اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۱۰، تابستان ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/aead.2020.262222.1005

تأثیر پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران: تحلیل فضایی در سطح استانی

سمیرا امیرزاده مرادآبادی[۱]، سامان ضیایی[۲]، حسین مهرابی بشرآبادی[۳]، احمدعلی کیخا[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۳/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۵/۱

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی اثر پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران طی سال‌های ۹۴-۱۳۸۴ بود. بدین منظور، ابتدا سطح کلی پایداری کشاورزی با استفاده از یک شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی و وزن‌دهی سنجه‌ها بر اساس روش تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP) محاسبه شد. همچنین، برای تعیین وضعیت امنیت غذایی خانوارهای شهری، از شاخص

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.

۲ - نویسندهٔ مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
(samanziaee@gmail.com)

۳ - استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

۴ - دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.

کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) استفاده شد. در نهایت، با استفاده از مدل فضایی مختلط خودرگرسیونی (SAR)، میزان اثرگذاری پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی شهری در کنار سایر عوامل مؤثر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از مدل بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری بود و با تئجه به معنی‌دار بودن ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته، وجود اثرات فضایی تأیید شد، به‌گونه‌ای که نتایج محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم شاخص پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی هر استان و استان‌های مجاور مثبت و معنی‌دار بود. این نتایج حاکی از وجود سرریزهای درون‌استانی و بین‌استانی بوده و از این‌رو، لازم است متولیان بخش کشاورزی با سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های تولید مانند بذر، کود و روش‌های مناسب کشاورزی، به پیشبرد اقدامات خود در راستای افزایش توسعه کشاورزی و تولید پایدار بپردازند، که خود مقدمه‌ای برای استقرار امنیت غذایی پایدار است.

کلیدواژه‌ها: *شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی، امنیت غذایی، اقتصادسنجی فضایی، روش تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP)، ایران.*

طبقه‌بندی JEL: Q01, Q18, Q56, R21 C23,

مقدمه

بر اساس تعریف اجلاس جهانی غذا در سال ۱۹۹۶، امنیت غذایی عبارت است از اینکه همه مردم در همه زمان‌ها دسترسی مادی، اقتصادی و اجتماعی به غذای کافی، سالم و مغذی داشته باشند تا بتوانند احتیاجات تغذیه‌ای و ترجیحات غذایی خود برای یک زندگی سالم و فعال را برآورده سازند (Gustafson, 2013; José et al., 2010; Owusu et al.2011). رشد جمعیت موجب افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی شده است (WSSD, 2002). کشاورزی اصلی‌ترین و مهم‌ترین منبع تأمین مواد غذایی دنیا به‌شمار می‌رود. افزایش تولیدات کشاورزی نیازمند فناوری نوین بوده که در پی انقلاب سبز و رواج استفاده از کودهای شیمیایی، سموم دفع آفات و ارقام اصلاح‌شده در راستای افزایش تولید، به ایجاد اثرات مخرب بر منابع

طبیعی و از آن جمله فرسایش خاک، استفاده بی‌رویه از آب‌های زیرزمینی، آلودگی آب و تخریب محیط زیست انجامیده است. عوارض زیست‌محیطی ناشی از اجرای برنامه‌های توسعه کشاورزی مبتنی بر فناوری در قالب انقلاب سبز منجر به معرفی مفهوم پایداری در بهره‌برداری از منابع کشاورزی شد (Gupta, 1997; Ehsani and Khalidi, 2002; Tatlidil et al., 2009). از دیدگاه فائو، مهم‌ترین معیارهای توسعه پایدار کشاورزی عبارت است از: ۱- تأمین نیازهای غذایی اساسی نسل‌های کنونی و آینده از نظر کمی و کیفی و در عین حال، تأمین تولیدات کشاورزی، ۲- ایجاد مشاغل دائمی، درآمد کافی و شرایط مناسب زندگی و کار برای کسانی که در فرآیند تولیدات کشاورزی اشتغال دارند، ۳- حفظ و ارتقای ظرفیت تولیدی منابع طبیعی پایه و منابع تجدیدشونده بدون ایجاد اختلال در عملکرد چرخه‌های اساسی بوم‌شناختی و تعادل‌های طبیعی، و ۴- کاهش آسیب‌پذیری بخش کشاورزی نسبت به عوامل طبیعی، اقتصادی و اجتماعی و دیگر تهدیدها و تقویت خوداتکایی این بخش (Munssing and Shearer, 1995). با توجه به وضعیت کنونی و نیز افزایش جمعیت جهان در دهه‌های آینده و کاهش ظرفیت‌های زیست‌محیطی طبیعت برای تولید مواد غذایی، امروزه، دستیابی به امنیت غذایی به‌مراتب دشوارتر از دهه‌های پیش است (Pollesch and Dale, 2016; Faridi and Wadood, 2010)، به‌گونه‌ای که در دهه‌های اخیر، مصرف سالانه مواد غذایی در حدود دوازده درصد افزایش یافته است و بر اساس برآوردهای موجود، باید تولید محصولات غذایی در کشورهای در حال توسعه طی بیست و پنج سال آینده هفتاد درصد بیش از تولید کنونی آنها باشد تا بتواند نیازهای جمعیت رو به رشد این کشورها را برآورده سازد (Mehrabi Boshraabadi and Owhadi, 2014). برای رفع این بحران، توسعه کشاورزی پایدار در بهبود امنیت غذایی و کاهش فقر نقشی به‌سزا خواهد داشت (FAO, 2013; Schindler et al., 2016; WSSD, 2002). با توجه به جایگاه امنیت غذایی و پایداری کشاورزی در برنامه‌های پنج‌ساله توسعه ایران، هدف مطالعهٔ حاضر بررسی تأثیر پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران است تا مشخص شود که وضعیت امنیت غذایی این خانوارها به چه میزان از پایداری کشاورزی و سایر متغیرها تأثیر

می‌پذیرد. همچنین، ارزیابی پایداری کشاورزی و شناخت نقاط قوت و ضعف توسعه پایدار کشاورزی طی یک دهه اخیر در هر منطقه می‌تواند به سیاست‌گذاران در اتخاذ سیاست‌ها و راهبردهای متناظر با وضعیت کنونی کمک زیادی کند و از این رهگذر، متولیان بخش کشاورزی به پیشبرد اقدامات خود در راستای افزایش تولید پایدار بپردازند، که مقدمه‌ای برای استقرار امنیت غذایی پایدار است.

تحقیقات زیادی با استفاده از روش‌های مختلف در ارتباط با عوامل مؤثر بر امنیت غذایی انجام گرفته است. حکیمی (Hakimi, 2015)، با استفاده از مدل پنل دیتا در سطح استانی، به بررسی آثار رشد جمعیت بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی پرداخت. نتایج مطالعهٔ وی نشان داد که رشد جمعیت اثر منفی بر شاخص امنیت غذایی دارد. مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی (Mehrabi Boshrabadi and Mousavi Mohammadi, 2010) به بررسی حمایت‌های دولت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری با روش جوهانسون پرداختند. نتایج مطالعهٔ آنها حاکی از اثر منفی شاخص قیمت و شاخص حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در بلندمدت است. در مطالعه پاکروان و همکاران (Pakravan et al., 2015)، بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی با استفاده از اطلاعات هزینه- درآمد خانوار و کاربرد مدل لجستیک نشان دادکه در هر دو مدل شهری و روستایی، متغیرهای تعداد اعضای خانوار و سرپرستان باسواد و مشغول به تحصیل خانوار اثر منفی و معنی‌دار بر امنیت غذایی دارند. بر پایهٔ نتایج مطالعه مهرابی بشرآبادی و اوحدی (Boshraabadi and Owhadi, 2014)، متغییرهای تنوع زراعی، درآمد سرانه و واردات محصولات کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغییرهای ضریب‌جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معنی‌دار بر امنیت غذایی دارند. همچنین، نتایج مطالعه سالم و مجاوریان (Salem and Mojaverian, 2017) حاکی از اثرات منفی متغیرهای شاخص جینی، سطح فقر، جمعیت و برنامه‌های توسعه بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران است. بر پایهٔ نتایج مطالعه حسینی و همکاران (Hosseini et al., 2017)، شاخص حمایتی یارانه

دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران است. در مطالعه دیتمر و عبدولای (Dithmer and Abdulai, 2017)، بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی و امنیت غذایی در ۱۵۱ کشور با رویکرد GMM نشان داد که متغیرهای تجارت آزاد و رشد اقتصادی اثرات مثبت و شاخص قیمت غذا و جمعیت اثر منفی و معنی‌دار بر امنیت غذایی دارند. بر پایهٔ نتایج مطالعه عبدالله و همکاران (Abdullah et al., 2017) در زمینهٔ عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوار روستایی در کشور پاکستان با روش لجستیک، سن، جنسیت، تحصیلات، بیکاری، تورم و بیماری از عوامل مهم تعیین ناامنی غذایی خانوار به‌شمار می‌روند. نتایج مطالعه اپلانایدوآ و همکاران (Applanaidua et al., 2014) در زمینهٔ اثر شاخص‌های کلان اقتصادی بر امنیت غذایی در کشور مالزی با استفاده از روش VAR نشان داد که متغیرهای شاخص قیمت‌ها و مخارج دولت بالاترین سهم و در واقع، نقش تکانه را در امنیت غذایی داشته و نرخ ارز و جمعیت و نیز تولید ناخالص داخلی در رده‌های بعدی قرار گرفته‌اند. همچنین، بر پایهٔ نتایج مطالعه فریدی و وادود (Faridi and Wadood, 2010)، با استفاده از روش لجستیک، سطح تحصیلات، قیمت مواد غذایی، جمعیت، درآمد کشاورزی و درآمد غیرکشاورزی از عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای بنگلادشی است. نتایج مطالعه گوستافسون (Gustafson, 2013)حاکی از تاثیر منفی افزایش قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای هندی است.

در ارتباط با نقش و اهمیت پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی در داخل کشور مطالعات اندکی صورت گرفته و همین مطالعات اندک نیز به‌صورت مروری بوده است. اعرابی (Erabi, 2011)، با مروری بر مطالعات مختلف، بیان می‌کند که کشاورزی پایدار در امنیت غذایی جهان نقش مهمی دارد. همچنین، بر پایهٔ نتایج مطالعه دامغانی و معین‌الدینی (Damghani and Moinaddini, 2011)، بین امنیت غذایی و اخلاق زیستی در کشاورزی پایدار یک رابطه تنگاتنگی وجود دارد. درویشی و یونسی (Darvishi and Younesi, 2011) نیز با تحلیل و مرور مطالعات، نتیجه گرفتند که کشاورزی پایدار موجب افزایش توسعه روستایی و امنیت غذایی می‌شود. در مطالعات خارج از کشور، ازتورک (Ozturk, 2017) به

بررسی رابطه پویا بین پایداری کشاورزی و فقر مواد غذایی- انرژی- آب در کشورهای منتخب جنوب صحرای آفریقا در قالب یک مدل پنل پرداخت. نتایج مطالعهٔ وی نشان داد که پایداری کشاورزی پیش‌شرط لازم برای کاهش فقر مواد غذایی- انرژی- آب است. شیندلر و همکاران (Schindler et al., 2016) به ارزیابی اثرات توسعه پایدار در بهبود امنیت غذایی خرده‌مالکان در تانزانیا پرداختند و چنین نتیجه گرفتند که شاخص‌های افزایش تولیدات کشاورزی، افزایش درآمد و بهبود دسترسی لازم به تنوع در رژیم غذایی اثرات مثبت بر امنیت غذایی دارند. ازتورک (Ozturk, 2015) به بررسی شاخص‌های زیست‌محیطی مربوط به پایداری در پیوند غذا- انرژی- آب در کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی (بریکس)[1] بر اساس یک نظام گشتاور عمومی پرداخت و نتیجه گرفت که کمبود انرژی و منابع آب بر امنیت غذایی اثر منفی دارند و از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری در منابع آب باعث افزایش تولید مواد غذایی، افزایش رفاه و امنیت غذایی و رشد اقتصادی می‌شود. کومار (Kumar, 2003) به تحلیل امنیت غذایی و کشاورزی پایدار در هند بر اساس چالش مدیریت آب پرداخت. نتایج مطالعهٔ وی نشان داد که به‌طور عمده، مشکلات تخریب منابع همچون تخلیه آب‌های زیرزمینی و نیز شوری و فرسایش زمین امنیت غذایی را تضعیف می‌کند.

به‌طورکلی، مطالعات یادشده در ارتباط یا تأثیر پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی به اهمیت پایداری کشاورزی در تأمین امنیت غذایی تأکید دارند. برای نخستین‌بار، مطالعهٔ حاضر به بررسی شاخص پایداری کشاورزی به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر شاخص امنیت غذایی خانوار شهری در قالب یک الگوی اقتصادسنجی فضایی در استان‌های مختلف ایران پرداخته و از این نظر، از سایر تحقیقات متمایز است. از این‌رو، در مقالهٔ حاضر، تلاش می‌شود که بدین سؤالات پاسخ داده شود: آیا خانوارهای شهری در استان‌های مختلف کشور امنیت غذایی دارند؟ کدام استان‌های کشور در وضعیت مناسب پایداری کشاورزی قرار دارند؟ آیا بین پایداری کشاورزی و امنیت غذایی خانوارهای شهری رابطه معنی‌دار وجود دارد؟

1. Brazil, the Russian Federation, India, China, and South Africa (BRICS)

برای پاسخ به پرسش‌های یادشده، ابتدا شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری با استفاده از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار محاسبه می‌شود؛ سپس، برای محاسبه پایداری کشاورزی، از یک شاخص ترکیبی پایداری استفاده می‌شود؛ و سرانجام، پایداری کشاورزی به‌عنوان یک عامل تأثیرگذار بر امنیت غذایی در کنار سایر متغیرهای اقتصادی (ضریب جینی، رشد جمعیت، درآمد خانوار، شاخص قیمت غذا) در قالب مدل فضایی مختلط خودرگرسیونی (SAR) طی بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴(آخرین اطلاعات قابل دسترس) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مبانی نظری و روش تحقیق

شاخص پایداری کشاورزی

شاخص پایداری کشاورزی[1] مجموعه‌ای از زیرشاخص‌ها یا سنجه‌های پایداری[2] است که پایداری کشاورزی را به شکل کمی تعیین می‌کند. به‌منظور سنجش دقیق میزان پایداری کشاورزی، لازم است که جنبه‌های مختلف دخیل در پایداری یک نظام با هم ادغام شوند تا در نهایت، یک محاسبه جامع از سنجش پایداری ارائه شود. در مطالعهٔ حاضر، بر اساس اطلاعات موجود و با تحقیق و بررسی بر اساس مطالعاتی که در کشورهای مختلف صورت گرفته است (Johanna et al., 2013; José et al., 2010; Koucheki et al., 2012; Liu and Zhang, 2015; Pourzand and Bakhshoudeh, 2011; Rashidpour, 2015; Sabiha et al., 2016)، ابتدا بیست سنجهٔ مهم پایداری بخش کشاورزی بر اساس نظرات کارشناسان کشاورزی تعیین شدند و برای تعیین سطح کلی پایداری کشاورزی در ایران، سنجه‌ها در پنج بعد اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی، فنی و سیاستی تقسیم شدند (جدول ۱). پس از تعیین سنجه‌ها (زیرشاخص‌ها) در هر کدام از ابعاد (شاخص‌ها)، اثرات (مثبت یا منفی) هر سنجه بر پایداری کشاورزی بررسی شده است. مشکل اصلی محاسبه سنجه‌ها در شاخص ترکیبی[3] یا همان شاخص کلی پایداری کشاورزی این

1. sustainability index
2. sustainability indicator
3. composite index

است که چه‌بسا سنجه‌ها در واحدهای مختلف بیان شوند؛ بنابراین، با توجه متفاوت بودن واحدهای اندازه‌گیری سنجه‌ها، لازم است قبل از استفاده، نخست نرمال شوند. هر کدام از سنجه‌ها (با توجه به اثرات مثبت یا منفی) با استفاده از روابط (۱) و (۲) نرمال می‌شوند (Krajnc and Glavi, 2005; Schindler et al., 2016; Liu and Zhang, 2015; Pollesch and Dale, 2016):

$$I^{+}_{N,ijt} = \frac{I^{+}_{A,ij} - I^{+}_{min,ij}}{I^{+}_{max,ij} - I^{+}_{min,ij}} \quad (۱)$$

$$I^{-}_{N,ijt} = 1 - \frac{I^{-}_{A,ij} - I^{-}_{min,ij}}{I^{-}_{max,ij} - I^{-}_{min,ij}} \quad (۲)$$

که در این روابط، $I^{+}_{N,ijt}$ سنجه نرمال‌شدهٔ i با تأثیر مثبت برای گروهی از سنجه‌های j برای سال t و $I^{-}_{N,ijt}$ سنجه نرمال‌شدهٔ i با تأثیر منفی برای گروهی از سنجه‌های j برای سال t و همچنین، $I^{+}_{A,ij}$ و $I^{-}_{A,ij}$ به‌ترتیب متوسط سنجه i با تأثیرمثبت و منفی طی سال‌های مختلف، $I^{+}_{max,ij}$ و $I^{+}_{min,ij}$ به‌ترتیب بیشترین و کمترین ارزش سنجه i طی سال‌های مختلف با تأثیر مثبت، و $I^{-}_{max,ij}$ و $I^{-}_{min,ij}$ به‌ترتیب بیشترین و کمترین ارزش سنجه i طی سال‌های مختلف با تأثیر منفی است. پس از نرمال‌سازی داده‌ها، باید به هر کدام از سنجه‌ها وزنی بر اساس اهمیت آنها داده شود. برای به‌دست آوردن وزن، به‌طور عملی، از فرآیند تحلیل سلسله مراتبی (AHP) استفاده شد. وزن (درجه ارجحیت) هر کدام از شاخص‌ها و زیرشاخص‌ها با توجه به نقش آنها در پایداری کشاورزی با نظرسنجی از کارشناسان و متخصصان بر اساس روش مقایسه زوجی به‌دست آمد. بدین منظور، ابتدا پرسشنامه‌ای طراحی شد و سپس، از پانزده متخصص و کارشناس حوزهٔ کشاورزی خواسته شد تا نظر خود را دربارهٔ اهمیت یا برتری یک شاخص نسبت به شاخص دیگر با نشان دادن عددی از یک تا نُه(بر اساس یک جدول نُه کمیتی) بیان کنند.

در فرآیند تحلیل سلسله‌مراتبی، ابتدا عناصر به‌صورت زوجی مقایسه می‌شوند و این مقایسات زوجی منجر به تشکیل ماتریس مربع $m \times m$ می‌شود که درایه‌های قطر اصلی آن برابر با یک است؛ همچنین، درایه‌های دیگر آن اعدادی در فاصله‌ای مشخص‌اند و برتری نسبی یکی بر دیگری را بیان می‌کنند، به‌گونه‌ای که اگر $a_{ij} = k$ باشد، درایه متقابل $a_{ji} = 1/k$ است

(i,j = 1, 2, 3, … , n)، با فرض ارجحیت سنجه i بر سنجه j. به‌طور کلی، یک ماتریس مقایسه زوجی به‌صورت رابطه (۳) نمایش داده می‌شود (Saaty and Vargas, 1990):

$$A = (a_{ij})_{m\times m} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2m} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ a_{m1} & a_{m2} & \cdots & a_{mm} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

پس از مقایسات زوجی و تشکیل ماتریس‌های ارجحیت، گام آخر نرمال‌سازی و یافتن وزن‌های نسبی در ماتریس‌هاست. برای تعیین وزن نسبی سنجه‌ها، از روش بردار ویژه استفاده شده است، به‌گونه‌ای که از میان روش‌های مختلف وزن‌دهی نسبی، میانگین هندسی مناسب‌ترین قاعدهٔ ریاضی برای ترکیب قضاوت‌هاست (به‌دلیل حفظ خاصیت معکوس بودن در ماتریس مقایسات زوجی) و این همان قاعده‌ای است که در روش بردار ویژه وجود دارد. پس از تعیین وزن نسبی سنجه‌ها، با تلفیق وزن‌های نسبی، وزن نهایی هر گزینه مشخص می‌شود. یکی از مزایای مهم فرآیند تحلیل سلسله‌مراتبی اندازه‌گیری و کنترل سازگاری تصمیم است؛ به دیگر سخن، همواره در فرآیند تحلیل سلسله‌مراتبی، می‌توان میزان سازگاری تصمیم را محاسبه و نسبت به خوب و بد بودن و یا قابل قبول و مردود بودن آن قضاوت کرد. در حالت کلی، ساعتی (Saaty, 1990) پیشنهاد می‌کند که اگر نرخ سازگاری بیش از ۰/۱ باشد، بهتر است تصمیم‌گیرنده قضاوت‌های خود را دوباره به‌صورت مقایسه زوجی انجام دهد تا در نهایت، نرخ سازگاری کمتر از ۰/۱ باشد.

برای محاسبه هر کدام از ابعاد شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی از رابطهٔ زیر استفاده می‌شود:

$$I_{S,jt} = \sum_{jt}^{n} w_{jt} \cdot I_{Njt}^{+} + \sum_{jt}^{n} w_{jt} \cdot I_{Njt}^{-} \qquad (۴)$$

$$\sum_{jt}^{n} w_{jt} = 1, \quad w_{jt} \geq 0$$

که در آن: $I_{S,jt}$ برابر است با هر کدام از ابعاد شاخص پایداری کشاورزی، $I_{N,ijt}^{+}$ سنجه نرمال شده i با تأثیر مثبت برای گروهی از سنجه‌های j برای سال t، $I_{N,ijt}^{-}$ سنجه نرمال شده i با تأثیر

منفی برای گروهی از سنجه‌های j برای سال t و w_{jt} وزن نسبی سنجه i برای هر یک از سنجه‌های مجموعه پایداری j که نشان دهنده اهمیت این سنجه در ارزیابی پایداری کشاورزی است.

در نهایت شاخص‌های اجتماعی، زیست‌محیطی، اقتصادی، فنی و سیاستی با هم ترکیب شده و شاخص ترکیبی (کلی) پایداری کشاورزی (I_{CSA}) را به‌صورت رابطه (۵) تشکیل می‌دهند:

$$I_{CSA,t} = \sum_{jt}^{n} w_j . I_{S,jt} \qquad (۵)$$

که در آن، w_j وزن هر کدام از شاخص‌های اجتماعی، زیست‌محیطی، اقتصادی، فنی و سیاستی است که بر اساس سلسله‌مراتب تحلیلی و اولویت‌بندی از دید کارشناسان به‌دست آمده است. مقدار عددی شاخص بین صفر و یک است. عدد ۰/۵ حد متوسط سطح پایداری در نظر گرفته شده است. بنابراین، هرچه سطح پایداری به یک نزدیک‌تر باشد، وضعیت پایداری مطلوب‌تر و هرچه سطح پایداری به صفر نزدیک‌تر باشد وضعیت پایداری نامطلوب‌تر خواهد بود.

شاخص کلی امنیت غذایی

سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)، بر مبنای مطالعهٔ سن (Sen, 1976) و بیگمن (Bigman, 1993)، شاخص کلی امنیت غذایی خانوار[1] را به‌صورت رابطه (۶) توسعه داده و براساس همین شاخص، با بهره‌گیری از هر سه عنصر امنیت غذایی (یعنی، موجود بودن غذا، پایداری عرضهٔ غذا و دسترسی به غذا)، سطح امنیت غذایی اندازه‌گیری شده است:

$$\mathrm{AHFSI}_{it} = 100 - \left[\begin{matrix} H_{it}\left((G_{it} + (1 - G_{it})I^{P}{}_{it}\right) \\ + \frac{1}{2} CV_{it}\left(1 - H_{it}(G_{it} + (1 - G_{it})I^{P}{}_{it})\right) \end{matrix} \right] * 100 \qquad (۶)$$

که در آن، H_{it}، G_{it}، CV_{it} و $I^{P}{}_{it}$ به‌صورت معادلات زیر تعریف می‌شوند:

$$H_{it} = \frac{PU_{it}}{PT_{it}} \text{، } G_{it} = \frac{C_S - C_{AU}}{C_S \times H} \text{، } CV_{it} = \frac{S}{\bar{X}} \text{ و}$$

1. Aggregate Household Food Security Index (AHFSI)

$$I^{P}{}_{tc} = 1 + \left(\frac{1}{N}\right) - \left[\frac{2}{(m \times N^{2})}\right]\left[\sum_{j=1}^{N}(N - j + 1)Y_{j}\right]$$

همچنین، H و P_U به‌ترتیب درصد و تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی دریافت کرده‌اند، P_T تعداد کل جمعیت مورد بررسی، G شدت فقر غذایی، C_S انرژی یا پروتئین استاندارد، C_{Au} میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد، CV ضریب تغییرات عرضه انرژی و پروتئین طی زمان t، S انحراف معیار عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان t، $\overline{X}$ میانگین عرضه انرژی طی زمان t، I^P ضریب جینی توزیع انرژی بین فقرا (که به‌دلیل در دسترس نبودن ارقام انرژی دریافتی تک‌تک خانوارهای فقیر، از ضریب جینی توزیع مخارج خانوارها استفاده شد)، N کل افرادی که زیر خط فقر قرار گرفته‌اند، Y_j هزینهٔ ناخالص jامین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است، و m میانگین هزینهٔ ناخالص افراد زیر خط فقر است. دامنه نوسان این شاخص از صفر تا صد است. اگر مقدار شاخص کمتر از ۶۵ درصد باشد، کشور در سطح بحرانی امنیت غذایی، اگر بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد، کشور دارای امنیت غذایی کم و اگر بین ۷۵ تا ۸۵ درصد باشد، کشور دارای امنیت غذایی متوسط است و اگر مقدار شاخص بالای ۸۵ درصد باشد، کشور دارای امنیت غذایی بالاست (Pinstrup-Andersen, 2009; Yotopoulos, 1997). استاندارد انرژی برابر با ۲۳۰۰ کالری در نظر گرفته شده است.

الگوی اقتصادسنجی فضایی

وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم در به‌کارگیری داده‌هایی است که از نظر مکانی، به یکدیگر وابسته‌اند. چنانچه داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی باشند، دو مسئله وابستگی فضایی یا خودهمبستگی فضایی[1] بین مشاهدات و ناهمسانی فضایی یا ساختار فضایی[2] رخ خواهد داد که اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده

1. spatial dependence or spatial autocorrelation
2. spatial heterogeneity or spatial structure

می‌گیرد. وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای بدین معنی است که مشاهدات در مکان i وابسته به مشاهدات دیگر در مکان j است؛ به بیان دیگر:

$$Y_{it} = f(Y_{jt}) \ , \ t = 1,2,3,\dots n \ \ i \neq j \qquad (۷)$$

این همبستگی می‌تواند میان مشاهدات مختلف و اجزای اخلال وجود داشته باشد، بدین معنی که شاخص i می‌تواند هر مقداری از i (i=1,… ,n) را اختیار کند. انتظار می‌رود که اطلاعات نمونه‌ای مشاهده‌شده در یک نقطه از فضا وابسته به مقادیر مشاهده‌شده در مکان‌های دیگر باشد. اما ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی (فضا) دارد. فرض می‌شود که یک رابطه خطی برای ناهمسانی واریانس فضایی به‌صورت زیر برقرار است:

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2,3,\dots,n \qquad (۸)$$

که در آن، i مشاهدات به‌دست‌آمده در فضا، X_{it} بردار $1 \times k$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، Y_{it} متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i و ε_{it} خطای تصادفی در رابطه یادشده است (LeSage, 1999; LeSage and Pace, 2009).

مدل‌های مورد استفاده در اقتصادسنجی فضایی، به‌ترتیب، عبارت‌اند از: مدل خودرگرسیون فضایی مرتبه اول (FAR)[1]، مدل فضایی مختلط خودرگرسیونی (SAR)[2] و مدل خطای فضایی (SEM)[3]، و مدل فضایی عمومی (SAC)[4]، که تفاوت اصلی آنها در محل قرارگیری ماتریس وزنی فضایی برای رفع همبستگی فضایی است. معادله کلی رگرسیون در مدل اقتصادسنجی فضایی به‌شکل زیر است:

$$y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^{k} x_{itk}\beta_k + \sum_{k=1}^{k} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} x_{jtk}\theta_k + \mu_i + \gamma_t + v_{it} \qquad (۹)$$

1. first order spatial autoregressive model
2. mixed spatial autoregressive model
3. spatial error model
4. the general spatial model

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} m_{ij} v_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \ldots, n \quad t = 1, \ldots, T$$

که در آن، y یک بردار $n \times 1$ از متغیرهای وابسته، x ماتریس $n \times k$ شامل متغیرهای توضیحی ورودی استان‌های مورد مطالعه است، و w به‌عنوان ماتریس فضایی وزنی (ماتریس مجاورت) شناخته می‌شود که معمولاً یک ماتریس مرتبه اول منعکس‌کنندهٔ روابط مجاورت مناطق است. مجاورت فضایی به‌صورت ماتریس صفر و یک نشان داده می‌شود. در واقع، اگر استانی با استان دیگر مرز مشترک داشته باشد، عدد یک و اگر هیچ‌گونه مرز مشترکی نداشته باشد، عدد صفر در ماتریس مجاورت لحاظ می‌شود. همچنین، ρ ، λ و θ پارامترهای فضایی مدل هستند. اگر $\theta = 0$ باشد، مدل SAC است. اگر $\lambda = 0$ باشد، مدل SDM است. اگر $\theta = 0$ و $\lambda = 0$ باشد، مدل SAR است. اگر $\rho = 0$ و $\theta = 0$ باشد، مدل SEM است (Dithmer and Abdulai, 2017).

در سال‌های اخیر، توجه زیادی به مدل‌های اقتصادسنجی فضایی شده است. در ایران، برخی از پژوهش‌های پیشین با بهره‌گیری از اقتصادسنجی فضایی عبارت‌اند از مطالعات زیبایی و باقری (Zibaei and Bagheri, 2010) در زمینهٔ فقر در استان فارس، معصوم‌زاده و همکاران (Masoumzadeh et al., 2017) در زمینهٔ تعیین همگرایی صنعتی در استان‌های ایران، شکیبایی و همکاران (Shakibaei et al., 2016) در زمینهٔ همگرایی ظرفیت مالیاتی استان‌ها، صادقی و همکاران (Sadeghi et al., 2017) در زمینهٔ عوامل مؤثر بر دموکراسی، پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar et al., 2015)در زمینهٔ تأثیر آثار اقلیمی بر عملکرد گندم. اما به‌ویژه در زمینه توزیع فضایی امنیت غذایی، هنوز هیچ مطالعه آماری با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی صورت نگرفته است. در مطالعهٔ حاضر، برای بررسی تأثیر پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری، با توجه به اثر مکان در استان‌های ایران و اثر مجاورت، از روش اقتصادسنجی فضایی با داده‌های تابلویی فضایی استفاده شده است. الگوی تحقیق بر اساس فرم فضایی مدل فضایی مختلط خودرگرسیونی (SAR) برآورد شد (بر اساس نتایج جدول ۳). این

مدل تغییرات y را به‌صورت یک ترکیب خطی از مناطق مجاور همانند سری‌های زمانی خودرگرسیون (AR)[1] توضیح می‌دهد و آنچه را که در مناطق مجاور اتفاق می‌افتد، بااهمیت تلقی می‌کند. در این راستا روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین پارامترهای این مدل به‌کار می‌رود. مدل فضایی مختلط خودرگرسیونی به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{it} y_{it} + \sum_{K=1}^{K} \beta_K x_{kt} + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$
$$= \rho WY + X\beta + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

که در آن، W_{it}،ρ، ε_{it} به‌ترتیب ضریب وقفه فضایی، ماتریس وزنی استانداردشده و جزء اخلال است. در پژوهش حاضر، پس از محاسبه شاخص پایداری کشاورزی و شاخص امنیت غذایی خانوارها و نیز جمع‌آوری سایر متغیرها، با بهره‌گیری از مطالعات حکیمی (Hakimi, 2015) و دیتمر و عبدولای (Dithmer and Abdulai, 2017) و با در نظر گرفتن مجاورت مناطق و امکان وجود همبستگی فضایی در داده‌ها، الگوی مورد نظر به‌صورت روابط زیر تبیین می‌شود:

$$AHFSI_{it} = f\left(I_{CSA_{it}}, POP_{it}, GINI_{it}, PIN_{it}, FPI_{it}\right) \quad i \quad (۱۱)$$
$$= 1,2, \ldots,30 \quad t = 1, \ldots 11$$

$$logAHFSI_{it} = \alpha + \rho W logAHFSI_{it} + \beta_1 logI_{CSA_{it}} + \beta_2 logPOP_{it} \quad (۱۲)$$
$$+\beta_3 logGINI_{it} + \beta_4 logPIN_{it} + \beta_5 logFPI_{it} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

که در این روابط، $AHFSI$ شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری، I_{CSA} شاخص ترکیبی (کلی) پایداری کشاورزی، POP رشد جمعیت شهری، PIN درآمد سالانه خانوار شهری، FPI شاخص قیمت غذا در مناطق شهری، $GINI$ ضریب جینی (به‌عنوان شاخص توزیع درآمد در مناطق شهری در استان‌های مختلف ایران) و مؤلفهٔ i نیز تعداد استان‌هاست.

آزمون اثر فضایی

پیش از برآورد مدل اقتصادسنجی فضایی، لازم است همبستگی فضایی مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور، از آزمون موران با فرضیه صفر مبنی بر «عدم همبستگی فضایی» استفاده

1. autoregressive model

می‌شود. آماره موران مرسوم‌ترین آزمون برای تشخیص وابستگی فضایی در اجزای اخلال مدل‌های رگرسیونی بوده و به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$I = \frac{n}{s_0} \frac{e'We}{e'e} \quad (۱۳)$$

که در آن، W ماتریس مجاورت، n تعداد سطرهای ماتریس مجاورت، s_0 مجموع اجزای ماتریس W و e بردار اجزای باقی‌ماندهٔ معادلهٔ رگرسیونی است. اگر آماره I موران وجود خودهمبستگی فضایی را تأیید کرده باشد، نتایج رگرسیون استاندارد تخمینی با OLS دیگر قابل اعتماد نیست و از این‌رو، باید خودهمبستگی فضایی را در مدل اعمال کرد. اما اینکه کدام مدل از دیگری بهتر است، به معنی‌داری آزمون‌های تشخیصی ضریب لاگرانژ[1] خطا (LM Error) و ضریب لاگرانژ وقفه (LM Lag) بستگی دارد که به‌ترتیب، برای تشخیص عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیر وابسته مورد استفاده قرار می‌گیرند. در صورت رد فرضیه صفر «عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال»، از مدل خطای فضایی و در صورت رد فرضیه صفر «عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیر وابسته»، از مدل وقفه فضایی برای رفع همبستگی فضایی استفاده می شود اما در حالتی که هر دو فرضیه صفر رد شوند، از آزمون‌های LMLag_Robust برای مدل SAR و آزمون LMError_Robust برای مدل SEM استفاده می‌شود. همچنین، برای انتخاب یکی از مدل‌ها با اثر ثابت یا تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن مدل با اثر تصادفی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت است که در ادامه، نتایج آزمون‌ها ارائه می‌شوند (Baltagi et al., 2007; Elhorst, 2014).

داده‌های مورد نیاز بر اساس آخرین اطلاعات موجود، طی بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴، از مرکز آمار ایران (هزینه و درآمد خانوار شهری)، سالنامه‌های استان‌های مختلف کشور، بانک مرکزی (حساب‌های منطقه‌ای)، وزارت جهاد کشاورزی (آمارنامه کشاورزی جلد اول و دوم)، تارنمای هواشناسی، دفتر مطالعات پایه منابع آب ایران و گمرک استان‌های مختلف کشور جمع‌آوری شده است. برای تعیین وزن هر کدام از شاخص‌ها و زیرشاخص‌های انتخابی

1. Lagrange multiplier

پایداری کشاورزی، از نرم‌افزار Expert Choice11 و برای انجام مراحل مختلف محاسبات شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی، از نرم‌افزار Excel و همچنین، برای انجام مراحل مدل اقتصادسنجی فضایی، از نرم‌افزار Stata14 استفاده شده است.

نتایج و بحث

شاخص پایداری کشاورزی

پس از تعیین اثرات زیرشاخص‌ها (سنجه‌ها)، نرمال‌سازی آنها با استفاده از روابط (۱) و (۲) انجام شد و وزن‌های نسبی و نهایی هر کدام از شاخص‌ها و زیرشاخص‌ها با استفاده از فرآیند تحلیل سلسله‌مراتبی محاسبه شدند (جدول ۱).

جدول ۱- شاخص‌ها و زیرشاخص‌های ارزیابی پایداری کشاورزی

ابعاد (شاخص)	وزن	سنجه (زیرشاخص)	تعریف زیرشاخص	نماد	وزن نسبی سنجه	وزن نهایی سنجه
اقتصادی	۰/۳۲۶	سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید	میزان تولید بخش کشاورزی تقسیم بر کل تولید ناخالص داخلی (درصد)	$I^{+}_{E_1}$	۰/۱۳۵	۰/۰۴۴۰۱
		سرانه تولید شاغلان بخش کشارزی	ارزش افزوده بخش کشاورزی تقسیم بر شاغلان بخش کشاورزی (هزار ریال)	$I^{+}_{E_2}$	۰/۲۶۶	۰/۰۷۳۶۷
		نسبت درآمد خانوار روستایی به درآمد خانوار شهری	نسبت درآمد خانوار روستایی به درآمد خانوار شهری	$I^{+}_{E_3}$	۰/۰۶۵	۰/۰۲۱۱۹
		عملکرد محصولات کشاورزی	عملکرد در هکتار گندم آبی (کیلوگرم)	$I^{+}_{E_4}$	۰/۴۳۸	۰/۱۴۲۷
		ضریب مکانیزاسیون	نسبت کل توان کششی موجود به کل سطح زمین‌های زراعی (hp/ha)	$I^{+}_{E_5}$	۰/۰۶۵	۰/۰۲۱۱۹
		سرانه اراضی کشت‌شده	نسبت کل سطح زیر کشت محصولات کشاورزی به کل جمعیت (هکتار به نفر)	$I^{+}_{E_6}$	۰/۰۳۲	۰/۰۱۰۴۲
اجتماعی	۰/۱۰۴	سهم شاغلان بخش کشاورزی	نسبت جمعیت شاغل کشاورزی به کل جمعیت شاغل (درصد)	$I^{+}_{S_1}$	۰/۰۸۸	۰/۰۰۹۱۵
		نرخ اشتغال روستایی	نسبت جمعیت شاغل روستایی به جمعیت فعال (درصد)	$I^{+}_{S_2}$	۰/۶۶۹	۰/۰۶۹۵۷
		سطح سواد در مناطق روستایی	نرخ باسوادی در مناطق زوستایی (درصد)	$I^{+}_{S_3}$	۰/۲۴۳	۰/۰۲۵۲
زیست‌محیطی	۰/۴۴۳	سهم مصارف کشاورزی از آب زیر زمینی نسبت به کل مصرف	نسبت مصرف آب‌های زیرزمینی برای کشاورزی به کل مصرف (درصد)	$I^{-}_{Z_1}$	۰/۳۲۱	۰/۱۴۲۲
		میزان توزیع کود شیمیایی	شاخص پایداری کود= میزان مصرف کودهای شیمیایی تقسیم بر سطح زیر کشت محصولات (کیلوگرم به هکتار)	$I^{-}_{Z_2}$	۰/۱۰۵	۰/۰۴۶۵۱
		تنوع کشت زراعی	فرمول H- درجه تنوع گیاهان زراعی (شاخص هرفیندال (۱۹۵۹)	$I^{+}_{Z_3}$	۰/۰۷۳	۰/۰۳۲۳
		شاخص شبکه‌های کارآمد آبیاری	نسبت اراضی زیر پوشش شبکهٔ آبیاری تحت فشار به کل اراضی (درصد)	$I^{+}_{Z_4}$	۰/۳۳۱	۰/۱۴۶۶
		حاصل‌خیزی زمین زراعی	نسبت سطح زیر کشت به کل زمین‌های زراعی	$I^{+}_{Z_5}$	۰/۰۶۶	۰/۰۲۹۲
		میزان مصرف سموم	شاخص پایداری سموم = میزان مصرف سموم تقسیم بر سطح زیر کشت محصولات (لیتر به هکتار)	$I^{-}_{Z_6}$	۰/۱۰۵	۰/۰۴۶۵۱
فنی	۰/۰۵۶	سهم کشت دیم ازّ سطح زیر کشت اراضی کشاورزی	نسبت سطح زیر کشت دیم به سطح زیر کشت اراضی کشاورزی (درصد)	T^{+}_{1}	۰/۲۵۸	۰/۰۱۴۴۴
		بارش سالانه	میزان بارش سالانه (میلی‌متر)	T^{+}_{2}	۰/۶۳۷	۰/۰۳۵۶۷
		سطح زیر کشت محصولات کشاورزی	کل سطح زیر کشت محصولات سالانه (هکتار)	T^{+}_{3}	۰/۱۰۵	۰/۰۵۸۸
سیاستی	۰/۰۷۲	واردات	ارزش واردات محصولات کشاورزی (میلیون ریال)	$I^{-}_{P_1}$	۰/۵۰	۰/۰۳۶
		صادرات	ارزش صادرات محصولات کشاورزی (میلیون ریال)	$I^{+}_{P_2}$	۰/۵۰	۰/۰۳۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

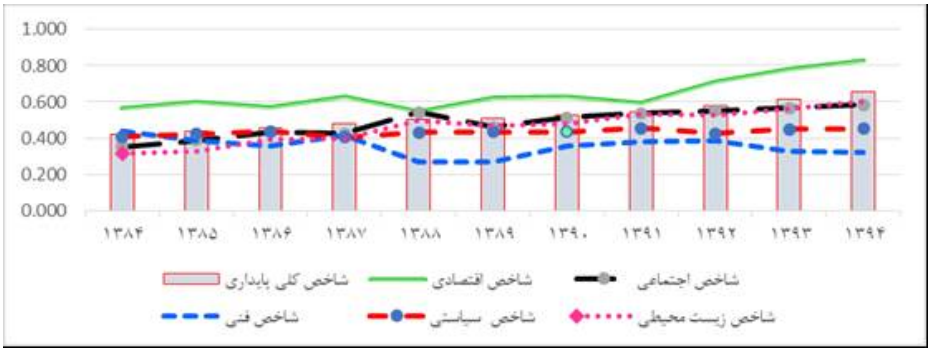
پس از تعیین وزن هر کدام از زیرشاخص‌ها، برای محاسبه میزان پایداری هر کدام از ابعاد شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی، از رابطه (۴) استفاده شده است. در نهایت، شاخص‌های اجتماعی، زیست‌محیطی، اقتصادی، فنی و سیاستی بر اساس رابطه (۵) با هم ترکیب شده و در قالب شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی تعریف می‌شوند (جدول ۲). نتایج شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی در ایران حاکی از آن است که این شاخص با میانگین ۰/۵۲۱، در سطح متوسط پایداری قرار دارد و روند این شاخص طی سال‌های مورد بررسی از ۰/۴۱ تا ۰/۶۵ با نرخی معادل ۴/۱۵ افزایش یافته است(پیوست شماره۱). استان‌های فارس، خراسان‌رضوی و آذربایجان‌شرقی به ترتیب با مقدار ۰/۶۸۲، ۰/۶۵۳و ۰/۶۲۵ بهترین وضعیت پایداری در کشاورزی را نسبت به سایر استان‌های کشور دارند و از مهمترین دلایل وضعیت مطلوب پایداری کشاورزی در این استان‌ها می‌توان به بالا بودن زیرشاخص‌های ارزش افزوده بخش کشاورزی، سرانه تولید شاغلان بخش کشاورزی، نسبت درآمد خانوار روستایی به شهری، عملکرد محصولات کشاورزی، ضریب مکانیزاسیون، سطح زیرکشت اراضی به سیستم‌های آبیاری کارآمد(بارانی و قطره‌ای)، سطح حاصلخیزی خاک، شاخص تنوع زراعی، نرخ اشتغال روستایی، سطح سواد روستایی و پایین‌بودن زیرشاخص‌های شاخص پایداری مصرف کود و سموم اشاره کرد. استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان‌جنوبی و هرمزگان به‌ترتیب با مقدار ۰/۳۴۸، ۰/۳۷۴ و ۰/۲۹۷ ضعیف‌ترین پایداری کشاورزی را در ایران به خود اختصاص داده‌اند. از مهمترین دلایل وضعیت نامطلوب پایداری کشاورزی در این استان‌ها می‌توان به پایین بودن زیر شاخص‌های نسبت درآمد خانوار روستابی به شهری، پوشش سیستم‌های آبیاری کارآمد(بارانی و قطره‌ای)، سطح حاصلخیزی خاک, عملکرد محصولات کشاورزی، تنوع زراعی، سطح سواد روستایی، بارندگی اشاره کرد. همچنین نتایج حاکی از آن است که استان‌های واقع در شمال، غرب و شمال غرب کشور وضعیت پایداری کشاورزی مطلوب‌تری در مقایسه با استان‌های جنوبی کشور دارند.

جدول ۲- شاخص کلی پایداری کشاورزی در ایران و استان‌های مختلف

سال / استان	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	میانگین شاخص
آذربایجان‌شرقی	۰/۵۰۸	۰/۴۹۸	۰/۵۱۴	۰/۵۶۱	۰/۶۱۹	۰/۶۷۷	۰/۶۸۶	۰/۶۷۲	۰/۷۷۵	۰/۷۴۷	۰/۸۶۶	۰/۶۲۶
آذربایجان‌غربی	۰/۴۵۶	۰/۴۰۵	۰/۴۰۸	۰/۴۴۷	۰/۴۵۲	۰/۵۳۳	۰/۵۰۸	۰/۵۷۰	۰/۵۷۸	۰/۶۷۸	۰/۶۶۲	۰/۵۱۸
اردبیل	۰/۴۵۱	۰/۳۸۰	۰/۴۷۹	۰/۴۵۴	۰/۵۰۴	۰/۵۶۳	۰/۵۰۴	۰/۵۸۶	۰/۵۸۸	۰/۵۹۴	۰/۶۴۳	۰/۵۲۲
اصفهان	۰/۵۲۱	۰/۵۳۸	۰/۵۱۶	۰/۵۶۶	۰/۴۷۵	۰/۴۸۳	۰/۵۶۵	۰/۵۷۶	۰/۶۰۶	۰/۶۲۶	۰/۵۷۸	۰/۵۵۰
ایلام	۰/۴۴۶	۰/۴۷۰	۰/۴۰۲	۰/۵۲۷	۰/۴۰۵	۰/۴۳۴	۰/۴۸۶	۰/۳۸۹	۰/۵۰۹	۰/۶۱۶	۰/۶۲۸	۰/۴۸۳
بوشهر	۰/۳۸۴	۰/۴۲۹	۰/۴۷۱	۰/۴۹۵	۰/۴۷۰	۰/۵۴۰	۰/۵۱۸	۰/۴۷۲	۰/۵۷۹	۰/۵۳۳	۰/۵۲۱	۰/۴۸۷
تهران	۰/۴۱۳	۰/۴۵۴	۰/۵۱۸	۰/۴۸۷	۰/۶۰۹	۰/۵۵۴	۰/۶۲۱	۰/۵۹۴	۰/۶۵۹	۰/۷۲۵	۰/۷۴۰	۰/۵۶۵
چهارمحال و بختیاری	۰/۴۱۸	۰/۴۴۸	۰/۴۱۵	۰/۴۷۴	۰/۳۷۹	۰/۴۳۵	۰/۵۱۱	۰/۴۳۲	۰/۵۰۴	۰/۵۲۳	۰/۶۳۰	۰/۴۷۰
خراسان جنوبی	۰/۲۷۲	۰/۲۸۳	۰/۳۲۷	۰/۳۱۶	۰/۴۰۸	۰/۴۲۶	۰/۳۴۶	۰/۳۶۱	۰/۴۴۵	۰/۴۵۷	۰/۴۸۲	۰/۳۷۵
خراسان رضوی	۰/۴۶۷	۰/۵۳۷	۰/۵۹۵	۰/۵۵۵	۰/۶۱۵	۰/۶۴۵	۰/۶۵۹	۰/۷۰۲	۰/۷۸۶	۰/۸۲۵	۰/۸۶۵	۰/۶۵۹
خراسان شمالی	۰/۳۱۲	۰/۳۴۳	۰/۴۸۰	۰/۴۷۳	۰/۴۹۰	۰/۴۹۴	۰/۵۳۰	۰/۵۶۴	۰/۵۲۰	۰/۵۳۳	۰/۵۹۹	۰/۴۸۵
خوزستان	۰/۵۰۳	۰/۵۲۶	۰/۴۶۷	۰/۵۴۱	۰/۶۳۶	۰/۵۶۶	۰/۵۳۸	۰/۶۳۹	۰/۶۰۴	۰/۶۹۹	۰/۷۲۶	۰/۵۸۶
زنجان	۰/۳۶۷	۰/۴۱۶	۰/۴۰۸	۰/۵۰۳	۰/۴۸۷	۰/۵۶۷	۰/۵۲۳	۰/۶۶۸	۰/۷۱۲	۰/۶۰۹	۰/۶۱۶	۰/۵۳۴
سمنان	۰/۳۹۳	۰/۴۰۹	۰/۴۵۶	۰/۴۴۹	۰/۴۴۸	۰/۴۱۹	۰/۵۲۰	۰/۴۲۸	۰/۵۲۰	۰/۵۴۰	۰/۵۸۰	۰/۴۶۹
سیستان و بلوچستان	۰/۲۲۳	۰/۲۴۶	۰/۲۹۴	۰/۲۹۶	۰/۴۶۰	۰/۳۲۱	۰/۳۲۷	۰/۴۰۲	۰/۴۱۵	۰/۴۲۳	۰/۴۳۰	۰/۳۴۹
فارس	۰/۴۸۷	۰/۵۰۳	۰/۵۲۰	۰/۶۷۹	۰/۷۴۲	۰/۶۶۸	۰/۷۱۴	۰/۸۰۸	۰/۷۴۸	۰/۷۷۲	۰/۸۷۳	۰/۶۸۳
قزوین	۰/۴۱۵	۰/۴۴۴	۰/۴۲۸	۰/۴۸۱	۰/۴۹۸	۰/۴۵۵	۰/۴۷۴	۰/۵۵۷	۰/۶۰۱	۰/۶۶۸	۰/۶۵۱	۰/۵۱۶
قم	۰/۳۴۷	۰/۴۳۰	۰/۴۳۴	۰/۴۷۴	۰/۵۲۳	۰/۴۹۳	۰/۵۲۳	۰/۵۲۶	۰/۵۴۴	۰/۶۰۵	۰/۶۰۷	۰/۴۹۹
کردستان	۰/۴۶۴	۰/۴۵۱	۰/۴۱۰	۰/۴۶۹	۰/۵۶۲	۰/۴۶۹	۰/۴۹۹	۰/۵۳۴	۰/۵۰۹	۰/۵۳۱	۰/۶۴۵	۰/۵۰۴
کرمان	۰/۴۴۱	۰/۵۰۹	۰/۵۴۱	۰/۴۹۰	۰/۵۴۷	۰/۴۶۲	۰/۵۹۸	۰/۵۴۶	۰/۶۱۷	۰/۷۳۷	۰/۸۲۸	۰/۵۷۴
کرمانشاه	۰/۴۴۱	۰/۴۷۱	۰/۴۸۴	۰/۴۷۴	۰/۵۶۴	۰/۵۸۹	۰/۵۰۶	۰/۵۷۴	۰/۴۴۷	۰/۵۲۶	۰/۵۵۳	۰/۵۱۲
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۴۴۴	۰/۴۶۷	۰/۴۸۷	۰/۴۷۰	۰/۴۲۹	۰/۵۴۵	۰/۵۲۵	۰/۴۹۱	۰/۴۴۹	۰/۶۱۶	۰/۶۰۶	۰/۵۰۳
گلستان	۰/۴۰۳	۰/۴۴۱	۰/۴۹۹	۰/۵۰۸	۰/۴۵۳	۰/۵۰۸	۰/۵۳۷	۰/۵۶۷	۰/۶۶۸	۰/۶۴۹	۰/۷۴۳	۰/۵۴۳
گیلان	۰/۴۹۶	۰/۴۳۲	۰/۴۵۸	۰/۴۶۵	۰/۵۱۸	۰/۴۶۹	۰/۴۴۹	۰/۵۵۷	۰/۵۲۴	۰/۵۸۷	۰/۶۳۷	۰/۵۰۸
لرستان	۰/۳۷۹	۰/۴۰۰	۰/۴۲۴	۰/۳۹۰	۰/۴۵۰	۰/۴۵۵	۰/۴۹۸	۰/۴۹۱	۰/۵۴۷	۰/۵۸۷	۰/۶۱۴	۰/۴۷۶
مازندران	۰/۵۰۱	۰/۵۳۳	۰/۶۰۰	۰/۵۱۲	۰/۶۰۱	۰/۵۵۳	۰/۵۴۲	۰/۶۸۶	۰/۷۲۷	۰/۷۰۸	۰/۷۶۳	۰/۶۱۱
مرکزی	۰/۴۵۲	۰/۴۷۵	۰/۴۰۱	۰/۴۹۸	۰/۴۳۸	۰/۴۵۶	۰/۵۳۱	۰/۴۶۴	۰/۵۸۴	۰/۶۴۵	۰/۷۴۹	۰/۵۱۷
هرمزگان	۰/۳۳۸	۰/۳۴۵	۰/۳۴۶	۰/۴۰۱	۰/۳۲۲	۰/۳۶۸	۰/۳۸۹	۰/۴۰۶	۰/۴۴۶	۰/۴۹۴	۰/۵۱۳	۰/۳۹۷
همدان	۰/۴۴۸	۰/۴۱۹	۰/۵۰۶	۰/۵۵۴	۰/۵۰۱	۰/۵۵۵	۰/۵۷۸	۰/۵۰۱	۰/۶۵۸	۰/۶۹۰	۰/۶۷۴	۰/۵۵۳
یزد	۰/۳۵۳	۰/۴۱۳	۰/۴۷۱	۰/۴۵۶	۰/۵۱۴	۰/۵۱۶	۰/۵۸۳	۰/۵۶۲	۰/۵۶۰	۰/۵۵۵	۰/۵۸۸	۰/۵۰۶
ایران	۰/۴۱۸	۰/۴۳۷	۰/۴۵۹	۰/۴۸۲	۰/۵۰۴	۰/۵۰۷	۰/۵۲۶	۰/۵۴۴	۰/۵۷۹	۰/۶۱۷	۰/۶۵۴	۰/۵۲۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۱، روند وضعیت پایداری کشاورزی در ایران بر اساس شاخص‌های اجتماعی، زیست‌محیطی، اقتصادی، فنی و سیاستی و همچنین، شاخص ترکیبی پایداری نمایش داده شده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱- تغییرات ابعاد شاخص پایداری و شاخص کلی پایداری کشاورزی در ایران طی سال‌های ۹۴-۱۳۸۴

علت روند مثبت و میزان بالای شاخص اقتصادی نسبت به سایر ابعاد را می‌توان در اولویت اهداف اقتصادی در برنامه‌های پنج‌ساله توسعه ایران دانست. شاخص زیست‌محیطی، گرچه در پایداری بیشترین اهمیت را دارد، پس از شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی قرار گرفته است، که علت آن را می‌توان کم‌توجهی مسئولان در برنامه‌ریزی این بخش دانست؛ البته از سال ۱۳۸۸بدین سو، اقداماتی چون استفاده از شبکه‌های آبیاری نوین در جلوگیری از مصرف بی‌رویه آب در کشاورزی، استفاده بهینه مصرف کود و سموم، و بالا بردن شاخص تنوع زراعی در مناطق باعث بهبود شاخص زیست‌محیطی شده است. علت روند منفی شاخص فنی را می‌توان تغییرات سطح زیر کشت محصولات و کاهش سهم کشت دیم با توجه به کاهش بارندگی در این سال‌ها دانست. تحولات بخش سیاستی بیانگر این واقعیت است که حتی در شرایط نفع بردن تولید بخش کشاورزی از تحولات ارزی، سطح پایداری این شاخص پایین است.

شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری

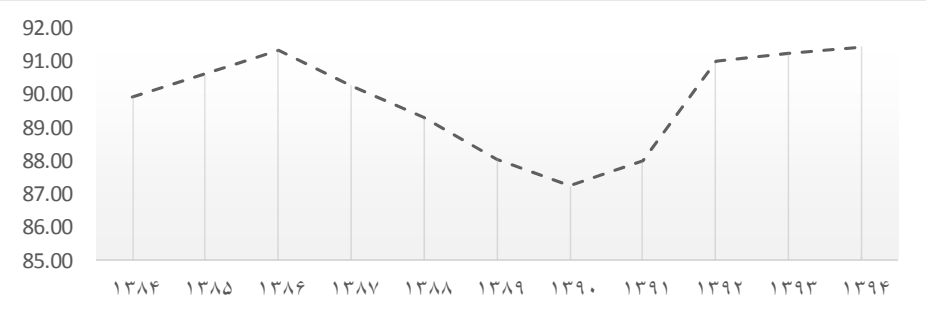
نتایج محاسبهٔ شاخص امنیت غذایی خانوار شهری در ایران حاکی از سطح بالای این شاخص با میانگین ۸۹/۹ است، به‌گونه‌ای که امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های مورد بررسی از ۸۹/۹۳ تا ۹۱/۴۱ با نرخی معادل ۰/۲۶ افزایش یافته که نشان‌دهندهٔ بهبود شاخص امنیت غذایی است. وضعیت امنیت غذایی در استان‌های تهران، قزوین، فارس، خراسان رضوی، گیلان و آذربایجان شرقی بهتر از سایر استان‌های کشور است و استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، هرمزگان و بوشهر در وضعیت امنیت غذایی پایین قرار دارند (جدول ۳).

جدول ۳- شاخص کلی امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در استان‌های مختلف

سال / استان	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	میانگین شاخص
آذربایجان‌شرقی	۹۱/۴۵	۹۱/۸۶	۹۲/۴۳	۹۰/۷۸	۸۹/۶۳	۸۹/۱۲	۸۹/۸۸	۹۰/۵۲	۹۱/۸۴	۹۱/۷۴	۹۲/۲۵	۹۱/۳۵
آذربایجان‌غربی	۹۰/۸۲	۹۱/۸۲	۹۲/۸۲	۹۰/۰۳	۸۹/۳۷	۸۵/۵۹	۸۸/۴۱	۸۹/۳۲	۹۰/۲۶	۹۱/۴۷	۹۱/۴۲	۹۰/۱۲
اردبیل	۹۰/۲۲	۹۱/۳۰	۹۲/۹۹	۹۰/۱۶	۸۹/۸۳	۸۸/۶۱	۸۴/۴۵	۸۹/۲۵	۹۰/۲۳	۹۱/۴۴	۹۱/۵۰	۹۰
اصفهان	۹۱/۰۶	۹۲/۱۹	۹۲/۲۴	۹۲/۰۲	۹۲/۲۳	۹۱/۱۶	۹۰/۶۶	۹۰/۴۸	۹۱/۷۱	۹۱/۵۶	۹۱/۶۶	۹۱/۳۰
ایلام	۸۹/۰۱	۸۹/۸۷	۹۰/۲۱	۸۹/۹۱	۸۸/۲۷	۸۶/۵۹	۸۵/۳۵	۸۵/۱۴	۸۹/۳۹	۹۰/۴۷	۹۰/۱۱	۸۷/۵۷
بوشهر	۸۸/۲۵	۸۸/۰۷	۹۰/۹۰	۸۸/۶۵	۸۷/۵۲	۸۵/۶۷	۸۵/۹۸	۸۷/۳۲	۸۸/۰۲	۸۹/۳۷	۸۹/۶۵	۸۷/۴
تهران	۹۱/۰۵	۹۲/۵۴	۹۳/۱۰	۹۳/۰۱	۹۲/۲۷	۹۱/۰۱	۹۰/۲۱	۹۰/۴۴	۹۲/۵۱	۹۳/۰۲	۹۳/۲۵	۹۲/۲۲
چهارمحال‌وبختیاری	۹۰/۲۰	۹۰/۵۷	۹۱/۰۶	۸۸/۳۷	۸۸/۰۷	۸۸/۵۳	۸۸/۰۸	۹۰/۲۵	۹۰/۷۸	۹۱/۰۲	۹۱/۱۵	۸۹/۸۲
خراسان جنوبی	۸۶/۴۵	۸۶/۲۵	/۸۵/۹۵	۸۵/۵۶	۸۵/۵۸	۸۴/۸۴	۸۵/۵۲	۸۵/۶۵	۸۷/۹۲	۸۸/۹۰	۸۹/۲۰	۸۶/۶۲
خراسان رضوی	۹۱/۶۵	۹۲/۹۱	۹۲/۹۰	۹۲/۷۳	۹۲/۴۴	۹۱/۷۳	۹۰/۳۱	۹۰/۸۳	۹۱/۵۱	۹۲/۴۲	۹۲/۸۹	۹۱/۷۸
خراسان شمالی	۸۷/۶۵	۸۶/۲۰	۸۷/۲۵	۸۷/۰۲	۸۶/۹۱	۸۷/۲۵	۸۸/۶۲	۸۸/۵۶	۸۹/۲۵	۸۹/۸۶	۹۰/۲۱	۸۸/۱۶
خوزستان	۸۷/۶۲	۸۸/۳۹	۸۷/۷۸	۸۶/۵۰	۸۵/۳۸	۸۶/۹۴	۸۸/۰۷	۸۹/۵۱	۹۰/۵۸	۹۱/۲۲	۹۱/۶۵	۸۷/۸۷
زنجان	۹۰/۰۲	۹۱/۰۵	۹۰/۸۹	۹۰/۳۴	۸۹/۱۳	۸۸/۸۱	۸۷/۵۷	۸۹,۸۹	۹۰/۵۵	۹۱/۶۷	۹۲/۵۶	۹۰/۰۶
سمنان	۹۰/۵۶	۹۱/۰۶	۹۲/۷۷	۹۱/۰۱	۸۹/۹۸	۸۸/۷۲	۸۹/۱۶	۸۷/۶۳	۹۰/۵۸	۹۱/۱۹	۹۱/۸۹	۹۰/۴۶
سیستان و بلوچستان	۸۵/۳۶	۸۶/۲۵	۸۴/۲۶	۸۴/۹۵	۸۴/۶۵	۸۵/۴۷	۸۴/۱۷	۸۷/۴۸	۸۷/۹۵	۸۸/۲۰	۸۸/۳۵	۸۶/۴۹
فارس	۹۱/۵۴	۹۲/۷۱	۷۸/۹۲	۹۲/۲۹	۹۱/۹۵	۹۰/۷۶	۹۰/۸۴	۹۰/۶۳/	۹۰/۷۲	۹۱/۱۶	۹۱/۳۶	۹۱/۶۸
قزوین	۹۱/۸۹	۹۲/۸۳	۹۱/۱۲	۹۰/۹۰	۹۰/۴۹	۹۰/۳۳	۹۰/۱۰	۹۱/۵۲	۹۱/۹۴	۹۲/۲۷	۹۲/۶۵	۹۲
قم	۹۰/۸۹	۹۱/۳۵	۹۰/۵۸	۹۰/۸۰	۹۰/۱۱	۹۰/۱۳	۸۹/۵۰	۸۹/۲۸	۹۰/۰۴	۹۱/۴۵	۹۱/۶۵	۹۰/۵۹
کردستان	۸۹/۰۲	۸۹/۲۴	۸۹/۴۸	۸۹/۶۰	۸۸/۳۸	۸۵/۲۲	۸۵/۴۴	۸۸/۶۰	۸۹/۷۹	۹۰/۳۹	۹۰/۵۶	۸۸/۹۷
کرمان	۹۱/۰۶	۹۱/۸۰	۹۱/۷۷	۹۰/۷۵	۹۰/۲۵	۸۹/۲۴	۸۹/۳۳	۸۹/۹۲	۹۰/۷۸	۹۱/۴۴	۹۲/۶۵	۹۰/۸۹
کرمانشاه	۹۰/۴۵	۹۰/۹۳	۹۰/۷۹	۹۰/۰۵	۹۰/۰۱	۸۹/۱	۸۷/۲۹	۸۸/۴۲	۸۹/۵۶	۹۰/۸۹	۹۱/۰۶	۹۰/۳۲
کهگیلویه‌وبویراحمد	۸۹/۵۶	۸۹/۷۹	۸۹/۶۵	۸۸/۱۲	۸۶/۲۴	۸۵/۲۴	۸۶/۵۶	۸۷/۸۷	۸۹/۵۶	۹۰/۱۴	۹۰/۷۸	۸۹/۵۹
گلستان	۹۰/۵۸	۹۱/۸۶	۹۰/۰۹	۸۹/۸۴	۸۹/۲۰	۸۸/۴۳	۸۷/۰۴	۸۸/۰۴	۸۹/۳۲	۹۰/۶۹	۹۱/۶۵	۸۹/۷۰
گیلان	۹۲/۰۲	۹۲/۳۸	۹۲/۲۰	۹۲/۲۰	۹۱/۹۵	۸۹/۶۸	۸۹/۹۷	۹۰/۱۹	۹۱/۲۷	۹۲/۳۲	۹۲/۶۹	۹۱/۷۲
لرستان	۸۸/۹۵	۸۹/۱۹	۸۹/۵۳	۸۹/۱۱	۸۹/۵۳	۸۷/۰۹	۸۸/۴۲	۸۹,۵۴	۸۹/۲۰	۸۸/۸۸	۸۹/۸۵	۸۹/۲۰
مازندران	۹۱/۱۲	۹۲/۵۷	۹۲/۲۱	۹۱/۱۵	۹۰/۰۶	۸۸/۸۶	۸۷/۹۵	۸۹/۶۳	۹۰/۳۸	۹۱/۱۵	۹۲/۶۷	۹۱/۱۱
مرکزی	۹۱/۹۹	۹۲/۷۴	۹۲/۲۶	۹۱/۰۶	۸۹/۷۱	۸۸/۴۹	۸۹/۲۳	۹۰/۲۶	۹۱/۳۴	۹۱/۸۴	۹۲/۵۸	۹۱/۱۳
هرمزگان	۸۶/۹۵	۸۶/۵۲	۸۶/۵۴	۸۵/۹۵	۸۶/۶۳	۸۵/۵۸	۸۶/۸۹	۸۷/۸۴	۸۸/۲۵	۸۸/۰۱	۸۸/۲۵	۸۷/۲۹
همدان	۹۱/۸۷	۹۲/۳۱	۹۱/۱۷	۹۱/۰۵	۹۰/۸۱	۸۹/۰۵	۸۸/۴۴	۸۹/۲۴	۹۰/۲۵	۹۱/۲۸	۹۲/۵۶	۹۰/۹۶
یزد	۹۰/۳۱	۹۲/۶۴	۹۱/۹۸	۹۱/۵۹	۹۰/۷۴	۸۹/۸۹	۸۹/۰۵	۹۰/۲۱	۹۰/۷۴	۹۱/۲۵	۹۱/۹۵	۹۰/۹۴
ایران	۸۹/۹۳	۹۰/۶۰	۹۱/۳۳	۹۰/۲۵	۸۹/۲۹	۸۸/۰۴	۸۷/۲۲	۸۷/۹۶	۹۰/۹۸	۹۱/۲۳	۹۱/۴۲	۸۹/۹۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۲، روند میانگین شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۹۴-۱۳۸۴ نمایش داده شده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲- میانگین شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۴

با توجه به نمودار ۲، شاخص کل امنیت غذایی خانوار در طول سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ کاهش یافته است؛ دلایلی همچون نبود اشتغال کافی، درآمد اندک، شروع مجدد تحریم‌های اقتصادی علیه ایران، کاهش واردات محصولات کشاورزی و شدت گرفتن خشکسالی (با توجه به روند منفی شاخص فنی در شاخص پایداری کشاورزی) در سال ۱۳۸۶ و ادامه یافتن آن را می‌توان زمینه‌ساز کاهش تولیدات کشاورزی در داخل کشور و در نتیجه، کاهش امنیت غذایی طی این سال‌ها برشمرد. از سال ۱۳۹۰، به‌دلیل هدفمندی یارانه‌ها، قدرت خرید خانوار افزایش یافت که این افزایش قدرت خرید بیشتر صرف کالاهای خوراکی شد و همچنین، ضریب خوداتکایی کالری مصرفی خانوار در سال ۱۳۹۰، به‌طور متوسط، به ۶۷/۵ درصد نسبت به سال‌های پیش از آن افزایش نشان می‌دهد و همین نکته را می‌توان دلیل دیگری برای بهبود امنیت غذایی خانوار دانست.

مدل اقتصادسنجی فضایی

در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، بهتر است ابتدا یک مدل کلی در نظر گرفته شود و سپس، آزمون‌های مربوط به وابستگی فضایی و خودهمبستگی فضایی میان جملات اخلال بررسی شود و در نهایت، ارزیابی کرد که کدام مدل برای مطالعه حاضر بهتر است. برای بررسی و شناسایی همبستگی فضایی در اجزای اخلال، از آزمون موران استفاده می‌شود، که فرضیه صفر این آزمون عدم همبستگی فضایی است.

جدول ۴- نتایج آزمون موران

آماره	Moran I-statistic	Prob
مقدار	۱۱/۰۱	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون موران در جدول ۴ نشان می‌دهد که آماره آزمون موران بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ۱/۹۶ است؛ در نتیجه، آماره I موران وجود خودهمبستگی فضایی را تأیید می‌کند و نتایج رگرسیون استاندارد تخمینی با OLS دیگر قابل اعتماد نیست. بنابراین، باید مشکل خودهمبستگی فضایی رفع شود. بدین منظور، می‌توان دو مدل وقفه فضایی SAR و خطای فضایی SEM را به‌کار برد. نتایج آزمون‌های ضریب لاگرانژ خطا (LM Error) و ضریب لاگرانژ وقفه (LM Lag) در جدول ۵ نشان می‌دهد که آماره‌های LMLag و LMError از لحاظ آماری معنی‌دار هستند، که نشان‌دهندهٔ وجود وابستگی فضایی و تفاوت معنی‌دار آن مدل‌ها با برآورد روش OLS است. با توجه به معنی‌داری آماره LMLag_Robust و عدم معنی‌داری آماره LMError_Robust، وابستگی فضایی از نوع وقفه فضایی است و باید مدل مختلط رگرسیون- خود رگرسیونی SAR را برای تخمین به‌کار برد.

جدول ۵- آزمون‌های ضریب لانگرانژ

امارہ	LMlag_robust	LMerror_robust	LMlag	LMerror
مقدار	۸/۳۹۶	۰/۰۸۲	۱۲۳/۴۸۱	۱۱۵/۱۶۷
احتمال	۰/۰۰۴	۰/۷۷۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از بررسی آزمون‌های اثرات فضایی، از آزمون هاسمن برای انتخاب مدل با اثرات ثابت یا تصادفی استفاده می‌شود. این آزمون در سطوح اطمینان مختلف بررسی می‌شود و مقدار آماره هاسمن فضایی به‌دست می‌آید. سپس، با مقادیر X^2 بحرانی مقایسه می‌شود. بزرگ‌تر بودن مقادیر به‌دست‌آمده از مقادیر بحرانی نشانهٔ رد فرضیه صفر است و در این صورت، تخمین به روش اثرات ثابت انجام می‌شود.

جدول ۶- نتایج آزمون هاسمن

آزمون	Chi-Sq. Statistic	Probe
هاسمن	۰/۷۳	۰/۹۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجهٔ آزمون هاسمن نشان‌دهندهٔ رد اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی است. در نهایت، عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در قالب مدل پانل با استفاده از مدل وقفه فضایی SAR با اثرات تصادفی برآورد شد. نتایج برآورد مدل در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷- نتایج برآورد مدل وقفه فضایی SAR با روش اثرات تصادفی

متغیر	ضریب	آمارهٔ t بحرانی	انحراف معیار	Probe
$\log I_{CPA_{it}}$	۰/۳۰۲	۲/۵۰	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۲**
logGINI	-۰/۰۷۰	-۲/۸۸	۰/۰۲۴۳	۰/۰۰۴**
$\log POR_{it}$	-۰/۰۲۴۷	-۱/۶۷	۰/۰۱۴۸	۰/۰۹۴*
logPIN	۰,۰۷۷۴	۴/۳۳	۰/۰۱۷۸	۰/۰۰۰***
logFPI	-۰/۰۶۴	-۳/۴۱	۰/۰۱۸۸	۰/۰۰۱***
عرض از مبدأ	۰/۹۰	۶/۳۰	۰/۱۴۳	۰/۰۰۰***
ضریب وقفه فضایی	۰/۲۳۷	۳/۵۹	۰/۶۶۱	۰/۰۰۰***
R^2	۰/۶۱	-	-	-
Log- Likelihood	۵۳۰/۴۷	-	-	-

*سطح معنی‌داری ده درصد، **سطح معنی‌داری پنج درصد، ***سطح معنی‌داری یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر پایهٔ نتایج تخمین، مقدار ضریب تعیین برابر با ۰/۶۱ بوده، که نشان‌دهندهٔ تأثیرپذیری حدود ۶۱ درصد از تغییرات شاخص امنیت غذایی در خانوارهای شهری از تغییرات متغیرهای توضیحی و وابستگی فضایی است. همچنین، شاخص ترکیبی پایداری کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری دارد، به‌گونه‌ای که با فرض ثابت بودن سایر عوامل، اگر $I_{CSA_{it}}$ یک درصد افزایش یابد، شاخص امنیت غذایی ۰/۰۳۰ درصد افزایش می‌یابد. از این‌رو، افزایش سطح پایداری کشاورزی از طریق بهبود زیرشاخص‌های اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی، فنی و سیاستی به ارتقای شاخص امنیت غذایی خانوارها می‌انجامد.

میزان رشد جمعیت تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری دارد. با افزایش جمعیت، افراد در خانوارهای پرجمعیت، در مقایسه با خانوارهای کوچک‌تر، مخاطرهٔ بالاتری در دریافت مواد مغذی دارند و احتمال دریافت حداقل انرژی لازم برای انجام فعالیت روزانه و به‌دنبال آن، احتمال برقراری امنیت غذایی کاهش می‌یابد. در مطالعات اپلانایدوآ و همکاران (Applanaidua et al., 2014)، حکیمی (Hakimi, 2015) و دیتمر و عبدولای (Dithmer and Abdulai, 2017) نیز اثر منفی رشد جمعیت بر امنیت غذایی تأیید شده است.

ضریب جینی تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی دارد. مناسب بودن توزیع درآمد در جامعه دارای نقشی مهم در قدرت خرید و توانایی افراد برای تأمین مواد غذایی است و نابرابری زیاد در توزیع درآمد باعث می‌شود که مناطق شهری به سمت امنیت غذایی ناپایدار حرکت کند. در مطالعات اپلانایدوآ و همکاران (Applanaidua et al., 2014)، مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی (Mehrabi Boshrabadi and Mousavi Mohammadi, 2010)، زارعی بیداسکن و مهرابی بشرآبادی (Zarei Bidescan and Mehrabbi Boshabadi, 2013) و حکیمی (Hakimi, 2015) نیز بر اهمیت ضریب جینی در امنیت غذایی تأکید شده است.

درآمد سالانه خانوار تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی خانوارها دارد. درآمد سالانه خانوار یکی از عوامل مهم در تأمین امنیت غذایی در یک نظام اجتماعی است، به‌گونه‌ای که با افزایش درآمد، قدرت خرید و توانایی خانوارها در تأمین نیاز غذایی افزایش

و وضعیت معیشت و امنیت غذایی آنها بهبود می‌یابد. در مطالعات بالتاگی و همکاران (Baltagi et al., 2007)، مونسینگ و شیرر (Munssing and Shearer, 1995) و کراجنچ و گلاوی (Krajnc and Glavi, 2005) نیز اثر مثبت درآمد خانوار بر امنیت غذایی تأیید شده است.

شاخص قیمت غذا تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی خانوارها دارد. نوسان قیمت مواد غذایی به‌ویژه کالاهای اساسی دارای تأثیر زیادی در رفتار مصرف‌کنندگان است، به‌گونه‌ای که افزایش قیمت آنها به‌ویژه زمانی که رشد درآمدها متوازن و متناسب با افزایش قیمت مواد غذایی نباشد، موجب کاهش دسترسی مردم و به‌ویژه اقشار آسیب‌پذیر به مواد غذایی خواهد شد و بر امنیت غذایی جامعه اثر منفی می گذارد؛ البته دولت می‌تواند با اعمال سیاست‌های حمایتی مناسب، در راستای تأمین انرژی و پروتئین مورد نیاز افراد، خانوار و جامعه گام بر دارد. در مطالعات اپلانایدوآ و همکاران (Applanaidua et al., 2014)، حکیمی (Hakimi, 2015)، دیتمر و عبدولای (Dithmer and Abdulai, 2017)، عبدالله و همکاران (Abdullah et al., 2017) و پاکروان و همکاران(Pakravan et al., 2015) نیز اثر منفی شاخص قیمت بر امنیت غذایی تأیید شده است.

افزون بر این، مقدار ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و از این‌رو، برآورد مدل در حضور بعد فضا توجیه‌پذیر است. در واقع، معنی‌دار بودن این ضریب نشان‌دهندهٔ وجود وابستگی فضایی در بین مشاهدات و نیز میزان وابستگی تغییرات متغیر وابسته به تغییرات آن در مناطق مجاور است. تفسیر این ضریب به کمک تجزیه اثرات کل به اثرات مستقیم و اثرات غیرمستقیم (سرریز) میسر است. مهم‌ترین کاربرد مدل فضایی عمومی بررسی سرریزهای فضایی یا سرایت‌های اثرات متغیر مورد مطالعه به مناطق مجاور منطقه مورد بررسی است که به‌صورت محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر هر کدام از متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته انجام می‌شود. نتایج محاسبهٔ اثرات کل و نیز اثرات مستقیم و غیرمستقیم در جدول ۸ آمده است.

جدول ۸- نتایج محاسبهٔ اثرات کل، مستقیم و غیرمستقیم

متغیر	اثر مستقیم			اثر غیرمستقیم			اثر کل		
	ضریب	آمارهٔ Z	Probe	ضریب	آمارهٔ Z	Probe	ضریب	آمارهٔ Z	Probe
$\log I_{CSA_{it}}$	۰/۰۳۱۰	۲/۵۴	۰/۰۱۱**	۰/۰۰۹۰	۱/۷۸	۰/۰۷۴	۰/۰۳۹۲	۲/۴۴	۰/۰۱۵
logGINI	-۰/۰۷۱	-۳/۰۴	۰/۰۰۲**	۰/۰۲۰۶	-۲/۲۰	۰/۰۲۸	-۰/۰۹۱۹	-۳/۰۵	۰/۰۰۲
$\log POP_{it}$	-۰/۰۲۴	-۱/۶۰	۰/۱۱۰**	-۰/۰۰۷۰	-۱/۴۱	۰/۱۵۸	-۰/۰۳۱۵	-۱/۶۰	۰/۱۰۹
logPIN	۰/۸۰	۴/۶۰	۰/۰۰۰**	۰/۰۲۳	۲/۷۶	۰/۰۰۶	۰/۱۰۳	۴/۷۵	۰/۰۰۰
logFPI	-۰/۰۶۵	-۳/۵۸	۰/۰۰۰**	-۰/۰۱۸۹	-۲/۵۲	۰/۰۱۲	-۰/۰۸۴	-۳/۷۲	۰/۰۰۰

** سطح معنی‌داری پنج درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اثرات مستقیم نشان‌دهندهٔ اثر تغییر متغیر مستقل در استان i بر متغیر وابسته در خود استان i است. همچنین، اثر کل به حالتی اطلاق می‌شود که اگر متغیر توضیحی در کل استان‌ها افزایش یابد، متغیر وابسته در استان i به چه میزان افزایش خواهد یافت. با کسر کردن اثر مستقیم از اثر کل، اثر غیرمستقیم به‌دست می‌آید، که بیانگر اثر افزایش متغیر توضیحی در سایر استان‌ها بر متغیر وابسته در استان i است (این اثرات بیانگر متوسط تغییرات در کل استان‌هاست). به‌طور کلی، اثر مستقیم حاکی از سرریزهای درون‌استانی و اثر غیرمستقیم حاکی از سر ریزهای بین‌استانی است. نتایج نشان می‌دهد که اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم شاخص پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی هر استان و استان‌های مجاور مثبت و معنی‌دار است، به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی $I_{CSA_{it}}$ در استان i، شاخص امنیت غذایی در همان استان ۰/۰۳۰ درصد به‌طور مستقیم افزایش می‌یابد؛ تغییر یک درصدی در $I_{CSA_{it}}$ در سایر استان‌ها نیز باعث می‌شود که شاخص امنیت غذایی خانوارها به‌طور غیرمستقیم به اندازه ۰/۰۰۹ درصد افزایش یابد و چنانچه $I_{CSA_{it}}$ در کل استان‌ها یک درصد افزایش یابد، شاخص امنیت غذایی در استان i به میزان ۰/۰۳۹ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین، اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم متغیرهای ضریب جینی، شاخص قیمت غذا و درآمد سالانه خانوار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری هر استان و

استان‌های مجاور معنی‌دار است، با این تفاوت که اثر معنی‌دار درآمد مثبت و اثر سایر متغیرها منفی است. اثر مستقیم متغیر رشد جمعیت بر امنیت غذایی معنی‌دار و اثر غیرمستقیم آن بی‌معنی است. این نتایج حاکی از وجود سرریزهای درون‌استانی و بین‌استانی است. افزون بر این، مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرها با اثر کل هر کدام از آنها برابر است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به‌طور کلی، نتایج بررسی تأثیر فضایی پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران نشان داد که اثرات سرریزهای فضایی پایداری کشاورزی بر شاخص امنیت غذایی مثبت و معنی‌دار است، به‌گونه‌ای که با افزایش پایداری کشاورزی، تمامی مناطق بهبود امنیت غذایی را تجربه کرده‌اند. در واقع، استان‌های قطب تولید محصولات کشاورزی و مواد غذایی که از لحاظ پایداری، در وضعیت بهتری قرار دارند، از لحاظ امنیت غذایی نیز در شرایط مناسب‌تری به‌سر می‌برند. از این‌رو، با توجه به تأثیر مثبت پایداری کشاورزی بر امنیت غذایی، لازم است ابتدا وضعیت پایداری کشاورزی در هر منطقه ارزیابی شود تا بتوان به نقاط قوت و ضعف سنجه‌ها و ابعاد مختلف پایداری کشاورزی در آن منطقه پی برد؛ آنگاه متولیان بخش کشاورزی می‌توانند در راستای توسعه کشاورزی پایدار، تصمیماتی متناسب با وضعیت آن منطقه اتخاذ کنند و اقدامات خود را به سمت افزایش تولید پایدار پیش برند، که مقدمه‌ای برای استقرار امنیت غذایی پایدار به‌شمار می‌رود. در همین راستا، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، پیشنهادهایی به‌شرح زیر ارائه می‌شود:

۱- با توجه به اهمیت بیشتر بعد زیست‌محیطی در پایداری کشاورزی، لازم است بدین راهکارها بیشتر توجه شود: مدیریت بهینه منابع آب کشاورزی در مناطق، مصرف بهینه کود و سموم شیمیایی در سطح مزارع، شناسایی گونه‌های گیاهی سازگار با هر منطقه در راستای افزایش شاخص تنوع زراعی.

۲- با توجه به روند منفی شاخص فنی و ارتباط تغییرات سطح زیر کشت دیم با میزان بارش سالانه، شایسته است سیاست‌گذاران بخش کشاورزی راهکارهای فنی در زمینه تزریق فناوری به کشت دیم و همچنین، تولید بذور باکیفیت را در دستور کار خود قرار دهند تا قابلیت مزارع دیم بالاتر رود.

۳- با توجه به سطح متوسط پایداری کشاورزی، لازم است متولیان بخش کشاورزی با سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های تولید مانند بذر، کود، استفاده از شیکه‌های نوین آبیاری و روش‌های مناسب کشاورزی در راستای توسعه پایدار کشاورزی گام بردارند.

۴- همچنین، با توجه به تأثیر متغیرهای اقتصادی بر امنیت غذایی و نیز اثر منفی رشد جمعیت بر امنیت غذایی، شایسته است همزمان با اجرای سیاست افزایش رشد جمعیت، سیاست‌هایی مناسب در راستای ارتقای امنیت غذایی کشور اتخاذ شود، که از آن جمله می‌توان توزیع مناسب درآمد در دهک‌های مختلف، واردات حساب‌شدهٔ محصولات کشاورزی به‌منظور تنظیم بازار محصولات اساسی و کنترل قیمت در زمان مناسب را یادآور شد.

منابع

1. Abdullah, Z.D., Shah, T., Ali, S., Ahmad, W., Din, I.U. and Ilyas, A. (2017). Factors affecting household food security in rural northern hinterland of Pakistan. *Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences*, 18(2): 201-210.
2. Applanaidua, S.D., Abu Bakara, N.A. and Baharudina, A.H. (2014). An econometric analysis of food security and related macroeconomic variables in Malaysia: a vector autoregressive approach (VAR). *UMK Procedia*, 1: 93-102.
3. Baltagi, B.H., Song, S.H., Jung, B.C. and Koh, W. (2007). Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data. *Journal of Econometrics*, 140: 1-56.
4. Bigman, D. (1993). The measurement of food security, In: Berck, P. / Bigman, D. (eds.1993): Food security and food inventories, in developing countries, Wallingford: CAB International, 238-251.

5. Damghani, M. and Moinaddini, P. (2011). Food security and bioethics in sustainable agriculture. *Journal of Ethics in Science and Technology*, 2(6): 1-8. (Persian)
6. Darvishi, L. and Younesi, M. (2011). Sustainable agriculture in providing food security and development of rural areas. The 3rd National Conference of Academic Students in Agriculture and Natural Resources, May 2011: 1-11. (Persian)
7. Dithmer, J. and Abdulai, A. (2017). Does trade openness contribute to food security?: a dynamic panel analysis. *Food Polic*y, 69: 218-230.
8. Ehsani, M. and Khalidi, E. (2002). Identification and promotion of agricultural waterproductivity in order to provide water and food security in the country. Eleventh Iranian National Irrigation and Drainage Committee: 657-677. (Persian)
9. Elhorst, J. P. (2014). Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels. Springer.
10. Erabi, A. (2011). The role of sustainable agriculture in world food security. The First Seminar on Food Security. Department of Research and Technology, Islamic Azad University, Savadkou Branch, May 28-29, 2011: 1-8. (Persian)
11. FAO (2013). The state of food insecurity in the world: the multiple dimensions of food security. FAO, IFAD and WFP.
12. Faridi, R. and Wadood, S.N. (2010). An econometric assessment of household food security in Bangladesh. *The Bangladesh Development Studies*, 33(3).
13. Gupta, G. (1997). A curriculum in sustainable agriculture. *Journal of Natural Resource and Life Science Education*, 26: 177-179.
14. Gustafson, D.J. (2013). Rising food costs and global food security: key issue and relevance for India. *Indian Journal of Medical Research*, 138(3): 398-410.
15. Hakimi, S. (2015). Investigating the effects of population growth on food security in different provinces of Iran (2002-04). Master's Dissertation of Economics, Department of Economics, ValiAsr University of Rafsanjan: 90-112. (Persian)
16. Hosseini, S.S., Pakravan, M.R., Charvadeh, H., Salami, A. and Flora, C. (2017).The impact of the targeted subsidies policy on household food security in urban areas in Iran. *Cities*, 63: 110-117. (Persian)
17. Johanna, C., Gerdessen, A. and Pascucci, S. (2013). Data envelopment analysis of sustainability indicators of European agricultural systems at regional level. *Agricultural Systems*, 118: 78-90.

18. José, A., Gómez, L. and Sanchez-Fernandez, G. (2010). Empirical evaluation of agricultural sustainability using composite indicators. *Ecological Economics*, 69: 1062-1075.
19. Koucheki, A., Nasiri Mahladi, M., Moradi, R. and Mansouri, H. (2012). Regionalization of the status of sustainable development in Iran and the provision of sustainable strategies. *Journal of Agricultural Science and Sustainable Production*, 4(23): 179-196. (Persian)
20. Krajnc, D. and Glavi, P. (2005). A model for integrated assessment of sustainable development, resources. *Conservation and Recycling*, 43: 189-208.
21. Kumar, M.D. (2003). Food security and sustainable agriculture in India: the water management challenge. Colombo, Sri Lanka: International Water Management Institute, Working Paper, 60: 1-43.
22. LeSage, J. (1999). Spatial econometrics. Department of Economics, University of Toledo.
23. LeSage, J.P. and Pace, R.K. (2009). Introduction to spatial econometrics, Textbooks and Monographs. Boca Raton, FL: CRC Press.
24. Liu, F. and Zhang, H. (2015). Novel methods to assess environmental, economic, and social sustainability of main agricultural regions in China. *Agronomy for Sustainable Development*, 33(3): 621-633.
25. Masoumzadeh, S., Shirafkan, M. and Sayareh, M. (2017). Industrial convergence study in Iranian provinces: space econometric approach. *Journal of Economic Modeling*, 11(2): 157-176. (Persian)
26. Mehrabi Boshraabadi, H. and Owhadi, A. (2014). Factors affecting food security in Iran, *Agricultural Economics*, 8: 111-121. (Persian)
27. Mehrabi Boshrabadi, H. and Mousavi Mohammadi, H. (2010). Effect of government support to agricultural sector on food security of urban households in Iran. *Agricultural Economics*, 4(3): 1-16. (Persian)
28. Munssing, M., and Shearer, W. (1995). Defining and measuring sustainability. United Nations: Word Bank.
29. Owusu, V., Abdulai, A. and Abdul-Rahman, S. (2011). Non-farm work and food security among farm households in Northern Ghana. *Food Policy*, 36(2): 108-118.
30. Ozturk, I. (2015). Sustainability in the food-energy-water nexus: evidence from BRICS (Brazil, the Russian Federation, India, China, and South Africa) countries. *Energy*, 93, Part 1: 999-1010.
31. Ozturk, I. (2017). The dynamic relationship between agricultural sustainability and food-energy-water poverty in a panel of selected Sub-Saharan African countries. *Energy Policy*, 107: 289-299.

32. Pakravan, M., Hossieni, S., Salami, H. and Yazdani, S. (2015). Identification of effective factors on food security of Iranian urban and rural households, *Iranian Agriculture Economics and Development Research*, 3(46): 395-408. (Persian)
33. Pinstrup-Andersen, P. (2009). Food security: definition and measurement. *Food Security*, 1: 5-7.
34. Pishbahar, A., Darparniyan, S. and Ghahremanzadeh, M. (2015). Investigating the effects of climate change on the yield of corn in Iran: application of spatial econometric approach with panel data. *Agricultural Economics Research*, 7(2): 83-106. (Persian)
35. Pollesch, N.L. and Dale, V.H. (2016). Normalization in sustainability sssessment: methods and implications. *Ecological Economics*, 130: 195-208.
36. Pourzand, F. and Bakhshoudeh, M. (2011). Evaluation of agricultural sustainability in Fars province using an agreed planning approach. *Agricultural Economics Research*, 4(1): 1-26. (Persian)
37. Rashidpour, L. (2015). Assessing the sustainability level of agricultural development in West Azarbaijan province using indices. *Journal of Agricultural Extension and Education Research*, 4(8): 63-74. (Persian)
38. Saaty, T.L. and Vargas, G. (1990). Uncertainty and rank order in the analytical hierarchy process.
39. Saaty, T.L. (1990). Analytical hierarchy process: planning, priority setting, resource allocation. NewYork: McGraw-Hill.
40. Sabiha, N., Salim, R. Rahman, S. and Rola-Rubzen, M.F. (2016). Measuring environmental sustainability in agriculture: a composite environmental impact index approach. *Journal of Environmental Management*, 166: 84-93.
41. Sadeghi, K., Pourabadalhan, M., Mohammadzadeh, P., Karimi, Z. and Afshan, P. (2017). Investigating the economic factors affecting democracy in developing countries using the spatial econometrics approach. *Journal of Quantitative Economics*, 14(1): 119-142. (Persian)
42. Salem, J. and Mojaverian, M. (2017). Study of relationship between food security, urban population and development plans in Iran. *Environmental Resources Research,* 5(2): 143-152.
43. Schindler, J., Graef, F., König, H.J., Mchau, D., Paul Saidia, D. and Sieber, S. (2016). Sustainability impact assessment to improve food security of small holders in Tanzania. *Environmental Impact Assessment Review*, 60: 52–63.
44. Sen, A.K. (1976). Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrical*, 44: 219-231.

45. Shakibaei, A., Ahmadinezhad, M., Taleghani, F. and Kamaladdini, Z. (2016). Convergence of tax capacity in different provinces of Iran with spatial econometric approach. *Journal of Economic Research*, 16(4): 169-192. (Persian)
46. Tatlidil, F., Boz, I. and Tatlidil, H. (2009). Farmers' perception of sustainable agriculture and its determinants: a case study in Kahramanmaras province of Turkey. *Environ Development Sustainability,* 11: 1091-1106.
47. WSSD (2002). Plan of implementation of the world summit on sustainable development. Paper Presented at the World Summit On Sustainable Development (WSSD), Johannesburg, South Africa.
48. Yotopoulos, P.A. (1997). Food security, gender and population. United Nations Population Fund.
49. Zarei Bidescan, M. and Mehrabi Boshabadi, H. (2013). The effect of financial development on food security of rural households in Iran. *Agricultural Economics Research*, 5(1): 65-80. (Persian)
50. Zibaei, M. and Bagheri, M. (2010). Determining factors affecting poverty in Fars province: application of the method of spatial econometrics. *Agricultural Economics*, 6(1): 1-23. (Persian)