تأثیر سیاست‌های حمایتی و هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران

وحید عزیزی | vahidazizi8@gmail.com
کارشناس‌ارشد رشته اقتصاد کشاورزی (نویسنده مسئول).

نادر مهرگان | mehregannader@yahoo.com
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا همدان.

غلامرضا یاوری | gh_yavari@albpnu.ac.ir
استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور، مرکز کرج.

دریافت: ۱۳۹۴/۰۵/۰۷ | پذیرش: ۱۳۹۵/۰۶/۲۶

چکیده: این پژوهش به تحلیل اثر سیاست‌های حمایتی از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوار شهری در ایران طی دوره (۱۳۹۱-۱۳۶۱) پرداخته است. برای این منظور از شاخص امنیت غذایی خانوار (AHFSI)، شاخص حمایت از بخش کشاورزی (AMS)، نرخ تورم و متغیر مجازی سال‌های هدفمندسازی یارانه‌ها و جهت بررسی نتایج از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد در کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص حمایت از بخش کشاورزی معنی‌دار و دارای اثر مثبت بر امنیت غذایی است. متغیر مجازی سال‌های اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و شاخص تورم نیز معنی‌دار و دارای اثر منفی بر امنیت غذایی بوده است. اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در سال‌های ابتدایی آن اثرات مثبتی در بخش تولید و مصرف مواد غذایی نداشته است. بنابراین بخش کشاورزی ایران در درجه اول نیاز به حمایت هدفمند دارد و در درجه دوم باید شرایط اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در این بخش فراهم شود تا از اثر منفی آن کاسته شود. بنابراین بازنگری در سیاست‌های حمایتی در راستای توسعه بخش کشاورزی می‌تواند با ایجاد امنیت و تشویق سرمایه‌گذاری، افزایش ظرفیت تولید و بهبود کانال‌های بازاررسانی محصولات کشاورزی شرایط بهبود وضعیت امنیت غذایی در ایران را فراهم کند.

کلیدواژه‌ها: سیاست‌های حمایتی، بخش کشاورزی، امنیت غذایی، هدفمندسازی یارانه‌ها، ایران.

طبقه‌بندی JEL: G18, I38, Q18.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و یکم | شماره ۲ | تابستان ۱۳۹۵ | ص‌ص ۱۱۶-۹۵

مقدمه

عرضه مواد غذایی در قرن گذشته پاسخ‌گوی تقاضای جمعیت جهان بوده است، اما امروزه شمار گرسنگان جهان در حال افزایش است؛ به طوری که با افزایش ناهماهنگ جمعیت جهان و تولید غذا بیش از یک میلیارد نفر از کمبود غذا رنج می‌برند و از تغذیه‌ای مناسب و کافی برخوردار نیستند (Misselhorn *et al*., 2012). نقش تغذیه در سلامت، افزایش کارایی، یادگیری انسان‌ها و ارتباط آن با توسعهٔ اقتصادی در پژوهش‌های وسیع جهانی به اثبات رسیده است (Del Ninno *et al*., 2007). غذا و تغذیه از جمله نیازهای بنیادی جامعهٔ بشری است که تأمین آن در مقولهٔ امنیت غذایی نهفته است. در تعریف سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد (FAO)[1]، امنیت غذایی وضعیتی است که مردم دسترسی مطمئن به مقدار کافی غذای سالم و مغذی برای رشد، توسعه، زندگی سالم و فعال داشته باشند (FAO, 1996). بانک جهانی[2] نیز در تعریفی امنیت غذایی را به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم توسعه معرفی نموده و آن را هم‌تراز درآمد سرانه، توزیع عادلانه درآمد، نرخ اشتغال، حفظ محیط‌زیست و رعایت حقوق بشر دانسته و برقراری امنیت غذایی را همانند نوعی سرمایه‌گذاری انسانی دانسته که زمینه‌های دستیابی به جامعه‌ای مولد و بهره‌ور را فراهم می‌سازد (World Bank, 1986). بنابراین امنیت غذایی یک مفهوم گسترده و پیچیده است که شامل مسایل مربوط به ماهیت، کیفیت، موجودی مواد غذایی، پایداری در عرضه غذا و دسترسی به غذا است (Sekhampu, 2013).

امنیت غذایی، پیوسته به‌عنوان هدف اصلی سیاست‌های توسعه است و دسترسی به مقدار کافی مواد غذایی و سلامت تغذیه‌ای همواره به‌عنوان یکی از محورهای اصلی توسعه و زیرساخت مهم پرورش نسل‌های آینده کشورها مورد تأکید بوده است (Byres, 1982). بنابراین در سال‌های اخیر، موضوع امنیت غذایی و تضمین آن در کشورهای در حال توسعه از مباحث اصلی و به یک هدف جهانی تبدیل شده است (Santeramo, 2014). از این رو کشورهای مختلف برای دستیابی به امنیت غذایی تدبیرهای مختلفی اتخاذ کرده‌اند. تأمین امنیت غذایی همواره یکی از وظایف اصلی دولت‌ها و به خصوص بخش کشاورزی آنها به حساب می‌آید. از این رو، برای اینکه هر کشوری بتواند امنیت غذایی خود را تأمین کند باید به توسعه بخش کشاورزی توجه خاص نماید (Leeuwis, 2003).

رسالت کشاورزی از دیر باز تأمین غذا تعریف شده است. کشاورزی در فرآیند پیشرفت و توسعه نقش حیاتی داشته است (کاظم‌نژاد، ۱۳۹۳). این بخش نه تنها یکی از بخش‌های تولیدکننده مواد

1. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO)
2. World Bank

غذایی بلکه یک بخش مهم اقتصادی است که جمعیت وسیعی از کشورها برای اشتغال و کسب درآمد به آن وابسته‌اند. این بخش در کشورهای در حال توسعه به دلیل گستردگی و پیوندهای قوی با سایر بخش‌های اقتصادی، موتور و محرک اولیهٔ رشد اقتصادی به شمار می‌رود. بخش کشاورزی به طور مستقیم از طریق تولید بیشتر، صادرات و به صورت غیرمستقیم از راه افزایش تقاضا برای خدمات و کالاهای صنعتی در جوامع به رشد اقتصادی کمک می‌کند و فضای امنیت غذایی را بهبود می‌بخشد (حسینی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین، تحقق هدف‌های توسعه کشاورزی عامل مهمی برای امنیت غذایی خواهد بود.

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در تولید و ایجاد امنیت غذایی، کشورهای مختلف جهان به روش‌های گوناگون این بخش را حمایت می‌کنند (Yoshishisa, 2012). از جمله دلیل‌های اعمال حمایت در بخش کشاورزی می‌توان به حمایت از اشتغال، حفظ تولید داخلی، کاهش بی‌ثباتی در قیمت‌ها، افزایش ضریب امنیت غذایی، کاهش فقر، افزایش سرمایه‌گذاری و رسیدن به رشد و توسعه کشاورزی اشاره نمود (حسینی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین اتخاذ سیاست‌های حمایتی و اجرای صحیح آنها از سوی دولت‌ها می‌تواند از طریق افزایش تولید و عملکرد محصولات، نقش کلیدی را در رشد بخش کشاورزی ایفا نماید. حمایت‌های تولیدی که منجر به افزایش عرضه مواد غذایی می‌گردد، موجب کاهش تورم شده و به امنیت غذایی نیز کمک خواهد کرد. در مقررات گات (GATT)[1] نیز اعمال حمایت‌هایی از این نوع تاحد زیادی در کشورهای در حال توسعه مجاز شناخته شده است (Car, 1992).

بخش کشاورزی کشورهای در حال توسعه نظیر ایران به علت برخورداری از قدرت رقابت به نسبت کمتر در عرصه تجارت بین‌الملل از طرف دولت حمایت می‌گردد. در ایران پرداخت یارانه به نهاده‌های کشاورزی با دو هدف «تقویت بخش کشاورزی و توانمندی تولید در داخل برای افزایش کمیت تولید، افزایش رقابت‌پذیری و بهبود کیفیت محصولات تولیدی» و «حمایت از تولیدکنندگان از طریق کاهش هزینه‌های تولید و در نهایت پایین نگهداشتن قیمت تولیدات این بخش در بازار مصرف» انجام می‌گردد (پرمه، ۱۳۸۳). یارانه‌های تخصیص داده شده به تولیدکنندگان بخش کشاورزی در ایران بیشتر به نهاده‌های کود شیمیایی، بذر، نهال، سموم و واکسن‌ها، ماشین‌آلات، تسهیلات بانکی، خرید تضمینی محصولات اساسی، بیمه محصولات کشاورزی و پژوهش و آموزش پرداخت می‌گردد (مهربانیان و موذنی، ۱۳۸۷).

1. General Agreement on Tariffs and Trade (GATT)

در سطح جهانی از دو دهه گذشته و به دنبال توصیه اکید بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول (IMF)[1] مبنی بر حذف یارانه‌ها برای تسریع رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، بحث پیرامون آن رونق گرفته است (فرجزاده و نجفی، ۱۳۸۳). در همین راستا کشورهای مختلف جهان سعی کرده‌اند تا هزینه‌های یارانه‌ها را کاهش دهند. در ایران نیز طی چند سال اخیر همگام با حرکت دولت به سمت خصوصی‌سازی و کاهش سهم خود از اقتصاد بحث یارانه‌ها و هدفمندسازی آنها مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین در این رابطه قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹ با هدف تخصیص یارانه‌های پرداختی به کالاها و خدمات نهایی تصویب و به مرحله اجرا درآمد (مقدسی و شرافتمند، ۱۳۹۱). بنابراین با توجه به اهمیت پرداخت یارانه‌ها در بخش تولیدی و در پی آن به دلیل اهمیتی که تولیدات کشاورزی در امنیت غذایی دارند، بررسی اثر اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارها می‌تواند راهنمای خوبی برای سیاست‌گذاران در راستای اعمال سیاست مناسب باشد. بنابراین پژوهش حاضر با توجه به اهمیت حمایت از بخش کشاورزی در تحقق امنیت غذایی با هدف اصلی بررسی تأثیر سیاست‌های حمایتی از بخش کشاورزی و همچنین هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران انجام شده است.

پیشینه پژوهش

تاکنون مطالعه‌های مختلفی در زمینهٔ محاسبه و ارزیابی وضعیت امنیت غذایی در مناطق مختلف صورت گرفته است. در ادامه مطالعه‌های داخلی و خارجی در رابطه با موضوع پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است.

مطالعه‌های داخلی

مهرابی‌بشرآبادی و موسوی‌محمدی (۱۳۸۹) در بررسی تأثیر حمایت‌های دولت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی در ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۲ از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI)[2] و شاخص معیار کلی حمایت (AMS)[3] به تفکیک قیمتی و نهاده‌ای استفاده کرده‌اند. جهت انجام پژوهش از روش خودرگرسیون برداری (VAR) استفاده شد. نتیجه‌های پژوهش اول نشان داد در کوتاه‌مدت حمایت قیمتی و نهاده‌ای از بخش کشاورزی و در بلندمدت حمایت

1. International Monetary Fund (IMF)
2. Aggregate Household Food Security Index (AHFSI)
3. Aggregate Measure of Support (AMS)

قیمتی، اثر منفی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری می‌گذارد، اما در بلندمدت حمایت نهاده‌ای دارای اثر مثبت بر امنیت غذایی خانوارهای شهری است. نتیجه‌های پژوهش دوم نشان می‌دهد که مجموع حمایت‌های قیمتی و نهاده‌ای از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در کوتاه‌مدت اثر مثبت داشته‌اند، اما در بلندمدت این‌گونه نبوده است.

حسینی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر حمایت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در ایران در قالب مدل (VECM)[1] طی دوره زمانی ۸۸-۱۳۶۸ پرداختند. به همین منظور در این پژوهش از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI)، شاخص حمایت از کل بخش کشاورزی (TSE)[2] و شاخص مقدار انتشار گازهای گلخانه‌ای کشور (CO_2) استفاده شد. طبق نتیجه‌های ارایه شده، انتشار گازهای گلخانه‌ای تأثیر منفی بر شاخص امنیت غذایی کشور دارد و سیاست‌های حمایتی از بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی کشور دارد.

سپهوند و همکاران (۱۳۹۳) در بررسی تأثیر ضریب مکانیزاسیون کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲–۱۳۶۳ از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) استفاده کردند. نتیجه‌های پژوهش با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)[3] نشان داد که در بلندمدت متغیرهای ضریب مکانیزاسیون کشاورزی و درآمد سرانه بخش شهری بر امنیت غذایی خانوارهای شهری تأثیر مثبت و متغیر نرخ تورم تأثیر منفی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری داشته‌اند.

ظریف‌مرادیان و یزدانی (۱۳۹۴) در بررسی تأثیر سیاست‌های حمایتی دولت از تولیدکنندگان برنج بر امنیت غذایی خانوارهای شهری طی دوره ۸۹-۱۳۶۸ از شاخص حمایت از تولیدکننده (PSE) و شاخص کلی امنیت‌غذایی خانوار (AHFSI) استفاده کردند. نتایج به‌دست آمده در قالب یک مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های حمایتی دولت از برنج، امنیت غذایی خانوارهای شهری را افزایش می‌دهد.

سالم و مجاوریان[4] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای اثر ظرفیت واردات مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران را با استفاده از روش تصحیح خطای برداری (VECM) مورد بررسی قرار دادند. نتیجه‌های این مطالعه با بهره‌گیری از شاخص ظرفیت واردات مواد غذایی یا نسبت کل صادرات

1. Vector Error Correction Model (VECM)
2. Total Support Estimates (PSE)
3. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
4. Salem & Mojaverian

به واردات غذا و شاخص کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۳ حاکی از اثر منفی شاخص ظرفیت واردات مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در کوتاه‌مدت و نشان‌دهندهٔ اثر مثبت آن در بلندمدت است.

یاوری و همکاران[1] (۲۰۱۴) به بررسی امنیت غذایی در ایران به تفکیک پنج گروه اصلی مواد غذایی طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۹ با استفاده از شاخص امنیت غذایی (FSI)[2] پرداختند. نتایج نشان از امنیت غذایی پایین در گوشت قرمز، امنیت غذایی نسبتا کافی در تخم مرغ، برنج و امنیت غذایی بالا در سبزیجات بود. همچنین نشان از وجود گرسنگی پنهان، خودکفایی ناپایدار و خوداتکایی درگروه‌های هدف طی سال‌های مورد بررسی داشت.

مطالعه‌های خارجی

باباتوندا و گیم[3] (۲۰۱۰) در پژوهشی اثر درآمدهای خارج از مزرعه بر روی امنیت و مواد غذایی را در نیجریه بررسی کردند. ایشان نتیجه گرفتند که اینگونه درآمدها اثر مثبت بر روی امنیت غذایی و هم کیفیت و مقدار مواد غذایی می‌گذارد.

بشیر و همکاران[4] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی تفاوت‌های امنیت غذایی در سطح ملی و خانوار در ایالت پنجاب پاکستان پرداختند. نتایج نشان داد سطح امنیت غذایی در سطح ملی هم‌تراز با سطح امنیت غذایی در سطح بین‌المللی است، اما در سطح خانوار ۲۶ درصد از ۱۱۵۲ خانوار مورد پرسش، امنیت غذایی مناسب را ندارند. طبق نتایج درآمد ماهیانه، دارایی‌های دامی خانوار و اندازه خانوار تأثیر مثبت بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی داشته است.

کیسی و همکاران[5] (۲۰۱۲) به بررسی عوامل تأثیرگذار بر امنیت غذایی در کنیا پرداختند. آنها با بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی پارامتریک و ناپارامتریک نتیجه گرفتند خانوارهایی که دارای سرپرست زن هستند بیشتر در معرض ناامنی غذایی قرار دارند. امنیت غذایی این خانوارها با بهبود کیفیت کار، اندازه مزرعه و کیفیت زمین افزایش می‌یابد.

فریدی و ودود[6] (۲۰۱۰) با استفاده از مدل Logit، عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای

1. Yavari *et al*.
2. Food Security Index (FSI)
3. Babatunda & Qaim
4. Bashir *et al*.
5. Kassie *et al*.
6. Faridi & Wadood

بنگلادشی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که سطح تحصیلات سرپرست خانوار، زمین ملکی، قیمت برنج، بُعد خانوار، درآمد کشاورزی و درآمد غیرکشاورزی از عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در این کشور به شمار می‌روند.

ژای[1] (۲۰۱۳) به بررسی امنیت غذایی در چارچوب ساختار، سیستم و منابع در چین پرداخت. وی با استفاده از روش تئوری سیستم نشان داد که تحقق امنیت غذایی در چین باید بر اساس شرایط خاص ملی، تخصیص بهینه منابع و بهینه‌سازی ساختاری صورت گیرد.

وینمن[2] (۲۰۱۴) در پژوهش خود به اندازه‌گیری شاخص چند بُعدی از امنیت غذایی روستایی زامبیا با استفاده از شاخص (FSI) پرداخت. جهت انجام پژوهش از داده‌های پانل (۲۰۰۷/۰۸ & ۲۰۰۳/۴، ۲۰۰۰/۰۱) استفاده شد. نتایج نشان داد که بارش فصلی و درجه حرارت تأثیر قابل توجهی بر روی شاخص امنیت غذایی خانوار داشته است.

بر اساس ادبیات پژوهش جهت بررسی وضعیت امنیت غذایی اغلب مطالعه‌ها از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) و شاخص (FSI) استفاده کرده‌اند. همچنین طبق مطالعه‌های صورت گرفته جهت بررسی سیاست‌های حمایتی از بخش کشاورزی اکثراً از دو شاخص حمایت از تولیدکننده (PSE) و شاخص معیار کلی حمایت (AMS) استفاده شده است. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، هدف اصلی این پژوهش بررسی آثار سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی با استفاده از شاخص معیار کلی حمایت (AMS) بر امنیت غذایی خانوارهای شهری (AHFSI) در ایران است. همچنین این پژوهش سعی کرده است با نگرشی متفاوت نسبت به پژوهش‌های گذشته اثر اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها را بر امنیت غذایی خانوارهای شهری نیز مورد بررسی قرار دهد.

روش پژوهش

معرفی مدل و متغیرهای پژوهش

این پژوهش به دنبال بررسی تأثیر سیاست‌های حمایتی از بخش کشاورزی بر روی امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران است. بنابراین با توجه به اهداف و ادبیات پژوهش برای بررسی ارتباط بین متغیرهای پژوهش، مدل مورد نظر با لگاریتم‌گیری به صورت رابطه (۱) تصریح و مورد بررسی قرار گرفته است:

1. Zhai
2. Wineman

$$\mathrm{LnAHFSI}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{LnAMS}_t + \alpha_2 LnI_t + \alpha_3 \mathrm{Du} + \mathrm{U}_t \qquad (۱)$$

در ادامه به معرفی داده‌های پژوهش در رابطه (۱) پرداخته شده است.

شاخص امنیت غذایی خانوار شهری (AHFSI): در این پژوهش جهت محاسبه امنیت غذایی خانوارهای شهری از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) که توسط سازمان خواروبار کشاورزی (FAO) توسعه داده شد، بهره گرفته شده است. این شاخص بر اساس پژوهش سن[1] (۱۹۷۶) و بیگمن[2] (۱۹۹۳) بنا شده است. این شاخص به لحاظ آوردن سه عنصر اصلی امنیت غذایی یعنی موجود بودن غذا، پایداری عرضه غذا و دسترسی به غذا، سطح امنیت غذایی در جامعه را اندازه‌گیری می‌کند. جهت محاسبه شاخص AHFSI از رابطه (۲) استفاده می‌شود:

$$AHFSI = 100 - \left[H\left(G + (1-G)I^P\right) + \frac{1}{2} CV \left(1 - H\left(G + (1-G)I^P\right)\right) \right] \times 100 \qquad (۲)$$

در رابطه (۲) نیز مقادیر به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$G = \frac{C_S - C_{AU}}{C_S \times H} \qquad H = \frac{P_U}{P_T} \qquad CV = \frac{S}{\overline{X}}$$

در معادله‌های بالا: P_U تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند؛ H درصد افرادی که انرژی یا پروتئین را به میزان کمتر از استاندارد دریافت کرده‌اند؛ P_T تعداد کل جمعیت مورد بررسی؛ C_S انرژی یا پروتئین استاندارد؛ C_{AU} میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد؛ G شدت فقر غذایی؛ S انحراف‌معیار عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان؛ $\overline{X}$ میانگین عرضه انرژی طی زمان؛ CV ضریب تغییرات عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان و I^{p} ضریب جینی توزیع انرژی یا پروتئین بین فقرا است.

دامنه مقدار شاخص کل امنیت غذایی خانوار (AHFSI) از صفر تا ۱۰۰ است (Thomson & Metz, 1998). اگر مقدار شاخص کمتر از ۶۵ درصد باشد، کشور در سطح بحرانی امنیت غذایی به سر می‌برد؛ اگر بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد دارای امنیت غذایی کم و اگر بیش از ۷۵ درصد باشد، از امنیت غذایی بالایی برخوردار است (Pinstrup & Pandya-Lorch, 1995). مقدار شاخص امنیت غذایی خانوار شهری (AHFSI) توسط مهرابی‌بشرآبادی و موسوی‌محمدی (۱۳۸۹) برای بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۶۵ طبق رابطه (۲) محاسبه شده بود که در پژوهش حاضر تنها مقدار این شاخص تا سال ۱۳۹۱ مجدد محاسبه شده است.

1. Sen
2. Bigman

شاخص میزان حمایت از بخش کشاورزی (AMS): شاخص‌های متعددی برای اندازه‌گیری میزان سیاست‌های حمایتی وجود دارد. در این مطالعه با توجه به جامع‌تر بودن اطلاعات نسبت به دیگر شاخص‌های حمایتی، از شاخص معیار کلی حمایت (AMS) استفاده شده است. این شاخص بر اساس قوانین سازمان تجارت جهانی (WTO)[1]، محاسبه و برای تعیین تعهدهای کشورهای عضو استفاده می‌شود. برای اندازه‌گیری معیار کلی حمایت، تمامی سیاست‌های حمایت داخلی که بر قیمت و حجم تولید اثر می‌گذارند، در نظر گرفته می‌شوند. البته به استثنای مواردی که حمایت از قیمت بازار به وسیله کنترل‌های مرزی صرف، تحقق می‌یابد. معیار کلی حمایت، ابتدا برای هر محصول پایه کشاورزی محاسبه می‌شود و محاسبه‌ای مشابه نیز برای حمایت‌های عام غیرقابل انتساب به محصول صورت می‌گیرد. سپس از مجموع این دو، مجموع معیار کلی حمایت (TAMS) به‌دست می‌آید. روش محاسبه معیار کلی حمایت به صورت رابطه (۳) است:

$$TAMS = \sum_{i=1}^{n} AMS_i + \sum_{k=1}^{k} EMS_k \qquad If\ : AMS_i \rangle 5\% \quad or \quad 10\% \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) نیز مقادیر به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$AMS_i = (P_{id} - P_{iw}e)Q_i + \sum_{j=1}^{m} S_{ij} \qquad S_j = (r_{jw}e - r_{jd})q_j$$

در روابط بالا: TAMS مجموع معیار کلی حمایت؛ AMS_i معیار کلی حمایت مربوط به محصول i؛ EMS معیار کلی حمایت غیر منتسب به محصول خاص؛ P_{id} قیمت داخلی محصول i؛ P_{iw} قیمت جهانی محصول i؛ r_{jw} قیمت جهانی نهاده j؛ r_{jd} قیمت داخلی نهاده j؛ e نرخ ارز؛ Q_i مقدار محصول i مشمول قیمت حمایتی؛ q_j مقدار نهاده j مشمول دریافت یارانه و S_{ij} مقدار یارانه پرداختی به نهاده j منسوب به محصول i است (گیلانپور، ۱۳۹۱). مقدار شاخص معیار کلی حمایت به میلیارد ریال بر پایه سال ۱۳۷۶ از مطالعه عزیزی (۱۳۹۲) استخراج شده است.

نرخ تورم (I): به دلیل افزایش قیمت‌ها در دهه اخیر و تأثیر آن بر وضعیت تغذیه‌ای شهروندان ایرانی، نرخ تورم بر پایه شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) که توسط بانک مرکزی ایران محاسبه می‌شود در رابطه (۱) منظور شده است.

متغیر مجازی (DU): جهت بررسی تأثیر اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوار شهری در ایران از متغیر مجازی استفاده شده است. به طوری که برای سال‌های اجرای قانون هدفمندسازی یارانه (سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱) عدد یک و برای سایر سال‌ها عدد صفر گرفته شده است.

اطلاعات مورد نیاز این پژوهش از مرکز آمار ایران و سازمان حمایت از تولیدکننده و مصرف‌کننده،

1. World Trade Organization (WTO)

وزارت جهاد کشاورزی و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۱ به قیمت پایه سال ۱۳۷۶ استخراج شده است. جهت تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش از بسته‌های نرم‌افزاری Microfit 4.0 و Eviews 8.0 بهره گرفته شد.

روش برآورد

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی به روش‌های سنتی و معمول، مبتنی بر فرض پایایی متغیرهای سری‌زمانی است. درحالی‌که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی پایا نیستند و اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) هستند که با عمل تفاضل‌گیری روند مذکور حذف می‌شوند. اما از آنجا که حضور چنین روندی تخمین و استنباط‌های آماری را غیرمعتبر می‌سازد، بنابراین ضروری است از روش‌هایی در برآورد توابع هنگام استفاده از سری‌های زمانی استفاده شود که به مسأله پایایی و هم‌جمعی توجه داشته باشد. بدین منظور می‌توان از روش‌های انگل-گرنجر، یوهانسن-جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا، استفاده کرد که به علت محدودیت‌های موجود در این روش‌ها، برخی مطالعات کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روش‌های ذکر شده درصدد دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند که از آن جمله می‌توان به مطالعه پسران و پسران[1] (۱۹۹۷) اشاره کرد. رهیافت ارایه شده توسط این دو پژوهشگر، موسوم به رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) است. در این روش لازم نیست درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. این روش مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. در مورد نمونه‌های کوچک، این روش دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالایی نسبت به سایر روش‌ها است، بنابراین تخمین‌های آن به دلیل نبود مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درون‌زایی، نااریب و کارا هستند. مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده را می‌توان به صورت رابطه (۴) نشان داد:

$$Q(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i (L,q_i) X_{it} + \delta' w_t + u_t \qquad (۴)$$

که Q مقدار ثابت؛ y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است، به‌طوری‌که $LX_t = x_{t-1}$ است؛ W_t بردار متغیرهای قطعی (غیرتصادفی) هم‌چون عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی یا برون‌زا با وقفه ثابت است؛ X_{it} بردار متغیرهای توضیحی مدل، q تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی

1. Pesaran & Pesaran

و P تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته است. در رابطه (۳):

$$Q(L,P)=(1-Q_1L-Q_2L^2-...-Q_PL^P) \quad (۵)$$

$$\beta_i(L,q_i)=\beta_i+\beta_{i1}L+\beta_{i2}L^2+...+\beta_{iq}L^{qi}, \quad i=1,2,...,K \quad (۶)$$

معادله‌های (۶و۵) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $P=0,1,2,...,m$ و $q_i=0,1,2,...,m$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شوند. حداکثر تعداد وقفه‌ها ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد. تمامی مدل‌ها در محدوده زمانی $(t=m+1,...,n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحله بعد تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا ضریب تعیین تعدیل شده، تعیین می‌شوند. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز - بیزین استفاده می‌شود؛ زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح‌دهنده با استفاده از مدل پویا از رابطه (۷) استفاده می‌شود:

$$\hat{\theta}_i=\frac{\hat{\beta}_i(1,q_i)}{1-\hat{Q}(1,P)}=\frac{\hat{\beta}_{i0}+\hat{\beta}_{i1}+...+\hat{\beta}_{iq}}{1-\hat{Q}_1-\hat{Q}_2-...-\hat{Q}_p}, \quad i=1,2,.....K \quad (۷)$$

چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد $(\sum_{i=1}^{p}\beta_i<1)$ مدل پویا به سمت مدل بلندمدت گرایش خواهد داشت. بنابراین برای آزمون هم‌جمعی لازم است آزمون (۸) صورت گیرد:

$$H_0=\sum_{i=1}^{P}\beta_1-1\geq 0 \quad (۸)$$

$$H_1=\sum_{i=1}^{P}\beta_1-1<0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط آنکه رابطه پویا کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. بنابراین باید عدد یک، از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و نتیجه بر مجموع انحراف‌معیار ضرایب یاد شده تقسیم شود.

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{P}\hat{\beta}_i-1}{\sum_{i=1}^{P}S_{\hat{\beta}_i}} \quad (۹)$$

طبق معادله (۹) اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر(۱۹۹۲)[1] بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

1. Banerjee & Dolado & Mestre

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا متناسب با مدل ARDL به صورت رابطه (۱۰) است:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta W_t - \sum_{j=1}^{p'-1} Q^* \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i . \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{\hat{q}i-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{t,i-j} - Q(L,\hat{p}) ECT_{t-1} + u_t \qquad (۱۰)$$

$$ECT = y_t - Q^* - \sum_{j=1}^{k} \hat{\beta}_i \Delta x_{it} \qquad (۱۱)$$

که در آن Δy_t، Δx_{it}، ΔW_t به‌ترتیب نشان‌دهنده مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته، توضیحی و بردارهای قطعی و ضرایب β_{ij}^* و Q^* نشان‌دهنده ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا هستند. الگوی تصحیح خطا، به‌منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله تصحیح خطا (ECT_{t-1}) همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه زمانی در مدل در نظر گرفته می‌شود. $Q(L,\hat{p})$ ضریب جزء تصحیح خطاست که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود، انتظار می‌رود علامت این متغیر، منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر کند (نوفرستی، ۱۳۹۱).

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

برای بررسی اثر میزان حمایت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوار شهری در ایران ابتدا وضعیت مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته در جدول (۱) نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص امنیت غذایی خانوار شهری و متغیر نرخ تورم در سطح صفر پایا هستند و متغیر شاخص معیار کلی حمایت از بخش کشاورزی در تفاضل مرتبه اول پایا است. بنابراین با توجه به اینکه متغیرها در یک مرتبه یکسان پایا نیستند، جهت برآورد مدل از رهیافت الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. بنابراین جهت برآورد مدل مورد نظر بیشترین وقفه یک لحاظ گردید؛ زیرا وقفه یک به برآورد بهتری از الگو منجر شد. همچنین با توجه به اینکه شمار داده‌های مورد بررسی کمتر از ۱۰۰ بود، از معیار شوارتز - بیزین (SBC) استفاده شد.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیرها	آماره ADF	مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد	درجه ساکن پذیری	وضعیت
شاخص امنیت غذایی خانوار شهری	-۶/۳۴	-۳/۶۷	I(0)	عرض از مبدا
شاخص معیار کلی حمایت (AMS)	-۵/۹۶	-۳/۶۷	I(1)	عرض از مبدا
شاخص تورم (I)	-۳/۶۲	-۳/۶۷	I(0)	عرض از مبدا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد الگوی پویا

نتایج برآورد الگوی پویای ARDL در جدول (۲) درج شده است. طبق نتایج، شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری با یک وقفه با علامت مثبت در سطح پنج درصد معنی‌دار است. ضریب متغیر شاخص معیار کلی حمایت از بخش کشاورزی نیز در سطح یک درصد از لحاظ آماری با علامت مثبت معنی‌دار است. ضریب متغیر شاخص تورم و متغیر مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران در سطح پنج درصد با علامت منفی از لحاظ آماری معنی‌دار هستند.

جدول ۲: نتایج برآورد الگوی پویا

نام متغیرها	ضریب	آماره t
شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری با یک وقفه	۰/۲۱۷	۲/۲**
شاخص معیار کلی حمایت	۰/۰۳۴	۲/۸۰۳***
شاخص تورم	-۰/۰۳۴	-۲/۶۲۸**
متغیر مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها	-۰/۰۳۱۶	-۲/۰۷۹**
ضریب ثابت	۳/۳۱۸	۷/۷۹۶***
Durbin's h = ۰/۵۱۵ [۰/۶۰۶]	F = ۷/۲۹۱ [۰/۰۰۰]	$\bar{R}^2$ = ۰/۴۶۴	R^2 = ۰/۵۳۸

*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ و ۵

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های تشخیصی و ثبات ساختاری مدل

طبق نتایج برآورد الگوی پویا ضریب خوبی برازش ۵۳ درصد است که حاکی از قدرت

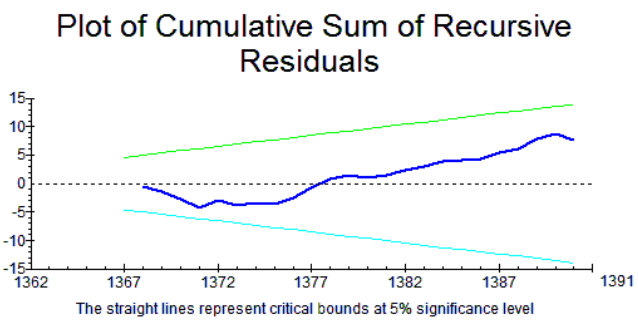
توضیح‌دهندگی متغیرهای به‌کار رفته در مدل است. آماره F کل مدل برآورد شده از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است و بیانگر تأثیر متغیرها بر مدل است. مقدار آماره اچ - دوربین نیز برابر ۰/۵۱۵ است که به دلیل قرارگرفتن در فاصله ۱/۹۶ ± فرضیه عدم وجود خودهمبستگی را نمی‌توان رد کرد، بنابراین این مدل با مشکل خودهمبستگی مواجه نیست.

برای اطمینان از درستی اعتبار مدل مورد بررسی از آزمون‌های تشخیصی ارایه شده در جدول (۳) استفاده شد. نتایج آزمون آماره‌های LM و F برقراری تمامی فرض‌های کلاسیک را تأیید می‌کند. بنابراین مشکلات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس را نداشته و فرم تصریحی، درست و جمله‌های خطا به طور نرمال توزیع شده‌اند و اعتبار آماری نتایج تایید می‌گردد. به‌منظور بررسی ثبات ضرایب مدل، از آزمون‌های مجموع تجمعی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ) استفاده شد. بر اساس نمودارهای (۱) و (۲) آماره آزمون‌های اشاره شده در بالا در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و نتایج این آزمون نشان از پایداری ضرایب برآوردی داشته و به علت قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد.

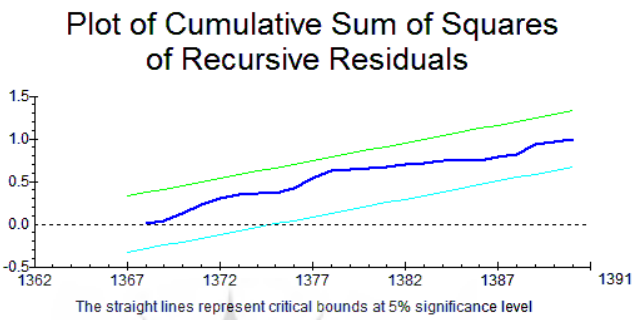
جدول ۳: نتایج آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌های آماری	ضریب لاگرانژ آزمون LM	آماره آزمون F
آزمون همبستگی سریالی جملات پسماند	۰/۱۸۰ [۰/۶۷۱]	۰/۱۴۵ [۰/۷۰۶]
آزمون رمزی برای تصریح غلط فرم تابعی	۰/۵۷۳ [۰/۴۴۹]	۰/۴۶۷ [۰/۵۰۱]
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند	۰/۸۴۷ [۰/۶۵۵]	.....
آزمون واریانس ناهمسانی	۰/۸۲۱ [۰/۳۶۵]	۰/۷۸۷ [۰/۳۸۲]

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱: آزمون مجمع تجمعی (CUSUM)



نمودار ۲: آزمون مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ)

نتایج برآورد الگوی بلندمدت

در بررسی وجود رابطه هم‌جمعی آماره t محاسباتی (۷/۹۰-) از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارایه شده بنرجی، دولادو و مستر(۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۹ درصد (۴/۲۹-) بیشتر است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد مطالعه برقرار است. نتایج رابطه بلندمدت در جدول (۴) ارایه شده است. طبق نتایج پژوهش در بلندمدت میزان حمایت از بخش کشاورزی در سطح یک درصد با علامت مثبت از لحاظ آماری معنی‌دار است. بنابراین افزایش یک واحدی میزان حمایت از بخش کشاورزی در ایران شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری ایرانی را به میزان ۰/۰۴۳ واحد افزایش می‌دهد. ضریب متغیر شاخص تورم نیز مطابق انتظار با علامت منفی در سطح پنج درصد معنی‌دار است. افزایش یک واحدی شاخص نرخ تورم میزان امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران را به میزان ۰/۰۴۳ واحد کاهش خواهد داد. ضریب متغیر مجازی سال‌های اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها نیز در سطح ده درصد با علامت منفی معنی‌دار است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در بخش کشاورزی باعث کاهش فعالیت کشاورزان به دلیل افزایش قیمت‌های نهاده‌های کشاورزی و حامل‌های انرژی شده، همین موضوع کاهش تولید مواد غذایی داخل را در پی داشته است.

جدول ۴: نتایج برآورد الگوی بلندمدت

نام متغیرها	ضریب	آماره t
شاخص معیار کلی حمایت	۰/۰۴۳	۳/۰۰***
شاخص تورم	-۰/۰۴۳	-۲/۶۰۹**
متغیر مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها	-۰/۰۴۰	-۱/۹۳۷*
ضریب ثابت	۴/۲۴۲	۳۰/۰۲۰***

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج الگوی تصحیح خطا

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول (۵) آمده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت ضریب متغیر حمایت از بخش کشاورزی مثبت و متغیرهای نرخ تورم و مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها با علامت منفی معنی‌دار هستند. فقط با این تفاوت که در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت از ضرایب کاسته شده است. بر اساس نتایج، ضریب جمله تصحیح خطا ECT(-1) از لحاظ آماری معنی‌دار و علامت مورد انتظار آن منفی است. مقدار این ضریب بیانگر آن است که در هر سال ۰/۷۸درصد از عدم تعادل یک دوره در امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در دوره بعد تعدیل می‌گردد. همچنین، معکوس این ضریب سرعت تأثیرگذاری متغیرهای مدل بر شاخص امنیت غذایی خانوار شهری در ایران را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، برای تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست کمتر از ۱/۵ سال زمان لازم خواهد بود که این زمان در مدل مورد نظر کوتاه و سرعت تعدیل آن بالا و مطلوب است.

جدول ۵: نتایج الگوی تصحیح خطا

نام متغیرها	ضریب	آماره t
تفاضل شاخص معیار کلی حمایت	۰/۰۳۴	۲/۸۰۳***
تفاضل شاخص تورم	-۰/۰۳۴	-۲/۶۲۸**
تفاضل متغیر مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها	-۰/۰۳۱	-۲/۰۷۹**
تفاضل ضریب ثابت	۳/۳۱۸	۷/۷۹۶***
ضریب تصحیح خطا Ecm(-1)	-۰/۷۸۲	-۷/۸۹۴**
DW = ۱/۸۴ F = ۷/۷۴۳ [۰/۰۰۰]	$\bar{R}^2$ = ۰/۷۰۹۹	R^2 = ۰/۷۴۹

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعهٔ حاضر، اثر میزان حمایت دولت از بخش کشاورزی بر شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۱ در قالب مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده تحلیل شد. نتایج پژوهش نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص حمایت از بخش کشاورزی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران است. بنابراین بهبود شرایط حمایت‌های سیاستی و هدف‌دار کردن آن برای تأثیر مثبت بر وضعیت امنیت غذایی کشور ضروری به نظر می‌رسد. طبق نتایج، نرخ تورم و متغیر مجازی سال‌های اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر منفی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری بود.

در این پژوهش با توجه به نتایج به‌دست آمده، برای بهبود وضعیت امنیت غذایی خانوارهای ایرانی می‌توان یک بحث در رابطه با بهبود سیاست‌های حمایتی و یک بحث در رابطه با اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران بیان نمود.

در رابطه با اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در بخش کشاورزی باید به این نکته اشاره نمود که اجرای این قانون در سال‌های ابتدایی باعث ایجاد اثر منفی در بخش کشاورزی شده است. افزایش قیمت عوامل مختلف تولید (از جمله قیمت‌های حامل‌های انرژی، نهاده‌ها، خدمات مکانیزاسیون کشاورزی، خدمات بازاررسانی و ...)، عدم تعادل افزایش قیمت خرید محصولات با هزینه تولید و افزایش واسطه‌ها و در پی آن افزایش بیش از حد قیمت محصولات باعث ایجاد شوک بزرگ در بخش تولید و مصرف شد. این امر سبب شده بسیاری از تولیدکنندگان بخش کشاورزی برای کاهش زیان اقتصادی، تولیدهای خود را کاهش دهند و از طرف دیگر به دلیل افزایش قیمت محصولات غذایی، توانایی خرید شهروندان شهری کاهش پیدا کند. بنابراین این دو موضوع باعث شده است میزان شاخص امنیت غذایی خانوارها در قشر متوسط و آسیب‌پذیر ایران کاهش یابد. از دلایل بروز این اثر منفی می‌توان به این نکته اشاره نمود که بخش کشاورزی ایران از لحاظ رشد و توسعه هنوز به مرحله‌ای نرسیده است که بدون کمک و حمایت دولت به فعالیت خود ادامه دهد، به طوری قبل از اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها ابتدا باید شرایط و ساختارهای اصلی بخش کشاورزی مانند یکپارچه‌سازی اراضی، توسعه مکانیزاسیون، افزایش کیفیت پژوهش‌های کشاورزی و توسعه خدمات بازاررسانی ایجاد شود. در نهایت ایجاد شرایطی که در بخش کشاورزی قیمت تعادلی در بازار تعیین شود تا هم منافع تولیدکنندگان و هم مصرف‌کنندگان حفظ شود.

در ارتباط با اثر سیاست‌های حمایتی بر بهبود امنیت غذایی خانوار شهری به مواردی که باعث

بهبود کیفیت حمایت‌ها در بخش کشاورزی خواهد شد، اشاره می‌شود. مهمترین راهکار در این رابطه افزایش تنوع در سیاست‌های حمایت از طرف دولت است، بنابراین عامل‌های مختلفی وجود دارند که می‌توانند کارآیی سیاست‌های حمایتی را بهبود دهند.

یک راهکار برای بهبود سیاست‌های حمایتی، اعمال سیاست‌هایی برای کاهش هزینهٔ تولید و افزایش بهره‌وری تولیدکنندگان بخش کشاورزی است. این عمل از طریق بهبود شرایط فنی و فناورانه در مراحل مختلف تولید و اعطای تسهیلات بانکی لازم به کشاورزان برای تقویت و توسعه مکانیزاسیون کشاورزی میسر خواهد شد. بنابراین افزایش استفاده از فناوری برای تولید محصولات کشاورزی به بهبود بهره‌وری و رشد بخش کشاورزی منجر خواهد شد. این رشد به بهبود وضعیت خانوارها کمک کرده و با افزایش دستمزدها کاهش قیمت مواد غذایی و تقاضای بیشتر برای کالاها و خدمات واسطه‌ای همراه است که در نهایت آثار مثبتی بر وضعیت تولیدهای داخلی و امنیت غذایی دارد. توجه به حمایت‌های نهاده‌ای از طریق ارایه نهاده‌های با کیفیت از جمله بذرهای اصلاح شده و کودهای سالم می‌تواند به بهبود سیاست‌های حمایتی و همچنین تولید کشاورزان کمک نماید.

بیمه کشاورزی یکی دیگر از راهکارهای سیاست‌های حمایتی در بخش کشاورزی است که به بهبود وضعیت امنیت غذایی کمک خواهد کرد. بیمه کشاورزی با ایجاد امنیت و مقابله با ریسک‌های فراوانی که سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را تهدید می‌کند به کشاورزان کمک می‌کند تا برای کاهش ریسک، بهترین برنامه‌های مدیریتی و راهبردهای پایدار را به‌منظور تولیدهای بهتر به کار ببرند.

اعمال حمایت‌های قیمتی مناسب از طریق تعیین به موقع و بهینه سیاست قیمت تضمینی، خرید به موقع محصولات و طبقه‌بندی قیمت خرید بر اساس کیفیت تولیدی می‌تواند باعث افزایش دقت، کارآیی، کیفیت محصولات و تشویق بیشتر کشاورزان جهت تولید محصولات با کیفیت، سالم و مغذی شود.

از عامل‌های مهم و تاثیرگذار سیاست‌های حمایتی در بهبود وضعیت امنیت غذایی مباحث پژوهش‌ها، آموزش و ترویج است. افزایش سرمایه‌گذاری در بخش پژوهش، افزایش راهکارهای آموزشی از جمله (مزارع نمایشی، فیلم‌های صوتی-تصویری آموزشی، تکثیر، انتشارات و ارایه نتایج پژوهش‌ها برای تولیدکنندگان کشاورزی، دوره‌های آموزشی بازاریابی)، آشنایی با کشاورزی ارگانیک، آشنایی کشاورزان با کیفیت و استانداردهای تولید محصولات غذایی سالم، از جمله اقدام‌های مثبت در مجموعهٔ سیاست‌های حمایتی دولت است که باعث دستیابی به تولیدهای بیشتر، باکیفیت‌تر و با هزینهٔ کمتر و دستیابی به آثار مثبت بر امنیت غذایی می‌گردد.

منابع

الف) فارسی

پرمه، زورار. (۱۳۸۳). بررسی یارانه‌های آشکار و برآورد یارانه‌های پنهان در اقتصاد ایران. *مجله بررسی‌های بازرگانی*، دوره ۱، شماره ۶، صص ۳۲–۴۲.

حسینی، سیدصفدر؛ پاکروان، محمدرضا؛ گیلانپور، امید و اتفاقی، میلاد. (۱۳۹۰). بررسی اثر سیاست‌های حمایتی بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی در ایران. *فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، دوره ۲۵، شماره ۴، صص ۵۱۶–۵۰۷.

حسینی، سیدصفدر؛ پاکروان، محمدرضا؛ گیلانپور، امید و اتفاقی، میلاد. (۱۳۹۲). اثر حمایت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، دوره ۴۴، شماره ۴، صص ۵۴۴–۵۳۳.

سپهوند، احسان؛ اسفندیاری، ساسان و مهرابی‌بشرآبادی، حسین. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر مکانیزاسیون کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران. *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۵، صص ۱۲۹–۱۱۵.

ظریف‌مرادیان، شیرین و یزدانی، سعید. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر سیاست‌های حمایتی از تولیدکنندگان برنج بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران. *مجله اقتصاد کشاورزی*، دوره ۹، شماره ۳، صص ۱۲۴–۱۰۷.

عزیزی، وحید. (۱۳۹۲). *الگوی واردات محصولات کشاورزی با تأکید بر معیار کلی حمایت در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته مهندسی کشاورزی اقتصادکشاورزی، دانشگاه پیام نور مرکز کرج، صص ۷۸ – ۷۴.

فرج‌زاده، زکریا و نجفی، بهاالدین. (۱۳۸۳). آثار کاهش یارانه مواد غذایی بر مصرف‌کنندگان در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۶ ، شماره ۲۰، صص ۱۳۵-۱۵۶.

کاظم‌نژاد، مهدی. (۱۳۹۳). تحلیل اجتناب‌ناپذیری حمایت از بخش کشاورزی در ایران و جهان (مبانی، درس‌هایی از تجارب دنیا، رویکردها). *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، ۸ (ویژه‌نامه)، صص ۲۰۵-۲۱۶.

گیلانپور، امید. (۱۳۹۱). *محاسبه معیار کلی حمایت (AMS) در بخش کشاورزی ایران*. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی، صص ۴۴ - ۴۵

مقدسی، رضا و شرافتمند، حبیبه. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر هدفمندسازی یارانه‌ها در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، دوره ۲۰، شماره ۷۷، صص ۲۰۱-۲۱۶.

مهرابی‌بشرآبادی، حسین و موسوی‌محمدی، حمیده. (۱۳۸۹). آثار سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، دوره ۱۸، شماره ۷۰، صص ۱۹۲- ۱۷۵.

مهرابی‌بشرآبادی، حسین و موسوی‌محمدی، حمیده. (۱۳۸۹). تاثیر حمایت‌های دولت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، دوره ۴، شماره ۳، صص ۱-۱۶.

مهربانیان، الهام و مؤذنی، سعید. (۱۳۸۷). *بررسی یارانه‌های پرداختی و اعتبارات دولت به بخش کشاورزی در ایران و تجارب سایر کشورها*. تهران: انتشارات مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، صص ۲۰ – ۲۵.

نوفرستی، محمد. (۱۳۹۱). *ریشه واحد هم‌جمعی در اقتصادسنجی*. چاپ چهارم. تهران: انتشارات خدمات فرهنگی رسا، صص ۹۱ – ۱۰۰.

ب) انگلیسی

Babatunda, R. B. & Qaim, M. (2010). Impact of Off-farm Income on Food Security and Nutrition in Nigeria. *Journal of Food Policy*, 35(4), pp. 303-311.

Banerjee, A., Dolado, J. J. & Mestre, R. (1992). On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity, *Bank of Spain Working Paper*, 9302.

Bashir, M. Kh., Schilizzi, S. & Pandit, R. (2012). The Determinants of Rural Household Food Security on the Punjab, Pakistan: An Econometric Analysis. *Working Papers from University of Western Australia*, School of Agricultural and Resource Economics, 122526, pp. 5-8 .

Bigman, D. (1993). *The Measurement of Food Security. In: P. Berck & D. Bigman (Eds.1993)*. Food Security and Food Inventories In Developing Countries. Wallingford: CAB International, pp. 238-251.

Byres, T. J. (1982). *Agrarian Transition and the Agrarian Question*. In J. Harriss (Ed.). Rural Development, London: Hutchinson University Library.

Car, B. (1992). The Economics of Agricultural Policy. *CRS Report for Congress*, pp. 92-108.

Del Ninno, C., Dorosh, P. A. & Kalanidhi, S. (2007). Food Aid, Domestic Policy and Food Security: Contrasting Experiences from South Asia and sub-Saharan Africa. *Food Policy*, 32(4), pp. 413-435.

FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations). (1996). *Rome Declaration on World Food Security and World Food Summit Plan of Action*. World Food Summit, Rome, Italy: FAO, Retrieved November 2014.

Faridi, R. & Wadood, S. N. (2010). An Econometric Assessment of Household Food Security in Bangladesh. *The Bangladesh Development Studies*, 33(3), pp. 97-111.

Kassie, M., Ndiritu, S. W. & Bekele, A. S. (2012). *Determinants of Food Security in Kenya, a Gender Perspective*. 86th Annual Conference, April 16-18, 2012, Warwick University, Coventry, UK. No. 135124. Agricultural Economics Society, 2012.

Leeuwis, C. (2003). *Communication for Rural Innovation: Rethinking Agriculture Extenstion*. 3rd Edition. Oxford: Blackwell Publishing Ltd, pp. 424.

Misselhorn, A., Aggarwal, P., Ericksen, P., Gregory, P., Horn-Phathanothai, L., Ingram, J. & Wiebe, K. (2012). A Vision for Attaining Food Security. *Environmental Sustainability*,

4(1), pp. 7-17.
Pinstrup-Andersen, P. & Pandya-Lorch, R. (1995). *Prospects for Future World Food Security*. IRD Currents: Current Issues in International Rural Development. 9, pp. 4-9
Pesaran, M. H. & Pesaran, B. (1977). Working with Microfit 4.0: An Interactive Introduction to Econometrics. *Oxford University Press*.
Salem, J. & Mojaverian, M. (2013). The Study of Food Import Capacity Effects on Rural Households' Food Security in Iran. *International Journal of Agronomy and Plant Production*, 4(6), pp.1234-1240.
Santeramo, F. G. (2014). *On the Composite Indicators for Food Security: Decisions Matter*. Munich Personal RePEc Archive (MPRA), No. 58955, Posted 29.
Sekhampu, T. J. (2013). Determinants of the Food Security Status of Households Receiving Government Grants in Kwakwatsi, South Africa, Mediterranean. *Journal of Social Sciences*, 4(1), pp.147-153.
Sen, A. K. (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrical*, 44(2),pp. 219-231.
Thomson, A. & Metz, M. (1998). *Implication of Economic Policy for Food Security. A Training Manual*. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). Rome, 1998.
Wineman, A. (2014). Multidimensional Household Food Security Measurement in Rural Zambia, *The Agricultural & Applied Economics Association*, AAEA Annual Meeting, Minneapolis, Minnesota, July 27-29.
World Bank. (1986). *Poverty and Hunger: Issues and Options for Food Security in Developing Countries*. World Bank. Washington, D.C., U.S.A.
Yavari, Gh., Hosseini, S. A. & Fazelbeygi, M. M. (2014). Estimation of Food Security in Iran Based on the Main Food Groups. *Indian Journal of Applied Research*, 4(5), pp. 263-265.
Yoshihisa, G. (2012). *Evaluation of Japanese Agricultural Policy Reforms Under the WTO Agreement on Agriculture*. International Association of Agricultural Economists. 2012 Conference, August 1824-, Foz do Iguaçu, Brazil.
Zhai, K. (2013). Vision of Resource, Structure, System and Chinese Food Security. *IERI Procedia*, 4(2013), pp. 408-416.