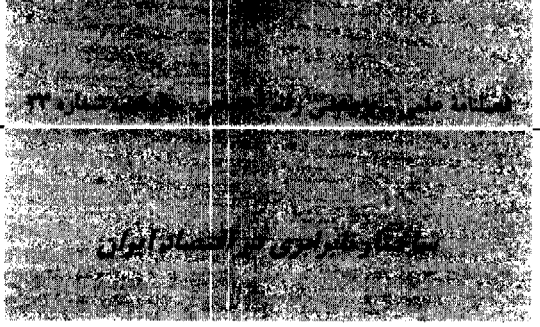

بررسی نابرابری در اقتصاد ایران

تقی ترابی*، حسین کاوند**، فریده باقری***

طرح مسأله: *با توجه به اهمیت مسأله نابرابری و تأکید سیاست‌گذاران کشور بر آن کاهش، مقاله حاضر به دنبال شناسایی ساختار نابرابری در اقتصاد ایران در دهه اخیر و آگاهی از عوامل مرتبط با تغییرات نابرابری در بین خانوارهای ایرانی در دهه مزبور و به ویژه دوره ۸۴-۱۳۸۳ می‌باشد.*

روش تحقیق: *در این مقاله با از داده‌های خام طرح هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸٤، ضمن محاسبه شاخص‌های نابرابری ضریب جینی و اتکینسون سعی شده است با توسل به قابلیت تفکیک پذیری شاخص‌های نابرابری طبقه آنتروپی، نابرابری در سطوح دهک‌ها و نیز بر اساس تفکیک مخارج خانوارها محاسبه شوند. همچنین علاوه بر این با استفاده از رگرسیون چندکی، نحوه تاثیرگذاری ویژگی خانوارها بر افزایش نابرابری در سال ۱۳۸٤ نسبت به سال ۱۳۸۳ در کنار نتایج حاصله از تفکیک شاخص‌های طبقه آنتروپی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.*

یافته‌ها: *براساس ضریب جینی، نابرابری در طول ۱۰ سال اخیر دارای روند نزولی بوده است. نتایج حاصل از محاسبه شاخص تایل نشان می‌دهد که در مناطق شهری ۸۵/۷ تا ۸۸/۹ درصد و در مناطق روستایی ۸۱/۹ تا ۸۹/۲ درصد از کل نابرابری مربوط به وجود نابرابری بین دهک‌های درآمدی بوده است. نتایج رگرسیون چندکی نشان می‌دهد که جمعیت از خانوارهای با سرپرست زن و دارای تحصیلات دیپلم و پایین‌تر که مستاجر می‌باشند در کاهش نابرابری درون دهک‌ها اثر مثبت دارد.*

نتایج: *نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که در طول دهه گذشته ساختار نابرابری اقتصاد ایران علی‌رغم تغییراتی کوچک در روند آن، از ثبات نسبی برخوردار بوده است و به طور متوسط حدود ۸۷ درصد از نابرابری ها، ناشی از نابرابری در بین دهک‌ها بوده است. همچنین علت اصلی در سال‌هایی که کاهش نابرابری صورت گرفته، ناشی از کاهش نابرابری در مخارج غیر خوراکی بوده است.*

کلید واژه‌ها: نابرابری، دهک‌های درآمدی، شاخص‌های طبقه آنتروپی، رگرسیون چندکی

تاریخ دریافت: ۸۷/۴/۳۰ تاریخ پذیرش: ۸۷/۸/۲۵

* دکتر اقتصاد، عضو هیأت علمی واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، پژوهشگر پژوهشکده‌ی آمار

*** کارشناس ارشد اقتصاد، هیأت علمی پژوهشکده آمار <bagher (@srtc.ac.ir>

مقدمه

اگر چه مطالعات زیادی در مورد محاسبه شاخص‌های نابرابری برای اقتصاد ایران انجام گرفته است، اما اکثر آن‌ها تنها به محاسبه شاخص‌های نابرابری در فواصل زمانی مختلف پرداخته‌اند و نهایتاً تحلیل آن‌ها، به بررسی روند تغییرات این شاخص‌ها در دوره زمانی مربوطه ختم شده است. در این مقاله سعی شده است که علاوه بر معرفی شاخص‌های نابرابری، مزیت‌ها و نقایص آن‌ها، ساختار نابرابری در مناطق شهری و روستایی برای دوره ۱۳۷٦ تا ۱۳۸٤ و علت تغییر روند شاخص‌های نابرابری در سال ۱۳۸٤ نسبت به سال ۱۳۸۳ نیز مورد تحلیل قرار گیرد. برای این امر ضمن ارائه دلایل کافی در جهت توجیه ناکارایی ضریب جینی در توضیح تغییرات روند شاخص‌های نابرابری، شاخص‌های نابرابری طبقه آنتروپی و رگرسیون چندکی معرفی و مورد تحلیل قرار گرفته‌اند. قدرت این طبقه از شاخص‌ها در تجزیه و تحلیل نابرابری از قابلیت تفکیک‌پذیری آن‌ها نشأت می‌گیرد. همچنین برای تکمیل مبحث شاخص‌های نابرابری شاخص اتکینسون نیز در سطوح مختلف گریز از نابرابری در کنار سایر شاخص‌های نابرابری ارائه شده است.

چارچوب نظری

برای این که شاخص‌های نابرابری بتوانند اطلاعات را به درستی به تحلیل‌گران منتقل کنند، باید در ۵ اصل موضوعه یعنی اصل انتقال پیگو- دالتون[1]، اصل تقارن[2]، اصل همگنی[3]، اصل استقلال از اندازه جمعیت[4] و اصل تفکیک پذیری[5] صدق کنند. در این بخش سعی شده است متداول‌ترین شاخص‌های نابرابری همراه با نقاط قوت و ضعف آن‌ها مورد بحث قرار گیرد.

1- Pigou- Dalton transfers principle
2- symmetry (anonymity)
3- mean Independence (homogeneity)
4- replication invariance (population principle)
5- decomposability

۱) ضریب جینی[1]

ضریب جینی یک شاخص از درجه نابرابری درآمد محسوب می‌شود که با منحنی لورنز[2] قابل اندازه‌گیری است. در صورت دسترسی به مقادیر خام طرح هزینه و درآمد خانوار می‌توان ضریب جینی را به صورت زیر محاسبه کرد (Sen,1973):

$$G = \frac{n+1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu_y} \sum_{i=1}^{n} (n+1-i) y_i$$

که y_iها بیانگر هزینه سرانه خانوارها می‌باشند و n بیانگر تعداد خانوارهای مورد مطالعه می‌باشد. در حالت برابری کامل این ضریب صفر و زمانی که توزیع درآمد کاملاً نابرابر است، این ضریب یک است.

ضریب جینی دارای نقاط ضعفی به شرح زیر است:

در صورت استفاده کاراتر درآمد توسط خانوارهای پر درآمد منحنی لورنز مقدار نابرابری را کم‌تر از حد واقعی برآورد می‌کند.

