

برآورد تابع تولید محصول جو با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی (مطالعه‌ی موردی: استان اصفهان)

ابوالقاسم باقری^۱، اعظم یادگاری^۲

چکیده

جو از محصولات زراعی مهم در تأمین غذای انسان و دام و طیور می باشد. براین اساس شناسایی عوامل مؤثر بر تولید این محصول، بسیار حائز اهمیت می باشد. هدف از پژوهش حاضر، بررسی عوامل مؤثر بر تولید جو در استان اصفهان با استفاده از داده‌های تابلویی طی سال‌های زراعی ۹۸-۱۳۸۰ می باشد. برآورد تابع تولید جو با روش حداقل مربعات معمولی از طریق مدل کابداگلاس انجام شده است. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان می دهد که از میان عوامل مؤثر در تولید جو، به ترتیب متغیرهای قیمت جو با یک وقفه، عملکرد جو، سطح زیرکشت گندم، کود شیمیایی، آبیاری و دما تأثیرگذاری مثبت و متغیرهای بذر مصرفی، قیمت گندم بایک وقفه، ماشین آلات و نیروی کار تأثیر گذاری منفی داشته اند. علاوه بر آن نتایج این پژوهش نشان می دهد، نهاده‌ی آبیاری و کود شیمیایی در ناحیه‌ی دوم تولید (ناحیه اقتصادی) و نهاده‌های بذر مصرفی، ماشین آلات و نیروی کار در ناحیه‌ی سوم تولید (ناحیه غیراقتصادی) قرار گرفته اند. در نهایت نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که تابع تولید جو در استان اصفهان دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس می باشد.

واژه‌های کلیدی: تولید جو، تابع تولید کابداگلاس، استان اصفهان، رویکرد داده‌های تابلویی.

E-mail: mmohsen55@yahoo.com

^۱ استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور اصفهان

^۲ دانش‌آموخته‌ی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور اصفهان

مقدمه

کشاورزی نقش مؤثری در توسعه اقتصادی کشورها و نیز در کاهش فقر بشر دارد. تولید غذا یکی از وظایف عمده بخش کشاورزی محسوب می‌شود. اگر بخش کشاورزی بتواند غذای کافی و مورد نیاز کشور را با سرعتی متناسب با رشد جمعیت فراهم کند، منابع کمیاب تولید را می‌توان برای جذب فن‌آوری به کار برد و فرایند توسعه را سرعت بخشید. در غیر این صورت منابع تولید و به‌ویژه ارز، صرف واردات مواد غذایی می‌شود و در نتیجه روند توسعه کند می‌شود و توسعه نیافتگی مزمن استمرار می‌یابد. بخش کشاورزی منبع اصلی تأمین‌کننده نیازهای اصلی و اساسی جوامع بوده و بیش‌ترین اهمیت را در برنامه‌های توسعه اقتصادی برعهده دارد. در نتیجه بخش کشاورزی تولید و عرضه مواد غذایی مورد نیاز جمعیت روزافزون کشورها و برقراری امنیت غذایی را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اهداف برعهده دارد.

جو از غلات مهم و به‌عنوان یکی از گیاهان بومی شده اولیه، از قدیمی‌ترین و کم‌توقع‌ترین گیاهان زراعی جهان است. این محصول پس از گندم رتبه دوم را از نظر سطح زیرکشت و میزان تولید در بین محصولات زراعی به‌خود اختصاص داده است (tavakoli et al., 2013). دامنه سازگاری و پراکنش آن از سایر گیاهان زراعی گسترده‌تر و تحمل این گیاه نسبت به شوری زیاد می‌باشد. جو در شرایط نامساعد خاک و آب مقاوم بوده و از گندم زودتر می‌رسد و برای کاهش خطر خشکی و گرما در آخر فصل کشت، به غلات ترجیح داده می‌شود. نیاز آبی آن کم‌تر از گندم است و کمبود منابع آب زمینه را برای ترویج زراعت جو فراهم نموده است. از سوی دیگر وجود جمعیت دامی و لزوم تأمین غذای مورد نیاز دام و طیور این توجه را دو چندان کرده است (Anonymous., 2015). در مناطقی که بارندگی کافی ندارند و نوع خاک نیز برای تولید گندم مناسب نیست، جو جایگزین می‌شود. از این‌رو شناخت عوامل تولید اطلاعات مفیدی را برای تدوین راهبردهای توسعه تولید این محصول و مدیریت بهره‌برداری از منابع موجود فراهم خواهد کرد (tavakoli et al., 2013).

