عوامل موثر بر امنیت غذایی با تاکید بر نقش پایداری کشاورزی در ایران

علیرضا کرباسی، استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
Arkarbasi2002@yahoo.com
سید حسین محمدزاده، دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
Hoshos_1540@yahoo.com

چکیده:

مطالعه حاضر به بررسی عوامل موثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی با تأکید بر نقش پایداری کشاورزی در طی دوره۱۳۹۵-۱۳۶۲ پرداخته است. به این منظور ابتدا شاخص کلی امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی(AHFSI) محاسبه و سپس شاخص کشاورزی پایدار، شاخص حمایت دولت از بخش کشاورزی، قیمت محصولات کشاورزی، درآمد سرانه، واردات کشاورزی، تنوع زراعی و ضریب جینی محاسبه گردید. تنوع در الگوی زراعی توسط شاخص هرفیندال و حمایت دولت از بخش کشاورزی بوسیله شاخص معیار کلی حمایت محاسبه گردید. به منظور محاسبه شاخص پایداری کشاورزی از زیرشاخص های پایداری اقتصادی، پایداری اجتماعی و پایداری فنی-زراعی استفاده شد. محاسبه شاخص کشاورزی پایدار به کمک مطالعه میدانی و پژوهش‌های گذشته انجام شد. سپس با استفاده از رویکرد جوهانسون - جوسلیوس به آنالیز اقتصادی با هدف بررسی عوامل موثر بر امنیت غذایی پرداخته شد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد سرانه، تنوع زراعی، واردات محصولات کشاورزی و شاخص کشاورزی پایدار تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای ضریب جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معنی‌دار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی درکوتاه‌مدت و بلندمدت داشته اند. با توجه به اثرگذاری قوی شاخص پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارها، لزوم توجه سیاست‌های دولت برای دستیابی به این مهم امری ضروری به نظر می‌رسد.

واژگان کلیدی: پایداری کشاورزی، امنیت غذایی، الگوی جوهانسون

مقدمه:

امنیت غذایی یکی از معیارها و ابزارهای توسعه انسانی است. دسترسی به غذای کافی و سالم از محورهای اصلی توسعه، سلامت جامعه و زیرساخت‌های نسل آینده کشور است و دستیابی به آن از اهداف اصلی هر کشور است، در بحث توسعه انسان – محور، امنیت غذایی و تغذیه، نقش اصلی و تعیین‌کننده دارد و در کنار درآمد سرانه، توزیع عادلانه درآمد، نرخ اشتغال، حفظ محیط‌زیست و رعایت حقوق بشر در مجامع بین‌المللی به عنوان شاخص توسعه شناخته می‌شود. امنیت غذایی زمانی وجود دارد که همه مردم، در تمام زمان‌ها، دسترسی فیزیکی، اجتماعی و اقتصادی به مواد غذایی کافی و سالم داشته باشند به‌طوری که نیازهای غذایی و ترجیحات غذایی آنها برای یک زندگی سالم و فعال برآورد گردد. منظور اصلی امنیت غذایی، فراهم نمودن امکان افزایش قابل توجه تولید کشاورزی به صورت پایدار، بهبود در وضعیت اقتصادی و معیشت مردم با کمک سیاست های داخلی و خارجی دولت و پیشرفت اساسی در احقاق حق مردم برای دسترسی به غذای کافی و مکمل‌های غذایی مناسب، بیان