اقتصادهایی که دارای درآمدها و ضرایب جینی یکسانی می‌باشند، ممکن است از توزیع‌های درآمدی بسیار متفاوتی برخوردار باشند.

مقدار ضریب جینی نسبت به تعداد گروه‌بندی‌ها حساس می‌باشد.

در صورتی که از داده‌های خانوار به جای داده‌های سرانه استفاده شود، مقادیر متفاوتی از این شاخص به‌دست می‌آید.

ضریب جینی به صورت یک عدد ارائه می‌شود و به همین لحاظ گویای چگونگی توزیع درآمد بین گروه‌های مختلف جامعه نخواهد بود. به همین علت این ضریب نمی‌تواند در اصل تفکیک پذیری صدق کند. این نقص ضریب جینی سبب شده است که نتوان چگونگی توزیع درآمد بین گروه‌های درآمدی مختلف را مورد بررسی و مطالعه قرار داد.

1- Gini coefficient 2- Lorenz

به دلیل موارد فوق ضریب جینی برای مطالعات کوتاه‌مدت و مقایسه سال‌های نزدیک به هم ممکن است فاقد کارایی کافی در تبیین نابرابری توزیع درآمد باشد ولی در بلندمدت بسته به تغییرات ساختاری که در اقتصاد صورت می‌گیرد ممکن است تغییر روند آن معنادار باشد.

۲) شکل عمومی معیارهای نابرابری گروه آنتروپی تعمیم یافته[1]

معیارهای نابرابری طبقه آنتروپی تعمیم یافته علاوه بر این که در اصول موضوعه ذکر شده صدق می‌کنند، قابلیت تفکیک پذیری را نیز دارا می‌باشند (بر خلاف ضریب جینی).

شکل عمومی معیارهای آنتروپی تعمیم یافته را به صورت زیر می‌توان ارائه نمود (World Bank,2005).

$$GE(\alpha)=\frac{1}{\alpha^2-\alpha}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{Y_i}{\bar{Y}}\right]^{\alpha}-1\right]$$

که در آن n تعداد افراد درون جامعه مورد بررسی، Y_i درآمد فرد iام $i=1,...,n$ و $\bar{Y}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}Y_i$ میانگین حسابی درآمدها می‌باشد. مقدار GE در دامنه صفر تا بی‌نهایت (∞) قرار دارد که مقدار صفر بیانگر توزیع درآمد کاملاً برابر می‌باشد و با افزایش مقدار GE سطح نابرابری نیز افزایش می‌یابد. پارامتر α در GE بیانگر وزنی است که بر فواصل درآمدی واقع در نواحی مختلف توزیع درآمد اعمال می‌شود. مقدار α می‌تواند هر مقدار حقیقی باشد. برای مقادیر کوچک α، رابطه GE به تغییرات درآمدی در قسمت پایین توزیع درآمد حساس‌تر می‌باشد و برای مقادیر بزرگ‌تر α، GE به تغییرات درآمد در قسمت بالایی توزیع درآمد حساس‌تر می‌شود. مقادیری که معمولاً برای α در نظر گرفته می‌شود اعداد صفر و یک و دو می‌باشند.

زمانی که $\alpha=0$ باشد آن‌گاه GE عبارت خواهد شد از (World Bank,2005):

1-Generalized Entropy Class

$$GE(0) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Ln\frac{\bar{Y}}{Y_i}$$

که به میانگین انحراف لگاریتمی[1] معروف می‌باشد. وقتی که $\alpha = 1$ باشد، GE بیانگر شاخص تایل می‌باشد.

$$GE(1) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \frac{Y_i}{\bar{Y}} Ln\left(\frac{Y_i}{\bar{Y}}\right)$$

زمانی‌که $\alpha = 2$ باشد، آن‌گاه GE بیانگر نصف مربع ضریب تغییرات (CV) خواهد بود و می‌توان نوشت:

$$GE(2) = \frac{1}{2\bar{Y}^2}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2\right]$$

که در آن‌ها y_i درآمد فرد i ام و $\bar{y}$ میانگین درآمد افراد جامعه است و n نیز تعداد افراد جامعه می‌باشد.

یکی از مزایای شاخص تایل عبارت است از این‌که می‌توان آن را بر اساس میانگین وزنی از نابرابری درآمدی بین گروه‌های مختلف درآمدی (مثلاً دهک‌ها) نیز ارائه نمود. به عبارت دیگر می‌توان رابطه فوق را به‌صورت زیر بازنویسی کرد (Theil, 1967).

$$T = \sum_{k=1}^{m} s_k T_k + \sum_{k=1}^{m} s_k Ln\left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}}\right)$$

در عبارت فوق T_k مقدار شاخص تایل در هر کدام از گروه‌هاست و S_k نیز سهم درآمد گروه kام از کل درآمد می‌باشد. بنابراین جمله اول عبارت فوق بیانگر میانگین وزنی از نابرابری در m گروه مورد نظر می‌باشد. در جمله دوم، مقدار $\bar{y}_k$ بیانگر میانگین درآمد گروه k ام و $\bar{y}$ میانگین کل می‌باشد. بنابراین جمله دوم نیز مقدار ضریب تایل برای میانگین m گروه می‌باشد. به عبارت دیگر جمله دوم می‌تواند نابرابری را در بین گروه‌ها ارائه دهد.

1- mean log deviation

قابلیت تفکیک‌پذیر بودن شاخص‌های نابرابری GE به لحاظ تحلیلی دارای اهمیت زیادی می‌باشند.

۳) معیار نابرابری اتکینسون

اتکینسون رفاه اجتماعی را از حاصل جمع مطلوبیت‌های تمام افراد جامعه به‌دست می‌آورد. وی معیار خود را «معیار معادل توزیع برابر»[1] برای مقایسه هر توزیع می‌نامد. اتکینسون معتقد است، مطلوبیت افراد به دو عامل درآمد اشخاص و گریز جامعه از نابرابری بستگی دارد. در این صورت هر چه درجه پرهیز و گریز از نابرابری بیش‌تر باشد، نابرابری محاسبه شده برای هر توزیع درآمد معین نیز بیش‌تر است (Atkinson,1983,1987).

فرمول عمومی گروه اتکینسون، به صورت زیر تعریف شده است (World Bank, 2005, 97-100):

$$A_\varepsilon = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)}, \qquad \varepsilon \neq 1$$

$$A_\varepsilon = 1 - \frac{\prod_{i=1}^{n} (y_i^{(1/n)})}{\bar{y}}, \qquad \varepsilon = 1$$

ε یک پارامتر گریز از نابرابری است و $0 < \varepsilon < \infty$، در نتیجه هر چه مقدار ε بالاتر باشد جامعه نسبت به نابرابری نگرانی بیش‌تری دارد. دامنه گروه معیارهای اتکینسون از صفر تا ۱ است، جایی‌که صفر نشان‌دهنده برابری کامل است. اگر در فرمول عمومی معیارهای تعمیم یافته $\alpha = 1 - \varepsilon$ قرار داده شود، برای مقادیر $\alpha < 1$ به گروه معیارهای اتکینسون تبدیل می‌شود.

