

## اندازه‌گیری فقر در ایران\*

دکتر وحید محمودی\*\*

فقر / خط فقر / سیاست تعدیل اقتصادی / ایران

### چکیده

هدف این مقاله اندازه‌گیری فقر در ایران با استفاده از تکنیک‌های جدید اندازه‌گیری فقر است. دوره موردنظر از سال ۱۳۶۸ تا یک سال پس از برنامه پنج ساله اول (۱۳۷۳) است. نتایج نشان می‌دهد که فقر در طول این دوره در کل کشور و نواحی روستایی افزایش یافته است؛ اما با وجود افزایش نرخ فقر در نواحی شهری، وضعیت فقیرترین فقرا در این بخش بهبود یافته است. به عبارت دیگر اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در کشور افزایش فقر مطلق را به دنبال داشته است. این مقاله در کنار نتایج کاربردی، متدولوژی جدیدی را برای شاخص معادل‌سازی پیشنهاد نموده است.

\* از آقایان آنتونی شارکس (Antony F. Shorrocks) و استیفن جینکینز (Stephen P. Jenkins) که نسخه‌های متعدد این مقاله را مطالعه نموده و از پیشنهادهای ارزنده آنها برخوردار بوده‌ام، تشکر می‌کنم.

\*\* استادیار دانشگاه تهران

## مقدمه

فقر تاکنون مشکلات سیاسی و چالش‌های اخلاقی جدی برای جوامع مختلف ایجاد نموده است. مقایسه حجم و شدت فقر می‌تواند نشانه مستقیمی از پیشرفت اقتصادی در افزایش استاندارد زندگی فقرا باشد و نشان دهد که چگونه تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی از جمله سیاست‌های مالی روی فقر اثر می‌گذارند.

هدف این مقاله تحلیل درجه فقر در ایران و چگونگی تغییرات آن در طول سیاست موسوم به تعدیل اقتصادی (۱۳۶۸-۱۳۷۳) است. برای این منظور، یعنی ارایه تصویری از سطح کلی فقر و میزان تغییرات آن، آمار ریز<sup>۱</sup> نمونه‌گیری هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ مورد استفاده قرار گرفته است.

مقاله حاضر به شرح ذیل تنظیم شده است. در بخش اول مقاله به طور مختصر آمار مورد استفاده تشریح خواهد شد و بخش دوم به ترسیم خط فقر خواهد پرداخت. بخش سوم با استفاده از تکنیک سلطه تصادفی<sup>۲</sup> به مقایسه فقر بین سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ می‌پردازد. در بخش چهارم از مرتبه‌های بالاتر تکنیک سلطه تصادفی کمک گرفته خواهد شد. در بخش پنجم با استفاده از یک سری شاخص‌های فقر سطح و تغییرات فقر را به صورت عددی اندازه‌گیری خواهیم نمود. در بخش ششم به تحلیل حساسیت تخمین‌های فقر نسبت به شاخص قیمت خواهیم پرداخت و در نهایت مقاله با یک نتیجه‌گیری مختصر به پایان می‌رسد.

## ۱. آمار و اطلاعات مورد استفاده (The Data)

همانطور که اشاره شد، آمارهای مورد استفاده در این مطالعه، داده‌های ریز نمونه‌گیری هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ است. نمونه‌گیری هزینه

1. Micro-level data  
2. Stochastic Dominance

و درآمد خانوار از پوشش ملی برخوردار است و واحد نمونه‌گیری خانوار می‌باشد. اطلاعات نمونه‌گیری هزینه و درآمد خانوار به وسیله مصاحبه شخصی هر ۲۴ ساعت یکبار برای مناطق روستایی و هر ۴۸ ساعت یکبار برای مناطق شهری برای مواد غذایی و هر ماه یکبار برای مواد غیرغذایی در سراسر کشور جمع‌آوری می‌شود. روش نمونه‌گیری به صورت نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای با طبقه‌بندی<sup>۳</sup> جغرافیایی و خوشه‌چینی<sup>۴</sup> انجام می‌گیرد. تعداد نمونه در سال ۱۳۶۸، ۱۱۵۲۰ خانوار (۵۲٪ روستایی و ۴۸٪ شهری) و در سال ۱۳۷۳، ۱۹۹۰۹ (۳۹٪ روستایی و ۶۱٪ شهری) خانوار است. توزیع مورد استفاده در این مقاله مخارج تعدیل شده فردی است که ما اصطلاحاً آن را پنی (PENNE)<sup>۵</sup> می‌نامیم. به عبارتی پنی مخارج تعدیل شده خانوار در میان افراد (با فرض برابری سهم در درون خانوار) است.

برای تبدیل آمار خام مورد استفاده به سطح قیمت سال ۱۳۶۸ از نسخه اصلاح شده شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) برای مناطق شهری و روستایی به طور جداگانه استفاده شده است. شاخص قیمت مصرف‌کننده معمولی، شاخص مناسبی برای تعدیل آمار مورد استفاده در مطالعه فقر و توزیع درآمد نمی‌تواند باشد. خصوصاً این مسأله وقتی جدی‌تر است که ما با یک سیستم دوگانه قیمت‌ها مواجه باشیم؛ برای مثال، به دنبال سیاست تعدیل اقتصادی در ایران که بتدریج کالاهای کوپنی حذف گردید، استفاده از CPI توصیه نمی‌شود؛ چرا که این شاخص قادر نیست تورمی که افراد فقیر تجربه کرده‌اند را انعکاس دهد؛ بنابراین ما CPI را به گونه‌ای وزن مجدد داده‌ایم که بتواند انعکاس‌دهنده الگوی مصرف اقشار فقیر باشد برای انجام این کار اولاً تمامی کالاهایی که در سبد مصرف‌کننده فقیر جایگاهی ندارند از اقلام شاخص حذف شده‌اند، به عبارت دیگر، صرفاً اقلام خوراکی

3. Stratification
4. Clustering
5. Personal Equivalent Normalised Need-adjusted Expenditure

نظیر برنج، گندم، حبوبات، گوشت، ماهی، تخم مرغ، روغن نباتی، قند و شکر، چای، میوه جات، سبزیجات، شیر، ماست، پنیر و دیگر کالاهای اساسی غیرخوراکی مدنظر قرار گرفته‌اند. اما صرف خارج کردن اقلام غیرمرتبط با فقرا وافی به مقصود نیست؛ به عبارتی چون وزن کالاهای کوپنی نسبت به آزاد از سال ۱۳۶۸ بتدریج دچار تغییراتی شده است، و با قبول این فرض که افراد ابتدا نیاز خود را از کالاهای کوپنی تأمین می‌کنند و در صورت عدم تأمین، به سراغ همان کالاها در بازار (به قیمت آزاد) می‌روند، در شاخص «لااسپیرز» وزن کالاهای کوپنی و غیرکوپنی را وارد کرده، ضمن اینکه مقدار کل هم هیچ تغییری نمی‌کند؛ بنابراین به طور خلاصه براساس اقلام موجود در سبد خانوار فقیر، با لحاظ قیمت و مقدار کالاهای کوپنی در دو سال مورد مطالعه، شاخص جدیدی به دست آمده که براساس آن آمار هزینه خانوار تعدیل شده است. (برای اطلاع از جزئیات این کار به Mahmoudi (2000) مراجعه نمایید).

## ۲. خط فقر

هدف این بخش تخمین سبد غذایی برای مناطق شهری و روستایی است. روش «نیازهای اساسی» برای ترسیم خط فقر، شیوه‌ای مرسوم برای مطالعه فقر در کشورهای جهان سوم است. خط فقر مورد تخمین، خط فقر مطلق است که با استفاده از استاندارد سبد غذایی معرفی شده به وسیله مؤسسه تغذیه ایران خواهد بود. برای این منظور یک خط فقر مناسب باید براساس الگوی تغذیه مناسب شامل مقادیر ضروری از اقلام متعدد غذایی برای نگهداری سالم بدن باشد.

