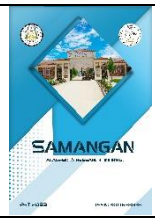
Samangan Scientific and Research Journal

https://researchsparker.edu.af/index.php/SARJ

DOI: 10.64226/sarj.v2i01.40

ISSN: 3006-8835



Analyzing the Impact of Farm Size on Rice Production in Kunduz Province

Ahmad Salman Makreet[1*], Habibullah Rezaei[2,*]

Department of Agricultural Economics and Development, Faculty of Agriculture, Samangan Higher Education Institution

[*] *Corresponding Author: habibullahrezaei@gmail.com*

Cite this study: Makreet, A. S. & Rezaei, H. (2024). Analyzing the Impact of Farm Size on Rice Production in Kunduz Province, Samangan Academic and Research Journal, 2(1), 1-23.

Keywords

Economies of scale, consumption function, rice, Kunduz

Research

Received:
Revised:
Accepted:
Published:

Abstract

Kunduz Province is one of Afghanistan's most significant rice production hubs. Therefore, an empirical investigation into the benefits derived from farm size for enhancing the production efficiency of rice holds particular importance. This study was conducted with this aim in the rice fields of Kunduz, recognized as one of the primary centers of rice production in Afghanistan. Data on rice production and consumption were collected through questionnaires completed by 180 rice farmers in Kunduz during the years 2022-2023. Using dual theory, three forms of consumption functions—Translog, Generalized Domenech, and Generalized Leontief—were estimated, and the best functional form was selected using econometric criteria. The findings indicate that the Translog function is the most appropriate for rice production. The estimation of the structural parameter reveals the presence of economies of scale in the rice fields of Kunduz. However, due to the negative slope of the average consumption function, determining the optimal size of the farms under review is not feasible. Therefore, increasing farm size has the potential to reduce production costs and the final price of rice. Consequently, land consolidation and scaling up production are recommended as effective strategies to lower production costs.

مجلهٔ علمی-تحقیقی سمنگان
https://researchsparker.edu.af/index.php/SARJ
ISSN: 3006-8835

بررسی تأثیر اندازه مزرعه بر تولید برنج ولایت کندز

پوهنیار احمد سلمان مکریت[۱]، پوهنیارحبیب‌الله رضایی[۲،*]
دیپارتمنت اقتصاد و توسعهٔ زراعتی، پوهنحی زراعت، مؤسسهٔ تحصیلات عالی سمنگان
* *نویسنده مسؤول:* habibullahrezaei@gmail.com

مرجع‌دهی: مکریت ا. س. و رضایی ح. (1403). بررسی تأثیر اندازه مزرعه بر تولید برنج ولایت کندز، ۲(۱)، ۱-۲۳.

کلمات کلیدی
اقتصاد اندازه، برنج، تابع مصرف، کندز.

چکیده

ولایت کندز یکی از مهم‌ترین قطب‌های تولید برنج افغانستان است. بنابراین بررسی تجربی مزایای حاصل از اندازه مزارع شالی برای افزایش کارایی تولیدی این محصول اهمیت ویژه‌ای دارد. این تحقیق با همین هدف در شالیزارهای ولایت کندز، که از مراکز اصلی تولید برنج در افغانستان به‌شمار میرود، انجام شد. به این منظور، اطلاعات مربوط به تولید و مصرف برنج از طریق تکمیل پرسشنامه توسط ۱۸۰ زارع برنج در ولایت کندز در سال‌های ۱۴۰۱-۱۴۰۲ جمع‌آوری شد. با استفاده از نظریه دوگان، سه شکل تابع مصرفی - ترانسلوگ، دومینه‌ی تعمیم‌یافته، و لئونتیف تعمیم‌یافته تخمین زده شدند و بهترین شکل عملکردی با استفاده از معیارهای اقتصادسنجی انتخاب شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شکل تابع ترانسلوگ مناسب‌ترین شکل برای تولید برنج است. محاسبه پارامتر ساختاری نشان می‌دهد که مزیت‌های صرفه‌جویی حاصل از اندازه در شالیزارهای برنج در ولایت کندز وجود دارد و به دلیل شیب منفی تابع مصرف متوسط، تعیین اندازه بهینه فارم‌های تولیدی مورد بررسی ممکن نیست. بنابراین، امکان کاهش مصارف تولید و قیمت نهایی محصول با افزایش اندازه مزارع شالی وجود دارد. لذا، یکپارچه‌سازی اراضی و افزایش مقیاس تولید به عنوان راهکارهای مؤثر برای کاهش مصارف تولید پیشنهاد و تأکید می‌شود.

مقدمه

بسیاری از سیاست‌گذاران و سازندگان سیاست در زمینه زراعت، شکاف‌های کوچک و پراکنده در اراضی زراعی را یکی از موانع اصلی برای توسعه زراعت می‌دانند (Verma et al., 2023). همچنین، اندازه کوچک اراضی زراعی یکی از عوامل مهمی است که باعث از بین رفتن بهینه‌سازی منابع آب و خاک می‌شود، این امر منجر به تلفات منابع، استقرار و گسترش الگوهای نامناسب کشت، بی‌ثباتی در مدیریت مزارع، عدم بهره‌وری از تکنالوژی‌های جدید، ضایعات زمان و مصارف اضافی در مدیریت مزارع، و در نهایت فقر و مهاجرت روستاییان می‌شود (Sheng et al., 2015). موضوع کوچک بودن اراضی زراعی نه تنها یک پدیده جدید است و نه برای کشور افغانستان ویژه است، بلکه در سیستم زمین‌داری بسیاری از کشورها وجود دارد (Mizik, 2021). در افغانستان، همچنین، پراکندگی و تفکیک اراضی برای کشت‌کاری از مهمترین چالش‌های زراعتی است که از پیشران‌های تغییر روش‌های سنتی زراعت و مدیریت بهینه آن برای دستیابی به استانداردهای جهانی در کیفیت و کمیت محصولات می‌باشد (رضایی و همکاران، ۲۰۲۳). متخصصین باور دارند که اندازه کوچک زمین باعث عدم استفاده صحیح و کارآمد از ماشین‌آلات زراعتی مدرن شده و در نتیجه باعث عدم بهره‌وری از تکنالوژی‌های به‌روز و مدرن شده است. دلیل توجه به اندازه مزارع تولیدی ارتباط میان اندازه مزارع تولیدی و حجم تولید محصولات است (Kryszak et al., 2021). این اصل، که به عنوان اقتصاد اندازه شناخته می‌شود، امروزه به عنوان یک اصل اساسی در رقابت‌پذیری واحدهای تولیدی در بازارهای داخلی و بین‌المللی مورد توجه قرار می‌گیرد، به طوری که باعث کاهش حجم تولید شده، و به دنبال آن، کاهش قیمت محصول به منظور تأمین غذای ارزان برای جمعیت در حال رشد می‌شود (مهرابی بشرآبادی، ۱۳۸۷).

از جمله منطقه‌هایی که در آن اراضی کوچکی برای کشاورزی به چشم می‌خورد اراضی برنج در ولایت کندز می‌باشد که یکی از قطب‌های اصلی تولید برنج در کشور محسوب می‌گردد. محصول برنج یکی از کالاهای پر مصرف در افغانستان است که در سبد غذایی مردم افغانستان جایگاه ویژه‌یی دارد. با توجه به اینکه مصرف برنج با نرخ، رابطه برعکس دارد، چنانچه افزایش قیمت برنج بیشتر از افزایش درآمد مصرف‌کنندگان باشد می‌تواند منجر به کاهش تقاضای این محصول شود که نه تنها امنیت غذایی مصرف‌کنندگان را تهدید می‌کند بلکه تولیدکنندگان این محصول را نیز به‌خاطر کاهش سود و انگیزه تولید تحت تأثیر قرار خواهد داد (پوررستمی، ۲۰۲۰). لذا جلوگیری از افزایش بی‌رویه قیمت برنج دارای اهمیت زیادی است. در راستای رسیدن به این هدف کاهش مصارف تولید و در نتیجه قیمت تمام شده این محصول می‌تواند گام مؤثر تلقی شود. چرا که کاهش مصارف تولید بر مبنای فرضیه‌های تولید می‌تواند منجر به افزایش عرضه محصول در بلندمدت شود و از افزایش قیمت برنج نیز جلوگیری کند (Poudel et al., 2021). افزون بر این از کاهش سود تولیدکنندگان نیز

جلوگیری می‌کند. اما کاهش مصرف تولید، وابسته به شناسایی تکنالوژی و پارامترهای ساختاری تولید محصول برنج می‌باشد (کشاورزآلاله و همکارن، ۲۰۲۳). اقتصاد اندازه از جمله پارامترهای ساختاری تولید می‌باشد که بررسی آن می‌تواند در این مسیر یاری‌رسان باشد (مهرابی بشرآبادی، ۱۳۸۵؛ یزدانی و زاهدپوریگانه، ۲۰۱۳). در واقع این باور ضمنی در میان صاحب‌نظران بخش زراعت وجود دارد که کشت‌زارهای بزرگتر کاراتر از کشت‌زارهای کوچکتر عمل می‌کنند (Aragon et al., 2022). یعنی به طور ضمنی به این باور رسیده اند که اقتصاد اندازه در زراعت وجود دارد. اما چنین نظریه‌یی برای همه محصول‌ها از جمله برنج صادق است؟ آیا اطلاعات و آمار تولیدی این نظریه را اثبات می‌کند؟ یا به عبارت دیگر در تکنالوژی تولید برنج ویژگی ساختاری بازده افزایشی نسبت به اندازه وجود دارد و می‌تواند کاهش مصرف‌ها را به دنبال داشته باشد؟ فرضیه‌یی است که باید مورد آزمون قرار گیرد. این امر بدان علت اهمیت دارد که در صورت اثبات وجود مزیت ساختاری اقتصاد اندازه امکان کاهش مصارف تولید و قیمت تمام شده محصول با افزایش مقیاس تولید وجود دارد اما چنانچه عدم وجود اقتصاد اندازه در تولید این محصول اثبات شود مصارفی که در جهت تشویق افزایش اندازه تولید صرف می شود اتلاف شده و کاهش مصارف تولید از این طریق میسر نمی‌شود (Ferreira et al., 2020)، لذا سیاست‌مداران باید امکان کاهش مصارف تولید را از طریق بررسی دیگر پارامترهای ساختاری تولید، مد نظر قرار دهند. در این راستا این بررسی در پی‌آن است تا مشخص کند آیا در تولید محصول برنج در ولایت کندز ویژگی ساختاری بازده صعودی نسبت به اندازه وجود دارد؟

مروری بر نتایج پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهد که بررسی‌های زیادی به بررسی اقتصاد مقیاس و اقتصاد اندازه در بخش زراعت و دیگر بخش‌های اقتصادی و تولیدی پرداخته‌اند که در زیر به برخی از آن‌ها اشاره می‌کنیم:

Marry et al. (2007) به اندازه‌گیری عملکرد تولید کارایی فنی و بررسی اقتصاد مقیاس در کشت‌زارهای پیاز، رومی و مرچ سرخ در پاکستان پرداختند. برای این منظور تابع تولید کاپ-داگلاس برآورد شد. دیتاها از طریق مصاحبۀ حضوری از دهاقین پاکستانی در سال ۲۰۰۶ به دست آمد. نتایج این تحقیق نشان داد که در کشت‌زارهای تولید این محصول‌ها بازده ثابت نسبت به مقیاس وجود دارد.

