

بررسی اثرگذاری مصرف نهاده‌ها بر تولید غلات منتخب در کشور

بهزاد فکاری سردهایی^۱، ناصر شاهنوشی^۲، حسین محمدی^۳، شیدا رستگاری هنبری^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۵/۸

چکیده

با شناسایی اثر مصرف نهاده‌های مختلف بر تولید محصولات کشاورزی، اطلاعات درست برای تصمیم‌گیری در اختیار سیاست‌گذار قرار می‌گیرد. هدف مطالعه حاضر برآورد تابع تولید محصولات گندم آبی و دیم و برنج با استفاده از الگوی پانل سه‌بعدی فضایی (محصول، استان و زمان) بود. اطلاعات مورد نیاز در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ برای سی استان کشور جمع‌آوری و تابع تولید ترانسلوگ، بر اساس معیارهای انتخاب تابع تولید، به‌عنوان تابع برتر برگزیده شد. با توجه به اثرات فضایی و انجام آزمون‌های تشخیصی، الگوی همبستگی فضایی به‌عنوان الگوی مطلوب ارزیابی شد.

۱- دانش‌آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (fakari.behzad@mail.um.ac.ir)

۲- نویسنده مسئول و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (shahnoushi@um.ac.ir)

۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (hoseinmohammadi@um.ac.ir)

۴- استاد دانشگاه ایالتی اوکلاهما، ایالات متحده آمریکا. (srh@okstate.edu)

نتایج مطالعه نشان داد که کشتش سطح زیر کشت، مصرف سم، تراکتور و کمباین در تولید گندم آبی، گندم دیم و برنج مثبت و کشتش نیروی کار، مصرف بذر، کود و برق در تولید این محصولات منفی است؛ همچنین، کشتش نهاده‌ها، در طول زمان، تغییر قابل توجه نداشته و روند اثرگذاری نهاده‌ها بر تولید این محصولات تقریباً ثابت بوده است. با توجه به مازاد نیروی کار در تولید، لازم است خروج نیروی کار از تولید در زیربخش غلات در دستور کار قرار گیرد. افزون بر این، سرمایه‌گذاری بیشتر در عوامل سرمایه‌بر همچون کمباین و تراکتور در راستای افزایش تولید و دستیابی به اهداف خودکفایی غلات کشور توصیه می‌شود.

کلیدواژه‌ها: گندم آبی، گندم دیم، برنج، تابع تولید، رگرسیون فضایی و پانل سه‌بعدی.

طبقه‌بندی JEL: Q12, Q18

مقدمه

محاسبه میزان اثرگذاری نهاده‌های تولید و مقایسه میزان اثر آنها بر تولید محصولات کشاورزی به برنامه‌ریزان اطلاعات لازم در خصوص نحوه تخصیص نهاده‌ها برای تولید محصولات را ارائه می‌دهد. تعیین میزان اثرگذاری نهاده‌ها بر تولید محصولات کشاورزی برای سیاست‌گذاری بسیار کاربرد دارد (Mundlak and Butzer, 1997). همچنین، از دیرباز، برنامه‌ریزان بخش کشاورزی به افزایش تولید محصولات اساسی برای دستیابی به خودکفایی توجه داشتند (Salami and Mohtashami, 2014). یکی از ابزارهای لازم برای برنامه‌ریزی به‌منظور تأمین نهاده‌های تولید و تخصیص بهینه آنها شناسایی اثرگذاری نهاده‌ها بر تولید و مصرف بهینه آنها و در نتیجه، افزایش تولید به ازای هر واحد مصرف نهاده است.

افزایش تولید محصولات کشاورزی از طریق توسعه سطح زیر کشت و بهبود عملکرد امکان‌پذیر است؛ اما در ایران، طبق قانون «افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی و منابع طبیعی» برای محصولات گندم و برنج، طرح افزایش سطح زیر کشت مطرح نیست و باید از طریق افزایش عملکرد میزان تولیدات گندم و برنج در کشور افزایش یابد (IPI, 2010). در بند ۷ سیاست‌های

کلی «اقتصاد مقاومتی» نیز به مسئله تأمین امنیت غذایی و ایجاد ذخایر راهبردی با تأکید بر افزایش کمی و کیفی تولید محصولات کشاورزی اشاره شده است (IPI, 2010). افزون بر این، طبق ماده ۳۱ قانون برنامه ششم توسعه کشور (۱۴۰۰-۱۳۹۶)، دولت موظف است برای تحقق اهداف سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی در راستای تأمین امنیت غذایی و دستیابی به خودکفایی در محصولات کشاورزی، تولید گندم و شلتوک را به ترتیب، از ۱۰/۶ و ۲/۳ میلیون تن در سال ۱۳۹۳ به ۱۴/۵ و ۳/۱ میلیون تن در سال ۱۴۰۰ برساند (OJIRI, 2017). تقریباً در تمام اسناد بالادستی کشور، بحث تأمین امنیت غذایی از طریق ظرفیت‌های داخلی و تکیه بر بهبود بهره‌وری و افزایش تولید در راستای خوداتکایی محصولات کشاورزی تأکید شده است. برای دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه کشور، نیاز به بررسی و مطالعه میزان اثرگذاری نهاده‌ها بر تولید محصولات کشاورزی اساسی است تا بتوان با برنامه‌ریزی صحیح برای مصرف نهاده‌ها، با کمترین نهاده‌ها، به بیشترین میزان اثرگذاری و تولید محصولات کشاورزی دست یافت.

طبق اطلاعات ترازنامه مواد غذایی فائو (FAO, 2019)، در سال ۲۰۱۷، حدود ۵۱ درصد انرژی و پروتئین هر ایرانی از دو محصول گندم و برنج تأمین شده است. در سال زراعی ۹۶-۱۳۹۵، از یازده میلیون هکتار سطح زیر کشت محصولات زراعی، حدود شش میلیون هکتار و از تولید ۸۲ میلیون تنی محصولات زراعی، حدود ۱۵/۶ میلیون تن مختص دو محصول گندم و برنج بوده است. طبق سبد مطلوب غذایی توصیه‌شده از سوی دفتر بهبود تغذیه جامعه در سال ۱۳۹۱، هر ایرانی نیاز به مصرف روزانه ۵۲۸ گرم گندم (۳۱۰ گرم نان و بیست گرم ماکارونی با ضریب تبدیل ۱/۶) و ۹۵ گرم برنج دارد (OCNI, 2013). همچنین، طبق بررسی مرکز آمار ایران، روند تغییرات ساختار و ترکیب جمعیت کشور و آینده آن تا افق ۱۴۳۰ شمسی مشخص شده است که با فرض سناریوی کاهش باروری با شیب ملایم باروری (۱/۹۵ فرزند)، جمعیت کشور ۱۰۱ میلیون نفر خواهد بود (SCI, 2019)؛ و از این‌رو، قطعاً تأمین غذای مورد نیاز این جمعیت از چالش‌های اساسی سیاست‌گذاران کشور به‌شمار می‌رود. بنابراین، اهمیت گندم و برنج در تأمین امنیت غذایی کشور انکارناپذیر است.

مطالعات داخلی و خارجی بسیاری به بررسی عوامل اثرگذار بر تولید غلات پرداخته‌اند. ورما و همکاران (Verma et al., 2020)، با استفاده از روش تابع تولید تصادفی و داده‌های ۱۹۶۶ تا ۲۰۱۱ در سطح ایالت‌های هند، به بررسی اثرات اقلیم بر عملکرد و تولید برنج در این کشور پرداختند؛ نتایج مطالعه نشان داد که تغییرات بارندگی اثرات کاهشی بر عملکرد تولید گذاشته، اما دما باعث افزایش عملکرد تولید برنج شده است. کیانی و همکاران (Kiani et al., 2019) به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید گندم، برنج و سیب‌زمینی پرداختند و نتایج حاکی از کاهش شدید درآمد کشاورزان و مازاد رفاه اقتصادی و همچنین، افزایش قیمت محصولات بر اساس فروض چهارگانه بوده، که ناشی از کاهش تولید این محصولات است. عبدی رکنی و همکاران (Abdi Rokni et al., 2019) مصرف کود در تولید محصول برنج در شهرستان ساری را بررسی کردند و دریافتند که مصرف بهینه کود منجر به افزایش تولید محصول برنج در واحد سطح می‌شود. گونگ (Gong, 2018)، با استفاده از توابع تولید استانی، به شناسایی اثرات نهاده‌ها بر تولیدات کشاورزی در کشور چین پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد که کشت نیروی کار کاهشی، کشت کود و ماشین‌آلات افزایشی و کشت زمین در طول زمان U شکل است. کردونی و همکاران (Kordouni et al., 2018)، با بهره‌گیری از متغیرهای نیروی کار، سوخت، کود، سموم شیمیایی، آب آبیاری، بذر و تغییرات فناورانه در قالب تابع تولید کاب-داگلاس برای چهار محصول گندم، جو، ذرت و برنج، به بررسی مصرف انرژی در تولید غلات ایران پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش مقدار سموم شیمیایی و بذر تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مقدار تولید محصولات داشته است. آلبرس و همکاران (Albers et al., 2017)، با استفاده از متغیرهای زمین، سرمایه، نیروی کار، انرژی، بذر و کود و همچنین، متغیرهای آب و هوا شامل تبخیر و تعرق و نوسان‌های متغیرهای اقلیم، اثرات نوسان‌های اقلیم بر تولید گندم را بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که نهاده‌های تولید ۴۹ درصد از کل تولید گندم را توضیح می‌دهند و شرایط اقلیمی توضیح‌دهنده ۴۳ درصد از عملکرد گندم است. امیرنژاد و اسدپور کردی (Amirnejad and Asadpour Kordi, 2017)، با بهره‌گیری از