در زمینه برآورد تابع تولید، مطالعات زیادی صورت گرفته است. (omidi & mirzaei (2018) به برآورد تابع تولید برنج در استان‌های مازندران، گیلان، گلستان، خوزستان و فارس پرداخته‌اند. داده‌های استفاده شده از نوع داده‌های تلفیقی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ می‌باشد. برآورد مدل در قالب تابع تولید کاب داگلاس انجام شده است. نتایج برآورد الگوی مزبور، حاکی از آن است که عوامل بذر، کود، سم و نیروی کار تأثیر مثبت و معناداری بر میزان تولید برنج داشته‌اند و کشت جزئی تولید این نهاده‌ها مثبت می‌باشد. (Moradi & afsharmanesh (2018) با استفاده از داده‌های تابلویی قیمت نهاده‌های مورد استفاده در تولید ذرت ۱۶ استان کشور طی سال‌های زراعی ۷۹-۱۳۷۸ تا ۹۱-۱۳۹۰، را با روش خودرگرسیون برداری مورد تحلیل قراردادده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که شوک قیمت نهاده‌های زمین، کود و سم اثر مثبت بر روی قیمت محصول ذرت دانه‌ای دارد. (Suchánková and Bezděkovská (2012) وابستگی تولید محصولات کشاورزی به عوامل آب و هوایی را مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه با استفاده از داده‌های تابلویی مناطق مختلف کشور چک طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۱ انجام شده است. نتایج تحلیل حساسیت تولید محصولات مختلف کشاورزی به عوامل محیطی (دما، بارندگی، رطوبت خاک و سطح تبخیر) را نشان

می‌دهد. (Enaami et al (2013) مدل جدیدی را براساس تابع تولید کاب - داگلاس با استفاده از روش حداقل مربعات برای ارزیابی پارامتر (مقادیر ثابت در معادلات) ارائه می‌نمایند. داده‌های مورد نیاز براساس نظرسنجی فراهم شده است. ورودی‌ها و خروجی‌های مدل نیز براساس داده‌های تولید گندم طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۰ مربوط به پروژه‌ی کشاورزی Al-Kufra در لیبی فراهم شده است. براساس نتایج به‌دست آمده ضرایب منفی متغیرهای مستقل در مدل نشان می‌دهد که این متغیرها بر متغیر وابسته تأثیر معکوس داشته‌اند که به‌دست آمدن این نتیجه با منطق تابع تولید متفاوت می‌باشد. براین‌اساس، در پژوهش حاضر بررسی عوامل مؤثر بر تولید جو در استان اصفهان با استفاده از داده‌های تابلویی انجام گرفته است.

روش تحقیق

تابع تولید یکی از روش‌های تحلیل روابط کمی میان عملکرد محصول و مقدار نهاده‌های تولیدی است. این تابع رابطه‌ی ریاضی است که نرخ تبدیل داده به ستانده را مشخص می‌کند. از معروف‌ترین و قدیمی‌ترین توابع تولید، تابع کاب - داگلاس می‌باشد. شکل کلی این تابع تولید که گاهی به آن تابع تولید توانی^۱ نیز گفته می‌شود، به صورت رابطه‌ی ۱ می‌باشد.

$$Y = \alpha_0 \prod_i X_i^{\alpha_i} \quad (1)$$

در رابطه‌ی مذکور Y مقدار محصول، X_i مقدار نهاده α_0 و α_i پارامتر کارایی می‌باشد. این تابع خصوصیات ضرورت، همگنی، یکنواختی، تقعر، پیوستگی، مشتق‌پذیری، غیرمنفی و غیرتهی بودن را داراست. پارامترهای تابع کاب - داگلاس کشش تولید نهاده‌ها را نشان می‌دهد. این تابع خصوصیت ضرورت مصرف نهاده را به‌خوبی نمایان می‌سازد (debertin, 1998). دلایل عمده‌ی استفاده از این تابع، سادگی و سهولت تفسیر نتایج حاصل از آن می‌باشد. پژوهش حاضر به‌منظور بررسی و شناسایی سهم عوامل مؤثر بر تولید جو در استان اصفهان طراحی و اجرا شده است. براین‌اساس بررسی عوامل مؤثر بر تولید جو، نیازمند شناسایی روابط میان عوامل تولید و میزان تولید می‌باشد. بدین‌منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات گردآوری شده با استفاده از نرم‌افزار Eviews و به‌روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده است. رابطه‌ی ۲ شکل کلی تابع تولید پژوهش حاضر را ارائه می‌دهد:

