تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۴۴، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۲، ص (۵۴۴-۵۳۳)

اثر حمایت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در ایران

سیدصفدر حسینی[1]*، محمدرضا پاکروان[2] ، میلاد اتقایی[3]

۱. استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد وتوسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران

۳. کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۹۱/۱۱/۰۸ – تاریخ تصویب: ۹۲/۰۷/۰۸)

چکیده

باتوجه به اهمیت بخش کشاورزی در تولید، اشتغال و ایجاد امنیت غذایی، کشورهای مختلف جهان، اعم از توسعه‌یافته یا در حال توسعه، به روش‌های گوناگون این بخش را حمایت می‌کنند. در این مطالعه، اثر سیاست‌های حمایتی دولت بر امنیت غذایی کشور در قالب الگوی VECM در دورهٔ زمانی ۱۳۶۸–۱۳۸۸ بررسی شده است. نتایج مطالعه بیانگر اثر مثبت سیاست‌های حمایتی دولت بر شاخص امنیت غذایی کشور در دورهٔ تحت بررسی است. بر این اساس، به ازای افزایش یک درصدی حمایت‌های بخش کشاورزی، شاخص امنیت غذایی ۰/۰۰۵ درصد افزایش خواهد داشت؛ بنابراین هدف از اعمال سیاست حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی، کاهش هزینه‌های تولید و افزایش کیفیت و بهره‌وری ضروری است؛ همچنین تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش کشاورزی و گسترش صنعت بیمهٔ محصولات کشاورزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا باعث کاهش ریسک و نبود حتمیت درآمدی و تشویق کشاورزان در راستای تولید بیشتر و بهتر محصولات و افزایش حاشیهٔ امنیت غذایی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: امنیت غذایی، ایران، بخش کشاورزی، سیاست‌های حمایتی، مدل VECM

مقدمه

نقش تغذیه در سلامت، افزایش کارایی، یادگیری انسان‌ها و ارتباط آن با توسعهٔ اقتصادی در پژوهش‌های وسیع جهانی به اثبات رسیده است؛ بنابراین در بین اولویت‌های اهداف توسعهٔ هر کشور دستیابی به امنیت غذایی اهمیت ویژه‌ای دارد (del Ninno et al., 2007) . امنیت غذایی مفهومی گسترده است که با تعامل مجموعه‌ای از عوامل بیولوژیکی، اقتصادی، اجتماعی، کشاورزی و فیزیکی تعیین می‌شود (Ahmad et al., 2004)؛ با این حال، این پیچیدگی را می‌توان با تمرکز بر سه مؤلفهٔ اصلی امنیت غذایی یعنی موجودی غذا، دسترسی به مواد غذایی و استفاده از موادغذایی خلاصه کرد (Scanlan, 2004). در کشورهای کم‌درآمد، بخش کشاورزی به دلیل گستردگی و پیوندهای قوی با سایر بخش‌های اقتصادی، موتور و محرک اولیهٔ رشد اقتصادی به شمار می‌رود. از دیدگاه توسعهٔ اقتصادی، بخش کشاورزی در فرایند رشد و توسعهٔ کشور وظایف مهمی را برعهده دارد. به دلیل وضعیت سیاسی و تحریم‌های یک‌جانبه علیه کشورمان، تأمین امنیت غذایی با حمایت از تولید محصولات کشاورزی داخلی با حساسیت و دقت بیشتری پیگیری می‌شود. بخش کشاورزی به طور مستقیم از طریق تولید بیشتر و صادرات و به صورت غیر مستقیم از راه افزایش تقاضا برای خدمات و کالاهای صنعتی در جوامع روستایی به رشد اقتصادی کمک

* نویسندهٔ مسئول: تلفن: ۳۲۲۴۷۷۸۳ ۰۲۶ Email: hosseini_safdar@yahoo.com

می‌کند و فضای امنیت غذایی کشور را بهبود می‌بخشد (Hosseini et al., 2011). با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در تولید، اشتغال و ایجاد امنیت غذایی، کشورهای مختلف جهان، اعم از توسعه‌یافته یا در حال توسعه، به روش‌های گوناگون این بخش را حمایت می‌کنند (Hosseini et al., 2011). حمایت از بخش کشاورزی ضرورتی اجتناب ناپذیر است که تحقق آن منافع همهٔ بخش‌های جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Hosseini, 2006)؛ بنابراین حمایت از بخش کشاورزی همواره مورد توجه دولت‌هاست و حمایت از بخش کشاورزی جزء جدانشدنی آن به شمار می‌رود. سیاست-های حمایتی از مهم‌ترین سیاست‌های اقتصادی در بخش کشاورزی کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به شمار می‌روند. امروزه، اهمیت و جایگاه منحصربه‌فرد بخش کشاورزی در قالب کارکردهای کلاسیک و متداول آن همچون تأمین مواد غذایی و مواد خام صنایع، صادرات، ارزآوری و اشتغال نه‌تنها تضعیف نشده، بلکه در روند توسعهٔ کشورهای پیشرفته بیش از پیش تقویت شده است (Atghayi, 2010). در مطالعهٔ حاضر، اهمیت و جایگاه سیاست‌های حمایت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی مصرف‌کنندگان کشور بررسی می‌شود. تاکنون، مطالعات مختلفی در زمینهٔ شناسایی عوامل مؤثر بر برقراری امنیت غذایی در مناطق مختلف صورت گرفته است.

Faridi and Wadood (2010) با استفاده از مدل لوجیت، عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای بنگلادشی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که سطح تحصیلات سرپرست خانوار، زمین ملکی، قیمت برنج، بعد خانوار، درآمد کشاورزی و درآمد غیر کشاورزی از عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در این کشور به شمار می‌روند؛ همچنین سطح تحصیلات سرپرست خانوار در مدل مورد نظر معنی‌دار نشد. قیمت برنج مصرفی خانوار نیز مهم‌ترین عامل در تغییر احتمال امنیت غذایی خانوار محسوب می‌شود. Abebaw et al. (2010) در مطالعهٔ خود اثر برنامهٔ امنیت غذایی را بر مصرف غذای خانوارهای شمال غربی اتیوپی با استفاده از رهیافت لوجیت بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که متغیر IFSP[1] اثر معنی‌داری بر مقدار دریافت کالری مواد غذایی دارد؛ همچنین IFSP به صورت گسترده‌ای به عواملی همچون بعد خانوار، مالکیت زمین، جنسیت سرپرست خانوار بستگی دارد.

Caglayan and Dayioglu (2011) در مطالعهٔ خود به بررسی عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای ترکیه در سال ۲۰۰۸ پرداختند. برای این منظور از دو رهیافت لوجیت پارامتری و شبه پارامتری استفاده شد. نتایج بررسی نشان داد که متغیرهای شغل سرپرست خانواده، درآمد و سهم نیروی کار خانوادگی و منطقه عوامل مؤثر و تعیین‌کنندهٔ سطح فقر در این کشور هستند. Bashir et al. (2012) در مقاله‌ای عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی را در سه منطقهٔ استان پنجاب پاکستان بررسی کردند. آن‌ها در این مطالعه از مدل رگرسیون لوجیت دودویی استفاده کردند. نتایج مطالعه نشان داد که مناطق پنجاب مرکزی، شمالی و جنوبی به ترتیب با ۳۱، ۱۵ و ۱۳/۵درصد خانوار فقیر، ناامن‌ترین مناطق از نظر امکانات غذایی شناخته می‌شوند؛ همچنین درآمد ماهیانه و تعداد دام خانوار در سه منطقه اثر مثبت و اندازهٔ خانوار اثر منفی و معنادار بر ایجاد امنیت غذایی داشته‌اند.