در این قسمت، یک رژیم حداقلی مورد نیاز برای یک بچه، نوجوان و بزرگسال تعریف می‌شود؛ به عبارتی در اینجا نسخه‌ای از تغذیه نرمال در نظر گرفته می‌شود که کالاهای ارزان را جانشین کالاهای گران در همان گروه غذایی می‌کند (مثلاً جانشینی گوشت مرغ

و ماهی به جای گوشت قرمز)<sup>۶</sup> واضح است که در این حالت، خانوار یا فرد فقیر با درآمد کمتری می‌تواند همان کیفیت غذایی را دریافت کند که این تخمین بهتری از سبد غذایی حداقل خواهد بود. ابتدا سه الگوی نیاز برای افراد در سه گروه سنی: خردسال (۱۰-۰ سال)، نوجوان (۱۱-۱۸ سال) و بزرگسال (۱۹ سال به بالا) در نظر گرفته شده است؛ بنابراین ترکیب غذایی برای این سه گروه متفاوت خواهد بود.

همان طور که قبلاً اشاره شد، ایران بایک سیستم دو گانه قیمت‌ها برای کالاهای مختلف (غذایی و غیرغذایی) از سالهای آغازین انقلاب اسلامی تاکنون مواجه بوده است. مصرف‌کنندگان قادر بودند که مقدار ثابتی از اقلام مورد نیاز خود را به قیمت ثابت کوپنی و مابقی نیاز خود از آن کالا را به قیمت آزاد خریداری نمایند. با در نظر گرفتن قیمت کالاهای تامین‌کننده نیازهای اساسی، می‌توان یک حداقل هزینه ضروری با توجه به مقداری که هر فرد در هر کدام از سه گروه سنی یاد شده برای دسترسی به حداقل نیاز روی غذا صرف می‌کنند، تعریف نمود؛ بنابراین هزینه سبد غذایی حداقل برای هر فرد (خردسال، نوجوان و بزرگسال) را می‌توان به صورت زیر تخمین زد:

$$C_i = \sum_{k=1}^{13} \left[ Q_k^R P_k^R + (Q_k^i - Q_k^R) P_k^M \right] \quad \forall K = 1, \dots, 13$$

i = خردسال، نوجوان و بزرگسال

$Q_k^i$ : حداقل غذای مورد نیاز برای هر فرد (بزرگسال، نوجوان و خردسال) به کیلوگرم در سال؛

$Q_k^R$ : سهمیه کالاهای خوراکی کوپنی به کیلوگرم در سال؛

$P_k^R$ : قیمت کوپنی کالاهای خوراکی؛

۶. برای آگاهی از جزئیات این سناریو، نگاه کنید به اصغرزاده ۱۳۷۵، ص ۴۸

$P_k^M$ : قیمت بازاری کالاهای خوراکی؛

K: تعداد کالاهای موجود در بسته غذایی حداقل.

حداقل مخارج غذایی مورد نیاز برای یک فرد خردسال، نوجوان و بزرگسال در جدول (۱) تخمین زده شده است. قابل ذکر است بنا به دسترسی صرف به قیمت کالاهای اساسی در تهران و با عنایت به شاخص‌های قیمت برای تهران، مناطق شهری و مناطق روستایی برابر با ۳۱۱، ۲۸۱/۲، ۲۷۴ به ترتیب در سال ۱۳۶۸ همچنین ۸۷۸، ۷۹۳/۸ و ۷۱۵/۴ به ترتیب در سال ۱۳۷۳<sup>۷</sup> مخارج حداقل مورد نیاز برای مناطق شهری و روستایی به طور تقریبی تخمین زده شده است.<sup>۸</sup>

جدول ۱ - هزینه غذایی حداقل سالیانه برای سه گروه سنی خردسال، نوجوان و بزرگسال در سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳

هزارریال

بزرگسال		نوجوانان		خردسال		
۱۳۷۳	۱۳۶۸	۱۳۷۳	۱۳۶۸	۱۳۷۳	۱۳۶۸	
۳۷۱	۱۲۴	۳۶۹	۱۱۳	۲۳۵	۷۰	هزینه غذایی حداقل - تهران
۳۳۶	۱۱۲	۳۳۴	۱۰۲	۲۱۲	۶۳	هزینه غذایی حداقل - مناطق شهری
۳۰۲	۱۰۹	۳۰۱	۱۰۰	۱۹۱	۶۱	هزینه غذایی حداقل - مناطق روستایی

اختلاف در نیاز خانوار را می‌توان با تعریف خطوط فقر متمایز برای انواع مختلف خانوار در نظر گرفت. برای این منظور، می‌توان یک شاخص معادل‌سازی<sup>۹</sup> براساس شاخص هزینه زندگی بنا نمود. فرض کنید ما یک بردار قیمت  $P_1, \dots, P_n$  و  $n$  کالا داریم؛

۷. سالنامه آماری سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ مرکز آمار ایران

8. Mahmoudi (2000)

9. equivalence scale

بنابراین می‌توانیم حداقل نیازهای اساسی مورد نیاز را برای مثال برای یک زوج به صورت زیر بنویسیم:

$$Z = \begin{bmatrix} P_1 \\ \vdots \\ P_n \end{bmatrix}^T \left\{ \begin{bmatrix} C_{11} \\ \vdots \\ C_{1n} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_{21} \\ \vdots \\ C_{2n} \end{bmatrix} \right\} / b \quad (2)$$

$C_{1i}$ : حداقل غذای مورد نیاز برای یک مرد بزرگسال

$C_{2i}$ : حداقل غذای مورد نیاز برای یک زن بزرگسال

$P_i$ : قیمت کالاهای خوراکی مورد نیاز

$b$ : نسبت بودجه غذا به کل برای یک زوج

بنابراین چون نیازهای دیگری غیر از غذا نظیر مسکن، پوشاک و حمل و نقل نیز وجود دارد، ما یک روش استاندارد خط فقر را در نظر می‌گیریم: هزینه سبد غذایی ضربدر معکوس نسبت مخارج غذایی به کل (ضریب انگل) برای یک گروه مناسب مرجع. این روش معروف به روش اورشانسکی<sup>۱۰</sup> است.

پس از تخمین خط فقر برای خانوار مرجع (در اینجا خانوار دو نفره)، حال سؤال این است که با انواع خانوارهای دیگر چه باید کرد. برای تخمین مخارج حداقل نیازهای اساسی برای خانواده‌های دیگر یک روش، تکرار محاسبه خط فقر برای خانوارها با بعد و ترکیب متفاوت است.

با توجه به آنچه گفته شد، می‌توانیم یک شاخص معادل‌سازی به صورت زیر تعریف نماییم:

$$M_i = \sum_{j=1}^q m_j c_{ij} / b_j z_j^r \quad \forall i = \text{بزرگسال و نوجوان و خردسال} \quad (3)$$

10. Orshansky

$m_i$ : تعداد افراد در هر ترکیب سنی درون خانواده  
 $z^f$ : حداقل مخارج مورد نیاز برای خانوار مرجع (خانواده دو نفره)  
 $b_j$ : متوسط نسبت غذا به کل مخارج هر خانوار (با ترکیب و بعد متفاوت) - خانوارهایی که مخارج آنها کمتر از میانه توزیع است.<sup>۱۱</sup>  
 $c_i$ : حداقل هزینه سبد غذایی مورد نیاز گروه‌های سنی درون خانوار  
 $q$ : تعداد گروه‌های سنی درون خانوار  
 در واقع فرمول (۳) نسبت خط فقر هر خانوار به خط فقر خانوار مرجع (دو نفره) است.

### ۳. مقایسه فقر در ایران

#### ۳-۱. آیا فقر کاهش یا افزایش یافته است؟

این بخش از مقاله می‌خواهد به این سوال پاسخ دهد که بین سالهای ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۳ فقر افزایش یافته است یا کاهش. شاخص‌های فقر متعددی وجود دارد که می‌توان برای پاسخ به این سوال مورد استفاده قرار داد. اما ناطمینانی‌های راجع به تخمین این شاخص‌ها وجود دارد. متون موجود فقر نشان می‌دهد که نویسندگان مختلف روش‌های متفاوتی به کار برده

۱۱. دلیل این است که براساس مطالعات قبلی فقر در ایران، انتظار این است که خط فقر بین دهک سوم و چهارم باشد. علاوه بر آن، به طور کلی، ضریب انگل برای دهک سوم که احتمالاً خط فقر در آن قرار می‌گیرد تقریباً برابر با متوسط ضریب انگل پنج دهک پایین درآمدی برای مناطق شهری و روستایی است. اگر چه در مطالعات بیشماری متوسط کل ضریب انگل مورد استفاده قرار گرفته شده است، اما این می‌تواند تخمین بالایی از خط فقر بخصوص برای آن دسته از کشورهای در حال توسعه‌ای که نابرابری در آن بالاست باشد؛ برای مثال، با لحاظ ضریب انگل دهک سوم ناحیه شهری هزینه غذا بایستی در عدد ۲/۵ ضرب شود؛ در حالیکه اگر ضریب انگل متوسط کل توزیع در نظر گرفته شود این عدد ۳/۱ خواهد بود. ضمناً بنا به تفاوت قابل ملاحظه ضریب انگل مناطق شهری و روستایی شاخص معادل‌سازی این دو ناحیه جداگانه محاسبه شده است.



