء باقیمانده ندارد. این مسئله در معادله (۱٦) 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 (۱٦) یک فرمول تجزیه ساده است که می‌تواند در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گیرد.

۲-۳- 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 این‌رو شیب تابع توزیع در سطح خط فقر یکی از تعیین کننده‌های مهم شیوع فقر است. به‌عبارت 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:

$$dH = F'(z)dz \qquad (۲۵)$$

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

$$\eta_H = \frac{dH}{dz} \cdot \frac{z}{H} \qquad (۲۶)$$

یاد آوری می‌شود که معادله (۱۲) به ما اجازه می‌داد که برای محاسبه اثر میانگین درآمد بر فقرصرفاً 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 به‌صورت زیر نمایش داد[1]:

$$\Delta H^G \approx (z - \frac{z}{\lambda})F_1'(z) \qquad (۲۷)$$

$$= \frac{\lambda - 1}{\lambda} \eta_{H^1} H(F_1; z)$$

$$= \frac{\mu_2 - \mu_1}{\mu_2} \eta_{H^1} H(F_1; z)$$

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

$$\Delta H^G \approx (\lambda - 1)F_2'(z)z \qquad (۲۸)$$

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

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

با توجه به معادله (۱٦) 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:

$$\Delta H^G = \left(z - \frac{z}{\lambda}\right) \cdot f'(z) \qquad (\text{۲۷الف})$$

$$= \left(\frac{\lambda - 1}{\lambda}\right) z f'(z)$$

از طرف دیگر از معادله (۲٦) داریم

$$\eta_H = \frac{dH}{dz} \cdot \frac{z}{H} = F'(z) \cdot \frac{z}{H} \qquad (\text{۲٦الف})$$

$$zf'[z] = \eta_H \cdot H$$

با جایگزینی معادله (۲٦ الف) در (۲۷ الف) و جایگزینی $\frac{\mu_2}{\mu_1}$ به جای λ معادله (۲۷) به دست می‌آید.

$$= \frac{\mu_{2} - \mu_{1}}{\mu_{1}} \eta_{H^{2}} H(F_{2};z)$$

به‌طوری‌که $\eta_{H^{2}}$ کشش شاخص "نرخ فقر" $(F_{2}(z))$ نسبت به خط فقر است.

به‌طور مشابه، این رویکرد را می‌توان به کل دسته شاخص‌های P_{α} تعمیم داد. مشابه (۲۷)، با نرمالیز نمودن "منحنی کسری فقر"[1] با خط فقر (z) و منحنی شدت فقر با $\frac{Z^{2}}{2}$ ، می‌توانیم سهم اثر رشد روی تغییرات شاخص فقر P_{α} را به‌صورت زیر نمایش دهیم:

$$\Delta P_{\alpha}{}^{G} = \frac{\mu_{2} - \mu_{1}}{2} \left[\frac{1}{\mu_{2}} \eta_{P_{\alpha,1}} P_{\alpha}(F_{1};z) + \frac{1}{\mu_{1}} \eta_{P_{\alpha,2}} P_{\alpha}(F_{2};z) \right] \tag{۲۹}$$

به‌طوری‌که $\eta_{p_{\alpha}}$ 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 به‌عنوان 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 آن‌را

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

$$D(F;z) = \int_{0}^{z} F(x)dx = zP_{1}(F;z)$$

منحنی شدت فقر (The Poverty Severity Curve) به‌صورت ناحیه زیر PDC تعریف می‌شود.
(نگاه کنید به روالیون، ۱۹۹٤b و دیتون، ۱۹۹۷)