سلامی و سرایی (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی پتانسیل کاهش قیمت محصول‌های گندم و ذرت با بهره‌گیری از اقتصاد اندازه در ولایت فارس کشور ایران پرداختند. برای این منظور از رهیافت نظریه دوگان و با استفاده از تابع مصرف وجود این ویژگی ساختاری در تکنالوژی تولید این دو محصول بر

مبنای اطلاعات سال زراعی ۱۳۸۸-۱۳۸۹به تفکیک برای سه گروه مزارع سنتی تجاری و ترکیبی بررسی شد. کشش مقیاس محاسبه شده بر مبنای پارامترهای این تابع بیانگر وجود اقتصاد مقیاس در تولید محصولهای گندم و ذرت دانه ای در هر سه گروه از مزارع یاد شده می باشد. بر این مبنا امکان کاهش قیمت این محصول‌های با افزایش اندازه مزارع متصور است.

Sheng et al. (2015) به بررسی بازده نسبت به مقیاس در بخش زراعت استرالیا پرداختند. برای این منظور تابع تولید کاب-داگلاس بخش زراعت این کشور برای دوره های ۱۹۷۸-۱۹۷۷ و ۲۰۰۷-۲۰۰۶ برآورد گردید. نتایج نشان داد که در بخش زراعت استرالیا بازده فزاینده نسبت به مقیاس وجود دارد.

Yan et al., (2019) به بررسی اقتصاد اندازه در مزارع چین با استفاده از منحنی مرزی تصادفی (SFA[1]) پرداختند. این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه منحنی U معکوس بین اندازه مزرعه و بازده محصول و یک رابطه منحنی U شکل بین اندازه مزرعه و بازده سود در تولید کشاورزی در چین وجود دارد و با افزایش اندازه مزرعه مؤثریت عملکرد افزایش خواهد یافت. آنها بهترین اندازه مزرعه را بین 10 تا 40 هکتار دریافتند.

انصاری و همکاران (۲۰۲۰) کشش مقیاس را برای گندم دیم در دو منطقه دیلمان و ملکوت در ولایت گیلان کشور ایران با استفاده از رهیافت تابع مصرف غیر مستقیم برآورد کردند و نشان دادند که تکنولوژی تولید این محصول بازده افزایشی نسبت به مقیاس دارد بر اساس یافته های این تحقیق، سیاست یکپارچه‌سازی اراضی و افزایش مقیاس به عنوان راهکاری برای کاهش مصرف متوسط تولید پیشنهاد شد.

همان‌طور که مرور نتایج بررسی‌های بالا نشان می‌دهد در مورد صرفه ناشی از مقیاس و اقتصاد اندازه محصول برنج مطالعات اندکی انجام شده است و در کشور افغانستان تا هنوز در این مورد تحقیقی انجام نشده است. بررسی این موضوع در این پژوهش بدلیل تغییر در اندازه مزارع شالی در اثر وراثت یا فروش یا اجاره زمین‌ها، تغییر در سطح قیمت‌ها و یا تغییر توان مدیریتی چه ناشی از افزایش سطح سواد و چه ناشی از تغییر در ابزار و ماشین‌آلات مورد استفاده می‌تواند در راستای کاهش مصارف تولید برنج سودمند بوده و گامی مؤثر در تدوین استراتژی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها در این زمینه باشد. همچنان که بسیاری از کشورهای توسعه یافته با استناد به نتایج این چنین بررسی‌ها دست به

[1] Stochastic Frontier Analysis

تغییرات در ساختار زراعت خود زده‌اند. به طوری که اوسط اندازه مزارع در آمریکا، استرالیا و نیوزلند در طول زمان افزایش یافته است.

مواد و روش‌ها

اقتصاد اندازه یکی از ویژگی‌های مهم ساختار تکنالوژی تولید است. در ادبیات اقتصادی، بازده به مقیاس یا کشش مقیاس متفاوت از بازده به اندازه یا کشش اندازه است (Helfand et al., 2021). بر مبنای آنچه Chambers (1988) بیان می‌کند کشش مقیاس بیانگر آن است که چگونه تولید تغییر می‌کند اگر همه عوامل تولید به یک نسبت معین افزایش پیدا کنند در حالی که بازده به اندازه بیانگر افزایش تولید در پاسخ به افزایش عوامل تولید با ترکیب حداقل مصرف است (مهرایی بشرآبادی، ۱۳۸۴). گر چه این دو اصطلاح در بسیاری از متون اقتصادی به صورت مترادف استفاده می‌شود ولی بازده به مقیاس و بازده به اندازه تنها هنگامی تکنالوژی تولید هموتتیک باشد، یک مفهوم را دارند (انصاری و همکاران، ۲۰۲۰). بر مبنای نظریه های اقتصادی صرفه‌های ناشی از اندازه زمانی وجود خواهد داشت که افزایش محصول به میزان یک فیصد سبب افزایش مصرف‌ها به میزان کمتر از یک فیصد شود، یعنی کشش مصرف نسبت به میزان تولید کوچکتر از یک باشد. به عبارتی صرفه‌های ناشی از اندازه به این پرسش پاسخ می‌دهند که آیا فارم‌های تولیدی بزرگتر در مقایسه با فارم‌های کوچکتر از لحاظ مصرف و کارایی مزیت دارند یا خیر (انصاری و سلامی، ۲۰۰۷). اگر در واحدهای تولیدی بازده صعودی نسبت به اندازه حاکم باشد افزایش اندازه تولید از نظر اقتصادی به صرفه خواهد بود (Hu et al., 2022). چنانچه واحدهای تولیدی با بازده نزولی نسبت به اندازه رو به رو باشد افزایش اندازه تولید موجب افزایش مصارف تولید به میزان بیشتری در مقایسه با افزایش محصول خواهد شد (کشش مصرف بیشتر از یک)، در نتیجه عدم صرفه جویی ناشی از اندازه وجود خواهد داشت (Cerezo et al., 2021). بنابراین بازده نسبت به اندازه با کشش مصرف رابطه عکس دارد. هنگامی که منحنی مصرف متوسط بلند مدت نزولی باشد بازده نسبت به اندازه افزایشی و زمانی که این منحنی صعودی باشد، بازده نسبت به اندازه کاهشی خواهد بود. بنابراین نقطه کمترین مصرف متوسط که با مصرف نهایی برابر است، بهترین اندازه واحد تولیدی را نشان می‌دهد (الفی و همکاران، ۲۰۱۵). اقتصاد مقیاس و اقتصاد اندازه را می‌توان با استفاده از تابع تولید یا دوگان آن شامل تابع مصرف و سود مورد ارزیابی قرار داد با این حال Stier (1985) بیان می‌کند که استفاده از تابع مصرف دارای چندین مزیت است (کرباسی و همکاران، ۱۳۸۷)، از جمله اینکه به دلیل برون‌زا بودن قیمت عوامل تولید احتمال ایجاد همخطی میان قیمت عوامل تولید کمتر از مقادیر آن‌ها می‌باشد، بنابراین به نظر

می‌رسد که استفاده از تابع مصرف برای تحلیل تکنالوژی تولید مناسب‌تر باشد (Ren et al., 2019). لذا در این بررسی نیز تابع مصرف بر دیگر توابع ترجیح داده شده است. صورت کلی تابع مصرف به صورت زیر است (Chambers, 1988):

$$C = c(P_1, P_2, P_3, \dots, P_n, Q, Z) \qquad (1)$$

در رابطه بالا مصرف کل تولید (C)، تابعی از قیمت (n)، عامل متغیر (P)، میزان محصول (Q) و میزان عامل ثابت (Z) خواهد بود. مصرف متوسط و همچنین مصرف نهایی که مشتقات تابع مصرف هستند نیز تابعی از این عوامل می‌باشند. تابع مصرف برای اینکه بتواند ساختار تولید یک واحد محصول را به خوبی منعکس کند باید شروطی را تأمین کند. از جمله این شروط غیر منفی بودن در قیمت عوامل تولید و مقدار تولید یکنوایی غیر کاهشی بودن در قیمت عوامل تولید همگن بودن از درجه یک در قیمت عوامل تولید و شرط مقعر بودن در قیمت عوامل تولید می‌باشد (Kumar & Moharaj, 2023; Cerezo et al., 2021). همانطور که بیان شد، مصرف کل و مصرف متوسط تابعی از میزان تولید و قیمت عوامل تولید مصرفی و میزان عامل ثابت می‌باشند اما گاهی مشاهده می‌شود که در مواردی که این عامل‌های بین تولیدکنندگان مختلف یکسان هستند مصارف تولید متفاوت هستند. در واقع می‌توان بیان کرد که با توجه به شرایط منطقه عامل‌های دیگری نیز می‌توانند روی مصارف تولید محصول‌های زراعتی تأثیرگذار باشند (مهرجو و همکاران، ۲۰۱۷). از جمله این عامل‌ها می‌توان به سطح میکانیزاسیون، منطقه جغرافیایی، اقدام به کشت دوم شالی، رقم بذر، وجود چاه آب در شالیزارها، کیفیت خاک، شیب زمین، اجرای طرح تجهیز و نوسازی در مزارع شالی اشاره کرد. هر کدام از این عوامل می‌تواند باعث افزایش یا کاهش مصرف کل یا مصرف متوسط تولید شوند. به عنوان مثال انتظار می‌رود شالیکارانی که عملیات زراعی را میکانیزه انجام می‌دهند، در منطقه جغرافیای با آب و هوای بهتر قرار دارند، رقم بذر پر محصول می‌کارند زمین آنها شیب کم و خاک با کیفیت دارد و از سطح سواد و تجربه بالاتری برخوردارند، در تولید برنج مصرف کمتری متحمل شوند (کشاورزآلاله و همکاران، ۲۰۲۳).