و خطوط فقر متفاوتی تخمین زده‌اند. علاوه بر آن، مواردی چون خطای اندازه‌گیری در نمونه‌گیری، تفاوت‌های ناشناخته در نیازهای خانوار با سطح مصارف یکسان نیز وجود دارد که بر اطمینان تکیه صرف بر شاخص‌های فقر می‌کاهد.

اگر رویکرد "سلطه تصادفی" مورد استفاده قرار گیرد، بسیاری از این مشکلات برطرف خواهد شد. وقتی که یک تعریف مشخص از درآمد (مصرف) مورد توافق قرار گرفت و شاخص‌های معادل‌سازی و دیگر عامل‌های تعدیل‌کننده به کار گرفته شد و واحد دریافت مصرف (خانوار یا فرد) مشخص شد، ما به توزیع مصرف برمی‌گردیم. تابع توزیع مصرف یا مخارج می‌تواند به صورت متغیر گسسته یا پیوسته ارایه شود.

فرض کنید تابع توزیع تجمعی پنی و خط فقر به ترتیب با  $F$  و  $Z$  نشان داده شود، بنابراین  $F(x)$  نشان‌دهنده نسبت جمعیت با مصرف کمتر یا مساوی  $x$  است. تابع توزیع تخمین زده شده روی خط فقر، شاخص معروف نرخ فقر<sup>۱۲</sup> است که نشان‌دهنده نسبت جمعیت به مصرف زیر خط فقر است:

$$P_0(F; z) = F(z) \quad (4)$$

معادله (۴) نشان می‌دهد که شاخص نرخ فقر نه تنها تابعی از خط فقر ( $Z$ ) است، بلکه تابعی از توزیع  $F$  نیز می‌باشد.

تکنیک سلطه تصادفی دارای درجه‌های متفاوتی است. این درجه‌ها، سلطه اول، دوم و سوم نامیده می‌شوند. اگر دو توزیع  $F_1$  و  $F_2$  مربوط به سال‌های اول و دوم را داشته باشیم، توزیع  $F_2$  نشانگر سلطه تصادفی مرتبه اول به توزیع  $F_1$  است. وقتی که تابع توزیع تجمعی آن در هیچ جا بالای (و حداقل بعضی جاها زیر) توزیع  $F_1$  قرار نگیرد؛ بر طبق قضیه ساپزینیک (۱۹۸۱) هر تابع رفاه اجتماعی فزاینده نشانگر سطح بالاتر رفاه  $F_2$  به  $F_1$  است:

$$F_1(x) > F_2(x), \quad 0 \leq x \leq z^+ \quad (5)$$

## 12. Headcount Ratio

به طوری که به جای اینکه فقر یک عدد واحد باشد ( $z$ )، یک دامنه گسترده از صفر تا سطح حداکثر ممکن ( $z^+$ ) است.

شکل (۱) توزیع تجمعی مصرف تعدیل شده افراد را در کل کشور، نواحی شهری و روستایی برای سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ نشان می‌دهد. توزیع سال ۱۳۷۳ کل کشور و نیز مناطق روستایی بالای توزیع سال ۱۳۶۸ قرار گرفته است؛ بنابراین شرط اول سلطه تصادفی تأمین شده است و لذا می‌توان نتیجه گرفت که به طور قطع فقر در سطح کل کشور و همچنین نواحی روستایی افزایش یافته است.<sup>۱۳</sup>

اما همان طور که قسمت ب شکل (۱) نشان می‌دهد، توابع توزیع سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ نواحی شهری همدیگر را قطع نموده‌اند؛ بنابراین در این حالت، امکان قضاوت قاطع در خصوص اینکه آیا تغییراتی در سطح فقر شهری بین این دو سال اتفاق افتاده یا خیر وجود ندارد؛ به عبارت دیگر، چون هیچ کدام از دو توزیع بر دیگری تسلط ندارد ما نمی‌توانیم فرضیه صفر را که می‌گوید میزان فقر در هر دو سال برابر است، رد نمائیم؛ در عین حال، از روی نمودار می‌توان دید که وضعیت درآمدی فقیرترها در مناطق شهری بهبود یافته است و آنهایی که نزدیک خط فقر قرار داشته‌اند وضعیت درآمدی آنها بدتر شده است؛ بنابراین همان طور که روی شکل مشهود است با وجود بهبودی در وضعیت رفاهی فقیرترین فقرا در نواحی شهری، با توجه به خط فقر تخمین زده شده، درصد افراد فقیر بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ افزایش یافته است. این مسأله نشانگر این است که تعداد زیادی از افراد نزدیک خط فقر قرار گرفته‌اند؛ لذا با وجود اینکه سیاست‌های تأمین اجتماعی و پرداخت یارانه بر روی فقیرترین افراد شهری موثر واقع شده است، ولی از گروه‌های با درآمد متوسط پایین حمایت لازم صورت نگرفته است و در نتیجه بخشی از آنها به زیر خط فقر منتقل شده‌اند.

#### شکل ۱- توزیع مصرف در ایران، ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳

۱۳. تست معنی‌دار بودن فاصله دو توزیع برای تکمیل این ادعا ضروری است که در بخش ۳-۲ به آن پرداخته شده است.

۳۷

اندازه‌گیری فقر در ایران

کل کشور

الف

درصد تجمعی جمعیت

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

شهری

ب

درصد تجمعی جمعیت

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

### ۲-۳. تست آماری معنی دار بودن سلطه مرتبه اول

در این قسمت می‌خواهیم به آزمون برابری میانگین مخارج گروههای درآمدی مشابه در دو سال مختلف پردازیم. این آزمون به عنوان آزمون معنی دار بودن سلطه مرتبه اول لحاظ می‌شود؛ به عبارت دیگر، همان‌طور که در بخش قبلی دیدیم، ابزار سلطه تصادفی به عنوان تست استواری رتبه‌بندی فقر مورد استفاده قرار گرفت؛ اما برای تکمیل این تکنیک به عنوان آزمون استواری نیازمند این هستیم که بدانیم آیا اختلاف بین توزیع‌های  $F_1$  و  $F_2$  از نظر آماری معنی دار است یا خیر. برای این منظور می‌توان از یک شیوه استنتاج - آزمون برای مرتبه‌بندی توزیع مصرف سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ استفاده نمود. در اینجا مناسب‌تر است از تابع معکوس توزیع استفاده شود:

$$F^{-1}(p) := \inf\{x : F(x) \geq p\}, p \in [0,1]$$

این در واقع همان فرمول پنز پراید<sup>۱۴</sup> است<sup>۱۵</sup>. همان‌طور که تابع توزیع به ما می‌گوید که چه سهمی از جمعیت (p)، درآمدی کمتر یا مساوی X دارند، ”پنز پراید“ به ما سطح درآمد دهک درصد جمعیت (p) را می‌گوید. بعضی مواقع سلطه تصادفی مرتبه اول بر حسب پنز پراید بیان می‌شود؛ چرا که رابطه‌ای مستقیم با CDF و رتبه‌بندی فقر دارد؛ بنابراین درآمد سال اول، سلطه مرتبه اول بر درآمد سال دوم دارد، فقط و فقط اگر  $F_1^{-1}(p) > F_2^{-1}(p)$  برای تمامی [۱ و ۰]  $p \in$  باشد. اگر برای برخی p ها  $F_1^{-1}(p) = F_2^{-1}(p)$  باشد، توزیع‌ها قابل مقایسه نیستند و اظهار نظر در مورد اینکه کدام استاندارد بالاتری از زندگی را نشان می‌دهد، بدون ملاحظه قضاوت‌های جانبی دیگر امکان‌پذیر نیست.

در اینجا بر تخمین و استنتاج در مجموعه کشور متمرکز می‌شویم.

