

## تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد در ایران

سهیلا پروین\*، مهنوش عبدالله میلانی\*\* و وحید رضائی\*\*\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۲۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۹/۲۹

### چکیده

افزایش قیمت کالاها و خدمات، هزینه زندگی خانوارها را به نسبت اوزان کالاها در سبد مصرفی هر خانوار تغییر می‌دهد. بسته به آنکه تورم از ناحیه کالاهای ضروری که در سبد مصرفی خانوارهای کم‌درآمد سهم بیشتری دارد، اتفاق افتاده باشد یا کالاهای کمتر ضروری که سهم بیشتری در سبد خانوار با درآمد بالا دارند، توزیع به ترتیب به زیان خانوار کم‌درآمد یا با درآمد بالا تغییر می‌کند. در تعدیل اثرات تورم به‌طور معمول از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) استفاده می‌شود. این شاخص تغییرات قیمت‌ها را براساس الگوی مصرفی خانوار با درآمد متوسط در نظر می‌گیرد؛ حال آنکه خانوارها در دهک‌های درآمدی مختلف دارای الگوی مصرفی متفاوتی هستند. برای رفع این نارسایی، مقاله حاضر تأثیر تغییرات نسبی قیمت‌ها بر توزیع درآمد (هزینه) حقیقی را براساس شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) که با استفاده از اوزان کالاها در سبد مصرفی هر خانوار محاسبه می‌شود برای دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۶ مدنظر قرار داده است. برای سنجش نابرابری از ضریب جینی به روش آگونگ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد در دوره‌هایی که شدت افزایش قیمت گروه خوراکی‌ها نسبت به سایر گروه‌ها بیشتر بوده است، ضریب جینی هزینه حقیقی خانوارها به ترتیب براساس شاخص ویژه خانوار (HSPI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، بزرگ‌تر از ضریب جینی هزینه اسمی است. قیمت نسبی بالاتر در گروه خوراکی‌ها با توجه به وزن بالاتر این گروه از کالاها در سبد مصرفی خانوارهای کم‌درآمد، توزیع را به زیان گروه فقیر، تغییر داده است.

### طبقه‌بندی JEL: D63, D12, E31

کلیدواژه‌ها: توزیع درآمد، شاخص قیمت ویژه خانوار، تورم.

\* استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:

sparvin2020@hotmail.com

\*\* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی: milani@atu.ac.ir

\*\*\* دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی:

v.rezaei@atu.ac.ir

۱- مقدمه

تغییرات قیمتی از دو جهت شاخص‌های فقر و نابرابری را تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ اول از ناحیه تغییرات درآمد حقیقی خانوارها که اثر درآمدی نامیده می‌شود و دوم از طریق تغییر در قیمت‌های نسبی که به اثر توزیعی موسوم است. تغییرات نسبی قیمت بسته به این که افزایش قیمت‌ها از ناحیه کالاهای ضروری باشد یا از ناحیه کالاهای کمتر ضروری یا لوکس، توزیع درآمد را به ترتیب به نفع گروه‌های پردرآمد و کم‌درآمد تغییر می‌دهد. این تغییرات از طریق کشش‌های قیمتی و درآمدی شاخص‌های فقر و نابرابری قابل اندازه‌گیری است.<sup>۱</sup>

معمولاً در شرایط تورمی، درآمد اسمی گروه‌های با درآمد بالاتر به‌طور نسبی بیشتر افزایش می‌یابد. بنابراین، تعدیلات درآمد حقیقی این گروه در مقایسه با گروه‌های کم‌درآمد کمتر است، مگر آن که در خلال رشد درآمدها، اشتغال برای گروه‌های کم‌درآمد بیشتر فراهم شده باشد (مثلاً رشد ناشی از رونق بخش ساختمان).

از سمت هزینه‌ها، اگر تورم از ناحیه افزایش قیمت کالاهای ضروری باشد، کاهش قدرت خرید گروه کم‌درآمد به دلیل وزن بالاتر این کالاها در سبد مصرفی این گروه، بیشتر است. از آنجا که در محاسبه شاخص‌های مرسوم هزینه زندگی از اوزان سبد مصرفی خانوارهای با درآمد متوسط استفاده می‌شود، تغییرات نسبی قیمت‌ها در هزینه حقیقی منعکس نمی‌شود. از این رو استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده<sup>۲</sup> برای اندازه‌گیری تغییرات رفاه و توزیع درآمد بدون اشکال نخواهد بود، چراکه رفتار مصرفی خانوارها در گروه‌های درآمدی کاملاً متفاوت است و استفاده از چنین تعدیل‌کننده قیمتی می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

برای رفع این کاستی‌ها در این مقاله تغییرات توزیعی ناشی از تورم (دردوره ۱۳۸۶-۱۳۹۴) براساس رفتار مصرفی هر خانوار (و نه متوسط خانوار) یعنی با استفاده از شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI)<sup>۳</sup> بررسی می‌شود.

۱- پروین (۱۳۸۹)

2- Consumer Price Index (CPI)

3- Household specific Price Indexes (HSPI)

تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد ... ۳

سازماندهی مقاله در ادامه به این شرح است که در بخش دوم به مطالعات تجربی در این زمینه اشاره خواهد شد. بخش سوم به روش‌شناسی و پایه‌های آماری این مطالعه می‌پردازد و بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص خواهد داشت.

۲- مطالعات تجربی

مطالعات صورت گرفته در مورد رابطه تورم و توزیع درآمد را می‌توان از چهار منظر طبقه‌بندی کرد:

دسته اول مطالعاتی که مبین رابطه مثبت بین تورم و توزیع درآمد هستند؛ مانند مطالعه شولتز<sup>۱</sup> (۱۹۶۹)، بولیف<sup>۲</sup> (۱۹۹۸)، تالاسینوس و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) و نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷) در ایران.

دسته دوم مطالعاتی که تورم را متعادل‌کننده توزیع درآمد یافته‌اند؛ مطالعه بلیندر و ایساکي<sup>۴</sup> (۱۹۷۸)، ابونوری<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) اقبالی و جورج‌زاده (۱۳۸۴) از این دسته هستند.

دسته سوم مطالعاتی که رابطه معنی‌داری بین این دو متغیر نیافته‌اند؛ مانند مطالعه کول و تاو<sup>۶</sup> (۱۹۹۶) و کفایی و درستکار (۱۳۸۶).

دسته چهارم مطالعاتی که بر پایه نظریه کوزنتز شکل گرفته‌اند. این مجموعه نشان دادند که بین تورم و توزیع درآمد یک رابطه U شکل (فرم درجه دو) برقرار است به طوری که افزایش تورم تا یک سطح مشخصی منجر به کاهش نابرابری شده، ولی تورم‌های بالاتر نابرابری را افزایش می‌دهد. مطالعه گالی و واندر هوون<sup>۷</sup> (۲۰۰۱)، آمورنتام<sup>۸</sup> (۲۰۰۴)، مونین<sup>۹</sup> (۲۰۱۴) و گلخندان (۱۳۹۵) از این دسته‌اند. تجارب ایران هم نشان داده است

---

1- Schultz

2- Bulif

3. Thalassion and *et. al*

4- Blinder and Esaki

5- Abunoori

6-Cole and Towe

7- Galli, R and R. Vander Hoeven

8-Amornthum

9- Monnin

تورم‌های بالاتر از ۱۵ درصد<sup>۱</sup> (در مواردی ۱۷ درصد<sup>۲</sup>) وضعیت توزیع درآمد را بدتر می‌کند درحالی‌که تورم‌های پایین به نفع فقرا بوده است.

تغییرات قیمتی از جنبه درآمدی هم شاخص‌های فقر و هم شاخص‌های نابرابری را تحت تاثیر قرار می‌دهند و بسته به آن‌که گروه کم‌درآمد در بخش مشمول افزایش قیمت، اشتغال داشته باشد یا گروه پردرآمد، اثر درآمدی متفاوتی بر توزیع درآمد شکل خواهد داشت. مثلاً رشد نسبی بالاتر در بخش‌هایی که از نیروی کار غیرماهر (مثل بخش ساختمان و کشاورزی) استفاده می‌کنند بر کاهش فقر تاثیر گذارترند.

تغییرات قیمت کالاهایی که سهم بالایی در هزینه خانوار دارند (مانند مخارج مسکن که گاهی بین ۲۵ تا ۳۲ درصد از هزینه خانوار را شامل می‌شوند) به‌تنهایی هم قادر است توزیع درآمد را تغییر دهد. از این‌رو، تعدادی از مطالعات بررسی تاثیر تغییرات قیمت این کالاها بر نابرابری پرداخته‌اند.

تاثیر افزایش قیمت مسکن طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۱ نشان داد هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت افزایش قیمت مسکن تاثیر منفی بر نابرابری دارد<sup>۳</sup>. هرچند که افزایش قیمت مسکن، هزینه تامین مسکن را برای گروه کم‌درآمد بالا می‌برد با این حال از آنجا که رونق بخش ساختمان اشتغال بیشتری برای کارگران غیرماهر فراهم می‌کند، بنابراین، اثر درآمدی افزایش قیمت مسکن برای گروه فقیر فراتر از اثر هزینه‌ای آن است. برعکس در گروه خوراکی‌ها، اثر هزینه‌ای افزایش قیمت برای گروه کم‌درآمد بیشتر است. افزایش قیمت این کالاها، موقعیت گروه فقیر را در توزیع بدتر می‌کند<sup>۴</sup>.

استفاده شاخص‌های نابرابری دیگری مثل شاخص رفاه اجتماعی اتکینسون هم نشان می‌دهد براساس ایستای مقایسه‌ای سال‌هایی که تورم بالایی وجود داشته، نابرابری بیشتر بوده است. این مطالعات تاکید دارند که افزایش قیمت‌ها، گروه‌های کم‌درآمد را بیشتر تحت تاثیر قرار می‌دهد<sup>۵</sup>.

۱- شاکری و همکاران (۱۳۹۲)

۲- مهدی باقی (۱۳۸۸)

۳- مهرآرا و همکاران (۱۳۹۵)

۴- خسروی نژاد و همکاران (۱۳۹۱)

۵- محمدی و همکاران (۱۳۹۴)

تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد ... ۵

سیاست‌های حمایتی بسته به نحوه تامین مالی آن‌ها و تأثیر آن بر تورم، اثر متفاوتی بر توزیع درآمد برجای می‌گذارند. به‌طور کلی، هزینه‌های دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی خانوارها می‌تواند به کاهش نابرابری کمک کند. از آنجایی که معمولاً افزایش هزینه‌های دولت در ایران ناشی از ناکارآمدی کارکرد اقتصادی دولت است، معمولاً این نتیجه حاصل نمی‌شود به‌طوری که با افزایش مخارج دولت نابرابری و شکاف درآمدی افزایش می‌یابد.<sup>۱</sup>

الگوهایی که بعد زمانی تأثیرگذاری تورم بر توزیع را مدنظر داشته‌اند، مثل روش تصحیح خطا برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰، رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت مستقیم بین تورم و ضریب جینی را در ایران تأیید کرده‌اند، اما این رابطه با روش تودا و یاماموتو تأیید نمی‌شود.<sup>۲</sup>

در سایر کشورها نیز نمی‌توان یک رابطه قطعی بین تورم و توزیع درآمد را مشخص کرد، چرا که بسته به اقتصاد هر کشوری به‌ویژه اقتصاد سیاسی آن نتایج متفاوتی به‌دست آمده است. به‌طور مثال، تغییر قیمت‌های نسبی کالای اساسی در هند در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۳ توزیع درآمد را به نفع گروه فقیر تغییر داد.<sup>۳</sup>

افزایش قیمت جهانی برنج در مناطق شهری بورکینافاسو که خریدار خالص برنج هستند هم در بلندمدت و هم کوتاه‌مدت فقر را افزایش داد. درحالی‌که در مناطق جنوب غربی بورکینافاسو که خانوارها فروشنده خالص برنج هستند، تأثیر کمتری داشت. این مطالعه روی مخارج ۸۵۰۰ خانوار در سال ۲۰۰۳ صورت گرفته است.<sup>۴</sup>

تجربه تعدیل قیمت انرژی در مالزی، تأیید کرد که تغییرات درآمد اسمی تحت تأثیر انتشار تورم بردستمزدها و شاخص هزینه زندگی، درآمد حقیقی گروه‌های کم‌درآمد را کمتر تحت تأثیر این سیاست قرار داده است. این مطالعه با استفاده بسط ماتریس حسابداری اجتماعی<sup>۵</sup> انجام گرفته است.<sup>۶</sup>

۱- کمیجانی و محمدزاده (۱۳۹۳)

۲- شاکری و همکاران (۱۳۹۱)

3- Almas and Kjelsrud

4- Badolo and Traoré

5- Social Accounting Matrix (SAM)

6- Saari, Dietzenbacher and Los

افزایش قیمت بین‌المللی مواد غذایی در دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۷ تاثیر گسترده‌ای بر کشورهای فقیر از جمله موزامبیک به عنوان یک واردکننده مواد غذایی داشت. مطالعه آثار این پدیده بر توزیع درآمد در موزامبیک با استفاده از یک تعدیل‌کننده قیمت که نسبت به تفاوت هزینه خانوارها حساس باشد و اهمیت وزن اقلام ضروری و غیر ضروری را در سبد مصرفی گروه‌های مختلف در نظر بگیرد، نشان داد، افزایش قیمت بین‌المللی غذا آثار بسیار نابرابرکننده‌ای در موزامبیک داشته است؛ این مطالعه از ضریب جینی آگوانگ (۲۰۰۰) برای بررسی نابرابری استفاده کرده است.<sup>۱</sup>

کشور نپال به‌عنوان یک واردکننده مواد غذایی از جهش قیمت جهانی غذا تاثیر گسترده‌ای بر توزیع درآمد را تجربه کرد. برخی مطالعات نشان دادند یک افزایش ۱۰ تا ۳۰ درصدی در قیمت مواد غذایی، فقر را بین ۴ تا ۱۲ درصد افزایش می‌دهد. این به آن معناست که یک افزایش ۱۰ درصدی قیمت مواد غذایی، یک میلیون نفر از جمعیت کشور رابه زیر خط فقر انتقال می‌دهد.<sup>۲</sup>

برای کشورهایی که تولیدات کشاورزی محور اصلی رشد اقتصادی آن را تشکیل می‌دهد، افزایش قیمت مواد غذایی اثر درآمدی بزرگ‌تری دارد، در نتیجه می‌تواند بر کاهش فقر اثر داشته باشد، مانند اقتصاد پاکستان که خانوارهای زیادی بخش کشاورزی عرضه‌کننده خالص محصولات مواد غذایی هستند. بنابراین، از افزایش قیمت کالاهای خوراکی بهره‌مند می‌شوند.<sup>۳</sup> برعکس در ویتنام که خانوارها بیشتر خریدار خالص مواد غذایی هستند، افزایش قیمت جهانی مواد غذایی، موجب شد رفاه ۵۴ درصد از جامعه روستایی و ۹۲ درصد از خانوارهای شهری در وضعیت بدتری قرار بگیرد.<sup>۴</sup>

سان و کاکوانی (۲۰۰۹)<sup>۵</sup> شاخصی برای تعیین جهت اثرات تغییرات قیمتی بر خانوارهای فقیر (PIP)<sup>۶</sup> معرفی کردند که در مطالعات زیادی مورد استفاده قرار گرفت. کاربرد این شاخص در اقتصاد ایران حکایت از آن دارد که کشش قیمتی گروه مسکن، سوخت و خوراک

- 
- 1- Arndt, Jones, and Salvucci
  - 2- Shrestha Chaudhary
  - 3- Azid, Qureshi, Alamasi, and Khawaja
  - 4- Vu and Glewwe
  - 5- Son and Kakwani
  - 6- Price Index For The Poor (PIP)

تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد ... ۲

به مراتب از کشش درآمدی شاخص PIP بزرگ‌تر است. این نتایج به این معنی است که افزایش نسبی قیمت این کالاها، توزیع درآمد را به زیان گروه‌های کم‌درآمد تغییر می‌دهد<sup>۱</sup>. به‌طور کلی اثر درآمدی افزایش قیمت کالاهای ضروری در صورتی به نفع گروه‌های فقیر خواهد بود که فقرا در تولید این کالاها سهم بالاتری داشته و از افزایش قیمت آن در قالب درآمد، بهره بیشتری کسب کنند. در چنین حالتی اثر درآمدی بر اثر توزیعی تغییرات قیمت غلبه پیدا خواهد کرد. این امر به خریدار یا فروشنده خالص بودن خانوار ارتباط دارد. در مجموعه مطالعات مرور شده در زمینه رابطه تورم و توزیع درآمد، رابطه مشخصی ملاحظه نمی‌شود که دلیل آن شرایط متفاوت اقتصادی و سیاسی کشورها، سطوح مختلف توسعه یافتگی، ساختار اقتصادی، طول دوره‌های زمانی در نظر گرفته شده و شاخص‌های متفاوتی است که برای سنجش این رابطه انتخاب شده‌اند.

۳- روش شناسی

در طیف گسترده شاخص‌های نابرابری، ضریب جینی به دلیل صراحت و درک ساده‌تر کاربرد بیشتری یافته است. این شاخص به صورت‌های گوناگونی به کار گرفته می‌شود. یکی از روش‌های محاسبه آن روشی است که توسط آگوانگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۰) معرفی شده است. این روش

$$\text{Gini}(y) = \frac{n^2 - 1}{6n} \frac{E[\tau(y - \bar{y})]}{E(\tau')E(y)} = \frac{n^2 - 1}{6n} \frac{\hat{\beta}_y}{\bar{y}}$$

استفاده می‌کند. در این رابطه  $y$  درآمد (هزینه)،  $\bar{y}$  میانگین میانگین درآمد (هزینه)،  $\tau = i - \bar{i}$  و  $\bar{i}$  رتبه خانوارها (که به ترتیب کمترین به بیشترین درآمد رتبه‌بندی می‌شوند)،  $n$  تعداد خانوارهای نمونه تعریف می‌شود.  $\hat{\beta}_y$  از معادله رگرسیونی  $y_i = \lambda + \beta_y i + \varepsilon_i$  قابل برآورد است،  $\beta_y$  تأثیر تغییرات درآمد (هزینه) خانوار با رتبه  $i$  را در توزیع درآمد (هزینه) می‌سنجد. استفاده از داده‌های درآمد برای سنجش نابرابری به دلیل کم‌گویی صاحبان درآمد و تفاوت در درجه کم‌گویی بین خانوارها به کارگیری داده‌های درآمد خالی از اشکال نیست. به همین دلیل در بررسی نابرابری از داده‌های هزینه به جای درآمد استفاده می‌شود. هرچند این مساله هم مشکلات دیگری از جمله ناپایداری خانوار در گروه‌های هزینه‌ای در مقایسه

۱- پروین (۱۳۸۹)

با گروه‌های درآمدی را در پی دارد. نوسانات هزینه‌ای که ممکن است از ناحیه هزینه‌های تصادفی ایجاد شده باشد، قادر است رتبه خانوار را در توزیع تغییر دهد با این حال با توجه به داده‌هایی که در اقتصاد ایران تهیه می‌شود، فقط امکان استفاده از هزینه خانوار برای سنجش نابرابری توزیع وجود دارد.

از آنجایی که هزینه خانوار تحت تاثیر بعد خانوار است و خانوارهای با اندازه بزرگ‌تر در طبقات بالاتری قرار می‌گیرند از هزینه سرانه فرد به‌عنوان شاخصی از درآمد اسمی در تحلیل استفاده شده است.

برای تعیین هزینه‌های حقیقی به‌طور معمول از شاخص هزینه مصرف‌کننده که براساس ترکیب «سبد مصرفی خانوار با درآمد متوسط» محاسبه می‌شود، حال آنکه در شرایط یک توزیع نابرابر، ترکیب سبد مصرفی خانوارهای کم‌درآمد می‌تواند کاملاً متفاوت باشد. در سنجش اثر تغییرات نسبی قیمت کالاها بهتر است اوزان سبد مصرفی هر خانوار در طبقات درآمدی استفاده شود. شاخصی که براساس اوزان کالاها در سبد مصرفی هر خانوار استفاده می‌شود، موسوم به شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI)<sup>۱</sup> است. به این ترتیب شاخصی که اوزان سبد مصرفی هر خانوار را در محاسبه شاخص قیمت استفاده می‌کند، قادر است تغییرات نسبی قیمت‌ها را برای هر گروه از خانوارها بسنجد. این شاخص را می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

وزن کالای  $k$ ام در سبد مصرفی خانوار  $i$  عبارت است از:  $w_{jk} = X_{jk} / \sum_{k \in K} X_{jk}$  که در آن  $K$  مجموعه کالاهای سبد مصرفی خانوارها،  $X_{jk}$  هزینه خانوار  $i$ ام روی گروه کالایی  $k$  و  $w_{jk}$  وزن هزینه‌ای کالای  $k$ ام در سبد خانوار  $i$ ام تعریف می‌شود. به این ترتیب شاخص هزینه زندگی خانوار  $i$ ام را می‌توان به‌صورت

$$h_i = \sum_{k \in K} \frac{X_{jk} P_k}{\sum_{k \in K} X_{jk}} = \sum_{k \in K} w_{jk} P_k$$

تعریف کرد.

با توجه به در دسترس نبودن قیمت اجزای کالاهای سبد مصرفی خانوار، کالاهای مصرفی خانوار در ۱۳ گروه تقسیم‌بندی و از شاخص قیمت سیزده گروه کالایی استفاده شده است. به این ترتیب شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) از مجموع حاصل ضرب

1- Household-specific Price Indexes (HSPI)



### تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد ... ۹

شاخص قیمت گروه کالای مورد نظر در سهم مخارج آن گروه در سبد مصرفی هر خانوار حاصل می‌شود. این شاخص برآمده از میانگین وزنی ۱۳ گروه کالا در سبد مصرفی خانوار است. HSPI تفسیری از معادله  $h_i$  است که برای خانوار  $j$  در منطقه  $d$  (شهر، روستا)

به صورت 
$$HPI_{djt} = \sum_{i=(1, \dots, 13)} w_{dijt} \left( \frac{P_{dit}}{P_{di}} \right)$$
 نوشته می‌شود که در آن  $djt$  به ترتیب

نشان‌دهنده مناطق (شهری، روستایی)، خانوار و سال است.  $P_{dit}$  و  $P_{di}$  به ترتیب بیانگر شاخص قیمت گروه کالایی نام، منطقه  $d$  در سال پایه و سال مورد نظر است.

### ۱-۳- توصیف آماری داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های هزینه ناخالص خانوارهای شهری و روستایی به‌عنوان شاخصی از درآمد خانوار در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۶ استفاده شده است. حجم نمونه داده‌های هزینه ناخالص در سال‌های مورد مطالعه بین ۱۵ تا ۱۹ هزار نمونه است. طبقه‌بندی اقلام مصرفی براساس طبقه‌بندی مصرف فردی برحسب کد (COICOP)<sup>۱</sup> است.

گروه‌های کالایی عبارتند از: ۱- خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، ۲- دخانیات، ۳- پوشاک و کفش، ۴- مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوخت‌ها، ۵- مبلمان و لوازم خانگی، ۶- بهداشت و درمان، ۷- حمل و نقل، ۸- ارتباطات، ۹- تفریح و فرهنگ، ۱۰- آموزش، ۱۱- هتل و رستوران، ۱۲- کالاها و خدمات متفرقه و ۱۳- هزینه مصرف فردی موسسات غیرانتفاعی در خدمت خانوار.

هزینه سرانه اسمی ناخالص: از تقسیم هزینه ناخالص هر خانوار بر بعد خانوار حاصل می‌شود.

هزینه سرانه حقیقی ناخالص مبتنی بر CPI از تقسیم هزینه سرانه ناخالص هر گروه بر شاخص قیمت آن گروه کالایی حاصل می‌شود. برای گروه سیزدهم شاخص قیمت در دسترس نبود و از شاخص قیمت گروه خدمات برای تعدیل این گروه کالاها استفاده می‌شود.

هزینه ناخالص حقیقی مبتنی بر شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) از تقسیم هزینه سرانه اسمی ناخالص هر خانوار بر شاخص HSPI آن خانوار به‌دست می‌آید.

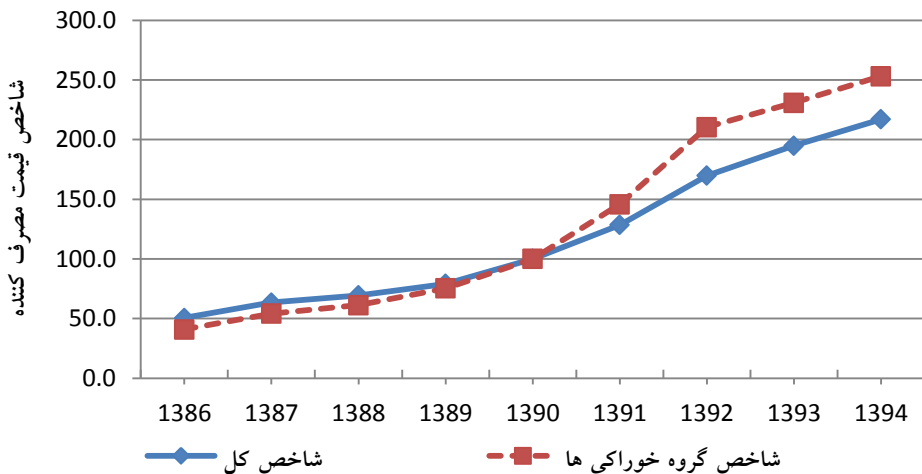
1- Classification of Individual Consumption According to Purpose

## ۴- یافته‌های تجربی

### ۴-۱- روند نابرابری در مناطق شهری

روند افزایش شاخص قیمت‌ها در مناطق شهری از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ با شیب تندتری افزایش یافته و از سال ۱۳۹۳ شیب این روند کندتر شده است، درعین حال افزایش شاخص قیمت گروه خوراکی‌ها و... از شاخص قیمت مصرف‌کننده فراتر رفته است.

نمودار (۱): روند شاخص قیمت مصرف‌کننده کل و گروه خوراکی‌ها در مناطق شهری



ماخذ: مرکز آمار

با استفاده از داده‌های بودجه شهری و روستایی در دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۴ و با استفاده از هزینه‌های اسمی و هزینه‌های حقیقی مبتنی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و هزینه‌های حقیقی مبتنی بر شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) که برآمده از سبد مصرفی هر خانوار و با بکارگیری ضریب جینی به روش آگونگک به‌عنوان معیار نابرابری برای مناطق شهری و روستایی محاسبه گردیده است. نتایج به این شرح است که جدول (۱)، نتایج محاسبه ضریب جینی هزینه تعدیل شده خانوار براساس دو شاخص CPI و HSPI و هزینه اسمی را مقایسه می‌کند. روند افزایشی ضریب جینی از سال ۱۳۸۹ تبدیل به روند کاهشی شده که تا حدود زیادی ناشی از اهمیت سهم پرداخت نقدی در درآمد طبقات

تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد ... ۱۱

پایینی توزیع و درعین حال کاهش درآمد طبقات با درآمد بالا تحت تاثیر رکود اقتصادی است<sup>۱</sup>. قبل از شتاب‌گیری تورم در سال ۱۳۹۱ روند ضریب جینی درآمد (هزینه) اسمی بالاتر از روند درآمد (هزینه) حقیقی قرار دارد. بعد از شدت گرفتن تورم، روند ضریب جینی تغییر جهت داده است. طی دو سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ که پدیده رکودی هم به شرایط اضافه شد، شیب روند نابرابری شدت گرفت.

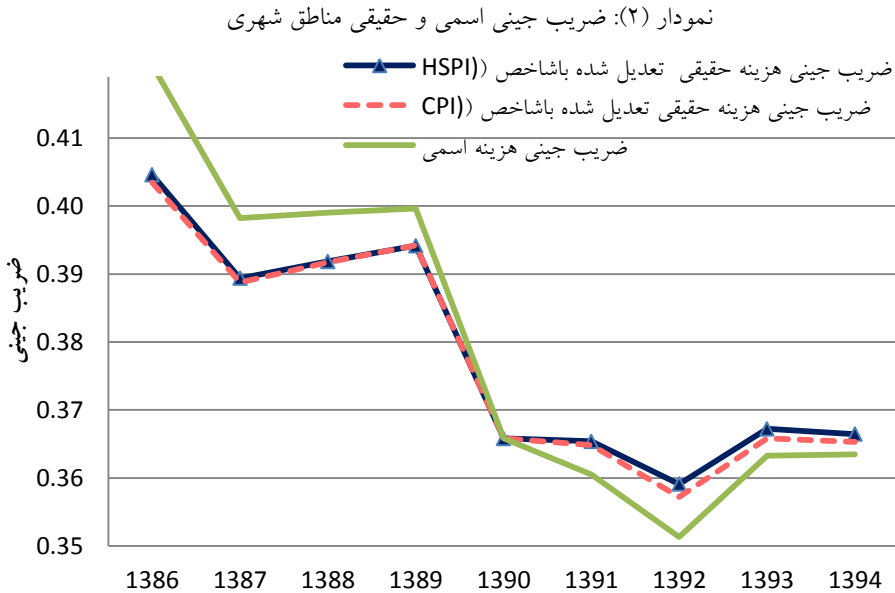
تا قبل اجرای سیاست پرداخت نقدی و حتی تا سال ۱۳۹۱ ضریب جینی درآمد (هزینه) تعدیل یافته براساس هر دو شاخص HSPI و CPI بسیار نزدیک به هم قرار دارند. با افزایش سریع تر قیمت مواد غذایی از سال ۱۳۹۱ و با توجه به سهم بالای این گروه کالایی در سبد خانوارهای کم‌درآمدتر، ضریب جینی درآمد (هزینه) تعدیل یافته براساس شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) بالاتر از ضریب جینی مقادیر اسمی و ضریب جینی تعدیل شده برحسب شاخص قیمت کالاهای مصرفی (CPI) قرار گرفته است. به عبارت دیگر، توزیع رفاه (هزینه حقیقی) به زیان خانوارهای دهک‌های پایینی تغییر کرده است.

جدول (۱): ضریب جینی هزینه سرانه اسمی و حقیقی در مناطق شهری

سال / ضریب جینی	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
ضریب جینی حقیقی برحسب شاخص قیمتی ویژه خانوار (HSPI)	۰/۴۰۷	۰/۳۹۱	۰/۳۹۴	۰/۳۹۶	۰/۳۶۸	۰/۳۶۷	۰/۳۶۱	۰/۳۶۹	۰/۳۶۸
ضریب جینی حقیقی برحسب شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI)	۰/۴۰۵	۰/۳۹۱	۰/۳۹۴	۰/۳۹۶	۰/۳۶۸	۰/۳۶۷	۰/۳۵۹	۰/۳۶۸	۰/۳۶۷
ضریب جینی اسمی	۰/۴۲۳	۰/۴۰۰	۰/۴۰۱	۰/۴۰۲	۰/۳۶۸	۰/۳۶۲	۰/۳۵۳	۰/۳۶۵	۰/۳۶۵

ماخذ: محاسبات پژوهش

۱- انتظار این است در شرایط رکودی افت درآمد طبقات با درآمد بالا بیشتر از افت درآمد طبقات پایین توزیع باشد. از این رو، در فاصله ۱۳۹۲-۱۳۹۱ شیب روند نابرابری بیشتر است.



ماخذ: محاسبات پژوهش

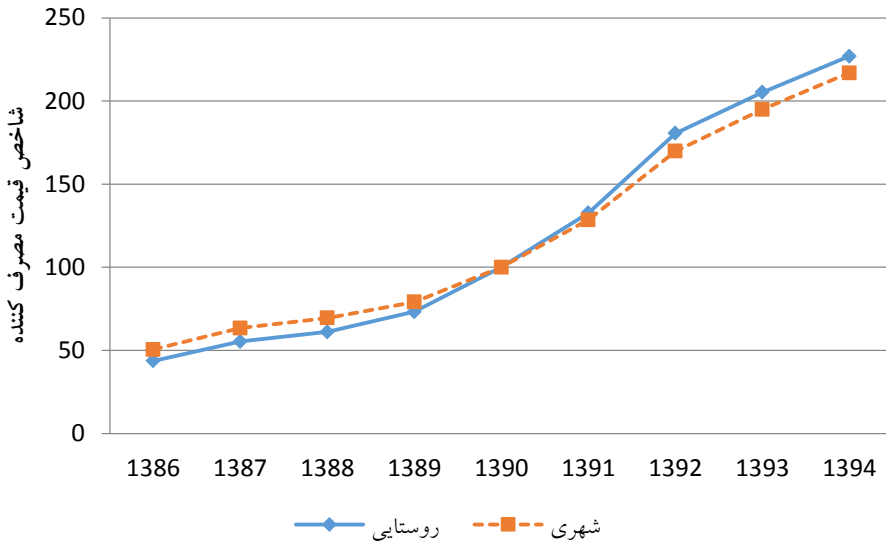
## ۲-۴- تغییرات توزیعی در مناطق روستایی

یکی از ویژگی‌های تحولات قیمتی پس از اجرای هدفمندی، پیشی گرفتن شاخص قیمت مصرف کننده در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری است. دلیل عمده این مساله سهم بالاتر دو گروه خوراکی‌ها و سوخت در سبد خانوارهای روستایی است. بزرگ‌تر بودن بعد خانوار و ناکارتر بودن سیستم گرمایشی در این مناطق از دیگر دلایل این مساله است.

در مناطق روستایی، روند شاخص قیمت گروه خوراکی‌ها از سال ۱۳۹۰ از شاخص قیمت کل با شیب مشابهی فراتر رفته که منجر به تغییرات چشم‌گیری در روند ضریب جینی هزینه‌ی خانوارها به ارزش اسمی و حقیقی شده است.

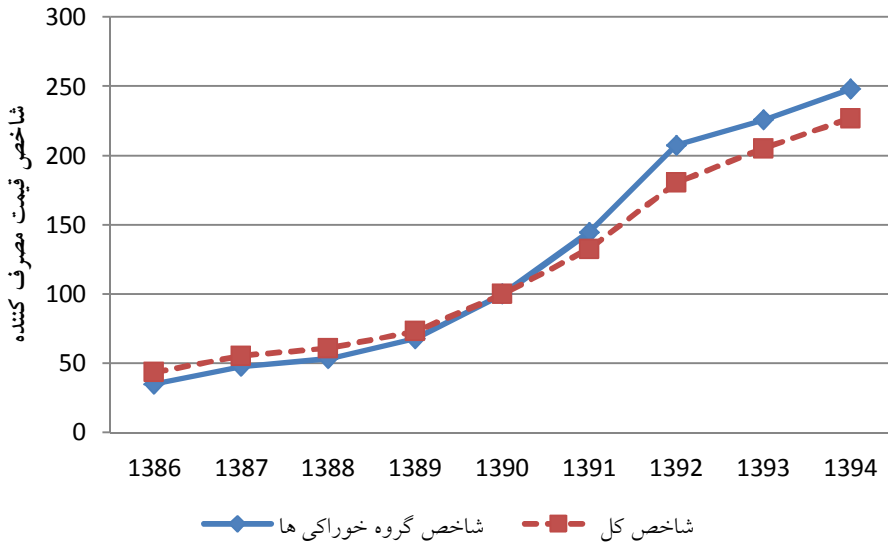
تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد ... ۱۳

نمودار (۳): شاخص قیمت مصرف‌کننده در مناطق روستایی - شهری



ماخذ: مرکز آمار

نمودار (۴): روند شاخص قیمت مصرف‌کننده کل و گروه خوراکی‌ها در مناطق روستایی



قبل از اجرای سیاست پرداخت نقدی، ضریب جینی حقیقی (با استفاده از هر دو شاخص تعدیل کننده تورم) از ضرایب جینی هزینه اسمی پایین تر است. به عبارت دیگر، نابرابری توزیع هزینه حقیقی کمتر از نابرابری هزینه اسمی است و روند ضریب جینی حقیقی مبتنی بر شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) تقریباً یکسان است. بعد از اجرای سیاست پرداخت نقدی، روند نابرابری شیب صعودی به خود گرفته و در عین حال منحنی ضریب جینی هزینه حقیقی فراتر از منحنی ضریب جینی هزینه اسمی قرار دارد (نمودار (۵)). وقتی هزینه‌ها با شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) تعدیل می‌شود، شکاف نابرابری بزرگ‌تر از هزینه تعدیل شده توسط شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) است.

در سال ۱۳۹۲ با اوج‌گیری تورم تا ۳۶ درصد (و برای گروه خوراکی‌ها ۴۶ درصد) روند صعودی در تغییرات نابرابری با شتاب بیشتری تا سال ۱۳۹۳ ادامه می‌یابد. با کند شدن تورم بعد از سال ۱۳۹۳ از شتاب نابرابری هم کاسته شده است.

عامل دیگری که در کاهش نابرابری سال ۱۳۹۲ تاکنون (نسبت به دوره ۱۳۶۸ و ۱۳۸۷) نقش داشته، پدیده رکودی در اقتصاد است. تحت شرایط رکودی افت درآمد طبقات درآمدی بالا به طور نسبی بیشتر از افت درآمد در طبقات فقیر است، از این رو، کاهش ضریب جینی طی دوره مورد بررسی نمی‌تواند به معنی بهبود توزیع یا فقر کمتر تلقی شود. بالاتر قرار گرفتن

تأثیر تغییرات قیمت‌های نسبی بر نابرابری توزیع درآمد ... ۱۵

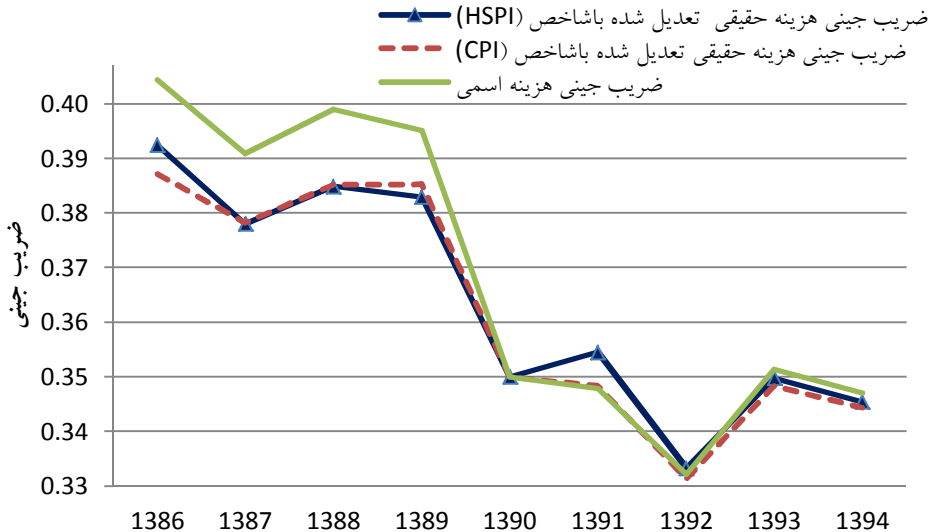
ضرایب جینی برحسب درآمد (هزینه) تعدیل شده با شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) خود  
مبین تغییر توزیع رفاه به زیان گروه‌های کم‌درآمد است.

جدول (۲): ضریب جینی هزینه سرانه اسمی و حقیقی مناطق روستایی طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۴

سال / ضریب جینی	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
با استفاده از هزینه حقیقی برحسب شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI)	۰/۳۹۱	۰/۳۷۶	۰/۳۸۳	۰/۳۸۱	۰/۳۴۸	۰/۳۵۳	۰/۳۳۱	۰/۳۴۸	۰/۳۴۳
با استفاده از هزینه حقیقی برحسب شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI)	۰/۳۸۵	۰/۳۷۶	۰/۳۸۳	۰/۳۸۳	۰/۳۴۸	۰/۳۴۶	۰/۳۲۹	۰/۳۴۶	۰/۳۴۲
هزینه اسمی	۰/۴۰۲	۰/۳۸۹	۰/۳۹۷	۰/۳۹۳	۰/۳۴۸	۰/۳۴۶	۰/۳۳۰	۰/۳۴۹	۰/۳۴۵

ماخذ: محاسبات تحقیقی

نمودار (۵): روند ضریب جینی اسمی و حقیقی در مناطق روستایی



ماخذ: محاسبات تحقیقی

## ۵- نتیجه گیری

از آنجایی که خانوارها رفتارهای متفاوتی با توجه به الگوی مصرفی خود در مقابل تغییرات قیمتی نشان می دهند، تغییرات نسبی قیمت اثرات متفاوتی بر گروه‌های مختلف درآمدی خواهد داشت. این اثرات با تعدیل هزینه‌ها با استفاده از شاخص قیمتی مصرف کننده (CPI) که با استفاده از الگوی مصرفی خانوار با درآمد متوسط است، قابل مشاهده نیست. برای تبیین دقیق تر آثار توزیعی تغییرات قیمتی لازم است از شاخص‌هایی استفاده شود که اوزان کالاها را در سبد مصرفی خانوارها در گروه‌های درآمدی در نظر بگیرد. شاخص قیمت ویژه خانوار (HSPI) که با استفاده از اوزان کالاها در سبد مصرفی هر خانوار محاسبه می شود از جمله این شاخص‌ها است. این شاخص تصویر دقیق تری از توزیع رفاه در جامعه را در اختیار سیاست گذار قرار می دهند. استفاده از این شاخص‌ها در تدوین سیاست‌های حمایتی کارآیی بیشتری دارند به ویژه هنگامی که تفکیک‌های جزئی تری مثل تقسیمات استانی، وسعت مناطق، خصوصیات اجتماعی خانوار و... مدنظر باشد.

به کارگیری این شاخص در این مطالعه نشان داد با وجود بهبود وضعیت گروه فقیر تحت تاثیر سیاست پرداخت نقدی، تحت تاثیر تورم ناشی از نحوه تامین مالی این سیاست نابرابری توزیع هزینه‌های حقیقی از سال ۱۳۹۱ افزایش یافته و با تشدید تورم از ناحیه قیمت گروه کالاهای ضروری تر مثل خوراک و بهداشت و درمان موقعیت دهک‌های پایینی بدتر شده است.