$$S(F;z) = \int_{0}^{z} D(x)dx = \frac{1}{2} z^{2} P_{2}(F;z)$$

پنی[۱] می‌نامیم. به‌عبارتی 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 به‌تفاوت 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 براساس شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) نیز تعدیل شوند. متون موجود در این حوزه حداقل در ایران حکایت از این دارد که شاخص معمولی قیمت مصرف‌کننده 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 اندازه‌گیری فقر نیست. چرا که معمولا این شاخص از حداقل ۱۰۰ قلم کالا ساخته شده است که بسیاری از آنها در سبد فقرا جای ندارند. ثانیا 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 مصرف‌کننده در انعکاس کاهش قدرت خرید اقشار با درآمد پایین (کوپن بگیر) از دقت لازم برخوردار نیست. برای جبران این مشکل شاخص جدید قیمت مصرف‌کننده‌ای ساخته‌ایم که با وضعیت فقرا سازگاری داشته باشد. این شاخص را شاخص قیمت مصرف‌کننده با درآمد پایین (LCPI) نام‌گذاری کرده‌ایم. به‌عبارتی 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 مصرف‌کننده فقیر جایگاهی ندارند از اقلام شاخص حذف شده‌اند. به‌بیان دیگر، صرفا 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 مدّ نظر قرار گرفته‌اند. اما صرف خارج کردن اقلام غیرمرتبط به فقرا کافی نیست، چون وزن کالای کوپنی نسبت به آزاد از سال ۱۳۶۸ به‌تدریج 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، به‌طوری‌که مقدار کل (Q) هیچ تغییری نکند. برای ملاحظه کالاهای غیرخوراکی نیز این فرض صورت گرفته است

1- Personal equivalent normalised needs adjusted expenditure (PENNE).

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

جدول ۱ - مقایسه شاخص‌های CPI وLCPI

سال	CPI غذا		CPI کل		LCPI غذا		LCPI کل	
	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا	شهر	روستا
۱۳٦۸	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
۱۳۷۳	۲٦۱/۱	۲۸۲/۲۷	۲۷۱/۵٦	۲۷۰/٦۵	۳۰۳/۷۵	۳۲٦/۱۵	۲۹۳/۵۰	۲۸٦/۹۳

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 ۱۳٦۸ 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، ۱۹۹٦). تغییر قابل ملاحظه‌ای در درجه نابرابری در کل کشور بین سالهای ۱۳٦۸ 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 مصرفی‌خصوصی 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 LCPIمربوط می‌شود.

برای تعیین سهم عاملهای رشد و توزیع مجدد (نابرابری) روی تغییرات فقر بین سالهای ۱۳٦۸ 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 ۱۳۸۲.

راحتترین مسیر عملی برای تجزیه تغییرات فقر به دو عامل «رشد» و «توزیع مجدد» تمرکز روی‌جزء دوم معادله (۱٦) است؛ یعنی سهم رشد برابر است با:

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

به‌طوری که $\lambda = \mu_2 / \mu_1$

بالطبع 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 ۱۳٦۸ و ۱۳۷۳ و تست معنی‌داری 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. به‌عبارت 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 ۱۳٦۸ و ۱۳۷۳ قادر بوده‌است تا حدی اثر معکوس کاهش در میانگین حقیقی در آمد روی فقر را خنثی کند. به‌عبارتی 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 ۱۳٦۸ و ۱۳۷۳ نقش داشته‌اند. اما بر خلاف نتایج کل کشور و مناطق شهری، نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که افزایش فقر در نواحی روستایی اساسا 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)[1].

جدول۲ - تجزیه تغییرات فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد در کل کشور ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳[a]

شاخص فقر	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آمارهt برای اختلاف ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳[c]	تغییرات کل	اثر رشد	اثر توزیع مجدد
P_0	۳۲/۵۹	۳۷/۱۰	۷/۲	٤/۵۱	۲/۸۷	۱/٦٤
P_1	۱۰/٦٤	۱۱/۹٦	۵/۱	۱/۳۲	۱/۱٦	۰/۱٦
P_2	٤/۹۲	۵/۳۹	۳/۰	۵/٤۷	۰/٦۱	−۰/۱٤
ضریب جینی	۰/٤۰۹	۰/٤۱۰				
میانگین مخارج[b]	۸۸۹	۸٤٦				

a- اعداد P_α در ۱۰۰ ضرب شده است.