به طوری که  $0 = p_0 < p_1 < \dots < p_{k-1} < p_k = 1$  و  $\{P_i : i = 1, \dots, k\}$  است. ارتفاع متوسط  $F^1(p)$  روی فاصله  $[P_{i-1}, P_i]$  مصرف میانگین یک گروه است. فرض کنید  $\Psi_i$  مرز دهک در  $P_i$  باشد، در نتیجه مصرف میانگین برای گروه i ام بین دهک‌های  $\Psi_{i-1}$  و  $\Psi_i$  به صورت زیر است:

$$\mu_i = E \left[ X \mid \Psi_{i-1} \leq x \leq \Psi_i \right] \quad (6)$$

فرض کنید  $m(\mu_1, \dots, \mu_k)'$  بردار میانگین دهک‌ها باشد.  $\hat{M} = \left( \hat{\mu}_1, \dots, \hat{\mu}_k \right)$

تخمین استواری از m خواهد بود و  $\hat{\mu}_1 = \left( \frac{1}{n_i} \right) \sum x_{(j)}$  است، به طوریکه  $X_{(j)}$  آمارهای مرتبه نمونه و مجموعه مشاهدات  $n_i$  در گروه i ام خواهد بود. بیچ و دیویدسون<sup>۱۶</sup> نشان

14. Pen's Parade

۱۵. نگاه کنید به Jenkins and Cowell, (1994)

16. Beach & Davidson (1983)

دادند که  $\sqrt{N(\hat{m}-m)}$  متقارن توزیع شده  $N(0, [\delta_{ij}])$  و مقادیر  $ij$  ها را به دست می دهد. محاسبه  $\delta_{ij}$  نیازمند داشتن اطلاعات مربوط به CDF نیست، بلکه اطلاعات در خصوص میانگین و واریانس های مشروط و دهک ها کفایت می کند؛ بنابراین میانگین گروه های درآمدی و ماتریس واریانس - کواریانس به درستی قابل تخمین هستند، بدون اینکه نیاز به تعریف فرم پارامتریک CDF درآمد یا مصرف باشیم.

به پیروی از بیشاپ و همکاران<sup>۱۷</sup> برای تشخیص اینکه کجا میانگین های مشروط توابع دهک ها متفاوت هستند، فرضیه  $H_{0,i}: \mu_i^1 = \mu_i^2$  را در مقابل  $H_{A,i}: \mu_i^1 \neq \mu_i^2$  آزمون خواهیم نمود. برای نمونه های مستقل تحت شرایط فرضیه صفر می توانیم از آماره زیر استفاده نماییم:

$$T_i = \frac{\hat{\mu}_i^1 - \hat{\mu}_i^2}{\sqrt{\left( \left( \hat{\sigma}_{ii}^1 / N^1 \right) + \left( \hat{\sigma}_{ii}^2 / N^2 \right) \right) \frac{1}{2}}} \quad (7)$$

که بطور متقارن نرمال استاندارد برای  $k = 1, 2, \dots, K$  است. فرضیه عمومی صفر  $H_0: m^a = m^b$  تقاطع منطقی  $H_{0,j}$  است و شق کلی  $H_A: m^a \neq m^b$  اتحاد منطقی  $H_{A,i}$  است. با فرض ثابت نگهداشتن احتمال رد فرضیه صفر  $H_0$ ، زیر فرضیه ها بایستی به طور همزمان آزمون شوند. این کار با آزمون هر کدام از آماره های  $T_i$  به عنوان متغیر و <sup>۱۸</sup>SMM

17. Bishop et al. (1989)  
18. Studentized Maximum Modulus

با  $k$  و درجه آزادی بی‌نهایت کامل می‌شود. برای دهک‌ها (موقعیکه  $k = 9$ )، ارزش بحرانی در سطح پنج درصد  $2/8$  و در سطح یک درصد  $3/29$  است.

رتبه‌بندی ناقص سلطه مرتبه اول به شرح زیر تعیین می‌گردد. اگر نتوانیم فرضیه  $H_{0,i}$  برای تمامی  $i$ ها را رد کنیم، در آن صورت قادر نخواهیم بود که فرضیه عمومی صفر را نیز رد نماییم و در این حالت ما دو توزیع را برابر رتبه‌بندی می‌کنیم. رد  $H_{0,i}$  برای هر  $i$  نشانگر رد  $H_0$  است و ما را وادار می‌کند که بین تسلط و عدم مقایسه‌پذیری تمایز قائل شویم. اگر حداقل یک اختلاف مثبت از نظر آماری معنی‌دار وجود دارد و تفاوت‌های منفی معنی‌داری وجود ندارد می‌توانیم نتیجه‌گیری کنیم که توزیع سال اول بر توزیع سال دوم سلطه مرتبه اول دارد. اگر با تفاوت‌های معنی‌دار هم مثبت و هم منفی مواجه باشیم، در آن صورت تحت معیار سلطه مرتبه اول توزیع این دو سال غیر قابل مقایسه خواهند بود.

با تخمین توابع کوانتایل به صورت دهک و به کارگیری رویه‌های استنتاجی مذکور می‌توانیم سلطه مرتبه اول را به دست آورده، تغییرات مصرف را آزمون نماییم. این به ما این امکان را می‌دهد که سطح رفاه (استاندارد زندگی) در ایران را در بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ مقایسه نماییم. جدول (۲) میانگین گروه دهک‌ها، خطای استاندارد و آزمون آماری (معنی‌دار بودن) برای سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ را نشان می‌دهد. نتایج بیانگر این است که توزیع ۱۳۶۸ بر توزیع ۱۳۷۳ برای کل کشور و مناطق روستایی سلطه مرتبه اول دارد. در تمامی دهک‌ها میانگین سال ۱۳۶۸ به طور معنی‌داری از میانگین سال ۱۳۷۳ بزرگتر (دهک‌های ۱ تا ۹ برای کل کشورهای ۱ تا ۸ برای نواحی روستایی) و یا برابر (دهک دهم برای کل کشور و دهک‌های ۹ و ۱۰ برای مناطق روستایی) است. این یافته، نتایج به دست آمده در بخش قبل را تایید می‌کند، به این معنی که فقر به طور قطع در کل کشور و همچنین نواحی روستایی در بین این دو سال افزایش یافته است. جدول (۲) همچنین تایید

می‌کند که توابع توزیع تجمعی (CDF) دو سال برای نواحی شهری همدیگر را قطع نموده‌اند و بنابراین سلطه مرتبه اول وجود ندارد.

جدول ۲- میانگین دهک‌های مصرف (برحسب فرد)، ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳

دهک	روستایی			شهری			ایران		
	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره t	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره t	۱۳۶۸	۱۳۷۳	آماره t
۱	۱۷۶ (۱/۷)	۱۴۹ (۱/۵)	-۱۲/۳**	۲۳۱ (۳/۱)	۲۶۲ (۲/۱)	۸/۵**	۱۹۷ (۱/۵)	۱۸۸ (۱/۲)	-۴/۶**
۲	۲۷۳ (۱/۰)	۲۳۴ (۰/۸)	-۳۰/۷**	۳۹۰ (۱/۸)	۴۰۱ (۱/۰)	۵/۷**	۳۱۷ (۰/۹)	۳۰۳ (۰/۷)	-۱۲/۳**
۳	۳۴۰ (۰/۸)	۲۹۷ (۰/۷)	-۴۰/۳**	۵۱۳ (۱/۷)	۵۰۰ (۰/۹)	-۶/۳**	۴۰۳ (۰/۸)	۳۹۱ (۰/۶)	-۱۱/۱**
۴	۳۹۹ (۰/۸)	۳۶۰ (۰/۸)	-۳۴/۵**	۶۴۳ (۱/۷)	۵۹۹ (۱/۱)	-۲۲/۳**	۴۹۴ (۰/۹)	۴۷۸ (۰/۶)	-۱۴/۴**
۵	۴۶۷ (۰/۹)	۴۲۷ (۰/۸)	-۳۳/۹**	۷۶۷ (۲/۰)	۷۰۹ (۱/۳)	-۲۹/۹**	۶۰۰ (۱/۰)	۵۷۳ (۰/۸)	-۲۱/۲**
۶	۵۴۶ (۱/۲)	۵۰۴ (۱/۰)	-۲۷/۳**	۹۱۸ (۲/۱)	۸۳۵ (۱/۶)	-۳۴/۰**	۷۱۶ (۱/۲)	۶۸۲ (۰/۹)	-۲۲/۵**
۷	۶۴۰ (۱/۴)	۶۰۳ (۱/۲)	-۱۹/۷**	۱۰۹۷ (۲/۹)	۹۹۴ (۲/۴)	-۳۱/۳**	۸۶۳ (۱/۷)	۸۲۱ (۱/۱)	-۲۰/۷**
۸	۷۶۲ (۱/۸)	۷۳۰ (۱/۹)	-۱۱/۹**	۱۳۶۲ (۴/۱)	۱۲۲۰ (۴/۵)	-۲۹/۲**	۱۰۷۳ (۲/۵)	۱۰۱۷ (۱/۶)	-۱۸/۵**
۹	۹۶۲ (۳/۵)	۹۵۱ (۳/۵)	-۲/۱	۱۷۷۴ (۷/۵)	۱۶۰۰ (۴/۸)	-۲۰/۰**	۱۴۳۸ (۴/۷)	۱۳۴۵ (۳/۰)	-۱۶/۸**
۱۰	۱۷۴۸ (۴۱/۴)	۱۷۸۲ (۳۵/۴)	۰/۶	۳۳۷۱ (۷۴/۶)	۳۱۱۶ (۴۸/۴)	-۲/۹*	۲۷۹۱ (۴۸/۰)	۲۶۶۱ (۳۲/۶)	-۲/۲



اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد است.

تمامی اعداد میانگین و خطاهای استاندارد مربوطه برحسب قیمت سال ۱۳۳۸ است (اعداد به ۱۰۰۰ گرد شده‌اند)

\* در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنی‌دار هستند.

\*\* در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنی‌دار هستند.

مأخذ: محاسبه نویسنده، استفاده از آمار هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران

#### ۴. آزمون‌های سلطه مراتب بالاتر<sup>۱۹</sup>

بنا به تقاطع منحنی‌های توزیع نواحی شهری، یک راه این خواهد بود که توجه خود را بر شاخص‌های شکاف فقر که کاهش یافته و حداقل محذب ضعیف هستند، متمرکز کنیم. در این حالت می‌توانیم از شرط سلطه تصادفی مرتبه دوم استفاده کنیم. شرط سلطه تصادفی مرتبه دوم ضعیف‌تر از مرتبه اول است؛ به طوری که شرط مرتبه اول تامین‌کننده شرط مرتبه دوم هست، ولی برعکس آن صادق نیست.

توزیع  $F$  نشانگر سلطه تصادفی مرتبه دوم (SSD) بر توزیع  $F_1$  خواهد بود اگر منحنی کسری فقر<sup>۲۰</sup> (انتگرال تابع توزیع یا به عبارتی سطح زیر توزیع تراکمی) آن هیچ جایی بالاتر (و حداقل برخی جاها پایین‌تر) از منحنی کسری فقر  $F_2$  قرار نگیرد. شارکس (۱۹۸۳)<sup>۲۱</sup> نشان داد که اگر SSD تامین شود، هر تابع رفاه اجتماعی که فزاینده و محذب در مصرف باشد، نشانگر سطح بالاتر رفاه اجتماعی در  $F_2$  نسبت به  $F_1$  خواهد بود. به طور تکنیکی، سلطه تصادفی مرتبه دوم  $F_2(x)$  به  $F_1(x)$  برای تمامی  $x$  ها نشان می‌دهد:

$$D(F_1; z) = \int_0^z F_1(x) dx \geq \int_0^z F_2(x) dx = D(F_2; z), \quad 0 \leq x \leq z^+ \quad (۸)$$

$$D(F, z) = \int_0^z F(x) dx \quad (۹)$$

19. Higher Order Dominance Tests

20. Deficit Curve

21. Shorrocks (1983)

$D(F; z)$  منحنی کسری فقر نامیده می‌شود که به عنوان ناحیه زیر تابع توزیع تجمعی تعریف شده است ( برای مثال نگاه کنید به روالیون، (۱۹۹۴) و دیتون (۱۹۹۷). با انتگرال گیری جزء به جزء طرف سمت راست معادله (۹) می‌توان آن را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$D(F; z) = zF(z) - \int_0^z x dF(x) = zF(z) \left( 1 - \frac{\mu_p}{z} \right) = zP_1(F; z) \quad (10)$$

به طوری که  $\mu_p$  میانگین مصرف در میان فقرا و  $P_1(F; z)$  شاخص شکاف فقر است. شکل (۲) منحنی کسری فقر برای افراد در نواحی شهری بین سالهای ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ را در دامنه  $0-800/000$  ریال نشان می‌دهد. از آنجایی که قرار گرفتن خط فقر در بالای توزیع موضوعیتی ندارد، لذا در مقایسه فقر با استفاده از رویکرد سلطه تصادفی، از صفر تا یک حداکثر خط فقر  $Z^+$  که فرض می‌کنیم  $800/000$  ریال در شهر ( به قیمت سال ۱۳۶۸) است، محدود می‌شویم. قابل توجه است که خط فقر تخمینی مورد استفاده  $75\%$  این عدد است.

شکل (۲) به وضوح نشان می‌دهد که منحنی‌های کسری فقر توابع توزیع تجمعی نیز همدیگر را قطع کرده‌اند و لذا نمی‌توان براساس شرط سلطه مرتبه دوم در مورد برتری یکی از توزیع‌ها قضاوتی نمود. در این حالت باید دامنه شاخص‌های فقر قابل قبول را محدودتر کنیم. اگر ما منحصراً روی شاخص‌های حساس - توزیع نظیر شاخص "مجذور شکاف فقر" ( $P_1, P_2$ ) را کنار گذاشته‌ایم) تکیه کنیم، در آن صورت سلطه تصادفی مرتبه سوم قابل آزمون است.

مرتبه بالاتر (سوم) سلطه تصادفی می‌تواند براساس "منحنی شدت فقر" (ناحیه زیرمنحنی کسری فقر) تعریف شود:

$$S(F; z) = \int_0^z D(x) dx, 0 \leq x \leq z^+ \quad (11)$$

$$= \frac{1}{2} z^2 P_2(F; z)$$

شکل (۳) منحنی‌های شدت فقر برای افراد را در نواحی شهری ترسیم می‌نماید. بنا به اینکه منحنی‌های شدت فقر (صرفنظر از اینکه خط فقر انتخابی کجا باشد) همدیگر را قطع نمی‌کنند، در این صورت می‌توانیم بگوییم که منحنی شدت فقر سال ۱۳۶۸ بر منحنی مربوطه سال ۱۳۷۳ تسلط دارد؛ بنابراین برحسب شاخص‌های فقر حساس - توزیع، فقر در نواحی شهری به طور قطع بین سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ کاهش یافته است.

شکل ۲- منحنی کسری فقر، مناطق شهری، ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳

سطح زیر منحنی کسری فقر (هزار)

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

شکل ۳- منحنی شدت فقر، مناطق شهری، ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳

## ۵. میزان تغ

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

در بخش قبلی، فقر را در سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ مورد مقایسه قرار دادیم. ما معمولاً از نقطه نظر راهبردی مایل هستیم بدانیم فقر چه مقدار تغییر پیدا کرده است، یا به عبارتی سطح فقر و میزان تغییرات فقر چه مقدار بوده است. برای پاسخ به این سوالات از گروه شاخص‌های فقر فوستر و همکاران (۱۹۸۴) ( $P_\alpha$ ) استفاده می‌نمائیم.<sup>۲۲</sup>

۲۳. گروه شاخص فقر جمع‌پذیر فوستر - گریر - توریک را می‌توان به صورت پیوسته به صورت زیر

$$P_\alpha(F; z) = \frac{1}{z} \int_0^{F(z)} [z - F^{-1}(p)] dp, \alpha \geq 0$$

نوشت:

وقتی که  $\alpha$  برابر با صفر باشد، این شاخص کلی فقر تبدیل به شاخص نرخ فقر (درصد افرادی که زیر خط فقر قرار دارند) می‌شود، شاخص نرخ فقر کاملاً به تفاوت‌های موجود در شکاف فقر

از آنجایی که شاخص‌های فقر از مشاهدات نمونه تخمین زده می‌شوند، نیاز است که بدانیم آیا تفاوت‌های به دست آمده از نظر عددی، از نظر آماری معنی‌دار هستند یا خیر. کاکوانی (۱۹۹۳) فرمولی برای تخمین خطای استاندارد و همچنین استنتاج آماری برای شاخص‌های فقر ارائه داد. اما روش ارائه شده توسط کاکوانی برای نمونه‌گیری با طراحی پیچیده (با طبقه‌بندی و خوشه‌چینی) مناسب نیست؛ چرا که فرمول معرفی شده توسط او برای مثال بعد خانوار را غیر تصادفی (non-stochastic) در نظر می‌گیرد، در صورتی که چنین نیست؛ بنابراین روش کاکوانی برای شاخص‌های فقر مبتنی بر پایه فرد جواب نمی‌دهد، حتی اگر برای نمونه‌های تصادفی ساده نیز به کار گرفته شود. فرمول کاکوانی فقط برای شاخص‌های مبتنی بر پایه خانوار آنهم برای نمونه‌های تصادفی ساده جواب می‌دهد؛ اما واقعیت این است که فقر به وسیله فرد تجربه می‌شود تا خانوار. این اشکالات یا نواقص می‌تواند با استفاده از نتایج "واریانس نمونه میانگین" رفع شود. تمامی شاخص‌های جمع‌پذیر فقر می‌تواند به آسانی و به طور دقیق به عنوان میانگین شاخص‌های فقر انفرادی مربوطه - وقتی که دسترسی به آمارهای ریز داریم - محاسبه شود. کاول، هوس و جینکینز (۱۹۹۴) و همچنین هوس و لانجو (۱۹۹۸) فرمول واریانس متقارن میانگین (نسبت دو متغیر تصادفی) را برای تخمین خطای استاندارد شاخص‌های فقر (نگاه کنید به زیرنویس ۲ جدول (۳) برای مشاهده جزئیات این فرمول) تعمیم دادند. این فرمول هم وضعیت فقر خانوارها و هم وزن خانوارها (شامل بعد خانوار) را به صورت متغیرهای تصادفی در نظر می‌گیرد.

---

غیرحساس است. اگر  $\alpha$  برابر با یک باشد، فرمول بالا شاخص شکاف فقر را به دست می‌دهد که نرمال شده مجموع کمبودهای فقراست؛ اما هر دو این شاخص‌ها (شاخص نرخ فقر و شاخص شکاف فقر) به توزیع میان فقرا غیرحساس هستند. اگر  $\alpha$  را برابر ۲ فرض کنیم، این نقیصه رفع می‌شود که در این صورت شاخص به دست آمده جمع وزنی کمبودهای فقرا را نشان می‌دهد؛ بنابراین به درآمدهای پایین‌تر در میان فقرا وزن بیشتری داده شده است.

جدول (۳) شاخص نرخ فقر ( $P_0$ )، شاخص شکاف فقر ( $P_1$ ) و شاخص حساسیت - توزیع ( $P_2$ ) و همچنین خطای استاندارد و آزمون آماری آنها را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که سطح فقر در کل کشور و همچنین در نواحی شهری و روستایی بالاست. نسبت افراد زیر خط فقر در نواحی شهری  $31/7$  درصد و  $35/2$  درصد به ترتیب در سال‌های  $1368$  و  $1373$  است؛ یعنی نرخ فقر در این دو سال از یک رشد معنی‌دار  $3/6$  درصدی برخوردار بوده است. تغییر در شاخص شکاف فقر از نظر آماری معنی‌دار نیست؛ اما براساس شاخص حساس - توزیع ( $P_2$ ) فقر در نواحی شهری بین این دو سال کاهش یافته است. در مجموع در نواحی شهری بین این دو سال با وجود یک مقدار افزایش در نرخ فقر، شاخص نرمال شده شکاف فقر ثابت مانده و شاخص مجذور شکاف فقر کاهش نشان می‌دهد. تمامی شاخص‌های فقر حکایت از یک افزایش معنی‌دار فقر در نواحی روستایی بین این دو سال دارد؛ به عبارت دیگر، تمامی ابعاد فقر در نواحی روستایی در فاصله سالهای  $73-1368$  بدتر شده است. بر طبق تمامی شاخص‌های فقر، فقر به طور معنی‌داری در این فاصله زمانی در کل کشور افزایش یافته است. به زبان دیگر، در سال  $1368$  حدود  $17$  میلیون نفر فقیر وجود داشته است که این رقم در سال  $1373$  به رقم  $20$  میلیون افزایش یافته است (یعنی یک رشد مطلق  $14$  درصدی در کل کشور). این نتایج با نتایج ارایه شده در بخش قبلی همخوانی دارد.

جدول ۳- تخمین فقر و فقر شدید در ایران، سال‌های  $1368$  و  $1373$

شاخص فقر	۱۳۶۸		۱۳۷۳		تغییرات فقر (برحسب درصد)	آماره $t$ برای تغییرات فقر ۱۳۶۸-۷۳
	فقر	انحراف معیار	فقر	انحراف معیار		
شهری						
$P_0$	$31/66$	$0/71$	$35/22$	$0/49$	$+3/56$	$4/1$
$P_1$	$11/22$	$0/32$	$10/91$	$0/20$	$-0/31$	$-0/8$
$P_2$	$5/46$	$0/20$	$4/75$	$0/11$	$-0/71$	$-3/1$
روستایی						
$P_0$	$33/70$	$0/67$	$39/66$	$0/62$	$+5/96$	$6/5$
$P_1$	$9/95$	$0/25$	$13/40$	$0/26$	$+3/45$	$9/4$

P <sub>2</sub>	۴/۲۸	۰/۱۴	۶/۲۶	۰/۱۶	+۱/۹۸	۹/۵
ایران						
P <sub>0</sub>	۳۲/۵۹	۰/۴۹	۳۷/۰۹	۰/۳۹	+۴/۵۰	۷/۲
P <sub>1</sub>	۱۰/۶۴	۰/۲۱	۱۱/۹۶	۰/۱۶	+۱/۳۲	۵/۱
P <sub>2</sub>	۴/۹۲	۰/۱۲	۵/۳۹	۰/۰۹	+۰/۴۷	۳/۰
فقر شدید						
شهری						
P <sub>0</sub>	۴/۱۸	۰/۳۲	۲/۶۱	۰/۱۷	-۱/۵۷	-۴/۳۸
P <sub>1</sub>	۱/۰۴	۰/۰۹	۰/۵۵	۰/۰۴	-۰/۴۹	-۴/۷
P <sub>2</sub>	۰/۴۱	۰/۰۵	۰/۱۹	۰/۰۲	-۰/۲۲	-۴/۴
روستایی						
P <sub>0</sub>	۸/۰۲	۰/۳۷	۱۲/۴۱	۰/۴۱	+۴/۳۹	۷/۹
P <sub>1</sub>	۱/۹۲	۰/۱۰	۳/۲۰	۰/۱۳	+۱/۲۸	۷/۷
P <sub>2</sub>	۰/۷۲	۰/۰۵	۱/۳۰	۰/۰۷	+۰/۵۸	۶/۸
ایران						
P <sub>0</sub>	۵/۸۷	۰/۲۴	۶/۷۵	۰/۲۰	+۰/۸۱	۲/۶
P <sub>1</sub>	۱/۴۳	۰/۰۷	۱/۶۷	۰/۰۶	+۰/۲۳	۲/۵
P <sub>2</sub>	۰/۵۵	۰/۰۳	۰/۶۶	۰/۰۳	+۰/۱۱	۲/۴

۱. اعداد محاسبه شده P<sub>α</sub> در ۱۰۰ ضرب شده‌اند.

۲.  $t = (P_{\alpha}^{73} - P_{\alpha}^{68})$  / خطای استاندارد  $(P_{\alpha}^{73} - P_{\alpha}^{68})$ . خطای استاندارد شاخص P<sub>α</sub> را می‌توان به وسیله واریانس متقارن

شاخص فقر  $(\pi = t / p = \sum_{j=1}^N w_j h_j \pi_j / \sum_{j=1}^N w_j h_j)$  به صورت زیر محاسبه نمود:

$$AV(\pi) = 1/p^2 [Var(t) + \pi^2 Var(p) - 2\pi Cov(t, p)]$$

در اینجا ممکن است علاقمند باشیم بدانیم که بر سرفقی‌ترین فقرا چه اتفاقی افتاده است. تا اینجای بحث سطح و تغییرات فقر بدون تمایز بین فقرا به طور کلی و افراد خیلی فقیر (مسکین) مورد بررسی قرار گرفت. شاید بد نباشد که افراد شدیداً فقیر<sup>۲۳</sup> را از فقرا<sup>۲۴</sup> متمایز کنیم. چندین دلیل برای انجام این کار هست؛ برای مثال، فرض کنید ما می‌خواهیم یک سیاست فقرزدایی در پیش بگیریم. بودجه‌ای که برای این کار تخصیص داده شده

23. Ultra Poor

24. The Poor

است، کفاف فرو نشست فقر را در یک دوره زمانی قابل قبول نمی‌دهد. بنا به محدودیت بودجه که وجه مشترک کشورهای در حال توسعه است، به پیروی از رویکرد راولزی قابل قبول و منطقی خواهد بود که ما آن افرادی را که بیشتر آسیب‌پذیر هستند، مورد هدف قرار دهیم.

