

## بررسی رابطه فناوری و امنیت غذایی در کشور ایران: رویکرد همگرایی ARDL

بهمن خانعلی زاده<sup>۱\*</sup>

دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد تهران جنوب، ایران  
واحد بازرگانی شرکت دانش بنیان فرآوردهای غذایی آذرنوش شکوفه  
Khanali.bahman@yahoo.com

### چکیده

"غذا" همواره بخش مهمی از زندگی بشر بوده و نقش حیاتی آن رو به گسترش می‌باشد. امنیت غذایی یکی از عمده‌ترین مشکلات جهان طی قرن حاضر و آینده خواهد بود. برشمردن اهمیت مساله امنیت غذایی و مطرح کردن آن بعنوان یک معضل حساس جهانی، مقابله اصولی با این بحران را می‌طلبد. امنیت غذایی و تبعات جانبی آن موضوعی است که بطور مستقیم یا غیرمستقیم دامنگیر تمامی کشورهای جهان است. امروزه دولت‌ها با مشکلات پیچیده و عدیده‌ایی در زمینه غذا و خطر ناامنی غذایی مواجه هستند. به همین منظور توجه به تأمین امنیت غذایی و شناسایی متغیرهایی که بر آن تأثیر می‌گذارد از جمله دغدغه‌های مهم هر دولت می‌باشد. بطوریکه هریک از دولت‌ها برای رویارویی با این نیاز مهم راهکارها و سیاست‌های خاصی را اتخاذ می‌کنند تا امنیت غذایی و نهایتاً امنیت ملی کشور خود را تأمین نمایند. در این راستا در جهت نیل به هدف اصلی از این پژوهش، رابطه فتاوری و امنیت غذایی در کشور ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ با استفاده از آزمون خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد. نتایج تجربی ما نشان داد که رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مورد بررسی برقرار است. علاوه بر این، وجود رابطه بلندمدت و کوتاه مدت بین تمامی متغیرهای مدل تأیید گردید. همچنین نتایج پژوهش حاکی از آن است که تأثیر متغیر فناوری بر امنیت غذایی در کشور ایران مثبت است در حالیکه افزایش جمعیت تأثیری منفی را نشان می‌دهد لذا سیاست‌هایی که منجر به افزایش بکارگیری فناوری در بخش تولید غذایی می‌تواند به ارتقای سطح امنیت غذایی کمک شایانی نماید.

واژه‌های کلیدی: امنیت غذایی، فناوری، ARDL، ایران.

### ۱- مقدمه

غذا و تغذیه یکی از ابعاد اساسی زندگی، سلامت و همچنین رفاه جامعه است.. از دیدگاه توسعه ملی، عدالت اجتماعی و رشد اقتصادی، تأمین غذای کافی، کمیت و کیفیت الگوی غذای مصرفی و سلامت تغذیه‌ای افراد جامعه، محور اصلی و تعیین کننده در بستر حرکت انسان محوری است و سوء تغذیه، نیروی بازدارنده مؤثر بر فرایند توسعه ملی محسوب می‌شود و از سویی امنیت غذایی ارتباط کاملاً مستقیم با عدالت محوری دارد. منشأ امنیت غذایی به عنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های امنیت ملی، به بحران غذا در اوایل دهه ۱۹۷۰ در جهان برمی‌گردد (سپهوند و همکاران، ۱۳۹۳).

امنیت غذایی در حقیقت بیان یک جامعه توسعه یافته و عنصر اصلی سلامت فکری، روانی و جسمی اعضای آن می‌باشد. این در حالی است که طبق توصیه‌های سازمان خوار و بار جهانی بر ضرورت اتخاذ سیاست‌های ملی امنیت غذایی توسط

دولت‌ها برای تضمین کیفیت و سلامتی غذای قابل عرضه به شهروندان از طریق برقراری محورهای ایمنی تأکید شده است (فتحی و بخشوده، ۱۳۸۸).

اما امنیت غذایی به صورت یک نظریه و روش مدون، برای اولین بار در کنفرانس بین‌المللی تغذیه در سال ۱۹۹۲ مطرح شد و به عنوان یکی از راهبردهای مهم در برخورد با سوءتغذیه و گرسنگی، امنیت غذایی خانوار نیز مورد تأکید و تصویب قرار گرفت. سرانجام در سال ۱۹۹۶ در اجلاس جهانی غذا آخرین تعریف امنیت غذایی به شرح زیر اعلام شد "امنیت غذایی یعنی این که همه مردم در تمامی ایام به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس نیازهای یک رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد" (نوری نائینی، ۱۳۷۸).

تأمین امنیت غذایی جامعه، به عنوان یکی از شروط تحقق امنیت ملی، از وظایف اساسی دولت‌ها در هر کشوری است. چنانچه امنیت غذایی را یک سیاست امنیت ملی در نظر بگیریم که کم و کیف آن مقدار عرضه و کیفیت کالای عمومی امنیت ملی را در هر کشور تعیین می‌کند، عرضه بهینه سطحی مطلوب از امنیت ملی مستلزم تدارک سطح بهینه امنیت غذایی است (همان منبع).

در درجه اول متولی تولید و تأمین مواد غذایی برای ایجاد آن شرایط امنیت غذایی، بخش کشاورزی است. لذا بحث امنیت غذایی به طور مستقیم با تولیدات کشاورزی و صنایع غذایی در ارتباط بوده و نمی‌توان برای آن مرزی قائل شد چرا که بخشی از محصولات کشاورزی به طور مستقیم به عنوان غذا مورد استفاده قرار می‌گیرند و بخشی نیز پس از فرآوری و گذر از کارخانجات صنایع غذایی به سبد مصرف خانوار می‌آیند. بخش کشاورزی به حسب نقش و سهم تعیین‌کننده‌های که در فرایند توسعه دارد شایسته است از منظری صحیح و با رویکردی مناسب به آن نگریسته شود. کشاورزی ما برای تحقق امنیت غذایی جامعه، نیازمند گذری سریع از مرحله تولید معیشتی و سنتی به مرحله تولید صنعتی و تجاری است، لذا ضرورت دارد با اتخاذ تدابیر کارشناسانه به نوسازی همه جانبه آن پرداخت. از جمله مهم‌ترین تدابیری که می‌بایست در جریان نوسازی بخش کشاورزی به آن اهتمام ورزید، توسعه فناوری و کاربرد آن می‌باشد. یکی از مصادیق فناوری، امر مکانیزاسیون در بخش کشاورزی است. مکانیزاسیون کشاورزی عبارت از کاربرد ماشین در مراحل مختلف تولید محصولات کشاورزی و دامی، به منظور افزایش سرعت عمل، کاهش هزینه‌ها، کاهش زمان تولید، تسهیل عملیات، استفاده بهینه از نهاده‌های کشاورزی و افزایش تولید می‌باشد (بهریزی لار، ۱۳۶۳).

به همین علت با توجه به اهمیت موضوع، رابطه میان فناوری و امنیت غذایی در کشور با رویکرد همگرایی ARDL در کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای مدل برآوردی برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ خواهیم پرداخت.

## ۲- پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی مهم‌ترین پژوهش‌های انجام شده داخلی و خارجی در راستای عنوان پژوهش پرداخته می‌شود.

### ۲-۱- مطالعات داخلی

مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی (۱۳۸۹)، شاخص کلی امنیت غذایی را برای خانوارهای روستایی و شهری محاسبه نموده‌اند. سپس آثار سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج در مورد خانوارهای روستایی نشان می‌دهد که مجموع حمایت‌های قیمتی و نهاده‌های از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در کوتاه‌مدت اثر مثبت و در بلندمدت اثر منفی داشته‌اند. این نتایج در مورد خانوارهای شهری حاکی از اثر منفی حمایت‌های دولت بر امنیت غذایی در کوتاه‌مدت است. همچنین حمایت قیمتی از بخش کشاورزی در بلندمدت دارای اثر منفی و حمایت نهاده‌های دارای اثر مثبت بر امنیت غذایی این خانوارها بوده است.

مشایخی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای به بررسی نقش مکانیزاسیون کشاورزی در تأمین امنیت غذایی با هدف دسترسی به توسعه پایدار پرداختند. نتایج آنها نشان داد که از جمله ابزارهای شناخته شده در راستای توسعه پایدار مکانیزاسیون با مفهوم بهره‌گیری از تکنولوژی‌ها و ماشین‌های مناسب و روش علمی در عملیات ماشینی تولید، فرآوری و بسته‌بندی محصولات در راستای کاهش ضایعات کشاورزی بوده است.

غلام ویسی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه خود با عنوان تعیین میزان کارایی ایران در تأمین امنیت غذایی در مقایسه با دیگر کشورهای آسیایی به این نتیجه رسیدند که ایران به لحاظ کارایی در تأمین امنیت غذایی در بین کشورهای آسیایی رتبه بیست و پنجم را به خود اختصاص داده است. همچنین نتایج تحقیق آنها نشان داد که ایران می‌تواند در سطح موجود از شاخص‌های مؤثر بر امنیت غذایی، درصد جمعیت دچار سوء تغذیه خود را صرفاً از طریق بهبود توزیع مواد غذایی و توزیع درآمد حدود نیم درصد کاهش دهد.

سپهوند و همکاران (۱۳۹۳)، در پژوهش خود با عنوان "بررسی تأثیر مکانیزاسیون کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران" در بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۳ و با استفاده از آزمون ARDL موزد مطالعه قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که در بلندمدت متغیرهای لگاریتم ضریب مکانیزاسیون کشاورزی و درآمد سرانه بخش شهری بر امنیت غذایی خانوارهای شهری تأثیر مثبت و متغیر لگاریتم نرخ تورم تأثیر منفی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری داشته‌اند. لذا پیشنهاد گردید که دولت با اعمال سیاست‌هایی، با افزایش سرمایه‌گذاری و مدیریت در زمینه مکانیزاسیون در بخش کشاورزی، افزایش درآمد سرانه و کاهش نرخ تورم زمینه امنیت غذایی پایدار را در بین خانوارهای شهری فراهم کند.

مهرابی و اوحدی (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۲ و با استفاده از روش جوهانسون-جوسلیوس پرداختند. نتایج نشان داد که متغیرهای تنوع زراعی، درآمد سرانه و واردات محصولات کشاورزی تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای ضریب جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معناداری بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی داشته‌اند. قیمت محصولات کشاورزی در مناطق روستایی اثر مثبت و در مناطق شهری اثر منفی بر امنیت غذایی داشته است.

## ۲-۲- مطالعات خارجی

چادوری (۲۰۰۱)، از طریق تسهیل در دسترسی به سیاست‌ها و اطلاعات به روز در ارتباط با بازار، بهبود قابلیت سوددهی بازار، کمک به تصمیم‌گیری کشاورزان، افزایش تنوع در اقتصاد روستایی و صرفه‌جویی در هزینه‌های زندگی می‌توانند در امنیت غذایی نقش داشته باشد. به طور کلی می‌توان پاره‌ای از مهم‌ترین قابلیت‌های ICT در امنیت غذایی بهبود ارتباط میان نظام تحقیق، ترویج و کشاورز، بهبود دسترسی به اطلاعات مربوط به نهاده‌ها، فناوری‌ها، دسترسی سریعتر و با کیفیت بیشتر به اطلاعات، تأمین اطلاعات راجه به زمان و مکان مناسب و فروش بهینه محصولات کشاورزی، افزایش تولیدات کشاورزی ضایعات و... می‌باشد.

ژای<sup>۱</sup> (۲۰۱۳)، به بررسی امنیت غذایی در چین در چارچوب ساختار، سیستم و منابع پرداخته است. وی با استفاده از روش تئوری سیستم نشان داده است که تحقق امنیت غذایی در چین باید بر اساس شرایط خاص ملی، تخصیص بهینه منابع و بهینه سازی ساختاری صورت گیرد.

رگمی و ماده<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، به بررسی محرک‌های امنیت غذایی از طرف تقاضا در جامعه پرداختند. آنها در مطالعه خود چگونگی تغییر ترجیحات مصرف کننده را مورد بررسی قرار دادند. آنها با تخمین کششهای قیمتی و درآمدی برای کشورهای زیادی نتیجه گرفته‌اند مصرف کننده‌گان در کشورهای فقیر سهم زیادی از درآمد خود را به خرید غذا اختصاص می‌دهند.

<sup>1</sup> Zhai

<sup>2</sup> Regmi & Meade

بشیر و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۳)، در مطالعه خود با عنوان عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایالت پنجاب به این نتیجه رسیده‌اند که سطح امنیت غذایی ملی آنها هم‌تراز با سطح امنیت غذایی در سطح بین الملل است اما در سطح خانوار، ۹۳ درصد از خانوارها امنیت غذایی مناسبی ندارند. درآمد ماهیانه، دارایی‌های دامی خانوار و اندازه خانوار تأثیر مثبت بر امنیت غذایی روستائیان گذاشته است.

کاستا و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، درباره بهره‌وری کشاورزی و ناامنی غذایی در برزیل تحقیق کرده‌اند. آنها نتیجه گرفته‌اند که بین سطح تحصیلات سرپرست خانوار، حضور افراد زیر ۱۸ سال در خانواده، بهره‌وری زارعین و ناامنی غذایی رابطه معناداری برقرار است.

رومانوس اسابوهین<sup>۳</sup> (۲۰۱۶)، در پژوهش خود با عنوان رابطه امنیت غذایی و تکنولوژی در نیجریه برای سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ با استفاده از آزمون ARDL مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که، یک رابطه بلندمدت مثبت بین تکنولوژی و امنیتی غذایی در نیجریه برقرار است.

### ۳- مبانی نظری

ناامنی غذایی از طریق کم غذایی اندازه‌گیری می‌شود که مصرف ناکافی غذا برای تأمین مستمر نیازهای انرژی اساسی بدن است. مقیاس‌های مختلفی در سنجش، ناامنی غذایی خانواده در پژوهش‌های مختلف در سطح کشورها استفاده شده است. تعدد مقیاس‌های مورد استفاده یکی از چالش‌های موجود در این زمینه است، زیرا داده‌های حاصل از پژوهش‌های مختلف قابل مقایسه نیستند تا براساس مجموع نتایج موجود بتوان وضعیت کلی امنیت غذایی خانوادگی را در سطح کشورها به دست آورد و از سوی دیگر انتخاب مقیاس سنجش ناامنی غذایی بر نتایج تأثیر دارد (کایزر، ۲۰۰۴). در این راستا از روش و نتایج پژوهش اسابوهین (۲۰۱۶)، برای انتخاب متغیرهای فناوری و تأثیرگذار بر امنیت غذایی استفاده شده است.

بر اساس نتایج مطالعات مختلف، شیوع ناامنی غذایی در کشورهای در حال توسعه ۵/۷ تا ۷۳٪ و در کشورهای توسعه یافته ۱۰ تا ۱۱/۲٪ است (محمدزاده، ۲۰۱۰). در کشور ما هم با وجود تعدد مقیاس‌های مورد استفاده در سنجش امنیت غذایی، شیوع کلی ناامنی غذایی خانواده بین ۲۰ تا ۶۰٪ در شهرهایی از استان‌های مختلف گزارش شده است.

اما زندگی در یک منطقه امن غذایی به معنی وجود امنیت غذایی در سطح خانوادگی و فردی نیست و در این سطح عواملی ورای عرضه غذا، دسترسی به مواد غذایی، قیمت کالا و شاخص‌های بهداشتی بر امنیت غذایی تأثیر گذار است (فائو، ۲۰۱۴). از دست دادن شغل، نداشتن شغل ثابت، افزایش بعد خانوار، عوامل مؤثر بر رژیم غذایی مانند عادات منطقه‌ای، سن و تحصیلات سرپرست خانوار و سطح تکنولوژی از عوامل مؤثر در ناامنی غذایی در خانواده هستند (دیو، ۲۰۰۹).

ناامنی غذایی و گرسنگی تأثیرات نامطلوب جسمانی، روانی و اجتماعی در جامعه دارند پژوهش‌گران معتقدند افراد یا جمعیت‌های مبتلا به ناامنی غذایی، در معرض تأثیرات منفی ناشی از آن بر سطح سلامتی خود هستند. مطالعات نشان داده‌اند ناامنی غذایی با چاقی، افزایش فشار خون و اختلال در چربی خون در بزرگسالان مرتبط است پژوهش‌های مختلفی نیز شیوع بالاتر برخی عوامل خطر بیماری‌های غیر واگیر مانند چاقی و اضافه وزن، فشارخون بالا و استعمال دخانیات را در جمعیت‌های با امنیت غذایی پایین گزارش نموده‌اند (مرادی و همکاران، ۱۳۹۳).

<sup>1</sup> Bashir

<sup>2</sup> Costa

<sup>3</sup> Romanus Osabohien

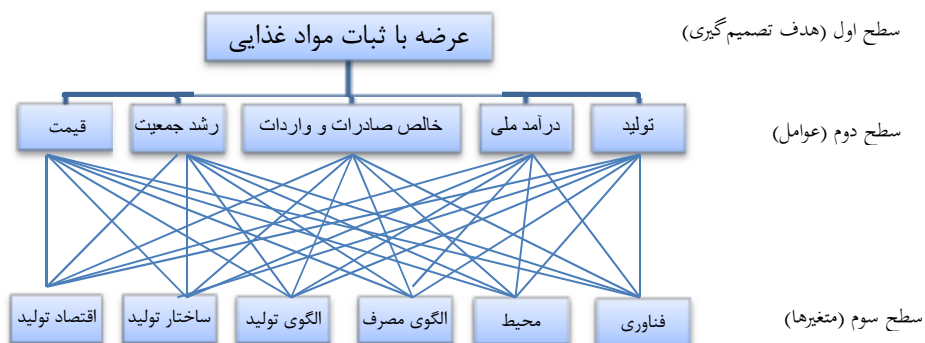
شاخص‌های کمی امنیت غذایی را می‌توان در قالب رابطه ۱ پیشنهادی صندوق بین‌المللی کشاورزی نشان داد:

$$FSI = 0.77 \times \left[ \frac{X_1}{1+X_6} \right] (1 + X_2)^n + 0.23 \times [X_4 \{X_3 / (1 + X_5)\}] \quad (1)$$

در این رابطه  $X_1$  عرضه سرانه کالری در روز نسبت به کالری مورد نیاز،  $X_2$  میزان رشد سالانه عرضه سرانه انرژی در روز،  $X_3$  شاخص تولید محصولات غذایی،  $X_4$  شاخص خودکفایی،  $X_5$  تغییرات در تولید و  $X_6$  تغییرات در مصرف است. این شاخص، میانگین وزنی دو عبارت سمت راست معادله است که در آن ترکیب شاخص‌های منفرد مورد استفاده در مطالعات دیگر آمده است، از این رو، جامع و کامل می‌باشد. رابطه اول، امنیت غذایی در طرف عرضه و مصرف (تولید و واردات) و رابطه دوم امنیت در طرف تولید را نشان می‌دهد. رابطه  $\frac{X_1}{1+X_6}$  شاخص معروف سرانه موزون شده با میزان تغییرات مصرف از حول میانگین مصرف را در دوره زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد. حاصل ضرب آن در میزان شاخص رشد مصرف، امنیت در طرف مصرف را نمایان می‌سازد.  $(1 + X_2)^n$  تفاوت‌های بین کشوری طی دوره مورد مطالعه (n) را نشان می‌دهد. رابطه  $X_3 / (1 + X_5)$  شاخص تولید موزون شده با میزان تغییرات تولید از حول میانگین تولید در دوره مورد مطالعه است. حاصل ضرب آن در نسبت خودکفایی  $X_4$ ، توان جامعه را در تأمین نیازهای غذایی نشان می‌دهد. میانگین وزنی دو عبارت، یعنی امنیت مصرف غذایی با ضریب ۰/۷۷ و امنیت غذایی با ضریب ۰/۲۳، میزان شاخص امنیت غذایی<sup>۱</sup> را به دست می‌دهد. اگر ضریب رابطه دوم برابر با صفر باشد، تنها عرضه (مصرف) سرانه کالری در محاسبه مد نظر قرار می‌گیرد و اثر توان تأمین داخلی اقتصاد در آن نادیده گرفته می‌شود. در این حالت میزان شاخص افزایش می‌یابد. بنابراین به منظور برآورد صحیح وضع امنیت غذایی نه تنها کل عرضه مواد غذایی، بلکه سهم تولید داخلی در آن نیز در نظر گرفته می‌شود. البته چون در وهله اول تأمین عرضه حتی از طریق واردات اهمیت دارد، وزن بیشتری به رابطه اول داده می‌شود (دهکردی، ۱۳۸۴).

در این مقاله عوامل و زیرفاکتورهای مؤثر بر عرضه باثبات مواد غذایی به صورت ردها و در سطوح مختلف مرتبط با هم در نمودار ۱ نشان داده شد. هر سطح این نمودار شامل زیرفاکتورهای متأثر از متغیرهای موجود در سطح قبلی است. در این نمودار اولین سطح تنها شامل هدف تصمیم‌گیری (گسترش عرضه باثبات مواد غذایی) می‌باشد. دومین سطح از تصمیم‌گیری رده‌ای شامل عوامل متأثر از تصمیم‌گیری (رشد جمعیت)، تولیدات، قیمت، خالص صادرات و واردات و درآمد ملی است. سومین سطح نیز متغیرهای اقتصاد تولید، ساختار تولید، الگوی تولید، الگوی مصرف، محیط (اقلیم و خاک) و فناوری، راکه هر کدام تحت تأثیر هر یک از عوامل موجود در سطح دوم است، در برمی‌گیرد. چهارمین سطح هم شامل مهم‌ترین گزینه‌های مؤثر به عنوان راهبردهای عمومی کشور برای تحقق امنیت غذایی می‌باشد (همان منبع).

نمودار ۱: زیرفاکتورهای مؤثر بر عرضه باثبات مواد غذایی



منبع: دهکردی، ۱۳۸۴

<sup>1</sup> food security index (FSI)

#### ۴- روش تحقیق

در این قسمت به تشریح و بررسی آزمون‌های؛ دیکی فولر<sup>۱</sup>، خودتوضیح با وقفه‌های گسترده<sup>۲</sup>، علیت گرنجر<sup>۳</sup> می‌پردازیم.

##### ۴-۱- آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)

برای آزمون ناپایداری اگر فرض کنیم که سری زمانی دارای فرآیند خود توضیح مرتبه اول نیست و مرتبه آن  $p$  است، آنگاه دیگر نمی‌توان از آزمون دیکی و فولر استفاده کرد.

اکنون فرض می‌کنیم جمله اختلال  $u_t$  دارای یک فرآیند خودتوضیح از مرتبه  $p$  به صورت ذیل باشد:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \delta y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن  $\varepsilon_t$  ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر (IID) توزیع شده‌اند. از آنجا که معمولاً این باور وجود دارد که تفاضل مرتبه اول بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان شامل جملات میانگین متحرک (MA) است. نتیجه فوق را به موردی تعمیم دادند که در آن جملات اختلال دارای فرآیند  $ARIMA(p,q)$  است و می‌تواند توسط یک فرآیند  $AR(k)$  تقریب زده شود. در این فرآیند  $k$  به اندازه کافی بزرگ است که تقریب خوبی از فرآیند  $ARIMA(p,q)$  حاصل شود و در نتیجه جملات اختلال  $\varepsilon_t$  تقریباً نوفه سفید باشند. در چنین شرایطی روش آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) به صورت حدی معتبر است، مشروط به اینکه  $k$  به گونه مناسبی با افزایش حجم نمونه افزایش یابد. چون آزمون  $DF$  و  $ADF$  می‌توانند مشخص کنند که یک سری زمانی جمعی است یا نه، به این آزمون‌ها، آزمون‌های جمعی بودن نیز می‌گویند (عباسی و دهباشی، ۱۳۸۹).

##### ۴-۲- الگو خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

الگو خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، توسط پسران و شین<sup>۴</sup> (۱۹۹۲) به منظور بررسی رابطه هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شده است. این روش، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌های مشابه داشته و لذا به‌طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد (باقری، ۱۳۸۹).

ARDL از جمله روش‌هایی است که در آن لازم نیست درجه ایستایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. روش ARDL الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به‌طور هم‌زمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین، تخمین‌های ARDL به دلیل نبود مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L, P) Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i (L, q_i) X_{it} + \delta W_t + U_t \quad (4)$$

که در آن  $\alpha$ ، مقدار ثابت،  $Y_t$  متغیر وابسته و  $L$  عمل‌گر وقفه است، به طوری که  $X_j Y_t = X_{t-j}$  است.  $W_t$ ، برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی و یا برونزا با وقفه ثابت است.  $p$ ، تعداد وقفه‌های بکار رفته برای متغیر وابسته و  $q_i$  تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیر مستقل  $X_{it}$  است. همچنین در الگوی بالا:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (5)$$

<sup>1</sup> Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

<sup>2</sup> Autoregressive Distributed Lags (ARDL)

<sup>3</sup> Granger

<sup>4</sup> Pesaran & Shin

$$\beta(L, q_i) = 1 - \beta_{i1}L - \beta_{i2}L^2 - \dots - \beta_{iq}L^q \quad (6)$$

$$i=1, 2, \dots, k$$

سه معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر  $q=0, 1, 2, \dots, k$  و  $P=0, 1, 2, \dots, d$  یعنی به تعداد  $(d+1)^{k+1}$  مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شوند. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی  $d$  در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد. به طوری که هر چه دامنه سری‌های زمانی بزرگتر باشد، می‌توان وقفه‌های بزرگتری را آزمون کرد و تمام مدل‌ها در دوره  $(t=d+1, \dots, n)$  تخمین زده می‌شوند. در مرحله دوم تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی با کمک یکی از ضوابط آکائیک<sup>۱</sup>، شوارتز-بیزین<sup>۲</sup> و حنان-کوئین<sup>۳</sup>، تعیین می‌گردد، که معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

در مرحله سوم ضرایب الگوی بلندمدت بر اساس روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی ارائه می‌شود که برای آزمون همگرایی و بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست آزمون همگرایی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر<sup>۴</sup> (۱۹۹۲) که بر مبنای آماره  $t$  بنا نهاده شده است، پیشنهاد می‌شود (خسروشاهی و همکاران، ۱۳۹۱).

در این آزمون اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. بنابراین، برای آزمون هم‌جمعی لازم است که آزمون فرضیه زیر انجام گیرد

$$H_0 : \sum \beta - 1 \geq 0 \quad \text{عدم وجود هم‌جمعی (عدم وجود رابطه بلندمدت)}$$

$$H_1 : \sum \beta - 1 < 0 \quad \text{وجود هم‌جمعی (عدم وجود رابطه بلندمدت)}$$

$\hat{\beta}_i$  نشان‌دهنده ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است.

کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_{i-1}}{\sum_{i=1}^m s\hat{\beta}_{i-1}}$$

که در آن  $S\hat{\beta}_i$  نشانگر انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است.

با مقایسه آماره  $t$  محاسبه شده و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت پی برد. اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا، نوسان‌های کوتاه‌مدت را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد (خسروشاهی و همکاران، ۱۳۹۱).

#### ۴-۳- آزمون علیت گرنجری

گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری  $Y_t$  با استفاده از مقادیر گذشته  $X_t$  با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از آن مقادیر بیشتر نمی‌شود، پیش‌بینی می‌شود. در این صورت  $X_t$  را علت گرنجری  $Y_t$  می‌گویند. در آزمون علیت گرنجری برای این که فرضیه  $X_t$  علت گرنجری  $Y_t$  نیست، آزموده شود، یک مدل خودرگرسیون برداری به شکل زیر تشکیل داده می‌شود:

<sup>1</sup> Akaike

<sup>2</sup> Schwarz - Bayesian

<sup>3</sup> Hannan - Quinn

<sup>4</sup> Banerjee, Dolado & Master



$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (7)$$

اگر  $\beta_i = 0$  ( $i=1,2,\dots,k$ ) باشد در این صورت  $X_t$  علت گرنجری  $Y_t$  نیست. البته در این آزمون طول وقفه  $k$  تا حدودی انتخابی است. جیوئیک<sup>۱</sup> (۱۹۸۴) بیان می کند که اعتبار این آزمون به رتبه مدل خودتوضیح برداری و ایستایی و نایستایی متغیرها بستگی دارد. اگر متغیرها ناپایا باشند، اعتبار این آزمون کاهش می یابد. گرنجر بیان می کند که این آزمون زمانی معتبر است که متغیرها همجمع نباشند. پس در ابتدا بایستی ایستایی و نایستایی متغیرها بررسی شود و سپس همجمعی بین آنها را بررسی کنیم. اگر متغیرها پایا از درجه یک باشند، ولی همجمع نباشند، می توان یک مدل خودتوضیح برداری روی تفاضل مرتبه اول متغیرها تشکیل داد و سپس آزمون را انجام داد. از طرف دیگر نتایج آزمون علیت گرنجری نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه های مناسب ایجا ریب خواهد کرد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه اضافی در مدل خودتوضیح برداری باعث می شود برآوردها ناکارا باشد (آرمن و زارع، ۱۳۸۸).

#### ۴-۴- معرفی مدل و متغیرها

به منظور بررسی تأثیرات متغیرهای معرفی شده در این پژوهش بر امنیت غذایی در کشور ایران، الگوی ذیل تخمین زده می شود.

$$FSI = f(GDPA, TECHT, TECHM, POP, TR) \quad (11)$$

$$\ln FSI_t = a_0 + a_1 \ln GDPA_t + a_2 \ln TECHT_t + a_3 \ln TECHM_t + a_4 \ln POP_t + a_5 \ln TR_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

متغیرهای مورد استفاده در الگوی فوق عبارتند از:

میانگین ارزش تولید مواد غذایی ( $FSI$ )، تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی به سال پایه ۲۰۱۰ ( $GDPA$ )، جمعیت کل کشور ( $POP$ )، ماشین آلات کشاورزی، تعداد تراکتور ( $TECHT$ )، توزیع قدرت برق ( $TECHM$ )، باز بودن اقتصاد (مجموع صادرات و واردات واقعی بر تولید ناخالص داخلی) ( $TR$ ).

ضمناً آمارهای بکار گرفته شده در این تحقیق از بانک جهانی برای سال های ۱۳۹۳-۱۳۶۳ کشور ایران استخراج و از نرم افزار EVIEWS 9 برای برآورد معادله پیشنهادی استفاده شده است.

#### ۵- نتایج تجربی

لازم است قبل از ارائه مدل و هرگونه تفسیری درباره روابط بین متغیرها آزمون ریشه واحد انجام و ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. این آزمون به روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) انجام و نتایج آن در جدول ۱ آورده است. همان طور که مشاهده می شود، تمامی متغیرها با یکبار تفاضل گیری در سطح یک ایستا گردیدند.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد تفاضل اول متغیرها

متغیر	سطح		متغیر	سطح یک	
	آماه T	احتمال		آماه T	احتمال
LFSI	-۳/۷۱۹۳۰۷	۰/۰۱۰۴***	DLFSI	-۲/۹۹۵۳۷۱**	۰/۰۵۰۳
LGDPA	-۱/۵۴۷۰۴۸	۰/۴۹۳۳	DLGDPA	-۵/۸۰۴۶۴۲**	۰/۰۰۰۱
LTECHT	-۳/۱۶۲۶۲۱	۰/۰۳۵۲***	DLTECHT	-۷/۵۸۰۳۰۳**	۰/۰۰۰۰
LTECHM	-۱/۹۹۲۹۴۹	۰/۲۸۷۷	DLTECHM	-۴/۷۹۶۳۵۴**	۰/۰۰۰۹

<sup>1</sup> Geweke



۰/۰۰۰۱	-۶/۶۶۳۲۲۳**	DLPOP	۰/۸۳۵۶	-۰/۶۶۲۴۷۱	LPOP
۰/۰۴۸۲	-۳/۰۴۸۵۸۷**	DLTR	۰/۱۵۴۴	-۲/۳۹۶۷۶۴	LTR

\*\* نشان دهنده ایستایی متغیرها در سطح ۵٪ با عرض از مبدأ است.

\*\* نشان دهنده ایستایی متغیرها در سطح ۱٪ با عرض از مبدأ است.

ماخذ: نتایج تحقیق

اکنون قبل از بررسی رابطه بلندمدت و کوتاهمدت بین متغیرها می‌بایست به بررسی تعداد بردارهای هم‌جمعی و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته شود که این مهم از طریق انجام آزمون جوهانسن جوسلیوس<sup>۱</sup> انجام و نتایج حاصل از آن در جدول ۳ آورده شده است. اما تحلیلی‌های هم‌جمعی به روش جوهانسن، نیازمند تعیین وقفه بهینه در مدل خود رگرسیون برداری (VAR) می‌باشد. که با توجه به حجم نمونه از طریق ملاک شوارتز-بیزین، وقفه بهینه مدل تعیین و نتیجه آن در جدول ۲ آورده شد. که نتایج حاکی از وقفه بهینه یک می‌باشد.

جدول ۲: تعیین تعداد وقفه بهینه

تعداد وقفه	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۱۷۹/۸۴۹۸	NA	۱/۱۰۰۱۴	-۱۵/۱۱۷۳۸	-۱۴/۸۲۱۱۶	-۱۵/۰۴۲۸۸
۱	۳۵۵/۲۴۲۳	۲۴۴/۰۲۴۳	۶/۴۲۱۵۲	-۲۷/۲۳۸۴۶	-۲۵/۱۶۴۹۵	-۲۶/۷۱۶۹۸
۲	۴۱۵/۵۳۵۱	۵۲/۴۲۸۵۳*	۱/۷۸۵۲۲*	-۲۹/۳۵۰۸۸*	-۲۵/۵۰۰۰۷*	-۲۸/۳۸۲۴۱*

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳: آزمون جوهانسن جوسلیوس

آزمون حداکثر مقادیر ویژه				آزمون ماتریس اثر			
احتمال	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	فرضیه مقابل	فرضیه صفر	احتمال	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۰	۴۰/۰۷۷۵۷	$r \geq 1$	$r = 0$ *	۰/۰۰۰۰	۹۵/۷۵۳۶۶	$r \geq 1$	$r = 0$ *
۰/۰۰۸۰	۳۳/۸۷۶۸۷	$r \geq 2$	$r \leq 1$ *	۰/۰۰۰۰	۶۹/۸۱۸۸۹	$r \geq 2$	$r \leq 1$ *
۰/۰۰۹۳۱	۲۷/۵۸۴۳۴	$r \geq 3$	$r \leq 2$ *	۰/۰۰۰۰	۴۷/۸۵۶۱۳	$r \geq 3$	$r \leq 2$ *
۰/۰۴۵۳	۲۱/۱۳۱۶۲	$r \geq 4$	$r \leq 3$ *	۰/۰۲۲۲	۲۹/۷۹۷۰۷	$r \geq 4$	$r \leq 3$ *
۰/۰۱۰۱	۱۴/۲۶۴۶۰	$r \geq 5$	$r \leq 4$	۰/۰۱۵۳	۱۵/۴۹۴۷۱	$r \geq 5$	$r \leq 4$
۰/۵۸۳۰	۳/۸۴۱۴۶۶	$r \geq 6$	$r \leq 5$	۰/۵۸۳۶	۳/۸۴۱۴۶۶	$r \geq 6$	$r \leq 5$

\* نشان‌دهنده وجود بردار هم‌جمعی در سطح معنادار ۵٪ می‌باشد.

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به جداول فوق، براساس هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه در سطح اطمینان ۵٪ فرضیه مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد گردیده و فرضیه مقابل یعنی وجود ۴ بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل تأیید شد.

حال با توجه به نتایج بدست آمده که نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌باشد. با انجام آزمون ARDL روابط بلندمدت و کوتاهمدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهیم که نتایج حاصل از آزمون در جدول ۴ آورده شده است.

<sup>1</sup> Johansen-Joselius

جدول ۴: آزمون خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL (1,1,1,0,2)

کوتاه‌مدت		متغیر	بلندمدت		متغیر
احتمال	ضریب		احتمال	ضریب	
۰/۰۰۰۲	۰/۰۵***	DLGDPA	۰/۰۸۷۲	۰/۱۴***	LGDPA
۰/۰۰۲۷	۰/۰۹***	DLTECHT	۰/۰۰۰۷	۰/۰۶***	LTECHT
۰/۰۰۰۵	۰/۰۵***	DLTECHM	۰/۰۰۱۵	۰/۰۹***	LTECHM
۰/۰۰۰۳	۰/۱۱***	DLPOP	۰/۰۰۰۲	-۰/۱۵***	LPOP
۰/۰۰۶۱	۰/۰۹***	DLTR	۰/۰۰۰۰	۰/۲۸***	LTR
۰/۰۰۰۰	-۰/۱۶***	ECM(-1)	۰/۰۰۲۲	-۲۴/۱۷***	C
$R^2: ۰/۹۹$		Durbin-Watson: ۲/۰۱			

\* \* \* نشان‌دهنده ایستایی متغیرها در سطح ۵/ است.

\* \* \* \* نشان‌دهنده ایستایی متغیرها در سطح ۱/ است.

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به جدول فوق در بلندمدت و کوتاه‌مدت ضرائب تمامی متغیرها قابل تفسیر می‌باشد و همانطور که انتظار می‌رفت تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی، ماشین‌آلات کشاورزی (تعداد تراکتور)، توزیع قدرت برق و بازبودن اقتصاد بر ارزش تولید مواد غذایی کشور ایران هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت مثبت و به ترتیب در بلندمدت یک درصد تغییر در این متغیرها ۰/۱۴، ۰/۰۶، ۰/۰۹ و ۰/۲۸ درصد و در کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۰۵، ۰/۰۹، ۰/۰۵ و ۰/۰۹ درصد بر ارزش تولید مواد غذایی در کشور ایران خواهد افزود. اما تأثیر متغیر جمعیت کل کشور در کوتاه مدت بر ارزش تولید مواد غذایی مثبت و به میزان ۰/۰۹ درصد ولی در بلندمدت منفی و به میزان ۰/۱۵ درصد از امنیت غذایی کاسته است.

آنچنانکه ضریب تصحیح خطا نیز در این برآورد منفی و قابل تفسیر بوده که نشان می‌دهد که در هر سال ۰/۱۶ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. ضمن اینکه تمامی ضرائب در سطح ۵ درصد معنادار بودند. پس از برآورد مدل مورد نظر، رابطه علیت گرنجر بین متغیرها نیز بررسی گردید که نتایج حاصل از آن در جدول ۵ آورده شده است. که یک رابطه علیت دوطرفه از تولید ناخالص بخش کشاورزی، ماشین‌آلات کشاورزی و رابطه یک‌طرفه از اقتصاد باز به سمت ارزش تولید مواد غذایی کشور ایران را نشان می‌دهد. ضمن اینکه یک رابطه یک‌طرفه نیز از سمت ارزش تولیدات مواد غذایی به سمت جمعیت کل کشور و توزیع نیروی برق هم مشاهده می‌گردد.

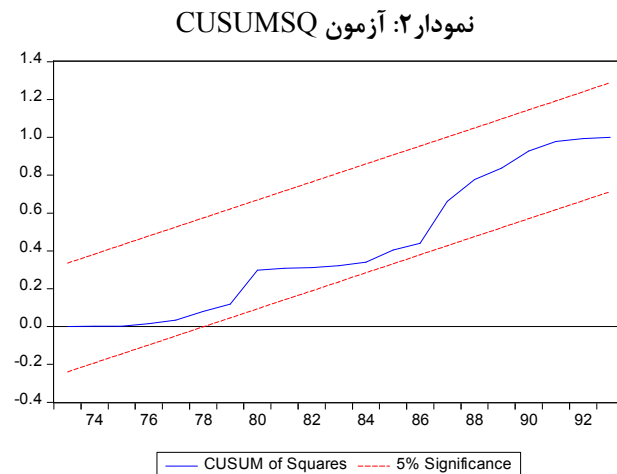
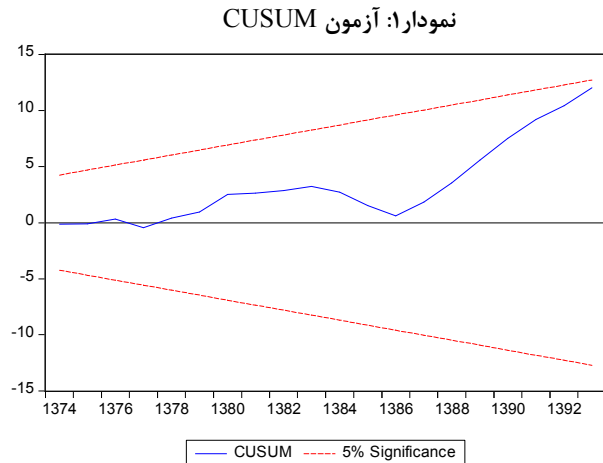
جدول ۵: آزمون علیت گرنجر

متغیر	LFSI	LGDPA	LTECHT	LTECHM	LPOP	LTR
LFSI	-	۱۶/۷۵۱۴*	۶/۵۲۶۱۰*	۰/۲۷۲۸۳*	۳/۹۱۶۹۶*	۱/۱۰۵۵۷
LGDPA	۴/۰۵۹۸۴*	-	۵/۸۵۴۵۶*	۰/۲۳۹۰۷*	۱/۰۸۳۸۲*	۰/۱۶۹۸۴
LTECHT	۶/۶۹۴۸۶*	۱/۵۸۹۳۶	-	۰/۰۸۴۶۵	۲/۰۰۷۹۲	۲/۸۹۹۴۷
LTECHM	۰/۴۰۴۸۳	۰/۱۹۶۴۷*	۰/۲۸۰۸۳	-	۰/۴۴۳۲۰	۰/۰۴۳۲۴
LPOP	۱/۳۰۱۱۸	۷/۹۷۹۳۴*	۶/۳۴۷۱۷*	۰/۰۹۵۵۱	-	۰/۲۵۶۵۸
LTR	۲/۵۲۳۶۶*	۰/۹۵۳۲۰*	۱/۲۸۵۲۹	۰/۰۰۵۷۹	۴۳/۳۴۳۱*	-

\* \* \* نشان‌دهنده ایستایی متغیرهاست.

ماخذ: نتایج تحقیق

حال برای بررسی ثبات ساختاری مدل تخمینی نیز از آزمون‌های ثبات مجموع تجمعی باقیمانده‌های تکراری (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های تکراری (CUSUMSQ) استفاده گردید. که نتایج آن در نمودار ۱ و ۲ نشان می‌دهد که مدل تخمینی در سطح ۵٪ از ثبات ساختاری برخوردار بوده و شکستی ملاحظه نمی‌گردد.



ضمناً آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون وایت، بروش-گودفری و جاک برا نیز انجام شد. که نتایج آن در جدول ۶ درج گردید. نتایج به ترتیب حاکی از عدم وجود مشکل ناهم‌سانی واریانس، خود هم‌بستگی و نرمال بودن توزیع جزء اخلاصها دارد.

جدول ۶: آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌ها	آمارها	احتمال آماره
وایت	۱/۲۴۷۶۲۶	۰/۳۲۶۴
بروش- گودفری	۰/۵۸۲۸۶۳	۰/۵۶۷۹۷
جاک‌برا	۰/۳۷۸۶۸	۰/۷۲۸۲

مأخذ: نتایج تحقیق

## نتیجه گیری

پژوهش حاضر جهت بررسی رابطه میان فناوری و امنیت غذایی در کشور ایران با به کارگیری یک مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و با استفاده از اطلاعات آماری ایران برای دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۳ صورت گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل پیشنهادی نشان از وجود رابطه مستقیم و مثبت در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، متغیرهای نشان‌دهنده فناوری که شامل ماشین‌آلات کشاورزی (تعداد تراکتور) و توزیع قدرت برق با امنیت غذایی در ایران در نظر گرفته شده است، می‌باشد. لذا توسعه بخش فناوری در بخش کشاورزی کشور می‌تواند نقش مؤثری در افزایش تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی داشته که در نتیجه تحقق این مهم، رشد و توسعه تولید غذا و بهبود امنیت غذایی در کشور ایران خواهد بود. همچنین براساس برآوردهای انجام شده در پژوهش حاضر، ضرایب مربوط به تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی، اقتصاد باز با علامت مثبت بوده‌اند. در حالیکه تأثیر متغیر جمعیت کل در کوتاه‌مدت بر امنیت غذایی مثبت ولی در بلندمدت منفی است. بدین مفهوم که با افزایش جمعیت کل کشور در طول سال‌های مورد مطالعه از امنیت غذایی کشور کاسته شده است. و این بدین علت می‌تواند باشد که ظرفیت تولید بخش کشاورزی و ... کشور در حد تأمین نیازهای غذایی جمعیت رو به افزایش نبوده است. به همین علت برای حفظ و افزایش امنیت غذایی می‌بایست با توسعه مکانیزاسیون و روش‌های نوین در بخش کشاورزی و حتی صنعتی باعث افزایش تولید غذا در کشور شد و همگام با آن به واردات کالاهای اساسی اقدام نمود.

لذا با بهبود عملکرد و توسعه زیر ساخت‌های بخش فناوری در بخش کشاورزی، می‌توان انتظار داشت که تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی افزایش داشته و به تبع آن امنیت غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با افزایش روبرو شود. در حقیقت سیاست‌های مرتبط در زمینه توسعه فناوری می‌بایست به گونه‌ای تغییر و تنظیم شوند که دسترسی بخش‌های مختلف اقتصادی کشور، مخصوصاً صنعت کشاورزی به فناوری‌های روز دنیا افزایش یابد.

اما با توجه به نتایج بدست آمده از این پژوهش، پیشنهادات سیاستی ذیل در جهت بهبود امنیت غذایی ارائه می‌گردد:

۱- با توجه به تأثیر مثبت فناوری در امنیت غذایی کشور و اینکه بیشتر فناوری‌های مربوطه وارداتی است، دولت می‌بایست حمایت بیشتری از واردکنندگان اینگونه فناوری در زمینه نوسانات نرخ ارز و حقوق گمرکی داشته باشد. ضمن اینکه به موازات آن از سازمان‌های دانش بنیان که در این خصوص فعالیت دارند حمایت‌های مالی و ... لازم بعمل آمده و حتی دانشجویان را نیز به تحقیق در این امور تشویق نماید.

۲- با عنایت به اینکه افزایش جمعیت می‌تواند امنیت غذایی کشور را با مخاطراتی روبرو کند که نتایج این تحقیق عملاً آن را نشان داد. دولت باید همگام با رشد جمعیت در سال‌های آینده نسبت به آماده‌سازی طرح جامع، تهیه و تولید کالاهای اساسی کشور چه به صورت واردات یا افزایش در تولید در دستور کار خود داشته باشد.

۳- نتایج این پژوهش به خوبی تأثیر مستقیم تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی را بر امنیت غذایی نشان داد. لذا دولت می‌بایست با توجه به این مهم راهکارهایی را برگزیند تا با افزایش و توسعه فناوری در این بخش نسبت به بالا رفتن بهره‌وری در جهت افزایش تولید بالاتر و با کیفیت‌تر اقدام نماید.

## مراجع

- [۱] آرمن، ع.، زارع، ر. مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط با رشد اقتصادی، فصلنامه اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ۲۱، ۱۳۸۸.
- [۲] بهروزی لار، م. مکانیزاسیون کشاورزی چیست، ماهنامه زیتون، شماره ۴۳، ۱۳۶۳.
- [۳] خسروشاهی، ج.، محمدوند، م.، نوروزی، د. تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران، فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ۶، ۱۳۹۱.

- [۴] سپهوند، ا.، اسفندیاری، س.، مهرابی بشرآبادی، ج. بررسی تأثیر مکانیزاسیون کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، شماره ۱۵، ۱۳۹۳.
- [۵] عباسی، ا.، دهباشی، ک.، برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی، مطالعه موردی استان سمنان، فصلنامه علوم اقتصادی، شماره ۱۱، ۱۳۸۹.
- [۶] غلام ویسی، ر.، حسینی یکتایی، ع.، محمدی، ج.، تعیین میزان کارایی ایران در تأمین امنیت غذایی در مقایسه با دیگر کشورهای آسیایی، نهمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ۱۳۹۳.
- [۷] فتحی، ف. و بخشوده، م.، امنیت غذایی در راستای ارتقاء مصرف سرانه پروتئین حیوانی در برنامه چهارم توسعه، علوم اقتصادی، شماره ۱، ۱۳۸۸.
- [۸] مهرابی بشرآبادی، ج.، موسوی، ح.، تأثیر حمایت های دولتی از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران، اقتصاد کشاورزی، جلد ۴، شماره ۳، ۱۳۸۹.
- [۹] مشایخی، ع.، امامی، ی.، مشایخی، ف.، نقش مکانیزاسیون کشاورزی در تأمین امنیت غذایی با هدف دسترسی به توسعه پایدار، اولین کنفرانس ملی راهکارهای دستیابی به توسعه پایدار، ۱۳۹۱.
- [۱۰] مهرابی بشرآبادی، ج.، اوحدی، ع.، بررسی عوامل موثر بر امنیت غذایی در ایران، نهمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ۱۳۹۳.
- [۱۱] نوری نائینی، م.، ابعاد جهانی امنیت غذایی، مجموعه مقالات امنیت غذایی و توسعه کشاورزی، مؤسسه پژوهش های برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی، چاپ اول، تهران، ۱۳۷۸.

- [16] Bashir, M. K., Schilizzi, S. and Pandit, R., "The determinants of rural household food security in the Punjab, Pakistan: an econometric analysis", Working Paper 1203, School of Agricultural and Resource Economics, University of Western Australia, Crawley, Australia, 2013.
- [16] Chowdhury, N. Information and Communication Technologies. In: Appropriate Technology For Sustainable Food Security. International Food policy Research Institute, 2001.
- [16] Dave J M, Evans A E, Saunders R P, Watkins K W and Pfeiffer K A . Associations among Food Insecurity, Acculturation, Demographic Factors, and Fruit and Vegetable Intake at Home in Hispanic Children. Journal of the American Dietetic Association. 109 (4) 697-701, 2009.
- [15] FAO. "Household food security and community nutrition" [on line]. [http://www.fao.org/ag/agn/nutrition/household\\_en.stm](http://www.fao.org/ag/agn/nutrition/household_en.stm) .[2014/1/6]
- [16] Kaiser L L, Townsend M S, Melgar-Quinonez H R, Fujii M L and Crawford P B . Choice of instrument influences relations between food insecurity and obesity in Latino women. The American Journal of Clinical Nutrition. 80 1372- 8, 2004.
- [16] Mohammadzadeh A, Dorosty Motlagh A and Eshraghian M (2010) The association of food security with socioeconomic factors and weight status among adolescents. Iranian Journal of Nutrition Sciences & Food Technology. 5(1) 55-62. (Persian), 2010.
- [17] Osabohien R., Food Security Technology Nexus in Nigerian: 3rd International Conference on African Development Issues, 2016.
- [17] Regmi, A. and Meade, B., " Demand side drivers of global food security", Global Food Security, 2.3, pp. 166-171, 2013.
- [17] Zhai, K., "Vision of Resource, Structure, System and Chinese Food Security", IERI Procedia, 4, pp. 408-416, 2013.