Malik et al. (2012) اثر و کارایی متغیرهای جمعیتی و اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر فقرزدایی و امنیت غذایی را در روستاهای استان پنجاب پاکستان بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که به ترتیب ۳۶/۶۹، ۱۴/۹۳ و ۱۱/۰۴ درصد افراد مورد بررسی به فقر فرامطلق، مطلق و نسبی دچارند. بر اساس نتایج عوامل مورد بررسی نقش بسیار مهمی در کاهش فقر و بهبود شرایط زندگی دارند.

Mehrabi and Mousavi (2009) در مطالعهٔ خود به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که این اثرگذاری بسیار اندک است و در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبت دارد.

به طور کلی، دو هدف اساسی برای اجرای سیاست‌های کشاورزی ذکر می‌شود: نخست، ناکارایی یا شکست بازار و ماهیت غیر پذیرفتنی تخصیص طبیعی بازار برای جامعه است (Hosseini, 2006). بر این اساس در بیشتر کشورهای جهان بدون حمایت از بخش کشاورزی تعداد زیادی از کشاورزان و روستاییان با درآمد اندک با مشکلات جدی روبه‌رو خواهند شد؛ به‌ویژه آنکه این کشورها برای تأمین امنیت غذایی با استفاده از اهرم واردات و دخالت مستقیم در قیمت محصولات کشاورزی و غذایی اساسی در پایین نگه‌داشتن قیمت برای حمایت از مصرف‌کنندگان شهری تلاش داشته‌اند(Gade et al., 2006)؛ بنابراین

1. Integrated Food Security Program (IFSP)

اجرای سیاست‌های حمایتی دولت ضروری است. ماهیت و میزان این حمایت‌ها در کشورهای مختلف متفاوت است و به همین دلیل تاکنون شاخص‌های مختلفی برای ارزیابی و اندازه‌گیری میزان این حمایت‌ها استفاده شده است. این شاخص‌ها برای هرکدام از محصولات به طور مجزا یا برای کل بخش کشاورزی قابل برآورد است. در این راستا، کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD)[1]، از سال ۱۹۸۷ روش محاسبهٔ حمایت‌ها و معافیت‌های حمایتی را یکسان کرده‌اند. در این روش، میزان حمایت از تولیدکنندگان با استفاده از شاخص حمایت از تولیدکننده (PSE)[2] محاسبه می‌شود. تاکنون، مطالعات مختلفی در زمینهٔ محاسبهٔ شاخص‌های حمایت از محصولات کشاورزی در داخل و خارج از کشور انجام شده است؛ برای مثال Gopinath et al. (2004) در پژوهشی به بررسی حمایت داخلی از کشاورزی در اتحادیهٔ اروپا و آمریکا پرداختند. شاخص برآورد حمایت از تولیدکننده (PSE) برای اتحادیهٔ اروپا بیش از دو برابر مقدار این شاخص برای آمریکاست؛ هرچند ارزش تولیدات کشاورزی در اتحادیهٔ اروپا تنها ۳۰ درصد بیشتر از آمریکاست.

Ordon et al. (2004) در پژوهشی با عنوان "برآورد حمایت از تولیدکنندهٔ کشاورزی در کشورهای در حال توسعه" (مسائل محاسباتی و تجربهٔ چین، اندونزی، ویتنام و هند) به تحلیل تحولات سیاست‌های کشاورزی در چهار کشور یادشده در سال‌های ۱۹۸۵- ۲۰۰۲ پرداختند. نتایج برای کشور هند، که بر پایهٔ یازده محصول اصلی قرار دارد، نشان می‌دهد که حمایت از بخش کشاورزی با قیمت‌های جهانی نسبت معکوس دارد.

Cakmak (2003) پژوهشی با عنوان "ارزیابی سیاست‌های کشاورزی گذشته و آینده در ترکیه" (آیا سیاست‌ها پایدار می‌شوند؟) انجام داده است. در این مطالعه، شاخص‌های حمایت از تولیدکننده (PSE)، مصرف‌کننده (CSE)، خدمات عمومی (GSSE)[3]، کل بخش کشاورزی (TSE)[4] و شاخص‌های فرعی مربوط به هریک از آن‌ها در سال‌های ۱۹۸۶-۲۰۰۱ محاسبه و تحلیل شد. نتایج نشان می‌دهند که سیاست‌های جاری به کشاورزان ثروتمند بیشتر از کشاورزان فقیر سود می‌رسانند و طبقات کم‌درآمد به دلیل مداخله‌های قیمتی دولت بار مالی سیاست‌های حمایتی را تحمل می‌کنند.

Hosseini et al. (2011) در مطالعه‌ای اثر سیاست‌های حمایتی را بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی در ایران ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که شاخص حمایت از تولیدکنندهٔ بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. با توجه به اینکه در مطالعهٔ حاضر اثر سیاست‌های حمایتی دولت بر امنیت غذایی کشور بررسی شده است، بررسی مطالعات در حوزهٔ شناسایی عوامل مؤثر بر این شاخص ضروری به نظر می‌رسد.

در زمینهٔ بررسی اثر سیاست‌های حمایتی بر امنیت غذایی نیز می‌توان به مطالعهٔ Mehrabi and Mousavi (2010) اشاره کرد. آن‌ها در مطالعهٔ خود آثار سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی را در قالب شاخص ساده‌شدهٔ AMS بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران ارزیابی کردند و به این نتیجه رسیدند که در مجموع حمایت‌های قیمتی و نهاده‌ای از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در کوتاه‌مدت اثر مثبت داشته‌اند اما در بلندمدت خیر.

Miller and Coble (2006) اثر پرداخت‌های مستقیم دولت برای تهیهٔ غذا در آمریکا را در بین گروه‌های غذایی خاص با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که پرداخت‌های مستقیم تأثیر معنی‌داری در تهیهٔ غذای گروه‌های خاص ندارند.

با توجه به اهمیت و نقش سیاست‌های حمایتی در ایجاد رضایت‌مندی تولید محصولات کشاورزی و همچنین جایگاه ویژهٔ این محصولات در سبد مصرفی خانوار و تأمین مواد ریزمغذی مورد نیاز برای برقراری امنیت غذایی آن‌ها، در مطالعهٔ حاضر اثر سیاست‌های حمایتی دولت بر امنیت غذایی مصرف‌کنندگان کشور در قالب مدل اقتصادسنجی ارزیابی شده است. اطلاعات لازم مربوط به دورهٔ زمانی ۱۳۸۸-۱۳۶۸ است.

روش تحقیق

شاخص حمایت از کل بخش کشاورزی (TSE) با محاسبهٔ PSE و CSE و با شاخص حمایت از خدمات عمومی بخش کشاورزی (GSSE) و استفاده از رابطهٔ ۱ محاسبه می‌شود (Hosseini et al., 2011)

$$TSE = PSE + CSE + GSSE \quad (۱)$$

1 .Organization for Economic Co-operation and Development. 2 .Producer Support Estimates.
3. General Services Support Estimate 4. Total Support Estimate

شاخص حمایت از تولیدکننده (PSE_t) را سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی تعریف و محاسبه کرد. این سازمان PSE را «شاخصی از ارزش پولی سالیانهٔ پرداخت‌های انتقالی ناخالص از مصرف‌کنندگان و پرداخت‌کنندگان مالیات به تولیدکنندگان بخش کشاورزی» تعریف می‌کند که ناشی از سیاست‌های حمایت از تولیدکنندهٔ بخش کشاورزی است؛ البته صرف نظر از ماهیت، اهداف یا آثار این سیاست‌ها بر تولید یا درآمد تولیدکننده محاسبهٔ PSE به دو صورت مقداری و درصدی انجام می‌شود. بر اساس تعریف سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی، سیاست‌های مربوط به PSE در هشت طبقه تقسیم‌بندی می‌شوند. اولین طبقه یا دسته حمایت از قیمت بازاری (MPS) محصولات است. این معیار بر اساس اختلاف قیمت داخلی محصول و قیمت معادل جهانی آن محاسبه می‌شود. هفت دستهٔ دیگر پرداخت‌های بودجه‌ای (BP) هستند که سایر پرداخت‌های مستقیم و غیر مستقیم دولت به کشاورزی را در بر می‌گیرند. برای محاسبهٔ حمایت از قیمت بازاری، قیمت سر مزرعهٔ یک محصول (P_d) با قیمت مرجع تعدیل‌شده[1] (P_m) مقایسه می‌شود. با فرض رقابتی‌بودن بازارها و یک کشور کوچک در تجارت جهانی، که سیاست‌های داخلی و خارجی آن نمی‌تواند قیمت‌های جهانی را متأثر کند، قیمت داخلی در سر مزرعهٔ یک محصول (P_d) با قیمت مرجع تعدیل‌شده (P_m) مقایسه می‌شود. نحوهٔ محاسبه و تعدیل P_m برای محصولات وارداتی و صادراتی به ترتیب در روابط ۲ و ۳ بیان شده است.

(۲) برای محصولات وارداتی $P_m = P_r \times Q_{adj} + (C_p + T_{d1})$

(۳) برای محصولات صادراتی $P_m = P_r \times Q_{adj} - (C_p + T_{d1}) - M$

که در آن Pr قیمت مرجع در سر مرز، C_p هزینه‌های مرزی (انواع هزینه‌های گمرکی و غیر گمرکی در سر مرز به غیر از تعرفه‌ها و هزینه‌هایی که از سیاست‌های تجاری ناشی می‌شوند)، T_{d1} همهٔ هزینه‌های بارگیری، حمل‌ونقل، تخلیه، نگهداری و بازاریابی کالای وارداتی از سر مرز تا سر مزرعه، M همهٔ هزینه‌های فراوری و بازاریابی کالای داخلی از مزرعه تا سر مرز (در مورد محصولاتی مانند انگور که به‌صورت فراوری‌شده صادر می‌شود) و Q_{adj} ضریب تعدیل تفاوت‌های کالایی[2] است؛ همچنین برای انجام محاسبات از نرخ ارز تعادلی استفاده شد[3] (Atghayi, 2010)؛ به این ترتیب این مسائل قیمت محصولات تولید داخل و وارداتی یا صادراتی را در سطح خاصی از بازار قابل مقایسه می‌کنند. قیمت مرجع با استفاده از هزینه‌های بارگیری، حمل‌ونقل، تخلیه و بازاریابی کالای تجاری از سر مرز تا سر مزرعه و ضریب تعدیل تفاوت کالای داخلی و تجاری تعدیل می‌شود؛ بنابراین شکاف قیمتی (حمایت از قیمت بازاری) در سطح مزرعه برای محصول (j) به صورت اختلاف قیمت تولیدکننده (یا سر مزرعه) و قیمت مرجع تعدیل‌شده محاسبه می‌شود (Hosseini et al., 2011).

$$MPS_j = \left(P_j^d - P_j^{ar}\right) \times Q_j \qquad (۴)$$

که در آن P_j^d قیمت تولیدکنندهٔ کالای j، P_j^{ar} قیمت مرجع تعدیل‌شدهٔ کالای j و Q_j مقدار کالای j است. پرداخت‌های بودجه‌ای به محصولات (BP) به سه دسته تقسیم می‌شوند:

الف) پرداخت بر اساس سطح زیر کشت یا تعداد دام: معیاری از ارزش پولی پرداخت‌های ناخالصی که از مالیات‌پردازان به تولیدکنندگان محصول یا محصولاتی خاص بر اساس سطح زیر کشت یا تعداد دام جاری داده می‌شود.

ب) پرداخت با استفاده از نهاده‌های یارانه‌ای: یارانه‌هایی که بر اثر سیاست‌های حمایتی برای کاهش شکاف بین قیمت داخلی و جهانی نهاده‌های تولیدی به تولیدکنندگان محصولات کشاورزی پرداخت می‌شود. این پرداخت‌ها با رابطهٔ زیر محاسبه می‌شوند:

$$BP = \sum_{i=1}^{n} (PDi - PWi)Qi \qquad (۵)$$

که در آن Q_i میزان استفاده از نهادهٔ i ام در تولید، P_{Di} قیمت داخلی یا قیمت یارانه‌های نهادهٔ i ام، P_{Wi} قیمت تعدیل‌شدهٔ نهاده i ام و $i = 1,..n$ تعداد نهاده‌های یارانه‌ای استفاده‌شده در تولید محصولات کشاورزی است. از حاصل جمع حمایت از قیمت بازاری و مجموع پرداخت‌های بودجه‌ای مقدار حمایت از تولیدکنندگان هریک از محصولات کشاورزی به دست می‌آید.

---

1. Adjusted reference price

۲. این ضریب بر تفاوت‌های کالایی دلالت می‌کند و اگر بزرگ تر از صفر باشد، به این معنی است که کیفیت کالای داخل نامطلوب تر از کالای تجاری ، وارداتی یا صادراتی، است.

۳. برای دستیابی به آمار و داده‌های مربوط به مقدار نرخ ارز تعادلی و روش محاسبهٔ آن، به پایان نامهٔ کارشناسی ارشد آقای میلاد اتقایی با عنوان *برآورد نرخ ارز تعادلی و بررسی اثر انحراف نرخ ارز بر شاخص حمایت از تولیدکنندهٔ بخش کشاورزی*، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، دانشکدهٔ مهندسی اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی مراجعه کنید.

$$PSE_i = MPS_i + BP_i \qquad (۶)$$

در صورتی که مقدار MPS کل از کل پرداخت‌های بودجه‌ای دولت به مصرف‌کنندگان کسر شود، مقدار کل حمایت از مصرف‌کنندگان (CSE) به دست می‌آید (OECD, 2008).

$$CSE = BP - MPS \qquad (۷)$$

روش دیگر محاسبهٔ مقدار کل حمایت از مصرف‌کنندگان (CSE)، محاسبهٔ مقدار CSE برای هریک از کالاها و جمع موارد محاسبه شده است. مقدار CSE برای هر محصول از رابطهٔ زیر حاصل می‌شود (Ibid):

$$CSE = BP_i - Q_i(p_d - p_a) \qquad (۸)$$

که در آن Q_i مقدار مصرف کالای i، P_d قیمت داخلی (سر مزرعه) کالای i، P_a قیمت مرجع کالای i، BP_i میزان یارانهٔ مصرفی و حمایت‌های بودجه‌ای دولت از کالای i است. حمایت از خدمات عمومی در بخش کشاورزی (GSSE)[1] معیاری است که ارزش پولی ناخالص سالانهٔ اختصاص‌یافته به خدمات عمومی را در بخش کشاورزی اندازه‌گیری می‌کند. پرداخت‌های خدمات عمومی کشاورزی به تصمیم‌ها و فعالیت‌های فردی کشاورزان یا مصرف‌کنندگان ارتباط ندارد؛ همچنین تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان به‌صورت فردی چیزی دریافت نمی‌کنند و این پرداخت‌ها بر دریافتی‌های مزرعه و هزینه‌های مصرف‌کننده تأثیری نمی‌گذارند (Ibid). سازمان خواربار کشاورزی (فائو) شاخص جمعی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) را توسعه داده است. این شاخص روی کار Sen (1976) و Bigman (1993) بنا نهاده شده است. در این شاخص، با شرکت هر سه عنصر امنیت غذایی یعنی موجودبودن غذا و پایداری عرضهٔ غذا و دسترسی به غذا سطح امنیت غذایی اندازه‌گیری شده است (Safarkhanloo and Mohamadi Nejhad, 2011).

$$\mathrm{AHFSI} = ۱۰۰ - \left[H\left(\left(G + (۱-G)I^p\right)\right) + \frac{۱}{۲}CV\left(۱ - H\left(G + (۱-G)\right)I^p\right)\right] \qquad (۹)$$

که در رابطه ۹، $H = \frac{P_U}{P_T} \times ۱۰۰$، $G = \frac{C_s - C_{AU}}{C_s \times H}$ و $I^p = ۱ + \left(\frac{۱}{N}\right) - \left[\frac{۲}{\left(m \times N^{۲}\right)}\right]\left[\sum_{i=۱}^{N}(N - i + ۱)Y_i\right]$ است.

P_U: تعداد افرادی که کمتر از میزان استاندارد، انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند، P_T: تعداد کل جمعیت مورد بررسی، H: درصد افرادی که انرژی یا پروتئین را به میزان کمتر از استاندارد دریافت کرده‌اند، C_S: انرژی یا پروتئین استاندارد، C_{AU}: میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد، G: شدت کمبود انرژی یا پروتئین دریافتی، S: انحراف معیار عرضهٔ انرژی یا پروتئین طی زمان، $\bar{X}$: میانگین عرضهٔ انرژی یا پروتئین طی زمان، CV: ضریب تغییرات عرضهٔ انرژی و پروتئین، I^P: ضریب جینی توزیع مخارج بین افراد فقیر، N: کل افرادی که زیر خط فقر قرار گرفته‌اند، i: i امین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است، Y_i: هزینهٔ ناخالص i امین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است، m: میانگین هزینهٔ ناخالص افراد زیر خط فقر.

این شاخص به دو بخش اصلی قابل تجزیه است. بخش اول، به کار شاخص فقر امارتیاسن[2] $H\left(\left(G + (۱-G)I^p\right)\right)$ مربوط است که با استفاده از سه عنصر سطح فقر غذایی (H)، عمق فقر غذایی (G)، توزیع فقر غذایی (I^P) تعریف شده است. بخش دوم، مربوط به کار بیگمن $۰/۵\,\mathrm{CV}\left(۱ - \mathrm{H}\left(\mathrm{G} + (۱-\mathrm{G})\right)\mathrm{I}^{\mathrm{p}}\right)$ دربارهٔ احتمال مواجههٔ افراد با فقر غذایی است که علاوه بر سه عنصر یادشده ضریب تغییرات را با ضریب ۰/۵ وارد کرده است. این شاخص شاخصی تجزیه‌پذیر برای تعیین رتبهٔ امنیت غذایی در یک کشور بر پایهٔ شکاف غذایی، نابرابری در توزیع غذا بین خانوارها و ناپایداری در دستیابی سالانه به غذاست. دامنهٔ این شاخص از صفر تا ۱۰۰ است. اگر مقدار شاخص کمتر از ۶۵ درصد باشد، کشور در وضعیت بحرانی از نظر امنیت غذایی است. اگر مقدار شاخص بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد، کشور امنیت غذایی کمی دارد و اگر مقدار شاخص بین ۷۵ تا ۸۵ درصد باشد، کشور امنیت غذایی متوسط و اگر مقدار شاخص بالای ۸۵ باشد، کشور امنیت غذایی بالایی دارد (Yotopoulos, 1997).

این شاخص برای مقایسهٔ وضعیت امنیت غذایی کشورها یا ارائهٔ تصویری از روند پیشرفت یک کشور در طول زمان قابل استفاده است؛ همچنین با آن وضعیت امنیت غذایی گروه‌های مختلف درآمدی نیز محاسبه می‌شود. در محاسبهٔ شاخص جمعی امنیت غذایی خانوار، G شدت کمبود انرژی

1. General Services Support Estimate

2. sen

یا پروتئین دریافتی و I^p نیز مقدار نبود نسبی غذا را در بین افراد سوء تغذیه‌ای نشان می‌دهد. متغیرهای H و G و I^p به میانگین یک سال برمی‌گردد و به میانگین مصرف غذای هر فرد بستگی دارد؛ پس از محاسبهٔ شاخص حمایت از کل بخش کشاورزی و شاخص امنیت غذایی، وجود رابطهٔ بلندمدت بین این شاخص‌ها بررسی شد. بدین منظور، ابتدا به بررسی مرتبهٔ ایستایی شاخص‌ها پرداختیم. بر اساس ماهیت مرتبهٔ هم‌انباشتگی شاخص‌ها دو حالت کلی امکان‌پذیر است: نخست، هر دو شاخص در سطح ایستا باشند؛ دوم، دو شاخص انباشته از مرتبهٔ یک باشند و حالت سوم اینکه درجهٔ انباشتگی دو شاخص متفاوت باشد. در صورتی که هر دو شاخص انباشته از مرتبهٔ اول باشند، وجود حداقل یک رابطهٔ بلندمدت ممکن است؛ البته اگر یک رابطهٔ علی دوطرفه بین دو متغیر برقرار باشد. پس از تشخیص وجود رابطهٔ بلندمدت، اقدام به تعیین تعداد وقفهٔ بهینه خواهد شد. در شرایطی که هدف برآورد الگوی خودتوضیح‌برداری (VECM)[1] باشد، معیار شوآرتز- بیزین برای هر حجم نمونه بهترین ملاک برای انتخاب وقفهٔ الگوست.

Phillips and Ploberger (1994) نیز بر اساس مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که در انتخاب وقفهٔ بهینه، معیار شوآرتز عموماً بهتر از معیار آکائیک است. بدین منظور و پس از بررسی شرایط بالا و تعیین، از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن- جوسلیوس در تحلیل هم‌انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده شد. با پیروی از Johanson (1998) و Johanson and josilous (1990)، با یک نمایش VAR از بردار داده‌های Z با بعدP آغاز کردیم. برای شناسایی و برآورد ارتباط بلندمدت بین متغیرها ابتدا از یک مدل VAR ساده به صورت زیر رابطهٔ ۱۰ آغاز می‌شود:

$$x_t = c + \sum_{i=1}^{k} A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

که در این مدل، x_t برداری از متغیرهای ناایستا و از درجه I۱ است که باید با یک بردار همگرای β، که یک بردار ۱×۳ است هم‌جمع باشند؛ همچنین A_i یک ماتریس ۳×۳ از پارامترهای مدل و ε_t نیز یک بردار ۱×۳ از پسماندهای مدل است. شرط لازم برای وجود ارتباط بلندمدت و هم‌جمعی بین متغیرها برابربودن مرتبهٔ ایستایی آن‌هاست. برای بررسی مرتبهٔ مانایی متغیرهای مدل نیز از آزمون‌های ADF[2] و PP[3] استفاده شد. برای بررسی وجود تعدیلات پویای بلندمدت باید مدل کوتاه‌مدت VAR را به یک مدل بلندمدت VECM تبدیل کرد. بدین منظور عبارت x_{t-1} به طرفین رابطهٔ ۱۰ اضافه می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= c + (A_1 - I)x_{t-1} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t = c + (A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-2} \\ &+ (A_1 - I)x_{t-2} + A_2 x_{t-2} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= c + \underline{(A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-2}} + (A_1 - I)x_{t-2} + A_2 x_{t-2} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= c + \underline{(A_1 - I)\Delta x_{t-1}} + (A_1 + A_2 - I)\Delta x_{t-2} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (11)$$

رابطهٔ ۱۱ را می‌توان به صورت خلاصه‌شده و در قالب رابطهٔ ۱۲ نوشت:

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Omega x_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (12)$$

که در رابطهٔ ۱۲:

$$\Gamma_i = -\left(I - \sum_{i=1}^{k-1} A_i\right) \qquad \Omega = -\left(I - \sum_{i=1}^{k} A_i\right)$$

است؛ همچنین فرم کلی دیگری از رابطهٔ ۱۰ به صورت رابطهٔ ۱۳ است:

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^* \Delta x_{t-i} + \Omega x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (13)$$

$$\Gamma_i^* = -\left(\sum_{i=1}^{k-1} A_{i+1}\right) \Omega = -\left(I - \sum_{i=1}^{k-1} A_i\right)$$

که در این روابط ماتریس Ω معمولاً به‌صورت $\Omega = \alpha\beta'$ است که یک ماتریس $n \times r$ است. n تعداد متغیرهای موجود در مدل و r تعداد روابط هم‌جمعی و همچنین Δ تفاضل مرتبهٔ اول عملگر را نشان می‌دهد (Congregado et. al, 2010). در واقع، در این مطالعه روابط زیر استفاده شده است:

1. Vector Error Correction Model (VECM) 2. Augmented Dickey-Fuller (ADF) 3. Phillips-Perron (PP)

$$\Delta AHFSI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta AHFSI_{t-i} + \alpha_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta TSE_{t-i} + \alpha_3 \sum_{i=1}^{n} \Delta CO2_{t-i} + \lambda_{1i} \sum_{i=1}^{m} ECT_{i,t-1} + \mu_t \quad (14)$$

$$\Delta TSE_t = \phi_0 + \phi_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta AHFSI_{t-i} + \phi_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta TSE_{t-i} + \phi_3 \sum_{i=1}^{n} CO2_{t-i} + \phi_{1i} \sum_{i-1}^{m} ECT_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

که در رابطهٔ ۱۴ AHFSI شاخص امنیت غذایی کشور و CO2 مقدار انتشار گازهای گلخانه‌ای کشور است.

بر اساس نظر Aggarwal et al. (2004)، Tilman et al. (2002) و Bruinsma (2003) انتشار گازهای گلخانه‌ای بر محیط زیست و در نهایت کیفیت و مقدار تولید محصولات کشاورزی اثرگذار است که این مسئله ممکن است وضعیت تولید و امنیت غذایی یک کشور را به خطر اندازد؛ برای مثال Wang (2010) در مطالعهٔ خود نشان داد که تغییرات نامناسب اقلیمی و انتشار گازهای گلخانه‌ای تولید غذا را کاهش می‌دهند و به کمبود عرضهٔ غذا منجر می‌شوند و در نتیجه بر امنیت غذایی اثر می‌گذارند؛ همچنین TSE نشان‌دهندهٔ حمایت کل از بخش کشاورزی است. در رابطهٔ ۱۸، ECT نشان‌دهندهٔ ضریب تعدیل و حرکت رابطهٔ کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت است که مقدار آن باید منفی، معنادار و بین صفر و یک باشد و متغیر CO2 یک متغیر برونزاست که وارد مدل شده است. دو آزمون برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشته‌کننده به نام‌های آزمون تریس و آزمون حداکثر ریشه‌های مشخص وجود دارد. این آزمون‌ها به صورت روابط ۱۵ و ۱۶ تعریف شده‌اند (Shareef and Tran, 2007):

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} Ln(1-\hat{\lambda}_1) \quad (15)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \sum_{i=r+1}^{n} Ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad (16)$$

که $\hat{\lambda}_i$ نشان‌دهندهٔ ارزش تخمین زده شده از ریشه‌های مشخص، T تعداد مشاهدات قابل استفاده و r تعداد بردار هم‌انباشته‌کنندهٔ متمایز است. در آزمون Trace، فرض صفر این است که حداکثر r بردار هم‌انباشته‌کننده وجود دارد. این فرض علیه آلترناتیوهای عمومی آزمون شده است. به همین ترتیب در آزمون حداکثر ریشه‌های مشخص، فرض صفر $r=0$ علیه فرض دیگر $r=1$ آزمون شده است. به همین ترتیب می‌توان به صورت $H0: r=1$ علیه $H1: r=2$ و تا آخر این روند را ادامه داد تا تعداد بردار هم‌انباشته در صورت وجود تأیید شود.

نتایج و بحث

برای بررسی ارتباط بین سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی و امنیت غذایی کشور ابتدا باید وضعیت مانایی متغیرها بررسی شود. یکی از این متغیرها انتشار گازهای گلخانه‌ای است که باعث نامطلوب‌شدن شرایط آب‌وهوایی، گرم‌شدن زمین، اثرگذاری بر میزان آب مصرفی و کیفیت محصولات تولیدی و در نهایت آسیب‌زدن به وضعیت امنیت غذایی می‌شود. این متغیر، متغیر سوم در تحلیل و بررسی مدل حاضر است. به همین منظور، متغیر AHFSI شاخص امنیت غذایی، متغیر TSE میزان کل حمایت از بخش کشاورزی و CO2 میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را نشان می‌دهد. بررسی ایستایی متغیرهای مورد نظر در جدول ۱ نشان می‌دهد که هر سه متغیر با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند که برای اطمینان از نتایج بررسی‌ها از دو آمارهٔ ADF و PP استفاده شده است.

جدول ۱. بررسی ایستایی متغیرهای استفاده‌شده در مدل

متغیر	سطح				تفاضل اول				درجهٔ ایستایی
	ADF		PP		ADF		PP		
	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	
AHFSI	−۰/۷۰۲	۰/۸۲	−۰/۹	۰/۷۶	−۷/۳۲	۰/۰۰۰	−۱۷	۰/۰۰۰	I(۱)
CO2	۱/۸۴	۰/۹۹	۱/۵۴	۰/۹۹	−۶/۲۹	۰/۰۰۰۱	−۶/۲۹	۰/۰۰۰۱	I(۱)
TSE	۳/۸۳	۱/۰۰۰	۳/۷	۱/۰۰۰	−۲/۹	۰/۰۶۴	۲/۸۴	۰/۰۷۱	I(۱)

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به درجهٔ ایستایی متغیرهای بررسی‌شده، وجود رابطهٔ بلندمدت امکان‌پذیر است که نیازمند بررسی و آزمون است. به همین منظور، در مرحلهٔ بعد با استفاده از یک مدل VAR با تعدادی وقفهٔ اولیه، تعداد وقفهٔ بهینه با استفاده از

آماره‌های مختلف تعیین می‌شود. نتایج حاصل از تعیین وقفهٔ بهینه در جدول ۲ ارائه شده است. بر این اساس آماره‌های AIC، SBC و HQC در وقفهٔ اول کمترین ارزش را دارند که نشان می‌دهد وقفهٔ یک مقدار وقفهٔ بهینه برای بررسی رابطهٔ بلندمدت است.

جدول ۲. تعیین تعداد وقفهٔ بهینه با استفاده از مدل VAR

تعداد وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SBC	HQC
۰	-۴۳۲/۶۷	-	۳/۶۵ e+۱۸	۵۱/۲۵	۵۱/۴	۵۱/۲۶
۱	-۳۸۷/۷۱	۶۸/۷۵	۵/۴۶ e+۱۶	۴۷/۰۲	۴۷/۶۱	۴۷/۰۸
۲	-۳۸۳/۶۴	۴/۷۸	۱/۱۱ e+۱۷	۴۷/۶	۴۸/۶۳	۴۷/۷
۳	-۳۷۸/۱۶	۴/۵۱	۲/۴۲ e+۱۷	۴۸/۰۱	۴۹/۴۸	۴۸/۱۶

مأخذ: نتایج تحقیق

در ادامه و با توجه به وقفهٔ بهینهٔ تعیین‌شده در مرحلهٔ قبل، از مدل جوهانسون- جوسیلوس برای تحلیل هم‌انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده شد. نتایج بررسی آزمون هم‌انباشتگی در جدول ۳ نشان می‌دهد که در چهار حالت از پنج حالت ممکن با استفاده از هر دو آمارهٔ λ_{Trace} و λ_{Ma} تعداد یک بردار بلندمدت و فقط در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند (حالت دوم در جدول ۳) دو رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. با توجه به بررسی انجام‌شده و استفاده از حالت‌های مختلف درجهٔ هم‌انباشتگی بین متغیرها، حالت چهارم (با عرض از مبدأ و روند خطی) برای پایهٔ مورد نظر برای برآورد رابطهٔ بلندمدت استفاده شد.

جدول ۳. تعداد رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی

آماره	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و بدون روند (خطی)	با عرض از مبدأ و روند (خطی)	با عرض از مبدأ و روند (درجه ۲)
λ_{Trace}	۱	۲	۱	۱	۱
λ_{Max}	۱	۲	۱	۱	۱

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج بررسی آماره‌های هم‌انباشتگی حالت چهارم در جدول ۴ ارائه شده است. بر اساس آمارهٔ λ_{Trace}، در حالت فرض صفر نبود رابطهٔ بلندمدت، مقدار محاسباتی آن از آمارهٔ بحرانی بیشتر است؛ بنابراین فرض صفر رد و امکان وجود رابطهٔ بلندمدت به تعداد یک و بیشتر وجود دارد. در مرحلهٔ دوم و با فرض صفر حداکثر یک رابطهٔ بلندمدت مقدار آمارهٔ محاسباتی ۲۲/۹۶ است که از مقدار بحرانی آن (۲۵/۸۷) کمتر است؛ بنابراین فرض صفر قبول و وجود حداکثر یک رابطهٔ بلندمدت تأیید می‌شود. بررسی آمارهٔ λ_{Max} نیز در فرض صفر وجود حداکثر یک رابطهٔ بلندمدت مقدار آمارهٔ محاسباتی (۱۱/۶۱) کمتر از مقدار بحرانی آن (۱۹/۳۸) است.

جدول ۴. بررسی آماره‌های λ_{Trace} و λ_{Max} حالت چهارم (با عرض از مبدأ و روند خطی)

		فرض صفر	Eigenvalue	آمارهٔ محاسباتی	آمارهٔ بحرانی	سطح معنی‌داری
حالت (۴)	λ_{Trace}	بدون رابطه	۰/۷۷۴	۵۱/۳	۴۲/۹۱	۰/۰۰۵۹
		حداکثر یک رابطه	۰/۴۵۷	۲۲/۹۶	۲۵/۸۷	۰/۱۱۰۳
		حداکثر دو رابطه	۰/۴۴۹	۱۱/۳۴	۱۲/۵۱	۰/۰۷۷۷
	λ_{Max}	بدون رابطه	۰/۷۷۴	۲۸/۳۳	۲۵/۸۲	۰/۰۲۲۹
		حداکثر یک رابطه	۰/۴۵۷	۱۱/۶۱	۱۹/۳۸	۰/۴۵۱۸
		حداکثر دو رابطه	۰/۴۴۹	۱۱/۳۴	۱۲/۵۱	۰/۰۷۷۷

مأخذ: نتایج تحقیق

در مرحلهٔ بعد و پس از بررسی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها و تعیین نوع و درجهٔ آن، رابطهٔ بلندمدت بین شاخص امنیت غذایی و متغیرهای سیاست‌های حمایتی و گازهای گلخانه‌ای برآورد شد. قبل از تحلیل پارامترهای به‌دست‌آمده از مدل بلندمدت برآوردی، باید ویژگی‌های اقتصادی مدل برای تأیید برازش مناسب آن بررسی شود. بررسی وضعیت خودهمبستگی مدل برآورد شده که در جدول ۵ ارائه شده است نشان می‌دهد که بر اساس هر دو آمارهٔ Q فرض صفر نبود خودهمبستگی سریالی تأیید می‌شود و به همین دلیل پارامترهای مدل برآوردشده قابل اعتماد و اطمینان هستند.

جدول ۵. بررسی خودهمبستگی سریالی مدل برآوردشدهٔ VECM

وقفه	آمارهٔ Q	سطح معنی‌داری	آماره Q تعدیل‌شده	سطح معنی‌داری	درجهٔ آزادی
۱	۶/۳۳۹۷	۰/۷۰۵۵	۶/۶۹۱۹	۰/۶۶۹۲	۹
۲	۱۴/۷۰۶۳	۰/۶۸۲	۱۶/۰۴۲۸	۰/۵۸۹۶	۱۸
۳	۱۸/۲۴۶۳	۰/۸۹۵۸	۲۰/۲۴۶۶	۰/۸۲۰۲	۲۷
۴	۲۶/۸۸۳۸	۰/۸۶۴۵	۳۱/۱۸۷۴	۰/۶۹۶۷	۳۶
۵	۳۲/۵۷۵۷	۰/۹۱۶۵	۳۸/۹۱۲۱	۰/۷۲۶۴	۴۵
۶	۳۷/۴۸۹۲	۰/۹۵۷۴	۴۶/۰۹۳۴	۰/۷۶۹۳	۵۴
۷	۴۱/۳۱۹۲	۰/۹۸۴۲	۵۲/۱۵۷۶	۰/۸۳۳۳	۶۳
۸	۴۶/۸۴۳۷	۰/۹۹۰۶	۶۱/۶۹۹۸	۰/۸۰۱۴	۷۲
۹	۵۰/۵۵۲۸	۰/۹۹۶۸	۶۸/۷۴۷۱	۰/۸۳۲۲	۸۱
۱۰	۵۲/۴۹۸۵	۰/۹۹۹۵	۷۲/۸۵۴۸	۰/۹۰۶۴	۹۰
۱۱	۵۶/۵۳۲۹	۰/۹۹۹۸	۸۲/۴۳۶۵	۰/۸۸۵۳	۹۹
۱۲	۶۲/۳۴۷۳	۰/۹۹۹۹	۹۸/۲۱۸۵	۰/۷۳۹۳	۱۰۸

مأخذ: نتایج تحقیق

همچنین، برای استفاده از آماره‌های معنی‌داری پارامترهای مدل برآوردشده باید فرض نرمال‌بودن پسماندهای مدل برآوردشده بررسی شود. بدین منظور از روش چولسکی[1] استفاده می‌شود که بر مبنای آمارهٔ JB است. براساس نتایج، مقدار آمارهٔ بالا در حالت کلی، ۴/۵۴۷ برآورد شده است که معنادار نیست و درنتیجه فرض صفر نرمال‌بودن جملات پسماند مدل برآورد شده تأیید می‌شود. به همین دلیل نتایج معنی‌داری و سطوح احتمال پارامترهای برآوردشده در مدل قابل قبول و اعتماد است؛ همچنین برای بررسی همسانی واریانس در مدل برآوردشده، از آزمون ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود. براساس آمارهٔ کلی آزمون که مقدار آن ۱۶/۳۶ و در سطح ۰/۱۷ محاسبه شده است، فرض صفر همسان بودن واریانس در مدل نهایی تأیید شده و در واقع فرض ناهمسانی واریانس رد می‌شود.

با توجه به آزمون‌های بالا و تأیید صحت نتایج به‌دست‌آمده از مدل برآورده‌شده با استفاده از روش VECM، نتایج حاصل از رابطهٔ بلندمدت بین سیاست‌های حمایتی، انتشار گازهای گلخانه‌ای و شاخص امنیت غذایی کشور در جدول ۶ ارائه شده است. طبق نتایج ارائه‌شده در جدول، انتشار گازهای گلخانه‌ای در دورهٔ مورد بررسی اثر منفی بر شاخص امنیت غذایی کشور دارد. افزایش آلاینده‌های زیست محیطی، باعث کاهش میزان سلامت مواد غذایی و اثر منفی بر عملکرد محصولات و تولیدی شده است، که باعث اثر منفی بر امنیت و سلامت غذایی مصرف‌کنندگان می‌شود. سیاست‌های حمایت از بخش کشاورزی اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی کشور دارد و به ازای هریک واحد افزایش در شاخص حمایت از بخش کشاورزی، مقدار شاخص امنیت غذایی ۰/۰۰۰۰۱ واحد افزایش خواهد داشت. در واقع اگر مقدار ضریب بالا به صورت کشش بیان شود، به ازای افزایش یک درصدی در شاخص حمایت، مقدار شاخص امنیت غذایی ۰/۰۰۵ درصد افزایش خواهد داشت. شایان ذکر است که مقدار این ضریب در مطالعهٔ Mehrabi and Mousavi (2010)، ۰/۰۰۶ درصد محاسبه شده است. با توجه به اثر مثبت و معنی‌دار سیاست‌های حمایتی بر

1. Cholesky of Covariance (Lutkepohl)

امنیت غذایی، باید عوامل مؤثر بر بهبود حمایت‌های بخش کشاورزی شناسایی شود تا شاهد آثار مثبت آن بر امنیت غذایی باشیم. ضریب متغیر ECM ارائه‌شده در جدول ۶ بیانگر سرعت تعدیل الگوی پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب در تحقیق حاضر برابر با ۰/۲۷۷- است که در سطح ۹۵ درصد از نظر آماری معنی‌دار و منطبق بر تئوری است و نشان‌دهندهٔ اینکه در هر دوره ۲۷ درصد از خطای نبود تعادل از بین خواهد رفت.

جدول ۶. نتایج برآورد رابطهٔ بلندمدت با استفاده از روش VECM

متغیر	مقدار پارامتر	انحراف معیار	آمارهٔ t
وقفهٔ اول CO2	۰/۰۰۰۱۲-	۰/۰۰۰۰۲۲-	۵/۷۴
وقفهٔ اول TSE	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲	۴/۹۹
روند	۰/۷۳	۰/۲۶۷	۲/۷۳۳
عرض از مبدأ	۶۰/۰۹۱-	-	-
ضریب ECM	۰/۲۷۷-	۰/۱۳۴	۲/۰۵-

مأخذ: نتایج تحقیق

از سویی دیگر، معکوس این ضریب سرعت تأثیرگذاری متغیرهای مدل بر شاخص امنیت غذایی را نشان می‌دهد؛ به عبارت دیگر، برای تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست کمتر از ۳/۵ سال زمان لازم خواهد بود که این زمان تقریباً طولانی است.

پیشنهادها

در مطالعهٔ حاضر، اثر سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی بر شاخص امنیت غذایی کشور در قالب الگوی اقتصاد سنجی تحلیل شد. بررسی شاخص امنیت غذایی محاسبه شده نشان می‌دهد که مقدار آن از ۸۶/۷۵ در سال ۱۳۶۸ به مقدار ۹۴ در سال ۱۳۸۸ افزایش داشته است. در واقع، این روند رو به رشد نشان می‌دهد که وضعیت امنیت غذایی کشور در این دورهٔ زمانی بهبود یافته است؛ البته در این سال‌ها با نوساناتی مواجه بوده اما به طور کلی شرایط بهبود یافته است؛ برای مثال در سال ۱۳۸۳ و پس از اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز، مقدار شاخص معادل ۹۲/۵۸ که نسبت به سال قبل با مقدار ۹۲/۸۳ کاهش اندکی داشته است؛ همچنین بررسی شاخص حمایت از بخش کشاورزی نشان می‌دهد که در سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ بیشترین حمایت از بخش کشاورزی انجام شده است. نتایج بررسی ارتباط بین سیاست‌های حمایتی و شاخص حمایت از بخش کشاورزی، نشان‌دهندهٔ اثر مثبت و معنادار سیاست‌های حمایتی بر امنیت غذایی خانوارهای ایرانی است؛ پس بهبود شرایط حمایت‌های سیاستی و هدفدار کردن آن برای تأثیر مثبت بر وضعیت امنیت غذایی کشور ضروری به نظر می‌رسد. یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بهبود سیاست‌های حمایتی که باید به آن توجه شود، اعمال سیاست‌هایی برای کاهش هزینهٔ تولید و افزایش بهره‌وری تولیدکنندگان بخش کشاورزی است که این امر از راه بهبود شرایط فنی و تکنولوژیکی با مطالعهٔ امکانات، قابلیت‌ها و پتانسیل‌های مکانیزاسیون کشاورزی، تقویت و توسعهٔ مکانیزاسیون کشاورزی در سطوح و مراحل مختلف تولید، حمایت، هدایت و نظارت بر تشکل‌های خدمات مکانیزاسیون و اعطای تسهیلات بانکی لازم به کشاورزان برای تهیهٔ امکانات تکنولوژی میسر خواهد بود. افزایش استفاده از تکنولوژی برای تولید محصولات کشاورزی، به بهبود بهره‌وری و رشد بخش کشاورزی منجر خواهد شد. این رشد به صورت مستقیم یا غیر مستقیم به بهبود وضعیت خانوارهای شهری و روستایی 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 تولیدات داخلی و امنیت غذایی کشور دارد؛ همچنین بحث حمایت‌های نهاده‌ای از راه فراهم‌کردن نهاده‌های ارزان‌قیمت با کیفیت بالا مانند بذرهای اصلاح‌شده این امر را امکان‌پذیر می‌کند. از سویی دیگر، باید سیاست‌های تشویقی در حمایت از سرمایه‌گذاری بخش‌خصوصی در بخش کشاورزی انجام شود که یکی از مهم‌ترین مباحث در این بخش صنایع تبدیلی است. با توسعهٔ صنایع تبدیلی، علاوه بر جلوگیری از ایجاد ضایعات صنعتی، ارزش افزوده در تولید به دست می‌آید. در هر بخش از تولید ضایعاتی وجود دارد که با استفاده از روش‌های نوین، می‌توان آن را در چرخهٔ تولید دوباره بازآفرینی کرد که این خود یکی از مهم‌ترین عوامل کاهش ناامنی غذایی در یک کشور است؛ همچنین یکی دیگر از موارد مهم در سیاست‌های حمایتی در بخش کشاورزی، که در نهایت به بهبود وضعیت امنیت غذایی در کشور منجر خواهد شد، بیمه‌های کشاورزی است. بیمهٔ کشاورزی یکی از مهم‌ترین سازوکارهای ایجاد امنیت در سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده و مقابله با ریسک‌های فراوانی است که سرمایه‌گذاری‌های این بخش را تهدید می‌کند؛ به

بیان دیگر، مهم‌ترین ابزار برای تبدیل مدیریت بحران به مدیریت ریسک به شمار می‌رود. بیمهٔ محصولات کشاورزی به کشاورزان کمک می‌کند تا برای کاهش ریسک بهترین برنامه‌های مدیریتی و استراتژی‌های پایدار را به کار ببرند؛ همچنین حمایت‌های قیمتی دولت در زمینهٔ سیاست قیمت تضمینی و تعیین به موقع و بهینهٔ آن و همچنین خرید به موقع محصولات و طبقه‌بندی قیمت خرید آن‌ها بر اساس کیفیت تولیدی به تشویق بیشتر کشاورزان در تولید محصولات و همچنین دقت بیشتر در افزایش کارایی و کیفیت محصولاتشان منجر می‌شود. صندوق حمایت توسعهٔ کشاورزی نیز در زمینهٔ تأمین امنیت غذایی کشور جایگاه ویژه‌ای دارد که از جملهٔ آن می‌توان به جلوگیری از خروج سرمایه‌های بخش، سهیم کردن تولیدکنندگان و بهره‌برداران در فرایند برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری، تکمیل زیرساخت‌های بخش کشاورزی، هدفمندکردن و تزریق بهینهٔ یارانه‌ها، مدیریت بهینهٔ منابع مالی و افزایش نرخ رشد سرمایه‌گذاری اشاره کرد. بحث تحقیقات و آموزش و ترویج نظام بهره‌برداری نیز از عوامل مهم و تأثیرگذار بر سیاست‌های حمایتی برای بهبود شرایط امنیت غذایی است. آشنایی با مبانی کیفیت در تولید محصولات سالم، آشنایی با استانداردهای تولید محصول سالم، آشنایی با کشاورزی ارگانیک، برگزاری کلاس‌های آموزشی، مزارع نمایشی، فیلم‌های آموزشی، تکثیر و انتشارات فنی و تولید برنامه‌های رادیویی و تلویزیونی از جمله اقدامات مثبت در مجموعهٔ سیاست‌های حمایتی دولت است که باعث دستیابی به تولیدات بیشتر، باکیفیت‌تر و با هزینهٔ کمتر و دستیابی به آثار مثبت بر امنیت غذایی می‌شود. در نهایت، با توجه به اهمیت تعرفه‌ها و قیمت‌های وارداتی نهاده‌ها و برخی محصولات خاص کشاورزی با هدف حمایت از روند رشد کشاورزی و فقرزدایی باید نظام اقتصادی در حال توسعه از راه حذف یا کاهش موانع تجاری با اقتصاد جهانی تلفیق و همراه شود و به موضوع تجارت چندجانبه در میان خود و کشورهای توسعه‌یافته بپردازد. کشورهای در حال توسعه مانند ایران برای ایفای نقش رقابت‌آمیز باید مزیت‌ها و بهره‌وری محصولات کشاورزی خود را از راه اعمال تغییرات لازم در الگوهای مناسب کشت، بهبود فناوری‌های تولید، ارتقای کانال‌های بازاریابی و دیگر راهکارهای تکمیلی افزایش دهند تا از منافع واقعی ناشی از آزادسازی تجاری بهره‌مند شوند. یکی از منافع مهم آن برقراری و ثبات امنیت غذایی کشور است. رفع موانعی مانند تعرفه‌های سنگین واردات محصولات کشاورزی و مواد غذایی ابعاد مهمی در چرخهٔ فقرزدایی دارد. این پدیده سبب می‌شود قیمت مواد غذایی پایین بیاید و در نهایت مصرف‌کننده بهره‌مند شود. از آنجا که جمعیت فقیر بخش قابل ملاحظه‌ای از درآمد خود را صرف غذا می‌کنند، پس از کاهش موانع تجاری این گروه از منفعت بیشتری بهره‌مند خواهند شد؛ هرچند در این بین نباید از بحث تولید داخلی و حمایت از تولیدکنندگان غافل بود.

REFERENCES

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) 286–293.

Aggarwal, P.K., Joshi, P.K., Ingram, J. S. I., and Gupta, R.K. (2004). Adapting food systems of the Indo-Gangetic plains to global environmental change: key information needs to improve policy formulation. Environ. Sci. Policy 7, 487–498.

Ahmad, Sh., Siddique Javed, M., and Ghafoor, A. (2004). Estimation of Food Security Situation at Household Level in Rural Areas of Punjab, International Journal of Agriculture and Biology, *6(3), 483-487*

Atghayi, M. (2010). Estimating equilibrium exchange rate and its possible effect on agricultural producer support estimates in agriculture sector of Iran, Master Thesis, Department of Agricultural economic and Development, Tehran University, Iran. (In Farsi)

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.

Bigman, D. (1993). The measurement of food security, In: Berck, P/ Bigman, D (eds.1993): Food security And Food Inventories, In Developing Countries, Wallinford: CAB International, 238-251.

Bruinsma, J. (2003). World Agriculture: Towards 2015/2030. An FAO Perspective. Earthscan Publications Ltd., London.

Caglayan, E., and Dayioglu, T. (2011). Comparing the Parametric and Semiparametric Logit Models: Household Poverty in Turkey, International Journal of Economics and Finance, 3(5), 197-207

Cakmak, E. H. (2003). Evaluation of the past and future agricultural policies in Turkey: are they capable to achieve sustainability? Department of Economics Middle East Technical University, 155-165.

del Ninno, C., and Dorosh, P. A., and Kalanidhi, S. (2007). Food aid, domestic policy and food security: Contrasting experiences from South Asia and sub-Saharan Africa, Food Policy 32, 413–435.

Faridi, 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.

Gopinath, M., Mullen, K., and Gualti, A. 2004. Domestic Support to Agriculture in the European Union and the United States: Policy Developments since 1996. International Food Policy Research Institute, MTID Discussion Paper No. 75.

Hosseini, S. S. (2006). The Economic Models of Agricultural Price and Policy Analysis, University of Tehran Press 2799, Publishing Institute. (In Farsi)

Hosseini, S. S., Pakravan, M. R., Gilanpour, O., and Atghayi, M. (2011). Investigating the Effects of Protection Policy on Agriculture Sector TFP, Agricultural Economics and Development, 25 (4), 507-516. (In Farsi)

Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-210.

Johanson, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 231 – 54 .

Malik, Sh., Chaudhry, I. Sh., and Hanif, I. (2012). Analysis of Rural Poverty in Pakistan; Bi-Model Estimation of Some Selected Villages. International Journal of Humanities and Social Science, 2 (8), 73-80.

Mehrabi Boshrabadi, H., and Mousavi Mohammadi, H. (2009). The effect of trade liberalization on food security of rural households, Journal of Rural Development Studies, 12, 1-12. (In Farsi)

Mehrabi Boshrabadi, H., and Mousavi Mohammadi, H. (2010). Analysis of Agricultural Protection Policies Effects on Food Security of Rural Household in Iran, Economic Agricultur and Development, 18 (70), 175-192. (In Farsi)

Miller, J.C., and Coble, K. H. (2006). cheap food policy: fact or rhetoric, Food Policy, 32, 98–111.

Orden, D., Mullen, K., Sun, D., and Gulati, A. (2004). Agricultural Producer Support Estimates for Developing Countries Measurement Issues and Evidence from India, Indonesia, China, and Vietnam. International Food Policy Research Institute, Research Report Abstract, 152, 1-140.

Safarkhanloo, E., and mohammadi Nejhad, A. (2011). Review of the Effect of bread Wastes on Poverty Line and Food Security Index of the Rural and Urban Hosehold of Iran During 2001-2007, Agricultural Economic and Development , 19 (75), 53-77. (In Farsi)

Scanlan, S. J. (2004). Women, Food Security, and Development in Less-Industrialize d Societies: Contributions and Challenges for the New Century, Journal of World Development, 32 (11), 1807-1829.

Sen, A. (1976). Poverty: an ordinal approach to measurement, *Econometrics*, 4, 219-231.

Shareef, R and Tran, V. (2007). An aggregate import demand functions for Australia: a cointegration approach. School of Accounting, Finance and Economics and FEMARC Working Paper Series Edith Cowan University December 2007, Working Paper 0708.

Tilman, D., Cassman, K.G., Matson, P.A., Naylor, R., and Polasky, S. (2002). Agricultural sustainability and intensive production practices. Nature 418, 671–677.

WWW.OECD.COM/ PSE/CSE database 2008

Wang, J. (2010). Food Security, Food Prices and Climate Change in China: a Dynamic Panel Data Analysis, Agriculture and Agricultural Science Procedia 1 (2010) 321–324

Yotopoulos, P. A. (1997). Foodsecurity, Gender And Population, United Nations Population Fund.