

تعیین عوامل تاثیرگذار بر تولید سویا در استان‌های گلستان و مازندران

زهرا طاهری مشهد طرقی^۱، حامد قادرزاده^{۲*}، هرمز اسدی^۳

۱. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

۲. دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

۳. دانشیار، موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۰۳

چکیده

سویا از قدیمی‌ترین گیاهان زراعی و یکی از منابع عمده تولید روغن و پروتئین گیاهی است که از نظر تولید روغن در سطح جهانی در رتبه نخست جای دارد. اهداف این پژوهش، بررسی منافع و عوامل تاثیرگذار بر تولید سویا طی دوره ۱۳۷۹-۱۴۰۰ در استان‌های گلستان و مازندران بوده که در سال ۱۴۰۲ انجام شد. به‌منظور تعیین عوامل موثر بر تولید محصول از تحلیل رگرسیونی و تابع تولید مناسب و جهت برآورد سودمندی تولید از شاخص نسبت فایده به هزینه استفاده شد. نتایج نشان داد به ازای یک ریال سرمایه‌گذاری در تولید سویای آبی در استان‌های گلستان و مازندران به‌ترتیب ۱/۸ و ۱/۳۴ ریال منفعت به‌همراه داشته است. طبق آزمون‌ها و شاخص‌های برازش خوبی مدل‌ها، تابع تولید ترانسندنتال در حالت بدون عرض از مبدا به‌عنوان تابع تولید مناسب در مناطق هدف انتخاب شد. نتایج مدل نشان داد، در استان گلستان متغیرهای توضیحی بارندگی سالانه و کودهای پتاس و فسفات به‌عنوان متغیرهای تاثیرگذار، تاثیر مثبت و معنی‌داری از لحاظ آماری بر تولید سویا داشته‌اند. در استان مازندران متغیرهای توضیحی بارندگی سالانه و نیروی کار دارای تاثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید محصول داشته‌اند. در هر دو منطقه، متغیر توضیحی بارندگی سالانه بیشترین تاثیر را بر تولید محصول داشته است.

کلیدواژگان: تولید سویا، رگرسیون، عوامل موثر، سودمندی

مقدمه

سویا از قدیمی‌ترین گیاهان زراعی و یکی از منابع عمده تولید روغن و پروتئین گیاهی است که از نظر تولید روغن در سطح جهانی در رتبه نخست جای دارد (Nikakhtar & Saleh, 2024). سطح زیرکشت سویا در دنیا حدود ۱۰۲ میلیون هکتار است و حدود ۶۷ درصد پروتئین و ۲۸ درصد روغن جهان از سویا تأمین می‌شود (Erickson, 2015). به دلیل گرایش مصرف‌کنندگان به الگوهای تغذیه‌ای جدید در جهان، تقاضا برای مواد غذایی افزایش یافته است، به‌طوری‌که طبق اطلاعات فائو ضرورت افزایش ۷۰ درصدی تولیدات کشاورزی برای پاسخگویی به تقاضاهای رو به رشد جهان تا سال ۲۰۵۰ پیش‌بینی می‌شود (Boussemart & Parvulescu, 2019; Fao, 2018). در سال ۱۴۰۲، تولید سویا در کشور ۲۵۸۶۶ تن در سطح زیرکشت ۱۴۶۱۹ هکتار با متوسط عملکرد ۱۶۸۹/۵ کیلوگرم در هکتار برداشت شد به‌طوری‌که سهم تولید سویای آبی ۸۷/۲ درصد بود. عمده تولید سویا در استان‌های اردبیل، گیلان و مازندران می‌باشد. این سه استان در مجموع ۲۵۶۸۹ تن (۹۹/۵ درصد) سویا را در سطح زیر کشت ۱۴۵۴۱ هکتار تولید کرده است (Ministry of Jihad Agricultur, 2024).

در زمینه سودآوری و تعیین عوامل تأثیرگذار بر تولید سویا در داخل و خارج کشور به چند مورد از آن‌ها اشاره می‌شود. بررسی اقتصادی زراعت سویای تابستانه آبی در ایران بر اساس اطلاعات سال ۱۴۰۰ نشان داد که سود ناخالص تولید سویا در شهرستان‌های علی آباد کتول، گرگان، بيله سوار و پارس آباد مغان به‌ترتیب ۳۹، ۶۰، ۴۲ و ۵۹ میلیون ریال در هکتار برآورد می‌شود (Shahnavaizi, 2024). در پژوهشی در استان البرز، بازده فروش محصولات تولید گندم، جو، کلزا و ذرت علوفه‌ای آبی به‌ترتیب ۱۳/۴، ۳۹/۳، ۳۸/۹ و ۱۹/۵ درصد و نرخ بازده حسابداری در این محصولات به‌ترتیب ۱۵/۵، ۶۴/۶، ۶/۶۳ و ۲۲/۸ درصد گزارش شد (Asadi et al., 2021). در تحلیل اقتصادی تولید سویا در نظام‌های بهره‌برداری دولتی، خصوصی و تعاونی در شهرستان مغان با استفاده از اطلاعات ۴۵ بهره‌بردار خصوصی، ۱۵ کشاورز عضو تعاونی و ۱۵ واحد کشت و صنعت محققین به این نتیجه رسیدند که نسبت فایده به هزینه در نظام‌های بهره‌برداری تعاونی، خصوصی و دولتی به‌ترتیب ۱/۴۵، ۱/۴ و ۱/۴۷ واحد برآورد می‌شود. با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس، متغیرهای هزینه آبیاری، کود، ماشین‌آلات و بذر

در سطح یک درصد، تأثیر معنی‌داری بر روی ارزش تولید سویا داشتند. نرخ بازگشت به مقیاس در نظام بهره‌برداری دولتی با ۲/۱۵ واحد در مقایسه با نظام‌های بهره‌برداری تعاونی و خصوصی به‌ترتیب با ۰/۲ و ۱/۱۴ واحد بیشتر بود (Beromand et al., 2015). در پژوهشی عوامل مؤثر بر تولید سویای دیم در استان‌های مازندران و گلستان با استفاده از تحلیل رگرسیونی و تابع تولید ترانسلوگ و تابع درجه دوم تعمیم‌یافته بررسی شد. نتایج تحقیق نشان داد که نهاده بذر در هر دو استان بیش از اندازه مصرف شده است. نهاده سم در استان گلستان از نظر تکنیکی به‌صورت بهینه و در ناحیه دوم اقتصادی استفاده شده است. در مدل ترانسلوگ در استان گلستان اثر میانگین کودها اثر مثبت ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. همچنین اثر میزان بذر بر تولید اگرچه منفی بود اما معنی‌دار نبود ولی اثر نیروی کار منفی و معنی‌دار بود. در مدل تعمیم‌یافته درجه دوم، اثر میانگین کود بر تولید منفی ولی اثر بذر مثبت بوده و اثر هر دو از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. اثر نیروی کار منفی ولی معنی‌دار بود. در استان مازندران، اثر میانگین کودها بر تولید مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بود. اثر بذر بر تولید منفی و معنی‌دار بود. اثر نیروی کار مثبت و معنی‌دار بود. در مدل درجه دوم تعمیم‌یافته، اثر میانگین کود بر تولید مثبت، اثر بذر منفی و اثر نیروی کار مثبت بوده و اثر هر سه نهاده بر تولید از لحاظ آماری معنی‌دار بود (Amirnejad et al., 2014). در تحلیل اقتصادسنجی و تحلیل حساسیت در تولید سویا در استان گلستان در ایران، طبق نتایج ضرایب رگرسیونی برآورد شده متغیرهای بذر و آب آبیاری به‌ترتیب ۲/۵۷ و ۱/۵۱ بیشترین تأثیر را روی عملکرد سویا داشته‌اند (Ramedani et al., 2011). شاخص بهره‌وری عوامل و برآورد تابع تولید سویا در دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۰ در کشور چین بررسی شد. نتایج نشان داد که میانگین شاخص بهره‌وری برابر ۰/۴۲ درصد بوده و عامل زمین بیشترین تأثیر را در تولید سویا داشته است (Liu & Li, 2010). در بررسی کارایی تکنیکی مزارع سویا در ایالت بنیومنیچر در کشور نیجریه با استفاده از تابع تولید ترانسلوگ پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که عدم دسترسی به تراکتور و عرضه نامناسب کود به‌عنوان عامل محدودکننده تولید سویا در منطقه بوده است. نتایج تابع ناکارایی نشان داد که سن و جنسیت کشاورز دارای اثر منفی و تجربه دارای اثر مثبت بر