برای برآورد تابع مصرف در عمل باید یک رابطه تابعی مناسب با استفاده از آزمون‌های آماری و اقتصادسنجی انتخاب شود. به طور کلی شکل‌های تبعی مصرف در دو گروه توابع انعطاف‌پذیر و انعطاف‌ناپذیر قرار می‌گیرند. توابع انعطاف‌پذیر محدودیتی را بر ساختار تولید اعمال نمی‌کنند و رفتار واقعی داده‌ها را نشان می‌دهند و از این لحاظ قدرت توضیح دهندگی بیشتری نسبت به توابع انعطاف‌ناپذیر دارند. از جمله ساختارهای توابع انعطاف‌پذیر که در بررسی‌های تجربی اقتصاد و مدیریت زراعت کاربرد زیادی داشته و توسط بسیاری از محققان این رشته در زمینه‌های مختلف به کار گرفته

شده است، می‌توان به تابع های ترانسلوگ، درجه دوم و لئونتیف تعمیم یافته اشاره کرد (جعفری و همکاران، ۲۰۲۴).

تابع مصرف ترانسلوگ اولین بار توسط (Christensen, Green & Johnson 1976) معرفی شده است که از بسط سری دوم تیلور به دست آمده است که با اعمال قیودی به ضریب های قابل تبدیل به مجموعه‌ای از دیگر توابع چون کاب-داگلاس و CEC می‌باشد و ساختار تولید را محدود به هموتتیک بودن و همگنی نمی‌کند. اگر مصرف را تابعی از قیمت n عامل (pi, i=1,2,…,n) و سطح تولید (Q) فرض کنیم، صورت کلی این تابع به شکل زیر می‌باشد:

$$Ln\ C\ (P,Q) = a_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i lnp_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} = \beta_{ij} lnp_i\ ln_{pj} + \beta_q lnQ + \frac{1}{2}\beta_{qq} lnQ^2 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{iq} lnpi\ lnQ \qquad (2)$$

معادله تابع مصرف با معادله‌های سهم تقاضا همزمان به صورت سیستمی برآورد خواهد شد. زیرا معادله‌های سهم تقاضا دارای پارامترهای یکسان هستند و همچنین معادله‌های سهم از معادله مصرف به دست آمده و ممکن است جزء اخلال آنها با هم رابطه داشته باشند. لذا بهتر است با برای این منظور معادله‌های سهم مصرف با استفاده از Shephard`s Lemma هم برآورد شوند. Shephard`s Lemma برای تابع ترانسلوگ به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$Si = \frac{dlnC}{dlnP_i} = \beta_i + \beta_{iq}\ lnQ + \sum_{j=1}^{n} \beta_{ij} lnp_j \qquad (3)$$

شرط تقارن برای تابع مصرف ترانسلوک به صورت می‌باشد. برای اینکه این تابع همگن از درجه یک در قیمت عوامل تولید باشد باید شروط زیر در مورد این تابع تأمین شود:

$$\sum \beta_i = 1 \qquad \sum \beta_i = 0$$
$$\sum \beta_{ij} = \sum \beta_{ji} = \sum\sum \beta_{ji} = 0$$

برای تأمین شرط مقعر بودن تابع مصرف ترانسلوگ باید ماتریس مشتقات درجه دوم تابع مصرف نسبت قیمت عوامل تولید یک ماتریس نیمه معین منفی باشد. این شرط در صورتی که کشش‌های خود قیمتی جانشینی آلن به ازای همه‌ی مشاهده‌ها عددی کوچکتر از صفر باشد تأمین می‌گردد. برای تأمین شرط یکنوایی در قیمت عوامل تولید لازم است سهم‌های برآورد شده هر عامل از مصرف کل تولید به ازای همه‌ی مشاهده‌ها رقمی بزرگتر از صفر باشد (تافته و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین یک تابع مصرف در صورتی با تابع تولید هموتتیک تطابق دارد که آن را بتوان به صورت تابع تفکیک-پذیر در قیمت عوامل تولید و میزان تولید بیان کرد. یک تکنالوژی تولید همگن خواهد بود اگر کشش مصرف نسبت به میزان تولید ثابت باشد. برای تابع ترانسلوگ محدودیت هموتتیک بودن ساختار

تولید به صورت باشد و برای محدودیت همگن بودن آن افزون بر شرط بالا باید شرط $\beta_{qq} = 0$ نیز برقرار باشد. شرط همگنی نیز از طریق اعمال قیمت‌های نسبی اعمال می‌شود. کشش مصرف برای تابع ترانسلوگ به شکل زیر استخراج میشود.

$$\eta c = \frac{dlnC/C}{dlnQ/Q} = \frac{MC}{AC} = \beta_q + \beta_{qq} lnQ + \sum_{j=1}^{n} \beta_{iQ} lnQ \qquad (4)$$

لذا بازده به اندازه که معادل عکس کشش مصرف است برای تابع ترانسلوک به شکل زیر به دست می آید:

$$RTS = \frac{1}{\eta c} \qquad (5)$$

کشش‌های جانشینی جزئی آلن (σ) و کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا عوامل تولید (ε) برای تابع ترانسلوگ به شکل زیر قابل استخراج می‌باشند:

$$\sigma_{ii} = \frac{\beta_{ii} + S_j^2 - S_i}{S_i^2} \qquad (6)$$

$$\sigma_{ij} = \frac{\beta_{ij} + S_j S_i}{S_i S_j} \qquad (7)$$

$$\varepsilon_{ij} = S_j \sigma_{ij} \qquad (8)$$

$$\varepsilon_{ii} = S_i \sigma_{ii} \qquad (9)$$

در رابطه های بالا σ_{ij} و σ_{ii} به ترتیب معرف کشش‌های جزئی خودی و جانشینی آلن و ε_{ij} و ε_{ii} کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا می‌باشند. S_i و S_j سهم عوامل i و j، β_{ij} پارامترهای ضرب متقاطع لگاریتم دو عامل i و j می‌باشند. مقدار خطای استاندارد برای این کشش‌ها با استفاده از رابطه‌های زیر قابل محاسبه می‌باشد

$$ES\sigma = \frac{STE(\beta_{ij})}{S_i S_j} \qquad (10)$$

$$ES\varepsilon = \frac{STE(\beta_{ij})}{S_i} \qquad (11)$$

در رابطه های بالا $ES\sigma$ و $ES\varepsilon$ به ترتیب خطای استاندارد کشش جانشینی آلن و کشش قیمتی تقاضا را نشان می‌دهند. $STE(\beta_{ij})$ نیز نشان‌دهنده خطای استاندارد پارامترها می‌باشد.

تابع مصرف درجه دوم تعمیم یافته یکی دیگر از انواع تابع‌های انعطاف‌پذیر است که توسط (Diewert, 1971) معرفی شد. شکل تابعی درجه دوم از بسط دوم تیلور به دست آمده است. این تابع همه ویژگی‌های تابع نئوکلاسیک را به جز شرط ضرورت (وجود میزان مثبت همه عامل های تولید برای دستیابی به محصول) را دارد. صورت کلی این تابع به صورت زیر می‌باشد.

$$C(P,Q) = \alpha_0 + \sum_{i=i}^{n} \beta_i p_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} p_i p_j + \frac{1}{2}\beta_{qq} Q^2 + \beta_q Q + \sum_{i=1}^{n} \beta_{iq} p_i Q \qquad (12)$$

تابع مصرف لئونتیف تعمیم یافته یکی دیگر از انواع تابع های انعطاف‌پذیر می‌باشد که نخستین بار توسط (Diewert, 1971) معرفی شد. این تابع همانند تابع ترانسلوگ هیچ محدودیتی بر میزان کشش‌ها وارد نمی‌کند و ناحیه‌های سه‌گانه تولید قابل تفکیک می‌باشد. صورت کلی این تابع به صورت زیر می‌باشد (Diewert, 1971):

$$C(+\sum_{i=i}^{n}\beta_i\, p_i^{0.5}+\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\beta_{ij}p_i^{0.5}p_j^{0.5}+\frac{1}{2}\beta_{qq}Q+P,Q) = \alpha_0\sum_{i=1}^{n}\beta_{iq}p_i^{0.5}Q^{0.5} \qquad (13)$$

برای توابع مصرف درجه دوم و لئونتیف تعمیم یافته نیز مانند تابع ترنسلوگ توابع تقاضای عامل کشش مصرف و بازده نسبت به اندازه کشش‌های جانشینی و قیمتی قابل محاسبه است که شرح آنها در این مقاله نمی‌گنجد (حاجی رحیمی و همکاران، ۲۰۱۲).

پس از برآورد تابع‌های مصرف با بهره‌گیری از معیارهای اقتصادسنجی توابع مصرف مناسب انتخاب می‌گردد. برای انتخاب شکل مناسب از میان توابع انعطاف‌پذیر روش‌ها و آزمون‌های زیادی وجود دارد. مهم‌ترین این آزمون‌ها شامل ضریب تعیین مدل معنی‌داری پارامترهای برآورد شده و همخوانی و سازگاری علامت‌ها و میزان پارامترهای برآورد شده و کشش‌ها با نظریه‌های اقتصادی از معیارهای مهم در شناسایی الگوی برتر از دیدگاه Thompson می‌باشد. همچنین آزمون‌های فروض کلاسیک از جمله آزمون واریانس ناهمانی نرمال بودن توزیع جمله‌های خطا و نبود همبستگی جمله‌های خطا از جمله آزمون‌هایی هستند که در انتخاب شکل مناسب تابعی مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرند. در کنار معیارهای یاد شده مطالعات تجربی نیز می‌توانند راهنمای خوبی برای انتخاب الگوی برتر باشند (Riera-Pruunera, 2021). در این مطالعه پس از برآورد شکل‌های مختلف تابعی مناسب‌ترین شکل تابعی بر مبنای معیارهای مطرح شده بالا تعیین می‌شود. روش اقتصادسنجی برای برآورد سیستم معادله‌ها شامل تابع مصرف و تابع‌های تقاضای عامل‌های تولید منتج از آن روش حداکثر درستنمایی (Maximum Likelihood) می‌باشد که با بهره‌گیری از نرم‌افزار EViews V.13 انجام خواهد شد. عواملی که در تولید محصول برنج استفاده می‌شوند شامل ماشین‌آلاتی که در قلبه کردن، کاشت، نشاء و برداشت استفاده می‌شوند (M)، بذر (S)، نیروی کار (WO)، آب (W)، کود کیمیاوی (F)، شامل دو کود سیاه و سفید، سموم کیمیاوی (P) شامل حشره‌کش و قارچ کش، کود حیوانی (H) و زمین (L) می‌باشند. با توجه به اینکه تابع مصرف تابعی از قیمت عوامل متغیر مورد استفاده و میزان تولید (Q) می‌باشد. بنابراین قیمت این عوامل در تابع مصرف وارد می‌شود. اما متغیر قیمت آب (حق‌آبه) به دلیل یکسان بودن و عدم وجود تفاوت بین مشاهده‌ها در تابع مصرف وارد نشد. همچنین

برای کاهش شمار متغیرها به منظور جلوگیری از همخطی عوامل بذر کود کیمیاوی و سموم کیمیاوی با استفاده از شاخص تیل ترنکوئیست ادغام و به عنوان عامل واسطه وارد مدل شد. بنابر آنچه بیان شد، تابع مصرف تابعی از میزان کل تولید محصول برنج و قیمت عوامل ماشین‌آلات، نیروی کار، عامل واسطه‌ای و زمین می‌باشد. همچنین در کنار میزان تولید و قیمت عوامل تولید یاد شده متغیرهای دیگری نیز مصارف تولیدی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این متغیرها شامل میکانیزاسیون منطقه جغرافیایی، کشت دوم، رقم بذر، استفاده از چاه، استفاده از کود حیوانی، استفاده از دیگر کودها و سموم، کیفیت خاک، شیب زمین و اصلاحات اراضی می‌باشند که به عنوان متغیر مجازی وارد تابع مصرف شدند.

قلمرو مکانی

همان‌طور که در مقدمه بیان شد، قلمرو مکانی این تحقیق شالیزارهای ولایت کندز می‌باشد. قُندوز، کُندُز یا در اصل کُهَن‌دِژ شهری در شمال افغانستان و مرکز ولایت قندوز است. این شهر به مدت ۱۱۰ سال پایتخت هپتالیان بود (بلوچ، ۲۰۲۰) و ششمین شهر بزرگ افغانستان و بزرگ‌ترین شهر در بخش شمال‌شرقی کشور است. این شهر در منطقه تاریخی تخارستان، باختر، در حوالی محل تلاقی دریای قندوز با دریای خان‌آباد واقع شده است.کندز از طریق شاهراه‌ها با کابل از جنوب، مزارشریف از غرب و بدخشان از شرق ارتباط دارد. کندز از طریق بندر شیرخان از شمال با دوشنبه در تاجیکستان نیز ارتباط دارد. کاربری زمین در شهر (در محدوده شهرداری) عمدتاً زراعت است که ۸،۶۵٪ فیصد کل مساحت را در بر می‌گیرد. زمین‌های مسکونی تقریباً نیمی از زمین‌های ساخته‌شده و ۴۸،۳٪ با ۲۹،۸۷۷ خانه مسکونی را تشکیل می‌دهد. با توجه به اینکه فرودگاه در محدوده شهرداری واقع شده است، زمین‌های سازمانی ۱۷،۹٪ کاربری اراضی ساخته‌شده را شامل می‌شود (بلیر، ۲۰۱۲).

این ولایت حدود ۱۸۰۰ شالیکار در سال زراعی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ داشته است. چهار ولسوالی امام صاحب، علی آباد، خان آباد و چهاردره ولایت کندز از جمله ولسوالی‌های با سطح زیر کشت و تولید بالا می‌باشند که اکثریت سطح زیر کشت برنج ولایت را به خود اختصاص داده‌اند. از شمار دهاقین شالیکار این چهار ولسوالی داده‌های دقیقی در دسترس نیست. از آنجا که این ولسوالی‌ها بخش قابل توجهی از شالیزارهای این ولایت را در بر می‌گیرد، از دهاقین این چهار ولسوالی نمونه‌گیری شد و اطلاعات مورد نیاز از طریق مصاحبه با دهاقین و تکمیل پرسشنامه در سال زراعی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ گردآوری شد.

شکل ۱. نقشه ولایت کندز

روش نمونه‌گیری

به منظور برآورد حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد که در آن سطح زیر کشت اراضی به عنوان صفت غالب در نظر گرفته شد. بر این مبنا حجم نمونه ۱۸۰ دهقان به دست آمد که گردآوری اطلاعات از این شمار نمونه به صورت انتساب متناسب در هر ولسوالی انجام شد. در این بررسی به دلیل عدم دسترسی به نام و یا سایر مشخصه‌های دهاقین برنج‌کار در قریه‌جات استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده امکان‌پذیر نبوده، لذا با مراجعه به قریه‌جات و مصاحبه با دهاقین در دسترس به گردآوری اطلاعات پرداخته است. از فرمول زیر به منظور محاسبه حجم نمونه استفاده گردید:

$$n = \frac{Z_{\frac{\sigma}{2}}^2 \sigma^2}{d^2}$$

که در این فرمول Z در سطح ۵ فیصد ۱.۹۶ است. D نشان دهنده سطح خطا است که ۰.۰۵ در نظر گرفته شده است، σ انحراف معیار است که در این مطالعه ۰.۳۴ بدست آمد. حجم نمونه ۱۷۷.۶۴ بدست آمد که برای اطمینان بیشتر ۱۸۰ پرسشنامه تکمیل گردید.

نتایج

برای آشنایی با ماهیت متغیرهای استفاده شده در الگو پاره‌ای از ویژگی‌های آماری این متغیرها در جدول‌های (۱) و (۲) گزارش شده است. در جدول (۱) ویژگی آماری متغیرهای پیوسته ارائه شده است. رقم‌های این جدول نشان می‌دهد که مصرف کل تولید در بین شالیزارهای مورد بررسی به طور متوسط ۱۱۰۰۰۰ افغانی است. همچنین متوسط میزان تولید ۵۷۲۵ کیلوگرم می‌باشد. اوسط

مصرف متوسط کل تولید ۱۲۱.۵۹ افغانی بر کیلوگرم بوده است. اوسط قیمت عوامل ماشین‌ها و ادوات نیروی کار و زمین نیز به ترتیب برابر با هر ساعت ۱۹۹۵.۸۵ افغانی، هر نفر روز ۲۴۳ افغانی و هر جریب ۷۵۵۱۳.۲۴ افغانی می‌باشد. اوسط شاخص قیمت عامل واسطه نیز که تلفیق قیمت سه عامل تخم بذری، سموم کیمیاوی و کودهای کیمیاوی می‌باشد برابر با ۰.۱۷ بوده است. سطح زیر کشت محصول برنج در بین شالیزارهای مورد بررسی به طور اوسط ۲.۵ و کمترین و بیشترین سطح زیر کشت به ترتیب ۰.۱ و ۱۲ جریب می‌باشد. در بین عامل‌های تولید متوسط سهم عوامل ماشین‌ها و ادوات برابر با ۲۶.۵ فیصد، سهم عامل نیروی کار برابر با ۲۱.۶ فیصد، سهم عامل زمین ۴۵.۸ فیصد و سهم عامل اولیه برابر با ۹.۱ فیصد می‌باشد. بنابراین بیشترین سهم در بین عوامل مصرفی مربوط به عامل زمین و کمترین سهم مربوط به عامل واسطه بوده است.

جدول ۱. اطلاعات توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	شرح	واحد	اوسط	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
TC	مصرف کل	AFG	۱۱۰۰۰۰	۳۰۰۰۰	۲۰۰۰۰۰	۵۰۲۲۰.۴۵۰
Y	تولید کل	KG	۵۷۲۵	۲۴۰	۴۶۰۰۰	۷۱۶۳.۰۰
AC	مصرف متوسط	AFG	۱۲۱.۵۹	۶۰	۱۸۰	۳۷.۰۹۷
Ya	علمکرد	KG	۳۵۸۲	۱۵۰۰	۵۵۰۰	۳۵۸۲.۰۰
PM	قیمت ماشین آلات	AFG	۱۹۵۵.۸۵	۱۰۰۰	۳۰۰۰	۵۷۷.۶۰۱
Pwo	قیمت نیروی کار	AFG	۲۴۳	۱۵۰	۳۵۰	۵۸.۰۳۸
PL	اجاره زمین	AFG	۷۵۵۱۳.۲۴	۵۰۰۰۰	۱۰۰۰۰۰	۱۳۸۵۰.۴۶۰
PA	قیمت عامل واسطه‌ای	Acre/AFG	۰.۱۷	۰.۰۰۳	۰.۵۴	۰.۰۲۴
ML	زمین	Acre	۲.۵	۰.۱	۱۲	۱.۷۳۰
Swo	سهم نیروی کار	%	۱۲.۶	۴.۶	۴۳.۶	۰.۰۸۶
Sm	سهم ماشین آلات	%	۲۶.۵	۱۵.۲۴	۵۵.۵	۰.۰۶۹
SL	سهم زمین	%	۴۵.۸	۲.۰۲	۶۵.۶	۰.۰۹۷
SA	سهم عامل واسطه‌ای	%	۹.۱	۰.۰۰۱	۳۹.۱	۰.۰۸۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲) آمارهای توصیفی متغیرهای مجازی که در تابع مصرف محصول برنج وارد می‌شوند را نشان می‌دهد. بر مبنای ارقام این جدول ۸۷.۷۸ فیصد شالیکاران معادل ۱۵۸ نفر در نمونه مورد بررسی رقم های برنج محلی کشت کرده‌اند و ۱۲.۲۲ فیصد معادل ۲۲ نفر رقم‌های برنج پرمحصول کشت کرده‌اند و تنها ۲.۷۸ فیصد شالیکاران از هر دو رقم محلی و پر محصول استفاده کرده‌اند. همچنین ۱۸.۸۹ فیصد زارعین معادل ۳۴ نفر در شالیزارهای خود از کود حیوانی استفاده کرده‌اند. افزون بر این ۲۳.۳۳ فیصد معادل ۴۲ نفر از شالیکاران از دیگر کودها و سموم کیمیاوی برای تقویت شالیزارهای خود استفاده کرده‌اند. با توجه به رقم های جدول (۲) تنها در ۲۵.۵۶ فیصد اراضی تمامی مراحل کشت برنج به صورت میکانیزه انجام می‌شود و در ۷۴.۴۴ فیصد مابقی اراضی کشت برنج به دو صورت مکانیزه و سنتی انجام می‌گیرد. تنها ۸.۳۳ فیصد دهاقین معادل ۱۵ نفر کشت دوم داشته‌اند. در ۶۶.۶۷ فیصد اراضی در نمونه مورد نظر طرح اصلاحات اراضی انجام شده است. ۱۹.۴۴ فیصد مزارع شالی معادل ۳۵ نفر از آب چاه برای آبیاری شالیزارهای خود استفاده و سایر دهاقین از آب چاه استفاده نمی‌کنند. همچنین بر مبنای رقم‌های این جدول تقریباً ۳۱.۶۷ فیصد شالیکاران دارای زمین‌هایی با کیفیت خوب خاک و ۶۸.۳۳ فیصد دیگر کیفیت خاک متوسط و پایین بوده است و ۳۴.۴۶ فیصد این اراضی دارای شیب خیلی زیاد و مابقی دارای شیب متوسط و پایین بوده‌اند. ۵۰ فیصد شالیکاران مورد بررسی معادل با ۹۰ نفر مربوط به ولسوالی امام صاحب بوده‌اند ۲۵ فیصد زارعین در نمونه مربوط به ولسوالی علی آباد، ۱۳.۸۹ فیصد مربوط به ولسوالی خان آباد و ۱۱.۱۱ فیصد مربوط به ولسوالی چهاردره بوده‌اند.