منابع

الف - فارسی

- ابونوری، عباسعلی، سمیه مفتاح و هادی پرهیزی گشتی (۱۳۸۹)، «تجزیه و تحلیل اثر تورم بر توزیع درآمد در ایران (تحلیل مقایسه ای مناطق شهری و روستایی ایران)»، فصلنامه علوم اقتصادی، سال چهارم، شماره ۱۳، زمستان ۱۳۸۹: ص. ۸۶-۹۶.
- ابونوری، اسمعیل و آرش خوشکار (۱۳۸۶)، «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۷، بهمن و اسفند: ۹۵-۶۵.
- اقبال، علیرضا، علیرضا جرج‌زاده (۱۳۸۴)، «بررسی اثر درآمد‌های نفتی بر توزیع درآمد در ایران»، فصلنامه رفاه اجتماعی، شماره ۱۷.
- بانک مرکزی (۱۳۹۴)، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران. باقی، مهدی، تأثیر تورم بر توزیع درآمد، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه مفید، ۱۳۸۸.
- پروین، سهیلا (۱۳۸۹)، «تأثیر تغییرات قیمت بر فقر»، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۷، شماره ۲: ص. ۹۵-۱۱۷.
- شاگری، عباس، اسفندیار جهانگرد و سمیه اقلامی (۱۳۹۲)، «اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، سال سیزدهم، شمار چهاردهم، زمستان ۱۳۹۲: ص. ۲۷-۵۳.
- شاگری، عباس (۱۳۹۱)، اقتصاد کلان (نظریه‌ها و سیاست‌ها)، جلد اول، تهران: انتشارات رافع.
- کفایی، سید محمد علی و عزت‌الله درستکار (۱۳۸۶)، «تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد ایران، تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۴، ص. ۲۷-۵۳.
- کمیجانی، اکبر و فریدون محمدزاده (۱۳۹۳)، «تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و دوم، شماره ۶۹، بهار ۱۳۹۳: ص. ۲۴-۵.
- گلخندان، ابولقاسم (۱۳۹۵)، «تأثیر استان‌های تورم بر نابرابری درآمد در ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)»، دو فصلنامه علمی و پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران، سال سیزدهم، شماره ۲۵، بهار و تابستان ۱۳۹۵: ص. ۷۵-۹۵.

۱۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۷۱، زمستان ۱۳۹۷

مرکز آمار ایران، نتایج نمونه گیری از درآمد - هزینه درآمد خانوار شهری و روستایی ۱۳۸۵-۱۳۹۴.

مرکز آمار ایران، شاخص قیمت مصرف کننده شهری و روستایی ۱۳۸۵-۱۳۹۴. محمدی، تیمور، عباس شاکری، مهنوش عبدالله میلانی و علی شهابی (۱۳۹۴)، «بررسی اثر تغییر قیمت ها بر توزیع درآمد و رفاه در مناطق شهری»، فصلنامه مدل سازی اقتصادی، بهار ۱۳۹۴ ص. ۲۵-۴۲.

مهرآرا، محسن، جواد باغبان پورو الهام اعلامی (۱۳۹۵)، «اثر تغییرات قیمت مسکن بر توزیع درآمد: کاربرد از روش ARDL»، شانزدهمین همایش سیاست های توسعه مسکن در ایران.

نیلی، مسعود و علی فرح بخش (۱۳۷۷)، «ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد»، فصلنامه برنامه و بودجه، شماره ۳۴ و ۳۵.

#### ب- انگلیسی

- Abounoori, E.(2003), "Unemployment, Inflation and Distribution: A Croos- country Analysis", *Jornal of Economic Review*, Vol.8, NO.9.
- Almas, I., and Kjelsrud, A. (2017), "Rags and Riches: Relative Prices, Non-Homothetic Preferences, and Inequality in India", *World Development*, Vol. 97, pp. 102-121.
- Amornthum, S. (2004), "Income Inequality, Inflation and Nonlinearity The Case of Asian Economies", University of Hawaii, Economic, Research Organization Lecture note, No. 601.
- Arndt, C., Jones, S., and Salvucci, V. (2015, March), "When do relative Prices Matter for Measuring Income Inequality? The Case of Food Prices in Mozambique", *Journal of Economic Inequality*, 13(3)
- Azid, T., Qureshi, M., Alamas, A., and Khawaja, J. (2012), "Rising Food Prices, Poverty and its Challenges: The Case Study of Pakistan", *Humanomics*, Vol.28 No. 2.
- Badolo, F. and Traoré, F. (2015), "Impact of Rising World Rice Prices on Poverty and Inequality in Burkina Faso", *Development Policy Review*, 33 (2), pp. 221-244.
- Blinder, Alan and H. Esaki (1978), "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60.

- Bulif, A. (1998), Income Inequality: Does Inflation Matter?, IMF working paper, WP/98/7.
- Chaudhary, S. (2012), "The Impact of Food Inflation on Poverty in Nepal", *NRB Economic Review*, 24.2.
- Cole, J. and C. Towe (1996), "Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States", IMF Working Paper, 1-32.
- Dessus, S., Herrera, S., and de Hoyos, R. (2008), "The Impact of Food Inflation on Urban Poverty and Its Monetary Cost: Some Back-of-the-Envelope Calculations", *Agricultural Economics*, 39.s1, pp. 417-429.
- Galli, R. and R. Vander Hoeven (2001), "Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation", Employment Paper, 2001/29, ILO.
- Monnin, P. (2014), Inflation and Income Inequality in Developed Economies, CEP Working Paper 2014/1, Council on Economic Policies (CEP).
- Ogwang, T. (2000), "A Convenient Method of Computing the Gini Index and its Standard Error", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(1), 123-129.
- Saari, M., Dietzenbacher, E., and Los, B. (2016, April 5), "The Impacts of Petroleum Price Fluctuations on Income Distribution across Ethnic Groups in Malaysia", *Ecological Economics*, 130, pp. 25-36
- Schultz, T. P. (1969), *Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in the United States: 1944-1965*, In Six papers on the size distribution of wealth and income (pp. 75-106). NBER.
- Shrestha, M, Son H., and Kakwani, N. (2009), "Measuring the Impact of Price Changes on Poverty", *Journal of Economic Inequality*, 7(4), pp. 395-410.
- Syed Abul Hasan. (2013, April 13), The Impact of a Large Rice Price Increase on Welfare and Poverty in Bangladesh.
- Thalassinos, E., Ugurlu, E. and Y. Muratoglu (2012), "Income Inequality and Inflation in the EU", *European Research Studies*.
- Vu, L., and Glewwe, P. (2011). "Impacts of Rising Food Prices on Poverty and Welfare in Vietnam", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 36(1), pp. 14-27.