1- Equality Distributed Equivalent Measure

هنگامی که $A=0$ است، برابری به صورت کامل وجود دارد زیرا y_i برابر با y خواهد بود، در حالی که اگر $A=1$ باشد، نابرابری به صورت کامل وجود خواهد داشت. بنابراین هر چه A بیش‌تر باشد، درجه نابرابری بیش‌تر می‌شود. همچنین برای یک توزیع مشخص، هر چه گریز از نابرابری افزایش یابد، مقدار A افزایش خواهد یافت.

٤) رگرسیون چندکی

یکی ازضعف‌های رگرسیون حداقل مربعات این است که میانگین شرطی برآورد شده با آن نمی‌تواند به خوبی واقعیت‌های مربوط به خانوارهای فقیر و کم درآمد را ارائه دهد. علت این امر را می‌توان چولگی توزیع مخارج خانوارها به چپ معرفی کرد (Koenker R, Hallock K.,2001).

در برآورد حداقل مربعات، میانگین نمونه به عنوان جواب مسأله حداقل مجموع مربعات پسماندها معرفی می‌شود در حالی که اگر مسأله به صورت حداقل کردن قدر مطلق پسماندها در نظر گرفته شود، میانه نمونه به عنوان جواب مسأله معرفی خواهد شد. در این حالت می‌توان فرض کرد یک حالت تقارن وجود دارد به گونه‌ای که تعداد پسماندهای مثبت و منفی در دو طرف میانه با یکدیگر برابرند. برای برآورد سایر چندک‌ها، بایستی مجموع نامتقارنی از قدر مطلق پسماندها را حداقل نمود. به عبارت دیگر با دادن وزن‌های مختلف به پسماندهای مثبت و منفی می‌توان چندک‌های مختلف را براورد نمود. تابع چندک غیر شرطی به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\min \sum_{\varepsilon \in \mathbb{R}} p_\tau (y_i - \varepsilon_i)$$

که در آن p_τ بیانگر تابع مقدار قدر مطلق[1] می‌باشد که با ارائه وزن مناسب، چندک τام را به عنوان جواب مسأله فوق ارائه می‌دهد.

1- absolute value function

همانند تابع میانگین شرطی $E(r|x)$ در رگرسیون حداقل مربعات می‌توان تابع چندک شرطی را نیز به صورت زیر تعریف کرد:

$$\min \sum_{\beta \in \mathbb{R}^p} p_\tau (y_i - \varepsilon_\tau(x_i, \beta))$$

که در آن β بردار پارامتر برآورد شده (به عنوان ضرایب بردار x_i) در برآورد تابع چندک شرطی τام می‌باشد(Nguyen T, Albrecht W., Westbrook D., 2006) ، (Powell J. 2006).

روش مطالعه

در این مطالعه با استفاده از نرم افزار Stata شاخص‌های نابرابری ضریب جینی، اتکینسون و طبقه آنتروپی برای دوره زمانی ۱۳۷٦ تا ۱۳۸٤محاسبه شده است. علاوه بر این‌ها با توسل به قابلیت تفکیک‌پذیری شاخص‌های نابرابری طبقه آنتروپی، نابرابری در سطوح دهک (به منظورتحلیل ساختاری) نیز مورد محاسبه قرار گرفته است. منبع اطلاعاتی برای محاسبات مذکور، اطلاعات خام طرح هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران می‌باشد. با توجه به این که اطلاعات هزینه‌های مصرفی خانوار نسبت به درآمد با توجه به حساسیت پاسخگویان در ابراز درآمد خود، معیار مناسب‌تری از رفاه خانوارها محسوب می‌شود لذا هزینه سرانه ناخالص خانوارها به عنوان نماینده‌ای از رفاه و درآمد خانوارها در نظر گرفته شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

یافته‌ها

۱) ضریب جینی

جدول شماره (۱) روند ضریب جینی را در دوره ۸٤-۱۳۷٦ در مناطق شهری و روستایی نشان می‌دهد. این ضریب گرچه در طول ۱۰ سال اخیر از نوسانات جزیی برخوردار بوده است اما تقریباً از یک روند نزولی کند حکایت می‌کند.

جدول(۱): ضریب جینی شهری و روستایی بر حسب مخارج سرانه خانوار

سال	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸٤
ضریب جینی شهری	۰/٤۳۱	۰/٤۲۵	۰/٤۲۳	۰/٤۲۱	۰/٤۲۷	۰/٤۲۸	۰/٤۱۷	۰/٤۱۷	۰/٤۱٦
ضریب جینی روستایی	۰/٤۰۱	۰/٤۲۸	۰/٤۲۱	۰/٤۱۵	۰/٤۰۱	۰/٤۰۲	۰/۳۹	۰/٤۰	۰/۳۹

۲-۳) شاخص تایل

یکی از ویژگی‌های عمده توزیع درآمد در اقتصاد ایران، ثبات در سهم مخارج مربوط به دهک‌های مختلف در مناطق شهری و روستایی می‌باشد. نگاهی به جدول ۲ این امر را واضح‌تر نشان می‌دهد.

به عنوان مثال در مناطق شهری از سال ۱۳۷٦ تا سال ۱۳۸٤ سهم دهک اول از کل مخارج در فاصله ۲/۳۹ و ۲/۰۵ درصد، سهم دهک دوم در فاصله ۳/۸۳ و ۳/۳٦ درصد، سهم دهک سوم در فاصله ٤/۹ و٤/۳۷ درصد و ...، سهم دهک هشتم در فاصله ۱۲/۰۷ و ۱۱/۷٦ درصد، سهم دهک نهم در فاصله ۱٦/۱٤ و ۱۵/۳٤ درصد و سهم مخارج دهک دهم در فاصله ۳۲/۸۱ و ۳۰/۱۵ درصد نوسان داشته است. تأثیر این امر را می‌توان در جدول ۳ بر اساس تجزیه شاخص تایل به خوبی مشاهده نمود. ستون اول بیانگر میانگین وزنی نابرابری در درون دهک‌ها در مناطق شهری است در حالی‌که ستون سوم بیانگر نابرابری بین دهک‌هاست. مجموع این دو قسمت، نابرابری کل (ستون ۵) می‌باشد. ستون ٤ این جدول بیانگر این است که در طول ده سال اخیر ۸۵/۷ تا ۸۸/۹ درصد از کل نابرابری مناطق شهری مربوط به وجود نابرابری بین دهک‌های درآمدی است، در حالی که ۱۱/۱ تا ۱٤/۳ درصد از نابرابری مربوط به نابرابری در درون دهک‌ها بوده است. لذا به نظر می‌رسد که این نوع ثبات نسبی در سهم دهک‌های مختلف در دهه گذشته یکی از علل اصلی حفظ مقادیر انواع شاخص‌های نابرابری در یک دامنه تقریباً ثابت می‌باشد.