هزینه‌های متغیر تولیدی و هزینه‌های ثابت تولیدی است. نرخ بازده حسابداری که از نسبت میزان سود خالص به دست‌آمده از کشت محصول به هزینه‌های جاری مصرف شده حاصل می‌شود، نشان می‌دهد در ازای یک ریال هزینه کرد در تولید محصول چند درصد سود حاصل می‌شود. نسبت فایده به هزینه نشان می‌دهد که یک ریال سرمایه‌گذاری در تولید محصول چند ریال نصیب تولیدکننده می‌شود. (اسدی و همکاران، ۱۴۰۰).

$$TR = P \times Y \quad (1)$$

$$NR = TR - TC \quad (2)$$

$$TC = TVC + TFC \quad (3)$$

$$BCR = \frac{TR}{TC} \quad (4)$$

در رابطه‌های فوق، TR: درآمد ناخالص حاصل از تولید سویا، NR: ارزش خالص یا سود محصول، BCR: نسبت فایده به هزینه، TC: هزینه کل و TVC: هزینه‌های متغیر تولیدی، P: قیمت محصول و Y: عملکرد محصول می‌باشند. هزینه‌های ثابت تولیدی (TFC) شامل هزینه اجاره زمین، وام و بیمه، و هزینه‌های متغیر تولیدی (TVC) شامل هزینه آماده‌سازی زمین، هزینه‌های کاشت، هزینه‌های داشت و هزینه‌های برداشت می‌باشد.

مدل رگرسیونی

در این پژوهش، برای بررسی عوامل مؤثر بر تولید سویا از مدل رگرسیون چند متغیره استفاده شد. فرم‌های تابعی مختلف کاب-داگلاس، نیمه لگاریتمی و ترانسندنتال در راستای تکنیک رگرسیون حداقل مربعات معمولی بر داده‌ها برازش شده و سپس بهترین معادله براساس شاخص‌های مورد انتظار برآوردگرها، از جمله ضریب تعیین (R^2)، آزمون F، تعداد ضرایب رگرسیونی معنی‌دار از لحاظ آماری (T-test) و آزمون دوربین واتسون (D.W) و آزمون خطا ($e_i \sum$) انتخاب شد. متغیر وابسته، تولید و متغیرهای مستقل میزان کودهای مصرفی اوره، فسفات، پتاس، میزان بارندگی بهار، میزان بارندگی سالیانه، نیروی کار و قیمت تضمینی محصول در نظر گرفته شد.

کارایی فنی کشاورزان دارد (Otitoju & Arene, 2010). در تحلیل اقتصادی تولید سویا در ایالت کوآرای نیجریه با استفاده از شاخص سودآوری و تحلیل رگرسیونی و فرم تابع تولید کاب-داگلاس نتایج نشان داد که نسبت فایده به هزینه ۱/۶۲ می‌باشد. متغیرهای هزینه نیروی انسانی، اجاره زمین، بذر و سموم شیمیایی با ضریب رگرسیونی به ترتیب ۴/۳۵، ۲/۶۳، ۲/۶ و ۰/۲۵ بیشترین تأثیر مثبت بر روی عملکرد سویا داشته است (Olorunsanya, 2009). در تحلیل اثر مدیریت خاک‌ورزی بر روی کارایی مصرف انرژی و الگوی کشت اقتصادی سویا تحت شرایط دیم در نواحی شمال غربی هیمالیا برخی محققان به این نتیجه رسیدند که نسبت فایده به هزینه در سامانه خاک‌ورزی متداول در سه نوع الگوی کشت تناوبی سویا-عدس، سویا-نخود و سویا-گندم به ترتیب ۱/۵، ۱/۳ و ۱/۳ بیشترین میزان بود (Singh et al, 2008). بررسی اقتصادی و عوامل مؤثر در تولید سویا در اندونزی با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس نشان داد، عواملی چون زمین، بذر، کود پتاس و آفت‌کش دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید سویا دارند (Siregar & Sumaryanto, 2003). جمع‌بندی نتایج پیشینه تحقیق در داخل کشور نشان داد، در مناطق هدف، میانگین سود ناشی از تولید سویای آبی ۵۰ میلیون ریال در هکتار و میانگین نسبت فایده به هزینه ۱/۴۴ واحد بوده است. با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس، عوامل مؤثر بر تولید سویا، هزینه آبیاری، کود، ماشین‌آلات و بذر بودند. نتایج مطالعات خارجی در تولید سویا نشان داد که در مناطق مورد مطالعه، نسبت فایده به هزینه ۱/۶ واحد و با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس، عوامل مؤثر بر تولید سویا، هزینه نیروی انسانی، اجاره زمین، بذر، سم و کود بودند. اهداف مطالعه حاضر، بررسی عوامل تأثیرگذار بر تولید سویا و تعیین سودمندی آن در استان‌های گلستان و مازندران بود.

مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ در سطح استان‌های تولید محصول سویا در مازندران و گلستان در کشور انجام شد و داده‌های مربوط به آن از وزارت جهاد کشاورزی و مرکز آمار ایران گردآوری گردید. شاخص‌های اقتصادی برای تعیین سودمندی تولید شامل درآمد خالص حاصل از تولید سویا، نسبت فایده به هزینه و نرخ بازده حسابداری کشت محصول بودند. هزینه‌های کل شامل

تابع آن است که بازده نسبت به مقیاس در آن ثابت نیست و تنها به میزان مصرف همان نهاده بستگی دارد. به علاوه این فرم سه ناحیه تولیدی نئوکلاسیکها را نشان می‌دهد. با توجه به این ویژگی‌ها، تابع ترانسندنتال را می‌توان یکی از فرم‌های مناسب برای بیان روابط تولیدی بر اساس نظریه تولید نئوکلاسیکها دانست (رابطه ۷). فرم تابع تولید کاب-داگلاس، تابع نیمه لگاریتمی و تابع ترانسندنتال به صورت زیر است (Adkins & Carter Hill, 2016).

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \ln(X_1) + \dots + \beta_n \ln(X_n) + e \quad (5)$$

$$\ln(Y_i) = \alpha + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n + e \quad (6)$$

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \ln(X_1) + \dots + \beta_n \ln(X_n) + \gamma_1 X_1 + \dots + \gamma_n \beta_n X_n + e \quad (7)$$

به طوری که، Y متغیر وابسته، X متغیر مستقل، α, β, γ پارامتر تخمینی، e جزء اخلاص است. در این مطالعه از داده‌های سری زمانی (۱۳۷۹-۱۴۰۰) استفاده شده است.