$$P_b = f(CA_w, Y_b, Prb_{t-1}, Prw_{t-1}, Ir, M, T, F, S, L) \quad (2)$$

در رابطه‌ی فوق P_b تولید محصول جو، CA_w سطح زیر کشت محصول جایگزین گندم (هکتار)، Y_b عملکرد محصول مورد مطالعه، جو (کیلوگرم)، Prb_{t-1} قیمت جو (ریال)، Prw_{t-1} قیمت گندم (ریال)، Ir متوسط درصد تأمین آب مصرفی (مترمکعب)، M متوسط درصد استفاده از ماشین‌آلات (ساعت)، T میانگین دمای ماهانه (سلسیوس)، F میزان کود شیمیایی شامل کودهای پتاسه، ازته و فسفات (کیلوگرم)، S میزان بذر مصرف شده در هر هکتار (کیلوگرم) و L نیروی کار (نفر - روز) می‌باشد (Asadpoorkordi, 2016).

هم‌چنین به‌منظور تخمین متغیرها از فرم تابع کاب داگلاس استفاده گردید. فرم تجربی مدل رگرسیون داده‌های تابلویی برای پژوهش حاضر در رابطه‌ی ۳ ارائه شده است:

$$P_{it}^b = \alpha C A_{it}^{\beta_1} Y_{it}^{\beta_2} P r b_{it-1}^{\beta_3} P r w_{it-1}^{\beta_4} I r_{it}^{\beta_5} M_{it}^{\beta_6} T_{it}^{\beta_7} F_{it}^{\beta_8} S_{it}^{\beta_9} L_{it}^{\beta_{10}} + u_{it} \quad (3)$$

¹ Power Production Function

چنانچه از تابع بالا لگاریتم طبیعی گرفته شود، رابطه‌ی ۴ به دست می‌آید؛

$$\ln P_{it}^b = \alpha + \beta_1 \ln CA_{w_{it}} + \beta_2 \ln Y_{b_{it}} + \beta_3 \ln Pr_{b_{t-1}} + \beta_4 \ln Pr_{w_{t-1}} + \beta_5 \ln Ir_{it} + \beta_6 \ln M_{it} + \beta_7 \ln T_{it} + \beta_8 \ln F_{it} + \beta_9 \ln S_{it} + \beta_{10} \ln L_{it} + u_{it} \quad (4)$$

در پژوهش حاضر برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی صورت گرفته و واحدهای مقطعی در طی چند سال مورد بررسی قرار گرفته است. علاوه بر آن، داده‌های مورد استفاده در مدل پژوهش به کمک مشاهدات N واحد مقطعی (شهرستان‌ها)، طی T دوره‌ی زمانی (۱۳۸۰-۱۳۹۶) ارائه شده است، به طوری که مجموع مشاهدات، T*N می‌باشد. سپس با استفاده از داده‌های تابلویی و بسته‌ی نرم‌افزاری Eviews 10، به برآورد مدل و آزمون فرضیات پژوهش در خصوص ضرایب مدل انتخابی، شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر تولید جو در استان اصفهان پرداخته شده است.

آمار و اطلاعات مورد نیاز پژوهش، به شیوه‌ی اسنادی جمع‌آوری گردیده است. براین اساس اطلاعات زراعی مورد نیاز از جداول آماری تنظیم شده و آمارنامه‌های منتشر شده توسط سازمان جهاد کشاورزی استان اصفهان جمع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

به دلیل ضرورت استفاده از داده‌های تابلویی، برای برآورد مدل به وسیله‌ی آماره‌ی F برای تعیین تلفیقی یا تابلویی بودن مدل مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون آن در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول (۱) نتایج آزمون F لیمر

Effect Test	آماره	درجه آزادی	P-value
Cross-section F	۷۲/۱۴۱۶	(۱۸/۲۷۵)	۰/۰۰۰۰
Cross-section χ^2	۵۳۰/۲۷۲۷	۱۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون F لیمر در جدول ۱ بیانگر رد شدن فرضیه‌ی H_0 مبنی بر تلفیقی بودن مدل و بنابراین، وجود ناهمگنی مقاطع، می‌باشد. به عبارت دیگر، نتایج آزمون نشان دهنده‌ی متفاوت بودن عرض از مبداهای مقاطع و مناسب بودن روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل می‌باشد. لذا در این پژوهش برآورد تابع مورد نظر با استفاده از داده‌های تابلویی صورت گرفته است.

