

## تأثیر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی در ایران

سیدصدفدر حسینی<sup>۱</sup>

محمد رضا پاکروان چروده<sup>۲</sup>

حبیب‌الله سلامی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۴/۶

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۱۱/۱۱

### چکیده

یکی از مهم‌ترین رویکردهای دستیابی به امنیت غذایی، بحث تخصیص مجدد منابع با هدف برقراری عدالت اجتماعی و افزایش سطح رفاه گروه‌های کم‌درآمد و توزیع مناسب درآمد یا همان بحث هدفمندسازی یارانه‌هاست که از راهکارهای اساسی در تأمین امنیت غذایی این دسته از خانوارها به شمار می‌آید. از این رو، در مطالعه حاضر، اثر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای ایرانی برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۴، با استفاده از مدل لاجیت تحلیل و ارزیابی شد. پس از محاسبه مقدار انرژی دریافتی فرد بالغ با استفاده از اطلاعات هزینه-درآمد خانوار، به‌عنوان شاخصی از امنیت غذایی، مدل مطالعه حاضر برآورد شد. نتایج نشان داد که بین متغیر هدفمندسازی یارانه‌ها و امنیت غذایی خانوارهای کشور ارتباط معکوسی برقرار است. با اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، قیمت مواد غذایی افزایش و درآمد واقعی خانوارها کاهش یافته است. نتیجه این تغییرات، افزایش هزینه‌های زندگی و کاهش سهم هزینه‌های خوراک خانوارهاست. بنابراین، وضعیت خانوارها از لحاظ دسترسی به مواد غذایی به‌عنوان یکی از ابعاد امنیت غذا و تغذیه با توجه به کاهش سطح درآمد واقعی در شرایط نامناسبی قرار دارد.

واژگان کلیدی: امنیت غذایی، هدفمندسازی یارانه‌ها، ایران.

طبقه‌بندی JEL: *D12, C81, C11, I12*.

۱- استاد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، (نویسنده مسؤل)، پست الکترونیکی: hosseini\_safdar@yahoo.com

۲- دکترای تخصصی، اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: mpakravan@ut.ac.ir

۳- استاد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: hsalami@ut.ac.ir

## ۱- مقدمه

نقش تغذیه در سلامت، افزایش کارآیی، یادگیری انسان‌ها و ارتباط آن با توسعه اقتصادی، طی تحقیقات جهانی به اثبات رسیده است (کارلتو و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۳)، اسمیت<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، رنزهو و ملور<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) و فنگینگ و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۰)). بنابراین، در بین اولویت‌های اهداف توسعه هر کشور، دستیابی به امنیت غذایی اهمیت ویژه‌ای دارد (باباتوند و کایم<sup>۵</sup>، ۲۰۱۰). تعریف امنیت غذایی مفهومی گسترده است که با استفاده از آن تعامل مجموعه‌ای از عوامل بیولوژیکی، اقتصادی، اجتماعی، کشاورزی و فیزیکی تعیین می‌شود (فائو<sup>۶</sup>، ۱۹۸۳). براساس تعریف کنفرانس جهانی غذا، امنیت غذایی وقتی وجود دارد که همگان در همه اوقات (در هر زمان) به غذای کافی، سالم و مغذی، دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس، نیازهای یک رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد. این تعریف که در سطح گسترده‌ای مورد پذیرش قرار گرفت، به ابعاد گوناگونی اشاره دارد که مهم‌ترین آنها چهار عنصر «موجود بودن غذا»<sup>۷</sup>، «دسترسی به غذا»<sup>۸</sup>، «بهره‌مندی غذایی»<sup>۹</sup> و «پایداری در دریافت غذا»<sup>۱۰</sup> است (کارلتو و همکاران (۲۰۱۳)، آنریکوئز و همکاران<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۳)، رنزهو و ملور (۲۰۱۰) و فنگینگ و همکاران (۲۰۱۰)). بررسی ابعاد تشکیل‌دهنده امنیت غذایی و شناسایی تعریف‌های اصلی آنها، ارتباط بین این ابعاد را نمایان می‌سازد. نکته مهم، در ماهیت سلسله مراتبی بودن ابعاد سه‌گانه امنیت غذایی است، یعنی موجود بودن غذا شرط

- 
- 1- Carletto et al.
  - 2- Smith
  - 3- Renzaho and Mellor
  - 4- Fengying et al.
  - 5- Babatunde & Qaim
  - 6- FAO
  - 7- Food Availability
  - 8- Food Access
  - 9- Food Utilization
  - 10- Food Stability
  - 11- Anriquez et al.

لازم برای توان اقتصادی است و هر دوی این موارد شرط لازم برای تأمین امنیت غذایی اند، اما کافی نیستند. در هر سه مفهوم، پایداری در همه زمان‌ها نیز باید وجود داشته باشد (دیچلیر و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰). یکی از موارد مهم و مؤثر در چرخه برقراری امنیت غذایی، تخصیص مجدد منابع محدود با مدیریت بهتر یا همان هدفمندسازی یارانه‌هاست که از راه سطوح قیمتی و مخارج و نوع توزیع آن بر قدرت خرید خانوار و در ادامه، بر دسترسی به غذا، رژیم غذایی، مصرف غذای بهتر و در نهایت، بر امنیت غذایی خانوار تأثیرگذار خواهد بود. یارانه به هر گونه پرداخت انتقالی گفته می‌شود که به منظور حمایت از اقشار کم‌درآمد و بهبود توزیع درآمد، از محل خزانه دولت و هر آنچه به خزانه دولت واریز می‌شود، به صورت نقدی یا جنسی به خانوارها و تولیدکنندگان کالاها و خدمات تعلق می‌گیرد. زمانی که یارانه قیمتی وضع می‌شود، در حیطه اقتصاد خرد، تغییر در سطوح قیمت، قدرت خرید خانوارها و در نتیجه، تغییر در سبد مصرفی خانوار، از مهم‌ترین تأثیرگذاری‌ها به شمار می‌رود. این تأثیر خود را به دو شکل نشان می‌دهد؛ نخست اینکه گرایش به سمت غذاهایی در سبد مصرفی که اکنون ارزان شده‌اند، افزایش می‌یابد. به عبارتی، مصرف‌کنندگان کالاهای ارزان را جانشین کالاهای گران می‌کنند که در نهایت، به تغییر ترکیب درشت‌مغذی‌ها و ریزمغذی‌های جذب شده توسط اعضای خانوار می‌انجامد. دوم آنکه قدرت خرید خانوار به منظور مصرف دیگر مواد غذایی که پیش از پرداخت یارانه مصرف نمی‌شدند یا کمتر مصرف می‌شدند، اکنون افزایش می‌یابد. در ایران، یارانه اقلام خوراکی با کاهش مخارج خانوارها، به آزاد شدن منابع درآمدی برای خانوارهای شهری و روستایی منجر می‌شود.

این موضوع امکان بیشتری را برای تأمین دیگر نیازهای خانوارهای شهری و روستایی فراهم می‌آورد. همچنین بخش چشمگیری از ارزش‌های غذایی دریافتی خانوارها از راه اقلام یارانه‌ای تأمین می‌شود. قانون هدفمند کردن یارانه‌ها که در تاریخ ۲۷ آذر ۱۳۸۹ به‌طور

رسمی اجرا شد، شامل حذف یارانه و عرضه شانزده قلم کالای مشمول یارانه به قیمت بین‌المللی بود. برپایه این قانون در مدت پنج سال، یارانه کالاهایی مانند بنزین، گازوییل، گاز، نفت، برق، آب، گندم، شکر، برنج، روغن و شیر حذف و با قیمت بازارهای منطقه خلیج فارس عرضه می‌شوند. هدفمندسازی یارانه‌ها در کل به کاهش یا حذف دسترسی گروه‌هایی از جامعه به یارانه منجر می‌شود. مهم‌ترین اثر تمام این تغییرات در ابتدا تغییر قیمت کالاهای یارانه‌ای برای گروه‌های مختلف است که این تغییر قیمت به تغییر الگوی مصرف خانوار می‌انجامد. حذف یارانه قیمتی کالاهای یارانه‌ای، افزایش قیمت غذاهای یارانه‌ای ارزان و در نهایت، جانشینی آنها با دیگر کالاها را در سبد خوراکی خانوار در پی دارد که همین رویداد، قیمت کالاهای جانشین را به دلیل افزایش تقاضا، افزایش می‌دهد. همچنین به دلیل کاهش قدرت خرید خانوارها، مصرف برخی کالاها حذف می‌شود یا کاهش می‌یابد.

با توجه به مسایل یادشده و وجود مشکلاتی مانند محدودیت بودجه و همچنین افزایش جمعیت، اهمیت هدفمندکردن یارانه‌ها و تجدیدنظر در جهت‌گیری آن به سوی اقشار فقیر کشور بیش از پیش آشکار می‌شود. بنابراین، بررسی جامع و کامل چگونگی اثرگذاری سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی در کشور، همچنین شناسایی اهمیت عواملی مانند تکیه بر منابع انسانی و سرمایه اجتماعی که بر سطح امنیت غذایی مؤثرند و در سند چشم‌انداز کشور نیز مطرح هستند، برای دستیابی به این هدف ضروری است.

تاکنون در زمینه شناسایی اجرای سیاست‌های اصلاح پرداخت یارانه‌ای بر امنیت غذایی در منطقه‌ای خاص، پژوهش‌های بسیاری انجام شده است، به‌طور مثال، دوتا و راماسوانی<sup>۱</sup> (۲۰۰۴)، در پژوهشی، به بررسی طرح اصلاح الگوی پرداخت یارانه مواد غذایی و عواید رفاهی ناشی از پرداخت خودهدفمندی در دو ایالت هند پرداختند. براساس نتایج پژوهش، نظام یارانه غذا در هر دو منطقه با شرایط خانوارهای فقیر سازگار بود و همچنین غلات

سخت به‌عنوان کالاهای پست در خانوارهای فقیر شناسایی شد. همچنین برپایه نتایج سیاست یارانه‌ای یادشده در یکی از دو ایالت مورد بررسی، افزایش معنادار در رفاه اجتماعی حاصل شد و افزایش با سهم کالاهای غیرمشمول از بودجه خانوارهای دهک‌های با درآمد اندک رابطه مستقیم دارد. رامادان و توماس<sup>۱</sup> (۲۰۱۱)، به ارزیابی اثرهای اصلاح برنامه یارانه غذا و تأثیر آن در سطح رفاه و امنیت غذایی خانوارهای مصر پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که حذف یارانه برخی از مواد خوراکی در مصر به کاهش سطح رفاه خانوارها منجر شده است که به نوع شهری و روستایی آن بستگی دارد.