چگونگی دستیابی به داده‌ها

اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه شامل سطح زیرکشت، میزان تولید، عملکرد، هزینه‌های تولید محصول سویا، مقادیر مصرف نهاده‌های به کار گرفته شده در تولید سویا (بذر، کود، نیروی کار)، بارندگی استان‌های عمده تولیدکننده سویا (استان‌های گلستان، مازندران) و قیمت تضمینی بود که از وزارت جهاد کشاورزی و مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۴۰۰ جمع‌آوری گردید. نرم‌افزارهای مورد استفاده برای تخمین الگوها Stata، Spss و Excel 2016 بودند.

نتایج و بحث

نتایج تحلیل توصیفی متغیرهای مطالعه شده شامل شاخص‌های مرکزی (میانگین، حداقل، حداکثر) و شاخص پراکندگی (انحراف معیار)، در جدول (۱) ارائه شده است. مطابق این جدول، بیشترین میانگین مصرف آب در دوره ۱۳۷۹-۱۴۰۰ در استان‌های گلستان و مازندران به ترتیب ۵۵۸۸ و ۳۷۹۲ مترمکعب در هکتار بود. در استان‌های گلستان و مازندران، میانگین مصرف بذر در هکتار به ترتیب ۱۰۴/۴ و ۷۹/۷ کیلوگرم در هکتار، میانگین مصرف کودهای شیمیایی در هکتار به ترتیب ۳۵۷ و ۲۹۶ کیلوگرم در هکتار و میانگین بکارگیری نیروی کار در هکتار به ترتیب ۴۷ و ۲۴ نفر روز کارگر در هکتار بود.

فرم تابع کاب-داگلاس (Cobb-Douglas): یکی از معروف‌ترین توابعی است که در بیان روابط ساختاری در تولید بکار می‌رود. این تابع بسیاری از خصوصیات تابع تولید نئوکلاسیکها (ضرورت، همگنی، یکنواختی، تعقر، پیوستگی، مشتق‌پذیری، غیرمنفی و غیرتهی بودن) را در خود حفظ کرده است. پارامترهای تابع تولید کاب-داگلاس، کشش‌های تولید نهاده‌ها را نشان می‌دهند. تابع تولید کاب-داگلاس به دلیل ماهیت نسبتی خود، قابلیت تعمیم به تحلیل‌های بزرگتر را دارد. البته این تابع محدودیت‌هایی نیز دارد که می‌توان به ثابت بودن کشش‌های تولیدی نهاده‌ها در آن اشاره کرد. همچنین، تابع کاب-داگلاس فقط یک ناحیه تولید را برای هر نهاده نشان می‌دهد و نمی‌تواند سه ناحیه از تابع تولید را به تصویر بکشد. از سوی دیگر بازده نسبت به مقیاس در این تابع بدون توجه به سطح تولید تعیین می‌شود و کشش جانشینی آن نیز برابر عدد یک است. به عبارتی، تابع تولید کاب-داگلاس یک تابع تولید همگن از درجه یک است (رابطه ۵) (Gujarati, 2018).

فرم تابع نیمه لگاریتمی برای مدل‌سازی روابطی که متغیر وابسته به صورت نسبی و متغیرهای مستقل به صورت مطلق ظاهر می‌شوند، مناسب است. ویژگی مهم این تابع، انعطاف‌پذیری بیشتر آن نسبت به توابع خطی است. همچنین شیب منحنی تابع نیمه لگاریتمی با افزایش متغیرها کاهش پیدا نمی‌کند، در حالی که در توابع خطی این امکان وجود دارد. بنابراین تابع نیمه لگاریتمی به دلیل قابلیت مدل‌سازی بهتر روابط اقتصادی و ویژگی‌های مناسب‌تر آن نسبت به توابع خطی، در مدل‌سازی اقتصادی کاربرد بیشتری دارد (رابطه ۶) (Gujarati, 2018; Arabmazar, 1980).

تابع تولید ترانسندنتال (Transcendental)، شکل تغییر یافته‌ای از تابع تولید کاب-داگلاس است که کلیه ویژگی‌های تابع تولید نئوکلاسیکها را تأمین می‌کند. علاوه بر این، تابع کاب-داگلاس بخشی از تابع ترانسندنتال محسوب می‌شود که با وضع محدودیت‌هایی به دست آمده است. از همین رو امکان آزمون برتری یک تابع را بر تابع دیگر به راحتی فراهم می‌آورد. کشش‌های تولیدی نهاده‌ها در این فرم ثابت نیست ولی مقدار آن‌ها تنها به میزان مصرف همان نهاده بستگی دارد. از خصوصیات مطلوب دیگر این

جدول ۱- تحلیل توصیفی مقادیر نهاده‌ها در تولید سویای آبی در کشور طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۹

نهادها	میانگین		انحراف معیار		حداقل		حداکثر	
	گلستان	مازندران	گلستان	مازندران	گلستان	مازندران	گلستان	مازندران
آب آبیاری (مترمکعب در هکتار)	۵۵۸۸	۳۷۹۲	۲۱۰۴/۷	۱۸۱۰/۹	۲۹۹۶	۲۲۱۸/۷	۷۷۹۸	۶۷۳۱/۳
بذر (کیلوگرم در هکتار)	۱۰۴/۴	۷۹/۷۴	۳۸	۳۰/۶	۳۶/۸	۴۵/۲	۱۷۲/۴	۱۴۳/۴
کود (کیلوگرم در هکتار)	۳۵۷/۲	۲۹۵/۹	۱۰۶/۸	۱۳۱/۷	۸۵/۴	۱۳۴/۷	۶۸۲/۶	۶۱۸/۷
نیروی کار (نفر روز کار در هکتار)	۴۶/۹۱	۲۴/۲۳	۲۸/۶	۱۵/۶	۳/۴	۰/۴	۹۳/۶	۶۱/۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

طبق جدول ۲، در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹، میانگین عملکرد سویای آبی در استان‌های گلستان و مازندران به ترتیب ۲۱۹۳، ۲۵۰۸ کیلوگرم در هکتار بود. میانگین هزینه تولید سویای آبی در استان‌های گلستان و مازندران به ترتیب ۳۲/۴، ۳۴/۵ میلیون ریال در هکتار محاسبه شد. میانگین درآمد خالص تولید سویا در کشت آبی در استان‌های گلستان و مازندران به ترتیب ۲۴/۸۳ و ۱۲/۳

میلیون ریال در هکتار بود، به طوری که سود حاصله از تولید در استان گلستان نسبت به مازندران بیشتر از دو برابر بود. بر اساس میانگین نسبت فایده به هزینه برآورد شده، به ازای یک ریال سرمایه‌گذاری در تولید سویا در کشت آبی در استان‌های گلستان، مازندران به ترتیب ۱/۸ و ۱/۳۴ ریال منفعت داشته است.

