تجزیه شاخص نابرابری تایل برحسب استانهای ایران

اسمعیل ابونوری *
آرش خوشکار **
پدرام داودی ***

تاریخ دریافت: ۸۶/۱۱/۲۹
تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۲/۲۷
صفحات: ۲۲۲-۲۰۱

نابرابری اقتصادی در ایران متأثر از نابرابریهای اقتصادی موجود در درون و در میان استانهای کشور است. هدف اصلی در این مقاله تجزیه شاخص نابرابری تایل بر حسب نابرابری درون استانها و نابرابری در میان استانها به تفکیک مناطق شهری و روستایی بوده است. برای این منظور از

*. دکتر اسمعیل ابونوری؛ دانشیار گروه اقتصاد- دانشگاه مازندران.
E. mail: e.abounoori@umz.ac.ir

**. آرش خوشکار؛ کارشناس ارشد علوم اقتصادی.
E. mail: arash.khoshkar@gmail.com

***. پدرام داودی؛ کارشناس ارشد علوم اقتصادی.
E. mail: pedram.davody@gmail.com

ریز داده‌های سال ۱۳۸۶ استفاده شده است. نتایج حاصل نشان داده است که نابرابری میان استانی در مناطق شهری و روستایی به ترتیب ۸٪ و ۱۱٪ از کل نابرابری بوده است. با توجه به این مقدارها، نابرابریهای میان استانی نقش قابل توجهی در نابرابری کل کشور نداشته است. برپایه نتایج به دست آمده از شواهد موجود در ایران برای کاهش یا تعدیل نابرابری کل کشور پیشنهاد می‌شود تا سیاستگذاران کلان استانی هر یک بر کاهش نابرابری درون استانی تمرکز کنند.

کلید واژه‌ها:

ایران، اقتصاد، شاخص نابرابری تایل، نابرابری درآمد، خانوارهای شهری و روستایی، هزینه خانوار

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

توجه مجدد به رشد اقتصادی، اقتصاد سیاسی و توزیع درآمد باعث رونق علم «اقتصادِ نابرابری درآمد»[1] در محافل علمی شده است. در این راستا تجزیهٔ شاخصهای توزیع درآمد به عوامل مؤثر بر آن، توجه بسیاری از پژوهشگران اقتصاد و آمار را به خود معطوف داشته است. بسته به چگونگی برخورد آنها با جنبه‌های متنوع و متفاوت نابرابری درآمد، شاخصها و روشهای متنوعی ابداع و استفاده شده است. یکی از شاخصهای مورد توجه در ادبیات نابرابری اقتصادی، «شاخص تایل»[2] است. این شاخص بر اساس مفهوم بی نظمی[3] در نظریه اطلاعات[4] بوسیله تایل (۱۹۶۷) معرفی شده است. یکی از ویژگیهای مورد توجه در هر شاخص نابرابری قابلیت تجزیه‌شوندگی آن است. با تجزیه شاخص نابرابری، می‌توان نقش و سهم منبع نابرابری در نابرابری کل را باز شناخت. این آگاهی سیاستمدران را در تصمیم‌گیری برای کاهش نابرابری در «درون گروهها»[5] یا کاهش نابرابری در «میان گروهها»[6] کمک می‌کند. هدف اساسی در این مقاله معرفی تجزیه شاخص تایل و سپس کاربرد آن در تجزیه شاخص تایل در ایران بر حسب استانهای کشور به تفکیک مناطق شهری و روستایی بوده است. برای این منظور از ریزداده‌های سال ۱۳۸۶ استفاده شده است.

این مقاله در پنج بخش نگارش یافته است. در پی نوشت این مقدمه، بخش دوم مروری جامع بر شاخص تایل و روش تجزیه آن اختصاص یافته است؛ در بخش سوم به داده‌ها اشاره می‌شود. تجزیه شاخص تایل به نابرابری درون و بین استانی به تفکیک مناطق شهری و روستایی در بخش چهارم تقدیم شده است. سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه و مقاله با کتابنامه پایان یافته است.

---

1. Economics of Income Inequality
2. Theil Index
3. Entropy
4. Information Theory
5. Between Group
6. Within Group

شاخص تایل و تجزیه آن

برخی از شاخصهای نابرابری از جمله شاخص تایل، بر پایه مفهوم بی نظمی در نظریه اطلاعات شکل گرفته است. توزیع‌های احتمال برای اندازه گیری توزیع درآمد، سنجه‌های[1] مفیدی ارائه می‌دهد. ارزش‌گذاری اطلاعات یکی از مسائلی است که در نظریه اطلاعات مطرح است. فرض کنید یک فضای نمونه ای به n پیشامد با شماره های $1,2,\ldots,n$ و احتمالات $p_1, p_2, \ldots, p_n$ (هریک از احتمالات بین صفر و یک قرار دارند) افراز گردد. در نظریه اطلاعات تابعی مانند $h(p_1)$ مورد نظر است که ارزشی را به دانستن وقوع پیشامد شماره یک نسبت دهد. این تابع را تابع ارزش اطلاعات مورد انتظار[2] می‌نامند. اگر پیشامد شماره یک به احتمال زیاد رخ دهد (p_1 نزدیک به یک باشد) آنگاه دانستن این مطلب (وقوع پیشامد شماره۱) چندان اهمیتی نخواهد داشت و مقدار $h(p_1)$ نسبتاً اندک است. اگر این پیشامد به احتمال بسیار کمی رخ دهد (p_1 نزدیک به صفر باشد) آنگاه ارزش این اطلاعات و مقدار $h(p_1)$ بسیار زیاد است[3]. بر این پایه، مقدار ضمنی $h(p_1)$ با افزایش p_1 کاهش می‌یابد. ویژگی دیگر تابع $h(.)$ خاصیت جمع پذیری است: اگر پیشامد شماره ۱ و پیشامد شماره ۲ از نظر آماری مستقل باشند، احتمال وقوع همزمان این دو پیشامد برابر با $p_1 \times p_2$ است. بر این پایه جمع ارزش وقوع همزمان پیشامدها به صورت زیر است:

$$h(p_1 \times p_2) = h(p_1) \quad h(p_2) + \qquad (1)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Analogy
2. Expected Information Content

۳. بسیاری از تصمیم‌ها در دنیای امروز، در شرایط عدم اطمینان صورت می‌پذیرد. اطلاع از آنچه روی خواهد داد ارزشمند است؛ با این وجود اطلاعات از ارزش یکسانی بر خوردار نیستند؛ دسته ای اهمیت نسبی بیشتر و دسته دیگر اهمیت نسبی کمتری دارند. ارزش اطلاعات با احتمال وقوع آنها رابطه عکس دارد: آن دسته از اطلاعاتی که احتمال وقوع زیادی دارند (مثلاً طلوع خورشید در روز) ارزش کمتری داشته اند و ممکن است افراد در مواجهه رایگان با این داده ها دچار کسالت و خستگی شوند. در مقابل، دسته ای دیگر از اطلاعات (مانند افزایش قیمت یک سهام خاص در بازار بورس) بنا به ناچیز بودن احتمال وقوعشان دارای ارزش بالایی هستند.