سپس خصوصیات آماری متغیرهای مورد استفاده در مدل از نظر مانایی و احتمال وجود ریشه واحد بررسی شده است. مانایی متغیرها با آزمون پرکاربرد لوین، لین و چو بررسی شده و نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرهای به کار رفته در مدل در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول (۲) نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرهای به کار رفته در مدل

متغیرها	آزمون (لوین-لین-چو)		وضعیت پایایی
	آماره	احتمال	
$\ln P_b$	-۳/۳۹۹۴	۰/۰۰۰۳	مانا
$D(\ln CA_w)$	-۹/۳۳۶۹	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln Y_b$	-۸/۸۰۳۲	۰/۰۰۰۰	مانا
$D(\ln Pr_{b_{t-1}})$	-۴/۱۴۳۳	۰/۰۰۰۰	مانا
$D(\ln Pr_{w_{t-1}})$	-۹/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰	مانا

LnIr	-۳/۶۴۶۹	۰/۰۰۰۰	مانا
LnM	-۶/۷۱۲۸	۰/۰۰۰۰	مانا
LnT	-۴/۴۰۵۱	۰/۰۰۰۰	مانا
LnF	۱۳۵۹۲۲-	۰/۰۰۹۲	مانا
D(LnS)	-۶/۶۹۶۱	۰/۰۰۰۰	مانا
LnL	-۲/۳۱۱۱	۰/۰۱۰۴	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌ی حاصل از بررسی مانایی متغیرهای به کار رفته در مدل نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به غیر از متغیرهای سطح زیرکشت گندم، بذر مصرفی، قیمت جو و گندم با یک وقفه در سطح مانا می‌باشند. به این معنا که فرضیه‌ی صفر، مبنی بر نامانایی آن‌ها در سطح رد می‌شود. متغیرهای سطح زیرکشت گندم، بذر مصرفی، قیمت جو و گندم با یک وقفه در سطح تفاضل مرتبه‌ی اول - Ist difference - با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. فرض اصلی مدل اثرات تصادفی آن است که اثرات تصادفی با متغیرهای توضیحی، همبستگی ندارد. روش عمومی برای آزمون این فرضیه را هاسمن^۱ (۱۹۷۸) ارائه کرده که برای مقایسه‌ی تخمین‌های اثرات ثابت و تصادفی ضرایب است (suri, 2016).

فرضیات این آزمون به صورت زیر می‌باشد:

- فرضیه‌ی صفر: روش اثرات تصادفی کارا تر است.
- فرضیه‌ی متقابل: روش اثرات ثابت کارا تر است.

هاسمن ثابت نمود این آماره دارای توزیع کای-دو بوده و آماره‌ی مناسبی برای انتخاب میان روش اثرات ثابت و تصادفی است. چنانچه آماره‌ی آزمون محاسبه شده بزرگ‌تر از χ^2 جدول باشد فرضیه‌ی صفر رد می‌شود یعنی برابری برآوردهای این روش رد می‌گردد به این مفهوم که تفاوت در عرض از مبدا مقاطع مختلف به صورت تصادفی نمی‌باشد در نتیجه اثرات تصادفی مناسب نیست. برای انتخاب روش تخمین (اثرات ثابت یا تصادفی) نسبت به محاسبه‌ی آماره‌ی آزمون هاسمن اقدام شده است (جدول ۳).

جدول (۳) نتایج آزمون هاسمن

Husman Test	آماره χ^2	درجه آزادی χ^2	P-value
Cross-section Random	۲۴/۵۳۶۴	۱۰	۰/۰۰۶۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به این که آماره‌ی کای دو محاسبه شده بزرگ‌تر از کای دو جدول می‌باشد (مقادیر احتمال کوچک‌تر از ۰/۰۵ است)، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر مناسب بودن اثرات تصادفی، رد می‌شود. لذا مدل اثرات تصادفی نمی‌تواند مناسب باشد و مدل اثرات ثابت ترجیح داده می‌شود. می‌توان از نتیجه‌ی به دست آمده این گونه برداشت نمود که عواملی به جز متغیرهای در نظر گرفته شده یا متغیرهای توضیحی، بر میزان تولید گندم در هر هکتار از اراضی در شهرستان‌های مزبور، به طور متفاوت اما با روند ثابت تأثیرگذار می‌باشند.