جدول ۲- شاخص‌های عملکرد و درآمدی تولید سویای آبی در استان‌های هدف طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۹

شاخص‌های سودآوری	استان	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
عملکرد (کیلوگرم در هکتار)	گلستان	۲۱۹۳	۳۳۱	۱۵۱۳	۲۶۷۱
	مازندران	۲۵۰۸	۴۵۰	۱۸۸۸	۳۳۴۶
هزینه تولید (ریال در هکتار)	گلستان	۳۲۳۸۷۷۱۰	۳۱۳۵۷۰۵۷/۵	۳۰۹۰۵۲۰	۱۱۳۹۷۱۴۲۷
	مازندران	۳۴۴۷۹۸۴۰	۵۷۲۹۴۹۰۷	۲۹۱۳۱۵۰	۲۷۰۷۲۲۰۰۰
درآمد ناخالص (ریال در هکتار)	گلستان	۵۷۲۲۱۷۵۰	۷۰۷۱۶۵۴۹	۴۴۸۰۰۴۰	۲۹۸۱۱۶۸۸۰
	مازندران	۴۶۳۴۷۱۷۰	۵۸۴۵۲۰۲۰	۳۴۱۹۳۲۰	۲۵۲۰۰۰۰۰۰
سود ناخالص (ریال در هکتار)	گلستان	۲۴۸۳۴۰۴۰	۴۶۵۲۸۵۰۰	-۹۳۸۸۷۰	۱۸۴۱۴۵۴۶۰
	مازندران	۱۲۲۶۶۰۳۰	۱۸۰۵۱۰۱۰	-۱۸۷۲۲۰۰۰	۵۴۱۶۸۴۲۰
نسبت فایده به هزینه	گلستان	۱/۷۷	۲/۲۵	۱/۴۵	۲/۶۲
	مازندران	۱/۳۴	۱/۰۲	۱/۱۷	۰/۹۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون و مدل‌ها

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای بررسی ایستایی متغیرها در دو استان گلستان و مازندران در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در سطح، بسیاری از متغیرها دارای ریشه واحد هستند و در سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد ایستا نیستند.

اما پس از یک بار تفاضل‌گیری، تمامی متغیرها در هر دو استان به ایستایی رسیده‌اند و مقادیر آماره آزمون در سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد قرار دارند. این یافته‌ها نشان‌دهنده ضرورت تفاضل‌گیری برای دستیابی به ایستایی متغیرها و استفاده از داده‌های تفاضلی در مدل‌سازی سری‌های زمانی است. بنابراین، تمامی متغیرهای الگو، انباشته از مرتبه یک (1) می‌باشند.

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای ایستایی متغیرها

متغیرها	استان گلستان		استان مازندران	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
تولید	-۱/۲۳ (۰/۶۳)	-۴/۶۹ (۰/۰۰۱)***	-۳/۱۱ (۰/۰۴)**	-۴/۲۶ (۰/۰۰۴)***
کود فسفات	-۱/۲۱ (۰/۶۴)	-۵/۰۵ (۰/۰۰۱)***	-۱/۶۶ (۰/۴۱)	-۴/۳۴ (۰/۰۳)**
کود اوره	-۱/۷۷ (۰/۳۷)	-۳/۸۵ (۰/۰۱۱)***	-۴/۰۸ (۰/۰۲)**	-۳۰/۵ (۰/۰۰)***
کود پتاس	-۲/۶۸ (۰/۱)	-۳/۴۳ (۰/۰۳۵)**	-۳/۵۵ (۰/۰۲)**	-۴/۷۲ (۰/۰۰۳)***
بارندگی بهار	-۶/۱۲ (۰/۰۰۱)***	-۵/۳۷ (۰/۰۰۱)***	-۱/۳ (۰/۶۲)	-۱۳/۰۹ (۰/۰۰۰)***
بارندگی سالانه	-۳/۸ (۰/۰۰۹)***	-۵/۳۱ (۰/۰۰۰)***	-۴/۲۶ (۰/۰۰۴)***	-۵/۲۴ (۰/۰۰۰)***
نیروی کار	-۰/۷۱ (۰/۸۲)	-۹/۵۳ (۰/۰۰۰)***	-۰/۹۶ (۰/۹۶)	-۴/۰۱ (۰/۰۲۴)**
قیمت تضمینی	-۱/۱۶ (۰/۹۱)	-۳/۷۹ (۰/۰۴۲)**	-۱/۱۶ (۰/۹۱)	-۳/۷۹ (۰/۰۴۲)**

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***) و ** به ترتیب معنی داری در سطح ۱ و ۵ درصد

نتایج آزمون بروش-پاگان به‌منظور آزمون واریانس ناهمسانی در جدول (۴) آورده شده است. این آماره برای تمام فرم‌های تابعی (کاب-داگلاس، ترانسندنتال و نیمه لگاریتمی) استان گلستان در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیست. بنابراین این الگوها از لحاظ وجود ناهمسانی واریانس مشکلی ندارند. برای استان مازندران نیز در فرم تابعی کاب-داگلاس و ترانسندنتال در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیست؛ اما برای فرم تابع نیمه لگاریتمی معنی‌دار شده که نشان می‌دهد در این تابع مشکل واریانس ناهمسانی وجود دارد. طبق جدول (۴) نتایج آزمون همخطی نشان می‌دهد که در استان گلستان و مازندران بین متغیرهای ترانسندنتال همخطی وجود دارد. همخطی تا ۹۵ درصد مشکلی ایجاد نمی‌کند و اگر ۹۹ درصد به بالا باشد نگران کننده است. همخطی یک امر طبیعی است (Gujarati, 2018). به‌منظور دستیابی به اهداف مطالعه و بررسی تأثیر عوامل مختلف بر تولید سویا در استان‌های گلستان و مازندران، از فرم‌های تابع تولید کاب-داگلاس، ترانسندنتال و نیمه لگاریتمی استفاده شد. نتایج این مدل‌های تجربی در ادامه ارائه خواهد شد. طبق نتایج جدول ۵، در تابع تولید کاب-داگلاس در

استان گلستان، در حالت با عرض از مبدأ طبق نتایج در تخمین نهایی به‌روش Backward، متغیر کود پتاس و نیروی کار دارای اثر مثبت بوده و در سطح یک درصد تأثیر معنی‌داری بر تولید سویا داشته‌اند. متغیرهای مستقل نهایی مدل توانسته‌اند ۹۵/۲ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش کاربرد یک درصد کود پتاس و نیروی کار، میزان تولید به‌ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۳۱ درصد افزایش خواهد یافت. در شرایط بدون عرض از مبدأ، متغیرهای بارندگی سالانه، کودهای پتاس و فسفات دارای اثر مثبت و معنی‌داری از لحاظ آماری بر تولید سویا در سطح یک درصد داشته‌اند. متغیرهای توضیحی نهایی مدل توانسته‌اند ۹۹/۹ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک درصد بارندگی سالانه، پتاس و فسفات، میزان تولید به‌ترتیب ۰/۹۷، ۰/۳۴ و ۰/۳۸ درصد افزایش خواهد یافت. در استان مازندران، در حالت با عرض از مبدأ طبق نتایج، متغیر نیروی کار دارای اثر مثبت و در سطح ۵ درصد اثر معنی‌داری بر تولید داشته است. متغیر مستقل نهایی مدل توانسته‌اند ۲۵/۴ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش کاربرد یک درصد نیروی کار، میزان

تولید ۰/۱۸ درصد افزایش خواهد یافت. در شرایط بدون عرض از مبدأ، متغیرهای مستقل کود اوره و قیمت تضمینی محصول دارای اثر منفی و از لحاظ آماری اثر آنها بر تولید به ترتیب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنی داری بوده‌اند. با افزایش کاربرد یک درصد کود اوره و قیمت، میزان تولید به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۱۸ درصد کاهش خواهد یافت. متغیرهای مستقل کود پتاس، بارندگی سالانه و نیروی کار

دارای اثر مثبت و از لحاظ آماری در سطح یک و ۵ درصد اثر معنی داری بر تولید داشته‌اند. متغیرهای توضیحی نهایی مدل توانسته‌اند ۹۹/۹ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش کاربرد یک درصد کود پتاس، بارندگی سالانه و نیروی کار، میزان تولید به ترتیب ۰/۴۵، ۱/۲ و ۰/۱۹ درصد افزایش خواهد یافت.

جدول ۴- نتایج پدیده‌های رگرسیونی در داده‌ها در توابع مختلف تولید در استان‌های هدف

پدیده	آزمون	کاب-داگلاس	ترانسندنتال	نیمه لگاریتمی
ناهمسانی واریانس	Chi-Square	گلستان ۰/۰۱۸	گلستان ۰/۰۷	گلستان ۰/۰۱۴
معنی داری		مازندران ۲/۱۶۷	مازندران ۰/۰۰۶	مازندران ۳/۹۰۲
همخطی	VIF	گلستان ۰/۸۹۳	گلستان ۰/۷۹۱	گلستان ۰/۹۰۵
		مازندران ۳/۵	مازندران ۲۵۶/۳	مازندران ۴/۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵- تأثیر عوامل بر تولید سویا در تابع کاب- داگلاس در استان‌های هدف

استان	متغیرها	ضرایب	t	Sig t	بدون عرض از مبدأ	ضرایب	t	Sig t
گلستان	عدد ثابت	۵/۸۷۱	۱۷/۸	۰/۰۰۰	لگاریتم بارندگی سالانه	۰/۹۶۸	۷/۱۲	۰/۰۰۰
	لگاریتم کود پتاس	۰/۱۶۵	۳/۷۱	۰/۰۰۳	لگاریتم کود پتاس	۰/۳۴۳	۳/۳۳	۰/۰۰۷
	لگاریتم نیروی کار	۰/۳۰۸	۱۰/۳	۰/۰۰۰	لگاریتم کود فسفات	۰/۳۸۱	۲/۸۱	۰/۰۱۷
$\text{LnY} = ۰/۹۶۸ \text{Ln Annual rain} + ۰/۳۴۳ \text{Ln Potas} + ۰/۳۸۱ \text{Ln Phosphate}$ $\text{Ln Y} = ۵/۸۷۱ + ۰/۱۶۵ \text{Ln Potas} + ۰/۳۰۸ \text{Ln Labor}$ $R^2 = ۰/۹۶ \quad \text{Adjusted } R^2 = ۰/۹۵$ $F = ۱۲۹/۴۴۱ \quad \text{Sig F} = ۰/۰۰۰$								
$R^2 = ۰/۹۹۹ \quad \text{Adjusted } R^2 = ۰/۹۹۹$ $F = ۴۷۸۴/۵۳۳ \quad \text{Sig F} = ۰/۰۰۰$								
مازندران	عدد ثابت	۶/۵۲	۸/۰۹۱	۰/۰۰۰	لگاریتم کود اوره	-۰/۳۲۷	-۱/۹	۰/۰۰۰
	لگاریتم نیروی کار	۰/۱۸۴	۲/۳۳	۰/۰۳۸	لگاریتم کود پتاس	۰/۴۵۴	۱/۳	۰/۰۰۰
					لگاریتم بارندگی سالانه	۱/۱۹۲	۱/۶	۰/۰۰۰
					لگاریتم نیروی کار	۰/۱۸۹	۴/۲	۰/۰۰۰
					لگاریتم قیمت تضمینی	-۰/۱۷۸	-۱/۹۷	۰/۰۰۰
$\text{LnY} = -۰/۳۲۷$ $\text{Ln Ureh} + ۰/۴۵۴ \text{Ln Potas} + ۱/۱۹۲ \text{Ln Annual rain} + ۰/۱۸۹ \text{Ln Labor} - ۰/۱۷۸ \text{Ln Gurantee price}$ $\text{Ln Y} = ۶/۵۲۳ + ۰/۱۸۴ \text{Ln Labor}$ $R^2 = ۰/۳۱۲ \quad \text{Adjusted } R^2 = ۰/۲۵۴$ $F = ۵/۴۳۱ \quad \text{Sig F} = ۰/۰۳۸$								
$R^2 = ۰/۹۹۹ \quad \text{Adjusted } R^2 = ۰/۹۹۹$ $F = ۲۳۷۰/۹۳۲ \quad \text{Sig F} = ۰/۰۰۰$								

مأخذ: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج جدول ۶، در تابع تولید ترانسندنتال در استان گلستان، در حالت با عرض از مبدأ طبق نتایج در تخمین نهایی، هیچکدام از متغیرهای مستقل معنی دار نبوده است. در شرایط بدون عرض از مبدأ، متغیرهای لگاریتم بارندگی سالانه، لگاریتم کودهای پتاس و فسفات دارای اثر مثبت و معنی داری از لحاظ آماری بر تولید در سطح یک درصد داشته‌اند. متغیرهای توضیحی مدل توانسته‌اند ۹۹/۹ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک درصد بارندگی سالانه، کودهای پتاس و فسفات، میزان تولید به ترتیب ۰/۹۶۸، ۰/۳۴۳ و ۰/۳۸۱ درصد افزایش خواهد یافت. در استان مازندران، در حالت با عرض از مبدأ طبق نتایج در تخمین نهایی، متغیر کود پتاس دارای اثر

مثبت و معنی دار (در سطح ۵ درصد) و متغیر قیمت تضمینی محصول دارای اثر منفی و معنی داری از لحاظ آماری (در سطح یک درصد) بر تولید داشته‌اند. متغیرهای مستقل نهایی مدل توانسته‌اند ۹۹/۸ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک درصد کود پتاس، میزان تولید ۰/۰۰۴ درصد افزایش خواهد یافت. در شرایط بدون عرض از مبدأ، متغیرهای بارندگی سالانه و نیروی کار دارای اثر مثبت و معنی دار در سطح یک درصد بر تولید داشته‌اند. متغیرهای توضیحی نهایی مدل توانسته‌اند ۵۰/۴ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک درصد بارندگی سالانه و نیروی کار، میزان تولید به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۲۱ درصد افزایش یافت.

جدول ۶- تأثیر عوامل بر تولید سویا در تابع ترانسندنتال در استان‌های هدف

استان				بدون عرض از مبدأ			
متغیرها				ضرایب			
				t			
				Sig t			
گلستان	-	-	-	-	-	-	-
	لگاریتم بارندگی سالانه	۰/۹۶۸	۷/۱۱۸	۰/۰۰۰			
	لگاریتم کود پتاس	۰/۳۴۳	۳/۳۲۶	۰/۰۰۷			
	لگاریتم کود فسفات	۰/۳۸۱	۲/۸۱۱	۰/۰۱۷			
$LnY = ۰/۹۶۸Ln Annual\ rain + ۰/۳۴۳Ln Potas + ۰/۳۸۱Ln Phosphate$ $R^2 = ۰/۹۹۹$ Adjusted $R^2 = ۰/۹۹۹$ $F = ۴۷۸۴/۵۳۳$ Sig $F = ۰/۰۰۰$							
مازندران	عدد ثابت	۱۰/۵	۱۱/۶۲	۰/۰۰۰			
	لگاریتم کود پتاس	۰/۰۰۴	۲/۴۷۵	۰/۰۳۱			
	لگاریتم قیمت تضمینی	-۰/۲۶۶	-۲/۸۸	۰/۰۱۵			
	لگاریتم بارندگی سالانه	۰/۹۵	۸/۸۵	۰/۰۰۰			
$LnY = ۰/۹۵۰ Ln Annual\ rain + ۰/۲۰۹ Ln Labor$ $R^2 = ۰/۹۹۸$ Adjusted $R^2 = ۰/۹۹۸$ $F = ۳۴۹۱/۱۴۶$ Sig $F = ۰/۰۰۰$							
$Ln Y = -۰/۱۰۲۶۶/۴۹۸ Ln Guaranteeprice + ۰/۰۰۴ Potas$ $R^2 = ۰/۵۸۰$ Adjusted $R^2 = ۰/۵۰۴$ $F = ۷/۵۹۹$ Sig $F = ۰/۰۰۸$							

مأخذ: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج جدول (۷)، در تابع تولید نیمه لگاریتمی در استان گلستان، در حالت با عرض از مبدأ طبق نتایج در تخمین نهایی، متغیرهای نیروی کار و قیمت تضمینی محصول دارای اثر مثبت و معنی داری از لحاظ آماری (به ترتیب در سطح ۵ و یک درصد) بر تولید داشته‌اند. متغیرهای مستقل نهایی مدل توانسته‌اند ۸۱/۳ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک

درصد نیروی کار، میزان تولید ۱/۶۳ درصد افزایش خواهد یافت. در شرایط بدون عرض از مبدأ، متغیرهای بارندگی سالانه، بارندگی بهار، کود پتاس و قیمت تضمینی محصول دارای اثر مثبت و معنی داری از لحاظ آماری در سطح یک و ۵ درصد بر تولید داشته‌اند. متغیرهای توضیحی نهایی مدل توانسته‌اند ۹۸/۳ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک درصد بارندگی سالانه، بارندگی

توانسته‌اند ۹۸/۳ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک درصد بارندگی سالانه و کود پتاس، میزان تولید به ترتیب ۰/۱ و ۰/۱۱ درصد افزایش خواهد یافت.

شاخص‌های سنجش انتخاب مدل مناسب

طبق شاخص‌های برازش مدل‌ها در جداول ۸ و ۹، تابع تولید ترانسندنتال در حالت بدون عرض از مبدأ به دلیل بالا بودن ضریب تعیین مدل در استان‌های گلستان و مازندران، میزان آماره F برای معنی‌داری مدل رگرسیونی، میزان آزمون خودهمبستگی (آزمون دوربین واتسون) و صفر بودن میزان خطا به عنوان مدل نهایی مناسب برای مناطق هدف مشخص شد.

بهاره، کود پتاس، میزان تولید به ترتیب ۰/۰۰۷، ۰/۰۲۱ و ۰/۰۰۱ درصد افزایش خواهد یافت. در استان مازندران، در حالت با عرض از مبدأ طبق نتایج در تخمین نهایی، متغیر کود فسفات دارای اثر مثبت و معنی‌دار (در سطح یک درصد) و متغیر قیمت تضمینی محصول دارای اثر منفی و معنی‌داری از لحاظ آماری (در سطح یک درصد) بر تولید داشته‌اند. متغیرهای مستقل نهایی مدل توانسته‌اند ۴۶/۴ درصد تغییرات متغیر وابسته تولید را توجیه نمایند. با افزایش یک درصد کود فسفات، میزان تولید ۰/۰۰۲ درصد افزایش خواهد یافت. در شرایط بدون عرض از مبدأ، اثر متغیرهای کود پتاس و بارندگی سالانه دارای اثر مثبت و معنی‌داری از لحاظ آماری به ترتیب در سطح ۵ و یک درصد بر تولید داشته‌اند. متغیرهای توضیحی نهایی مدل

جدول ۷- تاثیر عوامل بر تولید سویا در تابع نیمه لگاریتمی در استان‌های هدف

بدون عرض از مبدأ				با عرض از مبدأ				استان
Sig t	t	ضرایب	متغیرها	Sig t	t	ضرایب	متغیرها	
۰/۰۰۷	۲/۳۲۵	۰/۰۰۷	بارندگی سالانه	۰/۰۰۰	۴۶/۳۱	۱۱/۲۵۱	عدد ثابت	گلستان
۰/۰۰۱	۵/۳۰۲	۰/۰۰۱	کود پتاس	۰/۰۰۴	۲/۳۳	۱/۶۲۶	نیروی کار	
۰/۰۲۱	۲/۴۱۸	۰/۰۲۱	بارندگی بهاره	۰/۰۰۵	-۳/۴۵	-۲/۲۴	قیمت تضمینی	
۰/۰۰۰	۳/۹۲	۰/۰۰۰۱	قیمت تضمینی	Ln Y=۱۱/۲۵۱+ ۱/۶۲۶Labor- ۲/۲۳۵Guranteeprice				
Ln Y=۰/۰۰۱Phosphate + ۰/۰۲۱Springrain + ۰/۰۰۷				R ² = ۰/۸۴۲ Adjustcd R ² = ۰/۸۱۳				
Annual rain + ۰/۰۰۰Guranteeprice				F= ۲۹/۳۴۸ Sig F= ۰/۰۰۰				
R ² = ۰/۹۸۸ Adjustcd R ² = ۰/۹۸۳								
F= ۲۰۲/۴۵۹ Sig F= ۰/۰۰۰								
۰/۰۴۵	۲/۲۶۵	۰/۱۱	کود پتاس	۰/۰۰۰	۴۰/۷۱	۸/۲۷۱	عدد ثابت	مازندران
۰/۰۰۰	۱۲/۴۵	۰/۱	بارندگی سالانه	۰/۰۲۴	۲/۶۲	۰/۰۰۲	کود فسفات	
				۰/۰۰۱	-۳/۱۲	-۱/۷۵۴	قیمت تضمینی	
Ln Y= ۰/۱۱Potas+۰/۱۰Annual rain				Ln Y=۸/۲۷۱+ ۰/۰۰۲Phosphate - ۱/۷۵۴Guranteeprice				
R ² = ۰/۹۸۵ Adjustcd R ² = ۰/۹۸۳				R ² = ۰/۵۴۷ Adjustcd R ² = ۰/۴۶۴				
F=۴۰۷/۰۲۸ = Sig F= ۰/۰۰۰				F= ۶/۶۳۰ Sig F= ۰/۰۱۳				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸- شاخص‌های سنجش برای انتخاب مدل رگرسیونی مناسب در مناطق هدف

استان	نام تابع	تعداد ضرایب معنی‌دار (آزمون t)		ضریب تعیین (R ²)		آزمون مدل رگرسیونی (آماره F)		آزمون خودهمبستگی (آماره D.W)	
		با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ
گلستان	کاب-داگلاس	۳	۳	۰/۹۵۹	۰/۹۹۹	۱۲۹/۴۴۱	۴۷۸۴/۵۳۳	۱/۰۶۸	۱/۵
	ترانسندنتال	-	۳	-	۰/۹۹۹	-	۴۷۸۴/۵۳۳	۱/۹۲۹	۱/۵
	نیمه لگاریتمی	۳	۴	۰/۸۴۲	۰/۹۸۸	۲۰۲/۴۵۹	۲۹/۳۴۸	۰/۹۶۷	۱/۶۸۲
مازندران	کاب-داگلاس	۲	۵	۰/۳۱۲	۰/۹۹۹	۵/۴۳۱	۲۳۷۰/۹۳۲	۱/۶۲۴	۲/۳۸۳
	ترانسندنتال	۳	۲	۰/۵۸۰	۰/۹۹۸	۷/۵۹۹	۳۴۹۱/۱۴۶	۱/۹۱۵	۲/۰۳۱
	نیمه لگاریتمی	۳	۱	۰/۵۴۷	۰/۹۸۵	۶/۶۳۰	۴۰۷/۰۲۸	۲/۴۸۱	۲/۲۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹- مقایسه مجموع خطا در توابع تولید مختلف در استان‌های هدف

استان	نام تابع	کاب-داگلاس		ترانسندنتال		نیمه لگاریتمی	
		با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ
گلستان	$e_1 \Sigma$	-۱/۲۰	۰/۳۶	۰/۰۰	۰/۰۰	-۲/۲۰	۴/۹۸
مازندران	$e_1 \Sigma$	۳/۲۷	۰/۳۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۶۴	۳/۰۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مدل نهایی

در این مطالعه با توجه به نتایج معیارهایی همچون ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل شده، آماره F، آماره دوربین و واتسون، تعداد ضرایب معنی‌دار، آزمون بروش-پاگان و تابع خطا در مدل‌های مختلف رگرسیونی، مدل بدون عرض از مبدأ ترانسندنتال برای استان گلستان و مازندران به‌عنوان شکل تابعی مناسب انتخاب شد. به بیانی دیگر فرم تابعی بدون عرض از مبدأ ترانسندنتال بهتر می‌تواند تابع تولید سوپا را توضیح دهد. آماره دوربین و واتسون به‌عنوان مهم‌ترین آماره پدیده خودهمبستگی، نشان می‌دهد، در این مدل بین اجزاء اخلاص همبستگی وجود ندارد. با توجه به نتایج این مدل، در استان گلستان، متغیرهای توضیحی بارندگی سالانه و کودهای پتاس و فسفات دارای تأثیر مثبت

بر تولید محصول داشته و با توجه به آماره t این متغیرهای توضیحی از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار شده‌اند. با افزایش یک درصد بارندگی سالانه، کودهای پتاس و فسفات، میزان تولید به ترتیب ۰/۹۷، ۰/۳۴ و ۰/۳۸ درصد افزایش خواهد یافت. در استان مازندران متغیرهای توضیحی بارندگی سالانه و نیروی کار دارای تأثیر مثبت بر تولید محصول داشته و با توجه به آماره t این متغیرهای توضیحی از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار شده است. با افزایش یک درصد بارندگی سالانه و نیروی کار، میزان تولید به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۲۱ درصد افزایش خواهد یافت. در استان‌های هدف متغیر توضیحی بارندگی سالانه بیشترین تأثیر بر تولید محصول داشته است (جدول ۱۰).

جدول ۱۰- میزان تأثیر عوامل مؤثر بر تولید سویا در تابع ترانسندنتال بدون عرض از مبدأ به عنوان مدل نهایی انتخاب شده در استان های هدف

استان	متغیر	ضرایب برآورد شده	آماره t	سطح معنی داری	درصد معنی داری مدل	ضریب تعیین تعدیل شده	آزمون خودهمبستگی (آماره D.W)
گلستان	بارندگی سالانه	۰/۹۶۸	۷/۱۲	۰/۰۰۰			
	کود پتاس	۰/۳۴۳	۳/۳۳	۰/۰۰۷	۹۹	۹۹/۹	۱/۵
	کود فسفات	۰/۳۸۱	۲/۸۱	۰/۰۱۷			
$\text{LnY} = ۰/۹۶۸ \text{ Ln Annual rain} + ۰/۳۴۳ \text{ Ln Potas} + ۰/۳۸۱ \text{ Ln Phosphate}$ $R^2 = ۰/۹۹۹$ Adjusted $R^2 = ۰/۹۹۹$ $F = ۴۷۸۴/۵۳۳$ Sig F = ۰/۰۰۰							
مازندران	بارندگی سالانه	۰/۹۵	۸/۸۵	۰/۰۰۰	۹۹/۲	۵۰/۴	۲/۰۳
	نیروی کار	۰/۲۱	۳	۰/۰۱۱			
$\text{Ln Y} = ۱۰/۴۹۸ - ۰/۲۶۶ \text{ Ln Guaranteeprice} + ۰/۰۰۴ \text{ Potas}$ $R^2 = ۰/۵۸۰$ Adjusted $R^2 = ۰/۵۰۴$ $F = ۷/۵۹۹$ Sig F = ۰/۰۰۸							

مأخذ: یافته های تحقیق

و مازندران با برخورداری از شرایط اقلیمی مطلوب و منابع آبی کافی، ظرفیت بالایی برای تولید این محصول دارند. براساس نتایج به دست آمده از تخمین توابع تولید و ارزیابی مدل های مختلف، تابع تولید ترانسندنتال، به عنوان مبنای تحلیل پژوهش انتخاب گردید. نتایج نشان می دهد که در استان گلستان، متغیرهای توضیحی بارندگی سالانه، کودهای پتاس و فسفات تأثیر مثبت بر تولید دارند و از نظر آماری در سطح یک درصد معنی دار هستند. به طور مشخص، با افزایش یک درصد در بارندگی سالانه، کود پتاس و کود فسفات، میزان تولید به ترتیب ۰/۹۷، ۰/۳۴ و ۰/۳۸ درصد افزایش می یابد. شکل تابع تولید نشان دهنده نقش کلیدی این نهاده ها در بهبود عملکرد تولید است. با توجه به نتایج به دست آمده از تابع تولید ترانسندنتال و اثر مصرف کود در افزایش تولید محصول، توصیه می شود کشاورزان مصرف نهاده هایی نظیر کودهای شیمیایی را بر اساس میزان توصیه شده توسط مراکز تحقیقاتی منطقه و در زمان مناسب انجام دهند تا حداکثر بهره وری در استان گلستان حاصل شود. در استان مازندران، متغیرهای بارندگی سالانه و نیروی کار تأثیر مثبت و معنی داری بر تولید دارند و از نظر آماری در سطح یک درصد معنی دار شده اند. به طور دقیق تر، با افزایش یک درصد در بارندگی سالانه و نیروی کار، میزان تولید به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۲۱ درصد افزایش می یابد. این یافته ها اهمیت منابع و نهاده های متناسب با شرایط منطقه را در تعیین عملکرد تولید سویا برجسته می کند. دولت می تواند از طریق ارائه یارانه یا حمایت مالی، دسترسی به

یافته های پژوهش های پیشین در ایران، به ویژه در مناطق گرگان و مغان، نشان دهنده سودآوری تولید سویا بوده است. نتایج این مطالعات با یافته های پژوهش حاضر همخوانی و قرابت دارد. تحلیل های انجام شده با استفاده از فرم تابع تولید ترانسلوگ نشان داد که در استان گلستان، تأثیر متغیر کود بر تولید سویا مثبت اما از لحاظ آماری معنی دار نبوده است. در مقابل، در استان مازندران، متغیر نیروی کار تأثیر مثبت و از نظر آماری معنی داری بر تولید داشته است (Beromand et al., 2015; Amirnejad et al., 2013; Shahnavaizi, 2024). این یافته ها با نتایج مطالعات مشابه در سایر کشورها، از جمله اندونزی و نیجریه، قابل مقایسه است. مطالعات پیشین در اندونزی با استفاده از فرم تابع تولید کاب-داگلاس، تأثیر مثبت و معنی دار کود پتاس بر تولید سویا را نشان داده اند. همچنین، نتایج مطالعات اقتصادی در نیجریه نیز سودآوری تولید سویا را تأیید کرده اند (Siregar & Sumaryanto, 2003; Olorunsanya, 2009).

نتیجه گیری کلی

سویا، به عنوان یکی از مهم ترین محصولات زراعی روغنی و پروتئینی، نقش اساسی در تأمین امنیت غذایی و تقویت اقتصاد کشاورزی کشور دارد. کمبود روغن و نیاز روزافزون به این محصول استراتژیک، مسئولان بخش کشاورزی را بر آن داشته است تا با برنامه ریزی مناسب، به افزایش تولید و شناسایی عوامل اثرگذار بر آن بپردازند. استان های گلستان

راهکارهای عملی برای بهره‌برداری بهینه از این فناوری‌ها متمرکز باشند. اجرای چنین اقداماتی نه تنها می‌تواند وابستگی تولید به بارندگی را کاهش دهد، بلکه بهره‌وری نهاده‌های آبی را به‌طور قابل توجهی افزایش خواهد داد.

سیاسگزاری

از دانشگاه کردستان که در تامین امکانات و منابع لازم در اجرای پژوهش حاضر در قالب پایان‌نامه کارشناسی ارشد مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

کودهای پتاس و فسفات باکیفیت را برای کشاورزان تسهیل کند. همچنین، ایجاد یک سامانه نظارتی برای توزیع بهینه و جلوگیری از استفاده نادرست این نهاده‌ها می‌تواند به افزایش کارایی آن‌ها در تولید سویا کمک کند. باتوجه به اینکه سویا عمدتاً یک محصول تابستانه است و بدون آبیاری مناسب نمی‌تواند عملکرد اقتصادی مطلوبی را داشته باشد، تدوین و اجرای برنامه‌های مؤثر آبیاری برای این مزارع امری ضروری است. همچنین با در نظر گرفتن نقش بارندگی در افزایش تولید سویا، پیشنهاد می‌شود برنامه‌های جامع آموزشی و ترویجی جامع برای کشاورزان طراحی شود. این برنامه‌ها باید بر آموزش روش‌های نوین آبیاری و ارائه

منابع

- Adkins, L. C., & Carter Hill, R. (2016). Using stata for the principle of econometrics. 4th edn, translated by Ahmad Sadeghi and Behrooz Hassanpour, Eslamic Azad University Publication, pp.791. (In Persian).
- Amirnejad, H., Asadpour Kurdi, M., & Zahedian Tajanki, R. (2013). Factors affecting rainfed soybean production in Golestan and Mazandaran provinces. The second national conference on sustainable agriculture and natural resources. (In Persian).
- Arabmazar, A. (1980). Common econometrics. Kavir Publication, pp.503. (In Persian).
- Asadi, H., Mahmoudi, M., & Zare, SH. (2021). Determining profitability and the economic productivity of agricultural water in crop production. *Iranian Journal of Irrigation and Drainage*, 15(6), 1404-1411. DOR: 20.1001.1.20087942.1400.15.6.14.4 (In Persian).
- Beromand, A., Aghkhani, M. H., & Sadrnia, H. (2015). Economic analysis of soybean production in government, private and cooperative exploitation systems: A Moghan region region case study. The third national conference on sustainable agriculture and natural resources. (In Persian).
- Boussemart, J. P., & Parvulescu, R. (2019). Agriculture productivity grains and their distribution for the main EU members. IESEG working paper series 2019-EQM-07.
- Erickson, D. R. (2015). Practical handbook of Soybean processing and utilization. *Agricultural and biological sciences*, 23(3), 528-533. <https://lib.ugent.be/catalog/ebk01:3710000000470427>
- Food and Agricultural Organization of the United National. (2018). Guidelines for the measurement of productivity and efficiency in agriculture. publication prepared in the framework of the global strategy to improve agricultural andr Statistics.
- Gujarati, D. N (2018). Basics econometrics. 3rd ed, translated by Hamid Abrishmi, Tehran University Press, pp.563. (In Persian).
- Liu, M., & Li, D. (2010). An analysis of total factor productivity and influencing factors of Soybean in China. *Journal of Agricultural Sciences*, 2(2), 158-163.
- Ministry of Jihad Agriculture. (2024). Agricultural statistics for the crop year 2022-2023. First volume: Crop. Information and Communication Office of Economic Planning Deputy, Ministry of Agricultural Jihad. pp.126. (In Persian).
- Nikakhtar, A., & Saleh, J. (2024). Increasing water productivity by using nitrogen in soybean cultivation. *Journal of Water Conservation and Utilization*, 9(1), 79-70. (In Persian).
- Olorumsanya, E. (2009). Economic analysis of Soybean production in Kwara State North Central Nigeria. *Global Approaches to Extension Practice: A Journal of Agricultural Extension*, 5(2), 45-53.
- Otitoju, M.A., Arene, C. J. (2010). Constraints and determinants of technical efficiency in medium-scale Soybean production in the analysis of Soybean production in Bemu State Nigeria. *African Journal of Agricultural Research*, 5(17), 2276-2280.
- Ramedani, Z., Rafiei, S. S., & Heydari, M., D. (2011). Econometric and sensitivity analysis of soybean production in Golestan province. *Journal of Energy*, 36 (6), 6344-6340. (In Persian).
- Shahnavazi, A. (2024). An economic study of irrigated summer soybean production in Iran. *Oilseed plants*, 6 (1), 56-48. (In Persian).
- Singh, K. P., Prakash, V., Srinivas, K., & Srivastva, A. K. (2008). Effect of tillage management on energy-use efficiency and economics of soybean (*Glycine max*) based cropping systems under the rainfed conditions in North-West Himalayan Region. *Soil and Tillage Research*, 100(1-2), 78-82. <https://doi.org/10.1016/j.still.2008.04.011>
- Siregar, M., & Sumaryanto. (2003). Estimulating Soybean production efficiency in the irrigated area of Brantas River Basin. *Indonesian Journal Agriculture Science*, 4(2), 33-39. <https://doi.org/10.21082/ijas.v4n2.2003.33-39>

Determining of effect factors soybean production in Golestan and Mazandaran Provinces

Zahra Taheri Mashhad Torqi¹, Hamed Ghaderzadeh*², Hormoz Asadi³

1. MSc. graduate, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Kurdistan University, Sanandaj, Iran

2. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Kurdistan University, Sanandaj, Iran

3. Associate Professor, Seed and Plant Improvement Institute (SPII), Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran

Received: 21-11-2024

Accepted: 22-01-2025

Abstract

Soybean is the oldest crops and one of the main sources of vegetable oil and protein production, which ranks first in the world in terms of oil production. The current research aimed to determine of benefit and its effect factors on irrigated Soybean production during 2000-2021 in Golestan and Mazandaran provinces and carried out in 2023. In order to determining of the effective factors on crop product used regression analysis and production function estimated and to evaluate the profitability of production benefit-cost ratio criteria used. According to the results, benefit-cost ratio in Soybean production in Golestan and Mazandaran provinces was estimated 1.8 and 1.34 respectively. Based on the tests and goodness of appropriate indices of the models, the transcendental production function without intercept was selected as the appropriate production function in the target areas. The results showed that, in Golestan province, the explanatory variables of annual rainfall, potash and phosphate fertilizers have a positive and statistically significant effect as effective variables on production. In Mazandaran province, explanatory variables of annual rainfall and labor have a positive and significant effect on crop production. In both provinces, the explanatory variable of annual rainfall has had the greatest impact on crop production.

Keywords: Effective factors, Profitability, Regression, Soybean production

Citation: Taheri Mashhad Torqi, Z., Ghaderzadeh, H., & Asadi, H. (2025). Determining of effect factors on soybean production in Golestan and Mazandaran Provinces. *Plant Production and Genetics*, 6(1), 135-148. <https://doi.org/10.22034/plant.2025.142588.1134>

Copyrights:

Copyrights rights for this article is retained by the author (s), with publication rights granted to Plant Production and Genetics. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



*Corresponding Author Email: hamedar2002@uok.ac.ir