b- اعداد به ۱۰۰۰ گرد شده‌اند.

c- خطای استاندارد $t = \left(P_\alpha^{73} - P_\alpha^{68}\right) / \left(P_\alpha^{73} - P_\alpha^{68}\right)$ خطای استاندارد شاخص P_α را می‌توان به وسیله تخمین واریانس متقارن شاخص فقر $\left[\pi = t/p = \sum_{i=1}^{N} wjhj\pi j / \sum_{i=1}^{N} wjhj\right]$ تخمین زد:

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

به‌طوری‌که Wj وزن نمونه و hj بعد خانوار است و برای شاخص P_α خواهیم داشت:

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

(نگاه کنید به کاول، هوس و جینکینز، ۱۹۹٤ و هوس و لانجو، ۱۹۹۸)

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

۱- $P_1 \times$ خط فقر × جمعیت (nzp) نشانگر مقدار منابع مورد نیاز برای فرونشست فقر است. درآمد کل فقرا قبل از انتقال برابر با $p_0\mu_z$ است به‌طوری‌که $\mu_z = \int_0^z xf(x)dx$ است. درآمد 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 تامین این مقدار بودجه از طریق منابع داخلی یا خارجی مقدور نباشد در آنصورت باید تلاش معطوف به توزیع مجدد در داخل کشور صورت گیرد (در این خصوص نگاه کنید به کانبور ۱۹۸۷ و اسما-نش ۱۹۹۷).

جدول ۳- تجزیه تغییرات فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد در نواحی شهری ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳[a]

شاخص فقر	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره t برای اختلاف ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳[c]	تغییرات کل	اثر رشد	اثر توزیع مجدد
P_0	۳۱/۶۶	۳۵/۳۲	1/4	۳/۵۶	۳/۹۸	۰/۴۲
P_1	۱۱/۲۲	۱۰/۹۱	-۰/۸	-۰/۳۱	۱/۷۵	-۲/۰۶
P_2	۵/۴۶	۴/۷۵	-۳/۱	-۰/۷۱	۱/۹۳	-۱/۶۴
ضریب 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 ۴- تجزیه تغییرات فقر به دو اثر رشد و توزیع مجدد در نواحی روستایی ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳[a]

شاخص فقر	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره t برای اختلاف ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳[c]	تغییرات کل	اثر رشد	اثر توزیع مجدد
P_0	۳۳/۷۰	۳۹/۶۶	۶/۵	۵/۹۵	۲/۸۱	۳/۱۴
P_1	۹/۹۵	۱۳/۴۰	۹/۴	۳/۴۵	۱/۱۳	۲/۳۲
P_2	۴/۲۸	۶/۲۶	۹/۵	۱/۹۸	۰/۵۸	۱/۴۰
ضریب 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 خانوارد مرکز آمار ایران.

۵- نتیجه‌گیری

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 به‌طور مستقیم از شاخص‌های مرسوم فقر تجزیه می‌کند، در صورتی‌که در رویکرد دت-روالیون ابتدا می‌بایست یک فرم تابعی از منحنی لورنز را تعریف و پارامترهای آن‌را تخمین زد و بعد دست به تجزیه فقر زد. مدل حاضر به راحتی قابل اجرا بر روی تمامی شاخص‌های 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 متقارن 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 سهیم بوده‌اند. اما، افزایش فقر در نواحی روستایی بیشتر وابسته به افزایش نابرابری یا جزء «توزیع‌مجدد» 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 درآمد را با هم مدنظر داشته باشد. به‌عبارت دیگر، همانطور که بانک جهانی (۱۹۹۰) بحث می‌کند، حق تقدم باید به سیاستهای رشدگرایی داده شود که منجر به ایجاد فرصت‌های کار برای فقرا برای افزایش درآمد آنها شود. بنابراین الگوی رشد نقش مهمی در تعیین اثر رشد روی فقر بازی می‌کند.