جدول ۲. اطلاعات توصیفی متغیرهای مجازی (دامی) تحقیق

متغیرها	شرح	۱		۰	
		تعداد	%	تعداد	%
DUM_S	تخم بذری (تخم محلی=۱، تخم اصلاح شده=۰)	۱۵۸	۸۷.۷۸	۲۲	۱۲.۲۲
DUM_t	استفاده از هر دو نوع تخم بذری (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۵	۲.۷۸	۱۷۵	۹۷.۲۲
DUM_F	کود حیوانی (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۳۴	۱۸.۸۹	۱۴۶	۸۱.۱۱
DUM_O	دیگر کودها و سموم (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۴۲	۲۳.۳۳	۱۳۸	۷۶.۶۷
DUM_M	استفاده از ماشین‌آلات (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۴۶	۲۵.۵۶	۱۳۴	۷۴.۴۴
DUM_K	کشت دوم (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۱۵	۸.۳۳	۱۶۵	۹۱.۶۷
DUM_G	اصلاح اراضی (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۱۲۰	۶۶.۶۷	۶۰	۳۳.۳۳
DUM_W	استفاده از چاه برای آبیاری (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۳۵	۱۹.۴۴	۱۴۵	۸۰.۵۶
DUM_L	کیفیت خاک (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۵۷	۳۱.۶۷	۱۲۳	۶۸.۳۳
DUM_{SH}	شیب اراضی (استفاده=۱، عدم استفاده=۰)	۶۴	۳۴.۴۶	۱۱۶	۶۴.۴۴
DUM_I	موقعیت زمین (امام صاحب=۱، دیگر مناطق=۰)	۹۰	۵۰	۹۰	۵۰
DUM_A	موقعیت زمین (علی آباد=۱، دیگر مناطق=۰)	۴۵	۲۵	۱۳۵	۷۵
DUM_{KH}	موقعیت زمین (خان آباد=۱، دیگر مناطق=۰)	۲۵	۱۳.۸۹	۱۵۵	۸۶.۱۱
DUM_{CH}	موقعیت زمین (چهار دره=۱، دیگر مناطق=۰)	۲۰	۱۱.۱۱	۱۶۰	۸۸.۸۹

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به آنچه بیان شد تابع مصرف برای محصول برنج در سه شکل تابعی ترانسلوگ درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته همراه با تقاضای عوامل تولید به صورت سیستم معادلات برآورد شد. برای اعمال شرط همگنی نسبت به قیمت عوامل در هر برآورد معادله سهم مصرفی یکی از عوامل تولید حذف و قیمت دیگر عوامل تولید و مصرف تولید با قیمت آن عامل نرمال شده و وارد

توابع شدند. نتایج این برآوردها در جدول (۳) گزارش شده است. یکی از معیارهای انتخاب شکل تابعی مناسب یکسان بودن پارامترهای برآوردی در نرمال سازی‌های مختلف می‌باشد. با توجه به نتایج مندرج در جدول (۳) تنها در شکل تابعی ترانسلوگ پارامترهای برآوردی در نرمال‌سازی‌های مختلف با هم برابرند. این نتیجه می‌تواند دلیلی بر انتخاب تابع ترانسلوگ به عنوان بهترین شکل تابعی باشد.

جدول ۳. پارامترهای برآورده شده مصارف و تقاضای عوامل تولیدی در شکل مختلف تابعی (نرمال شده با قیمت ماشین‌آلات)

پارامترها	شرح	نرمال شده با قیمت ماشین‌آلات			نرمال شده با معاش کارگر			نرمال شده با قیمت عامل واسطه		
		ترانسلوگ	درجه دوم	لئونتیف	ترانسلوگ	درجه دوم	لئونتیف	ترانسلوگ	درجه دوم	لئونتیف
B_0	عرض از مبدأ	۹.۷۵*** (۴.۱۲)	-۱.۴۷*** (-۵.۸۵)	-۶.۵۸*** (-۴.۷۲)	۹.۷۵*** (۵.۸۵)	-۱.۷۵*** (-۲.۸۴)	۱.۰۰۴ (۱.۰۶)	۹.۷۵*** (۵.۹۸)	۰.۱۴*** (۴.۶۴)	۲.۴** (۲.۲۶)
Bwo	معاش کارگر	۱.۰۷*** (۶.۶۷)	۳.۱۹*** (۳.۸۲)	۲۱.۰۱ (۱.۲۹)	-	-	-	۱.۰۷*** (۶.۷۷)	۱.۰۱*** (۵.۸۱)	۱.۸۰ (۰.۸۱)
Ba	قیمت عامل واسطه‌ای	۰.۴۸*** (۳.۶۸)	-۰.۱۰ (-۰.۴۰)	-۰.۰۰۴ (-۱.۱۰)	۰.۴۸*** (۳.۷۵)	۰.۰۰۸*** (۱.۷۵)	۱.۱۸*** (۶.۷۵)	-	-	-
Bl	اجاره زمین	-۱.۲۲*** (-۷.۹)	-۰.۲۲ (-۰.۹۸)	-۱.۰۲ (-۱.۰۸)	-۱.۲۲*** (-۸.۱۶)	-۰.۳۴ (-۰.۱۶)	-۰.۱۴ (-۱.۱۶)	-۱.۲۲*** (-۸.۱۸)	-۰.۱۲*** (-۰.۱۸)	-۰.۱۲ (-۱.۱۸)
Bm	اجاره ماشین‌آلات	-	-	-	۰.۶۶*** (۴.۹۷)	۱.۳۶** (۲.۵۹)	۰.۴۸** (۲.۶۴)	۰.۲۶*** (۴.۸۹)	۰.۰۴۶*** (۵.۲۰)	۰.۶۶*** (۳.۲۰)
Bwo_2	توان دوم معاش کارگر	۰.۱۶*** (۶.۳۶)	-۴.۲۱*** (-۲.۳۶)	۰.۲۱*** (۵.۳۶)	-	-	-	۰.۱۶*** (۶.۴۲)	-۰.۰۱۶ (-۰.۵۲)	-۰.۱۰ (-۵.۵۲)
Bm^2	توان دوم اجاره ماشین‌آلات	-	-	-	۰.۰۹۳*** (۵.۹۰)	-۰.۴۶ (-۱.۸۵)	۰.۳۶*** (۵.۵۸)	۰.۰۰۹*** ۳ (۵.۲۸)	۰.۳۳*** (۵.۰۸)	۰.۴۵*** (۶.۲۸)
Ba^2	توان دوم قیمت عامل واسطه‌ای	-	-	-	۰.۰۰۲ (۰.۴۲)	-۰.۲۶ (-۱.۶۰)	۰.۳۶ (۰.۳۸)	۰.۰۰۲ (۰.۴۲)	۰.۵۶*** (۶.۰۸)	۰.۰۵*** (۶.۲۸)
Bl^2	توان دوم اجاره زمین	۰.۲۶***	-۱.۹۷	۰.۰۰۳***	۰.۲۶***	-۱.۷۰	۰.۶۳	۰.۲۶***	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲**