¹ Husman

نتایج حاصل از تخمین تابع تولید جو به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تولید جو در استان اصفهان با استفاده از روش داده‌های تابلویی و اثرات ثابت با کمک نرم‌افزار Eviews 10 در ادامه ارائه شده است. جدول ۴ نتایج برآورد فرم کاب-داگلاس تابع تولید جو برای استان اصفهان را نشان می‌دهد.

جدول (۴) نتایج برآورد شکل کاب - داگلاس تابع تولید جو برای استان اصفهان

متغیر وابسته: میزان تولید گندم، $\ln P_{it}^w$		آزمون‌های داده‌های تابلویی		
متغیرهای توضیحی	ضرایب تخمین	انحراف معیار	آماره t	P-value
C	-۵/۴۴۵۹*	۳/۳۰۳۷	-۱/۶۴۸۴	۰/۱۰۰۳
$\ln CA_w$	۰/۷۳۸۳***	۰/۰۴۱۰	۱۷/۹۹۵۱	۰/۰۰۰۰
$\ln Y_b$	۱/۰۵۵۵***	۰/۴۱۶۵	۲/۵۳۴۵	۰/۰۱۱۸
$\ln Prb_{t-1}$	۱/۱۳۶۰**	۰/۵۸۴۶	۱/۹۴۳۱	۰/۰۵۳۰
$\ln Prw_{t-1}$	-۰/۷۶۸۶*	۰/۵۵۸۷	-۱/۳۷۵۸	۰/۱۶۹۹
$\ln Ir$	۰/۲۰۹۴***	۰/۰۷۰۱	۲/۹۵۰۰	۰/۰۰۳۴
$\ln M$	-۰/۴۸۰۸***	۰/۰۹۷۳	-۴/۹۴۲۳	۰/۰۰۰۰
$\ln T$	۰/۱۸۷۴***	۰/۰۸۲۱	۲/۲۵۸۰	۰/۰۲۴۷
$\ln F$	۰/۵۴۱۰***	۰/۱۰۴۹	۵/۱۵۵۰	۰/۰۰۰۰
$\ln S$	-۰/۷۸۲۴***	۰/۱۷۵۶	-۴/۴۵۵۵	۰/۰۰۰۰
$\ln L$	-۰/۱۷۴۴**	۰/۰۷۵۵	-۲/۲۴۸۵	۰/۰۲۵۳
آماره F	P-value	R^2	R^2 تعدیل شده	(D-W) آماره‌ی دوربین‌واتسن
۴۹/۲۱۳۶	۰/۰۰۰۰	۰/۶۲۶۸	۰/۶۱۴۰	۱/۶۲۳۹

***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین تابع کاب - داگلاس، در رابطه‌ی ۵ ارائه شده است:

$$\ln P_{it}^b = -5/4459 + 0/7383 \ln CA_{wit} + 1/0555 \ln Y_{bit} + 1/1360 \ln Prb_{t-1} - 0/7686 \ln Prw_{t-1} + 0/2094 \ln Ir_{it} - 0/4808 \ln M_{it} + 0/1874 \ln T_{it} + 0/5410 \ln F_{it} - 0/7824 \ln S_{it} - 0/1744 \ln L_{it} + u_{it} \quad (5)$$

در تابع کاب-داگلاس ملاحظه می‌شود که R^2 و R^2 تعدیل شده به ترتیب ۰/۶۲۶۸ و ۰/۶۱۴۰ می‌باشند که قدرت نسبتاً بالای توضیح‌دهندگی متغیرهای مستقل را در تغییرات متغیر وابسته نشان می‌دهد. آماره‌ی F نیز برابر ۴۹/۲۱۳۶ و در این شرایط مدل برآورد شده، کاملاً معنادار می‌باشد.

در جدول ۴ نتایج برآورد مدل به روش داده‌های تابلویی ارائه شده است. براساس نتایج به دست آمده ملاحظه می‌گردد که ضریب ثابت از نظر آماری کاملاً معنادار می‌باشد. همچنین ضریب متغیر سطح زیر کشت گندم (CA_w) دارای اثر مثبت و کاملاً معنادار است. به این ترتیب؛ با افزایش یک درصد افزایش در سطح زیر کشت گندم میزان تولید جو ۰/۷۳۸ درصد افزایش می‌یابد. نکته‌ی مهمی که باید به آن توجه نمود آن است که افزایش تولید جو به کاهش سطح زیر کشت محصول رقیبی چون گندم منجر نشده است.