جدول(۲): سهم دهک‌ها براساس هزینه ناخالص سرانه در سال‌های ۱۳۷۶- ۱۳۸٤ (٪)

مناطق شهری										
سال	دهک اول	دهک دوم	دهک سوم	دهک چهارم	دهک پنجم	دهک ششم	دهک هفتم	دهک هشتم	دهک نهم	دهک دهم
۱۳۷٦	۲/۱۷	۳/۵۸	٤/٦٤	۵/٦۸	٦/۷۹	۸/۱۱	۹/۷٦	۱۱/۹۹	۱۵/۷٦	۳۱/۵۳
۱۳۷۷	۲/۰۵	۳/۳٦	٤/۳۷	۵/٤۳	٦/۵۰	۷/۸۱	۹/۵٤	۱۱/۹۹	۱٦/۱٤	۳۲/۸۱
۱۳۷۸	۲/۰۷	۳/٤۳	٤/٤٦	۵/۵۰	٦/٦٦	۸/۰۱	۹/۷۰	۱۲/۰۵	۱٦/۱۰	۳۲/۰۱
۱۳۷۹	۲/۱٤	۳/٤۹	٤/۵۳	۵/۵۹	٦/۷٦	۸/۱۰	۹/۷۹	۱۲/۰٤	۱۵/۷۹	۳۱/۷۵
۱۳۸۰	۲/۲۵	۳/۵۷	٤/٦۳	۵/٦٦	٦/۷۹	۸/۱۱	۹/۷۸	۱۲/۰۷	۱۵/۹۹	۳۱/۱٤
۱۳۸۱	۲/۳۰	۳/۷۰	٤/۷٤	۵/۷٦	٦/۸٦	۸/۱۷	۹/۸۷	۱۲/۰۷	۱۵/۹۸	۳۰/۵٤
۱۳۸۲	۲/۳۹	۳/۸۳	٤/۹۰	۵/۹۳	٦/۰٦	۸/۲۸	۹/۸۳	۱۲/۰۳	۱۵/٦۱	۳۰/۱۵
۱۳۸۳	۲/۳۹	۳/۷۳	٤/۷۱	۵/٦۷	٦/۷۷	۸/۰۷	۹/٦۳	۱۱/۷٦	۱۵/۳٤	۳۱/۹۲
۱۳۸٤	۲/۳٦	۳/۷۱	٤/۷۳	۵/۷۷	٦/۹۱	۸/۱۷	۹/۷۵	۱۲/۰۷	۱۵/۹۰	۳۰/٦۳
مناطق روستایی										
سال	دهک اول	دهک دوم	دهک سوم	دهک چهارم	دهک پنجم	دهک ششم	دهک هفتم	دهک هشتم	دهک نهم	دهک دهم
۱۳۷٦	۲/۱۸	۳/٤٤	٤/۳۷	۵/۳۱	٦/۳٤	۷/۵۹	۹/۲۰	۱۱/٦۳	۱۵/۷۳	۳٤/۲۱
۱۳۷۷	۲/۱۵	۳/٤۲	٤/٤٦	۵/٤۲	٦/۵۵	۷/۸۳	۹/٤٦	۱۱/۸٤	۱٦/۰۷	۳۲/۸۰
۱۳۷۸	۲/۱۷	۳/٤۵	٤/٤۸	۵/٤۸	٦/۵۲	۷/۸٦	۹/٤۹	۱۱/۷۸	۱۵/۸۹	۳۲/۸۸
۱۳۷۹	۲/۲۰	۳/۵۰	٤/۵۳	۵/۵۳	٦/۵۸	۷/۸۸	۹/٤۸	۱۱/۷۸	۱۵/۹۰	۳۲/٦۲
۱۳۸۰	۲/۲۲	۳/٤۷	٤/٤۹	۵/٤٦	٦/۵۱	۷/۷٤	۹/۲٤	۱۱/۵۳	۱۵/٦۹	۳۳/٦٦
۱۳۸۱	۲/۱۸	۳/٤٦	٤/٤٤	۵/٤۰	٦/٤۹	۷/۷۷	۹/۳۵	۱۱/٦۹	۱۵/۸۰	۳۳/٤۱
۱۳۸۲	۲/۳۵	۳/٦٤	٤/٦۱	۵/۵٤	٦/۵۹	۷/۸٦	۹/٤۱	۱۱/٦۲	۱۵/٦۰	۳۲/۸۰
۱۳۸۳	۲/۲۲	۳/۵۳	٤/۵٤	۵/۵۷	٦/٦۳	۷/۹۱	۹/۵۰	۱۱/۷٤	۱۵/۸۸	۳۲/٤۷
۱۳۸٤	۲/۲۸	۳/۵۸	٤/۵٦	۵/۵٤	٦/۵۹	۷/۸۵	۹/۵۱	۱۱/۹۰	۱٦/۰۰	۳۲/۱۹

جدول (۳): شاخص تایل بر حسب مخارج سرانه برای دهک‌های مختلف

سال	مناطق شهری					مناطق روستایی				
	درون دهک‌ها		بین دهک‌ها		کل	درون دهک‌ها		بین دهک‌ها		کل
	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰
۱۳۷٥	۰,۰٤٥	۱۲,٦	۰,۳۱۱	۸۷,٤	۰,۳٥٥	۰,۰۳۸	۱۲,٤	۰,۲۷۱	۸۷,٦	۰,۳۰۹
۱۳۷٦	۰,۰٥۲	۱٤,۳	۰,۳۱۲	۸٥,۷	۰,۳٦٥	۰,۰٤٦	۱٤,٤	۰,۲۷۲	۸٥,٦	۰,۳۱۸
۱۳۷۷	۰,۰۳۸	۱۱,۳	۰,۲۹٥	۸۸,۷	۰,۳۳۲	۰,۰۳۷	۱۱,۱	۰,۲۹۹	۸۸,۹	۰,۳۳٦
۱۳۷۸	۰,۰٤۳	۱۲,۸	۰,۲۹٤	۸۷,۲	۰,۳۳۷	۰,۰۳٦	۱۱,٤	۰,۲۸٦	۸۸,٦	۰,۳۲۳
۱۳۷۹	۰,۰۳٦	۱۱,۱	۰,۲۸۹	۸۸,۹	۰,۳۲٥	۰,۰٤٤	۱۳,۷	۰,۲۷۸	۸٦,۳	۰,۳۲۲
۱۳۸۰	۰,۰٤٦	۱۳,٤	۰,۳۰۱	۸٦,۷	۰,۳٤۸	۰,۰۳۳	۱۰,۸	۰,۲٦۸	۸۹,۲	۰,۳۰۱
۱۳۸۱	۰,۰٤۸	۱۳,۸	۰,۳۰۱	۸٦,۲	۰,۳٤۹	۰,۰۳٥	۱۲,۱	۰,۲٥۷	۸۷,۹	۰,۲۹۳
۱۳۸۲	۰,۰٤٤	۱۳,۳	۰,۲۸٥	۸٦,۸	۰,۳۲۹	۰,۰۳۳	۱۱,۸	۰,۲٤٦	۸۸,۲	۰,۲۷۹
۱۳۸۳	۰,۰۳۹	۱۲,۱	۰,۲۸٦	۸۷,۹	۰,۳۲٥	۰,۰٥۹	۱۸,۱	۰,۲۷۰	۸۱,۹	۰,۳۲۹
۱۳۸٤	۰,۰۳٦	۱۱,٤	۰,۲۸۲	۸۸,٦	۰,۳۱۸	۰,۰۳۱	۱۰,۸	۰,۲٥۷	۸۹,۲	۰,۲۸۸

یک چنین وضعیتی را نیز می‌توان بر این اساس برای مناطق روستایی مشاهده نمود.

۳) شاخص‌های نابرابری $GE(0)$ و $GE(2)$ و اتکینسون

بر اساس نتایج جدول ٤، مقدار شاخص $GE(0)$ هم برای مناطق شهری و هم برای مناطق روستایی در سال ۸۳ افزایش و در سال ۸٤ کاهش داشته است، یعنی این شاخص نیز نشان از کاهش نابرابری به ویژه در مناطق روستایی دارد.

از آن‌جایی که سهم مخارج دهک‌های بالای درآمدی و مقدار نابرابری مربوط به آن‌ها بر نابرابری کل تأثیر معنی‌داری دارد به نظر می‌رسد که محاسبه $GE(2)$ بسیار مفید بوده است و می‌تواند اطلاعات بیش‌تری را برای بررسی روند و ساختار نابرابری در اقتصاد ایران را فراهم نماید. بر اساس نتایج جدول ٤ مشاهده می‌شود که مقدار این شاخص در

سال ۱۳۸۳ در مناطق شهری کاهش و در مناطق روستایی شدیداً افزایش یافته است ولی در سال ۱۳۸٤ در مناطق شهری اندک و در مناطق روستایی شدیداً کاهش یافته است.

جدول (٤) شاخص‌های نابرابری GE(۰) و GE(۲) و اتکینسون برای مناطق شهری و روستایی

سال	شهری					روستایی				
	GE(۰)	GE(۲)	$\varepsilon = ۰/۵$	$\varepsilon = ۱$	$\varepsilon = ۲$	(۰) GE	(۲) GE	$\varepsilon = ۰/۵$	$\varepsilon = ۱$	$\varepsilon = ۲$
۱۳۷۵	۰,۳۲٤	۰,٦۰۳	۰,۱۵۵۵	۰,۲۷٦٤	۰,٤۵٤۷	۰,۲۹۰۱	۰,٤۸۸	۰,۱۳۸۱	۰,۲۵۱۸	۰,٤٤۹۵
۱۳۷٦	۰,۳۲۱	۰,٦٦٤	۰,۱۵٦۵	۰,۲۷٤۵	۰,٤٤۵٤	۰,۲۹۱۸	۰,۵۷۵	۰,۱۳۹۸	۰,۲۵۳۰	۰,٤۵۰۸
۱۳۷۷	۰,۳۰۷	۰,۵۲۲	۰,۱٤۷٤	۰,۲٦٤۳	۰,٤۳۹٤	۰,۳۱۵۵	۰,۵۲۵	۰,۱٤۹۹	۰,۲۷۰٦	۰,٤۵۸۷
۱۳۷۸	۰,۵۲۲	۰,۵۷۱	۰,۱٤۷٦	۰,۲٦۳۲	۰,٤۳٤٦	۰,۳۰٤۰	۰,۵۱۰	۰,۱٤٤٤	۰,۲٦۲۲	۰,٤٤۸۳
۱۳۷۹	۰,۲۹۹	۰,۵۰۷	۰,۱٤٤۰	۰,۲۵۸۵	۰,٤۲۹٦	۰,۲۹۵٤	۰,۵۵٦	۰,۱٤۱۸	۰,۲۵۵۸	۰,٤۳٦٦
۱۳۸۰	۰,۳۰۹	۰,٦۰۹	۰,۱۵۰٦	۰,۲٦۵۹	۰,٤۳۵٤	۰,۲۸۳۰	۰,٤۵٤	۰,۱۳۵۳	۰,۲٤٦۵	۰,٤۲۲٦
۱۳۸۱	۰,۳۱۱	۰,٦۲۷	۰,۱۵۰۹	۰,۲٦۷۱	۰,٤۳۸٦	۰,۲۷۲٤	۰,٤۷۸	۰,۱۳۱۰	۰,۲۳۸٤	۰,٤۱۰۲
۱۳۸۲	۰,۲۹۲	۰,۵٦۹	۰,۱٤۳۰	۰,۲۵۳٤	۰,٤۱۷۱	۰,۲۵۹۲۲۵	۰,٤۲٤۳	۰,۱۲۵۲	۰,۲۲۸٤	۰,۳۹۳۷
۱۳۸۳	۰,۲۹۷	۰,۵۳۳	۰,۱٤۳۳	۰,۲۵٦۹	۰,٤۳۰۸	۰,۲۸۱۲	۰,۷۳۱	۰,۱۳۹۱	۰,۲٤۵۱	۰,٤۰۷۵
۱۳۸٤	۰,۲۹۱	۰,۵۰۵	۰,۱٤۱۰	۰,۲۵۲۸	۰,٤۱۹۹	۰,۲٦۹۲	۰,٤۳۸	۰,۱۲۹٦	۰,۲۳٦۰	۰,٤۰٤۱
۱۳۸۵	۰,۳۰۸	۰,۵٤٦	-	-	-	۰,۲۸۵۵	۰,٤۸٤	-	-	-

به طور کلی نتایج به دست آمده در مورد ضرایب نابرابری گواه بر کاهش نابرابری در سال ۱۳۸٤ نسبت به سال ۱۳۸۳ می‌باشد. اما علت این امر را چگونه می‌توان توضیح داد؟

در مناطق شهری مقدار شاخص اتکینسون از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۹ روند کاهشی داشته است و در دو سال ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ مقدار این شاخص روند صعودی پیدا کرده است. از سال ۱۳۸۲ به بعد روند تغییرات این شاخص منسجم نمی‌باشد. اما برای هر سه مقدار ε، در مناطق شهری نابرابری در سال ۱۳۸٤ نسبت به سال ۱۳۸۳ کاهش یافته است که این امر با نتایج به‌دست آمده از سایر شاخص‌ها هماهنگی دارد.

در مناطق روستایی نیز شاخص اتکینسون برای سال ۱۳۸٤ نسبت به سال ۱۳۸۳ در هر سه سطح کاهش نابرابری را نشان می‌دهد که این موضوع نیز با نتایج به دست آمده از سایر شاخص‌های نابرابری هماهنگی دارد.

٤) بررسی ساختار نابرابری بر اساس اجزاء تشکیل‌دهنده: مخارج کل

یکی از روش‌های بررسی نابرابری، توجه به سهم این اجزاء در ایجاد نابرابری کل می‌باشد. استفاده از شاخص نابرابری نصف مربع ضریب تغییرات ($GE(۲)$) برای این منظور مناسب می‌باشد. بر اساس تفکیک مخارج به اجزاء آن، در صورتی که سهم نابرابری در هر کدام از این اجزاء منفی باشد ($S_i < ۰$)، بدین معنی است که در سال مورد نظر، آن جزء اثری مثبت در جهت برابری و کاهش نابرابری کل داشته است و بالعکس.

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که در مناطق شهری نسبت میانگین مخارج خوراکی به میانگین مخارج کل به طور تقریبی $\frac{۱}{٤}$ می‌باشد. با گذشت زمان سهم مخارج خوراکی کاهش و سهم مخارج غیر خوراکی افزایش یافته است به طوری که سهم مخارج خوراکی از ۲۵ درصد در سال ۱۳۸۲ در مناطق شهری به ۲۳ درصد در سال ۱۳۸٤ کاهش یافته است و در مقابل سهم مخارج غیر خوراکی از ۷۵ درصد به ۷۷ درصد افزایش یافته است. نتایج ۵ نشان می‌دهد در سال ۱۳۸۳ سهم نابرابری در مخارج خوراکی منفی است که بیانگر اثر مثبت این جزء در جلوگیری از افزایش نابرابری کل در مناطق شهری می‌باشد. در سال ۱۳۸٤ مخارج غیر خوراکی در مناطق شهری اثر مثبت بر کاهش نابرابری داشته است. بنابراین به نظر می‌رسد که افزایش نابرابری در مخارج غیر خوراکی در کنار افزایش سهم آن‌ها در مخارج کل نقش بسزایی در کاهش نابرابری کل و نیز تغییرات ایجاد شده در سهم مخارج دهک‌های مختلف داشته است.

در مناطق روستایی نیز سهم مخارج خوراکی در دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۸٤ نزولی بوده و از ۳۹ درصد به ۳٦ درصد کاهش یافته است و در مقابل، سهم مخارج غیر خوراکی از ٦۱ درصد به ٦٤ درصد افزایش داشته است. بر خلاف مناطق شهری، در مناطق روستایی

در سال ۱۳۸٤ عمدتاً مخارج خوراکی در افزایش برابری کل اثر مثبت داشته است اما سهم مخارج غیر خوراکی همانند مناطق شهری معنی‌دار نمیباشد.

جدول (۵) محاسبه سهم نابرابری بر اساس تفکیک مخارج خوراکی و غیر خوراکی برای مناطق شهری و روستایی

سال	شهری				روستایی			
	نسبت میانگین مخارج هر جزء به میانگین کل مخارج		سهم نابرابری در هر جزء		نسبت میانگین مخارج هر جزء به میانگین کل مخارج		سهم نابرابری در هر جزء	
	۱		۲		۳		٤	
	خوراکی	غیر خوراکی	خوراکی	غیر خوراکی	خوراکی	غیر خوراکی	خوراکی	غیر خوراکی
۸۲	۰.۲۵	۰.۷۵	۰.۰۰۲۳	۰.۰۱۳۱	۰.۳۹	۰.۶۱	-۰.۰۰۱٤	۰.۰۰٤٦
۸۳	۰.۲٤	۰.۷٦	-۰.۰۰۰۳	۰.۰۱۷٤	۰.۳۷	۰.۶۳	۰.۰۰۱۰	۰.۰۱۰۰
۸۴	۰.۲۳	۰.۷۷	۰.۰۰۰۷	-۰.۰۰۰۸	۰.۳٦	۰.٦٤	۰.۰۰٤۰	۰.۰۰۷۹

۵) یافته‌های رگرسیون چندکی

نتایج رگرسیون چندکی در جدول ٦ برای خانوارهای شهری و روستایی ارائه شده است.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول(٦): برآورد مدل رگرسیون چندکی برای مناطق شهری و روستایی در سال ١٣٨٤

مخارج سرانه کل (شهری)							
constan	house	count	edu	age2	age	sex	
0.056	14.29	−0.173	0.519	−0.067	0.067	0.262	١٠
0.042	14.702	−0.171	0.52	−0.06	0.061	0.224	٢٠
0.027	14.886	−0.176	0.528	−0.061	0.062	0.227	٣٠
0.044	15.077	−0.172	0.521	−0.058	0.06	0.211	٤٠
0.032	15.199	−0.175	0.536	−0.057	0.06	0.221	میانه
0.04	15.394	−0.178	0.554	−0.055	0.059	0.203	٦٠
0.041	15.556	−0.176	0.573	−0.055	0.059	0.205	٧٠
0.058	15.795	−0.181	0.568	−0.055	0.059	0.185	٨٠
0.046	16.157	−0.188	0.563	−0.055	0.059	0.183	٩٠
0.003	16.532	−0.183	0.527	−0.052	0.055	0.165	٩٥

مخارج سرانه کل (روستایی)							
constan	house	count	edu	age2	age	sex	
14.438	0.031	−0.183	0.359	−0.065	0.067	0.275	١٠
14.675	0.058	−0.194	0.388	−0.066	0.069	0.276	٢٠
14.942	0.061	−0.196	0.407	−0.063	0.065	0.282	٣٠
15.148	0.05	−0.191	0.383	−0.061	0.064	0.271	٤٠
15.347	0.05	−0.196	0.383	−0.062	0.065	0.243	میانه
15.567	0.029	−0.199	0.356	−0.062	0.064	0.242	٦٠
15.759	0.024	−0.201	0.354	−0.063	0.065	0.237	٧٠
15.909	0.032	−0.209	0.331	−0.067	0.07	0.24	٨٠
16.444	0.041	−0.22	0.269	−0.062	0.064	0.208	٩٠
16.757	0.053	−0.22	0.169	−0.061	0.063	0.194	٩٥

مخارج سرانه خوراکی (شهری)							
12.936	0.065	−0.122	0.276	−0.061	0.06	0.322	١٠
13.539	0.037	−0.131	0.285	−0.048	0.049	0.276	٢٠
13.904	0.042	−0.136	0.255	0.042	0.043	0.234	٣٠
14.092	0.04	−0.129	0.258	−0.039	0.04	0.223	٤٠
14.263	0.041	−0.131	0.253	−0.038	0.04	0.188	میانه
14.51	0.032	0.127	0.239	−0.034	0.036	0.148	٦٠
14.74	0.034	0.127	0.23	−0.03	0.033	0.121	٧٠
14.951	0.019	−0.127	0.216	−0.029	0.032	0.094	٨٠
15.38	0.031	0.128	0.192	−0.021	0.025	0.052	٩٠
15.502	0.046	−0.132	0.191	−0.023	0.028	0.061	٩٥

