مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران
دوره ۲-۴۷، شماره ۱، ۱۳۹۵ (۳۳-۲۳)

بررسی ساختار تولید و بازدهی نسبت به مقیاس محصول کلزا در ایران

فرشته اسداله پور[۱]، سعید یزدانی[۲]*، علی رضا روستان[۳] و فرحناز تکوفر[٤]
۱، دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران،
۲، استاد دانشکده اقصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران
۳، دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران،
٤، کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی
(تاریخ دریافت: ۹۱/۲/۳۰- تاریخ تصویب: ۹۳/۳/۵)

چکیده

بیش از نود درصد از مصرف داخلی روغن های خوراکی کشور همانند کلزا از طریق واردات تأمین می‌شود. به این لحاظ لزوم برنامه‌ریزی بلند مدت و منسجم با هدف نیل به خودکفایی در تولید روغن‌های خوراکی مانند کلزا غیر قابل انکار است. در این تحقیق بازدهی نسبت به مقیاس گیاه کلزا و همچنین، کشش جاشینی و کشش قیمتی تقاضای نهاده‌ها بررسی می‌شود. به این منظور تابع هزینه ترانسلوگ برای این محصول با استفاده از اطلاعات مقطعی سال ۸۸- ۱۳۸۷برآورد شد و متغیرهای ساختاری محاسبه شدند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که خصوصیت ساختاری بازدهی به مقیاس در محصول کلزای ایران به صورت صعودی وجود دارد، به این معنی که با افزایش وسعت مزارع کلزا، هزینه‌های تولید کاهش می‌یابد. به بیانی دیگر، با افزایش میزان محصول، هزینه متوسط کمتر شده و بدین ترتیب، واحدهای زراعی بزرگتر در مقایسه با واحدهای زراعی کوچکتر، از لحاظ هزینه و کارایی در امر تولید، از مزیت نسبی برخوردار هستند. لذا سیاست کارا برای مزارع کلزا، می‌تواند بزرگ-تر کردن مقیاس تولیدی به منظور کاهش هزینه‌های تولید باشد.

واژه های کلیدی: **بازدهی نسبت به مقیاس، کشش جانشینی ، کشش قیمتی تقاضای نهاده ها، کلزا**

مقدمه

آیا ارتباط مشخص و ثابتی بین اندازه مزرعه و بهره وری وجود دارد؟ و آیا با افزایش مقیاس تولید هزینه هر واحد تولید کاهش می‌یابد؟ پژوهشگران زیادی به دنبال پاسخ به سوال‌های مطرح شده بوده‌اند. Sen (۱۹۶۲) در مطالعه کشاورزی هند نشان داد که ارتباط معکوس بین اندازه مزرعه و بهره‌وری وجود دارد. به عبارت دیگر، زمین‌های کوچک کاراتر از زمین‌های بزرگ هستند و این مساله را می‌توان با مزیت نسبی استفاده از نیروی کار خانوادگی در مزارع کوچک توجیه کرد. زیرا در این مزارع نیاز به نظارت نیروی کار اجاره‌ای نیست. مطالعات زیادی یافته‌های Sen را آزمون کردند. در بسیاری از کشورها برای بهره‌گیری از کارایی نسبی زمین‌های کوچک، تقسیم زمین‌های کشاورزی به قطعات کوچک‌تر شروع شد. در ایران نیز در سال ۱۳۴۱ چنین تشخیص داده شد که اولین قدم در راه توسعه کشاورزی و انتقال

* نویسنده مسئول: سعید یزدانی تلفن: ۰۲۶۳۲۲۴۷۷۸۳ E-mail: syazdani@ut.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

از مرحله سنتی به مدرن، اصلاحات ارضی (تقسیم اراضی) است. این عمل موجب کوچکی بیشتر زمین‌های کشاورزی شد. Coornia (1985) نشان داد که در سطح تکنولوژی بالاتر، ارتباط معکوس بین اندازه مزرعه و کارایی پذیرفته نمی‌شود. تغییر تکنولوژی سریع و گسترش کشاورزی تجاری، بهره‌وری را از مزارع کوچک به سمت مزارع بزرگ تغییر داد. زیرا به کار بردن کودشیمیایی و گونه‌های جدید بذرهای اصلاح شده در کشاورزی مدرن مهم‌تر از نیروی کار می‌باشد. Thapa (2007) ارتباط مستقیم بین اندازه مزرعه و بهره‌وری اغلب با بازده افزایشی به مقیاس توضیح داده است. آمار مرکز آمار ایران نشان می‌دهد که در سال ۱۳۸۲، ۲۴/۳ درصد از تعداد زارعین تنها ۱/۸ درصد از زمین زراعی را در اندازه‌های کمتر از یک هکتار کشت می‌کردند، در حالی که ۶/۲ درصد از بهره‌برداران با در دست داشتن ۳۸/۷ زمین‌های زراعی با وسعت بالای ۵۰ هکتار را به زیر کشت می‌برند. با توجه به آمارهای فوق، کارشناسان نگران کوچکی اندازه مزارع می‌باشند زیرا به اعتقاد آنان مزارع کوچک موجب ایجاد اختلال در بهره‌برداری از زمین و سایر عوامل تولید مانند عدم امکان استفاده صحیح و کارآمد از ماشین‌الات و روش‌های جدید کشاورزی می‌شوند. لذا سیاستگزارن و برنامه‌ریزان بخش کشاورزی پراکندگی اراضی و به تبع آن کوچک بودن زمین‌های زراعی را به عنوان یکی از موانع اصلی توسعه کشاورزی می‌دانند. از این رو، هم قبل و هم بعد از انقلاب برنامه‌ریزان درپی راهکاری برای حل مشکل کوچکی واحدهای تولید قطعات بودند. تشکیل شرکت-های سهامی زراعی و شرکت‌های تعاونی تولید یکی از راهکارهای به اجرا درآمده می‌باشد. بنابراین، برای بررسی این موضوع که آیا تکنولوژی حاکم بر بخش کشاورزی کشور دارای خصوصیت ساختاری بازده به مقیاس است، وجود صرفه‌های حاصل از مقیاس و شدت آن باید معلوم گردد تا در صورت وجود و با توجه به وسعت آن در کشاورزی، یک برنامه‌ریزی جدی برای بهره گیری از این پتانسیل صورت گیرد. مطالعات انگشت شمار داخلی وجود دارد که صرفه‌های حاصل از مقیاس را در بخش کشاورزی بررسی نمودند. از جمله: (2008,Koohpaei) ، (2005،Eslami and mahoudi) ، (2008,Yazdani amd Shabazi) ، که در دو مطالعه اخیر، کارایی مقیاس اندازه گیری شده است نه اندازه کشش مقیاس.

در سال‌های اخیر به دلیل توجه بیشتر به توسعه و ترویج کلزا، سطح زیر کشت آن افزایش قابل ملاحظه‌ای یافته و در سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷ به ۱۱۷ هزار هکتار رسید. ویژگی‌های خاص گیاه کلزا و سازگاری آن با شرایط مختلف آب و هوایی اهمیت این محصول را بیشتر نموده و به عنوان نقطه امیدی جهت تأمین روغن خام مورد نیاز کشور به شمار می‌آید. کلزا در تناوب با سایر محصولات زراعی به ویژه غلات قرار می‌گیرد و در کنترل بیماری‌ها، آفات و علف‌های هرز مزارع مؤثر می-باشد. به این لحاظ لزوم برنامه‌ریزی بلند مدت و منسجم با هدف نیل به خودکفایی در تولید روغن‌های خوراکی غیر قابل انکار خواهد بود. طبق آمار و اطلاعات منتشر شده مرکز آمار ایران، استان فارس، خوزستان، اصفهان و همدان استان‌های مهم تولید کننده کلزا می‌باشند که سطح زیر کشت محصول کلزا در این استان‌ها به ترتیب ۱۰۴۵۳، ۹۹۴۸،۹۷۳۵، ۱۰۴۹۵ هکتار می‌باشد که در مجموع ۵۶ درصد از تولید کلزای کشور را به عهده دارند.

پاسخ به سوالاتی از قبیل اینکه آیا در تولید کلزا صرفه‌های ناشی از مقیاس وجود دارد یا نه؟ آیا با افزایش میزان تولید می‌توان هزینه‌های تولید را کاهش داد یا نه؟ و چه میزان امکان جانشینی بین نهاده‌ها وجود دارد؟، می‌تواند اطلاعات زیادی راجع به تکنولوژی تولید این محصول در اختیار تولیدکنندگان و سیاست‌گزاران قرار داده تا با لحاظ کردن این اطلاعات در تصمیم-گیری‌های خود گامی موثر در جهت رشد و شکوفایی محصول کلزا بردارند. در این راستا، مطالعه حاضر برآن است تا با بررسی پاره‌ای از مشخصات تکنولوژی تولید این محصول از جمله تعیین وجود بازدهی مقیاس و ساختار تولید محصول کلزا و بررسی ساختار هزینه از جمله به دست آوردن ضرایب کشش‌های جانشینی عوامل تولید، همچنین، کشش قیمتی تقاضای نهاده‌های محصول کلزا ، سیاست‌گزاران را در جهت نیل به این هدف یاری نماید.

Archive of SID

www.SID.ir

مواد و روش‌ها

پاسخ به این سوال که آیا صرفه‌های حاصل از مقیاس در مزارع کشاورزی وجود دارد نیازمند بررسی ساختار تولید در این مزارع می‌باشد. تکنیک‌های پارامتری (اقتصادسنجی) و تکنیک‌های ناپارامتری (برنامه‌ریزی ریاضی) را می‌توان برای ارزیابی میزان برخورداری از صرفه‌های حاصل از مقیاس به کار گرفت. در رهیافت ناپارامتری ما با خطای تصریح مواجه نیستیم. اما مهم‌ترین نقطه ضعف این روش این می‌باشد که اجازه هرگونه استنباط‌های آماری را نمی‌دهد. اما در رهیافت پارامتری امکان استنباط آماری در مورد معنی‌داری و بی‌معنی بودن پارامترهای برآوردی وجود دارد (Rahimi & Sadeghi, 2004). هر تابع تولید دارای یک تابع هزینه حداقل به عنوان سیستم ثانویه می‌باشد (Sharzei, 2004). سود در صورتی حداکثر می‌شود که هزینه‌های تولید در درازمدت حداقل گردد. یک فرض اساسی وجود دارد که یک واحد تولیدی هزینه تولید خود را حداقل می‌کند یک زارع برای تولید محصول Q، نهاده های $X=(X_1,X_2,...,X_i)$ را با قیمت $P=(P_1,P_2,...,P_i)$ مصرف می‌کند. تابع هزینه نشان دهنده حداقل هزینه برای هر سطح قابل دسترسی از تولید می‌باشد. بنابراین، انتخاب حداقل هزینه به دو مجموعه پارامترها بستگی دارد: قیمت نهاده‌ها و سطح مشخص تولید (Sharzei & Rastifard, 2001). به صورت عمومی دوگان تابع تولید به صورت رابطه (۱) نوشته می‌شود:

$$C = C(P,Q) \qquad (1)$$

که P بردار قیمت نهاده ها و Q سطح مشخص تولید را بازگو می‌کند. با استفاده از تابع هزینه می‌توان به شکل کلی تابع تولید پی برد. با توجه به تئوری دوگان و به علاوه برابری درآمد کل با هزینه کل که شرط تعادل واحد تولیدی در شرایط رقابت کامل است رفتار سهم نهاده‌ها و کشش جانشینی بین عوامل تولید هم با استفاده از تابع تولید و هم تابع هزینه قابل بیان است(Sato & koizumi,1973). در شرایط رقابتی، سهم مربوط به نهاده X_i به صورت زیر می‌باشد:

$$S_i = \frac{f_i X_i}{f} = \frac{C_i P_i}{C}$$

$$f_i = \frac{\partial f}{\partial X_i}, C_i = \frac{\partial C}{\partial P_i}, \sum_{i=1}^{n} S_i = 1 \qquad (2)$$

کشش جانشینی عوامل تولید (Samuelson,1947) با استفاده از تابع دوگان به شکل زیر می‌باشد:

$$\sigma_i = \frac{-(1-S_i)f_i}{f_{ii}X_i} = \frac{-(1-S_i)C_i}{C_{ii}P_i}, \sigma_{ij} = \frac{ff_{ij}}{f_i f_j} = \frac{CC_{ij}}{C_i C_j}$$

$$f_{ii} = \frac{\partial^2 f}{\partial {X_i}^2}, f_{ij} = \frac{\partial f_i}{\partial X_j}, C_{ii} = \frac{\partial^2 C}{\partial P_i^2}, C_{ij} = \frac{\partial C_i}{\partial P_j} \qquad (3)$$

که در آن σ_i کشش جانشینی و σ_{ij} کشش جانشینی خود قیمتی می‌باشد. تخمین تابع هزینه نیازمند مشخص کردن فرم تابعی می‌باشد. کاپ داگلاس یک فرم تابعی انعطاف پذیر نیست اما به طور گسترده استفاده می‌شود. مهم‌ترین محدودیت این فرم تابعی این است که ارزش بازده به مقیاس برای اندازه مختلف مزرعه یکسان فرض می‌شود تابع هزینه ترنسلوگ که فرم تابعی انعطاف‌پذیری است یک فرم تابعی مناسب برای جواب دادن به سوال‌ها در مورد اقتصاد مقیاس را می‌باشد (Filipini & Hrovatin, 2007). دلیل استفاده فراوان این تابع در ادبیات از آن جهت است که تابع ترانسلوگ هیچ محدودیتی روی امکان جانشینی بین نهاده‌ها نمی‌گذارد. به‌علاوه اجازه تغییر بازدهی به مقیاس را همرا با تغییر سطح تولید می‌دهد که این مورد برای Uشکل بودن تابع هزینه متوسط ضروری می‌باشد (Chiritensen & Green,1976) . تابع هزینه ترانسلوگ توسط تعداد زیادی از محققان برای بررسی جنبه‌های مختلف ساختار تولید از جمله بازدهی نسبت به مقیاس، جانشینی بین عوامل تولید، تغییرات تکنینکی، برآورد تقاضای عوامل و کشش قیمتی آن‌ها و رشد بهره‌وری عوامل مورد استفاده قرار گرفته است (Binswanger,1974&Ray,1982&Ansari 2007) . فرم کلی تابع ترانسلوگ هزینه به صورت زیر می‌باشد:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\ln c = \alpha_0 + \alpha_q Lnq + \alpha_i \sum_{i=1}^{I} P_i + \delta_l \sum_{l=1}^{L} F_l + (\frac{1}{2}) \sum_i \sum_j \alpha_{ij} Lnp_i Lnp_j + (\frac{1}{2}) \alpha_{qq} (Lnq)^2 + (\frac{1}{2}) \sum_{l=1}^{L} \sum_{f=1} \delta_{lf} LnF_l LnF_f + (\frac{1}{2}) \sum_{l=1}^{L} \sum_{i=1}^{I} LnF_l LnP_i + (\frac{1}{2}) \sum_{i=1}^{I} LnQLnP_i + (\frac{1}{2}) \sum_{l=1}^{L} LnQLnF_l \quad (4)$$

$$Ln \frac{C}{P_m} = \alpha_0 + \alpha_q LnQ + \delta_f LnF_L + \sum_{i=1}^{3} \alpha_i \frac{P_i}{P_m} + 0.5 \sum \alpha_{ij} Ln \frac{P_i}{P_m} \times \frac{P_j}{P_m} + \delta_{Lq} LnQLnF_L$$

$$0.5 \delta_{ll} (LnF_L)^2 + 0.5 \alpha_{qq} (LnQ)^2 + 0.5 \sum \delta_{il} Ln \frac{P_i}{P_m} \times LnF_L + \sum \alpha_{iq} LnQLn \frac{P_i}{P_m} +$$

$$S_i = \alpha_i + \sum \alpha_{ij} Ln \frac{P_j}{P_m} + \delta_{il} LnF_L + \alpha_{iq} LnQ$$

متغیرهای رابطه (۴) به صورت زیر تعریف می‌شوند.

P_1 = قیمت واحد نیروی کار (قیمت هر ساعت)=کل هزینه پرداختی به نیروی کار تقسیم بر کل ساعات کارکرد نیروی کار

P_2=قیمت واحد ماشین آلات = کل هزینه پرداختی به ماشین آلات تقسیم بر کل ساعات کارکرد ماشین آلات

P_3=قیمت واحد مواد اولیه = کل هزینه پرداختی به مواد اولیه مصرفی(سم، کود شیمیایی و بذر) مصرفی تقسیم بر مقدار مواد اولیه مصرفی (بر حسب کیلوگرم)

P_4=قیمت واحد آب = کل هزینه پرداختی به آب تقسیم بر مقدار آب مصرفی، F مقدار مصرف نهاده های ثابت و Q سطح مشخص تولید را بازگو می کند. این تابع در حقیقت فرم تعمیم یافته تابع کاب داگلاس است، زیرا اگر در فرم لگاریتمی تابع، ضرائب روابط متقابل برابر صفر قرار گیرند، این تابع به صورت فرم کلی کاب داگلاس درخواهد آمد. در بلندمدت همه نهاده ها را متغیر در نظر می گیریم. بنابراین، هزینه تابعی از قیمت نهاده‌ها و تولید کل می‌باشد. بردار F حذف می‌شود. اما اگر افق زمانی را بلندمدت در نظر بگیریم، متغیر در نظر گرفتن همه نهاده‌ها ممکن است غلط باشد. نهاده زمین اغلب در زمان مناسب و به مقدار کافی در اختیار زارع نیست. Rasmussen (2000) همچنین اختیار خرید و فروش نهاده زمین با سایر نهاده‌ها متفاوت است. مثلا زارع در خرید قطعه زمین که فاصله زیادی با زمین فعلی‌اش دارد محدودیت دارد. برای این دلایل گفته شده، زمین به عنوان نهاده ثابت در نظر گرفته شده است. بنابراین، امکان جانشینی بین نهاده زمین و سایر نهاده‌ها وجود ندارد (Rasmussen، 2000). بقیه نهاده‌ها، به عنوان نهاده متغیر فرض می‌شوند. در این تحقیق، شامل چهار نهاده متغیر نیروی کار (LR)، خدمات ماشینی(M) ، آب (W)و مواد اولیه (سم، کود شیمیایی و بذر) (I) می‌باشد. از آنجایی که مجموع سهم نهاده‌ها یک می‌باشد برای جلوگیری از هم خطی کامل (Jahani & Asghari,2004) و همچنین برای تحمیل شرط همگن خطی نسبت به قیمت‌ها (Hrovatin,2007) Filipini&، هزینه و قیمت نهاده‌های متغیر با قیمت یکی از نهاده های متغیر (در این پژوهش با هزینه خدمات ماشینی در هکتار) نرمال شده و به صورت نسبی وارد مدل شده‌اند. ضرائب مدل حذف شده با توجه به سایر پارامترهای برآورد شده و روابط اعمال شرط همگنی به دست می آیند. مدل نهایی در سیستم معادلات زیر بیان شده است. (5)

$$i, j = W, M, I, LR$$
$$L = land$$

در کل تابع هزینه ترانسلوگ دارای ویژگی‌های مثبت بودن تابع هزینه، متقارن وهمگن بودن خطی در قیمت نهاده‌ها می باشد. از آنجایی که متغیر وابسته به صورت لگاریتمی می باشد، به طور خودکار، ویژگی غیرمنفی بودن ارضاء می‌گردد برای ارضاء ویژگی تقارن و همگن بودن تابع هزینه در قیمت نهاده‌ها لازم است که محدودیت‌های زیر، روی پارامترها اعمال گردند:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\sum \alpha_i = 1, \sum \alpha_{ij} = \sum \alpha_{ji} = 0, \sum \alpha_{qi} = \sum \alpha_{iq} = 0, \sum \delta_{il} = \sum \delta_{Li} = 0$$
$$\alpha_{ij} = \alpha_{ji}, \alpha_{qi} = \alpha_{iq}, \delta_{il} = \delta_{li} \quad (6)$$

بقیه خصوصیات بعد از تخمین تابع قابل بررسی می‌باشند. چنانچه تکنولوژی تولید هموتتیک (هم نوا بودن) باشد، تابع هزینهٔ متناظر نسبت به مقدار تولید از یک‌طرف و قیمت نهاده‌ها از طرف دیگر جدا ناپذیراست که شرط جدایی پذیری در سطح محصول و قیمت نهاده‌ها گفته می‌شود. بدین ترتیب هزینه کل هر واحد تولیدی را می توان به صورت حاصل ضرب دو تابع تعریف کرد که یکی فقط تابعی از مقدار تولیدات است و دیگری فقط به قیمت نهاده‌ها بستگی دارد، در اینصورت درتابع هزینه کل $\alpha_{qi} = 0$ و در معادلات سهم هزینه متغیر مقدار تولید وجود ندارد. این شرط برای دو الگوی کوتاه مدت و بلند مدت یکسان است. در این صورت تابع هزینه کل به صورت زیر خواهد بود:

$$C(p,Q)=f(Q).g(p) \quad (7)$$

برای آزمون فرض هموتتیکی ابتدا الگوی اصلی یا نامقید را با پذیرش فرض قرینگی می‌نویسیم سپس فرض می‌کنیم تابع هموتتیک باشد، در نتیجه تابع هزینهٔ ترانسلوگ متغیرهای حاصل ضرب قیمت نهاده‌ها در مقدار تولید را نخواهد داشت و به تعبیری در الگوی اصلی ضرایب همگی صفر خواهند بود حال هر دو مدل مقید و نامقید را با روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط تکراری برآورد می‌کنیم. با کمک آماره نسبت راستنمائی (LRT)، فرض هموتتیکی بررسی می‌شود. همچنین، شرط هموتتیک بودن در قیمت نهاده‌ها و مقدار تولید، پس از برآورد مدل قابل آزمون می‌باشد بدین ترتیب که اگر مقادیر سهم نهاده‌ها و هزینه نهایی برای تمامی مشاهدات غیرمنفی باشند، هر دو شرط تامین می‌شوند (Ansari & Salami, 2007).

$$S_i = \frac{P_i X_i}{C} = \frac{\partial LnC}{\partial LnP_i} = a_i + \frac{1}{2}\sum \alpha_{ij} LnP_j + \frac{1}{2}\alpha_{qi} Lnq \geq 0 \quad (8)$$
$$Mc_i = AC \times \left(\frac{\partial LnC}{\partial LnQ}\right) = AC \times \left(a_q + \frac{1}{2} a_{qq} Lnq + \sum a_{qi} LnP_i\right) \geq 0$$

مقعر بودن در قیمت نهاده‌ها مستلزم این است که ماتریس $\frac{\partial^2 C}{\partial P_i \partial P_j}$ در محدوده قیمت نهاده‌های متغیر نیمه معین منفی باشد (Sharzei, 2004) در صورتی که کشش‌های خود قیمتی آلن برای تمام نهاده‌ها منفی باشد این شرط تامین می‌شود (Ansari & Salami, 2007)

مهم‌ترین هدف این تحقیق این است که وجود اقتصاد مقیاس را آزمون کند و در صورت وجود، شدت آن را محاسبه نماید. بازده به مقیاس یک خصوصیات تکنیکی تابع تولید می‌باشد. اگر ما مقدار همه نهاده‌های مصرفی را به یک نسبت افزایش بدهیم، تولید افزایش می‌یابد. سوال این است که آیا تولید نیز با همان نسبت افزایش می‌یابد؟ یا کمتر و یا بیشتر؟ این سه خروجی، به ترتیب بازده ثابت به مقیاس، بازده کاهشی به مقیاس و بازده افزایشی به مقیاس را نشان می‌دهد. اقتصاد مقیاس[1] در تولید به این معناست که تولید در مقیاس بزرگتر، هزینه کمتری را منجر می‌شود. اقتصاد مقیاس در تولید با بازده افزایشی به مقیاس[2] یکسان می‌باشد. کشش مقیاس که از نظر جبری عکس کشش هزینه می‌باشد قابل محاسبه می باشد با اطلاعات به دست آمده از تابع هزینه به صورت زیر قابل محاسبه می باشد:

$$\delta_s = \frac{1}{\delta_c} = \frac{1}{\frac{\partial LnC}{\partial LnQ}} = \frac{Ac}{Mc} \quad (9)$$

کشش هزینه نشان می‌دهد که یک درصد تغییر در تولید، هزینه تولید را چند درصد تغییر خواهد داد. تغییر در تولید یا ناشی از تغییر در سطح زیرکشت و یا تغییر در عملکرد می‌باشد. از آنجایی که کشاورزان تغییرات سطح زیر کشت را بهتر از تغییر در عمکرد می‌توانند

1.- Economies of scale
2. Increasing return to scale

Archive of SID

www.SID.ir

کنترل کنند، لذا بازده به مقیاس توجیه بهتری پیدا می‌کند و در این مطالعه تغییرات سطح زیر کشت لحاظ می‌گردد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

(10)

$$\delta_{size} = \frac{\partial Ln\frac{C}{P_m}}{\partial LnL} = \delta_L + \delta_{ql} LnQ + \sum_{i=1}^{3} \delta_{iL} LnP_i + \delta_{ll} LnL$$

که L سطح زیر کشت می‌باشد. در صورتی که میزان کشش اندازه بزرگتر از یک باشد، صرفه‌های حاصل از اندازه وجود دارد در صورتی که مقدار آن یک و یا کمتر از یک به دست آید عدم صرفه‌های حاصل از اندازه وجود دارد. در این صورت، افزایش اندازه مزرعه، موجب کاهش هزینه هر واحد تولید نمی‌گردد. در این پژوهش برای بیان ارتباط بین اندازه مزرعه و هزینه، داده‌های تولید و هزینه تولید کلزا در سطح مزرعه برای کل کشور، برای سال ۸۸-۱۳۸۷ به صورت مقطع عرضی به منظور تخمین تابع هزینه به کار گرفته شده است. سیستم معادلات (Sure) را با روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط با کمک نرم افزار شازم برآورد شده است. ضریب‌های تخمینی معادلات با توجه به شرایط قرینگی و همگن بودن در قیمت نهاده‌ها محاسبه شده است. قیمت‌ها با هزینه خدمات ماشینی در هکتار نرمال شدند و به صورت نسبی در مدل وارد شدند. پارامترهای معادله کنار گذاشته بر اساس مقدار بقیه پارامترهای برآوردی و روابط موجود برای همگن بودن مدل در قیمت نهاده‌ها محاسبه می‌شود. طبق آمار و اطلاعات منتشر شده مرکز آمار ایران، استان فارس، خوزستان، اصفهان و همدان استان‌های مهم تولید کننده کلزا می‌باشد که در مجموع ۵۶ درصد تولید کلزا داشتند. لذا داده‌های هزینه تولید در سطح مزرعه برای استان‌های مد نظر از داده‌های جمع اوری شده در وزارت جهاد کشاورزی ایران برای سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷ استخراج و مورد استفاده قرار گرفت که برای وارد کردن این استان‌ها در مدل از متغیری‌های مجازی[1] استفاده می‌شود. تعداد نمونه مشاهده مربوط به هر استان به طور میانگین در حدود ۶۰ واحد زراعی می‌باشد. کل نهاده‌هایی که برای تولید کلزا در هر مزرعه مورد استفاده قرار می‌گیرند عبارتند از: نیروی کار، آب، مواد اولیه (سم، کود، ماشین آلات ، بذر) و زمین. بنابراین، هزینه کل برای هر مزرعه شامل مجموع پرداختی به نهاده‌های فوق است. BV قیمت هر واحد مواد اولیه، BL دستمزد نیروی کار، BA سطح زیر کشت، BW آب بها می‌باشد. در تحلیل حاضر قیمت نهاده‌ها از تقسیم هزینه پرداخت شده بر مقدار خریداری شده آن‌ها حاصل گردید. نهاده قیمت مواد اولیه شاخصی از قیمت‌های کود، سم، ماشین الات و بذر می‌باشد و هزینه نهاده آب (آب بها) در هکتار محاسبه شده است.

نتایج و بحث

نتایج تخمین تابع هزینه ترانسلوگ در جدول شماره یک نشان داده شده است. لازم به ذکر است که هزینه‌ها در سطح هر هکتار محاسبه شده است،

مندرجات جدول حاکی از آن است که در بین ۳۰ ضریب برآورد شدنی ۹ ضریب در سطح ۱۰درصد متفاوت از صفر نیستند. ضریب تعیین(R^2) این مدل ۹۳ درصد است. به طور کلی، بیانگر این است که متغیرهای مستقل در معادله حدود ۹۳ درصد از تغییراتی که در متغیر وابسته (هزینه تولید کلزا) بروز می‌دهد، را نشان می‌دهند. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد از مجموع ۲۷ متغیر وارد شده ۱۶ متغیر در سطح ۵ درصد و ۳متغیر در سطح ۱۰ درصد معنی دار از صفر می‌باشند. همچنین، سطح زیر کشت و نیروی انسانی به ترتیب با ضرایب ۰,۷۹ ، ۰,۹۹۵ بالاترین تاثیر را در هزینه-های تولید محصول کلزا دارند.

برای تفسیر روابط بین متغیرها (کشش‌ها) را برای تحلیل به کار می‌گیرند. لیکن قبل از آنکه به محاسبه این کشش‌ها مبادرت شود، لازم است تا تابع تولید آن (دوآلیتی) از نظر دارا بودن برخی ویژگی‌های معین همچون هموتتیکی که در اینجا

1. Dummy variable

Archive of SID

www.SID.ir

به دلیل صفر بودن ضریب متغیر توان دوم تولید، با همگن بودن تفاوتی ندارد، و شکل تابعی کاب داگلاس مورد بررسی قرارگیرد. همان‌طور که می‌بینید مقدار آماره LRT از مقدار آماره کای‌اسکور آنها بیشتر است. بنابراین، فرض‌های هموتتیک بودن تابع و فرم تابعی کاب داگلاس، رد می‌شوند.

جدول ۱- متغیرهای برآورد شده سیستم هزینه ترانسلوگ برای کلزا

متغیر	نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره
B0	عرض از مبدا	۳.۰۷۱	۰.۱۷۹	۱۷.۱۶۲
BV	قیمت هر واحد مواد اولیه	۰.۲۶۱	۰.۰۱۵	۱۲.۵۴۳
BL	دستمزد نیروی کار	۰.۷۹۴	۰.۰۴۰	۸.۰۶۰
BA	سطح زیر کشت	۰.۹۵۵	۰.۰۹۲	۱۰.۴۲۲
BVLM	اثر متقابل دستمزد و قیمت مواد اولیه	-۰.۰۱۴	۰.۰۰۲	-۶.۱۵۵
BVAM	اثر متقابل قیمت مواد اولیه و سطح زیرکشت	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۱.۴۱۵
BALM	اثر متقابل دستمزد و سطح زیرکشت	-۰.۰۳۳	۰.۰۰۶	-۵.۹۱۳
BVVM	توان دوم قیمت مواد اولیه	۰.۰۲۵	۰.۰۰۳	۹.۱۴۸
BL2M	توان دوم دستمزد	۰.۹۶	۰.۰۰۶	۶.۲۵۱
BAAM	توان دوم سطح زیرکشت	-۰.۰۱۴	۰.۰۲۵	-۰.۵۵۸
BQLM	اثر دستمزد و تولید کل	-۰.۰۲۱	۰.۰۰۵	-۴.۱۹۷
D1	متغیر مجازی استان اصفهان	-۰.۰۹۰	۰.۰۵۷	-۱.۵۶۴
D2	متغیر مجازی استان خوزستان	-۰.۱۴۴	۰.۰۵۶	-۲.۵۸۲
D3	متغیر مجازی استان فارس	-۰.۱۸۴	۰.۰۷۶	-۲.۴۱۱
D4	متغیر مجازی استان همدان	-۰.۱۵۹	۰.۰۵۳	-۳.۰۰۷
BA1	اثر متقابل استان اصفهان و سطح زیرکشت	-۰.۰۸۹	۰.۰۳۲	-۲.۷۵۴
BA2	اثر متقابل خوزستان و سطح زیرکشت	-۰.۰۵۰	۰.۰۲۸	-۱.۷۷۳
BA3	اثر متقابل فارس و سطح زیرکشت	-۰.۰۳۸	۰.۰۳۷	-۱.۰۲۵
BA4	اثر متقابل همدان و سطح زیرکشت	-۰.۰۵۱	۰.۰۲۹	-۱.۷۸۰
BW	آب بها در هکتار	۰.۰۸۵	۰.۰۴۷	۱.۸۲۰
BVWM	اثر متقابل آب‌بها و قیمت مواد اولیه	-۰.۰۰۶	۰.۰۰۱	-۷.۵۱۵
BWWM	توان دوم آب‌بها	۰.۰۷۳	۰.۰۰۳	۲۸.۸۵۳
BWLM	اثر متقابل آب‌بها و دستمزد	-۰.۰۱۸	۰.۰۰۳	-۶.۷۸۲
BWAM	اثر متقابل آب‌بها و سطح زیرکشت	۰.۰۰۵	۰.۰۰۷	۰.۸۱۵
BQA	اثر متقابل تولید و سطح زیرکشت	۱۰.۰۰۰	۰.۰۲۳	۰.۰۰۶

ماخذ: یافته های تحقیق، DW=2.4

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره۲- آزمون همگنی هموتتیک بودن و بازده ثابت به مقیاس

متغیر	نام متغیر	مدل نامقید	مدل مقید هموتتیک یا همگنی	فرم کاپ داگلاس
B0	عرض از مبدا	۳.۰۷۱	۲.۶۱۰	۳.۸۶۲
BQ	تولید کل	-۰.۰۳۰	۰.۰۵۲	۰.۱۰۳
BV	قیمت هر واحد مواد اولیه	۶۱۲۰.	۰.۱۵۹	۰.۳۳۳
BL	دستمزد نیروی کار	۵۸۷۰.	۰.۲۰۷	۰.۳۷۳
BA	سطح زیر کشت	۰.۹۵۵	۰.۸۹۵	۰.۸۹۱
BVLM	اثر متقابل دستمزد و قیمت مواد اولیه	-۰.۰۱۴	-۰.۰۱۴	-
BVAM	اثر متقابل قیمت مواد اولیه و سطح زیرکشت	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	-
BALM	اثر متقابل دستمزد و سطح زیرکشت	-۰.۰۳۳	-۰.۰۵۵	-
BVVM	توان دوم قیمت مواد اولیه	۰.۰۲۵	۰.۰۲۵	-
BL2M	توان دوم دستمزد	۰.۰۱۴	۰.۰۲۱	-
BAAM	توان دوم سطح زیرکشت	-۰.۰۱۴	-۰.۰۱۳	-
BQLM	اثر دستمزد و تولید کل	-۰.۰۲۱	-	-
BQVM	اثر متقابل قیمت مواد اولیه و تولیدکل	۰.۰۰۰	-	-
D1	متغیر مجازی استان اصفهان	-۰.۰۹۰	-۰.۰۹۰	۰.۰۰۸
D2	متغیر مجازی استان خوزستان	-۰.۱۴۴	-۰.۱۴۵	۰.۰۸۳
D3	متغیر مجازی استان فارس	-۰.۱۸۴	-۰.۱۸۲	۰.۱۰۰
D4	متغیر مجازی استان همددان	-۰.۱۵۹	-۰.۱۶۲	۰.۱۵۳
AA1	اثر متقابل استان اصفهان و سطح زیرکشت	-۰.۰۸۹	-۰.۰۸۹	-
AA2	اثر متقابل خوزستان و سطح زیرکشت	-۰.۰۵۰	-۰.۰۵۱	-
AA3	اثر متقابل فارس و سطح زیرکشت	-۰.۰۳۸	-۰.۰۳۸	-
AA4	اثر متقابل همدان و سطح زیرکشت	-۰.۰۵۱	-۰.۰۵۲	-
AW	آب بها در هکتار	۰.۰۸۵	۰.۱۲۳	-۰.۰۰۴
AVWM	اثر متقابل آب‌بها و قیمت مواد اولیه	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۶	-
AWWM	توان دوم آب‌بها	۰.۰۷۳	۰.۰۷۲	-
AQWM	اثر متقابل آب‌بها و تولیدکل	۰.۰۰۵	-	-
AWLM	اثر متقابل آب‌بها و دستمزد	-۰.۰۱۸	-۰.۰۱۷	-
AWAM	اثر متقابل آب‌بها و سطح زیرکشت	۰.۰۰۵	۰.۰۱۰	-
AQA	اثر متقابل تولید و سطح زیرکشت	۱۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	
LLF		۸۴۳۷.۳۷۷	۸۴۲۷.۰۱۲	-۲۹۶.۵۱۹۹
LRT			۲۰.۷۳	۱۷۴۶۷.۷۹۲
$\chi^2_{0.05}$			۹.۴۹۰	۲۸.۸۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد بازده به اندازه در جدول (۳) نشان می‌دهد که صرفه‌های حاصل از مقیاس برای تولید کلزا در تمامی استان‌ها وجود دارد. این بدین معناست که هزینه هر واحد تولید با افزایش اندازه مزارع کاهش می‌یابد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره ۳: صرفه‌های حاصل از مقیاس برای تولید کلزا در استان‌های منتخب

کشش مقیاس	کشش هزینه	استان
۱.۰۹۳۵	۰.۹۱۴۵۱	اصفهان
۱.۰۳۰۹	۰.۹۷۰۰۴	خوزستان
۱.۰۳۸۵	۰.۹۶۲۸۹	فارس
۱.۰۳۵۰	۰.۹۶۶۱۶	همدان

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۴: مقادیر کشش خود قیمتی و متقاطع برآورد شده بین نهاده‌ها

عوامل تولید	نهاده واسطه	نیروی کار	ماشین آلات	آب
نهاده واسطه	-۰.۳۳۱	-۰.۱۵۷	۰.۱۴۹	۰.۰۰۹
نیروی کار		-۰,۷۲۶	۰.۲۳۷	۰.۱۱۶
ماشین آلات			-۰.۶۰۰	۰.۳۰۳
آب				-۰.۴۳۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به علامت کشش‌های قیمتی مندرج در جدول ۴، تابع هزینه برآورد شده مقعر نسبت به قیمت نهاده-هاست. کشش قیمتی تقاضا برای نهاده نیروی کار، از لحاظ قدر مطلق بیش از بقیه نهاده‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر، حساسیت تقاضای نهاده نیروی کار به تغییرات قیمت خود بیشتراز بقیه نهاده‌ها می‌باشد. نهاده‌های خدمات ماشینی، آب و نهاده واسطه در رده‌های بعدی قرار دارند. قدرمطلق مقدار عددی کشش‌های قیمتی خودی همه نهاده‌ها کمتر از یک بوده و لذا می توان گفت که تقاضا برای همه نهاده‌ها بی‌کشش است؛ یعنی، افزایش درصد معینی در قیمت هر یک از نهاده‌ها، موجب کاهش تقاضا برای آن نهاده به میزان کمتر از مقدار یاد شده می‌باشد. نهاده مواد واسطه با نهاده آب ارتباط چندانی ندارد، چرا که ضرایب کشش قیمتی متقاطع تقاضا برای آنها نزدیک صفر می‌باشند.

جدول شماره ۵: مقادیر کشش جانشینی برآورد شده بین نهاده‌ها

نهاده واسطه	نیروی کار	ماشین آلات	آب	
۱	۰.۹۹	۱.۰۰۵	-۲.۳۵	نهاده واسطه
	۱	۱.۱۸	-۱.۵۳	نیروی کار
		۱	-۱.۴۵	ماشین آلات
			۱	آب

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول کشش‌های خود جانشینی دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی می‌باشد. به‌عبارت دیگر، رابطه معکوس بین مقدار تقاضا و قیمت نشان داده می‌شود. همچنین، کود شیمیایی و بذر نهاده جانشین ماشین آلات هستند و هچنین، کود شیمیایی مکمل بذر و ماشین آلات مکمل نیروی انسانی می‌باشد. همچنین، می‌توان دریافت که رابطه جانشینی میان کود شیمیایی و نیروی کار بیشتر از بقیه است. به‌عبارت دیگر، افزایش مصرف کود باعث افزایش اشتغال و کاهش قیمت کود باعث کاهش اشتغال می‌شود. و از آنجایی که کشش جزیی مورد نظر بیشتر از یک است این موضوع روند ذکر شده را تشدید می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه گیری وپیشنهادها

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سطح زیر کشت و نیروی انسانی بالاترین تاثیر را در هزینه‌های تولید محصول کلزا دارند. برآورد کشش ها نیز نشان می‌دهد به طور کلی کشش های قیمتی کمتر از یک است که حاکی از کشش ناپذیری تقاضا برای نهاده‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر، با افزایش قیمت نهاده‌ها، امکان عکس‌العمل و حساسیت چشم‌گیری از طرف تولیدکنندگان در کاهش مقدار مصرف آن‌ها وجود ندارد. بررسی کشش‌های جانشینی نشان داد که در مواردی نهاده‌ها رابطه مکملی با هم دارند. از آنجا که دو نهاده کود شیمیایی و نیروی کار با یکدیگر جانشینند، کاهش قیمت کود شیمیایی سبب کاهش اشتغال نیروی انسانی و افزایش مصرف کودشیمیایی می‌شود. بنابراین، کاهش قیمت کود شیمیایی با دو پیامد نامناسب کاهش اشتغال و افزایش الودگی محیط زیست همراه خواهد بود. وجود رابطه مکمل میان نیروی انسانی و ماشین آلات می‌تواند این مفهوم را داشته باشد که افزایش سیستم مکانیزاسیون کشاورزی منجر به افزایش اشتغال می‌شود.

صرفه‌های حاصل از مقیاس برای تولید کلزا در تمام استان‌های خوزستان، فارس، همدان و اصفهان وجود دارد. این بدین معناست که هزینه هر واحد تولید با افزایش اندازه مزارع کاهش می‌یابد. به بیانی دیگر، با افزایش میزان محصول، هزینه متوسط کمتر شده و بدین ترتیب، واحدهای زراعی بزرگتر در مقایسه با واحدهای زراعی کوچکتر، کاراتر می‌باشند. همچنین، آزمون نسبت راستنمایی نشان داد که تابع هزینه دارای ساختار هموتتیک نبوده و می‌توان نتیجه گرفت که ترکیب بهینه عوامل تولید تحت تاثیر مقیاس رشته فعالیت‌ها قرار می‌گیرد. لذا بهتر است تلاش شود تا بر مقیاس‌های بالاتر تولید تاکید شود. بدین منظور بالا بردن سطح آگاهی کشاورزان از طریق آموزش مسایل فنی مراحل مختلف کاشت، داشت و برداشت ضروری به نظر می‌رسد. همچنین، پیشنهاد می‌شود که برای تشویق هر چه بیش‌تر کشاورزان به افزایش مقیاس کشت این محصول و نیز دست‌یابی هر چه سریعتر به هدف خودکفایی در تولید روغن در کشور، دخالت‌های دولت تا رسیدن به یک سطح قابل قبول از مقیاس تولید کماکان ادامه یابد.

Archive of SID

REFERENCES

1. Ansari,V.,& Salami, H. (2007). *Economies of scale in Iran's shrimp industr*y. 6th Biennial conference of Iranian agricultural economics, February 2007: Mashhad, 3, 169-182. In Farsi
2. Binswanger, H.P. (1974). A cost function approach to the measurement of elasticitiess of factor demand and elastiecities od substitution .American Journal of agricultural economics, 377-386
3. Boussemart, J.P., Briec,W., Peypoch, N., & Tavera, C.(2009). A-Returns to scale and multi-output production technologies. European Journal of Operational Research 197, P. 332–339.
4. Boussemart J.P., Butault J.P. & Matvejev E. (2006).Economies of scale and optimal farm size in the Estonian dairy sector. Causes and Impacts of Agricultural Structures, S. Mann (Ed.) 183-200
5. Christensen, L.R., & Green, E.H. (1976). Economics of scale in U.S. electric power generation. Journal of Political Economy, 84(4).
6. Esalmi. A., & Mahmoudi, A. (2005). Efficiency estimation and return to scale of Pomegranate, special issue of productivity and efficiency. Journal of Agricultural Economics and Development planning and Agricultural Economics Research Institute. 402(2) In Farsi
7. Filipini, M., Hrovatin, N. & Zoric, J.. (2007). Cost efficiency and economies of scale of Slovenian water distribution utllities: an application of panel data stochastic frontier methods, Journal of productivity, 29(2), 169-182.
8. Jahani, M., & Asghari, A. (2005). Mathematical Structure of Wheat Cost Function in Arasbaran Area. *Journal of agricultural sciences*, 85(2). In Farsi

www.SID.ir

9. Kim, S.Y., (1992), The Translog Production Function and Variable Returns to Scale, The *Review of Economics and Statistics,* 74(3), 546-552.
10. Rahimi Sure. S., &Sadeghi, H. (2004). Factors affecting the efficiency and economies of scale in parametric and non-parametric approaches (Case Study: Range projects in Iran). *Journal of Economic Research*, no 67. In Farsi
11. Rasmussen, S. (2000), *Technological change and economies of Scale in Danish Agriculture*, Unit of Economics Working Papers.
12. Ray, S.C .(1982). A translog cost function analysis of U.S agriculture,1939-77. *American Agriculture Economics Association*. 490-497.
13. Sato, R., &Koizumi, T., (1973). The production function and the theory of distributive shares, *The American Economic Review*, 63(3), 484-489.
14. Samuelson, P. (1947). *Foundation of Economic Analysis*, (Eds .4). Cambridge, Mass., Harvard University
15. Press.
16. Sen, A.K., (1962), An Aspect of Indian Agriculture, *The Economic Weekly*, 14 (46): 24346.–(1964):
17. Sharzei, GH. Rasti fard. M. (2001), Economical of scale and cost products of rice : in Gilan province, *Science of Agriculture and Natural Resource*, 6(2), 45-56. In Farsi
18. Thapa, S., (2007). The relationship between farm size and productivity: empirical evidence from the Nepalese mid-hills. *The American Economic Review*, 63(3), 484-489.
19. Yazdani, S., & Shahbazi, H. (2009). The scale efficiency in grape gardens of Qazvin: a case study area. Journ*al of Agricultural Economics*, No. 4, 51-37. In Farsi
20. Yazdan panahi. M., & Najafi, B. (2005). The optimal size of farms producing milk in the province, Jou*rnal of Agricultural Economics and Development, Special productivity and efficiency*, 149-163.

Archive of SID

www.SID.ir