ضریب متغیر عملکرد جو (Y_b) دارای اثر مثبت و معنادار است که بیانگر این نکته است که اگر عملکرد جو یک درصد افزایش یابد، تولید جو به میزان ۱/۰۵۵ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر قیمت جو با یک وقفه (Prb_{t-1}) دارای اثر مثبت و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. بدین ترتیب با یک درصد افزایش در قیمت گندم در سال

قبل، تولید گندم در سال جاری ۱/۱۳۶ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر قیمت گندم با یک وقفه (Prw_{t-1}) دارای اثر منفی و در سطح پنج درصد معنادار می‌باشد. یعنی با یک درصد افزایش قیمت گندم در سال قبل، تولید جو ۰/۷۶۹ درصد کاهش پیدا می‌کند. ضریب متغیر آبیاری (Ir) اثر مثبت و معنادار بر تولید جو داشته است، بدان معنا که با یک درصد افزایش در میزان آبیاری، تولید جو ۰/۲۰۹ درصد افزایش پیدا می‌کند. ضریب متغیر ماشین‌آلات (M) اثر منفی و معناداری بر تولید جو دارد، یعنی در نتیجه‌ی یک درصد افزایش در میزان به کارگیری ماشین‌آلات تولید جو ۰/۴۸۱ درصد کاهش می‌یابد. ضریب متغیر دما (T) اثر مثبت و معناداری بر تولید جو دارد، یعنی در نتیجه‌ی یک درصد افزایش در دما تولید جو ۰/۱۸۷ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر کود شیمیایی (F) اثر مثبت و معناداری بر تولید جو داشته است، مثبت بودن این متغیر نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در میزان کود شیمیایی ۰/۵۴۱ درصد تولید جو را افزایش می‌دهد.

ضریب متغیر بذر مصرفی (S) دارای اثر منفی و معناداری از لحاظ آماری و معادل ۰/۷۸۲ است. بنابراین، با افزایش یک درصدی در میزان بذر مصرفی جو ۰/۷۸۲ درصد تولید جو کاهش می‌یابد. ضریب متغیر نیروی کار (L) دارای اثر منفی و معناداری در سطح پنج درصد است. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد نیروی کار، تولید جو ۰/۱۷۴ درصد کاهش می‌یابد. افزایش نیروی کار بدون افزایش سطح زیر کشت باعث کاهش تولید می‌شود. نتایج به دست آمده از این پژوهش حاوی این نکته است که از بین عوامل مؤثر در تولید جو، به ترتیب متغیرهای قیمت جو بایک وقفه، عملکرد جو، سطح زیر کشت گندم، کود شیمیایی، آبیاری و دما تأثیرگذاری مثبت و متغیرهای بذر مصرفی، قیمت گندم بایک وقفه، ماشین‌آلات و نیروی کار، در تولید جو تأثیر منفی داشته‌اند. در تابع تولید کاب-داگلاس، ضرایب نهاده‌ها نشان دهنده‌ی کشش می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده نهاده‌ی بذر مصرفی دارای کششی به مقدار ۰/۷۸۲- بوده و به دلیل این که کشش این نهاده منفی می‌باشد از این نهاده به‌طور میانگین در ناحیه‌ی غیراقتصادی (ناحیه‌ی سوم تولید) استفاده می‌گردد.

نهاده‌ی آبیاری دارای کششی به میزان ۰/۲۰۹ بوده و بیانگر این مطلب می‌باشد که نهاده‌ی آبیاری دارای کشش مثبت و کوچک‌تر از یک است. این امر نشان می‌دهد با فرض عدم تغییر در سایر عوامل این نهاده در ناحیه‌ی دوم تولید قرار دارد که نشان می‌دهد از این نهاده به‌طور اقتصادی استفاده شده است. نهاده‌ی ماشین‌آلات دارای کششی به مقدار ۰/۴۸۱- است که نشان می‌دهد این نهاده دارای کشش منفی است و به‌طور میانگین از این نهاده در ناحیه‌ی غیر اقتصادی (ناحیه‌ی سوم تولید) استفاده می‌گردد. نهاده‌ی کود شیمیایی دارای کششی به مقدار ۰/۵۴۱ است که نشان می‌دهد این نهاده دارای کشش مثبت و کوچک‌تر از یک است لذا بیانگر این مطلب است که با فرض عدم تغییر در عوامل دیگر، این نهاده در ناحیه‌ی دوم قرار گرفته است. یعنی از کود شیمیایی به‌طور اقتصادی استفاده شده است. نهاده‌ی نیروی کار دارای کششی به مقدار ۰/۱۷۴- می‌باشد، به دلیل این که دارای کشش منفی است به‌طور میانگین از این نهاده در ناحیه‌ی غیر اقتصادی (ناحیه‌ی سوم تولید) استفاده می‌شود.

یکی از نتایجی که از این پژوهش حاصل شده آن است که در تابع کاب - داگلاس از مجموع کشش‌ها، بازده نسبت به مقیاس به ترتیب زیر حاصل می‌گردد (رابطه‌ی ۶):

$$E = 0.738 + 1.055 + 1.136 - 0.769 + 0.209 - 0.481 + 0.187 + 0.541 - 0.782 - 0.174 = 1.661 \quad (6)$$

چنانچه در معادله‌ی فوق نشان داده شده است، بازده صعودی نسبت به مقیاس می‌باشد. در این شرایط، با افزایش یک درصدی در کلیه‌ی نهاده‌های تولید در این پژوهش، مقدار محصول با نسبت بیش‌تری افزایش خواهد یافت.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

جو یکی از محصولات راهبردی در بخش کشاورزی می‌باشد. خودکفایی در تولید محصولات کشاورزی همواره از مهم‌ترین اهداف برنامه‌های توسعه‌ای کشور بوده است. در مطالعه‌ی حاضر به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تولید جو در استان اصفهان از آمار و اطلاعات موجود در سازمان جهاد کشاورزی استان استفاده شده است. نتایج حاصل از تحلیل الگوی اقتصادسنجی تابلویی داده‌های مقطعی و سری زمانی عوامل مؤثر بر افزایش تولید جو در استان اصفهان، در خصوص تأثیر هر یک از عوامل بر افزایش تولید جو، حاکی از آن بوده است که:

عوامل مؤثر بر تولید شامل سطح زیر کشت گندم، عملکرد جو، قیمت جو و گندم با یک وقفه، متوسط درصد آبیاری، متوسط درصد استفاده از ماشین‌آلات، میزان دما، میزان کود شیمیایی، میزان بذر مصرفی و نیروی کار اثر معناداری بر میزان جو تولیدی دارند. نتایج به دست آمده از این پژوهش حاوی این نکته است که از بین عوامل مؤثر در تولید جو، به ترتیب متغیرهای قیمت جو با یک وقفه، عملکرد جو و سطح زیر کشت گندم، کود شیمیایی، آبیاری و دما تأثیرگذاری مثبت و متغیرهای بذر مصرفی، قیمت گندم با یک وقفه، ماشین‌آلات و نیروی کار بر تولید جو تأثیر منفی داشته‌اند.

از آنجاکه علامت ضریب متغیر بذر مصرفی در الگوی اقتصادسنجی مورد مطالعه، منفی است، می‌توان گفت که نشان دهنده‌ی استفاده‌ی بیش از حد و نامتعارف از این نهاده می‌باشد و لذا لزوم به کارگیری متعارف از این نهاده را یادآور می‌گردد. ضریب نیروی کار نیز منفی می‌باشد که نشان می‌دهد افزایش نیروی کار بدون افزایش سطح زیر کشت باعث کاهش تولید می‌گردد.

لازم به توضیح است که در برآورد صورت گرفته، ضریب متغیر ماشین‌آلات منفی و معنادار است. می‌توان نتیجه گرفت که استفاده‌ی نادرست از این نهاده در فرآیند تولید باعث کاهش تولید خواهد شد. نتایج بررسی‌ها نشان داد که در استان اصفهان، افزایش سطح زیر کشت گندم و افزایش تولید جو در یک راستا بوده است. به عبارت دیگر، افزایش تولید جو به کاهش سطح زیر کشت محصول گندم منجر نشده است.

افزایش تولید جو مطابق آن چه از نتایج این پژوهش به دست آمد معطوف عوامل متعددی بوده که در مجموع و در طول چند سال منجر به ارتقاء تولید این محصول شده است. براساس نتایج به دست آمده از مدل برآورد گردیده، قیمت تضمینی جو با یک وقفه و عملکرد جو از مهم‌ترین عوامل افزایش تولید جو می‌باشند. هم‌چنین میزان بذر مصرفی و قیمت محصول رقیب گندم با یک وقفه مهم‌ترین عامل در کاهش تولید جو می‌باشد.

در نهایت، با توجه به اهمیت میزان بهینه‌ی نهاده‌های مورد استفاده در تولید جو بر عملکرد این محصول با قدمت و نیز لزوم تأمین غذای دام و طیور، پیشنهاداتی به شرح زیر برای استفاده‌کنندگان از نتایج این پژوهش ارائه می‌گردد:

باتوجه به این که در پژوهش حاضر قیمت تضمینی جو با یک وقفه از پررنگ‌ترین عوامل در تولید جو می‌باشد، قیمت تضمینی در نظر گرفته شده برای این محصول مورد ارزیابی قرار گیرد. در ضمن با توجه به این که قیمت محصول رقیب گندم با یک وقفه مهم‌ترین عامل در کاهش تولید جو می‌باشد. اثرهای معکوس قیمت‌گذاری نادرست برای محصولات رقیب، نیازمند گزینش سیاست‌های قیمتی مناسب برای جو و جانشینان این محصول است. از آن جاکه با توجه به نتایج بذر مصرفی از عوامل مؤثر در تولید جو در این پژوهش می‌باشد، پیشنهاد می‌گردد مطالعات عمیق‌تری در مورد استفاده از انواع بذرها در تولید جو صورت گیرد. علاوه بر آن با توجه به نتایج به دست آمده و منفی شدن ضریب متغیر بذر مصرفی توصیه می‌شود به منظور افزایش عملکرد و تولید، شرایط استفاده‌ی متعارف از این نهاده فراهم آید. بذر اضافی علاوه بر این که هزینه‌ی تولید را بالا می‌برد بر افزایش عملکرد هم بی‌تأثیر است. به کارگیری بذر بیش از مقدار توصیه شده توسط مراکز تحقیقاتی و حتی اجرائی علاوه بر زیان‌های اقتصادی در زمینه‌ی هدررفت بذر مشکلاتی هم چون تراکم بالا، ورس و ... را به دنبال خواهد داشت. بعلاوه به دلیل آن که متغیر نیروی کار دارای اثر منفی و معناداری بر تولید جو می‌باشد، لذا باید استفاده از نیروی کار متخصص در فرآیند تولید مورد توجه بیشتر قرار گیرد.

منابع

- Debertin, D., L. (1998). Economics of agricultural production. Translated by Mohammad Gholi Musa Nejad and Reza Najarzadeh. Tehran: Tarbiat Modares University Economic Research Institute.
In Farsi
- Suchánková, T. and Bezděková, R. (2012) Crop production function-study. *Proceedings of 30th International Conference Mathematical Methods in Economics*.
- Enaami, M. E., Mohamed, Z. and Ghani, S. A. (2013) Model development for wheat production: Outliers and multicollinearity problem in Cobb-Douglas production function. *Emirates Journal of Food and Agriculture*, 81-88.
- Tavakoli, A. R., Liaqat, A. M., Alizadeh, A. (2013). Determining the effective factors on climate production functions of rainfed barley and its sensitivity analysis in cold and semi-cold regions of Lorestan province, *Journal of Soil and Water Resources Protection*, Third Year, No. 2, pp. 57-71.
In Farsi
- Agricultural Jihad Organization of Isfahan Province. (2015) Detailed results of the General Census of Agriculture - Isfahan Province. In Farsi
- Anonymous, Agricultural Jihad Organization. (2015). Barley cultivation program of Isfahan province. In Farsi
- Asadpourkordi, M., Amirnejad, H., and Mojavarian, S. M. (2016). Investigating the long-term and short-term effects of climate change changes on the yield of blue cotton. *Agricultural Economics*, Volume 10, Number 2, pp. 111-129. In Farsi
- Suri, A. (2016) Advanced econometrics with the use of Eviews and Stata. (fourth edition). Tehran: Farhangology Publishing. 1163 p. In Farsi
- Omidi, T. and Mirzaei, H. (2018) Estimation of rice production function in Iran Data panel approach. Conference Paper: *The 10th International Conference on Economics and Management*. In Farsi
- Moradi, I. and Afsharmanesh, M. (2018) Price shock of grain maize production inputs and its effect on crop price: A vector regression approach with panel data (PVAR). *Journal of Agricultural Economics and Development*. Volume 31, Number 2, pp. 170-178. In Farsi