		(۱۰.۶۷)	(-۰.۶۵)	(۱۴.۷۲)	(۱۰.۷۵)	(-۱.۸۵)	(۰.۶۶)	(۱۰.۴۱)	(۰.۰۳۴)	(۲.۳۴)
Y	سطح عملکرد	-۰.۴۴*	-۰.۱۱***	-۰.۰۰۴	-۰.۴۴*	-۰.۴۴*	۰.۰۴***	-۰.۴۴*	-۰.۴۲***	-۰.۹۲***
		(-۱.۳۲)	(-۱۱.۲۸)	(-۱.۲۸)	(-۱.۲۹)	(-۱.۹۲)	(۳.۹۲)	(-۱.۹۲)	(-۵.۹۲)	(-۵.۰۲)
Y^2	توان دوم سطح عملکرد	۰.۰۳۷	۰.۰۰۲	۰.۰۱۷	۰.۰۳۷	۰.۳۷	۰.۰۳۷	-۰.۰۳۷**	-۰.۰۳۷**	-۰.۰۱۷
		(۱.۴۲)	(۵.۲۹)	(۱.۲۲)	(۱.۴۷)	(۱.۴۸)	(۱.۵۹)	(-۲.۰۵)	(-۲.۰۵)	(-۰.۰۵)
Bwoa	اثر متقابل معاش کارگر و قیمت عامل واسطه‌ای	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱	۱.۳۷**	-	-	-	-	-	-
		(۰.۴۴)	(۰.۷۴)	(۲.۴۴)						
Bml	اثر متقابل اجاره ماشین و زمین	-	-	-	-۰.۰۹۴***	-۱.۹۴***	-۰.۴۴***	-۰.۰۹۴***	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴
					(-۷.۳۳)	(۳.۱۹)	(-۵.۴۰)	(-۷.۴۱)	(۰.۲۳)	(۰.۲۶)
Bla	اثر متقابل قیمت زمین و قیمت عامل واسطه‌ای	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۶**	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-	-	-
		(-۱.۱۵)	(-۱.۲۰)	(-۱.۷۵)	(-۱.۱۵)	(-۱.۸۷)	(-۱.۱۶)			
Bma	اثر متقابل اجاره ماشین‌آلات و قیمت عامل واسطه‌ای	-	-	-	۰.۰۰۵	۰.۰۰۶*	۰.۸۹	-	-	-
					(۰.۸۵)	(۱.۸۷)	(۰.۸۸)			
Bmwo	اثر متقابل اجاره ماشین و معاش نیروی کار	-	-	-	-	-	-	۰.۰۰۰۵	-۰.۰۳۴*	-۰.۳۴
								(۰.۰۳۵)	(-۱.۸۷)	(-۱.۰۷)
Bwol	اثر متقابل معاش نیروی کار و اجاره زمین	-۰.۱۶***	۲.۰۸	۱۴.۳۵***	-	-	-	-۰.۱۶***	-۰.۵۶***	-۰.۴۶***
		(-۰.۷۴)	(۰.۹۲)	(۷.۸۴)				(-۷.۴۰)	(-۳.۴۰)	(-۵.۴۰)
Bywo	اثر متقابل عملکرد و نیروی کار	-۰.۰۹۱***	۰.۰۳۹**	-۰.۰۳***	-	-	-	-۰.۰۱۹***	۰.۰۱۸	۰.۰۱۰
		(-۳.۳۹)	(۲.۳۹)	(-۰.۰۹)				(-۳.۵۱)	(۰.۴۵)	(۰.۳۳)
Bym	اثر متقابل عملکرد و اجاره ماشین‌آلات	-	-	-	-۰.۰۰۳***	۰.۰۵۶	۰.۰۰۵	-۰.۰۰۳***	-۰.۱۱***	-۰.۱۱**
					(-۳.۵۷)	(۸.۶۱)	(۱.۶۱)	(-۳.۵۷)	(-۳.۳۷)	(-۳.۳۷)

Bya	اثر متقابل عملکرد و قیمت عامل واسطه‌ای	-۰.۰۳۹*** (-۷.۰۸)	۰.۰۰۹* (۱.۶۶)	۰.۰۱*** (۷.۰۱)	-۰.۰۳۹*** (-۷.۲۶)	۰.۰۰۵ (۰.۹۶)	-۰.۰۰۵ (-۱.۲۶)	-	-	-
By1	اثر متقابل عملکرد و اجاره زمین	۰.۱۲۴*** (۱۱.۶۷)	-۱.۹۷ (-۰.۶۵)	۰.۰۳*** (۱۹.۸۸)	۰.۱۲۴*** (۱۰.۵۵)	۱.۴۹ (۱.۷۵)	۰.۱۳ (۰.۰۶)	-۰.۰۱۹*** (-۳.۵۱)	۰.۰۰۲ (۰.۰۳۴)	۰.۰۰۲ (۲.۳۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱۰٪،۵٪ و ۱٪. اعداد درج شده در جدول ضریب و اعداد داخل پرانتز آمار t می‌باشد.

آمار ضریب تعیین، فیصد معنی‌داری پارامترها، آمار بروچ پاگان برای بررسی همسانی واریانس و نتایج مربوط به نرمال بودن اجزاء اخلال برای مقایسه الگوهای برآورد شده و انتخاب مناسب‌ترین شکل تابعی نیز در جدول (۴) گزارش شده است. از آنجایی که متغیر وابسته در سه شکل تابعی متفاوت است ضریب تعیین مدل معیار چندان مناسبی برای انتخاب شکل تابعی مناسب نمی‌باشد، ولی بزرگ بودن ضریب تعیین در الگو ترانسلوگ نشان‌دهنده این می‌باشد که در این الگو متغیرهای مستقل بهتر از دو الگو دیگر توانسته‌اند متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین فیصد ضریب‌های معنی‌دار در الگو ترانسلوگ بیشتر از دو الگوی دیگر می‌باشد. با توجه به نتایج آمار جارک-برا بیشترین شمار معادله های نرمال مربوط به شکل تابعی ترانسلوک می‌باشد. آمار بروچ پاگان نیز نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس در هر سه شکل تابعی می‌باشد که وجود یک ناهمسانی در معادله های سهم عوامل تولید چندان ایجاد مشکل نمی‌کند. با توجه به مطالب بیان شده تابع مصرف ترانسلوگ به عنوان الگوی نهایی انتخاب و برای بررسی ساختار تولید برنج استفاده شد.

جدول ۴. مقایسه‌ی آمارها در شکل‌های مختلف تابعی

آمارها	ترانسلوگ	درجه دوم	لئونتیف
ضریب تعیین تابع مصرف	۰.۹۶	۰.۴۸	۰.۵۲
آمار جارک-برا برای تابع مصرف کل	۴.۳۲	۶.۲۲**	۷.۲۲**
آمار جارک-برا برای تابع تقاضای نیروی کار	۱.۴۳	۱.۷۳	۴.۰۳
آمار جارک-برا برای تابع تقاضای زمین	۳.۳۳	۳.۰۵	۳.۳۳
آمار جارک برا برای تابع تقاضای عامل واسطه	۳۴.۸۱***	۱۹.۹۱***	۳۴.۸۱***
آمار جارک-برا برای تابع تقاضای عامل ماشین‌آلات	۱۳.۵۴***	۲۰.۳۴***	۱۳.۵۲***
آمار بروچ پاگان برای تابع مصرف	۸.۸۰	۸.۱۰	۷.۲۴
آمار بروچ پاگان برای تابع تقاضای نیروی کار	۱۲.۰۱**	۱۳.۳**	۱۲.۴۱**
آمار بروچ پاگان برای تابع تقاضای زمین	۳.۲۰	۱.۳۰	۱.۵۰
آمار بروچ پاگان برای تابع تقاضای عامل واسطه	۴.۸	۲.۷۸	۴.۸۰
آمار بروچ پاگان برای تابع تقاضای عامل ماشین‌آلات	۱.۶۰	۰.۹۸	۳.۲۰
فیصدی معنی‌داری ضرایب	۷۲	۴۲	۴۷

منبع: یافته‌های تحقیق

افزون بر آزمون‌های اقتصادسنجی بالا یک تابع مصرف از دیدگاه مبانی نظری باید یک تابع غیر کاهشی نسبت به تولید همگن از درجه یک در قیمت عوامل تولید و مقعر و افزایشی نسبت به قیمت عوامل تولید باشد. شرط همگنی با تحمیل قیمت‌های نسبی اعمال شده است. برای بررسی دیگر شرط‌های تابع مصرف اوسط بیشترین و کمترین کشش‌های خود قیمتی جانشینی آلن سهم‌های برآوردی و مصرف نهایی در جدول (۵) درج شده است. بر مبنای رقم های این جدول کشش‌های خود قیمتی جانشینی

آلن عوامل به ازای همه مشاهده‌ها عددی کوچکتر از صفر است. بنابراین شرط تقعر در قیمت عوامل برای تابع ترانسلوک پذیرفته می‌شود. همچنین با توجه به مثبت بودن میزان عددی سهم‌های برآورده شده و مصرف نهایی به ازای همه مشاهده‌ها بر مبنای رقم‌های جدول (۵) شرط یکنوایی در قیمت عوامل تولید و میزان تولید نیز تأمین می‌شود.

جدول ۵. کشش‌های خود قیمتی آلن، سهم برآوردی و مصرف نهایی در تابع مصرف ترانسلوگ

پارامترهای ساختاری	اوسط	حداکثر	حداقل
کشش خود قیمتی نیروی کار	-۰.۰۴۶	-۰.۰۱۱	-۰.۰۸۵
کشش خود قیمتی ماشین‌آلات	-۰.۳۷	-۰.۳۰	-۰.۴۸
کشش خود قیمتی زمین	-۰.۳۴	-۰.۱۵	-۰.۸۴
کشش خود قیمتی عامل واسطه	-۱.۱۲	-۰.۸۵	-۱.۹۰
سهم نیروی کار (فیصد)	۲۱.۸۱	۲۹.۵۷	۱۳.۰۱
سهم ماشین‌آلات (فیصد)	۲۶.۵۳	۳۲.۴۲	۲۰.۴۹
سهم زمین (فیصد)	۴۲.۹۱	۶۰.۳۷	۲۱.۹۳
سهم عامل واسطه (فیصد)	۸.۷۳	۱۹.۲۷	۰.۰۵
مصرف نهایی	۰.۷۰	۰.۸۸	۰.۲۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در قسمت پیش بیان شد، از میان سه شکل تابعی انعطاف‌پذیر تابع مصرف ترنسلوگ به عنوان شکل تابعی برتر انتخاب شد. اکنون برای آنکه اثر متغیرهای مجازی بر مصرف تولید سنجیده شود هر یک از متغیرهای مجازی و حاصل ضرب آنها با متغیرهای الگو در تابع مصرف وارد شده و تابع مصرف ترانسلوگ بار دیگر با وجود متغیرهای مجازی برآورد شد. سپس الگوی جدید با وجود متغیرهای مجازی با الگوی اولیه بدون وجود متغیرهای مجازی با استفاده از آمار نسبت راستنمایی مقایسه شد. نتایج این آزمون در جدول (۶) درج شده است. همانطور که در این جدول دیده می‌شود سیستم معادله‌های تابع مصرف به همراه سهم عوامل تولید در ۱۳ حالت، با حضور متغیرهای مجازی رقم بذر کشت شده (B)، استفاده از هر دو رقم محلی و پرمحصول در کشت (C)، استفاده از کود حیوانی (D)، استفاده از دیگر کودها و سم‌های کیمیاوی (E)، میکانیزه بودن در همه مرحله های کشت (F)، استفاده از چاه برای آبیاری (G)، شیب زمین (S)، کیفیت خاک (M)، منطقه مورد بررسی امام صاحب (J_I)، منطقه مورد بررسی علی آباد (J_A)، منطقه مورد بررسی خان آباد (J_{KH}) و در نهایت با حضور دوازده متغیر مجازی یاد شده (H)، برآورد شد. نتایج برآورد این الگوها نشان داد که ضرایب برآوردی تمامی متغیرهای مجازی وارد شده در الگوها بی‌معنی هستند. میزان تابع حداکثر درستنمایی مربوط به این ۱۳ الگو و میزان تابع حداکثر درستنمایی الگوی بدون متغیر مجازی (A) در جدول (۶) ارائه شده و آمار حداکثر راستنمایی

مربوط به این مدل‌ها با توجه به میزان تابع حداکثر درستنمایی ۱۳ الگو، آزمون فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین الگوی محدود A (بدون وجود متغیرهای مجازی) بر دیگر الگوها ارجحیت دارد.

جدول ۶. مقایسه بین شکل‌های مختلف تابع مصرف ترانسلوگ با ورود متغیرهای مجازی

توابع	A	B	C	D	E	F	G
R^2	۰.۹۶	۰.۹۶۲	۰.۹۶۲	۰.۹۶۳	۰.۹۶۳	۰.۹۶۳	۰.۹۶۲
Likelihood Function	۷۱.۹	۷۱۷.۰	۷۱۷.۲	۷۱۷.۷	۷۱۷.۹	۷۱۷.۴	۷۱۷.۰
Likelihood Ratio Test		۰.۱۴	۰.۵۶	۰.۵۴	۱.۹۰	۰.۹۴	۰.۰۴
$X^2_{0.5}$		۳۱.۴	۳۱.۴	۳۱.۴	۳۱.۴	۳۱.۴	۳۱.۴
Function	S	M	J_I	J_A	J_{KH}	H	
R^2	۰.۹۵۹	۰.۹۶۰	۰.۹۴۲	۰.۹۵	۰.۹۶۱	۰.۰۶۴	
Likelihood Function	۷۱۸.۸	۷۱۶.۵	۷۱۰.۲	۷۱۴.۴	۷۱۱.۸	۷۱۹.۹	
Likelihood Ratio Test	۱.۸۹	۰.۴	۶.۶۷	۲.۵۸	۵.۱۱	۵.۸۶	
$X^2_{0.5}$	۳۱.۴	۳۱.۴	۳۱.۴	۳۱.۴	۳۱.۴	۴۳.۷	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد پارامتر ساختاری اقتصاد اندازه در جدول (۷) گزارش شده است. بر مبنای اطلاعات مندرج در جدول (۷) پارامتر اقتصاد اندازه در سطح اوسط داده‌ها عددی بزرگتر از واحد می‌باشد. همان طور که در جدول یاد شده دیده می‌شود بازده به اندازه برای همه مشاهده‌ها و در اوسط عددی بزرگتر از یک می‌باشد که گویای آن می‌باشد که در همه شالیزارهای مورد بررسی صرفه‌های ناشی از اندازه وجود دارد. این بدان معنی می‌باشد که با افزایش اندازه مزارع شالی امکان کاهش مصارف تولید و در پی کاهش قیمت تمام شده محصول فراهم خواهد شد.

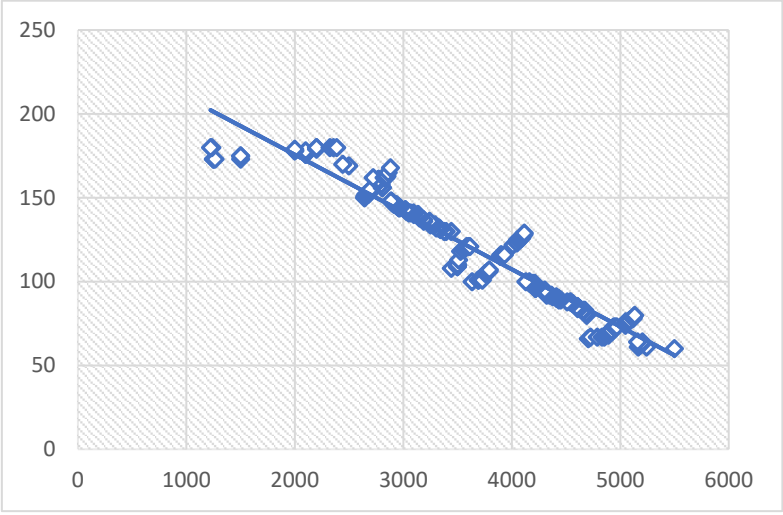
جدول ۷. اوسط کشش اندازه و کشش مصرف بر مبنای تابع مصرف ترانسلوگ

کشش مصرف	۰.۷۵
بازده نسبت به اندازه	۱.۳۳

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه میزان عددی پارامتر بازده نسبت به اندازه برای همه ی شالیکاران عددی بزرگتر از یک می‌باشد امکان تعیین اندازه بهینه برای شالیزارهای برنج مورد بررسی امکان پذیر نمی باشد. این بدان معنی است که میزان مصرف متوسط همچنان در حال کاهش می‌باشد و در نمونه‌های مورد مطالعه، هیچ واحدی دارای اندازه بهینه نبوده و می‌توان برای کاهش مصارف تولید همچنان اندازه مزارع شالی را افزایش داد. برای اطمینان از درست بودن این گفتار، مصرف متوسط در مقابل تولید و سطح زیر کشت در نمودار ۱ رسم شده است. این نمودار نیز تأییدکننده این امر است که مصرف اوسط واحدهای تولید

در نمونه‌های مورد بررسی همچنان نزولی و در حال کاهش می‌باشد و تعیین اندازه بهینه واحدهای تولید امکان‌پذیر نمی‌باشد.



نمودار ۱. مصرف متوسط در مقابل تولید

جهت تایید مطالب گفته شده در رابطه با نزولی بودن مصرف متوسط، تابع مصرف متوسط (AC) نیز برآورد شد که نتایج آن در جدول (۸) گزارش شده است. همچنین برای اطمینان از درستی برازش الگوی مصرف متوسط و آزمون فرضیه‌ها، نتایج مربوط به نرمال بودن اجزاء اخلال و آزمون همسانی واریانس بررسی شد که نتایج آن درستی برازش الگو را تأیید می‌کند.

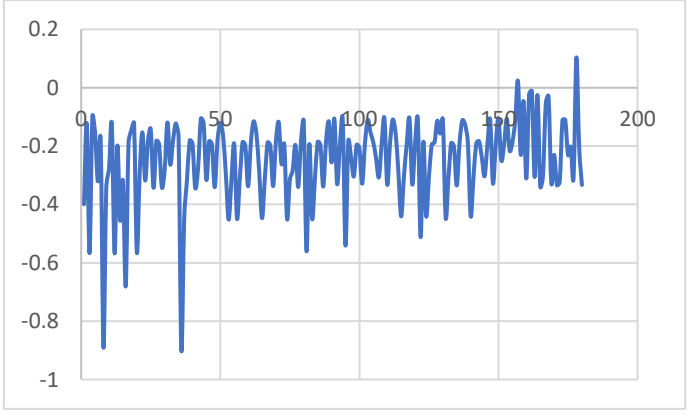
جدول ۸. نتایج برآورد مصارف متوسط (Average Costs)

پارامترها	میزان برآورد شده	آمار T	پارامتر	میزان برآورد شده	آمار T
عرض از مبدأ	۹.۷۵***	۵.۸۷	اثر متقابل معاش نیروی کار و اجاره زمین	-۰.۱۶***	-۷.۵۹
معاش نیروی کار	۱.۰۷***	۶.۶۸	اثر متقابل معاش نیروی کار و قیمت عامل واسطه	۰.۰۰۳	۰.۴۸
قیمت عامل واسطه	۰.۴۸	۳.۶۷	اثر متقابل اجاره زمین و قیمت عامل واسطه	-۰.۰۰۶	-۱.۱۹
قیمت ماشین‌آلات	۰.۶۶***	۳.۶۵	اثر متقابل اجاره ماشین‌آلات و قیمت عامل واسطه	۰.۰۰۵	۰.۸۵
توان دوم معاش نیروی کار	۰.۱۶***	۶.۴۸	اثر متقابل اجاره ماشین‌آلات و معاش نیروی کار	-۰.۰۰۶	-۰.۰۳۷

توان دوم اجاره ماشین‌آلات	۰.۰۰۲	۰.۴۲	اثر متقابل تولید و قیمت عامل واسطه	-۰.۰۳۹***	-۶.۹۷
توان دوم قیمت عامل واسطه	۰.۲۶***	۱۰.۴۸	اثر متقابل تولید و اجاره زمین	۰.۰۶۱***	۱۳.۶۸
توان دوم اجاره زمین	۰.۰۹۳***	۵.۲۲	اثر متقابل تولید و معاش نیروی کار	-۰.۱۹۰***	-۳.۳۷
میزان تولید	-۱.۴۴***	-۶.۲۲	اثر متقابل تولید و اجاره ماشین‌آلات	-۰.۰۰۳	-۰.۵۸
توان دوم تولید	۰.۰۳۷	۱.۵۰			
R^2 تابع مصرف متوسط		۰.۹۲	R^2 سهم عامل واسطه		۰.۲۵
R^2 سهم نیروی کار		۰.۲۶	R^2 سهم ماشین‌آلات		۰.۱۰
R^2 سهم زمین		۰.۶۵	فیصدی متغیرهای معنی‌دار		۰.۷۰
کشش مصرف متوسط نسبت به میزان تولید					-۰.۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق

بر مبنای تابع مصرف متوسط برآورد شده همان طور که در سطر آخر جدول (۸) نمایان است، کشش مصرف اوسط نسبت به میزان تولید در مقادیر اوسط متغیرها، عددی منفی و برابر با ۰.۲۴ بدست آمد. میزان این کشش برای یکایک شالیکارها نیز محاسبه شد که رقم های آن در نمودار (۲) نمایان است. همانطور که در این نمودار دیده می‌شود همه این رقمها منفی بوده به جز برای یک شالیکار که عددی در حد صفر است. این نتایج گویایی نزولی بودن تابع مصرف متوسط می‌باشد و بنابراین تأییدکننده کاهشی بودن مصرف متوسط نسبت به میزان تولید بوده یعنی مصرف متوسط در نمونه‌های مورد مطالعه همچنان در حال کاهش می‌باشد و امکان تعیین اندازه بهینه مزارع شالی وجود ندارد.



نمودار ۲. کشش مصرف متوسط به میزان تولید در مزارع مورد بررسی

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج مربوط به بررسی اقتصاد اندازه گویای تأیید وجود صرفه‌های حاصل از مقیاس در شالیزارهای برنج در ولایت کندز می‌باشد. به‌عبارت دیگر با افزایش اندازه برای همه‌ی شالیزارهای مورد بررسی می‌توان مصرف متوسط تولید را کاهش داد. از آنجا که بزرگترین اندازه مزارع شالی در نمونه مورد بررسی ۱۲ جریب بوده است با افزایش اندازه مزارع شالی حتی فراتر از ۱۲ جریب هم می‌توان از صرفه‌های اقتصادی بهره برد که این نتیجه با تحقیقات انجام‌شده توسط Sheng et al. (2015) در بخش زراعت استرالیا و همچنین تحقیق Yan et al. (2019) در مزارع چین که تأیید کرده‌اند که افزایش اندازه مزارع باعث بهبود بازده محصول و سود می‌شود همخوانی دارد. بر مبنای نتایج این بررسی خورد بودن مزارع شالی موجب شده است که دهاقین برنج کار نتوانند از صرفه جویی‌های حاصل از اندازه منتفع شوند. در مطالعه حاضر کشش مصرف نسبت به میزان تولید نشان می‌دهد که بازده افزایشی نسبت به اندازه وجود دارد که این نتایج با یافته‌های انصاری و همکاران (2020) همسو است. با این حال، یکی از تفاوت‌های مطالعه حاضر با سایر تحقیقات این است که تا کنون هیچ مطالعه‌ای به صورت خاص به برنج در افغانستان نپرداخته است.

با توجه به نتایج به دست آمده، افزایش مقیاس تولید در مزارع شالی ولایت کندز می‌تواند راهکاری مؤثر برای کاهش مصارف و افزایش بهره‌وری باشد. این تحقیق نشان می‌دهد که واحدهای تولیدی کوچکتر از لحاظ اقتصادی کمتر کارآمد هستند و افزایش اندازه مزارع به کاهش مصارف تولید منجر می‌شود. لذا اجرای سیاست‌هایی که سبب توسعه اندازه مزارع شالی خواهند شد باید مورد توجه قرار گیرد. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به اجرای طرح تجهیز و نوسازی اراضی در زمین‌هایی که این طرح در آنها انجام نشده اشاره کرد که سبب یکپارچگی و کاهش پراکندگی و در پی آن افزایش اندازه اراضی و در نتیجه کاهش مصارف تولید محصول می‌شود. همچنین تشویق دهاقین برای تشکیل کوپراتیف‌ها برای تبادل اراضی زراعتی بین شالیکاران و یا تغییر مدیریت شالیزار از حالت خرده مالکی به مدیریت یکپارچه پیشنهاد و تأکید می‌شود. با اینکار افزون بر افزایش سطح زیر کشت هر واحد زراعی و کاهش پراکندگی اراضی امکان استفاده مشترک از ماشین و ادوات سنگین و سرمایه‌بر که تهیه آن از عهدهٔ تک تک اغلب دهاقین خارج می‌باشد فراهم شده و مصارف تولید تا حدی زیادی کاهش می‌یابد.

منابع

انصاری، وحیده، & سلامی حبیب اله. (2007). صرفه های ناشی از مقیاس در صنعت پروش میگوی ایران. اقتصاد کشاورزی، ۱۲(۲).

انصاری، وحیده، حسنی دیارجان، فرزانه، سلامی & حبیب الله. (2020). اثر خردی و پراکندگی اراضی زراعی بر هزینه تولید محصولات کشاورزی (مطالعه موردی: گندم دیم در استان گیلان) .*تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۵۱(۳)، ۴۱۲-۲۹۲.*

بلیر, کریستیان (اول ژانویه ۲۰۱۲). دولت سازی، مهاجرت و توسعه اقتصادی در مرزهای شمال افغانستان و جنوب تاجیکستان. نشریه مطالعات اورآسیا. ۳ (۱) ۶۹–۷۹.

پوررستمی. (2020). صرفه‌های ناشی از مقیاس .*دانشنامه اقتصاد، ۳(۱)، ۳-۱.*

تافته, نخجوانی مقدم, اگدرنژاد, اصلان, سپهری & ,سالومه. (2020). بررسی توابع تولید در تخمین عملکرد ذرت دانه‌ای با استفاده از ضرایب واکنش عملکرد بومی در ایران .*تحقیقات آب و خاک ایران، ۵۱(۱۰)، ۲۵۲۹-۲۵۱۹.*

جعفری, قدمی فیروزآبادی, سلگی, زارعی, قاسم, شانازی & ,کاروان. (2024). ارزش‌گذاری اقتصادی آب در بخش کشاورزی استان همدان .*پژوهش آب در کشاورزی، ۳۷(۴)، ۳۸۳-۳۶۹.*

حاجی رحیمی, فهیم زاده, نعمتی & ,مشکوه. (2012). تحلیل ساختار هزینه و صرفه های ناشی از مقیاس صنعت پرورش مرغ گوشتی (مطالعه موردی استان کردستان). *اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۶(۳)، ۱۶۶-۱۵۹.*

الفی, دشتی, قادر, خرمی & ,شهروز. (2015). تحلیل روابط بین نهاده‌ها و صرفه اقتصادی در تولید سیب‌زمینی استان اردبیل. *دانش کشاورزی و تولید پایدار، ۲۲(۴.۱)، ۲۲۴-۲۱۳.*

کرباسی، علیرضا و رستگاری پور، فاطمه. (1387). بررسی عوامل موثر بر توزیع اندازه مزرعه در ایران. *اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، 2(3).

کشاورزآلاله گورابی, انصاری, وحیده, سلامی و حبیب الله. (2023). بررسی صرفه‌های ناشی از اندازه در شالیزارهای برنج استان گیلان. *اقتصاد کشاورزی*، ۱۶(۴)، ۱۴۶-۱۱۵.

مهرابی بشرآبادی، حسین. (1385). بررسی رابطه بین اندازه مزرعه و بهره‌وری نیروی کار در محصولات زراعی استان کرمان. *علوم و صنایع کشاورزی*، 20(1)، 215-215.

مهرابی بشرآبادی، حسین. (1387). بررسی رابطه بین نسبت شکاف تکنولوژیکی و اندازه مزرعه برای گندم کاران استان کرمان . *اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، 22(1)، 116-105.

مهرابی بشرآبادی، حسین، و گیلان پور، امید. (1384). بررسی رابطه بین اندازه مزرعه با سطح مکانیزاسیون و بهره وری ماشین آلات کشاورزی در محصولات زراعی استان کرمان. *کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران*.

مهرجو سعید, شیروانیان عبدالرسول & ,بخشوده محمد. (2017). بررسی صرفه اقتصادی ناشی از مقیاس در خانوارهای روستایی ایران.

یاراحمدی, محمدی ساعی, چگنی & ,پهلوانی. (2021). بررسی کارایی واحدهای پرورش گاو شیری و تابع تولید شیر در استان لرستان. *پژوهشهای تولیدات دامی، ۱۲(۳۱)، ۱۹۸-۱۸۸*.

یزدانی سعید & زاهدپوریگانه عذرا. (2013). بررسی بازدهی نسبت به مقیاس در مزارع تولید کننده جو دیم در ایران.

Aragón, F. M., Restuccia, D., & Rud, J. P. (2022). Assessing misallocation in agriculture: plots versus farms (No. w29749). *National Bureau of Economic Research*.

Balogh, Dániel (12 March 2020). Hunnic Peoples in Central and South Asia: Sources for their Origin and History. *Barkhuis*. ISBN 978-94-93194-01-4.

Cerezo, M., Sone, A., Volkoff, T., Cincio, L., & Coles, P. J. (2021). Cost function dependent barren plateaus in shallow parametrized quantum circuits. *Nature communications*, *12*(1), 1791.

Ferreira, M. D. P., & Féres, J. G. (2020). Farm size and Land use efficiency in the Brazilian Amazon. *Land Use Policy*, *99*, 104901.

Helfand, S. M., & Taylor, M. P. (2021). The inverse relationship between farm size and productivity: Refocusing the debate. *Food Policy*, *99*, 101977.

Hu, Y., Li, B., Zhang, Z., & Wang, J. (2022). Farm size and agricultural technology progress: Evidence from China. *Journal of Rural Studies*, *93*, 417-429.

Kryszak, Ł., Guth, M., & Czyżewski, B. (2021). Determinants of farm profitability in the EU regions. Does farm size matter?. *Agricultural Economics/ Zemědělská Ekonomika*, *67*(3).

Kumar, K. K., & Moharaj, P. (2023). Farm size and productivity relationship among the farming communities in India. *Outlook on Agriculture*, *52*(2), 212-227.

Mizik, T. (2021). Climate-smart agriculture on small-scale farms: A systematic literature review. *Agronomy*, *11*(6), 1096.

Poudel, U., Kattel, R. R., Gurung, B., Shrestha, S., Paudel, A., & Paudel, A. (2021). Economic analysis of rice (Oryza sativa L.) cultivation in Gorkha district of Nepal. *Archives of Agriculture and Environmental Science*, *6*(4), 489-497.

Ren, C., Liu, S., Van Grinsven, H., Reis, S., Jin, S., Liu, H., & Gu, B. (2019). The impact of farm size on agricultural sustainability. *Journal of Cleaner Production*, *220*, 357-367.

Riera-Prunera, M. C. (2021). Diminishing returns. In *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (pp. 1-5). Cham: Springer International Publishing.

Sheng, Y., Zhao, S., Nossal, K., & Zhang, D. (2015). Productivity and farm size in Australian agriculture: reinvestigating the returns to scale. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, *59*(1), 16-38.

Verma, D. K., Singh, H., Meena, G. L., Suman, J., & Sachan, S. (2023). Factors affecting production of important pulse crop in Rajasthan: a Cobb Douglas analysis. *Legume Research-An International Journal*, *46*(3), 364-367.

Yan, J., Chen, C., & Hu, B. (2019). Farm size and production efficiency in Chinese agriculture: Output and profit. China Agricultural Economic Review, 11(1), 20-38.

© Author(s) 2024. This work is distributed under https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/