می شود. از دیگر سوی شاخص امنیت غذایی تولید سرانه مواد غذایی، نسبت صادرات بـه واردات مـواد غـذایی، کـالری سـرانه، پروتئین سرانه و نسبت نیروی کار غیرکشاورزی برشمرده می شود. امنیت غذایی موضوعی چند بُعدی است که پایـداری در آن حائز اهمیت فراوان است. از آنجائی که توسعه پایدار نیز خود دارای مفاهیم بسیارگسترده‌ای می باشد، بایستی بر این مهم توجه داشت که امنیت غذایی از یک‌سو شاخص کلی برای سنجش توسعه پایدار است و از سوی دیگر برای سنجش امنیـت غـذایی از داده‌ها و شاخص‌های مختلفی در زمینه فقر، تغذیه، تولیدات کشاورزی و مواد غـذایی، درآمـد، خوداتکـایی، قیمـت محصـولات کشاورزی، توزیع درآمد در سطح جامعه، مصرف و نظایر آن استفاده می‌شـود. ارکـان و ابعـاد امنیـت غـذایی متعـدد اسـت و از آنجایی که هر یک از ابعاد آن دارای اهمیت است پایداری آنها نیز مهم است. مهم‌تر از همه پایداری در تولید و عرضه محصـول به میزان کافی و در عین حال تولید سالم و کیفی می‌باشد. رعایت اصول توسعه پایدار در کارایی سیاست‌ها برای بهبود وضعیت تغذیه و تأمین کالری و پروتئین مورد نیاز جامعه در بلندمدت دارای اهمیت است.

در دهه‌های گذشته با افزایش استفاده از بذرهای پربازده، کودهای شیمیایی، آفت‌کش‌هـا و آب بـه همـراه هزینـه بـالای تولید، عملکرد محصولات کشاورزی در گوشه‌وکنار دنیا را به طور چشم‌گیری افـزایش داده اسـت. ایـن امـر منجـر بـه افـزایش وابستگی به مصرف نهاده‌های تجدیدناپذیر در بخش کشاورزی گردیده که این اثرات جانبی منفـی در نهایـت بـه عـدم کـارایی اقتصادی واحدهای تولید کشاورزی و تخریب و نابودی محیط‌زیست منجر شده است (Golam & Gopal, 2003). امروزه انسـان نیازمند نظام‌هایی است که ضمن برخورداری از پویایی اقتصادی، بتواند موجب بهبود وضعیت محیط‌زیست و اسـتفاده بهینـه از منابع موجود شده و همچنین در تأمین نیازهای غذایی انسان و در ارتقاء کیفیت زندگی نقـش بسـزایی داشـته باشـد. در ایـن راستا متخصصان کشاورزی در پی یافتن راه‌هایی هستند که ضمن تأمین منافع مـالی کشـاورزان و مقبولیـت اجتمـاعی بتوانـد زمینه لازم را جهت کاهش وابستگی به نهاده های بیرونی را فراهم نمایند. از این رو بحـث پایـداری کشـاورزی در دنیـا مطـرح گردید. تعاریف متعددی از پایداری صورت گرفته است ولی عمومی‌ترین تعریف کشاورزی پایدار آن است کـه کلیـهٔ جنبـه‌هـای اقتصادی، اجتماعی، و بوم‌شناختی را دربرداشته باشد. به عبارت دیگر کشاورزی زمانی پایدار خواهد بـود کـه از نظـر اجتمـاعی امکان‌پذیر و سازگار، از نظر اقتصادی توجیه پذیر، از نظر سیاسی مناسب، از نظر مدیریتی قابل اجرا و از نظر محیطـی سـازگار باشد (مقصودی و همکاران ۱۳۸۶). به هر حال فعالیت های کشاورزی پایدار باید قادر باشد تا نیاز غذایی جمعیـت رو بـه رشـد جهان را که در سال ۲۰۲۵ به ۸/۳ میلیارد نفر می‌رسد را تأمین نموده و امنیت غذایی را به ارمغان آورد (چیـذری و همکـاران، ۱۳۸۰). بنابراین سه عامل اساسی اکولوژیکی، اقتصادی و خودکفایی و فرهنگی اجتماعی باید در توسعه پایدار کشاورزی مد نظر قرار گیرد (Jain, 2005). همانطور که از مطالب گفته شده برمی‌آید مفهوم امنیت غـذایی و کشـاورزی پایـدار بـا یکـدیگر گـره خورده اند. پایداری کشاورزی فاکتور اساسی در دستیابی به امنیت غذایی به حساب مـی‌آیـد. جایگـاه ایـران در شـاخص هـای امنیت غذایی بسیار نامناسب است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که شاخص کل وضعیت تغذیه و سلامت مناسب نبوده و حـدود ۱۴ درصد از جمعیت کشور دارای حداقل وضعیت تغذیه ای مناسب نیستند. که در عین حـال کـه کشـور بـه لحـاظ سـرانه کمـی موادغذایی دارای مطلوبیت است موضوعی تأمل برانگیز است. وضعیت نسبتاً خوب شاخص‌های کشـاورزی در مقایسـه بـا دیگـر شاخص‌ها دلالت بر عملکرد نامناسب نظام اقتصادی در راستای هدف دارد. رتبه‌های نامناسب از نظر شاخصهای اقتصادی (ایران سومین کشور تورمی و نابرابری) دسترسی به غذا را دچار مشکل می‌کند. آمار سازمان‌های بـین‌المللـی از جملـه فـائو، سـازمان جهانی بهداشت یونیسف و بانک جهانی، در سال ۱۳۹۲ نشان می‌دهد که ۱۱ درصد کودکان زیر ۵ سال کـم وزن و ۱۵ درصـد کوتاه قد هستند، از سویی حدود ۵۸ درصد بزرگسالان دارای اضافه وزن و ۲۱ درصد آنها دچار چاقی هستند. ۷۰ درصـد مـردم ایران سوء تغذیه پروتئین دارند (فائو، ۱۳۹۲). ایران با متوسط درآمد سرانه ۴۵۲۰ دلار در سال رتبه ۹۶ ام را در دنیـا بـه خـود اختصاص داده که عدد مطلوبی نیست. ارزش واردات ایران در سال ۲۰۱۳ برابر با ۷۷ هزار و ۲۳۰ میلیون دلار اعلام شده است . در این سال سهم مواد غذایی از واردات ایران سـه درصـد، مـواد خـام کشـاورزی دو درصـد، سـوخت چهـار درصـد و تولیـدات کارخانه‌ها ۱۶ درصد بوده است. مطالعات نشان می‌دهد که دهک‌های مختلف توزیع درآمدی نامتوازن است. به طوری که افـراد

دهک دهم بیش از ۹ برابر دهک اول و بیش از دو برابر متوسط جامعه پروتئین دریافت می‌کنند. به این ترتیب برای حل ریشه‌ای مشکل پایین بودن امنیت غذایی باید به این مهم باید توجه داشت که بخش کشاورزی نه تنها در ایران بلکه در همه جوامع در حال توسعه و حتی جوامعی که توسعه‌یافته هستند و امنیت غذایی را ارتقاء داده‌اند جنبه پیشگامی داشته است و برای گذر به توسعه صنعتی و رسیدن به ویژگی‌های این جوامع که یکی از آن‌ها امنیت غذایی است، رشد و توسعه بخش کشاورزی به سبب تعامل آن با سایر بخش‌های پرتحرک اقتصادی از کارایی و ضرورت خاص برخوردار است و از این منظر نیز توسعه کشاورزی پایدار از مهم‌ترین اولویت‌ها در برنامه‌های توسعه ملی کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود. با توجه به اهمیت مسأله این تحقیق بر آن است تا به بررسی نقش پایداری کشاورزی بر امنیت‌غذایی در ایران بپردازد.

راماکرایشنا و آسفا(۲۰۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی تراز تعادل غذایی و شاخص کلی امنیت غذایی پرداختند. نتایج نشان داد که امنیت غذایی در سطح بالای ۸۵ درصد قرار گرفته است. اریک و چینگر(۲۰۰۵) در بررسی امنیت غذایی نتیجه گرفتند که ناکارآمدی سیاست‌های حمایتی در دست‌نیافتن به امنیت‌غذایی مطلوب تاثیرگذاری بیشتری داشته است. میلر (۲۰۰۶) در مطالعه ای جهت تعیین امنیت غذایی و تهیه غذا، اثر پرداخت مستقیم دولت برای تهیه غذا در آمریکا را عامل مهم در دستیابی به امنیت غذایی مطرح کرد. خالدی و فریاد رس(۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به شبیه‌سازی امنیت‌غذایی بر مبنای تغییر منابع تولید و سیاست‌های تجاری پرداختند. نتایج نشان داد که دهک‌های اول تا پنجم از متوسط کشور مواد غذایی کمتری دریافت می‌کنند.

روش تحقیق:

بر اساس ادبیات اقتصادسنجی جهت تخمین الگو ابتدا بایستی آزمون‌های مانایی متغیرها صورت گیرد . چنانچه متغیرهای نامانا در برآورد مدل مورد استفاده قرار گیرند، علی‌رغم عدم وجود هیچ رابطه‌ای بین متغیرها، ضریب تعیین به‌دست‌آمده مقدار بالایی است در نتیجه استنباط‌های غلطی ممکن است صورت گیرد (رگرسیون کاذب) (گجراتی ۱۳۸۷). برای این منظور معمولا از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته(ADF) و فیلیپس- پرون استفاده می‌شود. در صورت نامانا بودن از روش تفاضل-گیری برای رفع آن استفاده می شود (نوفرستی ۱۳۷۸). به منظور برآورد روابط بلندمدت بین متغیرهای الگو و تحلیل‌های پویا از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده(ARDL) استفاده می‌شود. در این روش تعداد وقفه‌های بهینه توسط یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین و حنان–کویین تعیین می‌گردد. در رابطه با تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته به منظور لحاظ کردن در رابطه رگرسیون جهت رفع همبستگی بین جملات اخلال، معمولا هر ضابطه تعداد وقفه بهینه متفاوتی گزارش می-کند. در این میان ضابطه SBC کم هزینه‌ترین مدل را پیشنهاد می‌کند و AIC بیشترین تعداد وقفه را پیشنهاد می‌کند.HQC معمولا تعداد وقفه‌ها را در حد وسط این دو تعیین می نماید. (نوفرستی۱۳۷۸). معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (Pesaran and Shin, 1996). پسران و شین(۲۰۰۱) با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه های مناسب نشان‌دادند که می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل را به دست آورد. و این در حالی است که روش مذکور بدون توجه به I(0) و یا I(1) بودن متغیرهای مدل انجام می-شود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸). این روش روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به طور همزمان تخمین می‌زند. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها، که در روش انگل- گرنجر ضروری است- نیازی نیست. متدلوژی ARDL در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای I(1)و I(0) باشند، بازهم قابل کاربرد است. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه زیر وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده خود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه فوق در نظر بگیرد.

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)x_{it} + \acute{c}w_t + U_t \quad , \quad i = 1,2,\dots,k \qquad (۲)$$

در روابط Y_t بالا متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه و w_t برداری S×1 است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است.P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) می باشد. الگوی فوق یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L^1 - \dots - \phi_P L^P \qquad (۳)$$
$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + b_{i2}L^2 + \dots + \left(b_{iq}L_i^q\right),$$
$$i = 1,2,\dots,k$$

برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\phi}(L,p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad , \quad i = 1,2,\dots,k \qquad (۴)$$

از رابطه فوق مقدار آماره t مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ایندر (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t بر اساس کمیت‌های بحرانی معمول از توان خوبی برخوردار است. بنابراین به کمک θ_i می‌توان آزمون‌های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. در روشARDL برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد. در مرحله اول وجود ارتباط دت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود (Pesaran et al, 2001). در این مرحله، برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو راه وجود دارد:

در روش اول پس از تخمین مدل پویای ARDL فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \geq 0 \qquad H_1: \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 < 0 \qquad (۵)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود همجمعی یا رابطه بلندمدت است. برای انجام آزمون مورد نظر که توسط بنرجی و همکاران (Banerjee, et al,1993)، ارائه شده است، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود که آماره آزمون از نوع آماره t حاصل می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}_i}} \qquad (۶)$$

اگر قدرمطلق آماره t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ بزرگ تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

روش دوم که توسط پسران و شین ارایه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد. Pesaran, and (Shin,1996)

وجود همجمعی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا(ECM) را فراهم می کند. این الگو نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آن ها ارتباط مـی دهـد. الگـو ECM بـه صـورت زیـر تصریح می شود:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در آن $\hat{U}_{t-1}$ جمله خطای برآورد رگرسیون با یک وقفه زمانی است. وقتی x_t و y_t هر دو جمعی از مرتبه یک I(1) باشـند، جمله اخلال جمعی از مرتبه صفر(پایا) خواهد بود. از آنجا که Δx و Δy هم پایا هستند،می تـوان ایـن الگـو را بـدون هـراس از کاذب بودن به روش ols برآورد کرد و از آماره های F و t بهره جست.(نوفرستی ۱۳۷۸).

متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه عبارتند از: شاخص امنیت غذایی(AHFSI)، شاخص کشاورزی پایدار(SAI)، شـاخص حمایت دولت از بخش کشاورزی(AMS)، قیمت محصـولات کشـاورزی (P)، درآمـد سـرانه (I)، واردات کشـاورزی (IM)، تنـوع زراعی (CV) و ضریب جینی (GI). داده‌های مورد استفاده در این مقالـه از اطلاعـات سـری زمـانی سـال‌هـای ۱۳۹۵-۱۳۶۲ از وزارت جهاد کشاورزی، آمارنامه بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری گردیده است. تجزیه‌وتحلیل اطلاعـات بـا اسـتفاده از بسته نرم افزاری Microfit انجام شد.

نتیجه و بحث:

به‌کارگیری بی رویهٔ نهاده‌های تولید، به منظور افزایش عملکرد طی دهه‌های اخیر و درنتیجه تخریب محیط‌زیست، اهمیـت توجه به پایداری نظام‌های بهره‌برداری کشاورزی و استمرار تولید همراه با حفظ منابع‌طبیعی به منظور نیل به امنیـت غـذایی را دوچندان کرده است. ازاین رو، تهیه و طراحی شاخص‌هایی برای سنجش میزان پایداری نظام های کشاورزی، و تعیـین عوامـل موثر بر آن بسیار پراهمیت است. به‌منظور تعیین شاخص پایداری از متغیرهای شم کم‌عمق، تناوب زراعـی، کـود سـبز، کـاربرد ادوات کشاورزی، بهره وری و درآمد کشاورزی و مشارکت کشاورز در فعالیت‌های اجتماعی اسـتفاده شـد. بـا اسـتفاده از امتیـاز دهی به هر کدام از عملیات کشاورزی شاخص پایداری عددی در فاصله ۳ تا ۱۹ به‌دست آمد. شاخص به‌دست‌آمده را مـی‌تـوان در محدوده صفر و یک بر اساس فرمول زیر محاسبه نمود.

$$E_{sj}=\frac{Sj-Smax}{Smax-Smin} \qquad (۸)$$

شاخص پایداری کشاورزی برای سال‌های مورد مطالعه محاسبه شد. برای برخی از سال‌ها از مطالعات پیشین (عنایتی راد و همکاران، ۱۳۸۸) استفاده گردید.

تنوع زراعی توسط شاخص هرفیندال در طی سال‌ها به دست آمد. این شاخص به صورت زیر است:

$$HI = \sum_{i=1}^{n} S_i^{\,2}$$

$$HI = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i}{X}\right)^2 \qquad (۹)$$

دراین فرمول، n تعداد بنگاه‌هاموجود در بازار و S سهم بنگاه‌ها از کل اندازهٔ بازار است. در شاخص فوق، تعداد بنگاه‌ها (x) و اندازهٔ سهم‌های نسبی آنها (x_i) در محاسبه مدنظر قرار می‌گیرد. اگر تعداد بی‌شماری بنگاه با اندازه‌های نسبی یکسـان در بـازار باشند، شاخص هرفیندال بسیار کوچک و نزدیک به صفر خواهد بود و اگر تعداد کمی بنگاه و با اندازه‌های نسبی نابرابر در بـازار وجود داشته باشند، این شاخص نزدیک به یک خواهد بود (هرفیندال، ۱۹۵۹).

با توجه به ماهیت سری زمانی داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، نخست باید وضعیت پایایی داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] استفاده شد. بر اساس این آزمون، اگـر قـدرمطلق آمـاره‌ی آزمـون از قـدر

[1]: Augmented Dickey-Fuller

مطلق کمیت بحرانی بزرگ تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد(ناپایایی) رد می‌شود. کمیت بحرانی در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند در سطح اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شده است.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرها

متغیرها	آماره آزمون در سطح ۹۵ درصد	آماره آزمون برای تفاضل مرتبه اول	مرتبه هم جمعی
AHFSI	-۳/۰۲	-۴/۶۴	I(۱)
SAI	-۳/۶۹	-۵/۵۷	I(۲)
AMS	-۳/۰۲	-۴/۳۶	I(۱)
P	-۳/۰۲	-۵/۳۹	I(۱)
I	-۳/۰۲	۵/۷۵	I(۰)
IM	-۳/۷۱	-۵/۶۵	I(۱)
CV	-۳/۷۲	-۵/۳۸	I(۱)
GI	-۳/۰۲	-۵/۷۵	I(۱)

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به اینکه متغیرهای الگو از لحاظ مرتبه جمعی بودن متفاوت‌اند ، به منظور تأثیرگذاری متغیرهای مستقل بر امنیت-غذایی می‌توان از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده استفاده کرد و ساختار پویایی کوتاه‌مدت و روابط بلندمدت بین متغیرها را بررسی نمود.

برآورد کوتاه مدت شاخص امنیت غذایی

نتایج حاصل از الگوی کوتاه مدت(ARDL) در جدول زیر آمده است. بر اساس معیار SBC تعداد ۲ وقفه بهینه تعیین شد. برآورد مدل‌های مختلف نشان داد که الگوی ARDL(1,2,1,1,0,1,1,1) از بهترین تصریح برخوردار است.

جدول۲- برآورد ARDL

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
SAI	۲/۳۸	۱/۰۲	۲/۳۳
AMS	۱/۱۷	۰/۴۷	۲/۴۸
P	-۱/۲۷	۰/۳۷	-۳/۴۳
I	۱/۹۵	۰/۳۲	۶/۰۹
IM	-۰/۲۱	۰/۲۸	-۰/۷۵
CV	۰/۴۹	۰/۳۴	۱/۴۴
GI	-۱/۰۱	۰/۴۶	۲/۱۹
R^2=۰/۸۹ F(9,10) (۹/۸۲=)۰/۰۰۱			DW-statistic=۲/۳۶
Schwarz Bayesian Criterion=-			Akaike Info. Criterion=- ۲۶/۸۰ ۲۱/۰۸

مأخذ: یافته های تحقیق

همانطور که مشاهده می شود متغیر شاخص حمایت دولت از بخش کشاورزی دارای تأثیر مثبت معنی‌دار بر امنیت‌غذایی در کوتاه‌مدت دارد. این مسأله نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد افزایش شاخص حمایت، امنیت‌غذایی در کوتاه‌مدت به میزان ۱/۱۷ واحد افزایش می یابد. متغیرهای قیمت محصولات، واردات کشاورزی و ضریب جینی دارای تأثیر منفی بر شاخص امنیت غذایی در کوتاه مدت هستند. این مسأله با مبانی تئوریک نیز هم‌پوشان است. به‌طور نمونه هر چه ضریب جینی کمتر

باشد که نشان از توزیع عادلانه‌تر درآمد دارد، شاخص امنیت‌غذایی افزایش می‌یابد. متغیر تنوع زراعی هر چند کـه دارای تـثیـر مثبت بر متغیر وابسته است، اما به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. شاخص پایداری بخش کشاورزی دارای ضریب مثبـت، قـوی و معنی‌دار است. که این مسأله نشان می‌دهد که با افزایش پایداری بخش کشاورزی، میزان امنیت غذایی به شدت افـزایش مـی-یابد.

آماره F معنی داری کل رگرسیون در سطح ۹۹ درصد را نشان می‌دهد. آماره ضریب تعیین نشان از خوبی برازش مدل است که در این برآورد نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل ۸۹ درصد تغییرات شاخص امنیت غذایی را توضیح می‌دهنـد. معیارهـای شوراتز بیزین و آکائیک نیز نشان از برازش مناسب مدل دارند.

نتایج آزمون فروض کلاسیک در جدول زیر آمده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که فرضـیه صـفر مبنـی بـر عـدم وجـود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض مربوط بـه جملـه اخلال را تأمین می نماید.

جدول۳ - آزمون فروض کلاسیک

	آماره LM	آماره F
Serial Correlation	۱/۷۳(۰/۱۸)	۰/۸۵(۰/۳۷)
Functional Form	۱۴/۰۶(۰/۰۰)	۲۱/۳۱(۰/۰۰۱)
Normality	۰/۴۴(۰/۸)	-
Heteroscedasticity	۱/۲(۰/۲۷)	۱/۱۵(۰/۲۹)

مأخذ: یافته های تحقیق

برآورد مدل بلند مدت

نتایج آزمون بلند مدت متغیرها در جدول زیر گزارش شده است. برای آزمون اینکه آیا رابطه پویای کوتـاه‌مـدت بـه سـمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد شرط آن است که مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک را از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بـر مجمـوع انحـراف معیـار ضـرایب مذکور تقسیم کرد. مقایسه آماره محاسباتی با مقدار بحرانی گزارش‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر وجود یا عدم وجود هم-انباشتگی (رابطه بلندمدت) را تأیید می‌کند. آماره محاسباتی در سطح ۹۵درصد ۳/۵- می باشد. که مقایسه قـدر مطلـق آن بـا آماره بحرانی (۳/۶۴-) نشان از عدم تأیید رابطه تعادلی بلندمدت متغیرهاست. اما در سطح ۹۰ درصد مقدار آماره بحرانـی برابـر ۳,۲۴- می‌باشد که نشان از تایید رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهاست.

جدول ۴- نتایج برآورد بلند مدت ضرایب

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
SAI	۳/۵	۰/۹	۳/۸۸
AMS	۲/۱۵	۰/۷۴	۲/۹۰
P	-۳/۴	۱/۰۱	-۳/۳۶
I	۱/۷۲	۰/۴۶	۳/۷۳
IM	-۱/۵۶	۰/۸۹	-۱/۷۵
CV	۱/۴۵	۰/۷۹	۱/۸۳
GI	-۱/۶۹	۰/۵۸	-۲/۹۱
عرض از مبدا	۴/۱	۱/۰۸	۳/۷۹

مأخذ: یافته های تحقیق

برآورد الگوی تصحیح و خطا

با توجه به نتایج به دست آمده اگر ضریب ECM از نظر آماری معنی‌دار و منفی باشد بیانگر سرعت تعدیل بالایی می‌باشد. و نیز معنی‌دار بودن ضریب ECM نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو می‌باشد. براساس نتایج ارائه شده ضریب ECM(-۱) برابر ۰/۶۳- می‌باشد. این امر نشان‌دهنده آن است که در صورت بروز شوک های ناگهانی در کوتاه مدت، در هر سال ۰/۶۳ از عدم تعادل یک دوره در شاخص امنیت غذایی در دوره بعد تعدیل می شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل با سرعت نسبتا بالایی صورت می‌گیرد. نتایج برآورد در جدول زیر آمده است.

جدول۵- برآورد الگوی ECM

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
SAI	۰/۳۱	۰/۴۰	۰/۷۹
AMS	-۰/۱۷	۰/۴۷	-۳/۷۷
P	۱/۲۷	۰/۳۷	۳/۴
I	۰/۴۵	۰/۳۲	۱/۳۹
IM	-۱/۵۶	۰/۸۹	-۱/۷۵
CV	۱/۴۵	۰/۷۹	۱/۸۳
GI	-۱/۶۹	۰/۵۸	-۲/۹۱
عرض از مبدا(dc)	۲/۶۲	۱/۲۹	۲/۰۲
ECM(-۱)	-۰/۶۳	۰/۱۸	-۳/۴

مأخذ: یافته های تحقیق

نتیجه گیری:

در دهه‌های گذشته با افزایش استفاده از بذرهای پربازده، کودهای شیمیایی، آفت‌کش‌ها و آب به همراه هزینه بالای تولید، عملکرد محصولات کشاورزی را در گوشه‌وکنار دنیا به طور چشم‌گیری افزایش داده است. این امر منجر به افزایش وابستگی به مصرف نهاده های تجدید ناپذیر در بخش کشاورزی گردیده که این اثرات جانبی منفی در نهایت به عدم کارایی اقتصادی

واحدهای تولید کشاورزی و تخریب و نابودی محیط‌زیست منجر شده است. این مسله لزوم توجه به بحث پایداری کشاورزی را بیش از پیش روشن نموده است. در این مطالعه با تعیین شاخص برای پایداری کشاورزی به بررسی نقش پایداری بر امنیت-غذایی پرداخته شد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد سرانه، تنوع زراعی، واردات محصولات کشاورزی و شاخص کشاورزی پایدار تاثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای ضریب جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معنی‌دار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی درکوتاه‌مدت و بلندمدت داشته‌اند. قیمت محصولات کشاورزی در مناطق روستایی اثر مثبت و در مناطق شهری اثر منفی بر امنیت‌غذایی داشته است. با توجه به اثرگذاری قوی شاخص پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارها، لزوم توجه سیاست‌های دولت برای دستیابی به این مهم امری ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

خالدی، ک. و فریادرس، و. ۱۳۸۹. شبیه سازی امنیت غذایی بر مبنای تغییر منابع تولید و سیاست های تجاری. فصلنامه اقتصاد کشاورزی، ۵(۱): ۶۱-۷۹.

سازمان خواربار جهانی (Fao). ۱۳۹۲.

صمدی، ع. و پهلوانی، م. ۱۳۸۸، همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد، انتشارات سیستان و بلوچستان و نور علم، همدان. ۳۷۰ صص.

عنایتی‌راد، م.، آجیلی، ع.، رضایی‌مقدم، ک.، و بیژنی، م. ۱۳۸۸. عوامل موثر بر دانش کشاورزان ذرت کار در زمینه کشاورزی پایدار در منطقه شمال غرب خوزستان. علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران.۵، ۵۹-۶۸.

گجراتی، دامودار. ۱۳۷۸. مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه حمید ابریشمی. دانشگاه تهران.

مقصودی، ط.، ایروانی، ه.، موحدمحمدی، ح. و اسدی. ۱۳۸۶. اندازه‌گیری و تحلیل عوامل موثر بر پایداری نظام کشت سیب-زمینی (مطالعه موردی: شهرستان فریدون شهر). مجله علوم کشاورزی ایران، دوره ۲- ۳۸و شماره ۱، ۳۵-۴۴.

نوفرستی، م. ۱۳۸۷. ریشه‌های واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات رسا، ۲۰۰ صص.

Banerjee, A., and et al. 1993. Co-integration, error-correction, and the econometricanalysis of non-stationary data. *Advanced Texts in Econometrics. Oxford, UK: Oxford University Press.*

Erik, L. and Chengri, D. (2005). Assessing Farmland Protection Policy in China. Land Use Policy, 25(1): 59-68.

Golam. R, and Gopal. B. Sustainability Analysis of Ecological and Conventional Agricultural Systems in Bangladesh. 2003. World Development Vol. 31, No. 10, pp. 1721–1741.

Herfindahl.Orris.C. (1959); A general Evaluation of Competition in the Copper Industry: Copper Costs and prices 1870-1957, Johns Hopkins press, Baltimore, chap.7.

Inder, B. 1993. Estimating long-run relationships in economics : A comparison of different approaches, *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 57(1-3), pages 53-68

Miller, J. C. H. (2006). Cheap Food Policy: Fact or Rhetoric. Food Policy, 32: 98–111.

Pesaran, M. H. and et al. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships .*Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Pesaran, M.H., and Shin. Y. 1996. Co-integration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71, 43-117.

Ramakrishna, G. and Assefa, D. (2002). An Empirical Analysis of Food Insecurity in Ethiopia: the case of North Wello. Africa Development, 3: 127-143