مخارج سرانه خوراکی (روستایی)							
13.224	−0.019	−0.126	0.26	−0.051	0.052	0.334	١٠
13.555	0.023	−0.132	0.262	−0.049	0.051	0.285	٢٠
13.877	0.024	−0.138	0.231	−0.045	0.047	0.248	٣٠
14.105	0.037	−0.14	0.201	−0.044	0.046	0.201	٤٠
14.371	0.033	−0.138	0.197	−0.039	0.041	0.178	میانه
14.562	0.027	−0.142	0.194	−0.038	0.041	0.139	٦٠
14.681	0.018	−0.146	0.2	−0.04	0.043	0.118	٧٠
14.977	0.014	−0.147	0.163	−0.036	0.04	0.077	٨٠
15.115	0.01	−0.142	0.152	−0.039	0.043	0.076	٩٠
15.436	0.009	−0.145	0.074	−0.036	0.042	−0.007	٩٥

مخارج سرانه غیرخوراکی (شهری)							
13.665	0.049	−0.197	0.65	−0.077	0.077	0.266	١٠
13.999	0.04	−0.188	0.633	−0.072	0.074	0.246	٢٠
14.386	0.024	−0.188	0.63	−0.066	0.068	0.205	٣٠
14.652	0.033	−0.189	0.641	−0.062	0.064	0.228	٤٠
14.747	0.031	−0.191	0.632	−0.065	0.067	0.21	میانه
14.904	0.043	−0.191	0.651	−0.064	0.067	0.209	٦٠
15.076	0.034	−0.2	0.655	−0.066	0.069	0.23	٧٠
15.338	0.069	−0.2	0.682	−0.063	0.067	0.233	٨٠
15.711	0.074	0.21	0.639	−0.065	0.069	0.243	٩٠
16.151	0.017	0.21	0.578	−0.063	0.067	0.205	٩٥

مخارج سرانه غیرخوراکی (روستایی)							
13.788	0.044	−0.204	0.405	−0.075	0.078	0.281	١٠
14.096	0.053	−0.216	0.47	−0.076	0.079	0.307	٢٠
14.412	0.051	−0.214	0.462	−0.072	0.075	0.291	٣٠
14.644	0.052	−0.217	0.447	−0.071	0.073	0.299	٤٠
14.867	0.049	0.211	0.432	0.07	0.073	0.266	میانه
15.067	0.04	−0.219	0.394	−0.071	0.074	0.285	٦٠
15.302	0.038	−0.222	0.407	−0.072	0.074	0.289	٧٠
15.555	0.048	−0.229	0.386	−0.075	0.077	0.262	٨٠
16.112	0.043	−0.241	0.301	−0.071	0.072	0.275	٩٠
16.515	0.071	−0.243	0.197	−0.065	0.068	0.238	٩٥

در این بخش ابتدا متغیر مخارج سرانه کل در سال ۱۳۸٤ به عنوان متغیر وابسته بر روی متغیرهای توضیحی جنس سرپرست خانوار (sex)، سن سرپرست خانوار (age)، مربع سن سرپرست خانوار تقسیم بر ۱۰۰ (age2)، تحصیلات سرپرست خانوار (edu)، تعداد اعضاء خانوار (count) و نحوه تصرف محل سکونت (house)، برازش شده است. تعداد اعضاء خانوار به عنوان معیاری از بار تکفل سرپرست خانوار در نظر گرفته شده است.

عرض از مبدا برآورد شده برای این رگرسیون بیانگر برآوردی از لگارتیم مخارج سرانه (کل، خوراکی، غیرخوراکی) برای خانوارهای مبنا[1] یا به عبارت دیگر خانوارهایی است که سرپرست آن‌ها زن و دارای تحصیلات دیپلم یا کم‌تر از آن می‌باشد و نیز از نظر نحوه تصرف مسکن، صاحب‌خانه لحاظ نمی‌شوند و ملزم به پرداخت اجاره یا رهن یا انجام خدمت می‌باشند. همچنین ضرایب مربوط به متغیرهای مجازی به نوعی بیانگر اختلاف بین لگاریتم مخارج سرانه خانوارهای موجود در دهک nام می‌باشد که در مقایسه با خانوار مبنا از ویژگی معرفی شده توسط آن متغیرمجازی برخوردارند.

برآوردهای مربوط به متغیر جنسیت (sex) نیز در همه رگرسیون‌های جدول ٦، مثبت و معنی‌دار هستند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که جنس سرپرست خانوار یکی از عوامل مرتبط با ایجاد نابرابری در درون و بین دهک‌ها می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج جدول مزبور، به وضوح می‌توان اهمیت ضرایب مربوط به اهمیت متغیر مجازی جنسیت را در همه دهک‌ها مشاهده نمود. این امر می‌تواند نشان از اهمیت نقش مرد بودن سرپرست خانوار در تبیین تغییرات نابرابری در بین خانوارهای شهری هم از لحاظ مخارج سرانه کل و هم از لحاظ مخارج سرانه غیر خوراکی باشد. در مورد نقش جنسیت در مخارج خوراکی و رابطه آن با افزایش نابرابری نمی‌توان به طور صریح نتیجه‌ای گرفت. به نظر می‌رسد که دولت در نگرش به سیاست‌های حمایتی خود از قشرهای آسیب‌پذیر، بایستی نگاهی ویژه به خانوارهایی داشته باشد که سرپرست آن‌ها زن می‌باشند.

1- base

براساس نتایج به‌دست آمده در همه رگرسیون‌ها، معنی‌دار بودن ضرایب مربوط به سن سرپرست خانوار و منفی بودن ضریب مربوط به مربع سن سرپرست خانوار نشان از نحوه اثرگذاری مقعر گونه سن سرپرست خانوار بر روی مخارج سرانه خانوارهاست. با مراجعه به ضرایب متغیر مجازی تحصیلات، مشخص می‌شود که برخورداری سرپرست خانوار از مدارک دانشگاهی، نقش مثبت و معنی‌داری در مخارج سرانه خانوارها ایفا می‌کند. اگر چه این ضریب برای دهک‌های مختلف در هر دو سال ۱۳۸۳ و ۱۳۸٤ تقریباً برابر می‌باشد اما این برابری می‌تواند بازگو کننده دو پیام مهم باشد. اول این که دولت در مباحث خصوصی‌سازی نبایستی اهمیت حمایت‌های ویژه از گروه‌های کم درآمد برای دستیابی فرزندان آن‌ها (سرپرستان آینده) به مدارج دانشگاهی را نادیده بگیرد و دوم این که افزایش سطح تحصیلات می‌تواند به عنوان اهرمی بسیار مفید در جهت کاهش نابرابری در درون و خصوصاً بین دهک‌های درآمدی عمل کند. این امر با توجه به نتایج به دست آمده از تفکیک شاخص تایل قابل تأمل می‌باشد. صاحب خانه بودن خانوار یکی از متغیرهای مهم در افزایش نابرابری در درون دهک‌ها و همچنین بین دهک‌ها می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که در سال ۱۳۸٤ ضرایب مربوط به متغیر نحوه تصرف مسکن مثبت می‌باشد و تنها در دهک سوم و دهک‌های بالا (دهک نهم و صدک ۹۵)، از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

در سال ۱۳۸٤ متغیر تصرف مسکن برای سه دهک آخر از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که صاحب‌خانه بودن، یکی از عوامل مؤثر در افزایش مخارج سرانه غیر خوراکی خانوارهای نسبت به خانوارهای مستأجر در سال ۱۳۸٤ بوده است. در سال ۱۳۸۳ نیز مشاهده می‌شود که اهمیت صاحب‌خانه بودن خانوار در افزایش اختلاف در مخارج سرانه کل خانوارها غیر قابل انکار می‌باشد. بنابراین به نظرمی‌رسد که نحوه تصرف مسکن یکی از مهم‌ترین عامل‌ها در ایجاد نابرابری در مخارج سرانه غیر خوراکی و به تبع آن نابرابری در مخارج سرانه کل خانوارهای شهری می‌باشد. لذا به نظر می‌رسد که در کنار توجه به مسأله برابری در مخارج خوراکی، غفلت از برابری در مخارج غیر خوراکی و به ویژه غفلت از کنترل هزینه‌های مسکن خانوارها و عدم حمایت از

هزینه‌های تحصیلی دهک‌های پایین درآمدی، می‌تواند منجر بـه افـزایش نـابرابری در بـین خانوارهای شهری و آثار سوء آن شود.

بر اساس رگرسیون‌های برآورد شده، ضـرایب مربـوط بـه بعـد خانوارهـا بـرای همـه دهک‌ها منفی و معنی‌دار می‌باشند. نکته قابل توجه این که مقدار این ضریب بـه منزلـه بـار تکفل سرپرست خانوارها نیز می‌تواند تفسیر شود. یعنـی بـا افـزایش یـک نفـر بـه اعـضاء خانوار، اثر منفی آن بر کاهش مخارج سرانه خانوارها افزایش می‌یابد. بیش‌ترین اثـر منفـی افزایش بعد خانوار بر روی مخارج غیر خوراکی می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این مقاله سعی شده است تا با توسل به شاخص‌های نـابرابری و ره یافـت رگرسـیون چندکی، ضمن شناسایی ساختار نابرابری در اقتصاد ایران در طول دهه گذشته، علت تغییرات نابرابری محاسبه شده توسط همه شاخص‌های نابرابری در سال ۱۳۸٤ نسبت به سـال ۱۳۸۳، و نیز در طول دوره ۸٤-۱۳۷۵ مورد تحلیل قرار گیرد.

نتایج حاصله دلالت بر آن دارد که:

الف) در طی دوره مورد بررسی هزینه‌های مصرفی دهک‌های بـالا نـسبت بـه دهـک‌هـای پایین، از رشد بیش‌تری برخوردار بوده و این موضوع، در کاهش نابرابری تـأثیر منفـی داشته است.

ب) با استفاده از قابلیت تفکیک‌پذیری شاخص نابرابری تایل، مشخص شـد کـه در طـول دهه گذشته ساختار نابرابری اقتصاد ایران علی رغم تغییراتـی کوچـک در رونـد آن، از ثبات نسبی برخوردار بوده است و به طور متوسط حـدود ۸۷ درصـد از نـابرابری کـل ناشی از نابرابری در بین دهک‌ها بوده است و لذا برای رفع اساسی نابرابری‌ها، اقدامات ساختاری و بلندمدت لازم است و با سیاست‌های کوتـاه‌مـدت نمـی‌تـوان نـابرابری را کاهش داد.

ج) در مناطق شهری و روستایی در کنار سهم بالای دهک‌های بالای درآمدی در کل مخارج، درجهٔ نابرابری اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص تایل برای این دهک‌ها نیز بالا می‌باشد. این مطلب نشان دهنده آن است که سیاست‌های اقتصادی ناظر بر افزایش تولید و درآمد که منجر به تغییرات در سهم‌بری این دهک‌ها در درازمدت می‌شود، می‌تواند کاهش‌های معنی‌داری را در نابرابری بین دهک‌ها و مقدار محاسباتی شاخص‌های نابرابری ایجاد کنند.

د) از آنجایی که دهک‌های بالای درآمدی به طور نسبی سهم بیش‌تری در تغییرات نابرابری و سهم مخارج ایفا می‌کنند، با استفاده از قابلیت تفکیک‌پذیری شاخص نابرابری ($GE(۲)$)، مشخص شد که در سال ۱۳۸٤، علی‌رغم اثر مثبتی که جزء خوراک بر کاهش برابری (افزایش نابرابری) در مناطق روستایی داشته است اما به دلیل اثر قوی‌تر و مثبت جزء غیر خوراکی در مناطق شهری همراه با افزایش سهم آن در مخارج کل، نابرابری کل در سال ۱۳۸٤ نسبت به سال ۱۳۸۳ کاهش یافته است.

ذ) افزایش بعد خانوار اثر منفی بر کاهش مخارج سرانه خانوارها دارد که عمدتاً بر مخارج غیر خوراکی می‌باشد.

ر) نتایج رگرسیون چندکی نشان داد که حمایت از خانوارهای با سرپرست زن و دارای تحصیلات دیپلم و پایین‌تر که مستاجر می‌باشند در کاهش نابرابری درون دهک‌ها بسیار تاثیرگذار خواهد بود. علاوه براین غفلت از کنترل هزینه‌های مسکن خانوارها و عدم حمایت از هزینه‌های تحصیلی دهک‌های پایین درآمدی، می‌توانند منجر به افزایش شدت نابرابری در بین خانوارهای شهری و آثار سوء آن در سال‌های آتی شوند.

پرتال جامع علوم انسانی

References

منابع

- نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی، سال‌های ۸۴-۱۳۷۶، مرکز آمار ایران.

-Atkinson, A.B., (1983), **The Economics of Inequality**, 2nd edition, Clarendon Press, Oxford.

- Atkinson, A., (1987), **On the Measurement of Poverty**, Econometrica 55

-Koenker R, Hallock K.(2001), Quantile Regression, **Journal of Economic Perspectives**, No.4, P.143-156.

-Nguyen T, Albrecht W., Westbrook D.(2006), **A Quantile Regression Decomposition of Urban-Rural Inequality in Vietnam**, Asian Development Bank.

-Sen, A., (1973), **On Economic Inequality**, first edition, Newyork, Norton.

-Theil, H., (1967), **Economics and Information Theory**, North Holland, Amsterdam.

-Powell J.(2006), **Notes on Median and Quantile Regression**, University of California, Berkeley.

- World Bank ,(2005), **Introduction to Poverty Analysis** , www.worldbank.org.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی