اثر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در ایران

خشایار قربانی واقعی نفوتی، حسین نوروزی، حامد رفیعی[1]
khghorbani@ut.ac.ir

چکیده

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در تولید، اشتغال، مصرف و ایجاد امنیت غذایی، کشورهای مختلف جهان، با روش‌های مختلف به دنبال تولید بهینه با استفاده از حداقل نهاده‌ها هستند. در مطالعه حاضر اثر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی بر امنیت غذایی ایران در قالب الگوی VECM برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۸ بررسی شده است. نتایج نشان داد که بهره‌وری اثر مثبت و معنی داری بر شاخص امنیت غذایی کشور دارد، به طوری‌که به ازای یک واحد افزایش در بهره‌وری، مقدار شاخص امنیت غذایی ۱/۷۹ واحد افزایش می‌یابد. در مقابل، به ازای افزایش یک واحد ارزش افزوده بخش کشاورزی، مقدار شاخص امنیت غذایی ۰/۱۵۶ واحد افزایش می‌یابد. با توجه به اثر مثبت بهره‌وری بر امنیت غذایی، انتظار می‌رود که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در راستای افزایش امنیت غذایی توجه بیشتری بر میزان بهره‌وری عوامل تولید و ارتقاء آن، داشته باشند. همچنین نتایج نشان داد که براساس ضریب متغیر ECM در هر دوره ۵۹/۶ درصد از خطای عدم تعادل از بین خواهد رفت. لذا اعمال سیاست‌هایی هدف‌دار در جهت افزایش بهره‌وری و تولید به منظور ارتقاء امنیت غذایی ضروری می‌باشد.

طبقه بندی JEL: C22، Q18

کلیدواژگان: امنیت غذایی، بهره‌وری عوامل تولید، مدل VECM، بخش کشاورزی

[1] به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشجوی دکتری و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

مقدمه

رشد بالای جمعیت از یک سو و افزایش پیوسته تقاضای مواد غذایی و همچنین نیاز روزافزون منابع مختلف به محصولات کشاورزی از سوی دیگر، ایجاد تحول در این بخش، به نحوی که بتواند کمیت و تنوع محصولات کشاورزی را در مدت زمان کوتاه افزایش دهد، ضروری جلوه می‌دهد (علیزاده و هژبر کیانی، ۲۰۰۰). بررسی‌ها نشان می‌دهد که بخش کشاورزی ۱۶ درصد تولید ناخالص داخلی، یک چهارم اشتغال، بالغ بر ۸۰ درصد از عرضهٔ غذا، ۹۰ درصد نیاز اولیهٔ صنایع تبدیلی و کشاورزی و ۲۲ درصد از صادرات غیرنفتی کشور را به خود اختصاص داده‌است (مرکز آمار ایران، ۲۰۰۹). لذا در آستانه هزاره سوم نیاز روزافزون جمعیت رو به رشد جهان به محصولات کشاورزی، بیش از پیش به یکی از اصلی‌ترین چالش‌های جامعه بشری تبدیل شده است. این افزایش جمعیت و به تبع آن افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی، توجه بیشتر به مقولهٔ تولید را ضروری جلوه می‌دهد. طبق تئوری‌های اقتصاد تولید افزایش محصول در بخش‌های مختلف، از دو طریق حاصل می‌شود. در روش اول افزایش تولید با به کارگیری نهادهٔ بیشتر در چارچوب تکنولوژی موجود تأمین می‌شود. در حالی که در روش دوم سهم اصلی و عمده در افزایش تولید با به کارگیری روش‌های پیشرفته‌تر و کارامدتر تولید و استفاده از عوامل تولیدی مؤثرتر به دست می‌آید (سلامی، ۱۹۹۷). اما کمیابی منابع، در درازمدت افزایش تولید به روش اول را محدود می‌سازد. لذا توجه به روش دوم یعنی بالا بردن بهره‌وری عوامل تولید، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر برای افزایش عرضه محصولات کشاورزی است. امروزه تمام کشورهای جهان در پی بدست آوردن پیشرفت‌هایی در زمینه بهره‌وری هستند، بدین معنی که بتوانند با مصرف منابع کمتر به مقدار تولید بیشتری دست یابند. به منظور افزایش بهره‌وری در اقتصاد ایران باید به بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم و عمده فعالیت اقتصادی در کشور توجه خاص کرد، زیرا افزایش بهره‌وری در این بخش، با توجه به اهمیت آن، می‌تواند ما را در جهت دستیابی به توسعه اقتصادی یاری کند. توجه به بهره‌وری از آن جهت بسیار حائز اهمیت است که شرایطی از قبیل نرخ رشد بالای جمعیت، اقتصاد تک محصولی، ساختار نامتناسب نظام اقتصادی و اداری، افزایش نرخ بیکاری و پائین بودن میزان سرمایه‌گذاری، که در اقتصاد ایران حاکم است، همواره اقتصاد کشور را غرق در دو معضل مهم تورم بالا و نرخ پایین رشد اقتصادی کرده است. بهره‌وری راهی در جهت رهایی همزمان از این دو معضل و فائق آمدن بر مشکلات ناشی از آن‌ها می‌باشد. با توجه به این موضوع که افزایش بهره‌وری به تولید بیشتر در واحد سطح منجر شده و نیاز کشور به مواد غذایی، تا حدود زیادی تامین و تضمین می‌شود، لذا بر سطح تغذیه و در نهایت بر امنیت غذایی خانوارهای کشور موثر خواهد بود. با توجه به اینکه نقش تغذیه در سلامت، افزایش کارایی، یادگیری انسان‌ها و ارتباط آن با توسعهٔ اقتصادی، طی تحقیقات جهانی به اثبات رسیده است (کارلتو و همکاران، ۲۰۱۳، رنزائو و ملور ۲۰۱۰، فنجینگ و همکاران ، ۲۰۱۰). بنابراین در بین اولویت هدف‌های توسعهٔ هر کشور، دستیابی به امنیت غذایی اهمیت ویژه‌ای دارد (باباتونده و قیم، ۲۰۱۰). بر اساس تعریف کنفرانس جهانی غذا در سال ۱۹۹۶، امنیت غذایی وقتی وجود دارد که همگان در همهٔ اوقات (در هر زمان) 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. این تعریف که در سطح گسترده‌ای مورد پذیرش قرار گرفت، به ابعاد گوناگونی اشاره دارد که مهم‌ترین آن چهار عنصر «موجود بودن غذا »؛ «دسترسی به غذا »؛ «بهره‌مندی غذایی » و «پایداری در

دریافت غذا » است (کارلتو و همکاران، ۲۰۱۳، آنریکودز، ۲۰۱۳، رنزائو و ملـور ۲۰۱۰، فنجینـگ و همکـاران ، ۲۰۱۰). بـا توجه به اهمیت و جایگاه بهبود بهره‌وری در تولید بیشتر، و تامین غذای مورد نیاز ساکنین کشور، بهبود تغذیه و در نهایت امنیت غذایی، در مطالعهٔ پیش‌رو، اثر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی بر امنیت غـذایی در ایـران بررسـی مـی‌شـود. بدین منظور، برخی از مطالعات در زمینهٔ بهره‌وری و امنیت غذایی و ارتباط بین آن‌هـا، مـورد بررسـی قـرار مـی‌گیـرد. در زمینه بررسی رشد بهره‌وری بخش کشاورزی مطالعات مختلفی صورت گرفته است کـه از آن جملـه مـی‌تـوان بـه مطالعـهٔ رضایی و همکاران (۲۰۰۸)، تیموری و خلیلیان (۲۰۰۹)، اکبـری و رنجکـش (۲۰۱۰) اشـاره داشـت. همچنـین در زمینـهٔ تعیین مقادیر انواع شاخص‌هـای حمـایتی از بخـش کشـاورزی نیـز مـی‌تـوان بـه مطالعـه‌ی پرچگـال(۲۰۰۴) ، کاکمـک (۲۰۰۶اوردن و همکاران (۲۰۰۴)، گوپینـاث و همکـاران (۲۰۰۹)، حسـینی و همکـاران(۲۰۱۱)، ترشـیزی(۲۰۰۹) اشـاره داشت. حسینی و همکاران(۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای اثر سیاست‌های حمایتی بر تغییرات بهره‌وری بخش کشـاورزی در ایـران را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که شاخص حمایت از تولیدکننده‌ی بخش کشاورزی در کوتاه مدت اثر منفـی و در بلندمدت، اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامـل تولیـد دارد. شـهبازی و همکـاران (۲۰۱۳) بـه بررسـی تـأثیر اعتبارات دولتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران پرداختند. نتایج نشان‌داد که در بلنـد مـدت، اعتبـارات دولتی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، امـا تـأثیر کوتاه‌مـدت اعتبـارات دولتی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشـور قابـل تأییـد نیسـت. قلـی زاده و صـالح (۲۰۰۵) بـه بررسـی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های اقتصاد ایران در دوره ۸۱-۱۳۵۷ (با تأکید بـر بخـش کشـاورزی و نقـش سـرمایه) پرداختند. نتایج بیانگر آن است که در بخش کشاورزی علیرغم عدم تغییر کارایی تکنولوژیکی و مقیاس، بهـره‌وری عوامـل تولید به دلیل بهبود کارایی مدیریتی افزایش یافته‌است و سطح بهره‌وری بخش کشاورزی نسبت به سال پایه در مقایسه با کل اقتصاد همواره بالاتر بوده‌است. همچنین آزمون علّیـت، وجـود رابطـه علّـی از سـرمایه‌گذاری بـه بهـره‌وری در بخـش کشاورزی را تأیید می‌کند. همچنین در زمینه امنیت غذایی نیز می‌توان به مطالعات زیـر اشـاره نمـود. مهرابـی و موسـوی (۲۰۱۰) در مطالعه خود آثار سیاست های حمایتی بخش کشاورزی را در قالب شاخص ساده شده AMS بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج مطالعهٔ نشان داد که مجموع حمایت هـای قیمتـی و نهـاده ای از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در کوتاه مدت اثر مثبت و در بلند مـدت بـی‌تـاثیر بـوده‌انـد. میلـر و کوبله (۲۰۰۶)، اثر پرداخت‌های مستقیم دولت برای تهیه غذا در آمریکا را بین گـروه‌هـای غـذایی خـاص و بـا اسـتفاده از الگوهای اقتصادسنجی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که پرداخت های مستقیم تاثیر معنی‌داری در تهیـه غـذای گروه های خاص افراد ندارند.

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای منسجم و هدفمند در زمینهٔ بررسی اثرگذاری مسـتقیم بهبـود بهره‌وری بخش کشاورزی بر امنیت غذایی یک منطقه یا کشور خاص انجام نشده است. از این‌رو، با توجه به اهمیت و نقش امنیت غذایی در حفظ امنیت ملی و سلامت جامعه، همچنین جایگاه ویژه محصولات کشاورزی در سبد مصـرفی خـانوار و تامین ریزمغذی مورد نیاز برای برقراری امنیت غذایی آنها، در مطالعه حاضر اثر بهره‌وری عوامل تولیـد بـر امنیـت غـذایی

خانوارهای کشور در قالب مدل اقتصاد سنجی مورد ارزیابی قرار گرفته‌است. اطلاعات مورد نیـاز مربـوط بـه دوره‌ی زمـانی ۹۲-۱۳۶۸ می‌باشد.

مواد و روش ها

در ادبیات اقتصاد تولید، برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید روش‌های گوناگونی وجود دارد. این روش‌ها در دو دسته کلی توابع مرزی و غیرمرزی طبقه‌بندی می‌شوند که هر کدام از آن‌ها در قالب دو روش پارامتریک و ناپارامتریک قابلیت تجزیه و تحلیل دارند. در هر یک از این شاخه‌ها مدل‌های مختلفی وجود دارند که می‌توان به کمک آن‌ها به محاسبهٔ بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخت. در مطالعهٔ پیش‌رو، به منظور اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید از شاخص دیویژیا استفاده می‌شود. در این روش براساس وزن‌های متفاوت برای عوامل تولید، نقش هر کدام از این عوامل در فرایند تولید مشخص می‌شود. این شاخص اجازه می‌دهد که عوامل غیر همگنی نظیر نیروی‌کار، سرمایه و انرژی را یک‌جا در نظر بگیریم. در این روش شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TFP_t = \frac{V_t}{K_t^{\alpha} L_t^{\beta} E_t^{\gamma}} \qquad (۱)$$

که در آن V بیانگر تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی، K، L و E نهاده‌های سرمایه، نیروی‌کار و انرژی و α، β و γ به ترتیب سهم نهاده‌های سرمایه، نیروی‌کار و انرژی از تولید می‌باشند.

در شرایط رقابت کامل سهم نهاده‌ها در تولید بیانگر کشش تولیدی نهاده‌ها است. لذا در شرایطی که اطلاعات آماری در خصوص سهم‌های عوامل از تولید وجود ندارد، می‌توان از کشش‌های تولیدی عوامل در برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی استفاده کرد. از این‌رو به‌کارگیری این روش نیازمند محاسبهٔ کشش‌های هر یک از عوامل تولید در بخش کشاورزی است. از این رو ابتدا باید تابع تولید بخش کشاورزی تخمین زده شود. از بین توابع تولید، تابع تولید کاب-داگلاس به واسطهٔ ویژگی امکان جانشینی بین عوامل در جریان تولید و مناسب بودن فرم تابعی آن بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. در مطالعه پیش‌رو نیز با استفاده از متغیرهای موجودی سرمایه، نیروی‌کار، میزان انرژی مصرفی در بخش کشاورزی، متغیرهای مجازی مربوط به جنگ و خشکسالی به تخمین تابع تولید پرداخته و بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی محاسبه شده است.

سازمان خوار و بار کشاورزی (فائو) شاخص جمعی امنیت غذایی خانوار(AHFSI) را توسعه داده است. ایـن شـاخص روی کار سن(۱۹۷۶) و بیگمن (۱۹۹۳) بنا نهاده شده‌است. در این شاخص با شرکت هر سه عنصر امنیت غذایی یعنـی موجـود بودن غذا، پایداری عرضه غذا و دسترسی به غذا مبادرت به اندازه گیـری سـطح امنیـت‌غـذایی شـده اسـت (صـفرخانلو و محمدی نژاد، ۲۰۱۱).

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

که در رابطه ۲، $H=\frac{P_U}{P_T}\times 100$ ، $G=\frac{C_s-C_{AU}}{C_s\times H}$ و $I^p=1+\left(\frac{1}{N}\right)-\left[\frac{2}{\left(m\times N^2\right)}\right]\left[\sum_{i=1}^{N}\left(N-i+1\right)Y_i\right]$ می‌باشد.

P_U: تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند، P_T: تعداد کل جمعیت مورد مطالعه، H: درصد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت نموده اند، C_S: انرژی یا پروتئین استاندارد، C_{AU}: میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد، G: شدت کمبود انرژی و 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: هزینه ناخالص i امین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است، m: میانگین هزینه ناخالص افراد زیر خط فقر. این شاخص به دو بخش اصلی قابل تجزیه است. بخش اول مربوط به کار شاخص فقر آمارتیاسن $H\left(\left(G+\left(1-G\right)I^p\right)\right)$ که با استفاده از سه عنصر سطح فقر غذایی (H)، عمق فقر غذایی (G)، توزیع فقر غذایی (I^P) تعریف می‌شود. بخش دوم مربوط به کار بیگمن $0.5\ CV\left(1-H\left(G+\left(1-G\right)\right)I^p\right)$ در خصوص احتمال مواجهه افراد با فقرغذایی است که علاوه بر سه عنصر یاد شده ضریب تغییرات را با ضریب ۰/۵ وارد نموده است. این شاخص یک شاخص تجزیه‌پذیر برای تعیین رتبهٔ امنیت‌غذایی در یک کشور بر پایهٔ شکاف غذایی، نابرابری در توزیع غذا بین خانوارها و ناپایداری در دستیابی سالانه به غذا می‌باشد. دامنهٔ این شاخص از صفر تا ۱۰۰ است. اگر مقدار شاخص کمتر از ۶۵ درصد باشد، امنیت‌غذایی در شرایط بحرانی، بین ۶۵ تا ۷۵ درصد امنیت‌غذایی کم،و اگر بین ۷۵ تا ۸۵ درصد امنیت غذایی متوسط و اگر مقدار شاخص بالای ۸۵ باشد، امنیت‌غذایی بالا است (Yotopoulos,1997). این شاخص برای مقایسهٔ وضعیت امنیت‌غذایی کشورها و یا ارائهٔ تصویری از روند پیشرفت یک کشور در طی زمان قابل استفاده است. همچنین می توان با آن وضعیت امنیت‌غذایی گروه‌های مختلف درآمدی را نیز مقایسه نمود. در محاسبهٔ شاخص جمعی امنیت‌غذایی خانوار، G شدت کمبود انرژی یا پروتئین دریافتی،و I^p میزان فقدان نسبی غذا در بین گروه‌های دارای سوء تغذیه‌ای را نشان می‌دهد. متغیرهای H و G و I^p به میانگین یکسال بر می‌گردد و به میانگین مصرف غذای هر فرد بستگی دارد.

پس از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و شاخص امنیت غذایی، اقدام به بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت بین این شاخص‌ها شد. بدین منظور، ابتدا به بررسی مرتبه ایستایی شاخص‌ها پرداخته و بر اساس ماهیت مرتبهٔ هم انباشتگی شاخص‌ها، سه حالت کلی امکان پذیر است: نخست اینکه هر دو شاخص در سطح ایستا باشند. دوم اینکه دو شاخص انباشته از مرتبه یک باشند و حالت سوم اینکه درجه انباشتگی دو شاخص متفاوت باشد. در صورتی که هر دو شاخص انباشته از مرتبه اول باشند، امکان وجود حداقل یک رابطهٔ بلند مدت وجود خواهد داشت، اگر یک رابطهٔ علی دو طرفه بین دو متغیر برقرار باشد. پس از تشخیص وجود رابطهٔ بلندمدت، اقدام به تعیین تعداد وقفهٔ بهینه خواهد شد. لذا

به منظور برآورد الگوی خودتوضیح برداری (VECM[1])، معیار شوآرتز-بیزین برای انتخاب وقفهٔ بهینه مورد استفاده قرار گرفت. بدین منظور و پس از بررسی شرایط فوق و تعیین وقفهٔ بهینه، از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن–جوسلیوس به منظور تحلیل هم‌انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده شد. با پیروی از (جانسون، ۱۹۹۸) و (جوهانسون و جولسیلیوس، ۱۹۹۰)، با یک نمایش VAR از بردار داده‌های X با بعد P شروع می‌شود: برای شناسایی و برآورد ارتباط بلندمدت بین متغیرها، ابتدا از یک مدل VAR ساده به صورت رابطهٔ (۳) آغاز می‌شود:

$$x_t = c + \sum_{i=1}^{k} A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در این مدل، x_t برداری از متغیرهای ناایستا و از درجهٔ I(۱) است که باید با یک بردار همگرای β که یک بردار 2×1 می‌باشد، همجمع باشند. همچنین A_i یک ماتریس 2×2 از پارامترهای مدل و ε_t نیز یک بردار 2×1 از پسماندهای مدل می‌باشد. شرط لازم برای وجود ارتباط بلندمدت و همجمعی بین متغیرها، برابر بودن مرتبهٔ ایستایی آنهاست. به منظور بررسی مرتبه مانایی متغیرهای مدل نیز از آزمون‌های ADF[2] و PP[3] استفاده می‌شود. به منظور بررسی وجود تعدیلات پویای بلندمدت، می‌توان مدل کوتاه‌مدت VAR را به یک مدل بلندمدت VECM تبدیل نمود. بدین منظور یک عبارت x_{t-1} از طرفین رابطه ۹ کم می‌گردد:

$$\begin{aligned}
\Delta x_t &= c + (A_1 - I)x_{t-1} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t = c + (A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-2} \\
&+ (A_1 - I)x_{t-2} + A_2 x_{t-2} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \\
&= c + \underline{(A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-2}} + (A_1 - I)x_{t-2} + A_2 x_{t-2} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \\
&= c + \underline{(A_1 - I)\Delta x_{t-1}} + (A_1 + A_2 - I)\Delta x_{t-2} + \ldots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t
\end{aligned} \qquad (۴)$$

رابطه ۴ را می‌توان به صورت خلاصه شده و در قالب رابطه ۵ نوشت:

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Omega x_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در رابطه ۵:

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

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

همچنین، فرم کلی دیگری از رابطه ۲ به صورت رابطه ۶ می‌باشد:

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{*} \Delta x_{t-i} + \Omega x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

---

[1] Vector Error Correction Model (VECM)

[2] Augmented Dickey-Fuller (ADF)

[3] Phillips-Perron (PP)

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

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

که در این روابط ماتریس Ω معمولا به صورت $\Omega = \alpha\beta'$ است که یک ماتریس $n \times r$ می‌باشد. n تعداد متغیرهای موجود در مدل و r تعداد روابط همجمعی و همچنین Δ تفاضل مرتبه اول عملگر را نشان می‌دهد (کنگرگادو و همکاران، ۲۰۱۰) در واقع در مطالعه‌ی حاضر روابط زیر مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\Delta AHFSI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta AHFSI_{t-i} + \alpha_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta PRD_{t-i} + \alpha_3 \sum_{i=1}^{n} LVAG_{t-i} + \alpha_4 \sum_{i=1}^{n} LTRAL_{t-1} + \alpha_5 \sum_{i=1}^{n} LTT_{t-1}$$
$$+\alpha_6 \sum_{i=1}^{n} LIL_{t-1} + \lambda_{1i} \sum_{i-1}^{m} ECT_{i,t-1} + \mu_t$$
$$\Delta PRD_t = \varphi_0 + \varphi_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta AHFSI_{t-i} + \varphi_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta PRD_{t-i} + \varphi_3 \sum_{i=1}^{n} PRD_{t-i} + \varphi_4 \sum_{i=1}^{n} LTRAL_{t-i} + \varphi_5 \sum_{i-1}^{m} LTT_{t-1} \quad (۷)$$
$$+\varphi_6 \sum_{i-1}^{m} LIL_{i,t-1} + \varphi_{1i} \sum_{i-1}^{m} ECT_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

که در رابطه (۷)، LAHFSI لگاریتم شاخص امنیت غذایی کشور، PRD بهره‌وری عوامل تولید، LVAG لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی، LTRAL لگاریتم متوسط هزینه خانوار، LTT لگاریتم شاخص رقابت‌پذیری بخش کشاورزی (نشان دهندهٔ درجهٔ باز بودن بخش کشاورزی که نسبت حجم تجارت کشاورزی به کل حجم تجارت اقتصاد است) و LIL لگاریتم نسبت زمین‌های زراعی آبی به کل زمین‌های کشاورزی می‌باشد. در رابطهٔ (۱۵)، ECT نشان‌دهندهٔ ضریب تعدیل و حرکت رابطه کوتاه مدت به سمت بلندمدت بوده که مقدار آن باید منفی، معنادار و بین صفر و منفی یک باشد. همچنین متغیرهای LIL، LTT، LVAG و LTRAL به عنوان متغیرهای برونزا وارد مدل شده‌اند. این الگو به منظور بررسی رابطه و میزان اثرگذاری بهره‌وری عوامل تولید بر امنیت غذایی تصریح گردید. دو آزمون برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته‌کننده به نام‌های آزمون تریس و آزمون حداکثر ریشه‌های مشخص وجود دارد. این آزمون‌ها به صورت روابط ۸ و ۹ تعریف شده‌اند (Shareef & Tran,2007):

$$\lambda_{Trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n} Ln(1-\hat{\lambda}_1) \quad (۸)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T\sum_{i=r+1}^{n} Ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad (۹)$$

که $\hat{\lambda}_i$ نشان‌دهنده ارزش تخمین زده شده از ریشه‌های مشخص، T تعداد مشاهدات قابل استفاده و r تعداد بردار هم انباشته‌کننده متمایز می‌باشد. در آزمون Trace، فرض صفر این است که حداکثر r بردار هم انباشته کننده وجود دارد. این فرض بر علیه آلترناتیوهای عمومی آزمون شده است. به همین ترتیب در آزمون حداکثر ریشه‌های مشخص، فرض صفر (r=0) بر علیه فرض دیگر (r=1) آزمون شده است و می‌توان به صورت (H_0: r=1) بر علیه (H_1: r=2) و الی آخر این روند را ادامه داد تا تعداد بردار هم انباشته در صورت وجود تایید گردد.

نتایج

به منظور بررسی ارتباط بین بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی و امنیت غذایی کشور، ابتدا لازم است تا وضعیت پایایی متغیرها بررسی شود. همچنین قابل یادآوری که به منظور کامل‌تر شدن مدل مورد بررسی، لگاریتم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، لگاریتم متوسط هزینه خانوار و لگاریتم شاخص رقابت‌پذیری بخش کشاورزی، لگاریتم نسبت زمین‌های زراعی آبی به کل زمین‌های کشاورزی به عنوان عواملی که امنیت غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به صورت متغیرهای برون‌زا در مدل وارد شدند. بررسی ایستایی متغیرهای مورد نظر در جدول ۱ نشان می‌دهد که همه متغیرها به استثناء متغیر بهره‌وری عوامل تولید (PRD) با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند که برای اطمینان از نتایج بررسی‌ها، از دو آماره‌ی ADF و PP استفاده شده است.

جدول ۱- بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل

متغیر	سطح				تفاضل اول				درجه ایستایی
	ADF		PP		ADF		PP		
	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	
AHFSI	-۰/۵۵	۰/۸۵۷	-۰/۶۵	۰/۸۴۱	-۳/۲۷	۰/۰۳۴	-۱۶/۱۴	۰/۰۰	I(۱)
PRD	-۲/۹۹	۰/۰۰	-۳/۰۱	۰/۰۰	-	-	-	-	I(۰)
TRAL	-۲/۹۹	۰/۹۹	-۲/۹۹	۰/۹۹	-۵/۴۲	۰/۰۰	-۵/۳۹	۰/۰۰	I(۱)
LIL	-۱/۲۸	۰/۶۲	-۲/۹۹	۰/۶۰	-۵/۴۲	۰/۰۰	-۵/۳۳	۰/۰۰	I(۱)
LVAG	-۰/۷۴	۰/۸۲	-۱/۱۱	۰/۷۰	-۷/۱۶	۰/۰۰	-۹/۲۰	۰/۰۰	I(۱)
LTT	-۱/۵۳	۰/۷۸	-۲/۱۵	۰/۴۹۳	-۵/۸۶	۰/۰۰۱	-۵/۷۸	۰/۰۰۱	I(۱)

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به درجه ایستایی متغیرهای مورد بررسی، وجود رابطه بلندمدت امکان‌پذیر می‌باشد که نیازمند بررسی و آزمون است. به همین منظور، در مرحلهٔ بعد، با استفاده از یک مدل VAR، تعداد وقفهٔ بهینه با استفاده از آماره های مختلف تعیین می‌شود. نتایج حاصل از تعیین وقفهٔ بهینه در جدول ۲ ارائه شده است. بر این اساس همهٔ آماره‌های AIC، SBC و AIC در وقفه سوم دارای کمترین ارزش می‌باشند که نشان دهندهٔ وقفهٔ سه به عنوان مقدار وقفهٔ بهینه به منظور بررسی رابطه بلندمدت است.

جدول ۲- تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه با استفاده از مدل VAR

تعداد وقفه	Log L	LR	FPE	AIC	SBC	HQC
۰	۱۰۳/۳۴	-	۳/۴۹*e-۷	-۹/۰۸	-۸/۶۸	-۸/۹۹
۱	۱۱۰/۷۵	۱۰/۵۹	۲/۹۲*e-۷	-۹/۴۰	-۸/۸۱	-۹/۲۷
۲	۱۱۸/۶۳	۹/۷۵	۲/۱۲*e-۷	-۹/۷۷	-۸/۹۸	-۹/۶۰
۳	۱۲۹/۱۶	۱۱/۰۳*	۱/۲۴*e-۷*	-۱۰/۳۹*	-۹/۴۰*	-۱۰/۱۸*

ماخذ: نتایج تحقیق

در ادامه و با توجه به وقفهٔ بهینه تعیین شده در مرحله قبل، از مدل جوهانسون-جوسیلوس به منظور تحلیل هم‌انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. نتایج حاصل از بررسی آزمون هم انباشتگی در جدول ۳ نشان می‌دهد که تنها حالت چهارم از پنج حالت ممکن با استفاده از هر دو آمارهٔ λ_{Trace} و λ_{Max} تعداد یک بردار بلندمدت و تنها در حالت با عرض از مبدا و روند خطی (حالت چهارم در جدول ۳) دو رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. با توجه به بررسی انجام شده و استفاده از حالت‌های مختلف درجهٔ هم انباشتگی بین متغیرها، حالت چهارم (با عرض از مبدا و روند خطی) به عنوان پایهٔ مورد نظر به منظور برآورد رابطهٔ بلندمدت استفاده شد.

جدول ۳- تعداد رابطه بلند مدت بین متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون هم انباشتگی

آماره	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
	بدون عرض از مبدا و روند	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و بدون روند (خطی)	با عرض از مبدا و روند (خطی)	با عرض از مبدا و روند (درجه ۲)
λ_{Trace}	۲	۲	۲	۱	۲
λ_{Max}	۲	۲	۲	۱	۲

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از بررسی آماره‌های هم انباشتگی حالت چهارم در جدول ۴ ارائه شده است. بر اساس آمارهٔ λ_{Trace}، در حالت فرض صفر عدم وجود رابطه بلندمدت، مقدار آمارهٔ محاسباتی از مقدار بحرانی بیشتر بوده و لذا فرض صفر رد و امکان وجود رابطهٔ بلندمدت به تعداد یک و بیشتر وجود دارد. در مرحله دوم و با فرض صفر حداکثر یک رابطهٔ بلندمدت، مقدار آماره محاسباتی ۶/۵۴ می‌باشد که از مقدار بحرانی آن (۱۲/۵۲) کمتر است و لذا فرض صفر قبول و وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت تایید می‌شود. بررسی آمارهٔ λ_{Max} نیز در فرض صفر وجود حداکثر یک رابطهٔ بلند مدت، دارای مقدار آمارهٔ محاسباتی ۶/۵۴ کمتر از مقدار بحرانی آن (۱۲/۵۲) می‌باشد.

جدول ۴- بررسی آماره های λ_{Trace} و λ_{Max} حالت چهارم (با عرض از مبدا و روند خطی)

		فرض صفر	Eigenvalue	آماره محاسباتی	آماره بحرانی	سطح معنی داری
حالت (۴)	λ_{Trace}	بدون رابطه	۰/۸۰	۴۰/۳۸	۲۵/۸۷	۰/۰۰
		حداکثر یک رابطه	۰/۲۶	۶/۵۴	۱۲/۵۲	۰/۳۹
	λ_{Max}	بدون رابطه	۰/۸۰	۳۳/۸۴	۱۹/۳۹	۰/۰۰
		حداکثر یک رابطه	۰/۲۶	۶/۵۴	۱۲/۵۲	۰/۳۹

ماخذ: نتایج تحقیق

در مرحلهٔ بعد و پس از بررسی وجود هم انباشتگی بین متغیرها و تعیین نوع و درجهٔ آن، اقدام به برآورد رابطهٔ بلندمدت بین شاخص امنیت غذایی و بهره‌وری عوامل تولید می‌شود. قبل از تحلیل پارامترهای به دست آمده از مدل بلندمدت برآوردی، لازم است تا ویژگی‌های اقتصادی مدل به منظور تأیید برازش مناسب آن بررسی شود. بررسی وضعیت

خودهمبستگی مدل برآورد شده که در جدول ۵ ارائه شده است نشان می‌دهد که براساس هر دو آمارهٔ Q فرض صفر عـدم وجود خودهمبستگی سریالی تأیید شده و به همین دلیل پارامترهای مدل برآورد شده، مورد اعتماد و اطمینان هستند.

جدول ۵- بررسی خودهمبستگی سریالی مدل برآورد شده‌ی VECM

وقفه	آماره Q	سطح معنی داری	آماره Q تعدیل شده	سطح معنی داری	درجه آزادی
۱	۳/۵۸	-	۳/۷۶	-	-
۲	۱۰/۲۷	-	۱۱/۱۶	-	-
۳	۱۵/۴۵	۰/۰۳	۱۷/۱۹	۰/۰۲	۷
۴	۱۶/۶۰	۰/۱۲	۱۸/۶۲	۰/۰۷	۱۱
۵	۲۰/۷۱	۰/۱۴	۲۴/۰۲	۰/۰۶	۱۵
۶	۲۱/۶۸	۰/۳۰	۲۵/۳۷	۰/۱۵	۱۹
۷	۲۳/۱۳	۰/۴۵	۲۷/۵۴	۰/۲۳	۲۳
۸	۲۵/۷۴	۰/۵۳	۳۱/۷۶	۰/۲۴	۲۷
۹	۲۷/۲۶	۰/۶۵	۳۴/۴۲	۰/۳۱	۳۱
۱۰	۲۸/۰۱	۰/۷۹	۳۵/۸۵	۰/۴۳	۳۵
۱۱	۲۸/۸۲	۰/۸۸	۳۷/۵۵	۰/۵۴	۳۹
۱۲	۲۹/۹۴	۰/۹۳	۴۰/۱۷	۰/۵۹	۴۳

ماخذ: نتایج تحقیق

بررسی وضعیت واریانس ناهمسانی مدل برآورد شده که در جدول ۶ ارائه شده است نشان می‌دهد که براساس هر دو آمارهٔ F و کای دو فرض صفر عدم وجود واریانس ناهمسانی تأیید و به همین دلیل پارامترهای مدل برآورد شده، مـورد اعتمـاد و اطمینان هستند.

جدول ۶- بررسی واریانس ناهمسانی آزمون وایت مدل برآورد شده‌ی VECM

وقفه	آماره R-Squared	آماره F	سطح معنی‌داری	آماره کای دو	سطح معنی‌داری
Resid1*Resid1	۰/۷۱	۰/۲۷	۰/۹۶	۱۴/۸۵	۰/۶۷
Resid2*Resid2	۰/۹۹	۳۷/۰۶	۰/۰۳	۲۰/۹۳	۰/۲۸
Resid2*Resid1	۰/۶۷	۰/۲۲	۰/۹۷	۱۴/۰۳	۰/۷۳
آماره کلی				۵۲/۹۶	۰/۵۱

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین فرض نرمال بودن پسماندهای مدل با استفاده از روش چولسکی[1] که بر مبنای آماره JB است، بررسی شد. براساس نتایج، مقدار آمارهٔ فوق در حالت کلی، ۳/۲۹ برآورد شده است که معنادار نبوده و در نتیجه فرض صفر نرمال بودن جملات پسماند مدل برآورد شده تأیید می‌شود. به همین دلیل نتایج معنی‌داری و سطوح احتمال پارامترهای برآورد شده در مدل قابل قبول و اعتماد می‌باشد.

با توجه به آزمون‌های فوق و تأیید صحت نتایج بدست آمده از مدل برآورده شده با استفاده از روش VECM، نتایج حاصل از رابطه بلندمدت بین بهره‌وری عوامل تولید و شاخص امنیت غذایی کشور در جدول ۷ ارائه شده است. طبق نتایج ارائه شده در جدول، متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، ضریب مکانیزاسیون و شاخص رقابت پذیری بخش کشاورزی در دورهٔ مورد بررسی اثر مثبت بر شاخص امنیت غذایی کشور دارد. همچنین ضریب نسبت زمین‌های آبی به کل زمین‌های کشاورزی اثر منفی بر امنیت غذایی داشته است. همچنین بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی کشور دارد، به طوری‌که به ازای یک واحد افزایش در بهره‌وری، مقدار شاخص امنیت غذایی ۱/۷۹ واحد افزایش می‌یابد. در مقابل، به ازای یک واحد افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی، مقدار شاخص امنیت غذایی ۰/۱۵۶ واحد افزایش می‌یابد. با توجه به اثر مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید بر امنیت غذایی،انتظار می‌رود که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در راستای افزایش امنیت غذایی توجه بیشتری بر میزان بهره‌وری عوامل تولید و ارتقاء آن داشته باشند. ضریب متغیر ECM ارائه شده در جدول ۷ بیانگر سرعت تعدیل الگوی پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. مقدار این ضریب در مطالعهٔ حاضر برابر ۰/۵۹۶- است که در سطح ۹۵ درصد از نظر آماری معنی-دار و منطبق بر تئوری است و نشان می‌دهد که در هر دوره ۵۹/۶ درصد از خطای عدم تعادل از بین خواهد رفت.

جدول۷ -نتایج برآورد رابطه بلندمدت با استفاده از روش VECM

متغیر	مقدار پارامتر	انحراف معیار	آماره t
وقفه اول بهره‌وری	۱/۷۹	۰/۳۲	۵/۶۴
روند	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۲۸۱
عرض از مبدا	-۳/۸۷۸	۰/۹۷۵	-۳/۹۷۵
ضریب ECM	-۰/۵۹۶	۰/۱۳۸	-۴/۳۱
لگاریتم ارزش افزوده بخش	۰/۱۵۶	۰/۰۴۱	۳/۷۷
لگاریتم سرانه ماشین ماشین‌آلات (مکانیزاسیون)	۰/۱۶۵	۰/۰۶۳	۲/۶۰
نسبت زمین‌های آبی به زمین زراعی	-۰/۳۶۱	۰/۰۷۲	-۴/۹۴۴
سهم بخش از کشاورزی از تجارت بخش کشاورزی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۳۲

ماخذ: نتایج تحقیق

از سویی دیگر معکوس این ضریب سرعت تأثیرگذاری متغیرهای مدل بر شاخص امنیت غذایی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست تقریبا ۲ سال خواهد بود.

[1] Cholesky of Covariance (Lutkepohl)

نتیجه گیری و پیشنهادها

در پژوهش پیش‌رو، اثر بهره‌وری عوامل تولید بر شاخص امنیت غذایی کشور در قالب یک الگوی اقتصاد سنجی مورد تحلیل قرار گرفت. با توجه به ارتباط مثبت و معنی‌دار بین بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی با امنیت غذایی خانوارهای ایرانی به عنوان یکی از نتایج مهم مطالعهٔ پیش‌رو، بهبود شرایط استفاده از عوامل تولید و در نتیجه بهبود بهره‌وری بخش کشاورزی به دلیل اثر مثبت بر وضعیت امنیت غذایی کشور، ضروری است. در همین راستا، توجه بیشتر به بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی و بهره‌گیری بهینه از این نهاده‌ها و طراحی برنامه‌هایی عملی در جهت ارتقاء بهره‌وری، پیشنهاد می‌شود. در همین راستا، اجرایی شدن سیاست هدفمندی یارانه‌ها، گامی مؤثر بر وضعیت معیشت خانوارهای کم درآمد محسوب شده و در نتیجه به عنوان یک ابزار سیاستی، می‌تواند با جهت‌گیری مناسب به سوی تولید و ارتقاء بهره‌وری، به بهبود وضعیت امنیت غذایی منجر شود.

همچنین، با توجه به اثرگذاری مثبت مکانیزاسیون بر امنیت غذایی، اعمال سیاست‌هایی به منظور بهبود وضعیت مکانیزاسیون و کاهش هدر رفت انرژی و افزایش بهره‌وری تولیدکنندگان بخش کشاورزی از طریق بهبود شرایط فنی و تکنولوژیکی، تقویت و توسعه مکانیزاسیون کشاورزی و اعطای تسهیلات بانکی لازم به کشاورزان به منظور تهیه امکانات تکنولوژی، ضروری به نظر می‌رسد. افزایش استفاده از تکنولوژی در جهت تولید محصولات کشاورزی، از طریق بهبود بهره‌وری، به صورت مستقیم و یا غیر مستقیم به بهبود وضعیت معیشت خانوارهای شهری و روستایی کمک کرده و با افزایش دستمزدها، کاهش قیمت مواد غذایی و تقاضای بیشتر برای کالاها و خدمات واسطه‌ای همراه می‌شود که (با توجه تاثیر مثبت ارزش‌افزوده بر امنیت غذایی) دارای اثرات مثبتی بر وضعیت تولیدات داخلی و در نهایت امنیت غذایی کشور می‌باشد. از سویی دیگر لازم است تا سیاست‌های تشویقی در حمایت از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش کشاورزی صورت گیرد که یکی از مهمترین مباحث در این بخش، صنایع تبدیلی (به عنوان شاخصی که به نوعی بیانگر مکانیزاسیون) 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. بیمه محصولات کشاورزی به کشاورزان کمک می‌کند تا به منظور کاهش ریسک، بهترین برنامه‌های مدیریتی و استراتژی‌های پایدار را به کار ببرند. همچنین حمایت-های قیمتی دولت در زمینه 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، منجر به تشویق بیشتر کشاورزان در تولید محصولات و همچنین دقت بیشتر در افزایش کارایی و کیفیت محصولات آنها می‌گردد. کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران برای ایفای نقش رقابت آمیز، باید مزیت‌ها و بهره‌وری محصولات کشاورزی خود را از طریق 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 آزاد سازی تجاری بهره‌مند شوند که همانا یکی از منافع مهم آن برقراری و ثبات امنیت غذایی کشور است. رفع موانعی مانند تعرفه‌های سنگین واردات محصولات کشاورزی و مواد غذایی با توجه به تاثیر مثبت رقابت‌پذیری (نسبت حجم بخش کشاورزی به حجم تجارت کل کشور)، از ابعاد مهمی در چرخهٔ فقر زدایی و برقراری امنیت غذایی است. این پدیده سبب می‌شود تا قیمت مواد غذایی پایین آمده و درنهایت، مصرف‌کننده بهره‌مند شود.

منابع

1. Alizadeh Janvislu, M, Hojhabr Kiani, a. (2000). Factors affecting private sector investment in agriculture of nonlinear least squares method. Agriculture and development. N:29, 45-73. (In Farsi)
2. Amir Teimori, S., Khalilian, S. (2008). Factors affecting the productivity of capital in the agricultural sector. Economics and Development, Vol. sixteenth, No. 61, pp:57-77. (In Farsi)
3. Anriquez, G., Daidone, S., & Mane, E,. (2013), Rising food prices and undernourishment: A cross-country inquiry, Food Policy 38, pp 190–202.
4. Babatunde, R, O., & Qaim, M., (2010), Impact of off-farm income on food security and nutrition in Nigeria, Food Policy 35 (2010) 303–311.
5. 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.
6. 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.
7. Carletto Calogero, Alberto Zezza and Raka Banerjee (2013), towards better measurement of household food security: Harmonizing indicators and the role of hou sehold surveys, Global Food Security 2 (2013) 30 –40.
8. FAO, (2012), E C progr amme on linking informatio n and de cision-making to imp rove food security for selected greater Mekong sub-re gion al co untrie s ‑ fin al evalua- tion . FAO, Rome. /http://www.f ao .o rg/eva luatio n/en/S (r et rieve d17.10.12).
9. Fengying, N. ,Jieying, B.and Xuebiao, Z.(2010). Agriculture and Agricultural Science Procedia, International Conference on Agricultural Risk and Food Security. Pages 301–310.
10. Gholizadeh, Haidar. And Saleh, Iraj. (1384) study of total factor productivity in the sectors of the economy in the period 81-1357 (with emphasis on the agricultural sector and the role of capital). Journal of Agricultural Science, Volume 36. Pages 1141-1131. (In Farsi)
11. Gopinath, M., Mullen, K., & 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.
12. Hosseini, S. S., Pakravan, M. R., Gilanpour, O., & Atghayi, M. (2011). Investigating the Effects of Protection Policy on Agriculture Sector TFP, Agricultural Economics & Development, 25 (4), 507-516. (In Farsi)
13. Johansen, S., & 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.
14. Johanson, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 231 – 54 .
15. Mehrabi Boshrabadi, H., & 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)
16. Miller, J.C., & Coble, K. H. (2006). cheap food policy: fact or rhetoric, Food Policy, 32, 98–111.
17. OECD (2002), «Methodology for the measurement of support use inpolicy evaluation», OECD, Paris.
18. OECD (2007), «Agricultural policis in non-OECD countries: Monitoring And Evaluation», OECD, Paris.
19. Orden, D., Mullen, K., Sun, D., & 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.
20. Ranjkesh, M. And Akbari, A. (2003), the growth of total factor productivity in the agricultural sector during the 1375-1345 Iran. Agriculture and development. 43 and 44. Page 142-117.
21. Renzaho, Andre M.N., and David Mellor (2010), Food security measurement in cultural pluralism: Missing the point or conceptual misunderstanding? Nutrition. 2010 Jan; 26(1): pp 1-9.
22. Renzaho, Andre M.N., and David Mellor (2010), Food security measurement in cultural pluralism: Missing the point or conceptual misunderstanding? Nutrition. 2010 Jan; 26(1): PP 1-9.

23. Rezai, S.(2009). Evaluation of government policy in the agricultural sector of Iran (Case Study: Subdivision gardening and public services), Master thesis, Tehran University, Tehran. (In Farsi)
24. Safarkhanloo, E., & 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)
25. Salami, H.. (1997). Concepts and measure productivity in agriculture. Journal of Agricultural Economics and Development, No. 18, 7-32. (In Farsi)
26. Sen, A. (1976). Poverty: an ordinal approach to measurement, *Econometrics*, 4, 219-231.
27. Shahbazi, K.., SAngyn abady, M. And Abdollah nezhad, C. (1392). The impact of state funds in the total factor productivity of agriculture. Agriculture and development. No. 84. Pages 160-139. (In Farsi)
28. Shareef, R & 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.
29. Statistical Center of Iran.(2009). www.amar.org.ir.
30. Torshizi, M. (2009). Evaluation of supportive government policies in the agricultural sector. Master thesis. Faculty of Economics and Development. Tehran University. (In Farsi)
31. Yotopoulos, P. A. (1997). Foodsecurity, Gender And Population, United Nations Population Fund.

Productivity effect of agricultural production on food security in Iran

Name

Abstract

Given the importance of agriculture in production, employment, consumption and food security, different countries have different techniques for optimal production with minimal inputs. In this study, the effects on food security and agricultural productivity of factors of production in the VECM for the period 1989-2013 were examined. The results showed that productivity has been significant positive effect on the country's food security index, so that for every one unit increase in productivity,1.79 unit value index increased food security. In contrast, for an increase of one unit of value added agriculture, food security index increased 0.156 unit. Due to the positive impact of productivity on food security, it is expected that policy makers and planners in order to increase food security and enhance its focus on the productivity of factors of production. The results showed that the percentage of error based on the coefficient of ECM in the 59.6 percent imbalances will disappear. The policies applied targeted to increase productivity in order to improve food security is essential.

JEL Classification: **:**C22 ،Q18

Keywords**:** Food security, Factor Productivity of production, VECM, Agriculture