بنابر «کاول»[1] تنها تابع $h(p) = -\log(p)$ برای تمام مقادیر معتبر p دارای دو ویژگی نزولی و جمع‌پذیری است. در حالت $p = ۰$ و $p = ۱$ مقدار تابع به ترتیب برابر با بینهایت و صفر خواهد بود. زیرا ارزش اطلاعاتی مورد انتظار با احتمال p رابطه عکس دارد. بر اساس نظریه اطلاعات، شاخص بی نظمی اولیه، میانگین وزنی تابع ارزش اطلاعات مورد انتظار[2] از وقوع یک رخداد و غیر آن ($h(p)$ و $h(۱-p)$) است:

$$H = ph(p) + (۱ \quad p)h(۱ \quad p) \quad p\log\frac{۱}{p} \quad (۱ \quad p)\log\frac{۱}{۱-p} \quad = (۲) \qquad + \qquad -$$

شاخص بی نظمی مربوط به n پیشامد، با احتمال وقوع (p_i) و ارزش اطلاعات مورد انتظار $h(P_i)$ برابر با شاخص بی نظمی بسط یافته بوده و از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$H = \sum_{i=۱}^{n} p_i h(p_i) = \sum_{i=۱}^{n} p_i \log\frac{۱}{p_i} \qquad i \quad ۱,۲,\ldots,n \qquad (۳) =$$

شاخص بی نظمی بین صفر و $\log n$ قرار دارد: به ترتیب برای حالتی که احتمال وقوع یکی از پیشامدهای مورد نظر مساوی یک و احتمال وقوع سایر پیشامدها برابر صفر باشد و حالتی که احتمال وقوع کلیه پیشامدهای مورد نظر مساوی یکدیگر و برابر $\frac{۱}{n}$ باشد.

توزیع احتمال درآمد ($\bar{y}$) جامعه n فردی مفروض است. در این‌صورت کل درآمد جامعه برابر با $\sum_{i=۱}^{n} y_i$ و درآمد سرانه معادل $\bar{y} = \frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n} y_i$ خواهد بود. احتمال وقوع هریک از درآمدها (سهم درآمدی هر یک از افراد جامعه) به صورت زیر است:

---

[1]. F. A. Cowell, "Measurement of Inequality, Distributional Analysis Research Programme", ***Discussion Paper***, No. DARP36, London School of Economic, 95P, (2000), p. 48.

[2]. با ضریب وزنی احتمال مربوط به هر یک از دو واقعه: p و $1-p$

$$s_i = \frac{y_i}{\sum_{i=1}^{n} y_i} = \frac{1}{n}\ \frac{y_i}{\bar{y}} \qquad (۵)$$

بدیهی است که $\sum_{i=1}^{n} s_i = 1$ می‌شود. با جایگزینی s_i به جای p_i در رابطه (۳) شاخص بی نظمی توزیع احتمال درآمد بدست خواهد آمد:

$$H = \sum_{i=1}^{n} s_i \log \frac{1}{s_i} = \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{n\bar{y}} \log \frac{n\bar{y}}{y_i} \qquad (۶)$$

تایل، شاخص نابرابری خود را به صورت تفاضل شاخص بی نظمی واقعی توزیع درآمد[1] مورد بررسی از بی نظمی مربوط به توزیع درآمد کاملاً برابر ($\log n$) تعریف می‌کند. بنابراین با توجه به رابطه (۴) شاخص تایل (T) برابر است با[2]:

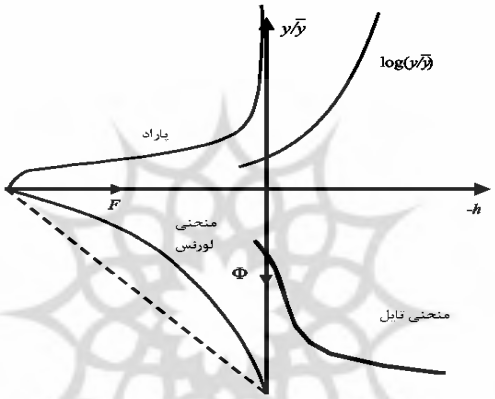
$$\begin{aligned} T &= \log n - H \quad \log n \quad \sum_{i=1}^{n} s_i \log \frac{1}{s_i} \\ &= \sum_{i=1}^{n} s_i (\log n + \log s_i) \quad \sum_{i=1}^{n} s_i (\log n s_i) \qquad = \qquad (۷) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{\bar{y}} (\log \frac{y_i}{\bar{y}}) \end{aligned}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1]. Actual Entropy of the Income Distribution

[2]. در صورتی که درآمد افراد جامعه متغیر تصادفی پیوسته در نظر گرفته شود، شاخص تایل برابر $T = \frac{1}{\mu}\int_{0}^{\infty} x \log x f(x) dx - \log \mu$ خواهد بود.

نمودار هندسی شاخص تایل در شکل (۱) نمایش داده شده است. در این شکل در بخش بالا سمت راست نمودار $\log\frac{y_i}{\bar{y}}$ (در محور افقی) در مقابل $\frac{y_i}{\bar{y}}$ (محور عمودی) رسم شده است. در گوشه بالا سمت چپ پاراد[1] در برابر فراوانی نسبی تجمعی خانوارها (F) نشان داده شده است. در پایین سمت منحنی لورنس رسم شده است. با استفاده از این سه منحنی می‌توان منحنی تایل را به صورت شکل (۱) رسم نمود.[2]



شکل ۱. منحنی تایل

منبع: کاول (۲۰۰۰، ص ٤٩)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1]. Parade

[2]. برای رسم شکل (۱)، انجام گامهای زیر ضروری است: گام ۱. یک مقدار برای فراوانی نسبی تجمعی خانوار (F) انتخاب می‌شود (مثلاً ۲۰٪ پایین خانوارها). گام ۲. با استفاده از تابع پاراد، $\frac{y_i}{\bar{y}}$ مربوط به آن را استخراج می‌شود. گام ۳. از تابع لورنس مقدار Φ (فراوانی نسبی تجمعی درآمد) متناظر F یافت می‌شود. گام ٤. با استفاده از $\frac{y_i}{\bar{y}}$ میزان $-h$ محاسبه می‌شود. گام ۵. یک نقطه منحصر به فرد برای منحنی تایل بدست آمده است. گام ٦. گام های ۱ تا ۵ را برای تمام مقادیر F تکرار می‌شود.

اندازه شاخص تایل بین صفر (در حالت برابری مطلق توزیع درآمد) و $\log n$ (در حالت نابرابری مطلق توزیع درآمد) تغییر می‌کند. بدینسان اندازه شاخص تایل مستقل از تعداد افراد جامعه نبوده و یک شاخص نسبی نیست[۱]. طبق بورگینان[۲] (۱۹۷۹)، شاخص نابرابری تجزیه پذیر، شاخصی است که بتوان نابرابری کل جمعیت را به میانگین وزنی نابرابری زیر گروههای درون جمعیت و نابرابری بین آنها افراز کرد. شاخص تایل به زیر گروههای جمعیتی قابل تجزیه است. روش تجزیه شاخص تایل را می‌توان بصورت زیر مطرح نمود.

اگر جمعیت در k گروه اجتماعی- اقتصادی[۳] (استانها، گروههای سنی، گروههای تحصیلی[۴] و ...) کاملاً ناسازگار[۵] و فراگیر گروه‌بندی شوند، آنگاه می‌توان شاخص بی نظمی را با استفاده از رابطه (۶) بصورت زیر نوشت:

$$H = \sum_{j=1}^{k}\left[\sum_{i=1}^{n_j} s_{ji} \log\frac{1}{s_{ji}}\right] \qquad (۸)$$

می توان عبارت $\sum_{i=1}^{n_j} s_{ji} \log\frac{1}{s_{ji}}$ را به شکل زیر بسط داد:

$$\sum_{i=1}^{n_j} s_{ji} \log\frac{1}{s_{ji}} = S_j \sum_{i=1}^{n_j}\frac{s_{ji}}{S_j}\left[\log\frac{1}{s_{ji}/S_j} + \log\frac{1}{S_j}\right] \qquad (۹)$$

$$= S_j H_j + S_j \log\frac{1}{S_j} \qquad j = 1,\dots k$$

[۱]. شاخص نسبی نابرابری، شاخصی است که مقدار آن بین صفر و یک قرار داشته باشد.

[2]. Bourguignon
[3]. Socioeconomic Groups
[4]. Education Groups
[5]. Mutually Exclusive

که در آن:

$$S_j = \sum_{i=1}^{n_j} s_{ji} \qquad (10)$$

$$H_j = \sum_{i=1}^{n_j} \frac{s_{ji}}{S_j} \log \frac{1}{s_{ji} / S_j} \qquad (11)$$

با جایگذاری رابطه (۹) در رابطه (۸) مفروض است:

$$H = \sum_{j=1}^{k} S_j H_j + \sum_{j=1}^{k} S_j \log \frac{1}{S_J} \qquad (12)$$

با جایگزینی رابطه (۱۲) در (۷) می‌توان نوشت:

$$T = \log n - H \quad \log n \quad \sum_{j=1}^{k} S_j H_j \quad - \sum_{j=1}^{k} S_j \log \frac{1}{S_J} \quad -$$

$$= \log n - \sum_{j=1}^{k} S_j \log n_j \quad \sum_{j=1}^{k} S_j \log \frac{1}{S_j} \quad {}^{k}_{j\ 1} S_j \left(\log n_j \quad H_j \right) \quad \sum \quad (13) \quad -$$

$$= \sum_{j=1}^{k} S_j \log \frac{S_j}{n_j / n} + \sum_{j=1}^{k} S_j \left(\log n_j \quad H_j \right) \quad -$$

رابطه (۱۳) را با توجه به رابطه (۷) می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$T = \sum_{i=1}^{n} s_i \log \frac{s_i}{1/n}$$

$$= \sum_{j=1}^{k} S_j \log \frac{S_j}{n_j/n} + \sum_{j=1}^{k} S_j \left(\sum_{i=1}^{n_j} \frac{s_{ji}}{S_j} \log \frac{\frac{s_{ji}}{S_j}}{\frac{1}{n_j}} \right) \qquad (14)$$

$$= \sum_{j=1}^{k} \frac{n_j}{n} \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} \log \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} + \sum_{j=1}^{k} \frac{n_j}{n} \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{y_{ji}}{\bar{y}_j} \log \frac{y_{ji}}{\bar{y}_j} \qquad \text{یا}$$

بر پایه تعریف شاخص تایل، اولین عبارت جمله سمت راست نشان دهنده نابرابری درآمد میان گروهی و عبارت داخل کروشه نشان دهنده نابرابری درآمد درون گروهی است. بنابراین اگر آنها را به ترتیب با T_b و T_j نشان دهیم داریم:

$$T = T_b + \sum_{j=1}^{k} S_j T_j \qquad (15)$$

شاخص تایل به شاخص نابرابری تایل بین گروهی (T_b) و میانگین وزنی شاخص درون گروهی تایل (با ضریب وزنی سهم نسبی هر یک از گروهها در کل درآمد جامعه) تجزیه می‌شود (مجموع ضرایب وزنی نیز همواره عدد ثابت ۱ خواهد بود). در صورتی که درآمد سرانه کلیه زیرگروهها با یکدیگر برابر باشند $(T_b = 0)$، سهم درآمدی و جمعیتی هر زیر گروه با یکدیگر مساوی می‌شود، زیرا:

$$S_j = \frac{\text{کل درآمد زیر گروه } j}{\text{کل درآمد جامعه}}$$

$$= \frac{\text{درآمد سرانه در زیر گروه } j \times n_j}{\text{درآمد سرانه در کل جامعه} \times n} \qquad (16)$$

در حالت اخیر، درآمد سرانه در کل جامعه و درآمد سرانه هر یک از زیر گروهها با یکدیگر برابر با $S_j = \frac{n_j}{n}$ است. در چنین حالتی، شاخص تایل به میانگین وزنی شاخص تایل درون زیر گروهها تجزیه می‌شود.

توجه مجدد به رشد اقتصادی، اقتصاد سیاسی و توزیع درآمد باعث رونق علم اقتصادِ نابرابری درآمد[1] در محافل علمی شده است. در این راستا تجزیه شاخصهای توزیع درآمد به عوامل مؤثر بر آن توجه بسیاری از اقتصاددانان و آماردانان را به خود معطوف داشته است. بسته به چگونگی برخورد آنها با جنبه‌های متنوع و متفاوت نابرابری درآمد روشهای متنوعی ابداع و استفاده شده است. در ادبیات تجزیه دو روش عمده برای تجزیه شاخصهای نابرابری یافت می‌شود: تجزیه نابرابری به زیر گروههای جمعیتی[2] و تجزیه نابرابری به منابع درآمدی [3]. شاخص تایل از جمله شاخصهای نابرابری است که به هر دو روش تجزیه پذیر می‌باشد. تجزیه شاخص تایل به منابع درآمدی در مطالعه بلو و لیبراتی[4] (۲۰۰۶) مشاهده می‌شود. در پژوهشهای پیرو تجزیه شاخص نابرابری به زیر گروههای جمعیتی بکار رفته است.

فیرییرا و لیتچیفیلد[5](۱۹۹۸)، با استفاده از اطلاعات برزیل در دهه ۸۰ به بررسی تغییرات نابرابری درآمدی پرداختند. تجزیه ایستای نابرابری[6] بوسیله مشخصه‌های خانوارها[7] حاکی از آن است که آموزش و موقعیت جغرافیایی از عوامل مؤثر بر نابرابری بوده است. در صورتیکه تجزیه پویا[8] نشان داد که تغییرات سطح نابرابری بوسیله این گروه بندی تحت تأثیر قرار نمی گیرد و تغییرات نابرابری از نابرابری درون گروهی متأثر شده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل نقش بی ثباتی اقتصاد کلان[9] بر نابرابری حاکی از اثر معنی دار و افزایشی تورم بوده است. فقر نیز به شدت تحت تأثیر رشد، بیکاری و دستمزد حقیقی بوده است.

---

1. Economics of Income Inequality
2. Subpopulation
3. Income Component's
4. Bellù and Liberati
5. Ferreira and Litchfield
6. The Static Decompositions of Inequality
7. Household Characteristics
8. Dynamic Decomposition
9. Macro-Economic Instability

«اکیتا، لوکمن و یامادا»[1] (۱۹۹۹) با استفاده از داده های سالهای ۱۹۸۷، ۱۹۹۰ و ۱۹۹۳ در نشریه اقتصادی-اجتماعی اندونزی به تجزیه شاخص تایل پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که نابرابری میان مناطق شهری و روستایی در حدود ۲۲-۲۴ درصد نابرابری کل بوده است.

«اکیتا»[2] (۲۰۰۰) با استفاده از روش تجزیه تایل دو مرحله ای برای درآمد بخشی[3] و داده های جمعیتی در چین و اندونزی، عوامل نابرابری منطقه ای دو کشور را مورد بررسی قرار داد.

بیون[4](۲۰۰۰)، با استفاده از اطلاعات مقطعی درآمد مرکز اطلاعات اقتصادی-اجتماعی آلمان[5] (GSOEP) شاخصهای مختلف نابرابری را برای سه زیر مجموعه[6] از جمعیت آلمان برآورد و تجزیه نموده است. زیرمجموعه‌های مورد مطالعه او، جمعیت مقیم آلمان غربی (شامل خارجیها نیز می‌شود) برای سالهای ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۶، جمعیت مقیم آلمان شرقی برای سالهای ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۶ و تمام جمعیت آلمان برای سالهای ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۶ بوده است. نتایج تجربی، ثبات نسبی[7]توزیع درآمد آلمان غربی را تأیید کرده است. نابرابری در آلمان شرقی پس از یکی سازی افزایش یافته است. در واقع این افزایش نابرابری به دلیل بالا بودن نابرابری در قسمت غربی کشور بوده است. سطح نابرابری در آلمان یکی شده در سال ۱۹۹۶ کمتر از ۱۹۹۰ بوده است.