برخی پژوهش‌های داخلی نیز در زمینه تأثیر یارانه‌ها و همچنین تأثیر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای کشور انجام شده است؛ به‌طور مثال، رحیمی و کلانتری (۱۳۷۱)، آثار حذف یارانه کالاهای روغن نباتی، گندم، قند و شکر و چای را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این تحقیق نشان داد که کاهش قیمتی عرضه کالاهای یادشده کمتر از یک و تقاضای آنها نسبت به قیمت بی‌کاهش است. بدین ترتیب با حذف یارانه این کالاها قیمت آنها و همچنین هزینه هر فرد مصرف‌کننده برای این کالاها به‌طور چشمگیری افزایش خواهد یافت. در پژوهشی دیگر، حیدری و همکاران (۱۳۸۶)، با استفاده از تکنیک مدل‌های خودرگرسیون برداری و هم‌جمعی به بررسی اثر کاهش یارانه‌های غذایی بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی پرداختند. نتایج نشان داد که اگر یک واحد یارانه غذایی کاهش یابد، بدون آنکه درآمد خانوار جبران شود، پنج سال طول خواهد کشید تا خانوارها انتظارات خود را تعدیل کنند. پیرایی و بهروز سیف (۱۳۸۹)، در پژوهش خود با عنوان «تأثیر هدفمندسازی یارانه‌ها بر رفاه اجتماعی» و برپایه مدل دوتا و راماسوانی (۲۰۰۴)، به دنبال پاسخ به این پرسش بودند که انتقال یک واحد پولی از یارانه کالاهای مشمول و مورد استفاده بیشتر دهک‌های بالا به کالاهای غیرمشمول و مورد استفاده بیشتر دهک‌های با درآمد زیاد چه تأثیری بر رفاه جامعه می‌گذارد؟ با توجه به نتایج

1- Ramadan & Thomas

این پژوهش، اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها به افزایش رفاه اجتماعی منجر می‌شود. این افزایش رفاه، با شاخص نابرابری گریزی رابطه معکوس و با سهم حبوبات از درآمد دهک‌های با درآمد اندک رابطه مستقیم دارد.

همچنین با توجه به این موضوع که در مطالعه حاضر علاوه بر متغیر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، اثر سایر متغیرها بر امنیت غذایی نیز بررسی شده است، مروری بر برخی پژوهش‌های انجام شده در این زمینه ضروری به نظر می‌رسد. مطالعه راما کریشنا و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، در مناطق شمالی اتیوپی برای شناسایی عوامل مؤثر بر ناامنی غذایی با استفاده از مدل لاجیت، مطالعه بشیر و همکاران (۲۰۱۲)، برای شناسایی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در منطقه پنجاب پاکستان، مطالعه فریدی و ودود<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، به منظور ارزیابی امنیت غذایی خانوارهای بنگلادشی با استفاده از مدل لاجیت و مطالعه باباتوند و کایم (۲۰۱۰)، در نیجریه، مطالعه اوسو و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۱)، در شمال غنا و مطالعه کوک و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۳)، در مناطق روستایی استان لیمپوپو در آفریقای جنوبی، از این دسته پژوهش‌هاست.

با توجه به اهمیت و جایگاه امنیت غذایی در حفظ امنیت ملی کشور، یکی از آرمان‌های انقلاب اسلامی، برقراری عدالت اجتماعی و افزایش سطح رفاه، به‌ویژه در بین افراد کم‌درآمد جامعه است. از سوی دیگر، قانون اساسی بر ریشه کن کردن فقر و برآوردن نیازهای اساسی مردم، برای برقراری امنیت غذایی در جریان رشد اقتصادی با هدف آزادی و تأمین استقلال اقتصادی جامعه تأکید دارد، از این رو، شناخت دقیق مسأله امنیت غذایی در کشور و شناسایی عوامل مؤثر بر آن، ضروری به نظر می‌رسد. همچنین اطلاع از عملکرد سیاست‌های بهبود ساختاری و توزیع درآمدی مانند هدفمندسازی یارانه‌ها و ارزیابی آنها از راه مطالعه علمی-تحقیقی، دستاوردی بااهمیت است که سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان اقتصادی را در برنامه‌ریزی و اجرای صحیح سیاست‌های توسعه، در

1- Ramakrishna et al.

2- Faridi & Wadood

3- Owusu et al.

4- Cock et al.

فرآیند رشد اقتصادی متکی بر درآمدهای حاصل از نفت و تخصیص مناسب این گونه درآمدها در تحرک تولید و بهبود زیرساخت‌های مؤثر، یاری خواهد کرد. از سوی دیگر، توجه به این نکته ضروری است که یکی از هدف‌های مطرح در سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ کشور برای جامعه ایرانی، برخورداری از سلامت، رفاه، امنیت غذایی، تأمین اجتماعی، فرصت‌های برابر، توزیع مناسب درآمد، نهاد مستحکم خانواده دور از فقر، فساد، تبعیض و بهره‌مندی از محیط زیست مطلوب است. یکی از مهم‌ترین رویکردهای دستیابی به امنیت غذایی، بحث تخصیص مجدد منابع با هدف برقراری عدالت اجتماعی و افزایش سطح رفاه گروه‌های کم‌درآمد و توزیع مناسب درآمد یا همان بحث هدفمندسازی یارانه‌هاست که از راهکارهای اساسی در تأمین امنیت غذایی این دسته از خانوارها به شمار می‌آید.

## ۲- روش تحقیق

به منظور بررسی اثر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی و تعریف یک شاخص واحد برای ادامه سیاست‌ها، با توجه به مطالب یادشده در بخش مقدمه، بعد موجود بودن غذا در محاسبه شاخصی برای امنیت غذایی بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. از این رو، در پژوهش پیش رو، برای محاسبه شاخص امنیت غذایی، از روش ترکیبی شاخص‌های امنیت غذایی فائو و تعریف ارایه شده توسط انجمن متخصصان تغذیه در سال ۲۰۱۱، استفاده می‌شود. از این رو، مانند بیشتر پژوهش‌های انجام شده در زمینه امنیت غذایی، از عامل انرژی به عنوان شاخص اصلی شناسایی امنیت غذایی خانوار استفاده می‌شود. با فرض یک تابع خطی، مقدار انرژی دریافتی یک خانوار به صورت رابطه (۱) ارایه می‌شود (آکرل<sup>۱</sup> (۲۰۱۱)، اسمد و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) و فلک<sup>۳</sup> (۲۰۰۵)):

$$y_i = \sum_{j=1}^{n=k} \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

1- Akerele

2- Smed et al.

3- Feleke

که در آن،  $y_i$  سطح انرژی دریافتی خانوار طی یک روز،  $X_{ij}$  مقدار کالای خوراکی  $j$ ام مصرف شده توسط خانوار  $i$ ام طی یک روز و  $\beta_j$  محتوای انرژی کالای خوراکی  $j$ ام است. با تقسیم سطح انرژی دریافتی بر میانگین تعداد اعضای خانوار، ماتریس نفر در روز که مقدار ارزش‌های غذایی دریافتی (برای مثال، انرژی دریافتی) هر نفر را طی یک روز ارائه می‌کند، حاصل می‌شود. با توجه به این موضوع که در هر خانوار، سن اعضا مختلف است و مقدار مصرف هر فرد با توجه به سن او متفاوت خواهد بود، به منظور تعیین جانشینی برای بعد خانوار، از روش پیشنهادی گیبز<sup>۱</sup> (۲۰۱۲)، استفاده می‌شود. در این روش، مقیاس معادل فرد بالغ برای هر خانوار در نظر گرفته شده است. در ادامه و به منظور بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارها (در سطح خرد و محیط درونی خانوارها) باید تفاوت بین کالری مصرفی خانوار و مقدار کالری لازم برای افراد به منظور برقراری امنیت غذایی، محاسبه شود. براساس این، خواهیم داشت:

$$y_i^* = y_i - \gamma_i \quad (2)$$

که در آن،  $y_i$  میزان کالری در دسترس و  $\gamma_i$  میزان کالری مورد نیاز برای وجود امنیت غذایی است (فریدی و ودود، ۲۰۱۰). برپایه این رابطه، اگر  $y_i^* > 0$  باشد، خانواده مورد نظر دارای امنیت غذایی است و اگر  $y_i^* \leq 0$  باشد، خانواده دچار ناامنی غذایی است. برپایه بررسی‌های فائو (۲۰۰۷)، کالری روزانه مورد نیاز هر فرد بالغ در ایران برای برقراری امنیت غذایی براساس مطالعات انستیتو تغذیه ایران، فائو و سازمان جهانی بهداشت، حدود ۲۴۰۰ کالری برآورد شده است. در مرحله آخر، به منظور شناسایی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای کشور، از مدل لاجیت استفاده می‌شود. در پژوهش پیش رو، متغیر وابسته، وقوع یا عدم وقوع امنیت غذایی است. الگوی لاجیت با استفاده از توزیع تجمعی لاجستیک به صورت زیر معرفی می‌شود (گرین<sup>۲</sup>، ۱۹۹۳):

$$\text{Prob}(y = 1) = \frac{e^{\beta'x}}{1 + e^{\beta'x}} = \Lambda(\beta'x) \quad (3)$$

1- Gebre

2- Greene



که در آن،  $e$  پایه لگاریتم طبیعی،  $X_i$  بردار متغیرهای توضیحی،  $\beta$  بردار پارامترهای برآوردی و  $\Lambda(\beta'x)$  تابع توزیع تجمعی لاجستیک را نشان می‌دهد. تفسیر ضریب برآورد شده در الگوی لاجیت بسیار بااهمیت است. تغییر در احتمال  $y_i = 1$  بر اثر تغییر یک واحدی در متغیر مستقل به نام اثر نهایی<sup>۱</sup> خوانده می‌شود. در الگوی لاجیت این اثر به ترتیب زیر محاسبه می‌شود (جاج، ۱۹۸۸):

$$ME^l = \frac{\partial P_i}{\partial x_k} = \frac{e^{(\beta'x)}}{(1 + e^{(\beta'x)})^2} \cdot \beta_k \quad (۴)$$

که در آن،  $ME^l$  اثر نهایی مدل لاجیت،  $P_i$  احتمال وقوع حادثه مورد نظر،  $X_i$  بردار متغیرهای توضیحی و  $\beta$  بردار پارامترهای برآوردی است. با استفاده از رابطه (۴)، کشش‌پذیری متغیر توضیحی  $k$  ام در الگوی لاجیت از رابطه (۵) به دست می‌آید:

$$E_k^l = \frac{\partial \Lambda(\beta'x)}{\partial x_k} \cdot \frac{x_k}{\Lambda(\beta'x)} = \frac{e^{\beta'x}}{(1 + e^{\beta'x})^2} \cdot \beta_k \cdot \frac{x_k}{\Lambda(\beta'x)} \quad (۵)$$

که در آن،  $E_k^l$  کشش‌پذیری متغیر توضیحی  $k$  ام در مدل لاجیت،  $X_k$  بردار متغیرهای توضیحی،  $\beta$  بردار پارامترهای برآوردی و  $\Lambda(0)$  تابع توزیع تجمعی لاجستیک است. بنابراین، مدل مورد استفاده در پژوهش پیش رو، با استناد به متغیرهای مؤثر بر امنیت غذایی که در ادبیات موضوع شناسایی شده‌اند، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Pr(FS = 0 \text{ or } = 1) = f(GEO, ST, DE, N, Ned, NOcc, Sex, Age, Edu, Occ, Mar, Home, Hb, ShF, DD, ShAgr, Incom, Prov) \quad (۶)$$

که در آن،  $FS$  وضعیت امنیت غذایی خانوار (خانوار دارای امنیت غذایی = ۱ و خانوار بدون امنیت غذایی = ۰)،  $GEO$  وضعیت جغرافیایی محل سکونت (شهرنشینی = ۱ و غیره = ۰)،  $ST$  متغیر مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها (پیش از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها = ۰ و پس از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها = ۱)،  $DE$  گروه درآمدی،  $N$  تعداد اعضای خانوار،  $Ned$  تعداد باسواد در خانوار،  $NOcc$  تعداد شاغلان در خانوار،

1- Marginal Effect

2- Judge

Sex جنسیت سرپرست خانوار (مرد=۱ و زن=۰)، Age سن سرپرست خانوار، Edu تحصیلات دانشگاهی سرپرست خانوار (دارای تحصیلات دانشگاهی=۱ و فاقد تحصیلات دانشگاهی=۰)، Occ وضعیت اشتغال سرپرست خانوار (سرپرست دارای شغل=۱ و سرپرست فاقد شغل=۰)، Mar وضعیت تأهل سرپرست خانوار (متاهل=۱ و مجرد=۰)، Home وضعیت منزل مسکونی خانوار (دارای منزل شخصی=۱ و غیره=۰)، Hb زیربنای منزل مسکونی، ShF سهم هزینه خوراک از مخارج خانوار، DD تنوع غذایی، ShAgr سهم درآمدهای کشاورزی از کل درآمد خانوار، Incom مخارج سرپرست خانوار و Prov متغیرهای مجازی استان‌های کشور است. در مطالعه حاضر، مدل (۶) به‌منظور آسیب‌شناسی امنیت غذایی خانوارهای کشور با استفاده از اطلاعات هزینه-درآمد خانوار مرکز آمار ایران، در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۴ و نرم‌افزار Stata تحلیل و ارزیابی می‌شود.

### ۳- نتایج و بحث

پیش از برآورد مدل لاجیت، ابتدا وضعیت آماری متغیرهای مجازی به سبب شناسایی اثر واقعی متغیر بر امنیت غذایی خانوارها، تحلیل و ارزیابی می‌شود. نتایج حاصل از بررسی آماری متغیرهای مجازی مدل لاجیت کل کشور در جدول شماره ۱، نشان داده شده است. از تعداد کل خانوارهای نمونه مناطق شهری کشور، ۶۵ درصد دارای امنیت غذایی و ۳۴/۷ درصد بدون امنیت غذایی‌اند. همچنین در مناطق روستایی، ۶۷ درصد خانوارها دارای امنیت غذایی و ۳۲/۸ درصد فاقد امنیت غذایی‌اند. از این‌رو، انتظار می‌رود، علامت متغیر منطقه در مدل پیش‌رو، منفی به‌دست آید. از سوی دیگر، ۳۷ درصد از خانوارهای نمونه مربوط به دوران پس از هدفمندسازی یارانه‌ها و ۳۲ درصد از خانوارهای نمونه برای دوران پیش از هدفمندسازی یارانه‌ها، بدون امنیت غذایی‌اند. بنابراین، به دلیل بیشتر بودن درصد ناامنی غذایی در دوران پس از هدفمندسازی یارانه‌ها، علامت انتظاری متغیر هدفمندسازی یارانه بر امنیت غذایی خانوارهای کشور منفی است.

همچنین بیشترین ناامنی غذایی در بین پنج گروه درآمدی مربوط به گروه اول درآمدی است که ۴۴ درصد از نمونه‌های مربوط به این گروه، بدون امنیت غذایی‌اند و با افزایش سطح مخارج تا گروه پنجم درآمدی (تجمع گروه‌های نهم و دهم)، درصد خانوارهای دچار ناامنی غذایی کاهش می‌یابد. با این حال، در گروه پنجم درآمدی با بالاترین سطح درآمد، همچنان ۲۹ درصد خانوارها دچار ناامنی غذایی‌اند که نشان می‌دهد، درآمد بیشتر الزاماً به برقراری امنیت غذایی منجر نشده است و عوامل دیگری نیز در ایجاد آن مؤثرند. از این رو، اگر گروه اول درآمدی به‌عنوان شاهد از مدل حذف و چهار گروه نسبت به گروه اول مقایسه شوند، باید دارای اثر مثبت در مدل باشند. بررسی متغیر جنسیت سرپرست خانوار نشان می‌دهد که در خانوارهای با سرپرست مرد، ۳۴ درصد و با سرپرست زن، ۳۰ درصد ناامنی غذایی برقرار است. بنابراین، زن بودن سرپرست خانوار بر امنیت غذایی خانوار اثر منفی خواهد داشت. همچنین متغیر تحصیلات دانشگاهی سرپرست خانوار نشان می‌دهد که از کل خانوارهایی که سرپرست آنان تحصیلات دانشگاهی دارند، ۳۴/۵ درصد و خانوارهای بدون تحصیلات دانشگاهی، ۳۳/۷ درصد ناامنی غذایی دارند. این موضوع اثر منفی تحصیلات دانشگاهی سرپرست خانوار را بر امنیت غذایی خانوار تأیید می‌کند.

جدول ۱- آماره‌های توصیفی متغیرهای مجازی در کل کشور

نام متغیر	وضعیت متغیر	دارای امنیت غذایی		فاقد امنیت غذایی (=۰)		اثر مورد انتظار بر امنیت
		تعداد	درصد	تعداد	درصد	
منطقه	شهری (=۱)	۷۵۲۵۰	۶۵/۳	۴۰۰۱۴	۳۴/۷	منفی
	روستایی (=۰)	۷۵۱۲۰	۶۷/۲	۳۶۶۸۱	۳۲/۸	
هدفمندسازی یارانه‌ها	پس (=۱)	۴۰۱۳۶	۶۲/۹	۲۳۶۹۳	۳۷/۱	منفی
	پیش (=۰)	۱۰۹۰۲۴	۶۷/۶	۵۲۲۸۴	۳۲/۴	
دهک	دهک اول=۱، سایر=۰	۴۷۵۰	۵۵/۷	۳۷۷۲	۴۴/۳	-
	دهک دوم و سوم=۱، سایر=۰	۱۲۰۴۵	۵۹/۳	۸۲۸۲	۴۰/۷	
	دهک چهارم و پنجم=۱، سایر=۰	۲۰۳۱۶	۶۲/۴	۱۲۲۴۷	۳۷/۶	
	دهک ششم، هفتم و هشتم=۱، سایر=۰	۵۹۹۷۸	۶۶/۳	۳۰۵۲۷	۳۳/۷	
	دهک نهم و دهم=۱، سایر=۰	۵۲۰۷۱	۷۱/۱	۲۱۱۴۹	۲۸/۹	
جنسیت سرپرست خانوار	مرد (=۱)	۱۳۴۲۸۲	۶۵/۹	۶۹۳۸۳	۳۴/۱	منفی
	زن (=۰)	۱۴۸۷۸	۶۹/۳	۶۵۹۴	۳۰/۷	

ادامه جدول ۱- آماره‌های توصیفی متغیرهای مجازی در کل کشور

نام متغیر	وضعیت متغیر	دارای امنیت غذایی		فاقد امنیت غذایی (=۰)		اثر مورد انتظار بر امنیت
		تعداد	درصد	تعداد	درصد	
تحصیلات دانشگاهی سرپرست خانوار	دارد (=۱)	۱۵۴۸۹	۶۵/۵	۸۱۵۱	۳۴/۵	منفی
	ندارد (=۰)	۱۳۳۶۷۱	۶۶/۳	۶۷۸۲۶	۳۳/۷	
وضعیت اشتغال سرپرست خانوار	شاغل (=۱)	۱۴۳۱۴۲	۶۶/۵	۷۲۱۴۶	۳۳/۵	مثبت
	بیکار (=۰)	۶۰۱۸	۶۱/۱	۳۸۳۱	۳۸/۹	
وضعیت تأهل سرپرست خانوار	متأهل (=۱)	۱۳۱۹۹۲	۶۵/۹	۶۸۲۰۶	۳۴/۱	منفی
	مجرد (=۰)	۱۷۱۶۸	۶۸/۸	۷۷۷۱	۳۱/۲	
وضعیت منزل مسکونی	شخصی (=۱)	۱۱۵۲۳۷	۶۶/۸	۵۷۲۵۵	۳۳/۲	مثبت
	غیر شخصی (=۰)	۳۳۹۲۳	۶۴/۴	۱۸۷۲۲	۳۵/۶	
استان	استان آذربایجان شرقی=۱، سایر=۰	۵۴۰۳	۷۲/۹	۲۰۱۳	۲۷/۱	مثبت
	استان آذربایجان غربی=۱، سایر=۰	۴۳۴۱	۷۴/۹	۱۴۵۲	۲۵/۱	مثبت
	استان اردبیل=۱، سایر=۰	۴۳۵۸	۸۴/۴	۸۰۴	۱۵/۶	مثبت
	استان اصفهان=۱، سایر=۰	۴۶۹۵	۵۶/۷	۳۵۸۵	۴۳/۳	مثبت
	استان ایلام=۱، سایر=۰	۴۰۴۴	۸۳/۹	۷۷۴	۱۶/۱	مثبت
	استان بوشهر=۱، سایر=۰	۴۰۱۹	۵۴/۷	۳۳۳۲	۴۵/۳	مثبت
	استان تهران=۱، سایر=۰	۸۴۳۲	۵۳/۴	۷۳۷۲	۴۶/۶	مثبت
	استان چهارمحال و بختیاری=۱، سایر=۰	۳۷۳۶	۶۰/۹	۲۴۰۲	۳۹/۱	مثبت
	استان خراسان جنوبی=۱، سایر=۰	۵۲۷۰	۸۴/۴	۹۷۶	۱۵/۶	مثبت
	استان خراسان رضوی=۱، سایر=۰	۶۷۱۰	۷۶/۴	۲۰۷۵	۲۳/۶	مثبت
	استان خراسان شمالی=۱، سایر=۰	۶۴۲۵	۷۴/۸	۲۱۶۳	۲۵/۲	مثبت
	استان خوزستان=۱، سایر=۰	۵۳۸۲	۷۸/۶	۱۴۶۴	۲۱/۴	مثبت
	استان	استان زنجان=۱، سایر=۰	۵۱۷۹	۷۷/۶	۱۴۹۹	۲۲/۴
استان سمنان=۱، سایر=۰		۳۴۳۹	۵۶/۶	۲۶۴۱	۴۳/۴	مثبت
استان سیستان و بلوچستان=۱، سایر=۰		۵۷۳۲	۷۲/۴	۲۱۸۶	۲۷/۶	مثبت
استان فارس=۱، سایر=۰		۵۸۷۰	۷۶/۸	۱۷۶۹	۲۳/۲	مثبت
استان قزوین=۱، سایر=۰		۴۱۸۹	۷۷/۳	۱۲۳۰	۲۲/۷	مثبت
استان قم=۱، سایر=۰		۳۶۸۱	۴۸/۸	۳۸۵۹	۵۱/۲	-
استان کردستان=۱، سایر=۰		۴۳۶۶	۷۵/۰	۱۴۵۸	۲۵/۰	مثبت
استان کرمان=۱، سایر=۰		۵۲۴۲	۶۹/۷	۲۲۸۴	۳۰/۳	مثبت
استان کرمانشاه=۱، سایر=۰		۵۶۲۶	۸۸/۸	۷۰۸	۱۱/۲	مثبت
استان کهگیلویه و بویراحمد=۱، سایر=۰		۳۶۲۸	۴۶/۱	۴۲۳۵	۵۳/۹	منفی
استان گلستان=۱، سایر=۰		۵۴۲۹	۵۶/۳	۴۲۲۰	۴۳/۷	مثبت
استان گیلان=۱، سایر=۰		۴۶۵۴	۵۷/۷	۳۴۰۵	۴۲/۳	مثبت

ادامه جدول ۱- آماره های توصیفی متغیرهای مجازی در کل کشور

نام متغیر	وضعیت متغیر	دارای امنیت غذایی		فاقد امنیت غذایی (=۰)		اثر مورد انتظار بر امنیت
		تعداد	درصد	تعداد	درصد	
استان لرستان=۱، سایر=۰	۳۷۳۳	۶۱/۹	۲۲۹۷	۳۸/۱	مثبت	
استان مازندران=۱، سایر=۰	۵۲۷۱	۶۳/۲	۳۰۷۰	۳۶/۸	مثبت	
استان مرکزی=۱، سایر=۰	۵۴۲۳	۶۷/۰	۲۶۶۶	۳۳/۰	مثبت	
استان هرمزگان=۱، سایر=۰	۴۵۳۰	۴۹/۲	۴۶۷۵	۵۰/۸	مثبت	
استان همدان=۱، سایر=۰	۵۷۸۷	۷۹/۶	۱۴۷۹	۲۰/۴	مثبت	
استان یزد=۱، سایر=۰	۴۵۶۶	۵۴/۰	۳۸۸۴	۴۶/۰	مثبت	

مأخذ: نتایج تحقیق.

بررسی متغیر اشتغال سرپرست خانوار در جدول شماره ۱، نشان می‌دهد، در خانوارهایی که سرپرست آنها شاغل هستند، ۶۶/۵ درصد از خانوارها دارای امنیت غذایی‌اند، اما در صورتی که سرپرست خانوار بیکار باشد، حدود ۶۱ درصد از خانوارها امنیت غذایی دارند. بنابراین، اشتغال سرپرست خانوار درصد خانوارهای دارای امنیت غذایی را افزایش می‌دهد و در نتیجه، اثر آن مثبت خواهد بود. آماره‌های توصیفی و اثر احتمالی سایر متغیرها نیز در جدول شماره ۱، گزارش شده است. همچنین اعداد مندرج در جدول شماره ۲، در زمینه درصد خانوارهای امن و ناامن در استان‌های کشور نشان می‌دهد که بیشترین ناامنی غذایی مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد و قم است، به طوری که ۵۳ درصد از کل خانوارهای نمونه استان کهگیلویه و بویراحمد و ۵۱ درصد از کل خانوارهای نمونه استان قم، دچار ناامنی غذایی‌اند. بنابراین، با توجه به اوضاع نامساعد استان قم در هر دو منطقه شهری و روستایی، این استان به‌عنوان استان شاهد از مدل حذف و امنیت غذایی همه استان‌ها نسبت به قم ارزیابی می‌شود.

آماره‌های توصیفی متغیرهای پیوسته مورد استفاده در مدل، در جدول شماره ۲، گزارش شده است. براساس نتایج این جدول، اختلاف معناداری بین میانگین همه متغیرهای پیوسته مورد استفاده در مدل وجود دارد و این موضوع نشان می‌دهد که وضعیت این متغیرها در خانوارهای با و بدون امنیت غذایی، با یکدیگر متفاوت است و می‌توان با بهبود برخی از آنها، شرایط تغذیه‌ای خانوار را ارتقا داد؛ برای مثال، متوسط بعد خانوار در خانوارهای دارای امنیت غذایی ۳/۶ نفر و در خانوارهای بدون امنیت غذایی ۳/۹ نفر است. بنابراین، متوسط بعد خانوار در

خانوارهای بدون امنیت غذایی بیشتر بوده که خود، نشان‌دهنده ارتباط معکوس بین بعد خانوار و امنیت غذایی است. بررسی جدول شماره ۳، نشان می‌دهد که متوسط تعداد افراد باسواد در خانوارهای بدون امنیت غذایی (۳/۳ نفر) بیش از خانوارهای دارای امنیت غذایی (۳/۰۳ نفر) است. بنابراین، ارتباط معکوس بین امنیت غذایی و تعداد افراد باسواد خانوار، دور از واقعیت نخواهد بود. مقدار متوسط متغیرهای سن سرپرست خانوار، زیربنای منزل، سهم هزینه خوراک، تنوع غذایی، سهم درآمدهای کشاورزی و مخارج خانوار در خانوارهای دارای امنیت غذایی بیش از خانوارهای بدون امنیت غذایی است و به عبارت دیگر، ارتباط مثبت بین این متغیرها و احتمال وجود امنیت غذایی خانوار پذیرفتنی خواهد بود. پس از بررسی وضعیت آماری متغیرهای مجازی و پیوسته مدل، در بخش بعد نتایج حاصل از برآورد مدل، تحلیل و ارزیابی می‌شود. جدول شماره ۴، نتایج حاصل از برآورد مدل لاجیت را به منظور بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای کشور نشان می‌دهد. آزمون نسبت راست‌نمایی<sup>۱</sup>، تابع راست‌نمایی را در حالت مقید با حالت بدون قید مقایسه می‌کند. آماره به دست آمده برای این آزمون در مدل ۵۱۰۲۴ است که نشان می‌دهد، تغییرات توضیح داده شده توسط این مدل در سطح کمتر از یک درصد معنادار است.

جدول ۲- آماره‌های توصیفی متغیرهای پیوسته در مناطق شهری و روستایی

آماره t	دارای امنیت غذایی (=1)			فاقد امنیت غذایی (=0)			نام متغیر	
	میانگین	حداکثر	حداقل	میانگین	حداکثر	حداقل		
۴۱/۱۱***	۳/۶	۲۲	۰/۷۴	۳/۹	۲۱/۱	۰/۷۴	بعد خانوار	میانگین
۴۱/۹۵***	۳/۰۳	۱۸	۰	۳/۳	۲۰	۰	تعداد باسواد در خانوار	
۱۳/۱۳***	۴۸/۴	۹۰	۱۵	۴۷/۶	۹۰	۱۵	سن سرپرست خانوار	
۶/۲۹**	۹۳/۵	۹۵۰	۲۰	۹۲/۲	۹۹۰	۱۹	زیربنای منزل	
۷۲/۴۷***	۳۴/۷	۹۵	۱۰	۳۰	۹۵/۳	۶	سهم هزینه‌ای خوراک	
۱۱۰***	۳۰/۸	۹۰	۱۰	۲۵/۷	۸۶	۸	تنوع غذایی	
۳۰/۳۷***	۱۰/۳	۱۰۰	۰	۷/۴	۱۰۰	۰	سهم درآمدهای کشاورزی	
۲۱/۸۶**	۸۱/۸×۱۰ <sup>۶</sup>	۲۶۳۰×۱۰ <sup>۶</sup>	۱۰×۱۰ <sup>۶</sup>	۷۴/۳×۱۰ <sup>۶</sup>	۵۹۸۰×۱۰ <sup>۶</sup>	۴×۱۰ <sup>۶</sup>	مخارج (ریال)	

مأخذ: نتایج تحقیق.

#### 1- Likelihood Ratio Test (LRT)

معیار خوبی برآزش که درصد صحت پیش‌بینی الگوست، نشان می‌دهد که ۷۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته با توجه به متغیرهای توضیحی، قابل پیش‌بینی است. اعداد جدول شماره ۳، نشان می‌دهد که بین شهرنشینی و امنیت غذایی خانوارهای کشور ارتباط معکوسی برقرار است. به عبارت دیگر، احتمال برقراری امنیت غذایی برای خانوارهایی که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، ۰/۹۵ برابر خانوارهای ساکن در مناطق روستایی است. با توجه به هزینه‌های زیاد زندگی در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی و ناتوانی خانوار در تأمین برخی از کالاهای مهم و اثرگذار بر جذب ریزمغذی‌های مورد نیاز بدن، این نتیجه دور از واقعیت نیست. بخش زیادی از ساکنان مناطق روستایی کشور، به فعالیت‌های کشاورزی مشغول هستند که با توجه به جایگاه معیشتی بخش کشاورزی در کشور، قسمت اعظمی از مواد مغذی مورد نیاز بدن، از همین تولیدات شخصی تأمین می‌شود. همچنین هزینه‌های گذران زندگی و سطح درآمد در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری کمتر است و با توجه به آنچه پیش‌تر توضیح داده شد، در خانوارهای با درآمد کمتر، سهم بیشتری از درآمد، صرف مصرف مواد غذایی و تغذیه اعضای خانوار شده است، بنابراین، امنیت غذایی بیشتر بهبود می‌یابد. همچنین در مناطق شهری، اثرهای مخرب آلودگی‌های آب‌وهوایی و زیست‌محیطی نسبت به مناطق روستایی بر بهداشت و سلامت جامعه و در نتیجه، توانایی جذب مواد مغذی بدن، انکارناپذیر است. به همین دلیل شعار سالروز جهانی بهداشت در سال ۲۰۱۰ میلادی (۱۳۸۹)، معطوف به توسعه شهری و سلامت و پیام کلیدی آن در اولویت قرار دادن سلامت در سیاست‌گذاری‌های شهری بوده است. اثر معکوس شهرنشینی بر امنیت غذایی خانوار در پژوهش میگوئو و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) برای آلبانی، آبدولای و آبورت<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) در تانزانیا، اوسو و همکاران (۲۰۱۱) در غنا، اسکیرس و جنسن<sup>۳</sup> (۱۹۷۹) در مناطق جنوب آمریکا و آدرین و دانیل<sup>۴</sup> (۱۹۷۶) برای آمریکا، اثبات

1- Migotto et al.

2- Abdulai and Auber

3- Scarce and Jensen

4- Adrin &amp; Daniel

شده است. اگرچه در برخی پژوهش‌ها مانند میگو تو و همکاران (۲۰۰۶) در ماداگاسکار، میشرا و رای<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) در ویتنام، آکین و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۸۳) در آمریکا، بین متغیر شهرنشینی و امنیت غذایی اثر مثبت وجود دارد.

اعداد جدول شماره ۳، نشان می‌دهد که بین متغیر هدفمندسازی یارانه‌ها و امنیت غذایی خانوارهای کشور ارتباط معکوسی برقرار است. به عبارت دیگر، احتمال برقراری امنیت غذایی برای خانوارها در دوره پس از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، ۰/۶۴ دوره زمانی پس از اجرای سیاست است. همچنین مقایسه پارامتر متغیرهای اثرگذار بر امنیت غذایی در مدل برآورد شده نشان می‌دهد که متغیر هدفمندسازی یارانه‌ها، بیشترین اثر معکوس را بر امنیت غذایی دارد. با اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، قیمت مواد غذایی افزایش و درآمد واقعی خانوارها کاهش یافته است. نتیجه این تغییرات، افزایش هزینه‌های زندگی و کاهش سهم هزینه‌های خوراک خانوارهاست. بنابراین، وضعیت خانوارها از لحاظ دسترسی به مواد غذایی به عنوان یکی از ابعاد امنیت غذا و تغذیه با توجه به کاهش سطح درآمد در شرایط نامناسبی قرار دارد. از سوی دیگر، قانون هدفمند کردن یارانه‌ها با آزادسازی تدریجی قیمت حامل‌های انرژی، هدف‌های گوناگونی را دنبال می‌کند که یکی از مهم‌ترین آنها، بهبود وضعیت رفاهی خانوارها (افزایش قدرت خرید خانوارهای کم‌درآمد) است. افزایش بهای انرژی در کشور چه به صورت تدریجی و چه به صورت کلی، گرایش مصرف‌کنندگان انرژی، هزینه‌های تولید و قیمت دیگر محصولات، غیر از انرژی را تحت تأثیر قرار داده است. همچنین قدرت رقابت (نسبی و مطلق) تولیدکنندگان داخلی را در مقابل تولیدکنندگان کالاها و خدماتی که تولیداتشان انرژی کمتر یا بیشتری را دربر می‌گیرد، تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، انتظار می‌رود، قیمت زیاد انرژی، مخارج زندگی را برای تمام خانواده‌های شهری و روستایی، چه فقیر و چه ثروتمند، افزایش دهد. این اصلاحات انرژی بر مخارج زندگی و رفاه خانوار، آثار مستقیم

1- Mishra & Ray

2- Akin et al.



و غیرمستقیمی دارد. همچنین قیمت‌های بیشتر انرژی، اولویت را به کالاها و خدماتی می‌دهد که کمتر نیازمند صرف انرژی هستند. این موضوع به تغییر در سبد مصرف‌کنندگان خانگی منجر شده و در نهایت، بر امنیت غذایی آنان اثر منفی داشته است.

ضریب مثبت و قابل انتظار گروه‌های درآمدی دوم تا پنجم در مدل امنیت غذایی نشان می‌دهد، خانوارهایی که در این گروه‌های درآمدی قرار دارند، نسبت به گروه اول درآمدی، از احتمال بیشتری برای برقراری امنیت غذایی برخوردارند. آماره احتمالاتی محاسبه شده برای متغیر گروه‌های درآمدی نیز نشان می‌دهد که ضرایب حاصل، در سطح کمتر از ۱۰ درصد بیشترین سطح احتمال مربوط به گروه پنجم درآمدی است. ضریب  $2/45$  برای  $EXP(\beta)$  متغیر گروه پنجم درآمدی نشان می‌دهد که احتمال وجود امنیت غذایی برای خانوارهایی که در این گروه درآمدی‌اند،  $2/45$  برابر خانواری است که در دیگر گروه‌های درآمدی قرار دارند.

اثر نهایی متغیر تعداد اعضای خانوار در مدل شهری  $0/297-$  بوده و دارای اثر منفی و معناداری بر احتمال برقراری امنیت غذایی است که این ارتباط معکوس در پژوهش میگوئو و همکاران (۲۰۰۵) برای ماداگاسکار، پرایس و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) برای آمریکا، باباتوند و کایم (۲۰۱۰) و آکرل (۲۰۱۱) در نیجریه، آبدولای و آبورت (۲۰۰۴) در تانزانیا، آکین و همکاران (۱۹۸۳) در آمریکا، فلک و همکاران (۲۰۰۵) در ائیوپی و گایها و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۳) در هند به اثبات رسیده است. هرچند در برخی از پژوهش‌ها مانند اوسو و همکاران (۲۰۱۱) در غنا، اسکیرس و جنسن (۱۹۷۹) در جنوب آمریکا، آبدو و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) در ائیوپی، میگوئو و همکاران (۲۰۰۶) برای آلبانی این ارتباط مثبت گزارش شده است. همچنین در پژوهش آنریکوئز و همکاران (۲۰۱۳) ارتباط مثبت بین این دو متغیر در مناطق شهری کشورهای گواتمالا، کنیا، مالاوی و تاجیکستان و مناطق روستایی کشورهای کنیا و

---

1- Price et al.

2- Gaiha et al.

3- Abebaw et al.

مالاوی اثبات شده است. اگرچه در همین پژوهش، بین بعد خانوار و امنیت غذایی در مناطق شهری کشورهای بنگلادش، کامبوج، نپال و ویتنام و مناطق روستایی کشورهای کنیا و مالاوی ارتباط مثبت تأیید شده است. با افزایش تعداد اعضای خانوار، سهم افراد از مصرف مواد غذایی کاهش یافته و افراد در خانوارهای پرجمعیت از ریسک بالاتری در دریافت مواد مغذی نسبت به خانوارهای کوچک‌تر قرار دارند. در ادامه، احتمال دریافت حداقل انرژی لازم برای فعالیت روزانه و به دنبال آن، احتمال برقراری امنیت غذایی کاهش می‌یابد.

اثر نهایی متغیر تعداد افراد باسواد در مدل ۰/۰۲۱- است. این موضوع نشان می‌دهد که با افزایش هر یک نفر محصل در سطح خانوارها، احتمال برقراری امنیت غذایی ۰/۰۲۱ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به هزینه‌های زیاد تحصیل، افزایش تعداد محصل در خانوارها بر امنیت غذایی خانوار اثر منفی دارد.

اعداد جدول شماره ۳، نشان می‌دهد که اثر نهایی متغیر تعداد افراد شاغل خانوار در مدل ۰/۰۷۱ محاسبه شد که از لحاظ آماری در سطح کمتر از یک درصد معنادار است. از این رو، با افزایش هر یک نفر شاغل در سطح خانوار، احتمال برقراری امنیت غذایی ۰/۰۷۱ درصد افزایش می‌یابد. افزایش تعداد افراد شاغل در خانوار به افزایش سطح درآمد و دسترسی بهتر به غذا به‌عنوان یکی از ابعاد برقراری امنیت غذایی منجر می‌شود. از این رو، ارتباط مثبت بین تعداد افراد شاغل و احتمال برقراری امنیت غذایی، دور از واقعیت نیست.

بررسی ضریب  $EXP(\beta)$  متغیر جنسیت سرپرست خانوار نشان می‌دهد که در خانوارهای با سرپرست مرد، احتمال برقراری امنیت غذایی ۰/۸۹ برابر خانوارهایی است که سرپرستی آنها برعهده زن است. این موضوع نشان می‌دهد که ترکیب مواد غذایی و انتخاب صحیح آنها در خانوارهای با سرپرست زن، بیشتر مورد توجه قرار گرفته و در بیشتر خانوارها، زن در تغذیه کودکان و اعضای خانوار نقش اساسی دارد (هیمن و لوونگارت<sup>۱</sup>،

۲۰۱۴). البته تأثیر منفی سرپرستی مرد در خانوارها بر امنیت غذایی در پژوهش‌هایی مانند باباتوند و کایم (۲۰۱۰)، میگوتو و همکاران (۲۰۰۶)، آباو و همکاران (۲۰۱۰) و روبن و وان دن برگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) و همچنین تأثیر مثبت سرپرستی زن در خانوارها بر امنیت غذایی در پژوهش آنریکوئز و همکاران (۲۰۱۳) در کشورهای کامبوج، کنیا، مالاوی، تاجیکستان و نپال به اثبات رسیده است.

بررسی اثر نهایی متغیر سن سرپرست خانوار نشان می‌دهد که با افزایش هر سال در سن سرپرست خانوار، احتمال برقراری امنیت غذایی افزایش می‌یابد و مقدار این اثر ۰/۰۰۲ است. با افزایش سن سرپرست، تجربه و سطح آگاهی از ترکیب مواد غذایی و کیفیت کالاهای مصرفی در سطح خانوار افزایش می‌یابد و این آگاهی و دانش از کیفیت و انتخاب درست مواد مورد نیاز تغذیه بسیار اهمیت دارد. همچنین با توجه به این موضوع که در سنین بالاتر، بخش اعظمی از نیازهای مورد نیاز خانوار در سال‌های پیش‌تر تأمین شده و تمرکز افراد در سنین بالاتر، بیشتر بر تغذیه و زندگی سالم‌تر است، این نتیجه دور از ذهن نیست. ارتباط مثبت بین سن سرپرست خانوار و افزایش احتمال برقراری امنیت غذایی در پژوهش آکرل (۲۰۱۱)، اوسو و همکاران (۲۰۱۱)، آباو و همکاران (۲۰۱۰)، آبدولای و آبورت (۲۰۰۴)، آرومولاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۴)، رمضان<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) و میگوتو و همکاران (۲۰۰۶) در آلبانی و آنریکوئز و همکاران (۲۰۱۳) در کشورهای بنگلادش، کامبوج، کنیا و مالاوی تأیید شده است. اگرچه در برخی از پژوهش‌ها مانند میگوتو و همکاران (۲۰۰۶) در ماداگاسکار، بهرمن و دولالیکار<sup>۴</sup> (۱۹۹۰) در مناطق روستایی هند و کوک و همکاران (۲۰۱۳) در آفریقای جنوبی، این ارتباط، معکوس گزارش شده است.

از سوی دیگر، بررسی متغیر تحصیلات دانشگاهی سرپرست خانوار، نشان می‌دهد که اثر این متغیر در مدل منفی بوده و اثر نهایی این متغیر، ۰/۰۴۳- است. بررسی ضریب  $EXP(\beta)$  متغیر

1- Ruben and Van Den Berg

2- Aromolaran

3- Rmezani

4- Bahrman & Deolalikar

تحصیلات دانشگاهی نشان می‌دهد که در خانوارهای با سرپرست دارای تحصیلات دانشگاهی، احتمال برقراری امنیت غذایی ۰/۸۲ برابر خانوارهایی است که سرپرست، بدون تحصیلات دانشگاهی است. با توجه به وجود گستردگی ارتباطات و وضعیت دانش تغذیه، تحصیلات دانشگاهی، به بهبود امنیت غذایی منجر نشده و ممکن است به دلیل هزینه صرف شده در دستیابی به مقاطع بالای دانشگاهی، زمان لازم برای تمرکز بر تغذیه خانوار و تأمین مواد غذایی مورد نیاز وجود نداشته باشد و در نهایت، به کاهش امنیت غذایی خانوار منجر شود. اثر معکوس تحصیلات سرپرست بر امنیت غذایی خانوارها در پژوهش گایها و همکاران (۲۰۱۳)، رمضان (۱۹۹۵)، اسکیرس و جنسن (۱۹۷۹)، آکرل (۲۰۱۱) و همچنین در پژوهش آنریکوئز و همکاران (۲۰۱۳)، برای کشورهای تاجیکستان و ویتنام اثبات شده است. همچنین در پژوهش اوسو و همکاران (۲۰۱۱)، میگوتو و همکاران (۲۰۰۵) و پژوهش آنریکوئز و همکاران (۲۰۱۳) در کشورهای کامبوج، گوآتمالا، کنیا، نپال، تاجیکستان و ویتنام، ارتباط مثبت بین تحصیلات سرپرست خانوار و امنیت غذایی در مناطق روستایی تأیید شده است. یادآوری می‌شود که در پژوهش گایها و همکاران (۲۰۱۳) برای هند و آنریکوئز و همکاران (۲۰۱۳) برای کشورهای بنگلادش و مالاوی، اثر معکوس بین تحصیلات سرپرست و امنیت غذایی در مناطق روستایی وجود دارد. برخی پژوهش‌ها مانند آبدولای و آبورت (۲۰۰۴)، باباتوند و کایم (۲۰۱۳) و همچنین آنریکوئز و همکاران (۲۰۱۳) برای کشورهای گوآتمالا و تاجیکستان با استفاده از ترکیب داده‌های شهری و روستایی، اثر معکوس بین تحصیلات سرپرست و امنیت غذایی خانوار را نشان داده‌اند.

بررسی ضریب  $EXP(\beta)$  متغیر اشتغال سرپرست خانوار نشان می‌دهد که در خانوارهای با سرپرست دارای اشتغال، احتمال برقراری امنیت غذایی ۱/۰۱ برابر خانوارهایی است که سرپرست، شغلی ندارد. همچنین متغیرهای زیربنای منزل و شخصی بودن منزل مسکونی به‌عنوان متغیرهای نشان‌دهنده ثروت خانوار، براساس انتظار، دارای اثر مثبت و معنادار بر امنیت غذایی خانوارهاست. این موضوع به دلیل کاهش هزینه‌های اجاره و رهن است که در پژوهش آبداو و همکاران (۲۰۱۰) و میگوتو و همکاران (۲۰۰۶) تأیید شده است.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل Logit برای بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای کل کشور

متغیر	ضریب	انحراف آماره Z	سطح	اثر نهایی	کشش	EXP( $\beta$ )
<b>متغیر منطقه‌ای</b>						
وضعیت شهرنشینی (شهری=۱)	-۰/۰۵۱	-۰/۰۱۲	-۴/۰۹	-۰/۰۰۰	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۸
<b>متغیر سیاست‌های دولت</b>						
هدف‌مندی سازی یارانه‌ها (پس=۱، پیش=۰)	-۰/۴۵۱	-۰/۰۱۴	-۳۱/۱۶	-۰/۰۰۰	-۰/۰۹۷	-۰/۰۳۹
<b>متغیرهای توزیع درآمد</b>						
گروه دوم (دهک ۲ و ۳، سایر=۰)	۰/۲۸۴	۰/۰۳۰	۹/۵۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۵۶	۰/۰۰۸
گروه سوم (دهک ۴ و ۵، سایر=۰)	۰/۴۷۲	۰/۰۲۹	۱۶/۲۵	-۰/۰۰۰	۰/۰۹۱	۰/۰۲۰
گروه چهارم (دهک ۶، ۷ و ۸، سایر=۰)	۰/۶۹۰	۰/۰۲۹	۲۳/۹۸	-۰/۰۰۰	۰/۱۳۹	۰/۰۸۲
گروه پنجم (دهک ۹ و ۱۰، سایر=۰)	۰/۸۹۷	۰/۰۳۳	۲۷/۲۰	-۰/۰۰۰	۰/۱۷۴	۰/۰۸۶
<b>متغیرهای ویژگی خانوار</b>						
تعداد اعضای خانوار	-۰/۲۹۷	-۰/۰۰۷	-۴۵/۱۵	-۰/۰۰۰	-۰/۰۶۲	-۰/۳۲۵
تعداد باسواد در خانوار	-۰/۱۰۲	-۰/۰۰۶	-۱۶/۴۷	-۰/۰۰۰	-۰/۰۲۱	-۰/۰۹۵
تعداد شاغلان در خانوار	۰/۰۷۱	۰/۰۰۶	۱۰/۸۳	-۰/۰۰۰	۰/۰۱۴	۰/۰۲۵
جنس سرپرست خانوار (مرد=۱، زن=۰)	-۰/۱۱۷	-۰/۰۲۷	-۴/۲۹	-۰/۰۰۰	-۰/۰۲۴	-۰/۰۳۱
سن سرپرست خانوار	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰۴	۲۰/۱۹	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۱۱۲
تحصیلات دانشگاهی سرپرست خانوار	-۰/۱۹۹	-۰/۰۱۷	-۱۱/۴۹	-۰/۰۰۰	-۰/۰۴۳	-۰/۰۰۶
وضعیت اشتغال سرپرست خانوار	۰/۰۱۰	۰/۰۲۴	۰/۴۰	-۰/۶۸۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳
وضعیت تأهل سرپرست خانوار	-۰/۲۳۸	-۰/۰۲۶	-۹/۲۷	-۰/۰۰۰	-۰/۰۴۸	-۰/۰۶۳
<b>متغیرهای ثروت و دارایی خانوار</b>						
وضعیت منزل مسکونی	۰/۰۱۹	۰/۰۱۳	۱/۴۰	-۰/۱۶۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴
زیربنای منزل	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۹/۰۵	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۳۲
<b>متغیرهای درآمد و معیشت خانوار</b>						
سهم خوراک خانوار	۰/۰۳۷	۰/۰۰۰۵	۷۷/۰۱	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۳۶۸
تنوع غذایی	۰/۰۷۴	۰/۰۰۰۷	۱۰۶/۳۴	-۰/۰۰۰	۰/۰۱۵	۰/۶۴۰
سهم درآمدهای کشاورزی از کل درآمد	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۱۰/۷۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸
مخارج خانوار	۲/۴×۱	۰/۱۲×	۱۹/۵۷	-۰/۰۰۰	۰/۵۰×۱۰	۰/۰۵۷
<b>متغیرهای وضعیت جغرافیایی خانوار</b>						
استان آذربایجان شرقی	۱/۱۴۱	۰/۰۳۷	۳۱/۰۷	-۰/۰۰۰	۰/۱۸۲	۰/۰۱۱
استان آذربایجان غربی	۱/۲۴۸	۰/۰۴۰	۳۱/۰۸	-۰/۰۰۰	۰/۱۹۲	۰/۰۰۹
استان اردبیل	۱/۴۴۱	۰/۰۴۷	۳۰/۶۷	-۰/۰۰۰	۰/۲۱۰	۰/۰۱۰
استان اصفهان	۰/۱۱۸	۰/۰۳۴	۳/۴۹	-۰/۰۰۰	۰/۰۲۵	۰/۰۰۱

ادامه جدول ۳- نتایج برآورد مدل Logit برای بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای کل کشور

متغیر	ضریب	انحراف	آماره Z	سطح	اثر	کشش	EXP( $\beta$ )
استان خوزستان	۰/۸۶۲	-۰/۰۴۰	۲۱/۷۶	-/۰۰۰	-/۱۴۸	۰/۰۰۸	۲/۳۷
استان زنجان	۰/۷۱۷	-۰/۰۳۹	۱۸/۴۱	-/۰۰۰	-/۱۳۷	۰/۰۰۶	۲/۰۵
استان سمنان	۰/۳۵۷	-۰/۰۳۷	۹/۷۴	-/۰۰۰	-/۰۶۹	۰/۰۰۳	۱/۴۳
استان سیستان و بلوچستان	۱/۴۱۱	-۰/۰۲۷	۳۸/۲۹	-/۰۰۰	-/۲۰۹	۰/۰۱۵	۴/۱۰
استان فارس	۰/۶۵۴	-۰/۰۳۷	۱۷/۴۵	-/۰۰۰	-/۱۱۸	۰/۰۰۷	۱/۹۲
استان قزوین	۰/۹۷۷	-۰/۰۴۱	۲۳/۶۰	-/۰۰۰	-/۱۶۲	۰/۰۰۷	۲/۶۶
استان کردستان	۰/۵۹۱	-۰/۰۴۰	۱۴/۸۸	-/۰۰۰	-/۱۰۸	۰/۰۰۴	۱/۸۱
استان کرمان	۱/۰۱۹	-۰/۰۳۶	۲۸/۴۸	-/۰۰۰	-/۱۶۸	۰/۰۱۰	۲/۷۷
استان کرمانشاه	۲/۱۳۵	-۰/۰۴۸	۴۴/۷۴	-/۰۰۰	-/۲۵۹	۰/۰۱۸	۸/۴۶
استان کهگیلویه و بویراحمد	-۰/۴۶۱	-۰/۰۳۴	-۱۳/۵۴	-/۰۰۰	-/۱۰۴	-۰/۰۰۵	۰/۶۳
استان گلستان	۰/۰۷۴	-۰/۰۳۲	۲/۳۰	-/۰۲۱	-/۰۱۵	۰/۰۰۱	۱/۰۸
استان گیلان	۰/۴۲۳	-۰/۰۳۴	۱۲/۳۷	-/۰۰۰	-/۰۹۵	۰/۰۰۴	۱/۵۲
استان لرستان	۰/۲۵۷	-۰/۰۳۷	۶/۹۷	-/۰۰۰	-/۰۵۱	۰/۰۰۲	۱/۲۹
استان مازندران	۰/۴۷۱	-۰/۰۳۵	۱۳/۵۷	-/۰۰۰	-/۱۰۶	۰/۰۰۵	۱/۶۰
استان مرکزی	۰/۴۵۶	-۰/۰۳۵	۱۳/۱۰	-/۰۰۰	-/۰۸۶	۰/۰۰۵	۱/۵۸
استان هرمزگان	۰/۸۶۷	-۰/۰۳۳	۲۶/۰۹	-/۰۰۰	-/۲۰۳	۰/۰۱۰	۲/۳۷
استان همدان	۱/۳۸۱	-۰/۰۳۹	۳۵/۷۶	-/۰۰۰	-/۲۰۶	۰/۰۱۳	۳/۹۸
استان یزد	۰/۲۳۶	-۰/۰۳۴	۷/۰۵	-/۰۰۰	-/۰۴۷	۰/۰۰۳	۱/۲۷
استان ایلام	۱/۳۲۷	-۰/۰۴۸	۲۷/۷۰	-/۰۰۰	-/۱۹۹	۰/۰۰۸	۳/۷۷
استان بوشهر	۰/۳۵۳	-۰/۰۳۵	۱۰/۱۸	-/۰۰۰	-/۰۷۸	۰/۰۰۳	۱/۴۲
استان تهران	۰/۱۱۲	-۰/۰۳۹	۳/۸۵	-/۰۰۰	-/۰۲۴	۰/۰۰۲	۱/۱۸
استان چهارمحال و بختیاری	۰/۴۳۴	-۰/۰۳۷	۱۱/۷۷	-/۰۰۰	-/۰۹۷	۰/۰۰۳	۱/۵۴
استان خراسان جنوبی	۱/۵۷۱	-۰/۰۴۴	۳۶/۰۴	-/۰۰۰	-/۲۲۲	۰/۰۱۳	۴/۸۱
استان خراسان رضوی	۱/۰۶۷	-۰/۰۳۶	۲۹/۹۴	-/۰۰۰	-/۱۷۴	۰/۰۱۲	۲/۹۱
استان خراسان شمالی	۱/۰۵۳	-۰/۰۳۵	۲۹/۸۲	-/۰۰۰	-/۱۷۲	۰/۰۱۲	۲/۸۷
<b>متغیرهای مجازی زمان</b>							
متغیر مجازی سال ۱۳۸۴	۱/۹۱۴	-۰/۰۲۶	۷۲/۸۹	-/۰۰۰	-/۲۵۷	۰/۰۴۷	۶/۷۸
متغیر مجازی سال ۱۳۸۵	۱/۳۷۶	-۰/۰۲۲	۶۰/۸۶	-/۰۰۰	-/۲۱۳	۰/۰۴۱	۳/۹۶
متغیر مجازی سال ۱۳۸۶	۱/۲۴۲	-۰/۰۲۲	۵۵/۷۲	-/۰۰۰	-/۱۹۸	۰/۰۳۷	۳/۴۶
متغیر مجازی سال ۱۳۸۷	۰/۳۶۹	-۰/۰۱۸	۱۹/۵۵	-/۰۰۰	-/۰۷۱	۰/۰۱۵	۱/۴۴
متغیر مجازی سال ۱۳۸۸	۰/۳۰۱	-۰/۰۱۹	۱۵/۹۱	-/۰۰۰	-/۰۵۹	۰/۰۱۱	۱/۳۵
عرض از مبدأ	-۲/۴۴۲	-۰/۰۵۱	-۴۸/۲۱	-/۰۰۰	-	-	-۰/۰۹
Log likelihood= -۱۱۴۰۹۴				R <sup>2</sup> Pseudo=۰/۲۰			
LR Chi2= ۵۹۶۹۰/۵۶				Prob= ۰/۰۰۰			

مأخذ: نتایج تحقیق.

بررسی متغیر سهم هزینه‌ای خوراک نشان می‌دهد که کشش این متغیر ۰/۳۶ است. بدین معنا که در صورت افزایش یک درصدی هزینه خوراک در مناطق شهری، احتمال برقراری امنیت غذایی ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد. بالا بودن مقدار کشش این متغیر نشان می‌دهد که سهم هزینه خوراک از کل هزینه خانوار جایگاه ویژه‌ای در تأمین امنیت غذایی خانوار دارد. افزایش در سهم هزینه خوراک، به دلیل بهبود وضعیت معیشتی و تغذیه از اهمیت بیشتری برخوردار است و به بهبود امنیت غذایی خانوار منجر می‌شود.

همچنین کشش ۰/۶۴ متغیر تنوع غذایی در مدل نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در تنوع غذایی خانوار، امنیت غذایی ۰/۶۴ درصد افزایش می‌یابد. در بین همه متغیرهای مدل، این متغیر دارای بالاترین کشش بوده که نشان‌دهنده اهمیت و جایگاه تنوع غذایی در تأمین امنیت غذایی خانوار است. هر قدر تعداد کالاهای مصرفی خانوار افزایش یابد، امکان تهیه مواد غذایی ترکیبی با محتوای انرژی بیشتر و در نتیجه، تأمین امنیت غذایی خانوار میسر می‌شود.

متغیر سهم درآمدهای کشاورزی بر امنیت غذایی اثر مثبت و معناداری داشته و کشش آن ۰/۰۰۸ است. بنابراین، یک درصد افزایش در سهم درآمدهای کشاورزی از کل درآمد خانوار، احتمال برقراری امنیت غذایی را ۰/۰۰۸ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به این موضوع که شغل و حرفه اصلی خانوارهای مناطق روستایی، کشاورزی است و بخش اعظمی از درآمدهای معیشتی خانوارهای این مناطق از این راه به دست می‌آید، بنابراین، اثر مثبت این نوع درآمدها بر امنیت غذایی خانوار دور از واقعیت نیست. البته اثر مثبت درآمدهای کشاورزی بر بهبود وضعیت امنیت غذایی در پژوهش‌هایی مانند باباتوند و کایم (۲۰۱۰)، فلک و همکاران (۲۰۰۵)، آبدولای و آبورت (۲۰۰۴)، روبن و وان دن برگ (۲۰۰۱)، و آکرل (۲۰۱۱)، تأیید شده است.

بررسی متغیر مخارج خانوار نشان می‌دهد که اثر این متغیر بر امنیت غذایی خانوارها همان‌طور که انتظار می‌رود، مثبت و معنادار است. براساس این، در صورت افزایش یک درصدی در سطح مخارج خانوار، احتمال برقراری امنیت غذایی ۰/۰۵۷ درصد افزایش

می‌یابد. برخلاف تصور اولیه از این موضوع که مخارج مهم‌ترین متغیر در تعیین و برقراری امنیت غذایی خانوار به شمار می‌رود، اعداد جدول نشان می‌دهد که متغیرهایی مانند سهم خوراک، تنوع غذایی، وضعیت تأهل، سن سرپرست، تعداد اعضای خانوار و تعداد افراد باسواد، متغیرهایی مهم‌تر از آن به شمار می‌آیند. بنابراین، پافشاری بر سیاست‌های درآمدی به منظور تأمین امنیت غذایی خانوارهای کشور، به‌عنوان راهکاری همیشگی و باثبات پذیرفتنی نبوده و نیازمند بازنگری و تمرکز بر دیگر عوامل اثرگذار بر امنیت غذایی است. در نهایت، بررسی متغیرهای مجازی استان‌های کشور نشان می‌دهد که همه استان‌های کشور به جز استان کهگیلویه و بویراحمد در مورد وجود امنیت غذایی نسبت به استان شاهد (استان قم) وضعیت به مراتب مناسب‌تری دارند. نتایج نشان می‌دهد که احتمال وجود امنیت غذایی برای خانوارهای ساکن در استان کرمانشاه نسبت به خانوارهای استان قم، ۸ برابر است که در این شرایط، استان کرمانشاه بیشترین آماره EXP را دارد.

#### ۴- پیشنهادها

در پژوهش حاضر، به منظور بررسی اثر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی کشور، یک فرآیند گام به گام تعریف شد تا امکان استفاده از آن به صورت کاربردی، برای سیاست‌گذاری ارزیابی شود. از این رو، ابتدا مقادیر مصرف اقلام خوراکی خانوار از اطلاعات هزینه-درآمد مرکز آمار استخراج شد. در ادامه، محتوای انرژی هر ۱۰۰ گرم از اقلام خوراکی با استفاده از اطلاعات ماتریس عملکرد تغذیه‌ای انستیتو تغذیه استخراج و در نهایت، انرژی دریافتی کل خانوار برآورد شد. برای محاسبه انرژی دریافتی یک فرد بالغ، سن تعدیل شده اعضای خانوار محاسبه شد. در نهایت، با شناسایی خانوارهای امن و ناامن غذایی از راه مقایسه انرژی دریافتی فرد بالغ با حد آستانه انرژی مورد نیاز بدن برای برقراری امنیت غذایی، مدل لوجیت برای بررسی اثر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای کشور برآورد شد. از این رو، پیشنهادها



زیر برای بهبود وضعیت امنیت غذایی خانوارهای کشور، براساس یافته‌های پژوهش ارایه می‌شود:

همان‌طور که نتایج نشان داد، وضع موجود اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، بر امنیت غذایی خانوارهای کشور اثر منفی داشته است و با هیچ‌یک از اهداف برقراری امنیت غذایی طراحی شده مانند دسترسی به غذا با توجه به سطح مخارج و هزینه‌های خوراک تطابق و همخوانی ندارد. براساس نتایج، پس از اجرای قانون هدفمندکردن یارانه‌ها، قدرت خرید و امنیت غذایی خانوارهای شهری نسبت به خانوارهای روستایی کاهش بیشتری داشته است که این موضوع، به معنای موفقیت قانون نیست، زیرا تنها زندگی در مناطق شهرنشین کشور به معنای وضعیت بهتر زندگی و سلامت تغذیه نیست و کاهش قدرت خرید این گروه از خانوارها در مقایسه با خانوارهای روستایی نشان از بهبود توزیع درآمد ندارد، عکس این مطلب نیز در خصوص خانوارهای روستایی مصداق می‌یابد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود، نظام کنونی اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها به‌منظور برقراری امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی کشور مورد بازنگری قرار گیرد. از این رو، با توجه به الگوی متفاوت غذایی و منابع مختلف تأمین انرژی برحسب کیفیت در استان‌های کشور، حمایت‌ها متناسب با کمبودها در شرایط جغرافیایی مختلف باشد.

همچنین با توجه به شناسایی عوامل مؤثر بر کاهش و افزایش امنیت غذایی خانوارها در کشور در الگوی تدوین شده پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود، عوامل مؤثر بر ارتقای سطح امنیت غذایی خانوار مورد توجه قرار گیرد، زیرا در این شرایط، اجرای سیاست‌های جبران درآمد به‌عنوان تنها راهکار بهبود وضعیت امنیت غذایی خانوارها مد نظر قرار ندارد و امکان افزایش احتمال برقراری امنیت غذایی با استفاده از سایر عوامل تحت کنترل خانوار میسر می‌شود؛ به‌طور مثال، تأکید بر تدوین سند تسهیل دستیابی خانوار به مسکن، گسترش انواع شغل و افزایش و بهبود وضعیت اشتغال و آشنایی خانوارها با تنوع غذایی و ترکیب‌های مختلف مواد غذایی برای بهره‌برداری و استفاده درست از مواد اولیه غذایی به‌عنوان یکی از ابعاد مهم امنیت غذایی، از این نوع سیاست‌ها به شمار می‌رود.

از سوی دیگر، با توجه به اثر مثبت درآمدهای کشاورزی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر احتمال برقراری امنیت غذایی، پیشنهاد می‌شود، به‌منظور تأمین امنیت غذا و درمان و ایجاد ذخایر راهبردی با تأکید بر افزایش کمی و کیفی تولیدات بخش کشاورزی به‌عنوان یکی از اهداف مهم سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی، سیاست‌های لازم مانند ارایه بسته‌های حمایتی مانند ارایه سبد کالایی مناسب برای حمایت از امنیت غذا و تغذیه خانوارهای با سهم بالای درآمدهای کشاورزی که به‌طور کلی جزء اقشار ضعیف جامعه به‌شمار می‌آیند، تدوین و به‌عنوان اصول پیشنهادی در برنامه‌های توسعه و بودجه سالانه کشور ارایه شوند.

## منابع

- پیرایی، خسرو و سید بهروز سیف (۱۳۸۹)، «تأثیر هدفمندسازی یارانه‌ها بر رفاه اجتماعی در ایران»، *مجله پژوهشنامه مالیات*، دوره جدید، شماره نهم، صص ۸۲-۶۱.
- حیدری، خلیل، حسین کاوند و زورار پرمه (۱۳۸۶)، «تأثیر کاهش یارانه غذایی بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی»، *فصلنامه علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال ششم، شماره ۲۴، صص ۱۷۵-۱۵۹.
- رحیمی، عباس و عباس کلانتری (۱۳۸۱)، «تحلیل و بررسی اقتصاد یارانه»، *مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی*، تهران.
- Abdulai, A., and Aubert, D. (2004), "Nonparametric and Parametric Analysis of Calorie in Tanzania", *Food Policy*, Vol. 29, pp. 113-129.
- Abebaw, D., Yibeltal, F., and Belay, K. (2010), "The Impact of a Food Security Program on Household Food Consumption in Northwestern Ethiopia: A Matching Estimator Approach", *Food Policy* 35 (2010) pp.286-293.
- Adrin, J., and Daniel, R. (1976), "Impact of Socioeconomic Factors on Consumption of Selected Food Nutrients in the United States", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 58, No. 1 (Feb., 1976), pp. 31-38.
- Akerele, D. (2011), "Intra-household Food Distribution Patterns and Calorie Inadequacy in South-Western Nigeria", *Journal of Consumer Studies* 35. pp. 545-551
- Akin, J. S., Guilkey, D. K., and Popkin, B. M. (1983), "The School Lunch Program and Nutrient Intake: A Switching Regression Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 65, No. 3 (Aug., 1983), pp. 477-485.
- Anriquez, G., Daidone, S., and Mane, E. (2013), "Rising Food Prices and Undernourishment: A Cross-Country Inquiry", *Food Policy* 38, pp. 190-202.

- Armolaran, A. B. (2004), "Household Income, Women's Income Share and Food Calorie Intake in South Western Nigeria", *Food Policy*, Vol. 29, pp. 507-530.
- Babatunde, R. O., & Qaim, M. (2010), "Impact of Off-farm Income on Food Security and Nutrition in Nigeria", *Food Policy*, Vol. 35, pp. 303-311.
- Bashir, M. Kh., Schilizzi, S., and Pandit, R. (2012), Food Security and Its Determinants at the Cross Roads in Punjab Pakistan. Working Paper 1206, School of Agricultural and Resource Economics, <http://www.are.uwa.edu.au>.
- Behrman, J. R., and Deolalikar, A. B. (1990), "The Intra-Household Demand for Nutrients in Rural South India: Individual Estimates, Fixed Effects, and Permanent Income", *The Journal of Human Resources*, Vol. 25, No. 4, pp. 665-696.
- Carletto, C., Zezza, A., and Banerjee, R. (2013), "Towards Better Measurement of Household Food Security: Harmonizing Indicators and the Role of Household Surveys", *Global Food Security* 2 (2013) pp. 30-40.
- Cock, N. D., Haese, M. D., Vink, N., and Rooyen, C. J., Staelens, L., Schonfeldt, H. C., and Haese, L. D., (2013), "Food Security in Rural Areas of Limpopo Province, South Africa", *Food Security*, Vol. 5, pp. 269-282.
- Deitchler, M., Ballard, T., Swindale, A., and Coates, J. (2010), "Validation of a Measure of Household Hunger for Cross-Cultural Use", *Food and Nutrition Technical Assistance II Project (FANTA-2)*, AED, Washington, DC.
- Dutta, B., and Ramaswani, B. (2004), "Reforming Food Subsidy Schemes: Estimating the Gains from Self-Targeting in India", Indian Statistical Institute, Delhi Planning Unit, Sansanwal Marg, New Delhi 110016, India.
- FAO (1983), "World food Security: A Reappraisal of the Concepts and Approaches", Director General's Report. Rome: Food and Agriculture Organization; 1983.

- Faradi, R., and Wadood, S. N. (2010), "An Econometric Assessment of Household Food Security in Bangladesh", the Bangladesh Development Studies Vol. XXXIII, September 2010, No.3
- Feleke, Sh., Kilmer, R. L., and Gladwin, Ch. H. (2005), "Determinants of Food Security in Southern Ethiopia at the Household level", *Agricultural Economics* 33 (2005), pp. 351–363.
- Fenging, N., Jieying, B., and Xuebiao, Zh. (2010), "Study on China's Food Security Status", *Agriculture and Agricultural Science Procedia*, Vol. 1, pp. 301–310.
- Gaiha, R., Jha, R., and Kulkarni, V. (2013), "Demand for Nutrients in India: 1993 to 2004", *Applied Economics*, 45:14, pp. 1869-1886.
- Geber, G. G. (2012), "Determinants of Food Insecurity among Households in Addis Ababa City, Ethiopia", *Interdisciplinary Description of Complex Systems* 10 (2), pp.159-173.
- Greene, W. H (2012), *Econometrics Analysis*, 7<sup>th</sup> ed, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- Heiman, A., and Lowengart, O. (2014), "Calorie Information Effects on Consumers' Food Choices: Sources of Observed Gender Heterogeneity", *Journal of Business Research*, Vol. 67, pp. 964–973.
- Judge, G. G., Hill, R. C., Griffiths, W., Lutkepohl, H., and Lee, T. C. (1982). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*.
- Migotto, M., Davis, B., Carletto, G., and Beegle, K. (2005). "Measuring Food Security Using Respondents' Perception of Food Consumption Adequacy", ESA Working Paper No. 05-10, [www.fao.org/es/esa](http://www.fao.org/es/esa).
- Mishra, V., and Ray, R. (2009), "Dietary Diversity, Food Security and Undernourishment: The Vietnamese Evidence", *Asian Economic Journal*, Vol. 23, No. 2, pp. 225–247
- Owusu, V., Abdulai, A., and Abdul-Rahman, S. (2011), "Non-farm Work and Food Security among Farm Households in Northern Ghana", *Food Policy* 36 (2011) pp.108–118
- Price, D. W., West, D. A., Scheier, G. E., and Price, D. Z. (1978), "Food Delivery Programs and Other Factors Affecting Nutrient Intake of

- Children”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 60, No. 4 (Nov., 1978), pp. 609-618.
- Ramadan, R., and Thomas, A. (2011), “Evaluating the Impact of Reforming the Food Subsidy Program in Egypt: A Mixed Demand Approach”, *Food Policy* 36, pp. 638-646
- Ramakrishna, G., and Demeke, A. (2002), “An Empirical Analysis of Food Insecurity in Ethiopia, the case of North Wello”, *Africa Development*, 27.
- Ramezani, C. A. (1995), “Determinants of Nutrient Demand: A Nonparametric Analysis”, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 20(1), pp. 165-177.
- Renzaho, A. M. N., and Mellor, D. (2010), “Food Security Measurement in Cultural Pluralism: Missing the Point or Conceptual Misunderstanding?” *Nutrition*. 2010 Jan; 26(1), pp. 1-9
- Ruben, R., and Van Den Berg, M. (2001), “Nonfarm Employment and Poverty Alleviation of Rural Farm Households in Honduras”, *World Development*, Vol. 29, No. 3, pp. 549-560.
- Scarce, W. K., and Jensen, R. B. (1979), “Food Stamp Program Effects on Availability of Food Nutrients for Low Income Families in the Southern Region of the United States”, *Southern Journal of Agricultural Economics*, December 1979, pp. 113-120.
- Smed, S., Jensen, J.D., Denver, S. (2007), “Socio-Economic Characteristics and the Effect of Taxation as a Health Policy Instrument”, *Food Policy*, 32(5-6), pp.624-39.
- Smith, P. (2013), “Delivering Food Security without Increasing Pressure on land”, *Global Food Security*, Vol. 2, pp. 18-23.