فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال هفدهم، شماره ٦٥، تابستان ١٣٩٦، صفحات ٢٤-١

بررسی تحولات توزیع درآمدها در دوره هدفمندسازی یارانه‌ها: یک شبیه سازی خرد با در نظر گرفتن قدرت های خرید

علی مزیکی*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۳۰

چکیده

طرح هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران در انتهای سال ۱۳۸۹ آغاز و یکی از اهداف آن بهبود توزیع درآمدها اعلام شد. در این مطالعه سعی برآن است تا اثرات این سیاست اقتصادی بر توزیع درآمدها مورد بررسی قرار گیرد. اهمیت این مطالعه از آن جهت است که این طرح ادامه داشته و نتایج فازهای قبلی برای کشور باید شناسایی و از اشکالات آن اجتناب شود. برای دستیابی به این مهم از داده‌های «پیمایش هزینه و درآمد خانوار» مرکز آمار ایران در یک الگوی شبیه‌سازی خرد اگزاکا-بلایندر در طول سال‌های قبل و بعد از اجرای فاز اول سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها استفاده می‌کنیم. همچنین در این الگو سعی می‌کنیم مشکلاتی از قبیل خطای انتخاب نمونه، تفاوت قیمت‌های منطقه‌ای و همزمانی تحریم‌ها را رفع کنیم. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در دوره پس از اجرای سیاست، توزیع قدرت خریدهای شبیه‌سازی شده برخلاف توزیع مخارج، خانوارها برابرتر نشده‌اند. همچنین بهبود توزیع مخارج بیشتر از طریق کاهش فرصت‌ها بوده است.

طبقه‌بندی JEL: *C43; D12; H53; O15.*

کلیدواژه‌ها: *حذف یارانه‌ها، توزیع درآمد، توزیع قدرت خرید، هدف‌گیری.*

---

* استادیار گروه اقتصاد موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی:
alimazyaki2000@yahoo.com،a.mazyaki@imps.ac.ir

۱- مقدمه

برای «یارانه» تعریف‌های متفاوتی ارائه شده است که دقیق‌ترین آن‌ها شاید تعریف سازمان تجارت جهانی باشد[1]؛ براساس این تعریف، مواردی «یارانه» تلقی می‌شود که دولت می‌توانسته در آن محل هزینه نکند یا از آن محل درآمدی کسب کند، اما به دلیل تلقی خود از منافع عمومی جامعه این کار را نمی‌کند. حال پرسش اینجاست که دولت‌ها باید با چه معیاری دست به پرداخت یارانه بزنند. برای پاسخ باید توجه کرد که هرگونه سیاست عمومی که دولت‌ها طراحی می‌کنند برای نیل به بهینگی اجتماعی[2] بوده که دولت متصور است. در بحث یارانه‌ها باید توجه کرد که هرگونه انتقال یارانه‌ای باید در این جهت باشد و در غیر این صورت پرداخت آن منجر به فایده اجتماعی نخواهد بود. در برنامه‌های اعلام شده از طرف سیاستگذاران ایران، یکی از اهداف مهم پرداخت یارانه، بهبود توزیع درآمدها بوده است. بنابراین، آن‌ها بهبود توزیع درآمدها را در جهت بهینگی اجتماعی می‌دانند. البته فارغ از بررسی ریشه‌های این موضوع به نظر بسیار ضروری است که آثار درون‌زای توزیعی در دوره بعد از اجرای فاز اول سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها مورد بررسی قرار گیرد تا مشخص شود این سیاست تا چه حد به اهدافی که خود ترسیم می‌کند،

۱- در موافقت‌نامه سازمان تجارت جهانی تلقی وجود یارانه مربوط به مواردی است که:

الف—۱- یک انتقال مالی توسط دولت یا یک نهاد عمومی (که در این موافقت‌نامه که از آن به‌عنوان «دولت» نام برده شده است) در محدوده فعالیتش صورت گرفته باشد و دارای یکی از این شرایط باشد:

۱- فعالیت دولت در ارتباط با انتقال مستقیم سرمایه (برای مثال کمک مالی، وام و...) یا انتقال بالقوه مستقیم سرمایه‌ها یا بدهی‌ها (برای مثال ضمانت وام) باشد.

۲- می‌توانسته جزو درآمد دولت باشد که در موعد پرداخت یا چشم‌پوشی شده و یا جمع‌آوری نشده است و در غیر این‌صورت می‌توانسته برای دولت به‌دست بیاید (مثل محرک‌های مالی چون اعتبارات مالیاتی).

۳- کالاها و خدماتی که دولت از محلی غیر از زیرساخت‌های عمومی یا از طریق خرید مستقیم در اختیار عموم قرار می‌دهد.

۴- دولت به یک مکانیزم بودجه‌ای، پرداختی داشته باشد یا پولی را سپرده‌گذاری کند و یا یک نهاد خصوصی را هدایت کند تا یکی از انواع کاربردهایی که در بندهای ۱ تا ۳ ترسیم شد و از فعالیت‌های عادی دولت متفاوت است، توسط دولت دنبال شود.

الف— ۲- شکلی از یک حمایت قیمتی و یا درآمدی با مفهوم مقاله ۱۶ گات در سال ۱۹۹۴ وجود داشته باشد.

ب- در نتیجه آن منافعی اعطا شده است.

2- Social Optimality

رسیده است. با چنین هدفی، در ادامه سیاست‌های اثرگذار بر این دوره را با دید توزیعی مورد بررسی قرار می‌دهیم.

در ایران سال‌هاست که یارانه‌ها در سطح وسیعی پرداخت می‌شوند. این حقیقت در نگاه اول موضوع عجیبی نیست، چراکه تمام کشورها یارانه پرداخت می‌کنند، اما نوع پرداخت یارانه از نظر «هدف‌گیری گروه دریافت‌کننده یارانه»[1] و از نظر مقدار در ایران دارای تفاوت‌های اساسی در مقایسه با سایر کشورهاست. این موضوع بعد از فاز اول هدفمندسازی یارانه‌ها در اواخر سال ۱۳۸۹ تا حد زیادی -هرچند به طور کوتاه مدت- تغییر کرد. البته آثار توزیعی این سیاست می‌تواند بسیار چندبعدی و عمیق باشد، اما ۴ کانالی که می‌تواند توزیع درآمد را دگرگون کند کانال «پرداخت مستقیم یارانه نقدی»، «تورم»، «اثر درآمدی» و «تغییر رفتار مصرفی و تولیدی خانوارها» است. در ادامه این موارد را شرح می‌دهیم و بر این نکته تاکید داریم که برآورد جداگونه آثار توزیعی هر کدام از این کانال‌های اثرگذاری ممکن است حتی غیرممکن باشد.

اثر «پرداخت مستقیم یارانه نقدی» مربوط به پرداخت شدن (یا نشدن) خود یارانه نقدی به افراد است. به‌طور مسلم افرادی که از دریافت یارانه نقدی بهره‌مند نبوده‌اند قسمتی از یارانه‌ای که پیشتر به صورت غیرنقدی دریافت کرده‌اند را اکنون از دست داده‌اند و این موضوع می‌تواند توزیع را تحت‌تاثیر قرار دهد.

کانال «تورم» مربوط به افزایش قیمت‌ها در اثر هدفمندسازی است. پر واضح است که به دلیل حذف یارانه‌های قیمتی افراد باید مقدار بیشتری برای کالاهایی که پیشتر یارانه به آن‌ها تعلق می گرفت، بپردازند. علاوه بر این، بعضی از کالاها به طور غیر مستقیم از هدفمندی متاثر شده و با قیمت‌های غیریارانه‌ای به فروش می‌رسند. این موضوع بر اساس نوع مصرفی که افراد داشته‌اند، آثار توزیعی زیادی بر قدرت خرید خانوارها خواهد داشت.

کانال «اثردرآمدی» به‌صورت غیرمستقیم عمل می‌کند. برای مثال، حالتی را در نظر بگیرید که دولت با جبران هزینه پرداخت یارانه‌ها از طریق مالیات موجب کاهش غیرمستقیم درآمدها شود. چنین کاری بر توزیع درآمدها موثر خواهد بود.

دسته دیگری از اثرات توزیع درآمد و توزیع قدرت خرید پس از هدفمندسازی مربوط به تغییراتی است که خود افراد با تغییر رفتار مصرفی یا تولیدی‌شان به خود وارد

1- Targeting

می‌کنند. برای مثال، ممکن است همان‌طور که پس از اجرای فاز اول هدفمندسازی اتفاق افتاد، خانواده‌ها کمتر به هزینه سلامت خود اهمیت بدهند و یا ممکن است از کالای خاصی، مانند شیر و نان که پیشتر شامل یارانه بوده کمتر استفاده کنند.[1] همچنین ممکن است افرادی در اثر پرداخت یارانه‌ها تصمیم به کار بیشتر یا کمتر بگیرند. برای مثال، چنین مطرح می‌شود که خانوارهای پرجمعیتی که یارانه نقدی می‌گیرند ممکن است کمتر کار کنند. البته در این زمینه صالحی اصفهانی[2] و همکاران (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از بررسی‌های انجام شده اثر منفی یارانه نقدی را بر عرضه نیروی کار نشان نمی‌دهد. وی با استفاده از داده‌های پنل، اثر پرداخت یارانه‌های نقدی روی عرضه نیروی کار خانوارها و افراد در طول دو سال ابتدایی برنامه را بررسی کرده است. این مطالعه با استفاده از تفاوت‌هایی که در ابتدای اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها در تعداد ماه‌های دریافت یارانه نقدی در خانوارها وجود دارد یک داده تابلویی[3] برای نمونه فصل آخر ۱۳۸۹ ایجاد کرده است. سپس از تخمین زننده اختلاف در اختلاف[4] برای بررسی اثر پرداخت یارانه بر عرضه نیروی کار استفاده کرده است.

با توجه به آنچه گفته شد، باید توجه کرد که شناسایی، برآورد و جداسازی تمام این اثرات ممکن است با اطلاعات در دسترس بسیار دشوار و یا حتی غیرقابل محاسبه باشد. برای مثال، اثربخشی و کارایی یک فرد برای کسب درآمد بعد از اجرای سیاست هدفمندی ممکن است افزایش یا کاهش یافته باشد که برای بررسی این موضوع باید از داده‌های تابلویی کاملی برخوردار باشیم.[5]

با توجه به این موانع که برای بررسی جداگانه هریک از این آثار وجود دارد در این مطالعه قصد داریم آثار درآمدی و توزیعی سیاست‌های تاثیرگذار بر دوره بعد از اجرای سیاست هدفمندسازی (سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱) را بررسی کنیم. برای این منظور از یک روش شبیه‌سازی براساس مقایسه رابطه درآمد و خصوصیات اقتصادی- اجتماعی و نحوه

۱- برای اطلاعات بیشتر خلاصه آمار پیمایش هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران یا بانک مرکزی را ببینید.

2- Salehi-Isfahani

3- Panel Data

4- Difference in Difference

۵- وجود چنین داده‌های تابلویی برای بررسی اثر هدفمندسازی و همچنین بسیاری از سایر تحقیقات می‌توانست مفید باشد که متاسفانه قبل از اجرای طرح در ایران جمع آوری نشد. البته از داده هزینه و درآمد خانوار می‌توان به شکلی و به طور جزئی برای تولید چنین داده‌ای استفاده کرد.

تغییر آن در دوره قبل و بعد از اجرای چنین سیاستی استفاده می‌کنیم. چنین رویکردی که در این مطالعه پیشنهاد می‌شود را رویکرد شبیه‌سازی خرد می‌نامیم. البته در این مطالعه برای اریب تفاوت‌های قیمت بین منطقه‌ای نیز کنترل می‌کنیم تا نتایج بر اساس قدرت خرید باشند. این رویکرد با الهام از قانون انگل[1] و در پی هامیلتون[2] (۲۰۰۱) و الماس[3] (۲۰۱۲) انجام شده است که ادبیات موضوع آن مرور خواهد شد.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که هر چند پرداخت نقدی یارانه‌ها می‌تواند تا حدی آثار سوء توزیعی افزایش قیمت‌ها را خنثی و بخشی از کاهش قدرت خرید خانوارها را جبران کند، اما به تدریج آثار مثبت توزیعی پرداخت‌های جبرانی کمتر می‌شود و در مقیاس‌های توزیع قدرت خرید که قیمت برای آن کنترل شده، نابرابری حتی اندکی افزایش می‌یابد. در ادامه مدلی که در این مطالعه به‌کار می‌رود و سعی دارد تمام این ملاحظات را رعایت کند، ارائه می‌کنیم.

۲- مدل

همان‌طور که مطرح شد در این مطالعه قصد داریم از یک شبیه‌سازی خرد استفاده می‌کنیم. از مطالعات شبیه‌سازی خردی که رویکردشان ارزیابی آثار سیاست‌های اجرا شده در گذشته بر روی توزیع درآمد است، می‌توان به هاومان[4] و هولنبک[5] (۱۹۸۰)، براوو و دیگران (۲۰۰۲)، بورگیگنون و دیگران (۲۰۰۵) اشاره کرد. انواع بسیاری از این نوع مطالعات بر اساس مطالعه اگزاکا[6] (۱۹۷۳) و بلایندر (۱۹۷۳) به شبیه‌سازی آنچه رخ داده و آنچه می‌توانسته رخ دهد، می‌پردازند تا بتوانند به مقایسه این دو حالت بپردازند. رویکرد آن‌ها به روش اگزاکا-بلایندر معروف شده که جزئیات این روش در ادامه ارائه می‌شود. البته به دلیل فروض کلاسیکی که برای استفاده از این روش‌ها لازم است، موانع بسیاری بر سر راه استفاده از این روش وجود دارد. برای مثال، همزمانی تحریم‌ها با اجرای سیاست حذف هدفمند یارانه‌ها ممکن است نتایج را مخدوش کند. از طرف دیگر، ممکن است افرادی

1- Engel's law
2- Hamilton
3- Almas
4- Haveman
5- Hollenbeck
6- Oxaca

فکر کنند که اثر اجرای سیاست در کوتاه‌مدت و بلندمدت بسیار متفاوت است. در ادامه، ابتدا مدل مطرح می‌شود و سپس چگونگی برون‌رفت از هر کدام از مشکلات مطرح خواهد شد.

بر اساس خیابانی و مزیکی (۲۰۰۹) در حالت انتزاعی می‌توان از رابطه (۱) که یک تعریف[1] بوده و همیشه برقرار است، شروع کرد.

$$y_h = \frac{1}{n_h}[\sum_{j=1}^{3} I_h^j \cdot Y^j + y_h^o] \qquad (1)$$

در این تصریح، درآمد سرانه y_h خانوار hام از جمع درآمدهای افراد خانوار از منابع، j های، مختلف به‌دست می‌آید. سه نوع منبع درآمد برای افراد خانوار در نظر گرفته شده است: ۱- حقوق بگیری، ۲- مشاغل آزاد، ۳- سایر درآمدهای انتقالی. همچنین سایر درآمدها که در سه گروه بالا قرار نمی‌گیرند نیز در y_h^o مشاهده شده است. Y^j بردار میزان درآمد همه افراد از منبع jام است. I_h^j نیز یک متغیر مجازی است و در صورتی که فردی از خانوار h از منبع jام درآمدی داشته باشد، مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر را می‌گیرد. بدین ترتیب با تقسیم مجموع کل درآمد خانوار بر بعد n_h خانوار درآمد سرانه خانوار محاسبه می‌شود.

به هر حال، رابطه (۱) نقطه شروع خوبی برای تشکیل مدل اصلی است، چراکه میزان بعضی از درآمدها مانند درآمد سرمایه‌گذاری و سایر درآمدهای غیرقابل مشاهده اصولا از آن خانوار است و احتیاج به تفکیک خاصی ندارد. در نتیجه، در مدل اصلی در جزء اخلال یا به عنوان یک متغیر توضیحی وارد می‌شود. اما میزان درآمدی که توسط خانوارها اظهار می‌شود و یا حتی میزان هزینه خانوارها تحت تاثیر خطای تفاوت‌های قیمت بین استان‌هاست. در قسمت ۳-۲ این مطالعه با استفاده از روش هامیلتون (۲۰۰۱) که در فصل دوم مطرح شد برای این خطا نیز تدبیر لازم اندیشیده خواهد شد، اما ابتدا به بیان روش شبیه‌سازی می‌پردازیم.

برای تعیین میزان تاثیرگذاری خصوصیات افراد خانوار بر میزان درآمد آن‌ها از معادله‌های (۲) و (۳) زیر استفاده می‌کنیم.

$$log(y_h^o) = X_h^o \beta^o + \varepsilon_h^o \qquad (2)$$

$$log(y_h^j) = X_h^j \beta^j + \varepsilon_h^j \quad j = 1,2,3 \qquad (3)$$

1- Identity

که در آن X خصوصیات فرد یا خانوار به تناسب هر معادله است. این متغیرها می‌توانند مواردی چون جنسیت، سن، تحصیلات، وضعیت اشتغال، محل زندگی، تعداد شغل و یا حجم خانوار باشند.

۱-۲- تجزیه تغییرات دینامیکی توزیع درآمد (شبیه‌سازی خرد)

در بورگیگنون (۲۰۰۵) و خیابانی- مزیکی (۲۰۰۹) به تفصیل در مورد پایه‌های نظری این تجزیه بحث شده است. به طور خلاصه، موضوع این است که اگر ما در مورد رابطه بین خصوصیات و درآمد افراد در دوحالت s و s' که متناظر اعمال و عدم اعمال یک سیاست هستند، مطمئن باشیم:

$$log(y_h^s) = X_h^s \beta^s + \varepsilon_h^s \qquad (۴)$$

$$log(y_h^{s'}) = X_h^{s'} \beta^{s'} + \varepsilon_h^{s'} \qquad (۵)$$

براساس اگزاکا (۱۹۷۳) و بلایندر (۱۹۷۳) می‌توانیم با جایگزینی ضرایب، حالتی را شبیه سازی کنیم که گویی آن سیاست رخ نداده بود و میزان اثر اجرای آن سیاست بر خانوار h را مورد شناسایی قرار دهیم. با به‌کار بردن روابط (۴) و (۵)، میزان اثر اجرای آن سیاست بر خانوار h برابر خواهد بود با:

$$log(y_h^s) - log(y_h^{s'}) = X_h^s(\beta^s - \beta^{s'}) + (X_h^s - X_h^{s'})\beta^{s'} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، اثر تغییر ضرایب با جایگذاری تفاوت ضریب‌های این دوره از دوره قبل از اجرای سیاست قابل ارزیابی است، اما نمی‌توان میزان اثری را که اجرای سیاست بر خصوصیات خانوار گذاشته (قسمت دوم سمت راست رابطه) برآورد کرد و چنانچه بخواهیم تنها از این رابطه استفاده کنیم باید فرض کنیم که اثر سیاست تنها بر ضرایب، یعنی قیمت خصوصیات افراد خانوار وارد می‌شود. این فرض ممکن است تا حدی محدودکننده باشد، چراکه هرچند فاصله سال‌هایی که ما در نظر می‌گیریم بسیار کوتاه است، اما خصوصیاتی چون سن و تحصیلات در این مدت تغییر کنند. بنابراین در ادامه روشی را ارائه می‌کنیم که تا حدی این موضوع را برطرف می‌کند.

۲-۲- بر طرف کردن خطای انتخاب نمونه[1]

خطای انتخاب نمونه وقتی بروز می‌کند که بر خلاف فروض کلاسیک نمونه در دسترس تصادفی نیست، چراکه قسمتی از جامعه به یک دلیل ساختاری یا فنی در نمونه منعکس نشده‌اند. در چنین حالتی محقق باید اریب پارامترها را با استفاده از روش‌های پیشرفته‌تر از بین ببرد. مثال‌های زیادی از خطای انتخاب وجود دارد، اما یک مثال معروف که هکمن (۱۹۷۹) نیز به آن اشاره می‌کند مربوط به تخمین تابع عرضه نیروی کار زنان است. با توجه به محدودیت‌هایی مانند حداقل دستمزد که در بازار کار وجود دارد، دستمزد بازار برای زنانی که صفر ساعت کار می‌کنند، مشخص نیست. بنابراین با استفاده از داده‌های قابل مشاهده، تخمین تابع عرضه نیروی کار زنان پارامترهای اریبی –به‌عنوان مثال برای کشش عرضه نیروی کار به‌دست می‌دهد.

در مطالعه حاضر علاقمندیم حالتی که اصلا رخ نداده، یعنی حالت عدم اجرای سیاست را به عنوان معیار در دست داشته باشیم که وجود ندارد. بنابراین، ما با یک مشکل خطای انتخاب نمونه روبه‌رو هستیم که باید تا حد امکان رفع شود.

برای حل این مشکل در ادامه از داده‌های قبل و بعد از اجرای سیاست استفاده می‌کنیم تا به یک معادله وضعیت برسیم که رخداد قرار داشتن در دوره بعد از اجرای سیاست را نشان می‌دهد (معادله (۷)).

(۷)

$$D_h^{s,s'} = X_h^{s,s'}\beta^{s,s'} + \varepsilon_h^{s,s'}$$

که در آن $D_h^{s,s'}$ یک متغیر مجازی است که اگر داده مربوط به قبل از اجرای سیاست (وضعیت s') باشد برابر یک و چنانچه داده مربوط به بعد از اجرای سیاست وضعیت s، باشد برابر منفی یک خواهد بود:

$$D_h^{s,s'} = \begin{cases} +1 & if\ X_h^{s,s'} belongs\ to\ s' \\ -1 & if\ X_h^{s,s'} belongs\ to\ s \end{cases} \qquad (۸)$$

سپس می‌توان با توجه به هکمن (۱۹۷۹) نسبت میل[2] را تعریف نمود:

1- Sample Selection Bias
2- Mill's Ratio

$$\lambda_h^{s,s'} = \frac{\mathrm{F}(-\chi_h^{s,s'}\beta^{s,s'})}{f(\chi_h^{s,s'}\beta^{s,s'})} \qquad (۹)$$

که در آن $f(\cdot)$ تابع چگالی و $F(\cdot)$ تابع توزیع تجمعی برای یک متغیر نرمال استاندارد هستند. با استفاده از این نسبت، معادلات مرحله دوم روش هکمن به این ترتیب برازش می‌شوند: (معادله‌های (۱۰) و (۱۱))

$$log(y_h^s) = X_h^s\beta^s + \lambda_h^s\alpha^s + \varepsilon_h^s \qquad (۱۰)$$

$$log(y_h^{s'}) = X_h^{s'}\beta^{s'} + \lambda_h^{s'}\alpha^{s'} + \varepsilon_h^{s'} \qquad (۱۱)$$

که براساس آن اثر اجرای سیاست برای خانوار h برابر خواهد بود با: (رابطه (۱۲))

$$\Delta_h^{s'} = X_h^s(\beta^s - \beta^{s'}) \qquad (۱۲)$$

و براساس Δ_h^s می‌توان اثر متوسط اجرای سیاست در هر دهک را نیز شناسایی کرد.

۲-۳- ملاحظات قدرت خرید: شاخص قیمت منطقه‌ای

در شرایطی که مساله زمان یا مکان برای میزان نابرابری توزیع درآمد وجود دارد، روش حقیقی کردن توزیع هزینه‌ها بر اساس تورم و تفاوت قیمت‌های بین منطقه‌ای بر میزان نابرابری توزیع درآمد اثر خواهد گذاشت.

در این بخش به مطالعات مربوط به محاسبه شاخص قیمت منطقه‌ای اشاره شده است. شاخص قیمت منطقه‌ای[1] (SPI) در حالت ایده‌آل بازتاب تفاوت‌های قیمتی در نواحی مختلف در یک دوره زمانی(یا نقطه زمانی) است. با فرض یکسان بودن مطلوبیت خانوارهای مناطق مختلف از این شاخص می‌توان برای ارزیابی تفاوت‌های منطقه‌ای در هزینه‌های زندگی بهره جست.

بانک مرکزی برآوردی از تفاوت شاخص‌های قیمت منطقه‌ای در ایران محاسبه کرده است. شاخص قیمت کالا و خدمات مناطق شهری به تفکیک استان از مرداد سال ۱۳۸۱ تاکنون توسط این نهاد محاسبه شده است. می‌توان گفت که بانک مرکزی با استفاده از داده‌های قیمت CPI و رویکرد سبد هزینه این محاسبات را انجام می دهد. این روش دچار اریب‌هایی است که در ادامه به بررسی آن می‌پردازیم.

1- Spatial Price Index

هامیلتون (۲۰۰۱)، کوستا[1] (۲۰۰۱)، گونگ[2] و منگ (۲۰۰۷)، دالن[3] (۲۰۰۶) برت[4] و برزوسکی (۲۰۱۰)، الماس[5] (۲۰۱۲) و بسیاری دیگر بر این عقیده‌اند که شاخص‌های قیمت اعلام شده توسط بانک‌های مرکزی دارای اریبی در طول زمان و به صورت بین منطقه‌ای هستند. در مطالعات ایرانی شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) نیز به این موضوع پرداخته است. به بیان واضح‌تر روش‌های به‌کار رفته در بانک‌های مرکزی به نحوی است که با توجه به تحولات سهم هزینه مواد غذایی از کل هزینه‌ها به نظر می‌رسد یک اریب در شاخص‌های قیمت وجود دارد. به‌تازگی مطالعه این اریب در مورد شاخص‌های قیمت بین منطقه‌ای نیز مورد توجه قرار گرفته است، چراکه تفاوت شاخص‌های قیمت بین منطقه‌ای تاثیرات توزیعی شدیدی دارند. بنابراین، مناسب است قبل از بررسی تحولات توزیع درآمد برای این اریب کنترل شود. این مطالعه با پذیرش این فرضیه در روش استاندارد ارائه شده توسط این مقاله‌ها، اریب را برای مناطق ایران و در طول زمان با روش استاندارد این کار به‌دست آورده و سپس به تحلیل توزیعی می‌پردازد. در ادامه روش برآورد این اریب‌ها ارائه می‌شود.

سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل[6] دیتون و مولباور (۱۹۸۰) را که در رابطه (۱۳) آمده است در نظر بگیرید:

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma(\ln P_{jt}^{f} - \ln P_{jt}^{n}) + \beta(\ln Y_{ijt} - \ln P_{jt}) + \sum_{x} \theta_x X_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (۱۳)$$

در این رابطه ω_{ijt} سهم مخارج غذایی خانوار i است که در استان jام در زمان t زندگی می‌کرده است. Y_{ijt} سطح درآمد خانوار است که به جای آن از مجموع مخارج خانوار استفاده می‌کنیم. P_{jt}، P_{jt}^{f} و P_{jt}^{n} شاخص‌های قیمت‌های «درست»، اما «غیر قابل مشاهده» کالاها و خدمات مصرفی، مواد غذایی[7] و کالاهایی غیر از مواد غذایی است. ایده برآورد اریب‌ها به این شکل است که با استفاده از قانون انگل[8] می‌توان خطاهایی را که در شاخص‌های قیمت اعلام شده توسط مراجع قانونی، P_{jt}^{*}، وجود دارد، برطرف کرد. از نظر مفهومی چنین کاری درآمدهای مناطق مختلف را قابل مقایسه می‌کند و بر این پایه استوار

1- Costa
2- Gong
3- Dalen
4- Barrett
5- Almas
6- Almost Ideal Demand System

۷- طبقه‌بندی مورد استفاده در موارد یاد شده CPC است.

8- Engel's law

است که چنانچه دو خانوار سهم مشخصی از درآمد خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند نباید تفاوت رفاهی شدیدی با یکدیگر داشته باشند و چنانچه این‌طور باشد باید آن‌را تصحیح کنیم. این خطا را به این شکل تعریف می‌کنیم:

$$n(1+E_j t) = lnP_{jt}^{*} - lnP_{jt} \qquad (۱۴)$$

سپس $ln\,P_{jt}$ را در رابطه (۱۳) جایگذاری می‌کنیم و برای در نظر گرفتن خطای E_{jt} از آنجا که ما علاقه‌مند به استخراج اریب‌های زمانی و بین منطقه‌ای هستیم، متغیرهای مجازی δ_j و δ_tرا به جای جملات خطا قرار می‌دهیم. نتیجه این جایگذاری‌ها رابطه (۱۵) می‌شود.

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma(lnP_{jt}^{f\,*} - lnP_{jt}^{n*}) + \beta(lnY_{ijt} - lnP_{jt}^{*}) + \sum_x \phi_x X_{ijt} + \sum_t \delta_t D_t + \sum_j \delta_j D_j + \mu_{ijt} \qquad (۱۵)$$

که در آن در حقیقت از رابطه:

$$\ln(1+E_{jt}) = \frac{-\delta_t D_t - \delta_j D_j}{\beta} \qquad (۱۶)$$

استفاده شده است. نکته قابل توجه این است که به دلیل نوع متغیرهای مجازی در معادله (۱۵) با بردار قیمت‌ها هم‌خطی دارند. برای حل این مشکل از شاخص‌های قیمت ماهانه استفاده شده است.[۱]

با برآورد ضرایب متغیرهای مجازی δ_j و δ_t می‌توان میزان خطا را بر اساس ضرایب برآورد شده با استفاده از رابطه (۱۶) تصحیح کرد:

$$SPI_{t,j} = 1 + E_{jt} = EXP\left(\frac{-\delta_t - \delta_j}{\beta}\right) \qquad (۱۷)$$

رابطه (۱۷) را اریب شاخص قیمت بین منطقه‌ای[۲] یا SPI می‌نامیم. به طور دقیق‌تر ما هزینه‌ها را علاوه بر قیمت، بر $SPI_{t,j}$ تقسیم می‌کنیم تا خطای اریب ناشی از اریب قیمت‌ها برطرف شود، سپس به تحلیل توزیع قدرت خرید بر اساس اعداد به دست آمده می‌پردازیم. در ادامه نتایج ارائه می‌شود.

۱- بنابراین در رابطه (۱۳) باید برای قیمت از اندیس ماه نیز استفاده می‌کردیم و آن را به شکل P_{jtm} که قیمت در استان j در سال t و ماه m است، نشان می‌دادیم، اما در اینجا برای جلوگیری از پیچیده شدن معادلات از ذکر اندیس ماه خودداری کردیم.

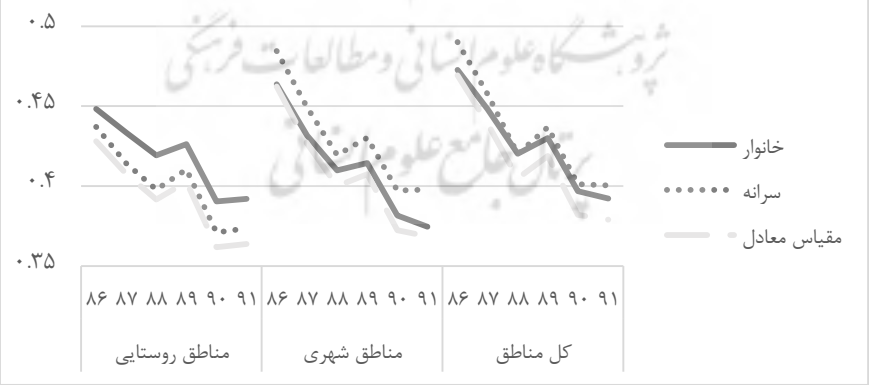
2- Spatial Price Index

۳- نتایج

در این مطالعه از پیمایش هزینه و درآمد خانوار[1]، جمع‌آوری شده توسط مرکز آمار ایران برای دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ استفاده می‌شود. این پیمایش با توجه به سابقه انجام آن بسیار داده ارزشمند است. قبل از ارائه نتایج نهایی، آمار توضیحی جنبه توزیعی این آمار ارائه می‌شود. مرکز آمار ایران ضریب جینی را بر اساس میزان هزینه خانوارها در همین داده محاسبه کرده است. ما نیز این ضریب را محاسبه کرده‌ایم که با اختلاف بسیار کمی همان اعداد به دست آمد. در نمودار (۱) ضریب جینی هزینه خانوارهای کشور در سه منطقه شهری، روستایی و کل کشور در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۱ نشان داده شده است. در این موارد توزیع برمبنای هزینه‌های خانوار، هزینه‌های سرانه $\frac{c_i}{n_i}$ و استفاده از مقیاس معادل $\frac{c_i}{\sqrt{n_i}}$ که در آن n_i بعد خانوار و c_i هزینه خانوار iام است، به‌دست آمده است.

روند ضریب جینی در کشور نشان می‌دهد بعد از هدفمندسازی یارانه‌ها در سال ۱۳۹۰ توزیع درآمدها (توزیع هزینه‌ها) بهبود یافته است که نشان از برابرتر شدن وضع توزیع درآمدها (هزینه‌ها) است. روند مشابهی در مناطق شهری نیز به چشم می‌خورد، اما اگر به توزیع درآمد در مناطق روستایی توجه شود این کاهش در سال ۹۱ نه تنها متوقف شده، بلکه تاحدی افزایش را نشان می‌دهد.

نمودار (۱)- ضریب جینی محاسبه شده بر اساس استفاده مستقیم از داده‌ها



منبع : محاسبات پژوهش بر اساس آمار هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران

1- Household Income and Expenditure Survey (HIES)

برای اطلاعات بیشتر در مورد این پیمایش، درگاه مرکز آمار ایران را ببینید:

/www.amar.org.ir/آمارهای-موضوعی/هزینه-و-درآمد- خانوار

۳-۱- نتایج شبیه‌سازی

با استفاده از مدلی که در بخش برطرف کردن خطای انتخاب نمونه آمد و در ادامه نیز توضیح می‌دهیم، در این بخش نتایج آثار درون‌زای سیاست‌هایی که بر دوره بعد از اجرای فاز اول هدفمندسازی یارانه‌ها بر توزیع درآمدها اثرگذار بوده‌اند، مورد تحلیل قرار گرفته است. (معادله‌های (۱۸) و (۱۹))

$$log\,(y_h^{(۱۳۸۷-۸۸)}) = X_h^{(۱۳۸۷-۸۸)}\beta^{(۱۳۸۷-۸۸)} + \lambda_h^{(۱۳۸۷-۸۸)}\alpha^{(۱۳۸۷-۸۸)} + S_t + \varepsilon_h^{(۱۳۸۷-۸۸)} \qquad (۱۸)$$

و

$$log\,(y_h^{(۱۳۹۰-۹۱)}) = X_h^{(۱۳۹۰-۹۱)}\beta^{(۱۳۹۰-۹۱)} + \lambda_h^{(۱۳۹۰-۹۱)}\alpha^{(۱۳۹۰-۹۱)} + S_t + \varepsilon_h^{(۱۳۹۰-۹۱)} \qquad (۱۹)$$

براساس آنچه در معادلات (۱۰) تا (۱۲) مطرح شد برازش خواهند شد. که در آن X متغیرهای اقتصادی- اجتماعی به‌کار رفته در مدل است که لیست آن در جدول (۲) آمده است. ضریب S_t متغیر مربوط به تحریم‌هاست که با استفاده از تغییرات نرخ ارز شدت آن‌ها را نشان می‌دهد و λ_h نسبت میل است که به منظور استفاده در مرحله دوم روش هکمن برآورد می‌شود. اندیس بالا در معادلات نشان‌دهنده دوره مورد بررسی است که در ادامه توضیح می‌دهیم.

نتایج رگرسیونی مدل به‌کار رفته در این مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است. ستون اول این جدول نشان‌دهنده معادله وضعیتی است که در رابطه (۷) آن را توضیح دادیم. ستون دوم نشان‌دهنده تخمین مرحله دوم هکمن است که رابطه (۱۸) را برای دوره قبل از اجرای هدفمندی که در اینجا سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ در نظر گرفته شده است، برآورد می‌کند. ستون سوم، رابطه (۱۸) را برای دوره بعد از هدفمندی در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ برآورد می‌کند.

در مورد علامت ضرایب به دست آمده در ستون اول جدول (۱) که برای تولید نسبت میل تخمین می‌خورد باید گفت از آنجا که متغیر مستقلی که در ۸ معرفی شده است، متغیر مجازی قرار داشتن در بعد از هدفمندی است، تحصیلات کمتر، سن بالاتر، اندازه کوچک‌تر خانوار، وجود افراد بیشتر در سن کار و مخارج بیشتر خانوار موجب افزایش احتمال قرار داشتن در دوره بعد از هدفمندی می‌شود. این نتایج با آنچه بعد از کنترل برای تفاوت‌های قیمت بین منطقه‌ای به‌دست می‌آید، متفاوت است؛ یک دلیل این موضوع این است که متغیر مخارج خانوار به‌طور کامل نشان‌دهنده قدرت خرید خانوار نیست و طبیعی

است که در سال‌های بعد از هدفمندی سطح مخارج بالاتر بوده است. البته این موضوع ممکن است به دلیل بعضی خصوصیات غیرتصادفی داده باشد و لزوما قابل تفسیر نیست؛ چراکه فقط به عنوان معادله مرحله اول هکمن مورد استفاده قرار می‌گیرد.

جدول (۱)- روابط برآورد شده برای قبل و بعد از هدفمندسازی

متغیرها	معادله وضعیت	۱۳۸۷-۸۸	۱۳۹۰-۹۱
Edu	-۰/۱۰۹***	۲۹٦,۱۳۹***	۳۷٦,٤۰٤***
	(۰/۰۱۱)	(٦,۰٥۸)	(٤٤,۸٤٦)
Age	۰/۰۰٥***	۱٤,٥٦۳***	-۸,۹۲۸*
	(۰/۰۰۰۲)	(۸۳۸)	(٤,٦۸٦)
age2		-۱۳۰/۷***	-٤۳/۳٥
		(۸/۰۹)	(٤٤/۷۳)
Gender		۷۳,۳٦۸***	۳٥,۷۷٤
		(٦,۲۹۹)	(۳٤,۷۰۱)
Household size	-۱/۰٤۳***	٤۳۷,٥٤۷***	۲/۹٦۰e+۰٦***
	(۰/۰۲۲)	(۱۳,۲٥۳)	(۹۳,۱۹۱)
Working age ratio	۰/۰۹٥***	۱۳۰,۱۰۰***	-۱۷۳,۰۷٦***
	-۰/۰۱۲۳	(۷,۳۸۲)	(٥۲,٥٥۹)
Sanction index		۷/٦٤٦e+۰۷*	-۳۳٤,۹۲۷
		(٤/٥۲٤e+۰۷)	(۷۰۹,٥٥٦)
Regional dummies	*NO*	*Yes*	*Yes*
Cost	۲/۹۰e-۰۷***		
	(۲/٥۳e-۰۹)		
Lambda		-۸/۳۷۱e+۰٦***	٤/۳۳٥e+۰٦***
		(۱۱۷,۷٤۰)	(٤٦,۳٤۰)
Constant	۰/۷۳۰***	-٦۱۳,۹٦٥***	-٥/۸۲٥e+۰٦***
	-۰/۰۳۳۹	(۲۱,٥۱۷)	(۲۰۰,۰۱۱)
Observations	۱٥۱,۳٤٤	۱٥۱,۳٤٤	۱٥۱,۳٤٤

Standard errors in parentheses
*** $p < 0.01$
** $p < 0.05$
* $p < 0.1$

جدول (۲)- متغیرهای اقتصادی اجتماعی ($\boldsymbol{X}$) به کار رفته در مدل

متغیرها	توضیح
Edu	تحصیلات سرپرست خانوار (۱بالای دیپلم و ۰ زیردیپلم)
Age	سن سرپرست خانوار
age2	سن سرپرست خانوار به توان ۲
Gender	جنسیت سرپرست خانوار (۱ مرد و ۰ زن)
Household size	اندازه خانوار
Working age ratio	نسبت افراد در سن فعالیت در خانوار
Sanction index	متغیر تحریم
Regional dummies	متغیرهای مجازی منطقه ای
Cost	جمع مخارج خانوار
Lambda	نسبت میل

افزایش سن طبق انتظار (چنانچه سن نشان‌دهنده تجربه باشد) درآمد بیشتری را نصیب سرپرست خانوار می‌کند؛ البته این رابطه در دوره بعد از هدفمندی برخلاف دوره قبل از آن معنی‌داری قابل قبولی ندارد. به علاوه مرد بودن سرپرست خانوار موجب افزایش درآمد (مصرف) خانوار می‌شود که این رابطه برای دوره بعد از هدفمندی معنی‌دار نیست، اما درصد افراد فعال در خانواده در دوره ۸۸-۱۳۸۷، اثر مثبت و در دوره ۹۱-۱۳۹۰، اثر منفی در مصرف خانوار دارد که قابل توجه است.

نتیجه جالب توجه در اینجا مثبت شدن اثر تحریم در دوره ۸۸-۱۳۸۷ است. جالب است که این اثر در موقعی که برای شاخص‌های بین‌منطقه‌ای و قدرت خرید تصحیح می‌کنیم، منفی می‌شود که در آنجا توضیح خواهیم داد.

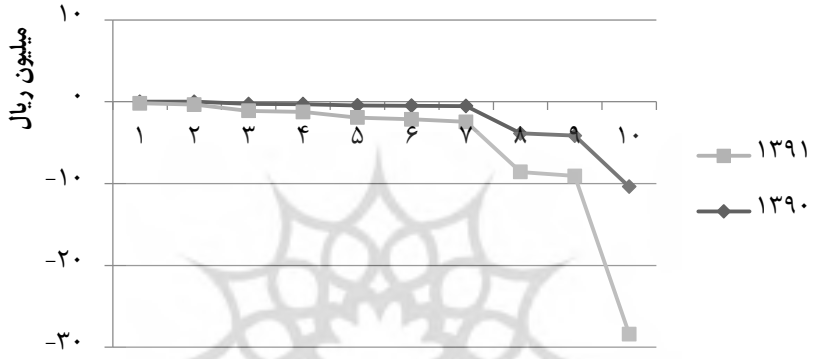
براساس نتایج جدول (۱)، داده‌های شبیه‌سازی شده ایجاد شدند. به‌این ترتیب اثر برآورد شده در اثر اجرای سیاست‌های اثرگذار برای خانوار $\boldsymbol{h}$ برابر خواهد بود با:

$$\Delta_h^{۱۳۹۰-۹۱} = X_h^{۱۳۸۷-۸۸}(\beta^{۱۳۸۷-۸۸} - \beta^{۱۳۹۰-۹۱}) \qquad (۲۰)$$

که نتایج آن به ترتیب دهکی در نمودار (۲) ارئه شده است. نتایج این شبیه‌سازی حاکی از آن است که سیاست‌های اثرگذار بر دوره فاز اول طرح هدفمندسازی یارانه‌ها آثار مثبتی در بهبود توزیع درآمدها درسال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ داشته است. آنچه بر اساس مدل به‌دست آمد، نشان داد که «ضریب جینی شبیه‌سازی شده» در اثر اجرای سیاست از ۰/۵۶ در سال ۱۳۸۸ به ۰/۵۳ در سال ۱۳۹۰ کاهش پیدا کرده که نشان‌دهنده برابرتر شدن

درآمدهاست. البته نکته مهم‌تر این است که بر اساس نمودار (۲) که متوسط دهکی اعداد محاسبه شده بر اساس رابطه (۲۰)را نشان می‌دهد، این برابری بیشتر از طریق کاهش درآمد دهک‌های بالاتر محقق شده است تا افزایش در دهک‌های پایین‌تر.

نمودار (۲)- تغییرات شبیه‌سازی شده در میزان هزینه‌های حقیقی سالانه دهک‌های خانوار در دوره ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱



منبع: محاسبات پژوهش

۳-۲- نتایج پس از حذف اریب شاخص‌های قیمت

تا به این جای مطالعه دلیلی مبنی بر بدتر شدن توزیع درآمدها (هزینه‌ها) در دوره بعد از اجرای فاز اول هدفمندسازی یارانه‌ها در سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ یافته نشده است. البته براساس محاسباتی که در اینجا ارائه نمی‌کنیم، توزیع هزینه‌های غذایی در سال ۱۳۹۱ نسبت به ۱۳۹۰ بدتر شده است. در این بخش تحلیل، مطالعه در دو مرحله صورت می‌گیرد؛ ابتدا اریب شاخص‌های قیمت بین بخشی و بین زمانی را برآورد و با روش اشاره شده در بخش (۳-۲) تصحیح می‌کنیم. سپس در مرحله دوم بر اساس مدلی که در بخش (۳-۲) توضیح دادیم به شبیه‌سازی می‌پردازیم. این اقدام بر اساس کار هامیلتون (۲۰۰۱) صورت گرفته است و قبل از اعلام نتایج این روش را بیشتر شرح می‌دهیم.

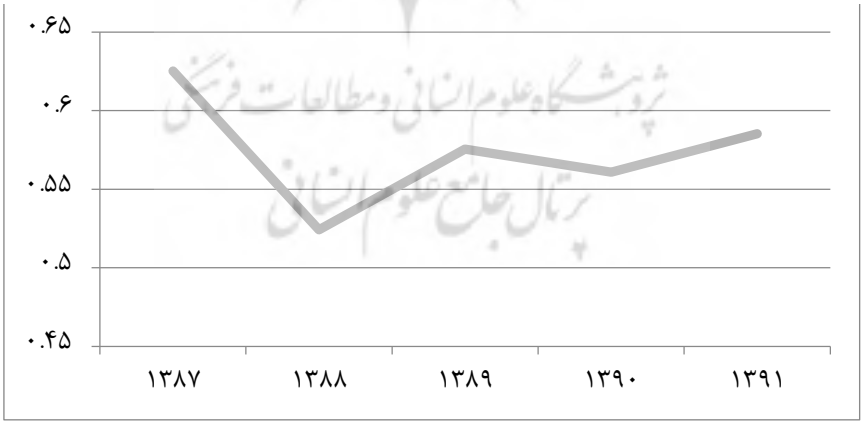
سیستم تقاضای تاحدودی ایده‌آل[1] دیتون و مولباور (۱۹۸۰) را به شکلی که در رابطه (۱۵) آمد به یاد آورید. ایده برآورد اریب‌ها به این شکل است که با استفاده از قانون انگل[2] می‌توان خطاهایی را که در شاخص‌های قیمت اعلام شده توسط مراجع قانونی وجود دارد،

1- Almost Ideal Demand System
2- Engel's Law

برطرف کرد. از نظر مفهومی چنین کاری درآمدهای مناطق مختلف را قابل مقایسه می‌کند و بر این پایه استوار است که چنانچه دو خانوار سهم مشخصی از درآمد خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند نباید تفاوت رفاهی شدیدی با یکدیگر داشته باشند و چنانچه این‌طور باشد این موضوع را مربوط به اریب قیمتی دانسته و فکر می‌کنیم که باید برای آن‌را تصحیح کنیم.

با برآورد ضرایب متغیرهای مجازی در رابطه (۱۵) می‌توان میزان خطا در شاخص‌های قیمت را بر اساس ضرایب شاخص قیمت بین منطقه‌ای[1] یا SPI که در رابطه (۱۷) محاسبه شد، تصحیح کرد. به‌طور دقیق‌تر ما برای حقیقی کردن هزینه‌ها، آن‌ها را علاوه بر شاخص قیمت منطقه‌ای مشاهده شده P_{jt}^{*} بر $SPI_{t,j}$ تقسیم می‌کنیم تا خطای اریب ناشی از اریب قیمت‌ها برطرف شود و ارقام حقیقی شده به دست بیاید. سپس به تحلیل توزیع براساس ارقام حقیقی شده که آن‌را «قدرت خرید» می‌نامیم، خواهیم پرداخت. همچنین با استفاده از این ارقام حقیقی شده دوباره به شبیه‌سازی می‌پردازیم. با استفاده از مقادیر تصحیح شده با این ضرایب و استفاده از رابطه ضریب جینی برای آن‌ها، «ضریب جینی قدرت خرید» محاسبه شده در نمودار (۳) نمایش داده شده است.

نمودار (۳)- «ضریب جینی قدرت خرید» محاسبه شده بر اساس داده‌های تصحیح شده برای اریب شاخص قیمت‌ها



منبع : محاسبات پژوهش

1- Spatial Price Index

در نمودار (۳) «ضریب جینی قدرت خرید» محاسبه شده بر اساس داده‌های تصحیح شده برای اریب شاخص قیمت‌ها ارائه شده است و همان‌طور که مشاهده می‌شود کاهشی در دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ نسبت به دوره‌های قبلی رخ نداده است. در نتایج مدل به‌کار رفته برای شبیه‌سازی با همان روش بخش نتایج شبیه‌سازی و این بار با به‌کار بردن هزینه‌هایی که بر شاخص قیمت منطقه‌ای تقسیم شده‌اند (که در حقیقت می‌توان آن‌ها را به قدرت‌های خرید تفسیر کرد) در جدول (۳) به دست آمده است. همچنین خطای انتخاب نمونه هم با روش هکمن کنترل شده است.

جدول (۳)- روابط برآورد شده برای دو دوره قبل و بعد از هدفمندسازی با در نظر گرفتن اریب شاخص قیمت بین‌منطقه‌ای

متغیرها	۸۸-۱۳۸۷	س۹۱-۱۳۹۰
Edu	٤٩٠,٥٠٠***	٣٧٦,٤٠٤***
	(٨٦,٢٧١)	(٤٤,٨٤٦)
Age	٣٦,٠١٨***	-٨,٩٢٨*
	(٩,٥٩٠)	(٤,٦٨٦)
age2	٩٣/٦٣	-٤٣/٣٥
	(٨٩/٤٩)	(٤٤/٧٣)
Gender	-٦٧,٧٦٢	٣٥,٧٧٤
	(٦٦,٤٠٤)	(٣٤,٧٠١)
Household size	٥/٠٦٥e+٠٦***	٢/٩٦٠e+٠٦***
	(١٨٤,٧١٦)	(٩٣,١٩١)
Working age ratio	-٥١٤,٤٠٠***	-١٧٣,٠٧٦***
	(١٠١,٤٥٤)	(٥٢,٥٥٩)
Sanction index	-٩,٤٧٢	-٣٣٤,٩٢٧
	(٩٤,٥٠٤)	(٧٠٩,٥٥٦)
Regional dummies	*Yes*	*Yes*
Cost		
Lambda	-٨/٣٧١e+٠٦***	٤/٣٣٥e+٠٦***
	(١١٧,٧٤٠)	(٤٦,٣٤٠)
Constant	٣/٠٩٤e+٠٦***	-٥/٨٢٥e+٠٦***
	-٣١٩,٦٧٨	(٢٠٠,٠١١)
Observations	١٥١,٣٤٤	١٥١,٣٤٤

Standard errors in parentheses
**** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

معادله وضعیت در جدول (۳) ارائه نشده است؛ چراکه نتایج آن مشابه معادله وضعیت جدول (۱) است. در مورد علامت ضرایب به دست آمده در جدول (۳) باید گفت که اثر تحصیلات طبق انتظار مثبت و معنی‌دار است. البته افزایش سن طبق انتظار نیست و افزایش سن موجب کاهش قدرت خرید خانوار می‌شود، اما افزایش درصد افراد فعال در خانواده اثر منفی در قدرت خرید خانوار دارد که در نوع خود قابل توجه است. همچنین بعد خانوار طبق انتظار اثر مثبت بزرگی دارد.

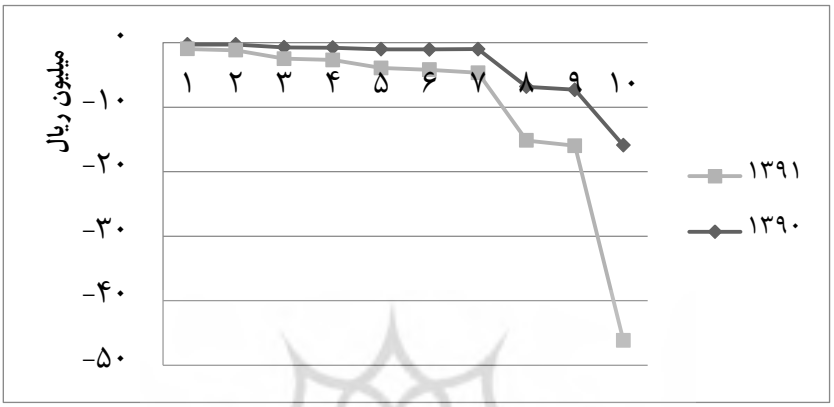
در مورد تحریم باید گفت که هرچند مقدار پارامتر برآورد شده در مورد متغیر تحریم منفی است، اما اثر معنی‌داری از تحریم روی قدرت خرید خانوار مشاهده نشده است. نکته قابل توجه این است که هنگام به‌کار بردن قدرت خرید، علامت اثر تحریم قابل انتظار شده و بزرگی آن مانند آنچه در جدول (۱) مطرح شد، غیرقابل انتظار نیست.

بر اساس نتایج جدول (۳) داده‌های شبیه‌سازی شده ایجاد شدند و نتایج حاکی از آن است که سیاست‌های اثرگذار بعد از اجرای فاز اول طرح هدفمندسازی یارانه‌ها (۹۱-۱۳۹۰) آثار مثبتی در بهبود توزیع قدرت خرید نداشته است. «ضریب جینی قدرت خرید شبیه‌سازی شده» در مجموع افزایش یافته است و نابرابری ایجاد شده در سال ۱۳۹۱ برابری جزئی را که در سال ۱۳۹۰ ایجاد شده بود نیز از بین می‌برد. بر اساس این محاسبات «ضریب جینی قدرت خرید شبیه‌سازی شده» در سال ۱۳۹۰ از ۰/۵۳ به ۰/۵۲ کاهش یافته، اما در سال ۱۳۹۱ افزایش یک درصدی داشته است.

آنچه براساس مدل به‌دست آمده در (۱۲) و (۱۷) به‌دست آمد، نشان داد که ضریب جینی قدرت خرید شبیه‌سازی شده در اثر اجرای سیاست‌های اثرگذار بر دوره از کاهش برخوردار نیست و سیاست موفق نشده است توزیع قدرت خرید را در اثر اجرای سیاست-های اثرگذار بر این دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۱ بهبود ببخشد.

بررسی نتایج شبیه‌سازی شده در دهک‌ها که در نمودار (۴) آمده، نشان‌دهنده این موضوع است که اجرای چنین سیاستی در مجموع موجب بدتر شدن وضع قدرت خرید همه جامعه شده و دستاورد توزیع قدرت خرید مناسبی هم نداشته است.

نمودار (٤)- تغییرات شبیه‌سازی شده (با در نظر گرفتن اریب شاخص قیمت بین منطقه‌ای) در میزان هزینه‌های حقیقی (قدرت خرید) سالانه دهک‌های خانوار در دوره ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱



منبع: محاسبات پژوهش

٤- جمع‌بندی

در این مطالعه جنبه‌های جدیدی از وضع توزیع درآمدها در دوره پس از ۱۳۸۹ آشکار شده است. بر اساس نتایج این مطالعه، هرچند محاسبات این مطالعه بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران و آمار بسیاری از مراکز رسمی چنین نشان می‌دهند که در دوره پس از ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ توزیع درآمدها (هزینه‌ها) برابرتر شده است به نظر می‌رسد که تفاوت قدرت خریدهایی که در این دوره در استان‌ها، شهر و روستا و در طول زمان به وجود آمده است نشان‌دهنده بهبود وضع توزیع قدرت خرید شبیه‌سازی شده در جامعه نباشد. برای ادعای چنین موضوعی در این مطالعه، اریب قیمت‌های بین منطقه‌ای برای استان‌ها و به تفکیک سال‌های مختلف برآورد و برطرف شده است.

چند نکته در تحلیل نتایج شایان ذکر است که در ادامه به آن می‌پردازیم. بر اساس نتایج شبیه‌سازی حتی با فرض وجود برابری بیشتر پس از ۱۳۸۹، مکانیزم بهبود توزیع مخارج در این دوره بیشتر از طریق از دست رفتن فرصت‌ها بوده تا از طریق به دست آوردن فرصت‌های جدید. بنابراین همان‌طور که مشاهده شد وضع دهک‌های شبیه‌سازی شده پایین و متوسط جامعه بهتر نشده است. البته این مطالعه تنها به بررسی توزیع هزینه‌ها می‌پردازد و ممکن است این سیاست تاثیر دیگری در بهبود وضعیت فقرا داشته باشد که ما در اینجا به آن نمی‌پردازیم و در مطالعات آینده توصیه می‌شود به آن بعد نیز پرداخته شود.

همچنین شبیه‌سازی با در نظر گرفتن خطای اریب شاخص قیمت‌ها نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از دهک‌های شبیه‌سازی شده وضع بهتری در اثر اجرای سیاست‌ها و متغیرهای تاثیرگذار پس از ۱۳۸۹ نداشته‌اند. بنابراین، با استفاده از مدل شبیه‌سازی خرد این مطالعه به نظر می‌رسد عواملی که این دوره را تحت‌تاثیر قرار می‌دهند احتمالا آثار مثبت از نظر قدرت خرید نداشته‌اند. عوامل متعددی در این دوره وجود دارند و سیاست‌ها به‌طور مرتب تغییر کرده‌اند. از جمله این عوامل اجرای فاز اول سیاست هدفمندسازی و سایر سیاست‌های رفاهی این دوره است. همچنین تحریم‌ها در این دوره شدت گرفته‌اند که سعی کردیم در مدل آن را کنترل کنیم. نتایج نشان می‌دهند که مجموعه این عوامل نتوانسته است با بهبود نحوه مصرف خانوارها و کارایی هزینه آنقدر موجب افزایش کارایی شود که بتواند آثار مثبتی برای قدرت خرید حاصل کند؛ البته احتمالا تا حدی از بدتر شدن اوضاع جلوگیری کرده است؛ چراکه بسیاری از مطالعات آینده‌نگر مانند خیابانی (۱۳۸۷) نشان می‌دهند که حذف یارانه‌های انرژی به هر حال موجب بدتر شدن توزیع درآمدها می‌شود. بنابراین، از این لحاظ شاید بتوان موفقیت نسبی برای این سیاست قائل شد.

نکته مهم دیگری که می‌توان به آن اشاره کرد این است که چون در اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها قیمت سوخت و در نتیجه حمل و نقل افزایش می‌یابد باید به هزینه حمل ضروریات توجه ویژه‌ای کرد. احتمالا دلیل گسترش اریب شاخص قیمت‌های بین منطقه‌ای بعد از حذف یارانه‌ها نیز همین موضوع است. در حقیقت به‌دلایل افزایش قیمت حامل‌های انرژی و عدم وجود زیرساخت‌های حمل‌ونقلی که وابستگی کمتری به این حامل‌ها دارند و با پوشش کافی کل کشور را تحت پوشش قرار دهند، بعد از هدفمندسازی در دوره ۹۱-۱۳۹۰ تفاوت قیمت‌های بین منطقه‌ای افزایش یافته‌اند.

همان‌طور که اشاره شد، یک واقعیت توصیفی موید این موضوع (با استفاده مستقیم از داده‌ها) بدتر شدن توزیع هزینه مواد غذایی در سال ۱۳۹۱ است که باوجود بهتر شدن توزیع در کل هزینه‌ها (با استفاده مستقیم از داده‌ها) مشاهده می‌شود. بنابراین، از آنجا که تحلیل‌هایی که با استفاده از حذف اریب قیمت‌های بین منطقه‌ای صورت گرفت بیشتر براساس سهم هزینه‌های مواد غذایی در سبد خانوار به دست آمد، چنین پیشنهاد می‌شود که دولت در مراحل بعدی حذف یارانه انرژی به قیمت‌های بین منطقه‌ای مواد غذایی توجه ویژه‌ای داشته باشد.

همچنین در یک رویکرد بلندمدت توصیه می‌شود برای جلوگیری از اثرگذاری حذف یارانه انرژی بر قیمت بین‌منطقه‌ای سایر محصولات، توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقلی که کمتر به سوخت‌های فسیلی وابسته هستند در دستور کار قرار گیرد.

منابع

الف- فارسی

ناصر خیابانی (۱۳۸۷)، «یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه برای ارزیابی افزایش قیمت تمامی حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۶، ۱-۳۴.

کیومرث شهبازی ، فیروز فلاحی و امیر غلامی (۱۳۹۱)، «همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران»، *فصلنامه مدلسازی اقتصاد*، سال ششم، (۲۰)۴، ۱۲۸-۱۱۱.

ب- انگلیسی

Almas, Ingvild (2012), "International Income Inequality: Measuring PPP Bias by Estimating Engel Curves for Food", *American Economic Review*, 102 (2), 1093-1117.

Barrett, G. F. and M. Brzozowski (2010), "Using Engel Curves to estimate the bias in the Australian CPI", *Economic Record*, 86 (272), 1-14.

Blinder, A. S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.

Bourguignon, F., H. G. Ferreira and N. Lustig (2005), "The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America", World Bank Publications.

Costa, D. (2001): "Estimating Real Income in the US from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves", *Journal of Political Economy*, 109, 1288-1310.

Dalen, J. (2006), "Spatial Price Comparisons in Poverty measurement, An Example from Cambodia", Miemo.

Deaton, A. (1988) , "Quality, Quantity and Spatial Variation of Price", *The American Economic Review*, 78 (3), 418-430.

Deaton, A. (1997) , "The Analysis of Household Surveys", Baltimore: Johns Hopkins University Press.

Deaton, A. and J. Muellbauer (1980) , "An Almost Idea Demand System." *The American Economic Review*, 70(3), 312-326.

Salehi-Isfahani, D. and M. H. M. Dehzooei (2014), " The Impact of Unconditional Cash Transfers on Labor Supply: Evidence from Iran's Energy Subsidy Reform Program", miemo.

Gong, C. H. and X. Meng (2007): "Regional Price Differences in Urban China 1986-2001: Estimation and Implication", miemo.

Hamilton, B. W. (2001), "Using Engel's Law to Estimate CPI Bias", *The American Economic Review*, 91 (3), 619-630.

Haveman R. H. and K. Hollenbeck (1980): "Microeconomic Simulation Models for Public Policy Analysis: Distributional Impacts", Academic Press.

Khiabani, N. and A. Mazyaki (2009), "Are Public Policies Effective in Alleviating Family Income Inequality", *Journal of Income Distribution*, 18 (3-4), 268-282.

Oaxaca, R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14, 673-709.

OECD (2006), "OECD Sustainable Development Studies: Subsidy Reform and Sustainable Development: Economic, Environmental and Social Aspects", Organization for Economic and Development, OECD Publishing.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی