تاثیر اعتبارات کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران

مسعود شریفی، سید نعمت اله موسوی[1]
masoud.sh61@gmail.com

چکیده

امروزه برای بیشتر کشورهای درحال توسعه ازجمله ایران تامین امنیت‌غذایی به‌دلیل مواجه با تغییرات اقلیمی، وقوع خشکسالی‌های مکرر و بحران آب به یک چالش کلیدی توسعه تبدیل شده است. امنیت‌غذایی در برگیرنده‌ی دسترسی فیزیکی و اقتصادی همه افراد جامعه در هر زمان، به غذای کافی و مغذی برای داشتن یک زندگی سالم و فعال است، همچنین دارای سه محور اصلی موجود بودن غذا، دسترسی به غذا و پایداری در دریافت غذا می باشد. بنابراین، مطالعه حاضر با هدف دستیابی به امنیت‌غذایی پایدار به بررسی اثر اعتبارات کشاورزی بر امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی به‌عنوان آسیب‌پذیرترین قشر جامعه در طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۲ انجام شده است. در ابتدا با استفاده از شاخص کلی امنیت غذایی، میزان امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی محاسبه و در پایان با استفاده از مدل *ARDL* اثر اعتبارات کشاورزی بر امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه بیانگر اثر مثبت و معنی دار اعتبارات کشاورزی بر شاخص امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی در بلند مدت و کوتاه مدت بود. براین اساس، با افزایش یک درصدی اعتبارات کشاورزی، شاخص امنیت غذایی ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین، تامین اعتبارات مورد نیاز بخش کشاورزی به منظور افزایش تولید، اشتغال و درآمد کشاورزان جهت رسیدن به یک سیستم امنیت‌غذایی پایدار امری حیاتی است.

طبقه‌بندی JEL: Q18,G2,G10

کلیدواژگان: اعتبارات کشاورزی، امنیت‌غذایی، خانوارهای روستایی، مدل ARDL

[1] به ترتیب دانشجو دکتری و دانشیار گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

مقدمه

مفهوم امنیت‌غذایی بسیار وسیع است و بوسیله تعامل دامنه‌ای از عوامل اقتصادی، اجتماعی، کشاورزی و زیست شناختی تعیین می‌شود. امنیت‌غذایی مستلزم عرضه کافی موادغذایی در سطح کلان و توزیع عادلانه آن با هدف دسترسی همه‌ی آحاد مردم به مواد غذایی است. مولفه‌های اصلی امنیت‌غذایی شامل موجودی موادغذایی، دسترسی و استفاده‌ی همه از این موادغذایی است. امنیت‌غذایی درحقیقت پایه و اساس یک جامعه‌ی توسعه‌یافته است و عنصر اساسی سلامت فکری، روانی و جسمی اعضای آن جامعه است (فتحی، ۱۳۸۲). تعریف *FAO* از امنیت‌غذایی، شرایطی است که کل افراد جامعه، در هر زمان، دسترسی فیزیکی و اقتصادی به غذای کافی و مغذی داشته باشند که نیازهای رژیم‌غذایی و مطلوبیت‌های آن‌ها را برای یک زندگی فعال و سالم تامین کند (*FAO*، ۲۰۰۲). امنیت غذایی نه تنها به تولید ناخالص کالاهای اساسی بخش کشاورزی بلکه به قابلیت بهبود درآمد شاغلین این بخش به خصوص در کشورهای درحال توسعه، دسترسی به یک سبد غذایی متنوع و متعادل، همچنین به عوامل اقتصادی اجتماعی بستگی دارد که افراد فقیر به‌خصوص زنان، توانایی خرید، ذخیره، آماده سازی و مصرف غذای کافی و مغذی داشته باشند (بانک جهانی، ۲۰۰۷). روابط بین بخش کشاورزی و امنیت‌غذایی، ترکیبی و پویا هستند. بخش کشاورزی و سیستم غذا تحت تاثیر شرایط اقتصادی‌اجتماعی از قبیل تغییرات الگوی مصرف، سیاست‌های کلان اقتصادی، بحران های سیاسی و شیوع بیماری‌ها قرار دارد. گزارشی از مجمع جهانی اقتصاد هشدار می‌دهد که امنیت غذایی به یک مسئله ی پیچیده و ترکیبی سیاسی اقتصادی برای سال‌های آینده‌ی نزدیک در اثر تغییرات آب‌وهوایی و بحران آب تبدیل خواهد شد، که این به دلیل حیاتی بودن امنیت غذایی می‌باشد؛ بنابراین ابتکار برای حمایت بیشتر از بخش کشاورزی و سیستم امنیت غذایی پایدار در یک خط هستند *(WEF، ۲۰۰۸)*. بخش کشاورزی اصلی‌ترین و مهمترین منبع تامین موادغذایی به‌شمار می‌رود، از این‌رو نقش مهمی در تامین امنیت‌غذایی، اجتماعی و سیاسی کشورها دارد (احسانی و خالدی، ۱۳۸۲). در کشورهای درحال توسعه بخش کشاورزی ارتباط گسترده و قوی با بخش‌های اقتصادی دیگر دارد و موتور محرکه‌ی رشد اقتصادی به‌شمار می‌رود. به دلیل وضعیت سیاسی و تحریم‌های موجود علیه کشور، تامین امنیت‌غذایی از طریق حمایت از بخش کشاورزی با حساسیت و دقت بیشتری پیگیری می‌شود (حسینی، ۱۳۹۲).

تامین اعتبارات موردنیاز بخش کشاورزی یکی از راه‌های مهم و تاثیرگذار در حمایت و پشتیبانی از بخش کشاورزی می‌باشد، که به طور عمده توسط بانک کشاورزی به عنوان تنها بانک تخصصی کشاورزی تامین می‌گردد. این اعتبارات به سه روش منابع‌داخلی، منابع تبصره‌ای و یا تلفیقی از این دو منبع تامین و به بخش کشاورزی پرداخت می‌گردد. بانک کشاورزی به‌عنوان اصلی‌ترین موسسه‌ی اقتصادی عهده‌دار تامین نیازهای مالی بخش کشاورزی که با اهداف افزایش تولید، رشد اقتصادی، تحول و توسعه‌ی بخش کشاورزی، ایجاد اشتغال و رفع وابستگی از طریق رسیدن به خودکفایی فعالیت می‌کند. علاوه‌بر این از طریق پرداخت تسهیلات به افراد کم درآمد جامعه از جمله کشاورزان،

زندانیان آزاد شده، زنان سرپرست خانوار و مددجویان کمیته امداد و بهزیستی در ایجاد آرامش و تامین امنیت‌غذایی جامعه نقش مهمی ایفا می‌کند(بانک کشاورزی، ۱۳۹۳).

اعتبارات بخش کشاورزی تاثیر مهمی در توسعه بخش کشاورزی و به دنبال آن در تامین امنیت غذایی دارد، که مطالعات زیادی در این زمینه انجام گرفته که در ادامه مروری بر این مطالعات خواهیم داشت. مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای آثار سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت‌غذایی خانوارهای شهری در ایران با در نظر گرفتن نتایج تفصیلی هزینه‌درآمد خانوارهای شهری طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۲ با استفاده از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار و شاخص معیار کلی حمایت و با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری مورد بررسی قرار دادند، نتایج نشان می‌دهند درحالی که در کوتاه مدت هر دو نوع حمایت از بخش کشاورزی و در بلند مدت حمایت قیمتی، اثر منفی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری می‌گذارد؛ در بلندمدت حمایت نهاده‌ای دارای اثر مثبت بر امنیت‌غذایی این خانوارها می باشد.

مهرابی بشرآبادی و زارعی بیدسکان (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر توسعه مالی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در طی دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۶۵پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده، میزان اثرگذاری توسعه مالی بر امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان دادند که شاخص توسعه‌ی مالی که بر مبنای ژرفای مالی ظاهر شده، اثرات کوتاه مدت و بلند مدت قابل انتظاری را بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی کشور ایجاد می‌کند، این اثرات در کوتاه مدت و بلند مدت مثبت و معنی دار بودند.

حسینی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای اثر سیاست‌های حمایتی دولت بر امنیت‌غذایی کشور در قالب الگوی VECM در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۶۸ بررسی نموده، نتایج مطالعه اثر مثبت سیاست‌های حمایتی دولت بر شاخص امنیت‌غذایی کشور در دوره تحت بررسی را نشان می‌دهند، که به‌ازای افزایش یک درصدی حمایت‌های بخش کشاورزی، شاخص امنیت غذایی ۰/۰۰۵ درصد افزایش یافته است.

نعمت الهی و همکاران(۱۳۹۴) در مطالعه‌ای آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر امنیت غذایی را با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه مورد بررسی قرار داده، نتایج مطالعه نشان داد با افزایش قیمت حامل‌های انرژی قیمت تمام شده در بخش کشاورزی و صنایع غذایی افزایش یافته است. از طرفی به دلیل کاهش تقاضای عوامل تولید، درآمد خانوارهای شهری و روستایی کاهش یافته است. با کاهش قدرت خرید خانوارها و در نتیجه کاهش تقاضای موادغذایی، امنیت‌غذایی و در نهایت سلامت جامعه در معرض خطر قرار گرفته است. خداداد کاشی و حیدری (۱۳۸۳) سطح امنیت غذایی خانوارهای ایرانی را براساس شاخص کلی امنیت‌غذایی *AHFSI* محاسبه کردند که نتایج نشان دادند که امنیت‌غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۶۴ روند صعودی داشته و مقدار عددی شاخص امنیت‌غذایی از ۸۷/۸ درصد در سال ۱۳۶۴ به ۹۶/۴درصد در سال ۱۳۷۹ ارتقا یافته است و برای جامعه روستایی نیز طی این سال‌ها روند تامین امنیت غذایی صعودی بوده به طوری که از حدود ۷۲ درصد درسال ۱۳۶۵ به ۹۴/۹ در صد در سال ۱۳۷۹ افزایش یافته است.

علاوه براین می‌توان به مطالعات خارجی انجام شده در ارتباط با این موضوع به مطالعات ذیل اشاره نمود؛ عبدالوهاب و همکاران(۲۰۱۵) عوامل موثر بر امنیت‌غذایی کشور مالزی در دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۱ را با استفاده از مدل *VECM* مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و نتایج آنها نشان می‌دهند که عواملی نظیر قیمت غذا، جمعیت کشور، کارگران خارجی و انتشار CO_2 بر امنیت‌غذایی آن کشور اثر تعیین‌کننده‌ای دارند. ارندت و همکاران (۲۰۱۲) در تحقیقی تحت عنوان تغییر اقلیم، کشاورزی و امنیت‌غذایی در تانزانیا با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه نشان می‌دهند که پیامدهای ناشی از تغییر اقلیم برای کشاورزی و امنیت‌غذایی در کشورهای در حال توسعه به‌طور جدی نگران کننده هستند. به دلیل ارتباط این کشورها به کشاورزی چه از نظر مصرف و چه به عنوان منبع درآمد، بیشتر کشورهای با درآمد پایین به‌عنوان آسیب‌پذیرترین کشورها به تغییر اقلیم مطرح هستند. نتایج نشان می‌دهند که امنیت غذایی این کشور به دلیل تغییر اقلیم وخیم‌تر شده است. بندرا و کای (۲۰۱۴) در مقاله ای تحت عنوان اثر تغییر اقلیم بر بهره وری محصول غذا، قیمت غذا و امنیت غذایی در جنوب آسیا با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه نشان می‌دهد که جنوب آسیا به عنوان یکی از مناطق عمده آسیب پذیر در جهان نسبت به اثر تغییر اقلیم شناخته شده است. نتایج نشان می دهند که تغییر اقلیم دارای اثر منفی بر روی تولید غذا و قیمت‌های آن و همچنین تغییرات بهروه‌وری کشاورزی در کشورهای جنوب آسیا اتفاق افتاده است و این کشورها با مسئله امنیت‌غذایی مواجه هستند. به‌طوری که نزدیک به نصف فقرای جهان در این منطقه قرار دارند و کشاورزی در این مناطق نقش بسیار مهمی در تولید ناخالص‌داخلی و ایجاد اشتغال بازی می‌کند.

با نگاه اجمالی به مطالعات انجام شده مشخص می شود که کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، بخش کشاورزی سهم عمده‌ای در تامین امنیت غذایی کشور، همچنین اشتغال و تولید ناخالص داخلی دارد؛ که امروزه با چالش‌های جدی تغییر اقلیم، وقوع خشکسالی‌های مکرر و بحران آب مواجه است. بنابراین، حمایت از بخش کشاورزی از طریق تامین اعتبارات مورد نیاز این بخش در جهت دستیابی به یک سیستم کشاورزی و در نتیجه امنیت غذایی پایدار امری حیاتی به نظر می‌رسد. برای این منظور مطالعه حاضر در ابتدا به محاسبه شاخص کلی امنیت غذایی خانوارهای روستایی(آسیب‌پذیرترین قشر جامعه در برابر این چالش‌ها) پرداخته و در نهایت به بررسی اثر اعتبارات کشاورزی بر تامین امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۲می پردازیم.

مواد و روش ها

در این مطالعه از شاخص‌کلی امنیت‌غذایی AHFSI برای محاسبه کردن امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی استفاده شده است. این شاخص به دلیل لحاظ کردن سه مولفه اصلی امنیت‌غذایی یعنی موجود بودن غذا، عرضه‌ی غذای کافی و استفاده از این غذا، امنیت غذایی را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص AHFSI چنین تعریف می‌شود:

$$\mathrm{AHFSI}=100-\left[H\left(G+(1-G)I^{P}\right)+\frac{1}{2}CV\left(1-H\left(G+(1-G)I^{P}\right)\right]100 \qquad (۱)$$

به طوری که $G=\frac{C_S-C_{AU}}{C_S H}$ و $H=\frac{P_U}{P_T}$ و $CV=\frac{S}{\overline{X}}$ است. در این معادله H و PU به ترتیب درصد و تعداد افرادی است که کمتر از استاندارد کالری یا پروتئین دریافت کرده‌اند، P_T نیز کل جمعیت مورد مطالعه می‌باشد.

همچنین G شدت فقر غذایی، C_S انرژی یا پروتئین استاندارد، C_{AU} میانگین انرژی یا دریافتی کمتر از استاندارد، I^P ضریب‌جینی توزیع انرژی یا پروتئین بین فقرا، CV ضریب تغییرات عرضه‌ی انرژی در طول زمان، S انحراف معیار عرضه‌ی انرژی طی زمان، $\overline{X}$ میانگین عرضه‌ی انرژی طی زمان می‌باشد. دامنه مقدار این شاخص از صفر تا صد است که اگر مقدار شاخص از ۶۵ کمتر باشد، امنیت‌غذایی کشور در سطح بحرانی است؛ همچنین اگر بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد، امنیت غذایی در سطح کم و اگر بیشتر از ۷۵ درصد باشد، امنیت غذایی در سطح بالاست (توماسون و متز، ۱۹۹۸). قابل ذکر است که مقادیر شاخص امنیت غذایی خانوارهای روستایی توسط مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی (۱۳۸۸) برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۲ و همچنین توسط زارعی بیدسکان و مهرابی بشر آبادی (۱۳۹۲) برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۶ محاسبه شده بود، در این مطالعه مقادیر شاخص کلی امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی از سال ۱۳۹۳- ۱۳۹۰ محاسبه گردید، مقادیر شاخص کلی امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی در جدول (۱) آمده است.

در مطالعه‌ی حاضر ما به دنبال بررسی تاثیر اعتبارات بخش کشاورزی بر امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی هستیم که علاوه بر این عامل، اثر نابرابری درآمدی (بعنوان یکی از پارامترهای مورد استفاده در شاخص *AHFSI*) و تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی بررسی می شود. بنابراین الگوی کلی این تحقیق بصورت زیر در نظر گرفته می شود.

$$AHFSI=F(GINI,AGRC,GDPP) \qquad (۲)$$

در این مدل امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی را تابعی از ضریب جینی، اعتبارات بخش کشاورزی و تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی در نظر می‌گیریم که با لگاریتم‌گیری مدل به شکل زیر در می‌آید.

$$LAHFSI=C+\ \alpha LGINI+\beta AGRC+\gamma LGDPP+U_i \qquad (۳)$$

که *LGINI* لگاریتم ضریب جینی به عنوان معیاری برای نابرابری درآمدی، *LAGRC* لگاریتم اعتبارات بخش کشاورزی و *LGDPP* لگاریتم تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی می‌باشد.

به طورکلی روش‌هایی مثل انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک سروکار دارند، اعتبار لازم را ندارد، زیرا واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها را در نظر نمی‌گیرند. همچنین برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. به طورکلی در الگوی پویا وقفه‌ها مانند رابطه‌ی ذیل وارد می‌شوند (ابریشمی، ۱۳۸۱).

$$Y_t=\alpha X_t+\beta X_{t-1}+\gamma Y_{t-1}+u_t \qquad (۴)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه‌ی ذیل استفاده کرده باشد.

$$\phi(L,P)Y_t=\sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it}+cw_t+u_t \qquad (۵)$$

الگوی فوق یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده *ARDL* نام دارد که در آن داریم.

$$\emptyset(L,P)=1-\emptyset_1 L-\emptyset_2 L^2-\ldots-\emptyset_p L^p \quad (۶)$$

$$b_i(L,q_i)=b_{i0}+b_{i1}L+\ldots+b_{iq}L^q \qquad i=1,2,..,k \quad (۷)$$

L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه‌ی ثابت است. برای محاسبه ضرایب بلندمدت از همان مدل پویا استفاده می‌شود. حال برای بررسی اینکه رابطه‌ی بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، دو روش وجود دارد. در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$H_0: \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 \geq 0 \quad (۸)$$

$$H_1: \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 \prec 0 \quad (۹)$$

فرضیه صفر نشان دهنده‌ی عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه‌ی بلند مدت است. چون شرط آن که رابطه‌ی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت حرکت کند، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}i}} \quad (۱۰)$$

اگر قدرمطلق t محاسبه شده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته می‌شود. وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح‌خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلند مدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه‌ی بلندمدت، نیروهای موثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است. مرحله اول شامل برآورد یک رابطه‌ی بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است. در مرحله دوم وقفه‌ی پسماند رابطه‌ی بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه‌ی زیر برآورد می‌شود (تشکینی،۱۳۸۴).

$$\Delta Y_t=\alpha+b\Delta X_t+cU_{t-1}+e_t \quad (۱۱)$$

ضریب تصحیح‌خطا یعنی برآوردضریب c در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود که معمولا این طور است، بیانگر سرعت تصحیح‌خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه‌ی بلندمدت نزدیک می‌شود. در ادامه ابتدا شاخص امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی را مورد بررسی قرار می‌دهیم و در نهایت اثر اعتبارات بخش کشاورزی، نابرابری درآمدی و تولید ناخالص‌داخلی بخش کشاورزی را بر روی امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی در طول دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۶۲ با استفاده از بسته نرم افزار *Eviews* مورد بررسی قرار می‌دهیم. داده‌های مورد نیاز این مطالعه از داده‌های سری زمانی بانک

اطلاعات اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران، سازمان خواربار کشاورزی ملل متحد (فائو)،قوانین بودجه‌ی سالانه‌ی کشور و دایره‌ی آمار بانک کشاورزی ایران استخراج شده اند.

نتایج

شاخص کلی امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی محاسبه شده برای سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۲ در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول(۱) مقادیر شاخص کل امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران در طول دوره ۸۵-۱۳۶۲

سال	H %	G	CV	I^P	AHFSI %
۱۳۶۲	۳۹/۱	۰/۰۲۳۵	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۵/۵۴
۱۳۶۳	۴۱/۳	۰/۰۲۲۲	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۴/۵۵
۱۳۶۴	۴۲/۶	۰/۰۲۱۶	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۴/۳
۱۳۶۵	۳۳/۵	۰/۰۲۷۴	۰/۳۴	۰/۴۶	۸۶/۶۸
۱۳۶۶	۳۴/۲	۰/۰۲۶۹	۰/۳۴	۰/۴۱	۸۷/۶۹
۱۳۶۷	۳۵/۱	۰/۰۲۶۲	۰/۳۴	۰/۴۱	۸۷/۴۹
۱۳۶۸	۳۶/۴	۰/۰۲۵۲	۰/۳۴	۰/۴۲	۸۶/۷۶
۱۳۶۹	۳۷/۴	۰/۰۲۴۶	۰/۳۴	۰/۴۴	۸۵/۸۴
۱۳۷۰	۳۵/۲	۰/۰۲۶۱	۰/۳۴	۰/۴۴	۸۶/۵۵
۱۳۷۱	۳۹/۴	۰/۰۲۳۳	۰/۳۴	۰/۴۴	۸۵/۰۸
۱۳۷۲	۲۹/۶	۰/۰۳۱	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۸/۹۳
۱۳۷۳	۳۰/۲	۰/۰۳۰۴	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۸/۷۴
۱۳۷۴	۲۷	۰/۰۳۴	۰/۳۴	۰/۴۲	۸۹/۸۹
۱۳۷۵	۲۸/۲	۰/۰۳۲۶	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۹/۴
۱۳۷۶	۲۹/۱	۰/۰۳۱۶	۰/۳۴	۰/۴	۸۹/۷۳
۱۳۷۷	۲۰/۸	۰/۰۴۴۲	۰/۳۴	۰/۴۲	۹۲/۱۷
۱۳۷۸	۲۵/۵	۰/۰۳۶	۰/۳۴	۰/۴۱	۹۰/۶۸
۱۳۷۹	۲۵/۳	۰/۰۳۶۳	۰/۳۴	۰/۴۱	۹۰/۸۵
۱۳۸۰	۲۹/۱	۰/۰۳۱۶	۰/۳۴	۰/۴	۸۹/۷۱
۱۳۸۱	۲۲/۲	۰/۰۴۱۴	۰/۳۴	۰/۳۹	۹۲/۱۴
۱۳۸۲	۲۰/۱	۰/۰۴۵۷	۰/۳۴	۰/۴	۹۲/۶۷
۱۳۸۳	۲۰/۲	۰/۰۴۵۵	۰/۳۴	۰/۴۲	۹۲/۲۸
۱۳۸۴	۱۵/۸	۰/۰۵۸۲	۰/۳۴	۰/۴۳	۹۳/۸۲
۱۳۸۵	۱۵/۷	۰/۰۵۸۵	۰/۳۴	۰/۴۳	۹۳/۷۷
۱۳۸۶	۱۶/۸۰	۰/۰۴۹۸	۰/۳۴	۰/۴	۹۳/۷۹
۱۳۸۷	۱۵/۷۷	۰/۰۵۱۱	۰/۳۴	۰/۴	۹۴/۲۹
۱۳۸۸	۱۴/۷۴	۰/۰۵۲۴	۰/۳۴	۰/۴	۹۴/۶۹
۱۳۸۹	۱۳/۷۰	۰/۰۵۳۷	۰/۳۴	۰/۴	۹۵/۰۹
۱۳۹۰	۱۵/۶۶	۰/۰۶۶۳	۰/۳۴	۰/۴	۹۳/۷۲
۱۳۹۱	۱۶/۸۲	۰/۰۶۷۱	۰/۳۴	۰/۴	۹۳/۳۵
۱۳۹۲	۱۶/۹۳	۰/۰۶۷۵	۰/۳۴	۰/۴	۹۲/۸۹
۱۳۹۳	۱۶/۲۵	۰/۰۶۶۵	۰/۳۴	۰/۴	۹۳/۴۵

ماخذ: مهرابی بشرآبادی و زارعی بیدسکان(۱۳۹۲)، یافته های تحقیق

این شاخص در طول دوره‌ی مورد مطالعه تقریبا به صورت صعودی در حال نوسان می‌باشد. در سال‌های ابتدایی ۱۳۷۰-۱۳۶۲ به دلیل وجود شرایط جنگ، کاهش تولید و در نتیجه کوپنی کردن کالاهای اساسی در آن زمان، امنیت غذایی خانوارهای روستایی کاهش یافته است. پس از سال ۱۳۷۰ و پس از اتمام دوران جنگ به دلیل وجود

عواملی نظیر کسری بودجه در دوران معروف به سازندگی، تحریم‌ها و افزایش جمعیت، شاخص کلی امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی نوسان اندکی داشته است. در سال‌های اخیر نیز به دلیل توجه دولت به بخش روستایی از طریق اعطای تسهیلات و کمک‌های دیگر روند افزایشی این شاخص حفظ شده است. در برآورد الگوهای اقتصاد سنجی با استفاده از داده‌های سری زمانی، در مرحله اول باید ساختار داده‌های مورد استفاده به لحاظ ایستایی مورد بررسی قرار گیرد و طبق نتایج حاصله از این مرحله در مورد چگونگی برآورد، تصمیم نهایی اتخاذ گردد. بررسی ایستایی داده‌ها از برآورد رگرسیون‌های کاذب و تصمیم‌گیری‌های نادرست ناشی از رگرسیون کاذب جلوگیری می‌کند. به‌منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته استفاده شده و نتایج این آزمون در سطح و تفاضل مرتبه (۱) برای کلیه متغیرهای مورد استفاده در مدل در جدول (۲) نشان داده شده است. همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، در سطح فقط لگاریتم ضریب جینی ایستا است؛ یعنی درجه جمعی صفر دارد، دیگر متغیرها ناایستا هستند. بنابراین ایستایی تفاضل مرتبه اول آن ها را بررسی می کنیم.

جدول (۲) نتایج آزمون دیکی- فولرتعمیم یافته

متغیر	آماره در سطح	آماره در تفاضل مرتبه (۱)	وضعیت پایایی
LAHFSI	-۰/۲۳	-۶/۲۷	I(۱)
LGINI	-۳/۲۳	۰	I(۰)
LGDPP	-۰/۸۹	-۶/۷۵	I(۱)
LAGRC	-۰/۳۷	-۶/۹۲	I(۱)

ماخذ:یافته های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد برای همه متغیرها رد می‌شود؛ یعنی متغیرهای لگاریتم امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی، لگاریتم اعتبارات بانکی تخصیصی در بخش کشاورزی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی پس از یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. به عبارت دیگر این متغیرها جمعی از مرتبه یک $I(1)$ هستند. بعد از مشخص شدن وضعیت ایستایی متغیرها می‌توان الگوی مناسب برآود را تعیین کرد. برخی روش ها به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت بین متغیرها، از اعتبار لازم برخوردار نیستند. چرا که برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیقتری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. اطلاعات مربوط به وضعیت پایایی متغیرها علاوه بر اینکه از برآورد رگرسیون‌های کاذب جلوگیری می‌کند، اطلاعات لازم برای انتخاب شیوه‌ی برآورد مدل را نیز ارائه می‌دهد. به دلیل اینکه متغیرها جمعی از مرتبه‌ی یک و صفر هستند، روش *ARDL* می‌تواند برای بررسی رابطه‌ی همجمعی مورد استفاده قرار گیرد. در این الگو ابتدا مدل پویا و سپس رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت یا همان الگوی تصحیح‌خطا برآورد می‌گردند. همانطور که گفته شد در مرحله اول برای اطمینان از وجود رابطه‌ی بلندمدت، الگوی پویا تخمین زده می‌شود. نتایج مربوط به الگوی پایا در جدول (۳) آمده است.

جدول(۳). برآورد الگوی ARDL

متغیرها	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
LAHFSI (-1)	۰/۳۶۵	۲/۲۰	۰/۰۴۲
LGINI	-۰/۰۵۷	-۳/۱۲	۰/۰۲۲
LAGRC	۰/۰۰۶	۲/۵۲	۰/۰۱۷
LGDPP	۰/۰۲۲	۴/۶۱	۰/۰۰۰
C	۲/۸۵۰	۳/۸۱	۰/۰۰۱

ماخذ: یافته های تحقیق Durbin 's h-St = (۰/۴۰)۰/۶۷ R^2 = ۰/۸۹

براساس نتایج تخمین جدول (۳)، تمامی ضرایب تخمین زده شده از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی-دار هستند. ضریب تعیین مدل ۸۹ درصد است که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل است. اکنون با توجه به نتایج جدول (۳)، همجمعی بین متغیرهای الگو بررسی می‌شود. لازم به ذکر است که در استفاده از روش *ARDL* باید دقت داشت که قبل از اینکه به برآورد ضرائب بلندمدت بپردازیم، آماره t محاسبه شود و این کمیت با کمیت‌های ارائه شده توسط بنرجی–دولادوو مستر مقایسه شود. زیرا شرط اعتبار ضرائب بلندمدت این خواهد بود که قدرمطلق آماره فوق از کمیت متناظر بزرگتر باشد. کمیت t موردنظر برای انجام این آزمون به صورت رابطه (۱۰) محاسبه شده است. آماره محاسباتی برابر با ۵/۳۵- است، بدلیل اینکه قدر مطلق این آماره از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد (۴/۶۴-) بیشتر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگو رد شده است و وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی فوق تأیید شده است. حال می‌توان رابطه‌ی بلندمدت مدل را تخمین زد. نتایج تخمین بلندمدت در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول (۴) برآورد الگوی بلند مدت

متغیرها	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
LGINI	-۰/۰۵۳	-۲/۱۳	۰/۰۴۳
LAGRC	۰/۰۱	۲/۴۳	۰/۰۳۱
LGDPP	۰/۰۳۲	۳/۲۶	۰/۰۰۴
C	۴/۲۶	۸/۴۵	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج تخمین زده شده، متغیر ضریب جینی (*LGINI*)، در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و ضریب مربوطه نشان از رابطه منفی آن باامنیت‌غذایی خانوارهای روستایی دارد؛ یعنی اگر ضریب جینی در بلندمدت یک درصد افزایش یابد، امنیت غذایی خانوارهای روستایی ۰/۰۵۳ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین افزایش ضریب جینی که به معنی نابرابری درآمدی بیشتر است، امنیت غذایی خانوارهای روستایی را کاهش می‌دهد. متغیر اعتبارات بانکی تخصیصی در بخش کشاورزی (*LAGRF*) رابطه مثبت و معنی‌داری با امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی ایران در دروه مورد بررسی دارد. ضریب این متغیر ۰/۰۱ درصد است و نشان می‌دهد که اگر اعتبارات بانکی تخصیصی در بخش کشاورزی یک درصد افزایش یابد، امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. متغیر تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی نیز رابطه مثبت و معنی‌داری باامنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران در دوره مورد

بررسی دارد. اگر تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی یک درصد افزایش یابد، امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی ایران ۰/۰۳۲ درصد افزایش می‌یابد.

با اثبات وجود رابطه بلندمدت و استفاده از آزمون بنرجی و همکاران برای تایید کاذب نبودن آن، امکان برآورد الگوی تصحیح خطا فراهم می‌شود. به منظور تحلیل رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرها و همچنین چگونگی گرایش تغییرات متغیرها به سمت تعادل بلندمدت، از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵) برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیرها	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
LGINI	-۰/۰۷۳	-۲/۶۶	۰/۰۴۴
LAGRF	۰/۰۲	۲/۵۷	۰/۰۱۶
LGDPP	۰/۰۳۱	۴/۷۱	۰/۰۰۰
C	۲/۸۴	۳/۸۷	۰/۰۰۱
Ecm (-1)	-۰/۶۴	-۴/۸۱	۰/۰۰۱

ماخذ: یافته های تحقیق

آن چه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله تصحیح خطا است که نشان‌دهنده‌ی سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است و همجمعی بین متغیرها را تأیید می‌کند. مطابق انتظارات تئوریک، اگر از یک دوره به دوره بعدی حرکت کنیم، به میزان۶۴ درصد از میزان انحراف در تابع امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی از مسیر بلندمدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شود.

نتایج و پیشنهادها

نتایج مدل بلندمدت نشان داد که بین تسهیلات پرداختی بانک‌کشاورزی و امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی ایران ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛ یعنی با افزایش تسهیلات پرداختی بانک‌کشاورزی، امنیت غذایی خانوارهای ایران افزایش می‌یابد. همچنین این رابطه در مدل کوتاه‌مدت هم تایید شد. بنابراین می‌توان گفت که با افزایش تسهیلات پرداختی بانک‌کشاورزی از آنجا که شغل بیشتر روستاییان، کشاورزی است به طور مستقیم با دریافت این تسهیلات می‌توانند مقیاس کشاورزی خود را گسترش داده و در نتیجه درآمد و قدرت خرید آن‌ها افزایش یابد، و یا به صورت غیرمستقیم با توجه به استقرار و توسعه صنایع کشاورزی و تبدیلی در مناطق روستایی امکان به کارگیری نیروی کار روستایی غیر کشاورز در این صنایع فراهم می شود و با افزایش درآمد این خانوارها و به تبع آن افزایش دسترسی فیزیکی و اقتصادی به غذا سالم و مغذی منجر خواهد شد.

با توجه به نتایج مدل بلندمدت می‌توان گفت بین ضریب جینی و امنیت غذایی خانوارهای روستایی رابطه‌ی منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر کاهش ضریب جینی موجب افزایش امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران در دوره مورد بررسی می‌شود. دلیل این امر می‌تواند این باشد که چون با کاهش ضریب جینی که معادل با کاهش نابرابری درآمدی است، یعنی درآمد دهک‌های پایین درآمدی افزایش پیدا کرده است و در نتیجه امنیت غذایی این دهک‌ها که اغلب روستایی هستند نیز افزایش پیدا می‌کند.

با توجه به نتایج مدل رابطه مثبت و معنی‌داری بین تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی و امنیت غذایی خانوارهای روستایی وجود دارد. یعنی با افزایش تولید ناخالص‌داخلی بخش کشاورزی، امنیت غذایی خانوارهای روستایی نیز افزایش می‌یابد. دلیل این امر این است که با افزایش تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی و با توجه به اینکه شغل

اکثر خانوارهای روستایی‌ها نیز کشاورزی است، درآمد آنها افزایش می‌یابد و در نتیجه امنیت غذایی خانوارهای روستایی افزایش می‌یابد.

نتایج حاصله از این پژوهش اثر تسهیلات بانکی به بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران را مثبت ارزیابی کرد؛ بنابراین سیاست‌گذاران می‌توانند با تمرکز بر سیاست‌هایی که موجب تسهیل دسترسی به تسهیلات بانکی برای بخش کشاورزی هستند، شرایط را برای افزایش امنیت غذایی خانوارهای روستایی فراهم کنند و با حمایت از صنایع وابسته به بخش کشاورزی در محل روستاها و پرداخت تسهیلات حمایتی به این صنایع امکان اشتغال نیروی کار غیر کشاورز را در مناطق روستایی را فراهم سازند.

همچنین از آنجا که رابطه بین ضریب جینی و امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران منفی است؛ بنابراین به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود که سیاست‌هایی در پیش گیرند که فاصله طبقاتی را کاهش داده، مثلا با افزایش یارانه دهک‌های پایین درآمدی و روستاییان و توزیع کالاهای اساسی همانند سبدکالا، شرایط را برای بهبود امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران فراهم شود.

با توجه به مثبت بودن رابطه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی با امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران پیشنهاد می‌شود که سیاستگذاران امکانات و فرصت‌های مناسب برای بهبود تولید ناخالص داخلی این بخش را فراهم کنند مثلا با کنترل واردات و تسهیل صادرات بخش کشاورزی موجب افزایش تقاضای این بخش شوند و از طرف دیگر با طرح‌های تشویقی و یارانه هدفمند به بخش کشاورزی موجب بهبود تولید ناخالص داخلی و عرضه این بخش شوند تا در نهایت امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران افزایش یابد..

منابع

۱. ابریشمی، ح. (۱۳۸۱) اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین). انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، تهران.

۲. احسانی، م. وخالدی، ه.(۱۳۸۲). شناخت و ارتقای بهره وری آب کشاورزی به منظور تامین امنیت آبی و غذایی کشور، یازدهمین همایش کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران، ۶۵۷-۶۷۴.

۳. بانک کشاورزی ایران (۱۳۹۳). گزارش عملکرد بانک کشاورزی. بخش آمار و بررسی های اقتصادی.

۴. تشکینی، ا. (۱۳۸۴) اقتصادسنجی کاربردی، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران. تهران.

۵. حسینی، ص و همکاران. (۱۳۹۲). اثر حمایت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در ایران. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۴۴. ۵۴۴-۵۳۳.

۶. خداداد کاشی ف. و حیدری خ. (۱۳۸۳). برآورد سطح امنیت غذایی خانوارهای ایرانی بر اساس شاخص AHFSI. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دوازدهم.(۴۸):۷۸-۵۵.

۷. فتحی ه. (۱۳۸۲). کشاورزی در جهان به سوی ۲۰۳۰-۲۰۱۵. موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۸. مهرابی بشرآبادی ح. و زارعی بیدسکان م. (۱۳۹۲). تاثیر توسعه مالی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران. تحقیقات اقتصاد کشاورزی. جلد۵. (۱):۸۰-۶۵.

۹. مهرابی بشرآبادی ح. و موسوی محمدی ح. (۱۳۸۸) الف. آثار سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال هجدهم. (۷۰): ۱۹۲-۱۷۵.

۱۰. مهرابی بشرآبادی ح. و موسوی محمدی ح. (۱۳۸۸) ب. بررسی اثر آزادسازی تجاری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران. فصلنامه روستا و توسعه. سال۱۲. (۲) : ۱۳-۱.

۱۱. نعمت الهی ز. و همکاران. (۱۳۸۴). تاثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر امنیت غذایی (کاربرد الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه). تحقیقات اقتصاد کشاورزی. جلد۷. (۳): ۲۰۱-۱۸۱.

12. Abdulwahab, N. Applanaidu, S. Abubakar, N.(2015) An Econometric Analysis of Food Security Determinants in Malaysia: A Vector Error Correction Model Approach (VECM). Asian Social Science; Vol. 11, No. 23; 2015.

13. Arndt, C. Farmer, W. Strzepek, K. Thurlow, J. (2012). Climate Change, Agriculture and Food Security in Tanzania.

14. . Bandara1, J. Cai, Y. (2014). The impact of climate change on food crop Productivity, Food Prices and Food Security in South Asia.

15.Food and Agriculture Organization (FAO). (2002) In Food Security: Concepts and Measurement. Retrieve from http://www.fao.org/docrep/005/y4671e/y4671e06.htm

16.Thomson A, and Metz M. 1998. Implication of economic policy for food security. A training manual, FAO, Rom.

17.World Bank. (2007). Population Issues in the 21st Century: The Role of the World Bank. Health, Nutrition and Population (HNP) Discussion Paper. The World Bank, Washington D.C.

18.World Economic Forum (WEF). (2008). Global Risks 2008. A Global Risk Network Report. A World Economic Forum Report in collaboration with Citigroup, Marsh & McLennan Companies (MMC), Swiss Re, Wharton School Risk Center and Zurich Financial Services. WEF. Geneva.