«استبان»[8] (۲۰۰۴) در بررسی رابطه یکپارچگی اقتصادی و نابرابری بین کشوری در اروپا به این نتیجه رسید که نابرابری درون منطقه ای درآمد[9] رابطه ای با تخصص گرایی منطقه ای نداشته است.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Akita, Lukman and Yamada, (1999).
2. Akita, (2000).
3. Two-stage Nested Theil Decomposition Method to District-Level Income
4. Biewen, (2000).
5. German Socio-Economic Panel
6. Sub-Samples
7. Relative Stability
8. Esteban, (2004).
9. Inter-Regional Inequalities in Income

«فرانکما»[1] (۲۰۰۶) روش تجزیه تایل را برای بررسی تغییرات بلند مدت توزیع درآمد بر حسب عوامل تولید[2] در قرن بیستم در کشورهای آمریکای لاتین (آرژانتین، برزیل و شیلی) به کار برده است. وی نشان داد که از دهه ۱۹۷۰ در تمام کشورهای آمریکای لاتین سطوح اولیه نابرابری روستایی و شهری-روستایی با افزایش فزاینده، از نابرابری شهری پیشی گرفته است. افزایش فزاینده بیانگر آن است که فرضیه کوزنتس در اقتصاد این کشورها پذیرفته نیست. روند نابرابری بوسیله معکوس منحنی کوزنتس به روشنی تفسیر می‌شود.

بو و کیومی[3] (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های هزینه خانوار مناطق شهری طی سالهای ۱۹۸۷-۱۹۹۶ و ۱۹۹۶-۲۰۰۴ تغییرات توزیع درآمد و عوامل آن را در چین مورد بررسی قرار دادند. نتایج تجزیه نشان می‌دهد که ساختار دستمزد (شکاف دستمزدها به سبب جنسیت، تحصیلات دانشگاهی)، شکاف گسترده در بازدهٔ صنایع مختلف و مالکیت خصوصی از عوامل بسیار مهم افزایش نابرابری کل مناطق شهری چین بوده است.

«اکیتا و میاتا»[4] (۲۰۰۷) با استفاده داده‌های مخارج مصرفی ماهانه خانوارهای اندونزی طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۶ اثر مناطق شهری-روستایی (شهرنشینی) و تحصیلات را بعنوان عوامل اصلی نابرابری هزینه مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که بخش شهری با سطح سواد بالاتر سهم معناداری را در نابرابری کل داشته است.

«فرانکما و مارکز»[5] (۲۰۰۷) برای بررسی اثر تغییرات ساختاری بر روند برابری درآمدی اندونزی، شاخص تایل توزیع درآمدی بخشی را طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۶۱ برآورد نمودند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که افزایش استخدام نیروی کار در فعالیتهای بخش غیررسمی سبب افزایش فزاینده نابرابری درآمد درون و میان بخشی[6] تحت برنامه سوهارتو[7] شده است.

---

1. Frankema, (2006).
2. Long Run Changes in the Functional Income Distribution
3. Bo and Qiumei, (2007).
4. Akita and Miyata, (2007).
5. Frankema and Marks, (2007).
6. Inter and Intra-Sector Income Inequality
7. Soeharto

داده‌ها

این تحقیق بر مبنای تازه ترین ریز داده های طرح درآمد-هزینه خانوار در سال ۱۳۸۶ صورت پذیرفته است. بدینگونه نتایج پژوهش بستگی به صحت و دقت نمونه گیری مرکز آمار ایران دارد. فرض بر این است که مرکز آمار ایران وابسته به معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری با امکانات و بودجه دولتی فراوان حجم نمونه بهینه را به تفکیک استانها انتخاب و نمونه گیری را به درستی انجام می‌دهد. واحد بررسی خانوار بوده و از مفهوم هزینه به عنوان تقریبی از درآمد خانوار استفاده شده است. پس از محاسبهٔ هزینه کل خانوارها، داده‌ها به تفکیک استانها سازماندهی و سپس شاخصهای آماری هزینه خانوارها برحسب استانها به تفکیک مناطق روستایی و شهری برآورد و در جدول (۱) خلاصه شده است.

با توجه به جدول (۱) بیشترین حجم نمونه در مناطق روستایی در سال ۱۳۸۶ به استانهای اصفهان و گلستان و در مناطق شهری به استان تهران اختصاص یافته است. در مقابل استانهای قم و ایلام کمترین حجم نمونه را به ترتیب در مناطق شهری و روستایی دارا بوده اند. میانگین هزینه خانوارهای روستایی استان آذربایجان غربی با حدود ۷ میلیون تومان در سال بوده و از سایر استانها بیشتر بوده است. استان تازه تأسیس خراسان شمالی کمترین هزینه سرآنه خانوارهای روستایی را در میان استانهای ایران دارا بوده است. در مناطق شهری، استانهای تهران و سیستان و بلوچستان به ترتیب بیشترین و کمترین هزینه سرانه خانوار را در میان استانها دارا بوده‌اند.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. توصیف آماری داده‌های بودجه خانوار در مناطق شهری و روستایی به تفکیک استانها در سال ۱۳۸۶