متغیرهای انتشار سالانه دی‌اکسید کربن (CO_2)، بارش، سطح زیر کشت، مقدار بذر مصرفی و سرمایه ثابت در ماشین‌آلات به‌عنوان شاخصی از فناوری و با استفاده از روش برآورد اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه توزیعی، اثرات تغییر اقلیم بر تولید گندم ایران را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که متغیرهای اقلیمی اثر معنی‌دار مثبتی بر تولید گندم داشته است. ابرها (Abrha, 2015)، در مطالعه‌ای میدانی، عوامل مؤثر بر تولیدات کشاورزی کشور اتیوپی را بررسی کرد و با استفاده از متغیرهای مقدار زمین آبیاری، مصرف کود شیمیایی، مصرف بذرهای پربازده و خصوصیات بهره‌برداران، به تحلیل تولید محصولات کشاورزی پرداخت. پتریک و کلاوس (Petrick and Kloss, 2013)، با استفاده از متغیرهای نیروی کار، سطح زیر کشت، هزینه بذر، ماشین‌آلات، دستمزد نیروی کار، اجاره زمین و نرخ بهره، به شناسایی عوامل مؤثر در بهره‌وری تولید محصولات کشاورزی پنج کشور عضو اتحادیه اروپا پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که در دسترس بودن و استفاده کارآ از سرمایه منجر به رشد فزاینده تولیدات کشاورزی خواهد شد. اسفندیاری و همکاران (Esfandiari et al., 2012)، با استفاده از متغیرهای آب مصرفی، سطح زیر کشت، نیروی کار، ماشین‌آلات و بذر، کود شیمیایی و سم مصرفی، به بررسی کارآیی و اندازه بهینه نهاده‌ها در تولید برنج بخش کامفیروز استان فارس پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که در این منطقه، در حدود چهل درصد استفاده ناکارآ از آب مصرفی وجود دارد.

مطالعات گذشته نشان می‌دهد که عوامل گوناگون بر تولید محصولات کشاورزی اثرگذارند و شناسایی میزان اثرگذاری هر عامل به برنامه‌ریزی در راستای افزایش تولید کمک خواهد کرد. در بیشتر مطالعات نیز برای بررسی اثر نهاده بر تولید، از انواع تابع تولید استفاده شده است.

بررسی ادبیات مطالعه نشان داد که در خصوص افزایش کارآیی مصرف نهاده‌ها در تولیدات کشاورزی، طی قرن گذشته، همواره این سؤال مطرح بوده است که «آیا فقر کشاورزان به‌خاطر عدم استفاده کارآی آنها از نهاده‌هاست یا به‌دلیل عدم دسترسی آنها به فناوری‌های پیشرفته یا نهاده‌های

نوین؟». سرانجام، شولتز (Schultz, 1964) نظریه کشاورزان «فقیر اما کارآ» را مطرح و بیان کرد که کشاورزان، با وجود نهاده‌ها و روش‌های سنتی، بیشترین تولید را دارند. سپس، پژوهشگرانی همچون بال و پوندرا (Ball and Pounder, 1996) و بارت و همکاران (Barrett et al., 2008)، در توضیح عدم بهره‌وری و عدم کارآیی استفاده از نهاده‌ها در بخش کشاورزی، با اشاره به مباحث شکست بازار در بخش کشاورزی مثل بازار نیروی کار، حمل‌ونقل ضعیف و اطلاعات نامتقارن، بیان کردند که عوامل یادشده باعث عدم کارآیی استفاده از نهاده‌ها در بخش کشاورزی می‌شود. همچنین، ولچ (Welch, 1970) و فدر و همکاران (Feder et al., 1985)، با اشاره به عامل سواد کشاورزان، بیان کردند که نرخ باسوادی اندک در بین کشاورزان باعث عدم انطباق آنها با فناوری‌های نوین در بخش کشاورزی و در نتیجه، عدم مصرف بهینه نهاده‌ها در تولید محصولات کشاورزی می‌شود. دافلو (Duflo, 2006) نشان داد که با بهبود تخصیص نهاده‌های نوین همچون بذرها، پربازده و کوددهی مناسب، می‌توان بر کارآیی کشاورزان افزود؛ همچنین، عملکرد محصولات کشاورزی در طول زمان روند افزایشی داشته، اما روند رشد آن در طول زمان کاهش یافته است که از دلایل آن، می‌توان به بیشینه شدن بازدهی نهاده‌های مصرفی در بخش کشاورزی اشاره کرد. بال و همکاران (Ball et al., 2016) نیز نشان دادند که نود درصد رشد تولیدات بین سال‌های ۱۹۴۸ تا ۲۰۱۳ ناشی از افزایش استفاده کارآ از نهاده‌های تولید بوده است. البته در پاره‌ای از پژوهش‌ها، نظریه «فقیر اما کارآ»ی شولتز تا حدی مورد تردید قرار می‌گیرد؛ از آن میان، می‌توان به مطالعه لاگاکاس و واگ (Lagakos and Waugh, 2013) اشاره کرد که بحث را فراتر برده، عدم کارآیی مصرف نهاده‌های تولید را به پایین بودن مقدار تولید محصولات کشاورزی ارتباط دادند و بدین نتیجه رسیدند که تجمع عدم کارآیی مصرف نهاده‌ها منجر می‌شود که کشاورزان کشورهای در حال توسعه با فقر در افزایش تولید روبه‌رو شوند.

ادبیات پژوهشی مرتبط نشان از روندی پویا در توضیح نقش نهاده‌ها در تولیدات کشاورزی دارد، به گونه‌ای که در دهه شصت میلادی، تولید بخش کشاورزی با مفاهیم مدیریت مزرعه و

کشاورز همراه بوده و در دهه ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰، مفاهیمی همچون شکست بازار و دخالت دولت در افزایش تولید کشاورزی ظهور یافت و در پی آن، بحث نهاده‌های فناوری‌محور در مباحث افزایش تولید محصولات کشاورزی راه باز کرد (Ball et al., 2016).

با توجه به نقش پررنگ برنج و گندم در رژیم غذایی خانوارهای ایرانی و تمرکز سیاست‌گذاران بر تأمین امنیت غذایی با استفاده از توان داخلی، هدف مطالعه حاضر بررسی میزان اثرگذاری نهاده‌های مختلف بر تولید محصولات راهبردی گندم و برنج بوده و در واقع، مطالعه حاضر به دنبال شناسایی کشت نهاده‌هایی است که در تولید گندم و برنج به کار گرفته می‌شوند؛ و مزیت آن هم به کارگیری هم‌زمان توابع تولید برای سه محصول گندم آبی، گندم دیم و برنج است. برآورد هم‌زمان توابع تولید برای سه محصول امکان بررسی کشت جانشینی بین نهاده‌ها را نیز ایجاد می‌کند. در سال زراعی ۹۶-۱۳۹۵، گندم در ۳۱ استان و برنج در هجده استان کشور کشت شده است. در کانون کشت برنج یعنی، سه استان شمالی کشور، سطح زیر کشت برنج ۴۹۱ هزار هکتار و سطح زیر کشت گندم آبی و دیم ۴۳۶ هزار هکتار بوده و در کانون‌های کشت گندم کشور همچون استان‌های خوزستان و گلستان نیز سطح زیر کشت برنج ۱۰۵ و گندم ۸۱۸ هزار هکتار بوده است، که این نکته بیانگر جانشینی نهاده‌های تولید بین محصولات یادشده است. افزون بر این، مزیت بررسی هم‌زمان توابع تولید گندم آبی، گندم دیم و برنج در لحاظ شدن اثرات عوامل تولید به‌طور هم‌زمان در تابع است، که این اثرات در برآورد تابع تولید مجزا دیده نمی‌شود؛ همچنین، با افزایش تعداد مشاهدات و حجم داده‌های مورد استفاده، امکان برآورد توابع تولید پیچیده‌تر و نیازمند درجه آزادی بیشتر نیز فراهم می‌شود.

روش تحقیق

یکی از ابزارهای تحلیل و تخمین تولید در بخش کشاورزی استفاده از توابع تولید است. تحلیل توابع تولید کشاورزی از دهه ۱۹۴۰، با مطالعات تینتسر (Tintner, 1944) و هیدی

(Heady, 1946) شروع شد؛ این مطالعات مبتنی بر داده‌ها در سطح مزرعه بودند. مطالعات بعدی به تجمع داده‌ها پرداختند و در سال ۱۹۹۵، باتاچارجی اولین تحلیل را با استفاده از داده‌های کشوری انجام داد؛ و هنوز هم این مطالعات در کشورهای مختلف صورت می‌گیرد (Mundlak and Butzer, 1997). طبق تعاریف، تابع تولید نشان‌دهنده ارتباط فنی بین نهاده‌ها و محصول است. از تخمین تابع تولید محصولات برای تعیین تولید، بهره‌وری، عملکرد و قیمت‌گذاری نهاده‌ها استفاده می‌شود. تابع تولید ضمنی یک تولیدکننده به صورت رابطه (۱) نشان داده می‌شود (Varian, 1992):

$$Y=F(X) \quad (1)$$

که در آن، X بردار مقادیر نهاده‌های تولید است. این تابع، برای اینکه بتواند نظریه نئوکلاسیک‌ها را نشان دهد، باید ویژگی‌های یکنواختی، تقعر، ضروری بودن، محدود و غیرمنفی بودن، پیوستگی و امکان دو بار مشتق‌گیری را داشته باشد (Chalfant, 1984). در ادامه، انواع توابع تولید بیان می‌شود تا در نهایت، تابع تولید مناسب تعیین و از آن برای تخمین استفاده شود. خلاصه انواع توابع تولید، در جدول ۱ آمده است.^۱

۱- همچنین، برای آشنایی با نحوه محاسبه کشش انواع تابع تولید به مطالعه اکبری (Akbari, 2006) مراجعه شود.

جدول ۱- انواع تابع تولید

فرم عمومی	تابع تولید
$Y=a_0+\sum_{i=1}^n a_i X_i$	تابع تولید خطی ^۱
$Y=a_0+\sum_{i=1}^n a_i X_i+(1/2)\sum_{i=1}^n a_{ii} X_i^2+\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} X_i X_j$	تابع تولید درجه دوم تعمیم یافته ^۲
$Y=a_0\prod_{i=1}^n X_i^{a_i}$	تابع تولید کاب-داگلاس ^۳
$Y=[\alpha+\sum_{i=1}^n \beta_i X_i^{-\rho}]^{-\nu/\rho}$	تابع کشش جانشینی ثابت ^۴
$Y=a\prod_{i=1}^n X_i^{a_i} e^{b_i \cdot x_i}$, $a>0$, $b_i \leq 0$	تابع تولید ترانسندنتال ^۵
$Y=a_0\prod_i X_i^{a_i} \prod_i X_i^{1/2 \sum_j (b_{ij} \ln x_i)}$, $i,j=1,\dots,n$	تابع تولید ترانسلوگ ^۶
$Y=a_0+\sum_{i=1}^n a_i X_i^{1/2} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} X_i^{1/2} X_j^{1/2}$	تابع لئونیف تعمیم یافته ^۷

مأخذ: اکبری (Akbari, 2006)

از آنجا که دسترسی به اطلاعات با حجم زیاد و در دو بعد مکان و زمان (مقطع و زمان) و همچنین، در ابعاد چندگانه (نوع متغیر وابسته، مکان و زمان) در سال‌های اخیر افزایش یافته است، ادبیات پژوهشی در زمینه داده‌های پانل بر توسعه الگوهایی با اجزای اخلاص بیش از دو متمرکز شده که شروعی برای پانل چندبعدي بوده است. بالازی و همکاران (Balazsi et al., 2016)، با معرفی مزیت‌های تخمین پانل سه‌بعدي با اثرات ثابت، بارها از آن در برآوردهای خود استفاده کردند و همچنین، از طریق رهیافت اثرات تصادفی، به تخمین‌های مناسب با تخمین‌زننده GLS دست یافتند. استفاده از روش پانل چندبعدي در بررسی جریان تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی و مهاجرت، نسبت به روش پانل دوبعدي، نتایج بهتری را به‌دنبال داشته است. به باور گونلا و

1. linear production function
2. generalized quadratic production function
3. Cobb-Douglas production function
4. constant elasticity of substitution
5. transendental production function
6. translog production function
7. generalized-Leontief production function

همکاران (Gunnella et al., 2015) و برتولی و موراگا (Bertoli and Moraga, 2013)، استفاده از الگوی پانل چندبعدی پیچیدگی‌های پانل دویبعدی را ندارد و به ساده‌تر شدن مسئله نیز کمک می‌کند و در صورت نامتقارن بودن اطلاعات پانل، استفاده از روش برآورد چندبعدی نتایج بهتری به دنبال دارد.

با توجه به هدف مطالعه حاضر مبنی بر بررسی اثرات عوامل تولید در تولید محصولات گندم آبی، گندم دیم و برنج در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ در سطح استان‌های کشور، ابعاد پانل شامل سه بعد نوع محصول، استان و زمان است. افزون بر این، متغیرهایی همچون نیروی کار، سرمایه، سم، کود و تراکتور امکان جابه‌جایی بین نوع محصول و بین استان‌های کشور (به‌علت مجاورت) را دارند؛ و از این رو، باید توزیع فضایی الگو نیز آزمون شود.

در پانل سه‌بعدی، متغیرهای وابسته با سه شاخص مشخص می‌شوند، مثل y_{ijt} که در آن $i=1, \dots, N_1$ ، $j=1, \dots, N_2$ و $t=1, \dots, T$ است. فرض شده است که ابعاد $i=1, \dots, N_1$ و $j=1, \dots, N_2$ متفاوت‌اند. در الگوی پانل دویبعدی، تنها دو اثر مکان و زمان وجود دارد، مثل بررسی میزان تولید یک محصول (مثلاً گندم) در استان‌های کشور طی سال‌های مختلف؛ اما در پانل سه‌بعدی اثرات دو بعد زمان و مکان در کنار بعد دیگری که بیانگر نوع متغیر وابسته است، بررسی می‌شود، مثل بررسی میزان تولید چند محصول (گندم آبی و دیم) در استان‌های کشور در طول زمان.

در پاره‌ای از پژوهش‌ها، از تصریح اثرات ثابت برای برآورد الگوهای پانل استفاده شده است (Baltagi et al., 2012; Egger and Pfaffermayr, 2002; Baldwin and Taglioni, 2006). تعمیم الگوی پانل اثرات ثابت استاندارد که در آن، اثرات متقابل بین دو بعد i و j وجود دارد، به صورت رابطه (۲) است:

$$Y_{ijt} = \beta' x_{ijt} + \gamma_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad i=1, \dots, N_1, j=1, \dots, N_2, t=1, \dots, T \quad (2)$$

بررسی اثرگذاری مصرف نهاده‌ها بر.....

که در آن، γ_{it} اثرات ثابت است. برای نمونه، در مطالعه حاضر، با وجود سی استان^۱، سه محصول و دوازده سال، برای برآورد اثرات ثابت، باید ماتریس 1080×1080 تخمین زده شود. الگوی اثرات تصادفی نیز به صورت رابطه (۳) است:

$$Y_{ijt} = \beta' x_{ijt} + \mu_{it} + \varepsilon_{jt} \quad i=1, \dots, N_1, j=1, \dots, N_2, t=1, \dots, T \quad (3)$$

که در آن، $E(\mu_{it})=0$ است و اثرات تصادفی همبستگی ندارند. بدین ترتیب، برای انتخاب تصریح مناسب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی، باید آزمون‌های رایج انجام شود (Mátyás and Balázs, 2013). بالتاگی (Baltagi, 2008)، برای آزمون بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن^۲ استفاده کرد. همچنین، برای آزمون اثرات تصادفی و رگرسیون OLS، از آزمون بروش-پاگون^۳ استفاده شد (Baltagi et al, 2012).

از آنجا که مطالعه حاضر در سطح استان‌های کشور انجام شده، اثرگذاری‌های مجاورت و موقعیت جغرافیایی بر میزان تولید محصولات منتخب قابل بررسی است و با توجه به اینکه اطلاعات نهاده‌های تولید و تولید محصولات گندم آبی، گندم دیم و برنج در سطح جغرافیایی کشور به دست آمده، این نکته دلیلی برای اثرگذاری فضایی است. اگر یک متغیر مستقل در یک واحد مشخص جغرافیایی تغییر کند، نه تنها متغیر وابسته در همان واحد فضایی تغییر می‌کند، بلکه متغیر وابسته در واحدهای فضایی همسایه نیز تغییر خواهد کرد. اولین اثرگذاری تغییر در واحد فضایی به عنوان اثرات مستقیم^۴ و دومین اثرگذاری که در واحدهای همسایه ظاهر می‌شود، به عنوان اثرات غیرمستقیم^۵ و سرریز فضایی^۶ شناخته می‌شود، که محور مطالعات اقتصادسنجی فضایی است (Elhorst, 2014). تفاوت پانل فضایی و غیرفضایی در محاسبه

۱- از آنجا که استان البرز در سال ۱۳۹۱ از استان تهران تفکیک شده، در مطالعه حاضر، اطلاعات این استان در قالب استان تهران ارائه شده است.

2. Hausman test
3. Breusch-Pagan test
4. direct effects
5. indirect effects
6. spatial spillover effects

ضرایب اثرات فضایی در متغیرهای مستقل و وابسته مطالعه است که اثرگذاری فضایی در مطالعه آزمون می‌شود. از آنجا که اطلاعات در سطح استان‌های کشور بوده، لازم است اثرگذاری‌هایی مثل اثرگذاری تداخلی درون‌زا (اثرات فضایی بر متغیر توضیحی Y)، اثرات تداخلی برون‌زا (اثرات فضایی بر متغیرهای مستقل X) و اثرات متقابل در اجزای اخلاص در محاسبات در نظر گرفته شود. با فرض وجود اثرات فضایی، الگوی پانل با اثرات تصادفی روابط (۲) و (۳) به صورت رابطه (۴) تغییر می‌کند:

$$Y_{ijt} = \beta' X_{ijt} + \rho \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} Y_{i,j,t} + \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} X_{i,j,t} \theta + w_{i,j,ig} \mu_{i,j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

در رابطه (۴)، Y_{ijt} متغیر وابسته است که در آن، i نشان‌دهنده مقدار تولید گندم آبی، گندم دیم و برنج، j سی استان کشور و t زمان مطالعه (از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶) است؛ X_{ijt} بردار متغیرهای مستقل و برون‌زای مطالعه است؛ همچنین، پارامترهای ρ ، β و θ در الگو تخمین زده می‌شوند؛ ε_{ijt} اجزای اخلاص الگو، اثرات تصادفی پانل و $w_{i,j,ig}$ ماتریس وزن فضایی است که در آن، g تعداد همسایگان هر استان است و تمامی عناصر قطر اصلی این ماتریس برابر با صفر بوده که ماتریس وزن برای هر سطر نرمال شده است، به گونه‌ای که مجموع تمامی عناصر هر سطر برابر با یک خواهد شد. ماتریس وزن فضایی با ابعاد 30×30 است که عناصر غیرقطری آن غیرصفر هستند و وابستگی مقطعی بین استان‌های کشور را تعریف می‌کنند. برای محاسبه ماتریس وزن، نقشه جغرافیایی استان‌های کشور در نرم‌افزار GeoDa 1.12 معرفی و با استفاده از فرم همسایگی ملکه^۱، ماتریس وزن در همین نرم‌افزار تعریف شد. سپس، ماتریس وزن به نرم‌افزار Stata 15 منتقل شد. فرم همسایگی ملکه یکی از معمول‌ترین فرم‌ها در ماتریس وزن است (Lloyd, 2010). الگوهای رایج فضایی، به نقل از حطالعه بلوتی و همکاران (Belotti et al., 2017)، به شرح زیر است:

Spatial Lag model (SAR)
$$Y_{ijt} = \beta' X_{ijt} + \rho \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} Y_{i,j,t} + \mu_{i,j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

1. Queen's neighborhood form

بررسی اثرگذاری مصرف نهاده‌ها بر.....

$$\begin{aligned} \text{Spatial error} & Y_{ijt} = \beta' X_{ijt} + \mu_{i,j,t} + v_{ijt} \\ \text{model (SEM)} & v_{ijt} = \lambda \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} v_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{Spatial} & Y_{ijt} = \beta' X_{ijt} + \rho \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} v_{i,j,t} + \mu_{i,j,t} + v_{ijt} \\ \text{Autocorrelation} & \\ \text{Model (SAC)} & v_{ijt} = \lambda \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} v_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{Spatial Durbin} & Y_{ijt} = \beta' X_{ijt} + \rho \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} v_{i,j,t} + \theta \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} w_{i,j,ig} X_{i,j,t} + \mu_{i,j,t} + \\ \text{Model (SDM)} & \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (8)$$

در روابط (۵) تا (۸)، ε_{ijt} اجزای اختلال نرمال، v_{ijt} جزء اختلال اثرات فضایی، $\mu_{i,j,t}$ اجزای اختلال اثرات پانل و λ ضریب خطاهای همبسته فضایی است که شبیه به مسئله همبستگی جزء به جزء در مدل‌های سری زمانی است.

برای بررسی ریشه واحد، از آزمون لوین و همکاران^۱ (Levin et al., 2002) استفاده می‌شود؛ چنانچه متغیرها دارای ریشه واحد نباشد، می‌توان از سطح متغیرها برای برآورد استفاده کرد. در این آزمون، فرضیه H_0 وجود ریشه واحد در متغیرها و فرضیه H_1 ایستایی است. برای بررسی وجود اثرات فضایی و همبستگی فضایی، از آزمون موران جهانی^۲ (Levin et al., 2002) و آماره گری^۳ (Gatrell, 1989) استفاده شد که وجود یا عدم وجود اثرات فضایی را نشان می‌دهد؛ به دیگر سخن، در این آزمون، فرضیه H_0 نشان می‌دهد که اجزای اختلال الگو همبستگی فضایی ندارند و فرضیه H_1 نشان می‌دهد که اجزای اختلال همبستگی فضایی دارند. برای انتخاب مدل فضایی مناسب، از آماره Im و Im Robust استفاده شد (Anselin, 2013).

الگوی تجربی مطالعه

الگوی تجربی برآورد شده در مطالعه حاضر به صورت رابطه (۸) است:

$$Y_{ijt} = f(\text{lev}_{ijt}, \text{lab}_{ijt}, \text{seed}_{ijt}, \text{Herb}_{ijt}, \text{fert}_{ijt}, \text{Elec}_{ijt}, \text{mach}_{ijt}, \text{comb}_{ijt}) \quad (8)$$

که در آن، Y_{ijt} مقدار تولید گندم آبی، گندم دیم و برنج (تن) ($i=1, 2, 3$) در استان‌های کشور

1. Levin, Lin and Chu (LLC)
2. Moran I
3. Geary

(۳۰، ...، ۱=۱) در طول سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ (۱۲، ...، ۱=t) است. متغیرهای مستقل مطالعه نیز با توجه به نوع محصول و استان، جمع‌آوری شدند. متغیرهای lev سطح زیر کشت (هکتار)، lab نیروی کار شاغل، seed مقدار بذر مصرفی، Herb مجموع مقدار سموم مصرفی، fert مقدار کود شیمیایی، Elec مقدار برق مصرفی، mach تعداد تراکتور و comb تعداد کمباین برای هر محصول در هر استان بوده است. اطلاعات سطح زیر کشت و مقدار تولید هر محصول از جلد اول و دوم آمارنامه و اطلاعات مقدار نیروی کار، بذر، کود و سم، برق و ماشین‌آلات از سامانه هزینه تولید محصولات زراعی وزارت جهاد کشاورزی اخذ شد. از آنجا که داده‌های جمع‌آوری شده به صورت پانل است، حجم قابل توجهی از محاسبات به صورت ماتریس 1080×1080 است^۱، که برای دوازده متغیر محاسبه شد. رابطه (۸)، با روش الگوی پانل فضایی در قالب توابع تولید، با استفاده از نرم‌افزارهای STATA15/1 و GeoDa1.12.1 برآورد شد.

نتایج و بحث

نخست، ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون LLC بررسی شد. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۲ نشان داد که تمامی متغیرها در سطح یک درصد ایستا بوده و ریشه واحد ندارند؛ بنابراین، می‌توان از متغیرها برای تخمین الگوی پانل استفاده کرد.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد (LLC) متغیرهای مطالعه

نتیجه	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	متغیر	نتیجه	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	متغیر
ایستا	۰/۰۰	-۱۴/۷۵	کود	ایستا	۰/۰۰	-۱۸/۹	تولید
ایستا	۰/۰۰	-۳۶/۰۵	مصرف برق	ایستا	۰/۰۰	۱۰/۵۶	سطح زیر کشت
ایستا	۰/۰۰	-۶/۸۵	تراکتور	ایستا	۰/۰۰	-۱۲/۶۶	نیروی کار
ایستا	۰/۰۰	-۶/۰۳	کمباین	ایستا	۰/۰۰	-۴/۶۶	بذر
				ایستا	۰/۰۰	-۹/۲۸	سموم

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱- تعداد سی استان در دوازده سال با احتساب سه محصول.

از آنجا که از توابع تولید کاب-داگلاس، ترانسلوگ، ترانسدنتال، درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته در قالب داده‌های پانل استفاده شد، بررسی وجود اثرات تصادفی^۱ (RE)، ثابت^۲ (FE) و Pool صورت گرفت. بدین منظور، برای آزمون مدل‌های Pool و اثرات ثابت، از آزمون چاو^۳ استفاده شد. طبق نتایج جدول ۳، فرضیه صفر (پذیرش الگوی Pool) در آزمون چاو رد شد و بنابراین، توابع کاب-داگلاس، ترانسلوگ، ترانسدنتال، درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته دارای اثرات ثابت بودند. از آزمون بروش-پاگون برای آزمون اثرات Pool با اثرات تصادفی استفاده شد که بر پایه نتایج جدول ۳، فرضیه صفر (پذیرش الگوی Pool) پذیرفته نشد و بنابراین، توابع کاب-داگلاس، ترانسلوگ، ترانسدنتال، درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته دارای اثرات تصادفی بودند. در ادامه، برای تصمیم‌گیری بین اثرات ثابت و تصادفی نیز از آزمون هاسمن استفاده شد. طبق نتایج این آزمون در جدول ۳، فرضیه صفر (وجود اثرات تصادفی) رد شد و هر پنج تابع دارای اثرات ثابت بودند؛ بنابراین، هر پنج تابع با فرض اثرات ثابت برآورد شدند.

-
1. random effects
 2. fixed effects
 3. Chow test

جدول ۳- نتایج آزمون‌های چاو، بروش - پاگون و هاسمن برای انواع تابع تولید

نوع تابع تولید	آزمون	چاو	بروش - پاگان	هاسمن
کاب- داگلاس	آماره	۶۶/۳۵	۲۴۲۴/۶۳	۲۲۰/۲۲
	احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	نتیجه	FE	RE	FE
ترانسلوگ	آماره	۲۴/۲۳	۵۲۳/۱۴	۳۹۲/۲۷
	احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	نتیجه	FE	RE	FE
ترانسدنتال	آماره	۱۵/۲۱	۷۳۶/۵۶	۲۵/۲۷
	احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	نتیجه	FE	RE	FE
درجه دوم تعمیم یافته	آماره	۲۴/۶۱	۶۶۹/۴۸	۸۳/۷۹
	احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	نتیجه	FE	RE	FE
لئونتیف تعمیم یافته	آماره	۷۳/۶۶	۳۲۲۹	۷۰/۲
	احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	نتیجه	FE	RE	FE

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ نتایج خوبی برآزش پنج تابع تولید برآورد شده را نمایش می‌دهد. طبق معیارهای خوبی برآزش، از نظر R^2 تعدیل شده، فرم ترانسلوگ، از نظر AIC و BIC فرم کاب- داگلاس برتری دارد. با توجه به تعداد ضرایب معنی دار و مقادیر AIC و BIC، دو فرم تابعی کاب- داگلاس و ترانسلوگ برتری قابل توجهی نسبت به سه فرم دیگر دارند؛ بنابراین، با توجه به متداخل^۱ بودن الگوی کاب- داگلاس در الگوی ترانسلوگ، آزمون نسبت راست‌نمایی^۲ انجام شد که نشان از تفاوت معنی دار بین Loglik دو مدل داشت. بنابراین، تفاوت

1. Nested
2. Lr Test

بررسی اثرگذاری مصرف نهاده‌ها بر.....

معنی دار بین نتایج دو الگو وجود دارد. در نهایت، با توجه به R^2 تعدیل شده بیشتر و نزدیکی معیارهای AIC و BIC و انعطاف پذیری کشش‌ها، تابع ترانسلوگ انتخاب شد. البته با توجه به نظر گریفین و همکاران (Griffin et al., 1987)، سازگاری علامت متغیرها، انطباق متغیرها با نظریه‌ها و تفسیر کشش‌ها از شروط دیگر انتخاب فرم تابع تولید است که در ادامه، بدان پرداخته خواهد شد.

جدول ۴- نتایج خوبی برازش توابع تولید برآوردشده

تابع تولید	تعداد ضرایب برآوردشده	تعداد ضرایب معنی‌دار	R^2	AIC	BIC	Loglik
کاب- داگلاس	۹	۶	۰/۹۳	۱۳۲۳	۱۲۷۸	۶۷۱
ترانسلوگ	۴۵	۲۳	۰/۹۵	۱۳۷۰	۱۲۸۵	۸۷۲
ترانسدنتال	۱۷	۹	۰/۷۹	۲۷۳۲	۲۷۲۳	-۱۳۶۰
درجه دوم تعمیم یافته	۱۷	۹	۰/۷۸	۲۷۳۳	۲۷۲۵	-۱۳۶۸
لئونتیف تعمیم یافته	۳۷	۶	۰/۱۳	۲۸۰۳۲	۲۷۸۴۸	-۱۳۹۱۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵ نتایج آزمون همبستگی فضایی را نشان می‌دهد. طبق نتایج این جدول، آزمون‌های موران جهانی (Moran I) و گی‌یری (Geary) نشان می‌دهد که اثرات فضایی در اجزای اخلاص الگو وجود دارد. آزمون‌های LM Anslin و LM Robust نشان از همبستگی فضایی و وجود اثرات فضایی در متغیر وابسته دارد که نوع الگوی فضایی را تعیین می‌کنند؛ و در نهایت، آزمون LM SAC نشان می‌دهد که کل الگو دارای اثرات فضایی است. بنابراین، با توجه به نتایج جدول ۵ و علامت ضرایب در جدول ۶، الگوهای فضایی مناسب عبارت‌اند از SAC و SDM، زیرا اثرات فضایی در اجزای اخلاص و متغیر وابسته وجود دارد. همچنین، با توجه به انطباق ضرایب با الگوی SAC (که با مبانی نظری و آماره‌های خوبی برازش مانند R^2 انطباق دارد)، باز میان دو مدل فضایی یادشده، الگوی SAC به‌عنوان الگوی برتر انتخاب شده و برای تفسیر ضرایب و کشش‌ها از نتایج برآورد این الگو استفاده شده است.

جدول ۵- نتایج آزمون فضایی برای بررسی همبستگی فضایی

نتایج آزمون اثرات فضایی در اجزای اخلاص			
فرض صفر (H ₀): خطا خودهمبستگی فضایی ندارد، فرض یک (H ₁): خطا خودهمبستگی فضایی دارد			
موران جهانی (Moran MI)	نتیجه	گی.یری (Geary)	نتیجه
۰/۲۳۹	رد فرض صفر	۰/۷۱۸	رد فرض صفر

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶ نشان‌دهنده نتایج برآورد ضرایب تابع تولید ترانسلوگ فضایی است. بر این اساس، ضرایب لگاریتم سطح زیر کشت، نیروی کار، مقدار بذر مصرفی، کود مصرفی، تراکتور و کمباین غلات مثبت است و به ازای افزایش یک درصد هر کدام از نهاده‌های یادشده، مقدار تولید نیز افزایش خواهد داشت؛ اما ضرایب نهاده‌های سم و برق مصرفی منفی است و با ثابت بودن سایر شرایط، با افزایش مقدار این دو نهاده، مقدار تولید کاهش خواهد یافت. تفسیر ضرایب به‌تنهایی اثرات نهایی نهاده‌ها را بیان نمی‌کند و استفاده از کشش نهاده‌های تولید، درک بهتری از اثرات مصرف نهاده بر مقدار تولید ارائه می‌دهد. بدین منظور، کشش تولید ترانسلوگ برای نهاده‌ها محاسبه شد. یکی از مزایای اصلی تابع تولید ترانسلوگ انعطاف‌پذیری بالای آن در محاسبه کشش است. همچنین، برآورد فضایی تابع تولید ترانسلوگ ضرایب معنی‌دار بیشتری نسبت به حالت معمولی داشته و بنابراین، الگوی فضایی منجر به بهبود نتایج برآورد شده است.

بررسی اثرگذاری مصرف نهاده‌ها بر.....

جدول ۶- نتایج تخمین تابع تولید فضایی ترانسلوگ (متغیر وابسته: لگاریتم تولید غلات منتخب)

متغیر	SAR	SAC	SEM	SDM [†]
لگاریتم سطح زیر کشت	۰/۳*	۰/۵۹*	۰/۵۸*	۰/۶۲*
لگاریتم نیروی کار	۰/۹*	-۰/۳۳*	-۰/۳۳۰*	۰/۳۱*
لگاریتم بذر مصرفی	۰/۶۵*	۰/۴۷*	۰/۴۶*	۰/۵۱*
لگاریتم سموم مصرفی	-۰/۵*	-۰/۰۳*	-۰/۰۲**	-۰/۲۹*
لگاریتم کود مصرفی	۰/۲۲***	۰/۸*	۰/۸۱۵*	۰/۴۲۰**
لگاریتم برق مصرفی	-۰/۱۳**	۰/۰۷۸**	-۰/۰۷۸***	۰/۰۱ ^{ns}
لگاریتم تراکتور	۰/۰۳***	-۰/۰۷ ^{ns}	-۰/۰۵ ^{ns}	-۰/۴۹***
لگاریتم کمباین غلات	۰/۳۴*	۰/۰۱***	۰/۰۲*	-۰/۶*
(لگاریتم سطح زیر کشت) ^۲	۰/۰۰۵ ^{ns}	-۰/۰۰۳*	-۰/۰۰۲*	۰/۰۱۲*
(لگاریتم نیروی کار) ^۲	۰/۱۸*	۰/۰۵*	۰/۰۵*	۰/۱*
(لگاریتم بذر مصرفی) ^۲	۰/۲۵*	-۰/۰۱۴*	-۰/۰۱۳**	۰/۱۴*
(لگاریتم سموم مصرفی) ^۲	۰/۰۲۲***	۰/۰۴۹*	۰/۰۵*	-۰/۰۲۸*
(لگاریتم کود مصرفی) ^۲	۰/۲۶*	-۰/۱۲*	-۰/۱۲*	۰/۱***
(لگاریتم برق مصرفی) ^۲	۰/۰۷***	۰/۰۲۹**	۰/۰۳۲**	۰/۰۵۱**
(لگاریتم تراکتور) ^۲	۰/۰۱۵ ^{ns}	۰/۰۱۹**	۰/۰۱۷***	۰/۰۴۲*
(لگاریتم کمباین غلات) ^۲	-۰/۰۳۳ ^{ns}	-۰/۰۰۲ ^{ns}	-۰/۰۰۱ ^{ns}	۰/۰۳***
لگاریتم سطح زیر کشت × لگاریتم نیروی کار	-۰/۰۰۵ ^{ns}	۰/۰۶۹ ^{ns}	۰/۰۰۰۵ ^{ns}	-۰/۰۰۰۲ ^{ns}
لگاریتم سطح زیر کشت × لگاریتم بذر مصرفی	-۰/۰۱۱*	۰/۰۰۴*	-۰/۰۰۴**	-۰/۰۰۶***
لگاریتم سطح زیر کشت × لگاریتم سموم مصرفی	-۰/۰۱*	۰/۰۳*	-۰/۰۳*	-۰/۰۱*
لگاریتم سطح زیر کشت × لگاریتم کود مصرفی	۰/۰۱۴**	۰/۰۷۱**	۰/۰۷***	-۰/۰۰۰۵ ^{ns}
لگاریتم سطح زیر کشت × لگاریتم برق مصرفی	-۰/۱۳،۰*	۰/۰۲*	۰/۰۵۹***	-۰/۰۱۳*
لگاریتم سطح زیر کشت × لگاریتم تراکتور	۰/۰۱*	۰/۰۴*	-۰/۰۷۴*	۰/۰۰۹*
لگاریتم سطح زیر کشت × لگاریتم کمباین غلات	-۰/۰۰۵**	-۰/۰۰۷*	-۰/۰۰۷۱*	-۰/۰۰۴***
لگاریتم نیروی کار × لگاریتم بذر مصرفی	-۰/۰۹۳***	۰/۱۲۳*	۰/۱۱۹*	-۰/۰۵۷***
لگاریتم نیروی کار × لگاریتم سموم مصرفی	۰/۰۷***	۰/۰۸***	۰/۰۸۲**	-۰/۰۲۵***
لگاریتم نیروی کار × لگاریتم کود مصرفی	-۰/۰۲۶*	-۰/۰۰۷***	-۰/۰۰۷۷**	-۰/۰۰۷۶ ^{ns}
لگاریتم نیروی کار × لگاریتم برق مصرفی	-۰/۰۹۲*	-۰/۰۰۸ ^{ns}	-۰/۰۰۷ ^{ns}	-۰/۰۵۸***

متغیر	SAR	SAC	SEM	SDM [†]
لگاریتم نیروی کار × لگاریتم تراکتور	-۰/۰۰۲ ^{ns}	۰/۰۵ ^{ns}	۰/۰۳۸ ^{ns}	-۰/۰۲۸ ^{ns}
لگاریتم نیروی کار × لگاریتم کمباین غلات	-۰/۱۳ [*]	-۰/۰۴ ^{***}	-۰/۰۳۹ [*]	-۰/۰۰۱ ^{ns}
لگاریتم بذر مصرفی × لگاریتم سموم مصرفی	۰/۱۳ [*]	۰/۰۶۳ ^{***}	۰/۰۶۶ ^{***}	۰/۱ [*]
لگاریتم بذر مصرفی × لگاریتم کود مصرفی	-۰/۵۳ [*]	-۰/۱۹ [*]	-۰/۱۸۵ [*]	-۰/۳۴ [*]
لگاریتم بذر مصرفی × لگاریتم برق مصرفی	-۰/۰۲۶ ^{ns}	۰/۰۴ ^{ns}	۰/۰۴۱ ^{ns}	-۰/۰۳ ^{ns}
لگاریتم بذر مصرفی × لگاریتم تراکتور	۰/۰۳ ^{ns}	۰/۲۵۴ [*]	۰/۲۵ [*]	۰/۰۱۵ ^{ns}
لگاریتم بذر مصرفی × لگاریتم کمباین غلات	-۰/۰۲ [*]	-۰/۱۸۵ [*]	-۰/۱۸ [*]	۰/۰۱۵ ^{ns}
لگاریتم سموم مصرفی × لگاریتم کود مصرفی	-۰/۰۲ ^{ns}	-۰/۰۵۴ ^{ns}	-۰/۰۶۱ ^{ns}	۰/۰۷۴ ^{**}
لگاریتم سموم مصرفی × لگاریتم برق مصرفی	-۰/۰۷ [*]	-۰/۲۲ [*]	-۰/۲۳ [*]	-۰/۰۵۵ [*]
لگاریتم سموم مصرفی × لگاریتم تراکتور	۰/۰۷۳ ^{***}	۰/۱۳ [*]	۰/۱۳ [*]	۰/۰۰۱ ^{ns}
لگاریتم سموم مصرفی × لگاریتم کمباین غلات	۰/۰۰۴ ^{ns}	-۰/۰۶۱ ^{**}	-۰/۰۶۳ ^{**}	۰/۰۲۴ ^{ns}
لگاریتم کود مصرفی × لگاریتم برق مصرفی	۰/۱۸ [*]	۰/۲۸۵ [*]	۰/۲۷ [*]	۰/۱۱۸ [*]
لگاریتم کود مصرفی × لگاریتم تراکتور	-۰/۰۹۲ ^{***}	۰/۰۳ ^{ns}	۰/۰۴ ^{ns}	-۰/۰۵ ^{ns}
لگاریتم کود مصرفی × لگاریتم کمباین غلات	۰/۱۴ [*]	۰/۱۹ [*]	۰/۱۴ [*]	۰/۰۰۶ ^{ns}
لگاریتم برق مصرفی × لگاریتم تراکتور	-۰/۰۷۴ ^{ns}	-۰/۱۵ [*]	-۰/۲۶ [*]	-۰/۰۴۴ ^{ns}
لگاریتم برق مصرفی × لگاریتم کمباین غلات	-۰/۰۱۸ ^{ns}	۰/۱۹ [*]	۰/۱۹ [*]	-۰/۴۷ ^{ns}
لگاریتم تراکتور × لگاریتم کمباین غلات	۰/۱۲ ^{***}	-۰/۰۶ [*]	-۰/۰۶ ^{**}	۰/۱۹۴ [*]
عرض از مبدأ	۰/۵۴ ^{ns}	۲/۸۱ ^{***}	۲/۳۴ ^{**}	۱/۳۹ ^{**}
Rho	-۰/۰۰۲ ^{***}	-۰/۰۰۹ [*]	-	۰/۰۶۶ [*]
Lambda	-	-	۰/۰۰۰۲ [*]	-
Adjusted R ²	۰/۹۸۸	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۳۴
LM	۱۱۲/۱ [*]	۱۰۸/۶۳ [*]	۷۳/۶۲ [*]	۰/۸۷
LM (Robust)	۱۱۰/۴۵ [*]	۱۰۷/۹۴ [*]	۵۸/۶۲ [*]	۰/۰۲

* معنی داری در سطح ۰/۰۱، ** معنی داری در سطح ۰/۰۵، *** معنی داری در سطح ۰/۱ و ^{ns} بی معنی

† متغیرها با ماتریس وزن گزارش نشده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۶، Rho ضریب موزون فضایی متغیر وابسته بوده و نشان‌دهنده میزان تأثیر تولید در استان‌های هم‌جوار استان مبدأ است؛ Lambda نیز ضریب فضایی اجزای اخلال بوده،

که بیانگر وابستگی فضایی اجزای اخلاص الگوهای برآوردی است. انعطاف‌پذیری کشت نهاده‌ها در تابع ترانسلوگ به محقق این اجازه را می‌دهد که در طول زمان، کشت را محاسبه و تفسیر کند. طبق نتایج محاسبات کشت نهاده‌ها نسبت به تولید در جدول ۷، مشخص شد که ساختار اثرگذاری نهاده‌ها بر میزان تولید سه محصول گندم آبی، گندم دیم و برنج طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ تغییر قابل توجهی نداشته و تقریباً ثابت بوده است؛ در مطالعه فعلی و همکاران (Feali et al., 2012) نیز به همین نکته اشاره شده است. علل این عدم اثرگذاری در سه محصول یادشده نیاز به بررسی بیشتر در مطالعات جداگانه دارد. نتیجه دیگری که از تفاسیر کشت به دست می‌آید، مقدار و علامت کشت‌هاست. کشت سطح زیر کشت همواره مثبت بوده و تقریباً در حدود ۰/۳ درصد است، به گونه‌ای که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، به ازای یک درصد افزایش سطح زیر کشت، میزان تولید محصولات منتخب ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد. نیروی کار دارای کشت منفی بوده و در میان نهاده‌های تولید، بالاترین مقدار را به خود اختصاص داده است، که این موضوع برای سیاست‌گذاران کشور قابل تأمل است. نیروی کار در تولید محصولات منتخب در ناحیه سوم تولید (ناحیه‌ای که افزایش نهاده منجر به کاهش تولید می‌شود) قرار دارد. تراکم بالای نیروی کار در سطح مزرعه از مسائل اصلی بخش کشاورزی کشور است و مازاد نیروی کار در فعالیت‌های کشت گندم و به‌ویژه برنج به‌خاطر کوچک بودن قطعات زمین‌های مورد بهره‌برداری است. فعالیت نیروی کار در ناحیه غیراقتصادی در مطالعات گلریز و همکاران (Golriz et al., 2017) و اوحدی و کرکی‌نژاد (Ohadi and Kurkinejad, 2014) در برآورد تابع تولید گندم نیز محاسبه شده و بر اساس نتایج محاسبات مطالعه حاضر، به ازای افزایش یک درصدی نیروی کار، میزان تولید ۱/۲ درصد کاهش داشته است.

جدول ۷- نتایج محاسبه کشت نهاده‌ها در تابع ترانسلوگ

سال	سطح زیر کشت	نیروی کار	مصرف بذر	مصرف سم	مصرف کود	مصرف برق	تراکتور	کمباین
۱۳۸۵	۰/۲۹۹	-۱/۱۹۹	-۰/۳۶۸	۰/۰۶۹	-۰/۸۸۵	۰/۱۵۷	۰/۰۲۷	۰/۰۶۳
۱۳۸۶	۰/۲۹۸	-۱/۱۵۷	-۰/۳۹۴	۰/۰۵	-۰/۸۱۵	۰/۱۳۶	۰/۰۱۷	۰/۰۷۱
۱۳۸۷	۰/۲۹۹	-۱/۱۵۳	-۰/۳۶۱	۰/۰۵۶	-۰/۸۲۷	۰/۱۴۶	۰/۰۲۶	۰/۰۶۶
۱۳۸۸	۰/۲۹۹	-۱/۱۵	-۰/۳۶۳	۰/۰۴۶	-۰/۷۹۲	۰/۱۴	۰/۰۲۳	۰/۰۰۶
۱۳۸۹	۰/۲۹۷	-۱/۱۶۳	-۰/۳۰۳	۰/۰۳	۰/۷۵۵	۰/۱۴	۰/۰۲۹	۰/۰۷۶
۱۳۹۰	-۰/۲۹۶	-۱/۱۸۷	-۰/۳۰۹	۰/۰۲۹	-۰/۷۶۷	۰/۱۲۹	۰/۰۱۷	۰/۰۸۸
۱۳۹۱	۰/۲۹۴	-۱/۱۹	-۰/۲۵۴	۰/۰۲۱	-۰/۷۳۵	۰/۱۴۲	۰/۰۳۹	۰/۰۸۲
۱۳۹۲	۰/۲۹۵	-۱/۱۶۹	-۰/۲۸۵	۰/۰۲۵	-۰/۷۵	۰/۱۳۷	۰/۰۲۲	۰/۰۷۵
۱۳۹۳	۰/۲۹۴	-۱/۱۷۶	-۰/۲۶۱	-۰/۰۲۱	-۰/۷۴۵	۰/۱۴	۰/۰۲۴	۰/۰۸۵
۱۳۹۴	۰/۲۹۵	-۱/۱۹۱	-۰/۲۸۹	۰/۰۲۹	-۰/۷۵۳	۰/۱۳۳	۰/۰۱۹	۰/۰۸۲
۱۳۹۵	۰/۲۹۳	-۱/۱۸۶	-۰/۲۶۷	۰/۰۴	-۰/۷۹۲	۰/۱۴۹	۰/۰۳	۰/۰۷۳
۱۳۹۶	۰/۲۸۹	-۱/۱۷۶	-۰/۲۵۱	۰/۰۳۲	-۰/۷۸۶	۰/۱۵	۰/۰۴۲	۰/۰۴۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از میان نهاده‌های مصرفی، کشت مصرف سم و برق علامت مثبت و دو نهاده بذر و کود منفی است، به گونه‌ای که مصرف سم در سه محصول گندم آبی، گندم دیم و برنج منجر به افزایش تولید شده، اما در طول زمان، این اثرگذاری در افزایش تولید با کاهش همراه بوده است مصرف برق نیز تغییرات قابل توجهی در طول زمان نداشته است. کشت مصرف سم از ۰/۰۷ درصد در سال ۱۳۸۵ به ۰/۰۳ درصد در سال ۱۳۹۶ کاهش یافته، که نشان‌دهنده ورود مصرف این نهاده به ناحیه سوم تولید است. مصرف بذر و کود نیز در ناحیه سوم تولید بوده و به ازای افزایش مصرف یک درصدی بذر و کود، تولید محصولات گندم آبی، گندم دیم و برنج، به ترتیب، ۰/۳، ۰/۸ و ۰/۱۵ درصد کاهش می‌یابد. اگر تراکتور و کمباین را نماینده سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بدانیم، میزان اثرگذاری هر دو نهاده تراکتور و کمباین بر تولید بسیار ناچیز است، به گونه‌ای که به ازای افزایش یک درصدی تراکتور و کمباین، میزان

تولید این محصولات، به ترتیب، ۰/۰۳ و ۰/۰۷ افزایش می‌یابد. مسئله کمبود سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در مطالعه گیلانپور (Gilanpour, 2014) به تفصیل بیان شده و از آن با عنوان «فقر سرمایه‌گذاری» در بخش کشاورزی یاد شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج مطالعه حاضر نشان داد که کشت‌ها از دو بعد علامت ضریب و مقدار کشت قابل تفسیر است. سطح زیر کشت به‌عنوان مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر افزایش میزان تولید گندم و برنج مطرح بوده و نکته قابل توجه این است که در طول زمان، کشت این متغیر تغییر قابل توجهی نکرده و از ۰/۲۹۹ در سال ۱۳۸۵ به ۰/۲۸۹ در سال ۱۳۹۶ تغییر کرده است، که نشان از عدم برنامه‌ریزی در افزایش تولید مبتنی بر عملکرد تولید گندم و برنج دارد. اثر متغیرهای سرمایه‌ای همچون تراکتور و کمباین بر افزایش تولید نیز ضعیف بوده، که نشان‌دهنده ضعف سرمایه‌گذاری در این متغیرهاست، به گونه‌ای که طبق نظر کارشناسان، حدود چهل درصد از ماشین‌آلات کشاورزی فرسوده بوده و طبیعی است که فرسودگی ماشین‌آلات ارتباط مستقیم با کارایی تولید محصولات دارد. این موضوع در میزان تغییر کشت متغیرهای تراکتور و کمباین نیز در مطالعه حاضر تبیین شده است، به گونه‌ای که ضریب کم کشت تراکتور و کمباین نشان از همین موضوع دارد. همچنین، مقدار تغییر کشت این دو متغیر در طول زمان برای تراکتور از ۰/۰۲۷ در سال ۱۳۸۵ تا ۰/۰۴۲ در سال ۱۳۹۶ و برای کمباین نیز به ترتیب، از ۰/۰۶۳ تا ۰/۰۴۲ در همین دوره بوده، که نشان‌دهنده افول اثرگذاری کمباین و بهبود اثرگذاری تراکتور است. افزون بر این، کشت متغیرهای نیروی کار، بذر و کود منفی است و نشان می‌دهد که در مدیریت مصرف نهاده‌های تولید گندم آبی، گندم دیم و برنج، سیاست‌های درست اتخاذ نشده است. یکی از مشکلات بزرگ بخش کشاورزی نیروی کار مازاد است، که ناشی از وضعیت کلی اشتغال و بالا بودن نرخ بیکاری در کشور بوده که به بخش کشاورزی سرریز شده است. این نکته بسیار مهم است، چراکه طبق اطلاعات سرشماری عمومی کشاورزی در سال ۱۳۹۳، حدود

۲/۵ میلیون بهره‌بردار در ۱۴/۷ میلیون هکتار از اراضی زراعی کشور به کشت و کار محصولات سالانه مانند گندم، جو و برنج اشتغال دارند. نیروی کار مازاد به‌ویژه در کشت برنج کشور مشهود است، به گونه‌ای که در کشورمان، سرانه زمین گندم آبی ۳/۲ هکتار، سرانه زمین گندم دیم ۵/۶ هکتار و سرانه زمین برنج ۰/۹ هکتار به ازای هر بهره‌بردار است. از آنجا که نتایج مطالعه حاضر نیز نشان داد که نیروی کار در ناحیه غیراقتصادی (ناحیه سوم تولید) فعالیت می‌کند، برنامه‌ریزی بلندمدت برای خروج نیروی کار از زمین‌های شالی‌کاری و متعاقب آن، از زمین‌های گندم‌کاری ضرورت دارد. همچنین، مصرف بی‌رویه کود باعث افزایش هزینه کشاورز و نیز افزایش باقی‌مانده سموم در محصول نهایی می‌شود. از این‌رو، تدوین الگوی صحیح مصرف سموم متناسب با نیاز گیاه و شرایط اقلیمی آن باید در کانون توجه سیاست‌گذاران بخش کشاورزی قرار گیرد. مسئله دیگر قابل توجه در نتایج مطالعه حاضر عدم تغییر کشتش تولید نهاده‌های مصرفی است، که نشان از عدم تغییر در اثرگذاری نهاده بر میزان تولید محصول دارد. با توجه به بازه مطالعه (۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶)، این عدم تغییر در اثرگذاری‌ها نشان‌دهنده عدم برنامه‌ریزی در مصرف نهاده‌های تولید است، به گونه‌ای که اگر برنامه‌ای مشخص و مدون وجود می‌داشت، باید نقش آن در اثرگذاری بر تولید نمایان می‌شد.

منابع

1. Abdi Rokni, K., Abedi, S. and Kashiri Kolaei, F. (2019). Effect of optimization of chemical fertilizers consumption on optimal cropping pattern in the framework of positive mathematical programming (case study of Sari Goharbaran). *Agricultural Economics Research*, 11(42): 263-276. Available at http://jae.miau.ac.ir/article_3493_37c391b3f2637340eb8c88e2142ca8cc.pdf. (Persian)
2. Abrha, B.K. (2015). Factors affecting agricultural production in Tigray region, northern Ethiopia. University of South Africa.
3. Akbari, M. (2006). An introduction to production theory. *Basirat Journal*, 37: 284-300. (Persian)
4. Albers, H., Gornott, C. and Hüttel, S. (2017). How do inputs and weather

- drive wheat yield volatility? The example of Germany. *Food Policy*, 70: 50-61.
5. Amirnejad, H. and Asadpour Kordi, M. (2017). Effects of climate change on wheat production in Iran. *Agricultural Economics Research*, 9(35): 163-182. Available at http://jae.miau.ac.ir/article_2520_a2bcfd520f9181ece63f0f6d71d3a516.pdf. ((Persian))
 6. Anselin, L. (2013). *Spatial econometrics: methods and models* (Vol. 4). Springer Science and Business Media.
 7. Balazsi, L., Baltagi, B., Matyas, L. and Pus, D. (2016). Modelling multi-dimensional panel data: a random effects approach. Central European University, Department of Economics. Available at <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Laszlo-Balazsi.pdf>.
 8. Baldwin, R. and Taglioni, D. (2006). Gravity for dummies and dummies for gravity equations. Working Paper 12516, National Bureau of Economic Research. Available at <http://www.nber.org/papers/w12516>.
 9. Ball, E.V., Wang, S.L., Nehring, R. and Mosheim, R. (2016). Productivity and economic growth in US agriculture: a new look. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 38(1): 30-49.
 10. Ball, R. and Pounder, L. (1996). "Efficient but Poor" revisited. *Economic Development and Cultural Change*, 44(4): 735-760.
 11. Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. New Jersey: John Wiley and Sons.
 12. Baltagi, B.H., Feng, Q. and Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1): 164-177.
 13. Barrett, C.B., Sherlund, S.M. and Adesina, A.A. (2008). Shadow wages, allocative inefficiency, and labor supply in smallholder agriculture. *Agricultural Economics*, 38(1): 21-34.
 14. Belotti, F., Hughes, G. and Mortari, A.P. (2017). Spatial panel-data models using Stata. *The Stata Journal*, 17(1): 139-180.
 15. Bertoli, S. and Moraga, J.F.H. (2013). Multilateral resistance to migration. *Journal of Development Economics*, 102: 79-100.
 16. Chalfant, J.A. (1984). Comparison of alternative functional forms with application to agricultural input data. *American Journal of Agricultural Economics*, 66(2): 216-220.
 17. Duflo, E. (2006). Poor but rational? In: A.V. Banerjee et al. (2006) *Understanding Poverty*, Oxford Scholarship Online, pp. 367-378. DOI:10.1093/0195305191.003.0024

18. Egger, P. and Pfaffermayr, M. (2002). The proper econometric specification of the gravity equation: a three-way model with bilateral interaction effects. *Empirical Economics*, 28: 571-580. Available at <https://link.springer.com/article/10.1007/s001810200146>.
19. Elhorst, J.P. (2014). Dynamic spatial panels: models, methods and inferences. In: *Spatial Econometrics: from Cross-Sectional Data to Spatial Panels* (pp. 95-119). Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
20. Esfandiari, M., Shahraki, J. and Karbasi, A. (2012). Study of efficiency and optimal inputs usage for rice production, case study: rice producers in Kamfirouz district, Fars province. *Agricultural Economics*, 6(3): 1-21. Available at http://www.iranianjae.ir/article_9299_39907e66d0ccbbecc3ea7a8ce7de208b.pdf. ((Persian))
21. FAO (2019). FAO food balance sheets. Available at <http://www.fao.org/faostat/en/#data/FBS>.
22. Feali, S., Pezeshki-Rad, Gh, Sedighi, H., Shahbazi, E. and Ghoreishi, J. (2012). Structural changes in Iran's agriculture: a perspective to 2025. *Journal of Village and Development*, 15(3): 21-39. (Persian)
23. Feder, G., Just, R.E. and Zilberman, D. (1985). Adoption of agricultural innovations in developing countries: a survey. *Economic Development and Cultural Change*, 33(2): 255-298.
24. Gatrell, A.C. (1989). "Book reviews : Griffith, D.A. 1987: Spatial autocorrelation : a primer. Pennsylvania: Association of American Geographers. iv + 82 pp. US \$6.00". *Progress in Human Geography*, 13(1): 144-145. Available at <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/030913258901300115>.
25. Gilanpour, O. (2014). Investment analysis in Iran's agricultural sector: challenges, rules and regulations, requirements and solutions. Center for Economic Studies and Research, Tehran Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture, 340. (Persian)
26. Golriz, Z., Eshraghi, F. and Keramatzadeh, A. (2017). Estimating the economic value of water in wheat production in Gorgan County. *Iranian Journal of Water Research in Agriculture (Soil and Water Sciences)*, 30(4). Available at <https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?ID=532162>. (Persian)
27. Gong, B. (2018). Agricultural reforms and production in China: changes in provincial production function and productivity in 1978–2015. *Journal of Development Economics*, 132: 18-31.
28. Griffin, R.C., Montgomery, J.M. and Rister, M.E. (1987). Selecting

- functional form in production function analysis. *Western Journal of Agricultural Economics*, 12(2): 216-227.
29. Gunnella, V., Mastromarco, C., Serlenga, L. and Shin, Y. (2015). The Euro effects on intra-EU trade flows and balance: evidence from the cross sectionally dependent panel gravity models. Available at <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Yongcheol-Shin.pdf>.
30. Heady, E.O. (1946). Production functions from a random sample of farms. *Journal of Farm Economics*, 28(4): 989-1004.
31. Kiani Ghalehsard, S., Shahraki, J., Akbari, A. and Sardar Shahraki, A. (2019). Investigating the effects of climate change on food security of Iran. *Journal of Natural Environmental Hazards*, 8(22): 19-40. Available at http://jneh.usb.ac.ir/article_3934_a84a958032aaee8d00d8508e55254320.pdf. doi:10.22111/jneh.2018.24170.1380. (Persian)
32. Kordouni, F., Jami al-Ahmadi, M. and Bakhshi, M.R. (2018). Econometric analysis of energy use in cereal production of Iran (case study: wheat, barley, corn, rice). *Agricultural Economics Research*, 10(37): 133-148. Available at http://jae.miau.ac.ir/article_2735_eb4da3d02e156400dd5e3f2cf1adc383.pdf. (Persian)
33. Lagakos, D. and Waugh, M.E. (2013). Selection, agriculture, and cross-country productivity differences. *American Economic Review*, 103(2): 948-980.
34. IPI (2010). Law on increasing productivity of agriculture and natural resources. Tehran: Islamic Parliament of Iran (IPI). (Persian)
35. Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1): 1-24.
36. Lloyd, C. (2010). Spatial data analysis: an introduction for GIS users. Oxford University Press.
37. Mátyás, L. and Balázs, L. (2013). The estimation of multi-dimensional fixed effects panel data models. *Econometric Reviews*, 37(3): 212-227. Available at <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/07474938.2015.1032164?journalCode=lecr20>.
38. Mundlak, Y. and Butzer, R. (1997). The determinants of agricultural production: a cross-country analysis. The World Bank.
39. OCNI (2013). Food basket for Iranian society. Tehran: Office of Community Nutrition Improvement (OCNI), Ministry of Health and Medical Education. School of Health, Tehran University of Medical Sciences, Institute of Nutrition and Food Technology Research, Shahid Beheshti University of

- Medical Sciences. (Persian)
40. Ohadi, N. and Kurkinejad, J. (2014). Economic pricing of water in pistachio production of Sirjan. *International Journal of Agricultural Management and Development*, 4(4): 247-252. (Persian)
 41. OJIRI (2017). Law of the sixth five year economic, social and cultural development plan of the Islamic Republic of Iran. Tehran: The Official Journal of the Islamic Republic of Iran (OJIRI). (Persian)
 42. Petrick, M. and Kloss, M. (2013). Identifying factor productivity from micro-data: the case of eu agriculture. Factor Markets Working Paper 34. Brussels: CEPS. Available at <https://www.choicesmagazine.org/choices-magazine/theme-articles/the-eurozone-crisis-and-its-implications-for-agriculture-in-selected-regions-of-the-world/exposure-of-eu-farmers-to-the-financial-crisis>.
 43. Salami, H. and Mohtashami, T. (2014). The projection model of Iran's crop production in 2025. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 45(4): 585-599. Available at https://ijaedr.ut.ac.ir/article_53834_db41472a0af30b548dcb47d57906e543.pdf. doi:10.22059/ijaedr.2014.53834. ((Persian))
 44. Schultz, T.W. (1964). Transforming traditional agriculture. New Haven: Yale University Press.
 45. SCI (2019). A perspective of Iran's population in 2050. Tehran: Statistical Center of Iran (SCI), Bureau of Population. Available at <https://www.amar.org.ir>. (Persian)
 46. Tintner, G. (1944). A note on the derivation of production functions from farm records. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 12(1): 26-34.
 47. Varian, H.R. (1992). Microeconomics analysis (Third ed.). New York: W.W. Norton and Company, Inc.
 48. Verma, S., Gupta, Sh. and Sen, P. (2020). Does climate change make foodgrain yields more unpredictable? Evidence from India. CESifo Working Paper Series 8161, SSRN. Available at <https://ssrn.com/abstract=3555588>.
 49. Welch, F. (1970). Education in production. *Journal of Political Economy*, 78(1): 35-59.