به دنبال برخی از متون بانک جهانی (بانک جهانی ۱۹۹۴ و ۱۹۹۶)، یک راه این است که بگوییم افراد مسکین (فقیر شدید) کسانی هستند که کمتر از نصف حداقل نیاز، هزینه می‌کنند. با توجه به ارزش پولی سبد غذایی، یک خانواده فقط می‌تواند کالری غذایی مورد نیاز خود را تأمین کند؛ اما اگر فرض کنیم که ضریب انگل ۰/۵ است، آنها دو برابر ارزش پولی که برای تأمین حداقل کالری غذایی نیاز دارند، باید داشته باشند؛ چرا که حداقل نیازهای غیرغذایی خانوار نیز باید مد نظر قرار گیرد؛ بنابراین اگر ما فقط ارزش پولی سبد غذایی حداقل را به عنوان خط فقر در نظر بگیریم، به این معنی است که آن خانوار در عمل می‌تواند نصف این سبد غذایی حداقل را تأمین کند؛ چرا که بخش دیگری از درآمد خود را باید به کالاهای غیر ضروری اختصاص دهد. به طور خلاصه ما فقط هزینه سبد غذایی حداقل را به عنوان خط فقر افراد مسکین در نظر می‌گیریم.

بر طبق تمامی شاخص‌های فقر، فقر شدید<sup>۲۵</sup> در بین سالهای ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۳ در نواحی شهری کاهش یافته است؛ اما در کل کشور و همچنین نواحی روستایی، تمامی ابعاد "فقر شدید" بدتر شده است؛ به عبارتی "فقر شدید" در این دوره در کل کشور و نیز نواحی روستایی افزایش یافته است (جدول ۳). مجدداً این نتایج حاکی از آن است که در طول این دوره، فقط دهک پایین جمعیتی نواحی شهری از شرایط بهتری برخوردار شده‌اند. قابل ذکر است که سطح فقر شدید در نواحی شهری کم، ولی در عوض در نواحی روستایی



بالاست؛ برای مثال، در نواحی شهری، نرخ فقر شدید در سال ۱۳۷۳ حدود ۲/۶۱ درصد است؛ در صورتی که این رقم در نواحی روستایی برابر با ۱۴/۴۱ درصد می‌باشد.

### ۶. آیا نتایج تخمین فقر به انتخاب شاخص قیمت حساس است؟

اهمیت انتخاب شاخص قیمت برای تعدیل آمارهای مورد نیاز در اندازه‌گیری فقر، باید مورد توجه قرار گیرد. در ابتدای مقاله اشاره داشتیم که CPI معمولی شاخص قیمت مناسبی برای منظور ما نیست؛ چرا که منعکس‌کننده تورمی که فقرا تجربه می‌کنند نبوده، لذا استفاده از این شاخص درست نیست و حتی احتمال اثر روی رتبه‌بندی فقر خواهد داشت. قابل یادآوری است که اعتبار نتایج تحلیل سلطه تصادفی که بر آمارهای مطلق مخارج خانوار استوار است، نه تنها بستگی به کیفیت خود آمارهای هزینه خانوار دارد، بلکه بستگی به تعدیل‌کننده‌هایی نظیر شاخص قیمت که مخارج را با توجه به سطح قیمت‌های ثابت تعدیل می‌کند، نیز دارد.

در این مطالعه، تاکنون تحلیل ما مبتنی بر مخارج تعدیل شده که شاخص تعدیل آن "شاخص قیمت مصرف‌کننده با درآمد پایین" (LCPI) به عنوان شاخص مناسبی که انعکاس دهنده وضعیت فقر است، بود؛ اما برای نشان دادن اینکه آیا شاخص‌ها یا ابزارهای اندازه‌گیری فقر نسبت به تعدیل‌کننده‌های قیمت حساس هستند یا خیر، نتایج تکنیک سلطه تصادفی را در حالی که شاخص تعدیل ما CPI معمولی باشد و نه LCPI تکرار می‌کنیم.

قسمت الف و ب نشان می‌دهد که انتخاب CPI معمولی به عنوان شاخص تعدیل قیمت، نتایج به دست آمده قبلی رتبه‌بندی فقر را معکوس می‌نماید. نتایج جدید نشان می‌دهد که در طول فاصله بین سالهای ۷۳-۱۳۶۸ فقر در کل کشور و همچنین نواحی شهری کاهش یافته است. همچنین نتایج به دست آمده در قسمت ج شکل (۴) مربوط به نواحی روستایی با نتایج به دست آمده با قسمت ج شکل (۱) همخوانی ندارد؛ لذا با توجه به آنچه گفته شد

می‌توان ادعا کرد که این نتایج (نتایج مبتنی بر CPI) گمراه‌کننده است؛ چرا که این شاخص با وضعیت فقرا همخوانی ندارد (نگاه کنید به Mahmoudi, 2000).  
به طور خلاصه در این بخش ما اهمیت استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده مناسب، در اندازه‌گیری فقر را برجسته نمودیم؛ لذا بنا به اهمیت مسأله باید توجه مضاعفی در فراهم نمودن آمارهای تمیز و قابل استفاده برای مطالعات کاربردی فقر در کشورهای در حال توسعه مبدول گردد.

شکل ۴- تخمین فقر با لحاظ CPI به عنوان شاخص قیمت

کل کشور

الف

درصد تجمعی جمعیت

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

۵۳

اندازه‌گیری فقر در ایران

شهری

ب

درصد تجمعی جمعیت

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

روستایی

ج

درصد تجمعی جمعیت

مصرف تعدیل شده (به هزار ریال)

### جمع‌بندی و ملاحظات

نتایج نشان می‌دهد که فقر در طول سیاست تعدیل اقتصادی (۱۳۶۸-۱۳۷۳) در نواحی شهری، روستایی و کل کشور (به استثنای یک مقدار کاهش در شاخص حساسیت - توزیع P<sub>۲</sub> برای نواحی شهری) افزایش یافته است؛ به عبارت دیگر، اثر سیاست‌های تعدیل روی رفاه افراد فقیر در نواحی روستایی منفی بوده است؛ در صورتی که با وجود یک افزایش چهار درصدی نرخ فقر در نواحی شهری، فقیرترین فقرا در این ناحیه در طول دوره ۷۳-۱۳۶۸ از وضعیت رفاهی بهتری برخوردار شده‌اند. افزایش نرخ فقر در طول این دوره، حکایت از این دارد که تعداد فقرا در انتهای برنامه پنج ساله اول بیشتر از ابتدای برنامه بوده است؛ به علاوه، واقعیت این است که شکاف فقر به نسبت یکسانی با نرخ فقر (۱۳٪ و ۱۴٪) نیز افزایش یافته است که حکایت از این دارد که به طور متوسط فقرا از خط فقر دورتر شده‌اند. نهایتاً افزایش ۱۰ درصدی در شاخص حساسیت - توزیع نیز نشان می‌دهد که وضعیت رفاهی فقیرترین فقرا در کل کشور بدتر شده است.

به عنوان یک نتیجه‌گیری کلی، به نظر می‌رسد که افزایش فقر مطلق در کشور در طول این دوره با واقعیت‌ها و خصیصه‌های سیاست تعدیل اقتصادی، در طول این دوره همخوانی دارد. سه شاخص کلان اقتصادی، یعنی کاهش دستمزد واقعی، کاهش در مصرف سرانه حقیقی بخش خصوصی و افزایش در نرخ بیکاری نشانگر کاهش رفاه و وضعیت زندگی بخش‌های کم‌درآمد و فقیر جمعیت کشور است. علاوه بر اینها، کاهش قابل ملاحظه مخارج عمومی و یارانه‌های دولتی روی کالاهای اساسی نیز اثر گذار هستند؛ لذا این عوامل اثر معکوسی را روی وضعیت رفاهی اقشار آسیب‌پذیر در طول این دوره نشان می‌دهد. در کنار موارد بالا، باید به این نکته نیز توجه داشت که سیاست تعدیل اقتصادی بلافاصله بعد از جنگ ایران و عراق شروع شده است؛ بنابراین انتظار بر این بوده است که وضعیت فقرا نسبت به زمان جنگ بهبود یابد. پایان یافتن جنگ به عنوان یک متغیر کمکی

مثبت همراه با حمایت‌های مستقیم دولت و نهادهای خیریه و حمایتی نظیر کمیته امداد امام خمینی (ره) نیز نتوانسته‌اند اثرات منفی سیاست تعدیل اقتصادی را (سیاستی که یک تورم فزاینده‌ای را بر مصرف‌کننده تحمیل کرد) روی فقرا خنثی کنند. از طرف دیگر، به نظر می‌رسد افزایش قیمت‌های حمایتی محصولات کشاورزی همراه با افزایش میزان تولید، اثر مثبتی روی درآمد حقیقی تولیدکنندگان اینگونه محصولات کشاورزی داشته باشد. اما در عمل چنین نبوده و این اثر منفی بوده است. افزایش فقر روستایی ممکن است مربوط به کاهش یارانه روی نهادهای کشاورزی و جبران درآمد کشاورزان از طریق افزایش قیمت محصولات کشاورزی باشد. کشاورزانی که مازاد تولید کمی داشته‌اند در این شرایط متضرر شده‌اند، چرا که حتی با تحمیل افزایش قیمت نهادهای کشاورزی، به سختی توانسته‌اند از افزایش محصولات کشاورزی بهره‌ای ببرند. همچنین اثر رفاهی سیاست تعدیل بستگی به چگونگی قطع مخارج عمومی دارد. اگر فقرا در ابتدا از مخارج عمومی کمتر بهره‌مند باشند، در نتیجه قطع یا کاهش مخارج عمومی اثر زیادی روی وضعیت رفاهی آنها ندارد. در این راستا این گونه سیاست‌ها به فقرا در نواحی روستایی صدمه وارد نموده است؛ زیرا آنها مصرف‌کننده غلات بوده و با کاهش مخارجی عمومی و کاهش یارانه روی کالاهای اساسی مواجه شده‌اند؛ به عبارت دیگر، پوشش کم کالاهای کوپنی در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری از یک طرف و نابرابری توزیع زمین‌های کشاورزی از طرف دیگر، روستائیان را آسیب‌پذیر نموده است. البته کمتر بودن فرصت دستیابی به شغل دوم و سوم در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری را نیز باید در نظر داشت.

در این مقاله، بحث صرفاً راجع به فقر مبتنی بر درآمد مورد احتیاج برای دستیابی به حداقل سبد کالاهای مورد نیاز بود. دو ایراد بر این تعریف وارد است؛ اول، تمرکز صرف روی درآمد، منجر به فراموشی عوامل مهم دیگر اثرگذار بر رفاه افراد از جمله آموزش و

بهداشت که قابلیت‌های بلندمدت افراد را گسترش می‌دهند، می‌شود؛ اما اگر این عامل را هم مورد مطالعه قرار دهیم، می‌بینیم که مخارج عمومی روی بهداشت، آموزش و تأمین اجتماعی به طور قابل ملاحظه‌ای در طول دوره ۱۳۶۸-۷۳ کاهش یافته است.<sup>۲۶</sup> دوم، این تعریف، تعادل بین استراحت و کار را نادیده می‌گیرد. چه اتفاقی خواهد افتاد اگر ما به طور قابل ملاحظه‌ای استراحت را جایگزین کار کنیم؟ پارلمان انگلیس در ۱۶۶ سال پیش فقر را چنین تعریف می‌کند:

«کسی در وضعیت فقر قرار دارد که برای به دست آوردن حداقل نیازهای زندگی مجبور شود ساعت کار خود را افزایش دهد».<sup>۲۷</sup>

اگر ما این تعریف را مبنا قرار دهیم، افزایش فقر در طول این دوره بیشتر از آن چیزی است که مورد محاسبه قرار گرفته است؛ چرا که بخش قابل توجهی از کارمندان بخش دولتی از سال ۱۳۶۸ به بعد، رو به شغل دوم و سوم آورده‌اند؛ به هر حال هر دو مثال بالا، این نتیجه که فقر در طول سالهای ۱۳۶۸-۷۳ افزایش یافته است را تایید می‌کنند. به طور خلاصه، تجربه سیاست تعدیل اقتصادی در ایران و متعاقب آن کاهش سطح استاندارد زندگی افراد فقیر، مهر تاییدی بر نگرانی‌های منتقدین اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در چارچوب پیشنهادی بانک جهانی و صندوق بین‌الملل پول بود؛ به عبارت دیگر، صرف‌نظر از خوبی یا بدی این سیاست، واقعیت این است که ایران آماده اجرای آن نبود، زیرا همان‌طور که در نسخه پیشنهادی بانک جهانی آمده است، اجرای سیاست تعدیل اقتصادی دو پیش شرط دارد: یکی برخورداری از یک ساختار پروکراتیک کارای پولی و مالی، و دوم فراهم نمودن یک چتر حمایتی روی اقشار آسیب‌پذیر که سیاست تعدیل آنها را تحت تأثیر منفی قرار ندهد؛ اما هیچ کدام از این دو پیش شرط قبل از اجرای سیاست تعدیل در سال ۱۳۶۸ رعایت نشده بود.

۲۶. نگاه کنید به دینی (۱۳۷۹)

27. Great British Parliamentary Papers. Poor Law, (1834), Vol. 8, 143.

### منابع

۱. اصغرزاده، عبدالله (۱۳۷۵)؛ تحلیل و بررسی اقتصادی فقر: نقش الگوی مناسب و متعادل مصرف خوراک در امحاء فقر شهری؛ موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
۲. دینی، علی (بهار ۱۳۷۹)؛ "امنیت غذایی و برآورد آن در ایران"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۴.
3. Beach, C. M. and R. Davidson (1983); "Distribution-free statistical inference with Lorenz curves and income shares", **Review of Economic studies**, L, pp. 723-735.
4. Bishop, A., J. P. Formby and P. D. Thistle (1989); "Statistical Inference, Income Distribution and Social Welfare, in D. J. Slottje", Ed., **Research on Economic Inequality**, Vol 1, Greenwich, Ct: JAI Press, pp. 49-82.
5. Bishop, A., J. P. Formby and P. D. Thistle (1992); "Convergence of the South and Non-South Income Distributions, 1969-1979", **The American Economic Review**, 82, pp. 262-271.
6. Cowell, F. A., S. R. Howes and S. P. Jenkins (1994); **The Estimation of Poverty Indices Using Weighted Data**; LSE, unpublished paper.
7. Deaton, A. (1997); **The Analysis of Household Surveys**, Johns Hopkins University Press for the World Bank, Baltimore and London.
8. Foster, J. E., J. Greer and E. Thorbecke (1998); "A Class of Decomposable Poverty Measure," **Econometrica**, 52, pp. 761-766.
9. Howes, S. and J. O. Lanjouw (1998); "Does Sample Design Matter for Poverty Rate Comparisons?", **Review of Income and Wealth**, 44, pp. 99-108.
10. Jenkins, S. P. and F. A. Cowell (1994); "Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities", **The Economic Journal**, 104, pp. 891-900.
11. Kakwani, N. (1993); "Statistical Inference in the Measurement of Poverty", **Review of Economics and Statistics**, 75, pp. 632-639.

12. Mahmoudi, V. (2000); **Aspects of poverty in Iran**, Ph.D. thesis, Department of Economics, University of Essex.
13. Ravallion, M. (1994); **Poverty Comparisons**; Harwood Academic Publishers, Char, Switzerland.
14. Sapsnik, R. (1981); "Rank-Dominance in Income Distribution", **Public Choice**, 36, pp. 147-151.
15. Shorrocks, A. F. (1983); "Ranking income Distributions", **Economica**, 50, pp. 3-17.
16. The World Bank (1994); **Poverty in Colombia**, Washington D.C.
17. The World Bank (1996); **Hungry, Poverty and Social Transfers**; Washington D. C.