منطقه	مناطق روستایی					مناطق شهری				
استان	حجم نمونه	کل هزینه	میانگین هزینه	سهم جمعیتی	سهم هزینه‌ای	حجم نمونه	کل هزینه	میانگین هزینه	سهم جمعیتی	سهم هزینه‌ای
کل کشور	۱۶۲۶۵	۷۷۴۹۰۴۳۴۸۸۵۷	۴۷۶۴۲۴۴۳,۸۳	۱,۰۰	۱,۰۰	۱۵۰۱۸	۱۱۵۶۷۰۳۲۶۰۵۸۵,۰۰	۷۷۰۲۱۱۲۵,۳۶	۱,۰۰	۱,۰۰
مرکزی	۶۸۰	۲۵۵۶۵۲۷۲۹۹۲	۳۷۵۹۵۹۸۹,۶۹	۰,۰۴	۰,۰۳	۴۴۵	۳۵۴۴۱۶۲۹۰۸۷,۰۰	۷۹۶۴۴۱۱۰,۳۱	۰,۰۳	۰,۰۳
گیلان	۵۲۰	۲۴۴۸۱۲۶۴۳۲۴	۴۷۰۷۹۳۵۴,۴۷	۰,۰۳	۰,۰۳	۴۶۵	۴۳۲۳۲۰۱۸۷۰۴,۰۰	۹۲۹۷۲۰۸۳,۲۳	۰,۰۳	۰,۰۴
مازندران	۵۲۰	۳۶۳۰۳۸۴۵۲۴۶	۶۹۸۱۵۰۸۷,۰۱	۰,۰۳	۰,۰۵	۵۰۰	۴۷۱۳۳۹۱۱۶۸۲,۰۰	۹۴۲۶۷۸۲۳,۳۶	۰,۰۳	۰,۰۴
آذربایجان شرقی	۶۰۰	۲۹۲۷۸۳۸۷۲۶۸	۴۸۷۹۷۳۱۲,۱۱	۰,۰۴	۰,۰۴	۴۵۰	۳۰۹۳۶۸۲۴۵۰۶۶,۰۰	۶۸۷۴۸۴۹۹,۰۴	۰,۰۳	۰,۰۳
آذربایجان غربی	۴۰۰	۲۷۵۶۸۶۶۷۷۱۳	۶۸۹۲۱۶۶۹,۲۸	۰,۰۲	۰,۰۴	۴۶۰	۳۹۸۶۱۷۴۳۲۴۸,۰۰	۸۶۶۵۰۹۶۳,۵۸	۰,۰۳	۰,۰۳
کرمانشاه	۴۵۰	۲۲۹۰۴۷۷۸۳۸۳	۵۰۸۹۹۵۰۷,۵۲	۰,۰۳	۰,۰۳	۵۳۰	۳۷۹۲۵۵۰۵۹۱۰,۰۰	۷۱۵۵۷۵۵۸,۳۲	۰,۰۴	۰,۰۳
خوزستان	۵۴۵	۲۳۹۰۵۷۹۷۱۴۹	۴۳۸۶۳۸۴۷,۹۸	۰,۰۳	۰,۰۳	۵۵۰	۳۴۸۸۹۰۶۲۰۳۷,۰۰	۶۳۴۳۴۶۵۸,۲۵	۰,۰۴	۰,۰۳
فارس	۵۰۰	۲۸۴۲۵۰۳۴۷۱۱	۵۶۸۵۰۰۶۹,۴۲	۰,۰۳	۰,۰۴	۴۸۵	۳۸۷۳۹۶۸۳۸۸۱,۰۰	۷۹۸۷۵۶۳۶,۸۷	۰,۰۳	۰,۰۳
کرمان	۵۴۵	۲۰۴۳۳۶۷۸۸۴۶	۳۷۴۹۲۹۸۸,۷۱	۰,۰۳	۰,۰۳	۵۶۰	۳۵۴۹۳۰۵۴۱۸۰,۰۰	۶۳۳۸۰۴۵۳,۸۹	۰,۰۴	۰,۰۳
خراسان رضوی	۵۹۵	۲۴۳۸۹۹۳۵۰۰۴	۴۰۹۹۱۴۸۷,۴۰	۰,۰۴	۰,۰۳	۵۱۰	۴۱۱۰۲۸۰۵۹۱۹,۰۰	۸۰۵۹۳۷۳۷,۱۰	۰,۰۳	۰,۰۴
اصفهان	۷۰۰	۴۶۸۳۲۸۵۷۷۴۵	۶۶۹۰۴۰۸۲,۴۹	۰,۰۴	۰,۰۶	۵۴۰	۴۵۸۱۰۲۳۱۰۷۲,۰۰	۸۴۸۳۳۷۶۱,۲۴	۰,۰۴	۰,۰۴
سیستان و بلوچستان	۶۰۰	۱۷۹۷۴۷۵۱۰۴۳	۲۹۹۵۷۹۱۸,۴۱	۰,۰۴	۰,۰۲	۶۸۰	۳۴۰۶۳۸۷۸۹۰۰,۰۰	۵۰۰۹۳۹۳۹,۵۶	۰,۰۵	۰,۰۳
کردستان	۶۱۵	۲۶۹۱۵۰۲۲۳۸۶۳	۴۳۷۶۴۵۹۱,۶۵	۰,۰۴	۰,۰۳	۳۸۰	۲۲۱۸۵۹۰۲۵۸۰,۰۰	۵۸۳۸۳۹۵۴,۱۶	۰,۰۳	۰,۰۲
همدان	۵۷۰	۲۱۴۹۲۱۰۹۱۱۸	۳۷۷۰۵۴۵۴,۵۹	۰,۰۴	۰,۰۳	۴۴۵	۳۰۳۱۷۲۹۱۴۶۶,۰۰	۶۸۱۲۸۷۴۴,۸۷	۰,۰۳	۰,۰۳
چهار محال و بختیاری	۴۳۰	۱۸۵۶۵۶۵۵۲۰۹	۴۳۱۷۵۹۴۲,۳۵	۰,۰۳	۰,۰۲	۳۷۰	۲۳۰۵۳۸۳۵۵۴,۰۰	۶۲۳۰۶۴۴۲,۰۴	۰,۰۲	۰,۰۲
لرستان	۴۳۰	۱۷۴۵۷۰۰۲۶۹۱	۴۰۵۹۷۶۸۰,۶۸	۰,۰۳	۰,۰۲	۳۵۰	۲۳۳۰۳۵۹۰۳۵۰,۰۰	۶۶۵۸۱۶۸۶,۷۱	۰,۰۲	۰,۰۲
ایلام	۳۸۰	۲۰۳۵۴۵۷۷۰۳۴	۵۳۵۶۴۶۷۶,۴۱	۰,۰۲	۰,۰۳	۴۲۰	۳۵۸۳۱۲۵۹۷۰۶,۰۰	۸۵۳۱۲۵۲۳,۱۱	۰,۰۳	۰,۰۳
کهگیلویه و بویر احمد	۶۰۰	۲۶۴۶۶۶۱۴۰۰۶	۴۴۱۱۱۰۲۳,۳۴	۰,۰۴	۰,۰۳	۲۹۰	۳۶۵۴۶۷۵۳۵۰۳,۰۰	۹۳۷۰۹۶۲۴,۳۷	۰,۰۳	۰,۰۳
بوشهر	۵۸۰	۳۳۱۴۰۰۰۱۳۰۹	۵۷۱۳۷۹۳۳,۲۹	۰,۰۴	۰,۰۴	۴۰۰	۳۱۱۵۵۲۸۸۱۲۳,۰۰	۷۷۸۸۸۲۲۰,۳۱	۰,۰۳	۰,۰۳
زنجان	۵۰۰	۲۱۲۳۶۷۲۰۵۸۳	۴۲۴۷۳۴۴۱,۱۷	۰,۰۳	۰,۰۳	۴۰۰	۲۹۷۸۸۲۰۵۰۷۹,۰۰	۷۴۴۷۰۵۱۲,۷۰	۰,۰۳	۰,۰۳
سمنان	۴۵۰	۱۶۹۳۵۲۳۹۳۴	۳۷۶۳۴۰۵۳,۱۹	۰,۰۳	۰,۰۲	۳۵۰	۱۹۷۸۵۱۲۸۴۷۱,۰۰	۵۶۵۲۸۹۶۷,۰۶	۰,۰۲	۰,۰۲
یزد	۵۷۰	۲۶۶۴۹۸۲۳۳۹۴	۴۶۷۵۴۰۷۶,۱۳	۰,۰۴	۰,۰۳	۴۰۰	۲۷۰۴۷۶۸۵۸۲۶,۰۰	۶۷۶۱۹۲۱۴,۵۷	۰,۰۳	۰,۰۲
هرمزگان	۵۶۰	۳۳۰۸۲۱۶۳۷۹۸	۵۹۰۷۵۲۹۲,۵۰	۰,۰۳	۰,۰۴	۵۵۸	۵۲۳۳۶۸۴۶۴۵۶,۰۰	۹۳۷۹۳۶۳۱,۶۴	۰,۰۴	۰,۰۵
تهران	۵۹۵	۳۸۳۶۳۲۹۴۳۶۶	۶۴۴۷۶۱۲۴,۹۸	۰,۰۴	۰,۰۵	۱۷۰۰	۱۸۲۸۷۷۶۶۸۷۵۸,۰۰	۱۰۷۵۷۵۰۹۹,۲۷	۰,۱۱	۰,۱۶
اردبیل	۴۳۵	۲۸۸۵۶۷۸۴۰۵۵	۶۶۳۳۷۴۳۴,۶۱	۰,۰۳	۰,۰۴	۵۴۰	۴۳۴۸۴۴۶۷۲۸۳,۰۰	۸۰۵۲۶۷۹۱,۲۶	۰,۰۴	۰,۰۴
قم	۵۹۰	۲۵۲۴۳۲۶۲۱۴۸	۴۲۷۸۵۱۹۰,۰۸	۰,۰۴	۰,۰۳	۳۳۰	۱۶۶۴۹۳۶۶۲۷۲,۰۰	۵۰۴۵۲۶۲۵,۰۷	۰,۰۲	۰,۰۱
قزوین	۴۵۰	۳۰۳۴۷۰۵۹۳۰۰	۶۷۴۳۷۹۰۹,۵۶	۰,۰۳	۰,۰۴	۳۵۰	۳۰۰۸۶۴۴۹۶۳۸,۰۰	۸۵۹۶۱۲۸۴,۶۸	۰,۰۲	۰,۰۳
گلستان	۷۰۰	۲۸۹۴۸۹۵۰۳۲۳	۴۱۳۵۵۶۴۳,۳۲	۰,۰۴	۰,۰۴	۵۶۰	۳۳۷۴۹۵۹۷۸۴۵,۰۰	۶۰۲۶۷۱۳۹,۰۱	۰,۰۴	۰,۰۳
خراسان جنوبی	۵۰۰	۱۶۴۴۹۸۳۹۵۵۵	۳۲۸۹۹۶۷۹,۱۱	۰,۰۳	۰,۰۲	۴۲۰	۲۴۹۴۴۱۵۳۳۲۴,۰۰	۵۹۳۹۰۸۴۱,۲۵	۰,۰۳	۰,۰۲
خراسان شمالی	۶۵۵	۱۶۳۳۵۶۷۳۷۴۷	۲۴۹۳۹۹۵۹,۹۲	۰,۰۴	۰,۰۲	۴۸۰	۲۸۹۲۹۸۶۳۱۶۵,۰۰	۶۰۲۷۰۵۴۸,۲۶	۰,۰۳	۰,۰۳

منبع: با استفاده از ریز داده های بودجه خانوار در سال ۱۳۸۶ برآورد شده است.

تجزیه شاخص تایل در ایران

ایران با سی استان در گستره جغرافیایی خود، دارای عرصه متنوع اقلیمی، فرهنگی، اجتماعی، سیاسی و اقتصادی بوده است. در عصر دانش محوری امروز، تنوع اقلیمی، تنوع فرهنگی، تنوع اقوام و تنوع در شاخصهای اجتماعی یک مزیت تلقی می‌شود و در صورت توجه مناسب به این ویژگیها عرصه برای سرمایه‌گذاری در زمینه‌های یاد شده فراهم می‌شود. در مقابل نابرابری در شاخصهای اقتصادی و سیاسی خوشایند نیست. اجرای سیاستها و برنامه‌ریزیهای توسعه اقتصادی-اجتماعی در کشور و استانها بدون در اختیار داشتن و اطلاع از وضعیت شاخصهای اقتصادی-اجتماعی امکان‌پذیر نیست. اطلاعات کافی در زمینه این شاخصها می‌تواند برای ارزیابی درست گذشته و برنامه ریزی خردمندانه آینده مفید واقع شود. گرچه شاخصها و نماگرهای کلان اقتصادی- اجتماعی در سطح کشور و استانها در نشریات آماری کشور موجود بوده، ولی وضعیت توزیع درآمد در استانها بویژه در سالهای اخیر (۱۳۸۶) به صورت مکتوب در مجلات کشور مشاهده نشده است. در این تحقیق تجزیه شاخص تایل به نابرابری دورن و بین استانی[1] در ایران با استفاده از تازه‌ترین ریزداده‌های بودجه خانوار در سال ۱۳۸۶ صورت پذیرفته است. عنصر درون استانی[2]، میانگین وزنی[3] نابرابری درآمد (هزینه) درون استانی برای هر استان است (شاخص تایل برای هر استان). در حالیکه بخش بین استانی میانگین وزنی نابرابریهای درآمدی میان استانها در هر منطقه (شهری و روستایی) است. نتایج حاصل از تجزیه شاخص تایل کل کشور به نابرابری درون و بین استانی به تفکیک مناطق شهری و روستایی در جدول (۲) خلاصه شده است. با توجه به شاخص تایل درون گروهی در مناطق روستایی بیشترین نابرابری به ترتیب مربوط به استانهای یزد، گلستان و مرکزی با شاخص تایل ۰/۳۷۰۸، ۰/۳۵۸۷ و ۰/۳۴۸۶ بوده است؛ در مقابل کمترین نابرابری را استانهای لرستان، کردستان و چهار محال و بختیاری دارا بوده‌اند. استانهای یزد، گلستان، مرکزی، سیستان و بلوچستان، اصفهان، فارس، همدان، تهران و اردبیل نابرابری بالاتر از نابرابری کل کشور داشته اند. همانگونه که در بخش (۲) اشاره شد، با استفاده از رابطه

[1]. Between-Province and within-Province Inequality
[2]. Within-Province Component
[3]. Weighted-Average

شاخص تایل درون گروهی وزنی (T_{wj}) بدست می‌آید. که درآن $T_{wj} = S_j \left(\sum_{i=1}^{n_j} \frac{s_{ji}}{S_j} \log \frac{\frac{s_{ji}}{S_j}}{\frac{1}{n_j}} \right)$

S_j سهم هزینه خانوارهای استان j از هزینه خانوارهای کل کشور است. این شاخص بیانگر نقش استانها در نابرابری کل درون گروهی وزنی است. همانگونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، استانهای اصفهان، تهران و گلستان به ترتیب با شاخص تایل درون گروهی وزنی ۰/۰۱۹۸، ۰/۰۱۵۰ و ۰/۰۱۳۴ بیشترین نقش را در ایجاد قسمتی از نابرابری کل کشور داشته اند. از سوی دیگر کمترین مقدار این شاخص در مناطق روستایی استانهای لرستان، چهار محال و بختیاری، سمنان مشاهده شده است. مجموع شاخصهای وزنی درون گروهی در مناطق روستایی در حدود ۰,۲۶۸۱ است که در حدود ۸۹٪ از کل شاخص تایل کشور را تشکیل می‌دهد. برای برآورد شاخص تایل میان گروهی از رابطه $T_b = \sum_{j=1}^{k} S_j \log \frac{S_j}{n_j / n}$ استفاده شده است. با توجه به شاخص تایل میان گروهی نابرابری در میان استانها در مناطق روستایی ۰/۰۳۲۰ بوده که نزدیک به ۱۱٪ از کل شاخص تایل کشور را شامل می‌شود. نابرابری درون گروهی وزنی حدود ۰,۲۶۸۱ بوده و ۸۹ در صد نابرابری کل مناطق روستایی ناشی از آن بوده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۲. تجزیه شاخص تایل در مناطق روستایی و شهری در سال ۱۳۸۶

منطقه	مناطق روستایی			مناطق شهری		
استان	شاخص تایل درون گروهی	شاخص تایل درون گروهی وزنی	شاخص تایل میان گروهی	شاخص تایل درون گروهی	شاخص تایل درون گروهی وزنی	شاخص تایل میان گروهی
کل کشور	۰,۳۰۰۲	۰,۲۶۸۱	۰,۰۳۲۰	۰,۲۸۸۶	۰,۲۶۵۵	۰,۰۲۳۱
مرکزی	۰,۳۴۸۶	۰,۰۱۱۵	-۰,۰۰۷۸	۰,۲۶۱۹	۰,۰۰۸۰	۰,۰۰۱۰
گیلان	۰,۲۵۱۳	۰,۰۰۷۹	-۰,۰۰۰۴	۰,۴۷۸۴	۰,۰۱۷۹	۰,۰۰۷۰
مازندران	۰,۲۷۶۵	۰,۰۱۳۰	۰,۰۱۷۹	۰,۳۸۵۴	۰,۰۱۵۷	۰,۰۰۸۲
آذربایجان شرقی	۰,۲۶۲۸	۰,۰۰۹۹	۰,۰۰۰۹	۰,۲۸۸۷	۰,۰۰۷۷	-۰,۰۰۳۰
آذربایجان غربی	۰,۲۴۹۲	۰,۰۰۸۹	۰,۰۱۳۱	۰,۲۶۷۰	۰,۰۰۹۲	۰,۰۰۴۱
کرمانشاه	۰,۲۰۵۶	۰,۰۰۶۱	۰,۰۰۲۰	۰,۱۸۵۲	۰,۰۰۶۱	-۰,۰۰۲۴
خوزستان	۰,۱۸۰۰	۰,۰۰۵۶	-۰,۰۰۲۵	۰,۱۹۰۳	۰,۰۰۵۷	-۰,۰۰۵۹
فارس	۰,۳۲۳۴	۰,۰۱۱۹	۰,۰۰۶۵	۰,۳۱۳۰	۰,۰۱۰۵	۰,۰۰۱۲
کرمان	۰,۲۹۸۲	۰,۰۰۷۹	-۰,۰۰۶۳	۰,۲۵۲۶	۰,۰۰۷۸	-۰,۰۰۶۰
خراسان رضوی	۰,۲۸۶۸	۰,۰۰۹۰	-۰,۰۰۴۷	۰,۳۳۱۱	۰,۰۱۱۸	۰,۰۰۱۶
اصفهان	۰,۳۲۷۳	۰,۰۱۹۸	۰,۰۲۰۵	۰,۲۷۰۲	۰,۰۱۰۷	۰,۰۰۳۸
سیستان و بلوچستان	۰,۳۳۴۲	۰,۰۰۷۸	-۰,۰۱۰۸	۰,۳۰۴۳	۰,۰۰۹۰	-۰,۰۱۲۷
کردستان	۰,۱۵۶۷	۰,۰۰۵۴	-۰,۰۰۲۹	۰,۱۶۰۴	۰,۰۰۳۱	-۰,۰۰۵۳
همدان	۰,۳۰۳۶	۰,۰۰۸۴	-۰,۰۰۶۵	۰,۲۹۵۱	۰,۰۰۷۷	-۰,۰۰۳۲
چهار محال و بختیاری	۰,۱۶۸۶	۰,۰۰۴۰	-۰,۰۰۲۴	۰,۱۴۳۹	۰,۰۰۲۹	-۰,۰۰۴۲
لرستان	۰,۱۳۳۶	۰,۰۰۳۰	-۰,۰۰۳۶	۰,۱۶۵۹	۰,۰۰۳۳	-۰,۰۰۲۹
ایلام	۰,۱۷۰۴	۰,۰۰۴۵	۰,۰۰۳۱	۰,۱۸۷۸	۰,۰۰۵۸	۰,۰۰۳۲
کهگیلویه و بویر احمد	۰,۲۶۷۷	۰,۰۰۹۱	-۰,۰۰۲۶	۰,۲۷۸۱	۰,۰۰۸۸	۰,۰۰۶۲
بوشهر	۰,۱۸۴۳	۰,۰۰۷۹	۰,۰۰۷۸	۰,۲۶۴۷	۰,۰۰۷۱	۰,۰۰۰۳
زنجان	۰,۲۷۵۴	۰,۰۰۷۵	-۰,۰۰۳۱	۰,۲۳۳۲	۰,۰۰۶۰	-۰,۰۰۰۹
سمنان	۰,۲۰۲۶	۰,۰۰۴۴	-۰,۰۰۵۲	۰,۱۸۲۹	۰,۰۰۳۱	-۰,۰۰۵۳
یزد	۰,۳۷۰۸	۰,۰۱۲۸	-۰,۰۰۰۶	۰,۳۱۷۹	۰,۰۰۷۴	-۰,۰۰۳۰
هرمزگان	۰,۲۹۷۱	۰,۰۱۲۷	۰,۰۰۹۲	۰,۲۷۱۰	۰,۰۱۲۳	۰,۰۰۸۹
تهران	۰,۳۰۲۸	۰,۰۱۵۰	۰,۰۱۵۰	۰,۲۶۳۶	۰,۰۴۱۷	۰,۰۵۲۸
اردبیل	۰,۳۰۱۰	۰,۰۱۱۲	۰,۰۱۲۳	۰,۱۹۰۵	۰,۰۰۷۲	۰,۰۰۱۷
قم	۰,۲۵۸۳	۰,۰۰۸۴	-۰,۰۰۳۵	۰,۲۰۳۴	۰,۰۰۲۹	-۰,۰۰۶۱
قزوین	۰,۲۶۷۱	۰,۰۱۰۵	۰,۰۱۳۶	۰,۱۹۲۳	۰,۰۰۵۰	۰,۰۰۲۹
گلستان	۰,۳۵۸۷	۰,۰۱۳۴	-۰,۰۰۵۳	۰,۲۶۲۲	۰,۰۰۷۶	-۰,۰۰۷۲
خراسان جنوبی	۰,۲۵۶۶	۰,۰۰۵۴	-۰,۰۰۷۹	۰,۲۹۲۱	۰,۰۰۶۳	-۰,۰۰۵۶
خراسان شمالی	۰,۲۵۱۶	۰,۰۰۵۳	-۰,۰۱۳۶	۰,۲۸۷۷	۰,۰۰۷۲	-۰,۰۰۶۱

منبع: با استفاده از ریز داده های بودجه خانوار در سال ۱۳۸۶ برآورد شده است.

نتایج حاصل از تجزیه شاخص تایل با روش تحقیق مشابه مناطق روستایی، در مناطق شهری سمت چپ جدول (۲) خلاصه شده است. نتایج نشان می‌دهد بیشترین سطح نابرابری در درون استانهای گیلان، مازندران و خراسان رضوی با شاخص تایل ۰/۴۷۸۴، ۰/۳۸۵۴ و ۰/۳۳۱۱ است. کمترین نابرابری درون استانی را استانهای چهار محال و بختیاری، کردستان و لرستان دارا بوده‌اند. استانهای گیلان، مازندران، خراسان رضوی، یزد، فارس، سیستان و بلوچستان، همدان، خراسان جنوبی و آذربایجان شرقی نابرابری بالاتر از نابرابری کل کشور داشته‌اند.

شاخص تایل درون گروهی وزنی تهران، گیلان و مازندران بیشتر از سایر استانها بوده است؛ در حالیکه استانهای چهار محال و بختیاری، قم و کردستان کمترین نابرابری درون گروهی وزنی را داشته‌اند. شاخص تایل میان گروهی مناطق شهری ۰/۰۲۳۱ بوده و حدود ۸ در صد از نابرابری کل مناطق شهری از آن ناشی می‌شود. در مقابل نابرابری درون گروهی وزنی ۰/۲۶۵۵ بوده و حدود ۹۲ از نابرابری کل مناطق شهری را شامل می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف اساسی در این تحقیق تجزیه شاخص تایل به نابرابری درون و بین استانی در ایران با استفاده از تازه ترین ریزداده های بودجه خانوار به تفکیک مناطق شهری و روستایی در سال ۱۳۸۶ بوده است. بخش درون استانی، میانگین وزنی نابرابری درآمد (شاخص تایل) درون استانی برای هر استان است. در حالیکه بخش بین استانی میانگین وزنی نابرابریهای درآمدی میان استانها در هر منطقه (شهری و روستایی) است. وزن در هر دو مورد برابر نسبت درآمد هر استان به کل درآمد کشور است. نتایج حاصل از تجزیه شاخص تایل در مناطق روستایی بطور خلاصه حاکی از آن است که شاخص تایل وزنی درون استانی ۰/۲۶۸۱ بوده است. بر اساس شاخص تایل درون استانی، استانهای یزد و لرستان به ترتیب بیشترین و کمترین نابرابری را در استانها دارا بوده‌اند. استانهای یزد، گلستان، مرکزی، سیستان و بلوچستان، اصفهان، فارس، همدان، تهران و اردبیل نابرابری بالاتر از نابرابری کل کشور داشته‌اند. شاخص تایل بین استانی ۰/۰۳۲۰ بوده است. بطور خلاصه در مناطق روستایی ایران

در سال ۱۳۸۶ حدود ۸۹ درصد نابرابری، ناشی از نابرابری درون استانی و حدود ۱۱ درصد نابرابری کل، ناشی از نابرابری میان استانی بوده است. نتایج تجزیه شاخص تایل در مناطق شهری نشان می‌دهد که نابرابری درون گروهی وزنی ۰/۲۶۵۵ است. مقایسه نابرابری استانهای ایران در مناطق شهری بر اساس شاخص تایل درون استانی نمایان می‌سازد که بیشترین و کمترین سطح نابرابری در درون استانهای گیلان و چهار محال و بختیاری بوده است. استانهای گیلان، مازندران، خراسان رضوی، یزد، فارس، سیستان و بلوچستان، همدان، خراسان جنوبی و آذربایجان شرقی نابرابری بالاتر از نابرابری کل کشور داشته اند. شاخص تایل میان گروهی مناطق شهری ۰/۰۲۳۱ بوده و حدود ۸ در صد از نابرابری کل شهری از آن ناشی می‌شود؛ در حالیکه شاخص تایل درون گروهی وزنی ۰/۲۶۵۵ بوده و حدود ۹۲ درصد از نابرابری کل مناطق شهری را شامل می‌شود. برپایه نتایج به دست آمده از شواهد موجود در ایران برای کاهش یا تعدیل نابرابری کل کشور پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران بر نابرابری درون استانی تمرکز کنند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها:

۱. مرکز آمار ایران، ***لوح فشرده خام داده های طرح درآمد-هزینه***. تهران: سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور، ۱۳۸۶.

2. Akita, T. "Decomposing Regional Income Inequality using Two-Stage Nested Theil Decomposition Method"., Paper Presented at the 6th World Congress of the Regional Science Association International, in Lugano, Switzerland, ***Working Paper***, No.2, (May 16-20, 2000).

3. Akita, T. and S. Miyata. "Urbanization, Educational Expansion, and Expenditures Inequality in Indonesia in 1996, 1999, and 2002"., ***IFPRI Discussion Paper*** 00728, (2007).

4. Akita, T., R. A. Lukman and Y. Yamada. "Inequality in the Distribution of Household Expenditures in Indonesia: A Theil Decomposition Analysis"., ***The Developing Economies***, XXXVII-2, (1999): 197–221.

5. Bellù, L. G. and P. Liberati. "Policy Impacts on "Inequality Decomposition of Income Inequality by Income Sources"., (2006).
- www.fao.org/docs/up/easypol/446/decomp_inequlty_by _source_053EN.pdf.

6. Biewen, M. "Income Inequality in Germany During the 1980s and 1990s"., ***Review of Income and Wealth***, Vol. 46, No. 1, (2000): 1-19.

7. Bo, C. and Y. Qiumei, "Decomposition of Changes in Earnings Inequality in China: A Distributional Approach"., ***MPRA Paper***, No. 3806, Posted 07. November 2007.

8. Bourguignon, F. "Decomposable Income Inequality Measures"., ***Econometrica***, Vol. 47, (1979): 901-920.

9. Cowell, F. A. "Measurement of Inequality, Distributional Analysis Research Programme"., ***Discussion Paper***, No. DARP36, London School of Economic, 95P, (2000).

10. Esteban, J. "Economic Integration and Cross-Country Inequality: the European Experience, International Policy Workshop", Instituto de Análisis Económico (CSIC) and Universitat Pompeu Fabra, Barcelona., (2004).

11. Ferreira, F. H.G. and J. Litchfield, "Education or Inflation? The Roles of Structural Factors and Macroeconomic Instability in Explaining Brazilian Inequality in the 1980s, Suntory and Toyota International Centres for Economics and Related Disciplines"., ***LSE in its Series STICERD- Distributional Analysis Research Programme Papers***, No. 41, (1998).

12. Frankema, E. and D. Marks. "Was It Really "Growth with Equity" under Soeharto? A Theil Analysis of Indonesian Income Inequality,1961-2002"., ***Research Memorandum GD-93, University of Groningen***, (2007).

13. Frankema, E.H.P. "A Theil Decomposition of Latin American Income Distribution in the 20th Century: Inverting the Kuznets Curve?"., ***Working Paper***, No.12/06, University of Groningen, (2006).

14. Theil, H. ***Economics and Information Theory***. Amsterdam: North Holland., 1967.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ارزیابی آثار جهانی شدن بر فقر
مطالعه موردی کشورهای
در حال توسعه

تاریخ دریافت: ۸۶/۶/۱۹
تاریخ پذیرش: ۸۶/۷/۸
صفحات: ۲۵۴- ۲۲۳

علی حسن‌زاده *
مسعود فوز مسلمیان **

جهانی شدن یا ادغام اقتصادی جوامع در سیر تجارت، سرمایه‌گذاری مالی اطلاعات، و جریان نیروی کار امری گریزناپذیر در جهان امروز محسوب می‌شود، در این چهارچوب، مجموعه‌ای از عقاید قابل قبول و مستدل وجود دارد که بیان می‌کند جهانی شدن منجر به اقتصادی با

*. دکتر علی حسن‌زاده؛ دانشیار و معاون پژوهشی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
E.mail: alihasanzadeh2003@yahoo.com
**. مسعود فوز مسلمیان؛ کارشناس ارشد اقتصاد- دانشگاه علامه طباطبایی.
E. mail: mfozmoslemian@yahoo.com

ثبات برای کشورهای فقیر و در حال توسعه و درنهایت ارتقای رفاه اقتصادی و رشد آنها خواهد شد؛ در مقابل شماری از اندیشمندان علوم اجتماعی عنوان می‌کنند که این پدیده موجب پراکنده شدن قدرت و منافع موجود در این کشورها و سرانجام تشدید نابسامانی‌های اقتصادی فقر و گسترش ضریب آسیب‌پذیری اقتصادی این کشورها خواهد شد.

این مقاله با اشاره به هر دو دیدگاه و با استفاده از یک الگوی تجربی و با استفاده از روشهای آماری و رگرسیونی و آزمون داده‌های تابلویی برای پانزده کشور در حال توسعه این موضوع را بررسی می‌نماید. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت به دلیل ضرورت انجام اصلاحات و تعدیلات مورد نیاز اقتصاد، بیکاری و فقر افزایش یافته است. همچنین عدم توجه به بخشهای آسیب‌پذیر اقتصاد و فقدان یک نظام برنامه‌ریزی مدرن کارآمد برای حرکت در این مسیر خصوصاً پیرامون سرمایه‌گذاریهای خارجی، همراه با تبعات سیاسی ناشی از ادغام در اقتصاد جهانی و توسعه سرمایه انسانی می‌تواند این آثار منفی را تشدید نماید.

کلید واژه‌ها:

کشورهای در حال توسعه، جهانی شدن، سرمایه‌گذاری خارجی، فقر، توزیع درآمد، آزادسازی تجاری، آزمون واریانس همسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی