بررسی اثر پراکندگی اراضی بر هزینه های تولید محصولات زراعی (مطالعه موردی: استان گیلان)

فرزانه حسنی دیارجان، وحیده انصاری، حبیب اله سلامی[1]
farzanehassani@ut.ac.ir

چکیده

یکی از چالش‌های اساسی در بخش کشاورزی ایران، مسئله خرد و پراکنده بودن اراضی زراعی است. اعتقاد بر این است که پراکندگی قطعات زمین و کوچک بودن آنها سبب بهره‌وری پایین و هزینه بالای تولید می‌شود و کاهش درآمد خالص کشاورزان را در پی دارد. یکی از مناطقی که در آن پراکندگی زمین‌های زراعی تا حد زیادی به چشم می‌خورد، استان گیلان است. لذا در این مطالعه هدف اصلی برآورد اثر پراکندگی زمین‌های کشاورزی بر هزینه‌های تولید محصولات عمده زراعی (گندم و جو دیم) در استان گیلان می‌باشد. به این منظور اطلاعات مربوط به تولید و هزینه کشت دو محصول گندم و جو دیم از طریق تکمیل پرسشنامه از دو منطقه دیلمان و ملکوت در استان گیلان، برای سال زراعی ۹۴-۱۳۹۳ جمع‌آوری شد. رهیافت تابع هزینه غیرمستقیم دو مجصولی مورد استفاده قرار گرفت و بهترین فرم تابعی با استفاده از معیارهای اقتصادسنجی انتخاب شد. بر اساس پارامترهای برآورد شده‌ی الگوی انتخابی، کشش هزینه برای همه متغییرها از جمله تعداد قطعات زمین تخمین زده شد. نتایج نشان می‌دهد که فرم تابعی ترانسلوگ مناسبترین فرم برای بیان تکنولوژی تولید دو محصول گندم و جو در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. همچنین نتایج تایید می‌کند که پراکندگی اراضی زراعی باعث افزایش هزینه کل تولید می‌شود. بعلاوه، مقدار برآورد شده کشش مقیاس نیز حاکی از وجود بازده افزایشی در تکنولوژی تولید محصولات زراعی مورد مطالعه است. بر اساس یافته‌های این تحقیق، سیاست یکپارچه‌سازی اراضی و افزایش مقیاس، به عنوان راهکاری برای کاهش هزینه تولید پیشنهاد می‌شود.

طبقه بندی JEL: Q12, Q15, D24, D22

کلیدواژگان: پراکندگی اراضی، هزینه‌های تولید، تابع هزینه دو محصولی، فرم‌های تابعی، استان گیلان

۱ـ به ترتیب دانش آموخته کارشناسی ارشد، استادیار و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

مقدمه

بخش کشاورزی که عمدتاً در مناطق روستایی مستقر است، از نظر تأمین نیازهای غذایی مردم، تأمین مواد اولیه صنایع، اشتغال افراد و ایجاد درآمد و کاهش نابرابری اهمیت دارد، لذا ثبات و استمرار رشد آن را می‌توان از عوامل عمده کمک‌کننده به ثبات اجتماعی و رشد اقتصادی جامعه به شمار آورد (گونگن ولاین[1]، ۲۰۰۰). به گزارش بانک جهانی در سال ۲۰۱۴، در چند قرن اخیر و با رشد پرشتاب صنعت و فناوری در جهان، عقب‌ماندگی مناطق روستایی بیشتر آشکار گردیده است. علت این امر پراکندگی جغرافیایی روستاها و در نتیجه عدم صرفه اقتصادی برای ارائه خدمات اجتماعی، محدودیت منابع ارضی و نهاده‌های تولیدی از جمله منابع آب و بهره‌وری پایین عوامل تولید می‌باشد. در میان عوامل نامبرده فوق، بهره‌وری پایین عوامل تولید یکی از عوامل عمده تأثیرگذار بر سطح زندگی روستاییان بوده چرا که این امر افزایش هزینه متوسط تولید محصولات و کاهش سطح درآمد و در نتیجه کاهش سود آنان را در پی دارد. از جمله عواملی که می‌تواند منجر به کاهش بهره‌وری و در نتیجه افزایش هزینه تولید محصولات کشاورزی شود مسئله مقیاس زمین‌های کشاورزی و پراکنده بودن این زمین‌هاست. پراکندگی اراضی[2] را می‌توان به عنوان یک وضعیت که در آن یک کشاورز دارای چندین قطعه زمین ناپیوسته بوده که اغلب در بیش از یک منطقه پراکنده شده‌اند، اطلاق کرد (سندکویست[3] و همکاران، ۲۰۰۶). این پدیده در بسیاری از کشورها اغلب به عنوان مانعی برای رشد بهره‌وری کشاورزی و نوآوری محسوب می‌شود به طوریکه نتایج مطالعات جاها [4] و همکاران (۲۰۰۵)، آووتید و آگبولا [5] (۲۰۱۰) و مونچک[6] و همکاران (۲۰۱۰) تأییدی بر این امر است. کاهش بهره‌وری باعث می‌شود تولید محصول با هزینه‌های بالاتری انجام شود و در نتیجه می‌توان چنین استنباط کرد که پراکندگی زمین های کشاورزی به طور غیرمستقیم افزایش هزینه‌های تولید و قیمت تمام شده محصول را در پی دارد. در اثبات این ادعا مطالعات بخشوده و نجفی (۱۳۶۸)، حسین‌زاد و همکاران (۱۳۸۸)، جابرین و اپلین[7] (۱۹۹۴)، کاواساکی[8] (۲۰۱۰) نیز نشان دادند که پراکندگی زمین‌ها منجر به افزایش هزینه تولید محصولات کشاورزی می‌شود. براساس آنچه کلانتری (۱۳۸۵) بیان می‌کند، عدم سهولت استفاده از ماشین‌آلات، عدم امکان بهره‌گیری از شیوه‌های نوین و دستاوردهای علمی و فنی جدید در فعالیت‌های تولیدی، هدر رفتن آب کشاورزی، اتلاف نیروی‌کار کشاورزان، عدم استفاده از بخش‌هایی از زمین زراعی به منظور احداث راه‌های بین مزارع، انجام ندادن هرگونه عملیات زیربنایی از قبیل تسطیح اراضی و احداث شبکه‌های آبیاری از جمله معایب قطعه قطعه بودن و پراکندگی اراضی می‌باشد. از جمله مناطقی که در آن پراکندگی زمین‌های زراعی

1. Gongen & line
2. Land fragmentation
3. Sundqvist
4. Jha
5. Awotide and Agbola
6 . Monchuk
7. Jabarin & Epplin
8. Kawasaki

تا حد زیادی به چشم می‌خورد مناطق دیلمان و ملکوت در استان گیلان می‌باشد. با توجه به مشکلات ناشی از پراکندگی و کوچک بودن زمین‌های کشاورزی و اثرات آن بر افزایش هزینه و کاهش درآمد خالص کشاورزان که فقر و مهاجرت آنان را از مناطق روستایی در پی دارد و همچنین لزوم استفاده از اصولی که منجر به کاهش هزینه‌های تولید و به تبع آن کاهش قیمت محصول شود، هم به منظور تأمین نیاز غذایی ارزانتر برای جمعیت در حال رشد و هم با هدف افزایش رقابت در بازار بین‌الملل، برآورد آثار پراکندگی زمین‌های کشاورزی بر هزینه تولید محصولات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این راستا مطالعه حاضر در پی آن است تا این مسئله را در مورد محصولات زراعی در مناطق دیلمان و ملکوت استان گیلان که عمدتاً دو محصول گندم و جو دیم می‌باشد، مورد بررسی قرار دهد.

بر اساس بررسی‌های انجام شده مطالعات خارجی قابل توجهی وجود دارند که به بررسی نقش پراکندگی اراضی روی هزینه‌های تولید، بهره‌وری و کارایی پرداخته‌اند. به عنوان مثال جابرین و اپلین[1] (۱۹۹۴) در مطالعه‌ای اثرات پراکندگی اراضی را بر هزینه تولید گندم در شمال اردن با استفاده از داده‌های مقطعی برای سال ۱۹۹۲ برآورد کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که پراکندگی زمین هزینه‌های تولید گندم را افزایش داده است. راج بندار[2] و همکاران (۲۰۰۵)، رابطه پراکندگی اراضی و بهره‌وری کشاورزی در جنوب هندوستان را با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۹۹- ۱۹۹۵ بررسی کردند. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از وجود رابطه معکوس و معنی‌دار بین کارایی تولید و پراکندگی اراضی است. پاتریک سندکویست[3] و همکاران (۲۰۰۶) اثرات پراکندگی اراضی روی بهره‌وری کشاورزی در ویتنام شمالی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده حاکی از وجود رابطه منفی و ضعیف بین پراکندگی اراضی و بهره‌وری، همچنین بهره‌وری بیشتر اراضی یکپارچه و سازمان‌دهی شده است. کاواساکی[4] (۲۰۱۰) هزینه‌ها و مزایای پراکندگی اراضی مزارع برنج در ژاپن را با استفاده از داده‌های پانل طی سال‌های ۲۰۰۶- ۱۹۹۵ مورد مطالعه قرار داد. او از طریق برآورد تابع هزینه ترانسلوگ، به این نتیجه رسید که پراکندگی هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد. همچنین، اگر چه پراکندگی ریسک تولید را کاهش می‌دهد، ولی ارزش پولی آن بسیار پایین‌تر از هزینه پراکندگی زمین است. مونچک[5] و همکاران (۲۰۱۰) مطالعه‌ای در رابطه با بررسی اثر پراکندگی اراضی روی بهره‌وری در هند دوره زمانی ۶-۲۰۰۵ انجام دادند. آنها با استفاده از شاخص سیمپسون و برآورد تابع تولید کاب داگلاس به این نتیجه رسیدند که پراکندگی اراضی تاثیر منفی بر بهره‌وری دارد. لاتروف و پیت[6] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای در بریتانیای فرانسه با استفاده از داده‌های مقطعی سال ۲۰۰۷ و با برآورد شاخص‌های

1 . Jabarin & et all
2 . Raj Bendra
3 .Sundqvist
4 . Kawasaki
5 . Monchuk
6 . Latruffe & Piet

عملکرد (هزینه‌های تولید، بازده، درآمد، سودآوری، کارایی فنی و کارایی مقیاس) به این نتیجه رسیدند که مزارعی که پراکندگی بیشتری دارند دارای هزینه‌های بالاتر و تولید، سودآوری و کارایی مقیاس پایین‌تر هستند و کارایی فنی ندارند.

در ایران مطالعات محدودی روی آثار پراکندگی زمین‌های زراعی انجام شده است. از این جمله می‌توان به مطالعه بخشوده و نجفی (۱۳۶۸) اشاره کرد که در استان فارس، با استفاده از داده‌های مقطعی برای سال زراعی ۶۶ - ۱۳۶۵ و با استفاده از روش آزمون تفاوت میانگین متغییرها اثرات پراکندگی بر متغییرهای نیروی‌کار، هزینه‌ی آب مصرف شده، هزینه ماشین-های کشاورزی، هزینه حمل محصول در گروه‌های مختلف را مورد تحلیل قرار داده و نشان دادند که هزینه هر یک از نهاده‌های مذکور متناسب با افزایش پراکندگی افزایش می‌یابد. نتایج مطالعه ارسلان‌بد و اسماعیل‌پور (۱۳۷۹) در آذربایجان غربی با استفاده از روش رگرسیون و برآورد تابع هزینه نشان داد که سطح زیر کشت و تعداد و کوچکی قطعات زمین‌های گندم آبی، بر هزینه‌های تولید موثر بوده است. هزینه‌ها با میزان پراکندگی، رابطه مستقیم و با وسعت زمین زیر کشت رابطه عکس داشته است. حسین‌زاد و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای تاثیر اندازه و پراکندگی زمین‌های کشاورزی بر روی عملکرد و هزینه‌های تولید مزارع پنبه شهرستان گرمسار را بررسی کردند. نتایج برآورد تابع تولید ترانسلوگ نشان داد که افزایش یک قطعه به قطعات بیشتر موجب کاهش ۴/۵ کیلوگرم در عملکرد پنبه می‌گردد. آنها برای نشان دادن تاثیر اندازه و پراکندگی اراضی بر روی هزینه‌های تولید ابتدا مزارع را از لحاظ اندازه و تعداد قطعات به گروه‌های مختلف تقسیم‌بندی کردند و سپس با استفاده از روش آنالیز واریانس و آزمون چند دامنه دانکن وجود یا عدم وجود اختلاف هزینه بین گروه‌ها را محاسبه کردند. نتایج آنالیز واریانس نشان داد که مزارع با اندازه ۵-۴ هکتار دارای کمترین هزینه تولید می‌باشد. هرچه بر تعداد قطعات اضافه می‌شود هزینه‌های تولید نیز اضافه می‌گردد.

مواد و روش ها

همانطور که بیان شد، هدف تحقیق حاضر بررسی اثر پراکندگی اراضی زراعی بر هزینه‌های تولید محصولات زراعی در استان گیلان می‌باشد. از آنجا که عمده‌ترین محصولات زراعی در این استان، دو محصول گندم و جو می‌باشد، بنابراین در این مطالعه از طریق برآورد تابع هزینه دو محصولی اثر پراکندگی بر هزینه تولید سنجیده می‌شود. تابع هزینه که دوگان تابع تولید می‌باشد، یکی از راه‌های بیان تکنولوژی تولید است و بصورت تابعی از قیمت نهاده‌ها و سطح تولید تعریف می‌گردد. تابع هزینه برای اینکه بتواند ساختار تولید محصول را به خوبی منعکس کند باید شروطی را تأمین کند. از جمله این شروط، غیرمنفی بودن در قیمت نهاده‌ها و مقادیر تولید (یکنوایی)، غیرکاهشی‌بودن در قیمت‌ها، همگن بودن از درجه یک در قیمت نهاده‌ها و شرط مقعر بودن در قیمت نهاده‌ها می‌باشد.

انجام کارهای تجربی براساس تابع هزینه، مستلزم در نظر گرفتن فرم تابع خاص برای هزینه است. دایورت[1] (۱۹۷۱)، فرم تابع هزینه لئونتیف تعمیم‌یافته را برای تابع هزینه و فرم تعمیم‌یافته خطی را برای تابع تولید پیشنهاد کرد. سپس هال[2] (۱۹۷۳)، نشان داد که این توابع را می‌توان با یکدیگر درآمیخت و تابع هزینه چندمحصولی هیبرید دایورت[3] (HDMCF)، را به فرم زیر تشکیل داد:

$$C = \sum_{i}^{m}\sum_{j}^{m}\sum_{k}^{n}\sum_{l}^{n}\alpha_{ijkl}(y_i y_j p_k p_l)^{1/2} \qquad (۱)$$

در این تابع، m تعداد ستانده (y) و n تعداد نهاده (x) است.

اگرچه تابع بالا هیچ‌گونه محدودیت اولیه‌ای روی کشش‌های جانشینی نهاده‌ها ندارد، ولی دربرگیرنده محدودیت بازده ثابت نسبت به مقیاس براساس رابطه میان هزینه کل و سطوح محصول است. با تعمیم HDMCF به منظور بالابردن انعطاف‌پذیری در زمینه صرفه‌های برگرفته از مقیاس، تعداد پارامترهای مدل به طور فزاینده‌ای افزایش می‌یابد (دایورت،۱۹۷۱). نوع دیگری از توابع هزینه چندمحصولی، تابع هزینه چندمحصولی از نوع درجه‌دوم است که بصورت زیر تعریف می‌شود (دایورت،۱۹۷۱):

$$C = \alpha_0 + \sum_{i}^{n}\alpha_i Y_i + \sum_{1}^{n}\beta_i P_i + \frac{1}{2}\sum_{i}^{n}\sum_{j}^{m}\alpha_{ij} Y_i Y_j + \frac{1}{2}\sum_{i}^{n}\sum_{j}^{n}\gamma_{ij} P_i P_j + \sum_{i}^{m}\sum_{j}^{n}\delta_{ij} Y_i P_j \qquad (۲)$$

فرم کلی تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی با n نهاده و m ستانده نیز بصورت زیر تعریف می‌شود (بورگس[4]، ۱۹۷۴).

$$LnC = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_i LnY_i + \sum_{i=1}^{n}\beta_i LnP_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}\alpha_{ij} LnY_i LnY_j + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} LnP_i LnP_j + \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n}\delta_{ij} LnY_i LnP_j \qquad (۳)$$

1 . Diwert
2. Hall
3 . Hibrid Diwert Multiproduct Cost Function
4 . Burgess

با توجه به رابطه بالا هزینه تابعی از مقادیر تولید و قیمت نهاده های مصرفی می‌باشد. اما گاهی مشاهده می‌شود که در مواردی که این دو عامل (مقدار تولید و قیمت نهاده‌های مصرفی) بین تولیدکننده‌های مختلف یکسان هستند، هزینه‌ها متفاوت هستند. در واقع می‌توان بیان کرد که با توجه به شرایط منطقه عوامل دیگری نیز می‌توانند روی هزینه‌های تولید محصولات کشاورزی تاثیرگذار باشند. از جمله این عوامل می‌توان به تعداد قطعات اراضی کشاورزی، شیب اراضی زراعی، کیفیت خاک اراضی، فاصله قطعات زراعی زارع، فاصله قطعات زراعی از محل سکونت، منطقه مورد کشت محصول و غیره اشاره کرد. هر کدام از این عوامل می‌تواند باعث افزایش یا کاهش هزینه کل تولید شوند. اگر سایر عوامل مؤثر بر هزینه نیز در تابع قرار گیرد، مثلا در تابع هزینه ترنسلوگ، این تابع به شکل زیر در می آید:

$$LnC = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i LnY_i + \sum_{i=1}^{n} \beta_i LnP_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} \alpha_{ij} LnY_i LnY_j + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} LnP_i LnP_j$$
$$\sum_{i=1}^{k} \beta_z LnD_z + \frac{1}{2}\sum_{z=1}^{k}\sum_{z'=1}^{k} \beta_{zz'} \cdot LnD_z \cdot LnD_{z'} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} \delta_{ij} LnP_i LnY_j + \sum_{z=1}^{k}\sum_{i=1}^{n} \lambda_{iz} LnD_z LnP_i \qquad (۴)$$
$$+\sum_{z=1}^{k}\sum_{j=1}^{m} \lambda_{zj} LnD_z LnY_j$$

شرط همگنی از درجه یک تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده‌ها برای تابع فوق به شکل زیر است.

$$\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 1, \qquad \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \quad (j = 1,2,...,n), \qquad \sum_{i=1}^{n} \delta_{ij} = 0 \quad (j = 1,2,...,n),$$
$$\sum_{i=1}^{n} \lambda_{iz} = 0 \quad (z = 1,2,...,k) \qquad (۵)$$

همچنین برای ایجاد برابری مشتق‌های جزئی متقاطع تابع هزینه ترانسلوگ، شرط تقارن بصورت زیر است:

$$\delta_{ij} = \delta_{ji} \qquad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad (۶)$$

با استفاده از قضیه شفارد، اگر از تابع هزینه (۴) بر حسب نهاده i مشتق جزئی گرفته شود، خواهیم داشت:

$$\frac{P_i X_i}{C} = S_i = \beta_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} LnP_j + \sum_{i=1}^{m} \delta_{ij} LnY_i + \sum_{z=1}^{k} \lambda_{iz} LnD_z \qquad (j = 1,2,...,n \quad z = 1,2,...,k) \qquad (۷)$$

که در آن S_i سهم نهاد i ام از کل هزینه و Xi سطح نهاده حداقل کننده هزینه است و مجموع سهم‌های هزینه برابر یک است.

برای برآورد سیستم هزینه (تابع هزینه همراه با توابع سهم نهاده‌ها) یک معادله سهم از سیستم حذف و هزینه و قیمت نهاده‌های متغیر با قیمت نهاده‌ی حذف شده (i ام)، نرمال شده و بنابراین قیمت‌ها به صورت نسبی وارد مدل می‌شوند. اینکار برای جلوگیری از بروز هم‌خطی کامل (جهانی و اصغری، ۱۳۸۵) و همچنین برای تحمیل شرط همگنی خطی تابع هزینه نسبت به قیمت‌ها صورت می‌گیرد (فیلیپینی[1] و همکاران، ۲۰۰۸). ضرائب مدل حذف شده با توجه به سایر پارامترهای برآورد شده و روابط اعمال شرط همگنی قابل محاسبه می‌باشد. یکی از آزمون‌های تصریح مناسب مدل، نرمال‌سازی براساس قیمت‌های مختلف و حذف سهم تک تک نهاده‌ها بر اساس نرمال‌سازی انجام شده و تخمین مدل بوده که در نهایت پارامترهای مشابه در هر بار برآورد باید یکسان باشند. برای شرط مقعر بودن تابع هزینه ترانسلوگ، باید ماتریس مشتقات درجه دوم تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده‌ها یک ماتریس نیمه‌معین منفی باشد (دایورت و همکاران، ۱۹۸۷). این شرط در صورتیکه کشش‌های خود قیمتی جانشینی آلن به ازای تمام مشاهدات مقادیری کمتر از صفر داشته باشند (گارسیا[2]، ۱۹۹۴) و یا کشش‌های خودقیمتی تقاضا برای تمام مشاهدات دارای مقادیر منفی باشند (دایورت، ۱۹۸۷) تأمین می‌شود. کشش‌های جانشینی جزئی آلن برای عوامل تولید به شکل زیر از تابع فوق استخراج می‌باشند (برندت و وود[3]، ۱۹۷۵):

$$\sigma_{ii} = \frac{\gamma_{ii} + S_i^{\,2} - S_i}{S_i^{\,2}} \qquad (۸)$$

$$\sigma_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j} \qquad (۹)$$

رابطه فوق، به ترتیب، معرف کشش جزئی خودی آلن و کشش جانشینی آلن می‌باشد. در ارتباط با کشش‌های جزئی خودی آلن، بر اساس قانون تقاضا انتظار بر این است که علائم این نوع از کشش‌ها منفی باشند. در رابطه با کشش جانشینی آلن اگر $\sigma_{ij} \phi 0$ نشانگر رابطه جانشینی بین دو نهاده می‌باشد و اگر $\sigma_{ij} \pi 0$ نشانگر رابطه مکملی بین دو نهاده می‌باشد (کورودا[4]،۱۹۸۷). کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا برای عوامل تولید نیز به شکل زیر از تابع فوق استخراج می‌باشند (برووندت و ودد،۱۹۷۵):

1. Filippini
2. Garcia
3 .berndt & wood
4 . Kuroda

$$\varepsilon_{ii} = S_j \sigma_{ii} \qquad (۱۰)$$

$$\varepsilon_{ij} = S_j \sigma_{ij} \qquad (۱۱)$$

مقدار خطای استاندارد برای این کشش‌ها با استفاده از روابط زیر قابل محاسبه می‌باشد (استیر[1]، ۱۹۸۵ و سلدون[2]، ۱۹۹۲):

$$ES\sigma = \frac{STE(\gamma_{ij})}{S_i S_j} \qquad (۱۲)$$

$$ES\varepsilon = \frac{STE(\gamma_{ij})}{S_i} \qquad (۱۳)$$

که در روابط بالا ESσ و ESε به ترتیب خطای استاندارد کشش جانشینی آلن و کشش قیمتی تقاضا را نشان می‌دهد. و $STE(\gamma_{ij})$ خطای استاندارد پارامتر γ_{ij} می‌باشد.

برای تأمین شرط یکنوایی[3] در قیمت نهاده‌ها لازم است سهم برآورد شده هزینه هر نهاده از کل هزینه تولید به ازای همه مشاهدات رقمی بزرگتر از صفر باشد (گارسیا، ۱۹۹۴). یکنوایی در مقدار تولید نیز وقتی تأمین می‌شود که هزینه نهایی تولید برای تمامی مشاهدات مقداری مثبت باشد. کشش هزینه بیانگر تغییر نسبی هزینه در نتیجه تغییر نسبی تولید می‌باشد و با توجه به مقدار عددی که در عمل برای کشش هزینه به دست می‌آید، می‌توان در رابطه با وجود یا عدم وجود صرفه اقتصادی واحدهای تولیدی قضاوت کرد. این کشش طبق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\eta_C = \frac{\partial LnC}{\partial LnY_i} = \frac{MC}{AC} = \left\{ \alpha_i + \alpha_{ij} LnY_j + \sum_{z=1}^{k} \beta_{zi} LnD_z + \sum \gamma_{ij} LnP_i \right\} = \frac{\partial C}{\partial Y_i} * \frac{Y_i}{C} \qquad (۱۴)$$

کشش مقیاس که از روی تابع هزینه محاسبه می‌شود، درصد تغییر محصول نسبت به درصد تغییر در کل نهاده‌ها را وقتی روی مسیر توسعه حرکت می‌کنیم، نشان می‌دهد. در واقع کشش مقیاس بین عکس کشش هزینه می‌باشد. اگر کشش

1. Stier
2. Seldon
3. Monotonicity

مقیاس بزرگتر از یک باشد، بیانگر آن است که صرفه‌جویی حاصل از مقیاس وجود دارد و واحدهای تولیدی بزرگ اقتصادی تر از واحدهای کوچکتر می‌باشند و اگر کوچکتر از یک باشد، بیان‌گر آن است که عدم صرفه‌جویی حاصل از مقیاس وجود دارد. اگر این کشش یک باشد، نشان می‌دهد که واحدهای کوچکتر و بزرگتر تفاوتی از لحاظ صرفه‌جویی حاصل از مقیاس ندارند (اشراقی و همکاران،۱۳۸۷).

کشش هزینه کل نسبت به سایر متغییرها بیانگر درصد تغییر در هزینه کل به ازای درصد تغییر در این تغییرها می‌باشد. فرم کلی این کشش بصورت زیر بیان می‌شود:

$$\eta = \frac{\partial LnC}{\partial LnD_z} = \beta_z + \sum_{z'=1}^{k} \beta_{zz'} LnD_{z'} + \lambda_{zj}\left(LnY_j\right) + \sum_{i=1}^{n} \lambda_{iz}\left(LnP_i\right) \qquad (۱۵)$$

تمام آنچه در بالا بر اساس تابع هزینه ترنسلوگ بیان شد، برای تابع هزینه درجه دوم تعمیم یافته نیز قابل محاسبه است که برای جلوگیری از اطاله کلام در این بخش ذکر نمی گردد.

آزمون فروض کلاسیک از جمله آزمون نرمال بودن جملات اخلال، واریانس ناهمسانی و عدم‌همبستگی جملات خطا، از جمله آزمون‌هایی هستند که می‌توانند برای انتخاب الگوی مناسب مورد بهره‌برداری قرار گیرند. بررسی نرمال بودن توزیع جملات خطا، با استفاده از آماره جارک‌برا امکان این آزمون را فراهم می‌کند. فرض صفر در این آزمون نرمال بودن جملات خطا می‌باشد. برای آزمون واریانس ناهمسانی، آماره بروچ‌پاگان استفاده می‌گردد. آزمون واریانس ناهمسانی بیشتر در داده‌های مقطعی اهمیت دارد درحالیکه خودهمبستگی جملات خطا مربوط به داده‌های سری زمانی است.

همانطور که در مقدمه بیان شد، عمده محصولات زراعی در منطقه مورد مطالعه، محصول گندم و جو دیم می‌باشد. نهاده‌هائی که در تولید محصول گندم و جو دیم (Q) بکار می‌رود عبارتند از نیروی‌کار اجاره‌ای (FL)، نیروی‌کار خانوادگی (L)، ماشین‌آلات (M)، کودشیمیائی (F)، سموم شیمیائی (P)، بذر (S) و زمین (L). بنابراین از جمله هزینه‌های تولید در این پژوهش می‌توان به هزینه خرید کودهای حیوانی و شیمیائی، بذر، سموم شیمیائی، پرداختی به ماشین‌آلات، نیروی‌کار اجاره‌ای و زمین اشاره کرد. همچنین از آنجائیکه نیروی‌کار خانوادگی، نهاده‌ای مهم در ساختار تکنولوژی تولید محصولات زراعی می‌باشد، از این‌رو در ساختار هزینه تولید باید لحاظ شود. اگرچه هزینه‌ای به طور ملموس برای نیروی‌کار خانوادگی پرداخت نمی‌شود اما با توجه به اینکه این نیروی‌کار می‌توانست در مزارع دیگر، درآمد کسب نماید؛ لذا دارای هزینه فرصت است. دستمزد نیروی‌کار اجاره‌ای در منطقه تولید می‌تواند بیانگر هزینه‌فرصت برای نیروی‌کار خانوادگی باشد. به دلیل اینکه قیمت نهاده‌های بذر و زمین ثابت بوده است لذا قیمت این دو متغییر وارد تابع نمی‌شود بلکه مقدار مصرف این دو نهاده (مانند نهاده ثابت در جریان تولید) وارد تابع می‌گردد. بنابراین هزینه این دو نهاده از کل هزینه‌ها کسر شده است. کشاورزان منطقه از نهاده سم استفاده نکرده‌اند. بعلاوه تعداد محدودی از کشاورزان نیز کود را مورد استفاده قرار داده‌اند.

لذا این دو نهاده نیز در هزینه‌ها منظور نشده و برای تعیین اثر آنها بر هزینه‌های تولید از متغیر مجازی استفاده شده است. بر این اساس نهاده‌های متغییر در جریان تولید شامل نیروی‌کار و خدمات‌ماشینی در نظر گرفته شده است. لذا هزینه‌های متغییر تولید هم شامل هزینه‌های این دو نهاده می‌باشد که به عنوان متغیر وابسته در تابع هزینه منظور می‌شود. بنابر آنچه بیان شد، تابع هزینه، تابعی از مقدار کل تولید دو محصول، قیمت نهاده‌ی ماشین‌آلات و نیروی‌کار و مقدار زمین و مقدار بذر مورد استفاده می‌باشد. همچنین در کنار مقدار تولید و قیمت و مقدار نهاده‌های ذکر شده در جریان تولید، متغییرهای دیگری نیز هزینه‌های تولیدی را تحت تاثیر قرار می‌دهند که با توجه به مطالعات انجام شده مشخص گردیده‌اند. این متغیرها شامل تعداد قطعات مورد کشت، فاصله قطعات از محل سکونت، فاصله قطعات از یکدیگر، شیب اراضی زیرکشت، کیفیت خاک اراضی، استفاده از نیروی‌کار خانوادگی و تجاری، مصرف کود شیمیایی و منطقه مورد مطالعه می‌باشند. جدول (۱) نام متغیرهای مستقل در تابع هزینه و ماهیت و واحد آنها را نشان می‌دهد.

جدول ۱. متغییرهای مستقل تابع هزینه و ماهیت و واحد آنها

علامت اختصاری	شرح	نوع متغییر
La	زمین (هکتار)	پیوسته
S	بذر (کیلوگرم)	پیوسته
Pm	قیمت خدمات ماشینی (ساعت-ریال)	پیوسته
Pl	قیمت نیروی‌کار (نفر روزکار-ریال)	پیوسته
Y1	مقدار تولید گندم (کیلوگرم)	پیوسته
Y2	مقدار تولید جو (کیلوگرم)	پیوسته
N	تعداد قطعات (تعداد)	پیوسته
di	فاصله قطعه از روستا (کیلومتر)	پیوسته
dii	فاصله قطعات از هم (کیلومتر)	پیوسته
DUMs	شیب زمین (شیب خیلی زیاد و زیاد = ۱و شیب کم و بدون شیب =صفر)	مجازی
DUMq	کیفیت خاک (کیفیت عالی=۱ و کیفیت خوب و متوسط=۰)	مجازی
DUMfl	نیروی‌کار خانوادگی (خانوادگی=۱ و غیرخانوادگی و ترکیبی=۰)	مجازی
DUMl	نیروی‌کار تجاری (غیرخانوادگی=۱ و خانوادگی و ترکیبی=۰)	مجازی
DUMf	کود شیمیایی (مصرف کود=۱ و عدم مصرف کود=۰)	مجازی
DUMm	منطقه مطالعاتی (دیلمان=۱ و ملکوت=۰)	مجازی

مآخذ:یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، دو گروه از متغییرها شامل متغییرهای کمی و کیفی بر هزینه تولید موثر هستند. منطقه مورد مطالعه برای بررسی اثر پراکندگی اراضی زراعی بر روی هزینه‌های تولید، همانطور که در فصل اول

بیان شد، دو منطقه دیلمان و ملکوت در استان گیلان می‌باشد. با توجه به آمار منتشر شده توسط وزارت جهاد کشاورزی مناطق دیلمان و ملکوت استان گیلان، مهمترین روستاهای تولیدکننده گندم و جو در این مناطق شامل ۲۲ روستا از بین ۷۲ روستا در منطقه دیلمان و ۳ روستا از بین ۵ روستا در منطقه ملکوت می‌باشند که به عنوان روستاهای نمونه مورد بررسی قرار گرفت. به منظور برآورد حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد که در آن تعداد قطعات زمین به عنوان صفت غالب در نظر گرفته شد. بر این اساس حجم نمونه در منطقه دیلمان ۲۴۷ کشاورز و در منطقه ملکوت ۳۰ کشاورز و حجم کل نمونه برای دو منطقه برابر با ۲۷۷ کشاورز بدست آمد. اما در این پژوهش به منظور افزایش دقت، تعداد ۳۰۰ نمونه جهت بررسی انتخاب گردید. نهایتاً داده‌های مورد استفاده برای برآورد تابع هزینه از طریق مصاحبه و تکمیل پرسشنامه از ۳۰۰ کشاورز انتخاب شده در دو منطقه دیلمان و ملکوت در استان گیلان در سال زراعی ۱۳۹۴ حاصل شد.

نتایج

در ابتدا جهت آشنایی با ماهیت متغییرهای استفاده شده در الگو، پاره‌ای از خصوصیات آماری این متغییرها بطور کلی برای کشاورزان گندم‌کار و جوکار در جدول (۲) درج شده است. ارقام موجود در این جدول نشان می‌دهد که سطح‌زیرکشت محصول گندم و جو در بین مزارع نمونه بطور متوسط ۵ هکتار و حداقل و حداکثر سطح‌زیرکشت به ترتیب ۱ و ۲۳ هکتار می‌باشد. مقدار تولید گندم و جو در میان مزارع نمونه مورد بررسی از حداقل ۱۰۰۰ تا حداکثر ۱۵۰۰۰ کیلوگرم متغییر می‌باشد. همچنین متوسط مقدار تولید گندم و جو ۵,۲۸۵ کیلوگرم و میانگین هزینه متوسط تمام نهاده‌های مورد استفاده در جریان تولید ۵۵۸۰ ریال می‌باشد. عملکرد در مزارع گندم و جو در این مناطق بطور متوسط ۱۴۲۰ کیلوگرم می‌باشد. مقدار مصرف تمامی نهاده‌ها نیز در جدول (۲) گزارش شده است. همانطور که از ارقام جدول (۲) برمی‌آید در میان دو عامل تولیدی استفاده شده در الگو، نهاده ماشین‌آلات بیشترین سهم را در کل هزینه داشته (۷۰ درصد) که این سهم بین حداقل ۲۵ و حداکثر ۴۵ درصد متغییر بوده است. سهم هزینه‌ای مربوط به نیروی‌کار ۳۰ درصد می‌باشد که این بیانگر این است که مزارع در این مناطق مکانیزه‌تر می‌باشد و از نیروی‌کار کمتری استفاده می‌شود.

جدول ۲. خصوصیات آماری متغییرهای پیوسته در مزارع گندم و جو

شرح	متوسط	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
سطح‌زیرکشت (هکتار)	۵	۱	۲۳	۴
تولید کل (کیلوگرم)	۵۲۸۵	۱۰۰۰	۱۵۰۰۰	۴۶۲۹
عملکرد (کیلوگرم)	۱۴۲۰	۵۰۰	۴۰۰۰	۱۰۰۰
نیوری‌کار خانوادگی و غیرخانوادگی (نفرروز کار)	۱۰	۲	۶۰	۸
ماشین‌آلات (ساعت)	۳۲	۳	۸۰	۲۳
مقدار بذر (کیلوگرم)	۷۰۱	۱۲۸	۲,۵۰۰	۴۸۷
مقدار کود (کیلوگرم)	۲	۰	۴۸	۶

شرح	متوسط	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
قیمت خدمات ماشینی (ریال- ساعت)	۴۷۸۳۱۰	۲۵۰۰۰۰	۶۸۱۸۲۰	۹۱۸۶۰
قیمت نیروی‌کار (ریال- نفر روز)	۳۳۵۰۸۰	۲۲۸۰۰۰	۶۰۰۰۰۰	۴۸۷۶۰
تعداد قطعات (قطعه)	۳	۱	۶	۵
فاصله از روستا (کیلومتر)	۳	۰/۵	۱۰	۲
فاصله قطعات از هم (کیلومتر)	۱	۰	۸	۱
هزینه متوسط (نیروی‌کار و ماشین‌آلات) (ریال)	۳۵۳۰	۲۰۰۰	۲۰۰۰۰	۳۱۴۰
هزینه کل (نیروی‌کار و ماشین‌آلات) (ریال)	۱۸۶۵۶۷۲۰	۳۳۰۰۰۰۰	۶۷۴۵۰۰۰۰	۱۲۲۷۵۱۶۰
هزینه متوسط کل (ریال)	۵۵۸۰	۲۰۰۰	۳۵۰۰۰	۵۴۶۰
هزینه کل (ریال)	۲۹۴۹۰۳۰۰	۵۱۰۰۰۰۰	۸۰۶۵۰۰۰۰	۱۸۹۴۹۷۵۰
سهم نیروی‌کار	۰/۳۰	۰/۲۵	۰/۴۵	۰/۱۴
سهم خدمات ماشینی	۰/۷۰	۰/۵۵	۰/۷۵	۰/۱۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای انتخاب مناسب‌ترین فرم برای تابع هزینه دومحصولی (گندم و جو)، دو فرم تابعی درجه دوم تعمیم یافته و ترانسلوگ برآورد گردید. نتایج برآورد الگو بعد از حذف متغییرهایی که ایجاد هم‌خطی در الگو می‌کردند در جدول (۳) گزارش شده است. همچنانکه در جدول (۳) دیده می‌شود، ، نهاده ثابت زمین از الگوها حذف شده است زیرا با افزایش تعداد قطعات، سطح‌زیرکشت نیز افزایش می‌یابد و به نوعی متغییر تعداد قطعات بیانگر سطح زیرکشت نیز می‌باشد بنابراین ورود متغیر سطح زیرکشت در الگو موجب ایجاد همخطی می‌گردد. ارقام مندرج در جدول (۳) نشان می‌دهد که فقط در فرم ترانسلوگ پارامترهای برآورد شده در نرمالسازی‌های مختلف با هم برابر می‌باشند. بنابراین می‌توانیم از این ویژگی به عنوان یک عامل برای برتری فرم تابعی ترانسلوگ نسبت به فرم درجه دوم یاد کنیم.

جدول ۳. پارامترهای برآورد شده تابع هزینه تولید دو محصولی در فرمهای مختلف تابعی

نرمالسازی نسبت به قیمت ماشین‌آلات				نرمالسازی نسبت به قیمت نیروی‌کار			
عنوان پارامتر	شرح	ترانسلوگ	درجه دوم	عنوان پارامتر	شرح	ترانسلوگ	درجه دوم
b_0	عرض از مبدا	۳/۳۲*** (۲/۷۶)	۱۸/۴۵*** (۵/۱۱)	b_0	عرض از مبدا	۳/۳۲*** (۲/۹۳)	-۲۸/۹۵** (-۲/۰۶)
bpm	قیمت خدمات ماشینی	۰/۱۸*** (۳/۱۶)	-۱۸/۲۰*** (-۶/۳۶)	bpl	قیمت نیروی‌کار	۰/۸۲*** (۱۴/۲۴)	۱۳/۵۸*** (۶/۳۰)
by_1	مقدار تولید گندم	۰/۰۱** (۲/۱۷)	-۰/۷×۱۰$^{-۳}$ (-۱/۶۰)	by_1	مقدار تولید گندم	۰/۰۱** (۲/۲۲)	۰/۰۰۱* (۱/۶۵)
by_2	مقدار تولید جو	۰/۰۱** (۲/۲۶)	-۰/۴×۱۰$^{-۳}$ (-۰/۹۰)	by_2	مقدار تولید جو	۰/۰۱** (۲/۲۷)	۰/۰۰۱* (۱/۶۴)
bn	تعداد قطعات	۱/۰۷*** (۱۶/۶)	۳/۹۵*** (۵/۲۵)	bn	تعداد قطعات	۱/۰۷*** (۱۷/۴۰)	۲۱/۵۸*** (۱۹/۳۹)
bs	مقدار بذر	-۰/۴۵** (-۱/۹۹)	-۰/۰۳** (-۲/۰۹)	bs	مقدار بذر	-۰/۴۵** (-۲/۰۹)	-۰/۱×۱۰$^{-۳}$ (-۰/۰۰۲)
bdii	فاصله قطعات از هم	۰/۲×۱۰$^{-۵}$** (۲/۳۵)	۱/۰۹ (۱/۵۲)	bdii	فاصله قطعات از هم	۰/۲×۱۰$^{-۵}$** (۲/۳۸)	۰/۴۸ (۰/۴۵)
bDs	متغییر مجازی شیب زمین	۰/۷۰** (۲/۲۷)	۵/۷۲ (۰/۴۹)	bDs	متغییر مجازی شیب زمین	۰/۷۰** (۲/۳۲)	۹/۰۹** (۱/۷۲)
bDq	متغییر مجازی کیفیت زمین	۰/۶۴*** (۲/۹۴)	۵/۸۴ (۱/۶۲)	bDq	متغییر مجازی کیفیت زمین	۰/۶۴*** (۲/۹۰)	۱۱/۳۸ (۰/۲۰)
bD_l	متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی	۰/۱۸ (۰/۹۲)	-۹/۷۸*** (-۲/۶۱)	bD_l	متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی	۰/۱۸ (۰/۹۱)	۲/۳۶ (۰/۰۷)

bD_f	متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی	-۲/۱۷* (-۱/۸۰)	-۲۵/۲۱*** (-۵/۳۵)	bD_f	متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی	-۲/۱۷* (-۱/۹۰)	۲/۹۲ (۰/۲۲)
bpm_{22}	توان دوم قیمت خدمات ماشینی	۰/۱۹*** (۷/۰۵)	-۰/۷۶ (۰/۷۶)	bpl_{22}	توان دوم قیمت نیروی‌کار	۰/۱۹*** (۷/۳۴)	۰/۸۰ (۰/۵۲)
by_{22}	توان دوم مقدار تولید جو	۰/۰۲*** (۳/۵۱)	۰/۵×$^{-۷}$۱۰ (۰/۷۸)	by22	توان دوم مقدار تولید جو	۰/۰۲*** (۳/۴۳)	-۰/۱×$^{-۶}$۱۰ (-۱/۳۲)
bpmn	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و تعداد قطعات	۰/۰۳** (۲/۴۷)	۱۶/۶۱*** (۲۲/۵۹)	bpln	اثر متقابل قیمت نیروی‌کار و تعداد قطعات	-۰/۰۳*** (-۲/۶۸)	۳/۸۸*** (۹/۵۱)
bpms	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و مقدار بذر	۰/۰۵*** (۵/۲۳)	۰/۰۰۷*** (۴/۳۷)	bpls	اثر متقابل قیمت نیروی‌کار و مقدار بذر	-۰/۰۵*** (-۵/۶۰)	-۰/۴×$^{-۳}$۱۰ (-۰/۴۹)
$bpmD_m$	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و متغییر مجازی منطقه جغرافیایی	۰/۱۹*** (۶/۴۰)	۹/۰۴*** (۳/۲۵)	bplDm	اثر متقابل قیمت نیروی‌کار و متغییر مجازی منطقه جغرافیایی	-۰/۱۹*** (-۷/۴۰)	-۱۲/۹۲*** (-۸/۰۱)
bndii	اثر متقابل تعداد قطعات و فاصله قطعات از هم	-۰/۳×$^{-۵}$۱۰ (-۰/۷۲)	-۰/۲۱ (-۰/۶۹)	bndii	اثر متقابل تعداد قطعات و فاصله قطعات از هم	-۰/۳×$^{-۵}$۱۰ (-۰/۷۳)	-۱/۷۶*** (-۴/۰۶)
bsD_m	اثر متقابل مقدار بذر و متغییر مجازی منطقه جغرافیایی	۰/۳۶* (۱/۶۴)	۰/۰۳** (۲/۱۷)	bsDm	اثر متقابل مقدار بذر و متغییر مجازی منطقه جغرافیایی	۰/۳۶* (۱/۷۱)	-۰/۰۰۲ (-۰/۰۳)
$bDsD_l$	اثر متقابل متغییر مجازی شیب زمین و متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی	-۰/۷۴** (-۲/۳۷)	-۵/۳۵ (۰/۳۲)	bDsDl	اثر متقابل متغییر مجازی شیب زمین و متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی	-۰/۷۴** (-۲/۴۲)	-۱۲/۷۶** (-۱/۹۸)
bD_fD_m	اثر متقابل متغییر مجازی کود شیمیایی و متغییر مجازی منطقه جغرافیایی	-۰/۳۲ (-۱/۵۸)	۸/۹۷** (۲/۳۲)	bDfDm	اثر متقابل متغییر مجازی کود شیمیایی و متغییر مجازی منطقه جغرافیایی	-۰/۳۲ (۱/۵۵)	-۳/۶۸** (-۲/۱۷)

*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آماره‌های مختلف برای انتخاب فرم مناسب تابعی شامل درصد معنی‌داری پارامترها، نرمال بودن جملات خطا و ضریب تعیین برای دو مدل ذکر شده در جدول (۴) گزارش شده است. آماره ضریب تعیین با توجه به اینکه متغییر وابسته در الگوهای مختلف یکسان نمی‌باشد، معیار مناسبی برای انتخاب فرم برتر تابعی نمی‌باشد. اما با توجه به مقدار عددی این آماره در فرم‌های مختلف تابع هزینه می‌توان استنباط کرد که متغییرهای مستقل موجود در الگو تغییرات متغییر وابسته را به خوبی توضیح می‌دهند. آماره‌های جارک‌برا برای نرمال بودن جزء اخلال و بروچ‌پاگان برای آزمون واریانس ناهمسانی برای معادله تابع هزینه و سهم‌ها نیز در جدول (۴) گزارش شده است. با توجه به مقدار عددی این آماره‌ها و مقایسه با مقدار بحرانی جدول، نرمال بودن جزء خطا و همچنین وجود واریانس همسانی اجزاء اخلال در الگوها تأیید می‌شود. درصد ضرایب معنی‌دار در دو فرم تابعی در سطر هشتم جدول نشان می‌دهد که تابع هزینه ترانسلوگ دارای درصد ضرایب معنی‌دار بالاتری نسبت به فرم درجه دوم می‌باشند که می‌تواند دلیلی دیگر بر برتری آن باشد.

جدول ۴. مقایسه آماره‌ها در فرمهای مختلف تابع هزینه دومحصولی

فاکتورها	ترانسلوگ	درجه دوم
ضریب تعیین (R^2)	۰/۶۷	۰/۶۱
آماره جارک‌برا برای تابع هزینه	۱/۶۲	۱/۲۳
آماره جارک‌برا برای معادله تقاضای نیروی کار	۱/۸۹	۲/۶۰
آماره جارک‌برا برای معادله تقاضای ماشین آلات	۱/۸۹	۲/۶۰
آماره بروچ - پاگان برای تابع هزینه	۱/۷۷	۱/۶۱
آماره بروچ - پاگان برای معادله تقاضای نیروی‌کار	۱/۰۵	۰/۱۵
آماره بروچ - پاگان برای معادله تقاضای ماشین‌آلات	۱/۰۵	۰/۱۵
درصد ضرائب معنی‌دار	۸۶	۵۷
کشش خود قیمتی ماشین‌آلات در میانگین داده‌ها	-۰/۰۲	-۰/۰۳
کشش خود قیمتی نیروی‌کار در میانگین داده‌ها	-۰/۰۶	۰/۰۵
حداکثر کشش خود قیمتی ماشین‌آلات	-۰/۳۵	-۰/۰۸
حداکثر کشش خود قیمتی نیروی‌کار	-۰/۷۱	۰/۴۱
حداقل مقدار هزینه نهایی (MC_1)	۱۷۸	۰/۷۷
حداقل مقدار هزینه نهایی (MC_1)	۱۹۵	۰/۱۴
حداقل سهم برآورد شده ماشین‌آلات	۵۰	۱۶
حداقل سهم برآورد شده نیروی‌کار	۳۱	۳

مقدار آماره بحرانی جارک‌برا $\chi^2_{2,0.05} = 5/99$

= مقدار آماره بحرانی بروچ‌پاگان برای معادله اصلی $\chi^2_{23,0.05}=35/17$

= مقدار آماره بحرانی برای معادلات سهم $\chi^2_{5,0.05}=11/07$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۴) حداکثر کشش خودقیمتی برای نهاده ماشین‌آلات و نیروی‌کار ارائه شده است. با توجه به اینکه مقدار عددی این کشش‌ها در فرم تابعی ترانسلوگ منفی بوده اما در فرم تابعی درجه دوم برای نهاده نیروی‌کار عدد مثبتی می‌باشد، شرط تقعر در قیمت نهاده‌ها برای فرم تابعی ترانسلوگ پذیرفته و برای فرم تابعی درجه دوم رد می‌شود. همچنین با توجه به اینکه مقدار هزینه نهایی (MC) برآورد شده به ازای تمام مشاهدات در هر دو فرم تابعی مثبت بوده شرط یکنوائی تابع هزینه در مقدار تولید در هر دو فرم تابعی نیز تامین می‌گردد. از طرفی برای تامین شرط یکنوائی در قیمت نهاده‌ها باید مقدار سهم‌های برآورد شده به ازای تمام مشاهدات مثبت باشد. با توجه به حداقل مقدار عددی سهم برآورد شده در دو سطر آخر جدول (۱۴-۴) شرط یکنوائی در قیمت نهاده‌ها نیز تایید می‌شود. جمع‌بندی نتایج فوق حاکی از آن است که تابع هزینه ترانسلوگ بدلیل یکسان بودن مقدار عددی پارامترهای مشابه در برآورد الگوهای نرمال شده با قیمت‌های نسبی مختلف، درصد بالای معنی‌داری ضرایب نسبت به الگوی درجه دوم، نرمال بودن جزء اخلال و عدم وجود واریانس ناهمسانی اجزاء اخلال و تأمین سایر خصوصیات تابع هزینه از جمله تقعر، یکنوایی، غیرکاهشی بودن در قیمت نهاده‌ها، به عنوان مناسبترین فرم برای برآورد تابع هزینه دو محصولی در استان گیلان انتخاب شد و برای محاسبه پارامترهای ساختاری تولید، برآورد اثر متغیرهای مختلف از آن استفاده شده است. نتیجه برتری فرم تابعی ترانسلوگ در برآورد تابع هزینه برای محصولات زراعی مختلف در مطالعات داخلی بسیار دیگری نیز تأیید شده که از آن جمله می‌توان به مطالعات کیانی و نعمتی (۱۳۷۶)، ترکمانی و کلائی (۱۳۸۰)، شرزه‌ای و کریمیان ۱۳۸۲، سلامی (۱۹۹۶)، جهانی و اصغری (۱۳۸۵)، امجدی و همکاران (۱۳۸۷)، اتقایی و همکاران (۱۳۹۰) اشاره کرد. جدول (۵) نتایج برآورد پارامترهای ساختاری تولید بر اساس پارامترهای برآورد شده تابع هزینه دو محصولی را نشان می‌دهد. با توجه به ارقام در دو سطر اول جدول (۵)، تقاضای نیروی‌کار و ماشین‌آلات کشش‌ناپذیر می‌باشند. یعنی یک درصد افزایش در قیمت نهاده‌ها، باعث کاهش کمتر از یک درصد در تقاضای نهاده‌ها می‌شود. البته مقدار کشش تقاضای ماشین‌آلات بسیار ناچیز می‌باشد. مقادیر خطای استاندارد ارائه شده در این جدول نشان می‌دهد که مقدار کشش خودقیمتی نهاده ماشین‌آلات در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. مقدار کشش قیمتی متقاطع دو نهاده ماشین‌آلات و نیروی‌کار در سطر سوم جدول (۵) گزارش شده است. با توجه به ارقام جدول علامت کشش متقاطع بین نیروی‌کار و ماشین‌آلات مثبت می‌باشد که این علامت بیانگر جانشینی بین این دو نهاده است که غالبا مورد انتظار می‌باشد. بدین معنی که با افزایش قیمت یک نهاده، تقاضا برای بکارگیری نهاده دیگر افزایش پیدا می‌کند. با استفاده از پارامترهای تابع هزینه ترانسلوگ، میانگین صرفه‌های حاصل از مقیاس برای دو محصول گندم و جو بصورت جداگانه محاسبه و در جدول (۵) گزارش شده است. مقدار عددی کشش مقیاس برای محصول گندم دیم و جو دیم به ترتیب برابر با ۱۰/۷۹ و ۱۲/۲۲ می‌باشد. با توجه به متوسط کشش مقیاس بزرگتر از یک که بیانگر صرفه‌های حاصل از مقیاس است، می‌توان نتیجه گرفت که هزینه متوسط تولید در اراضی بزرگتر به طور نسبی کمتر از هزینه متوسط تولید در اراضی کوچکتر می‌باشد. کشش هزینه نیز بصورت عکس کشش مقیاس تعریف می‌شود و مقدار عددی این کشش تغییرات نسبی در هزینه را به ازای تغییرات نسبی در تولید نشان می‌دهد که برای دو محصول گندم و جو بصورت جداگانه

محاسبه و گزارش شده است. کشش تقاضای ماشین‌آلات نسبت به تعداد قطعات نیز در جدول (۵) گزارش شده که برابر ۰/۰۳- می‌باشد. این کشش بیانگر این است که اگر تعداد قطعات به میزان یک درصد افزایش پیدا کند تقاضای ماشین‌آلات ۰/۰۳ درصد کاهش پیدا می‌کند. این نتیجه قابل انتظار می‌باشد چون با افزایش در تعداد قطعات، با توجه به اینکه ساعت کار ماشین‌آلات افزایش پیدا خواهد کرد و منجر به افزایش در هزینه‌ها می‌شود لذا نیروی‌کار به عنوان جانشین ماشین‌آلات استفاده خواهد شد و تقاضا برای ماشین‌آلات کاهش پیدا می‌کند.

جدول ۵. نتایج برآورد پارامترهای ساختاری تولید بر اساس تابع هزینه دو محصولی

نهاده		ترانسلوگ
کشش خودقیمتی تقاضای نهاده نیروی‌کار		-۰/۰۲
کشش خودقیمتی تقاضای نهاده ماشین‌آلات		-۰/۰۶
کشش قیمتی متقاطع دو نهاده نیروی‌کار و ماشین‌آلات		۰/۰۸
کشش هزینه	گندم (Y_1)	۰/۰۹
	جو (Y_2)	۰/۰۸
کشش مقیاس	گندم (Y_1)	۱۰/۷۹
	جو (Y_2)	۱۲/۲۲
کشش تقاضای ماشین‌آلات نسبت به تعداد قطعات		-۰/۰۳

اعداد داخل پرانتز مقادیر خطای استاندارد هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که قبلا گفته شد برای بررسی اثر پراکندگی اراضی بر هزینه‌های تولید، متغییر تعداد قطعات وارد تابع هزینه شده است. مقدار عددی کشش هزینه کل نسبت به تعداد قطعات در میانگین داده‌ها برابر ۰/۶۳ می‌باشد. این عدد بیان می‌کند با افزایش یک درصدی در تعداد قطعات، هزینه تولید به میزان ۰/۶۳ درصد افزایش پیدا می‌کند. برای ملموستر شدن این نتیجه درصد تغییر هزینه و میزان افزایش هزینه از میانگین به ازای افزایش تعداد قطعات در حالت‌های مختلف محاسبه شد و نتایج در جدول (۶) گزارش شد. به عنوان مثال عدد ۶۳ در سطر اول نشان می‌دهد که اگر تعداد قطعات از یک قطعه به دو قطعه افزایش پیدا کند، هزینه کل تولید به میزان ۶۳ درصد افزایش می‌یابد که این به معنای افزایش هزینه کل به میزان ۱۱۷۱۴۹۰۰ ریال از میانگین است. با توجه به مقادیر عددی کشش‌ها مشاهده می‌شود که با افزایش تعداد قطعات مورد کشت هر زارع، هزینه‌های تولید افزایش پیدا می‌کند که این نتیجه مطابق با آنچه در بخش توصیفی بیان شد، می‌باشد.

جدول ۶. نتایج برآورد کشش هزینه نسبت به تعداد قطعات برای تابع دو محصولی

تغییر تعداد قطعات	درصد تغییر هزینه	میزان افزایش هزینه از میانگین(ریال)
افزایش از یک قطعه به دو قطعه	۶۳	۱۱۷۱۴۹۰۰
افزایش از یک قطعه به سه قطعه	۱۲۶	۲۳۴۳۰۰۵۲

تغییر تعداد قطعات	درصد تغییر هزینه	میزان افزایش هزینه از میانگین(ریال)
افزایش از یک قطعه به چهار قطعه	۱۸۹	۳۵۱۴۵۰۷۹
افزایش از یک قطعه به پنج قطعه	۲۵۲	۴۶۸۶۰۱۰۵
افزایش از یک قطعه به شش قطعه	۳۱۵	۵۸۵۷۵۱۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد کشش هزینه کل نسبت به متغییرهای کمی دو محصولی در جدول (۷) گزارش شده است. بر اساس ارقام این جدول کشش هزینه نسبت به نهاده ثابت بذر در میانگین داده‌ها در منطقه دیلمان برابر ۰/۰۷- و در منطقه ملکوت برابر با ۰/۴۴- برآورد شد. به این معنا که یک درصد افزایش بذر مصرفی در دو منطقه دیلمان و ملکوت به ترتیب منجر به کاهش هزینه تولید به میزان ۰/۰۷ و ۰/۴۴ می‌گردد. برای ملموستر شدن مقدار عددی این کشش با توجه به نتایج جدول (۷) درصد تغییر در نهاده بذر و میزان افزایش هزینه از میانگین به ازای افزایش مقدار بذر مصرفی گزارش شده است. اگر بذر مصرفی به میزان ۱ درصد افزایش پیدا کند، مقدار تغییر نهاده بذر از میانگین خود در منطقه دیلمان به میزان ۷/۴۲ کیلوگرم و درصد تغییر نهاده بذر در منطقه ملکوت از میانگین خود برابر ۲/۶۷ کیلوگرم می‌باشد. با توجه به اینکه میانگین بذر مصرفی منطقه دیلمان برابر با ۷۴۲ کیلوگرم است لذا با افزایش یک درصدی در مصرف این نهاده، مقدار بذر مصرفی به ۷۴۹/۴۲ کیلوگرم افزایش پیدا می‌کند و در منطقه ملکوت با افزایش یک درصدی در مصرف نهاده بذر، مقدار بذر مصرفی از میانگین خود به ۲۶۹/۶۷ کیلوگرم افزایش پیدا می‌کند. اگر بذر مصرفی منطقه دیلمان از مقدار میانگین خود ۷/۴۲ کیلوگرم افزایش پیدا کند، هزینه تولید در منطقه دیلمان به اندازه ۱۳۴۳۰ریال و در منطقه ملکوت با افزایش بذر مصرفی از مقدار میانگین خود به میزان ۲/۶۷ کیلوگرم، هزینه تولید به میزان ۵۲۹۹۲ ریال کاهش می‌یابد. کشش هزینه کل نسبت به متغییر فاصله قطعات از هم، نیز در جدول (۷) نشان می‌دهد که با افزایش فاصله قطعات از هم (به ازای هر هکتار سطح زیر کشت) به میزان یک درصد، هزینه کل تولید به میزان ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. اگر فاصله هر قطعه از قطعه دیگر (به ازای هر هکتار سطح زیر کشت) یک درصد افزایش پیدا کند، میزان تغییر این متغییر از مقدار میانگین خود (1km)، ۰/۰۱ کیلومتر افزایش می‌یابد. بنابراین با افزایش ۱۰۰ متر در فاصله قطعات هزینه به میزان ۱۴۸۷۶ ریال از میانگین خود افزایش پیدا می‌کند. این نتایج با آنچه که در بخش مبانی نظری بیان شد مطابقت دارد.

جدول ۷. نتایج برآورد کشش هزینه نسبت به متغییرهای کمی در تابع هزینه

متغییر		مقدار کشش	مقدار تغییر متغییر از میانگین	مقدار تغییر هزینه از میانگین(ریال)
مقدار بذر	منطقه دیلمان	۰/۰۷-	۷/۴۲ kg	۱۳۴۳۰-
	منطقه ملکوت	۰/۴۴-	۲/۶۷ kg	۵۲۹۹۲-
فاصله قطعات از هم		۰/۰۸	۱۰۰ m	۱۴۸۷۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اثر متغییرهای مجازی بر هزینه تولید دو محصولی در جدول (۸) گزارش شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که اراضی دارای کیفیت خاک پایین نسبت به اراضی با کیفیت، دارای هزینه تولید بالاتری هستند بطوریکه در این اراضی لگاریتم هزینه تولید به میزان ۰/۶۴ بیشتر است. اراضی شیبدار در صورت استفاده از نیروی‌کار غیرخانوادگی لگاریتم هزینه تولید را به میزان ۰/۷۰ و در صورت استفاده از نیروی‌کار خانوادگی و ترکیبی به میزان ۰/۴۱ لگاریتم هزینه تولید افزایش می‌دهد. لذا در صورت استفاده از نیروی‌کار غیر خانوادگی، زمین‌های شیب‌دار هزینه‌های بالاتری را متحمل می‌شوند. این نتیجه در سطر بعدی جدول نیز به نوعی دیگر بیان شده است. بر اساس این سطر، متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی در اراضی شیب‌دار منجر به افزایش لگاریتم هزینه تولید به میزان ۰/۶۴ می‌شود. در صورت استفاده از نهاده کود در منطقه دیلمان لگاریتم هزینه‌ها به میزان ۰/۱۸ و در منطقه ملکوت ۰/۴۲ افزایش می‌یابد. در منطقه دیلمان، در صورت عدم مصرف نهاده کود لگاریتم هزینه‌ها را نسبت به حالت مصرف کود به میزان بیشتری کاهش می‌دهد. بعبارت دیگر افزایش هزینه‌ها بدلیل مصرف کود در منطقه ملکوت بیشتر از دیلمان می‌باشد. همانطور که دیده می‌شود، نتایج تأثیر متغیرهای مجازی بر هزینه تولید محصولات با نتایج مندرج در جداول توصیفی کاملا مطابقت دارد اما کوچک بودن اثر این متغیرها بر لگاریتم هزینه تولید (اعداد مندرج در جدول ۴-۱۸ کوچکتر از یک هستند) بدان معناست که عملا متغیرهای مجازی نامبرده تأثیر قابل توجهی بر هزینه تولید محصولات ندارند و تفاوت هزینه‌ها بیشتر ناشی از سایر متغیرها از جمله تعداد و فاصله قطعات می‌باشد.

جدول ۸. نتایج برآورد اثر متغییرهای مجازی بر هزینه کل

متغییر مجازی		مقدار اثر
متغییر مجازی کیفیت خاک		۰/۶۴
متغییر مجازی شیب زمین	نیروی‌کار غیرخانوادگی	۰/۷۰
	نیروی‌کار خانوادگی و ترکیبی	۰/۴۱
متغییر مجازی نیروی‌کار غیرخانوادگی	اراضی شیب‌دار	۰/۶۴
	اراضی بدون شیب	۰/۱۰
متغییر مجازی کود	منطقه دیلمان	۰/۱۳
	منطقه ملکوت	۰/۱۸
متغییر مجازی منطقه	مصرف کود شیمیایی	-۰/۰۲
	عدم مصرف کود شیمیایی	-۰/۴۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه گیری و پیشنهادها

براساس نتایج بدست آمده از این مطالعه، پراکندگی اراضی زراعی باعث افزایش هزینه‌های تولید می‌شود لذا بکار بستن سیاست‌های مناسب برای ادغام و یکپارچگی واحدهای پراکنده می‌تواند باعث صرفه‌جویی در هزینه‌ها و افزایش تولید شود. بنابراین پیشنهاد می‌گردد برای رفع مشکل پراکندگی اراضی در منطقه سیاست یکپارچه‌سازی اراضی و تشکیل شرکت‌های تعاونی تولید، به عنوان راهکاری برای کاهش پراکندگی اراضی مورد توجه قرار گیرد. از طرف دیگر برای کاهش اثر پراکندگی اراضی بر هزینه‌ها می‌توان طرح تبادل اراضی کشاورزی بین زارعین را پیشنهاد داد. با توجه به اینکه نتایج مطالعه نشان داد فاصله قطعات از محل سکونت هم به عنوان عاملی اثرگذار بر افزایش هزینه‌های تولید محسوب می‌شود، می‌توان پیشنهاد کرد که اگر طرح تبادل اراضی صورت می‌گیرد، این تبادل به نحوی باشد که زارعین مزارعی را انتخاب کنند که به محل سکونت خود نزدیک باشد تا از این طریق هزینه‌های تولیدی که به واسطه فاصله زیاد قطعات بوجود آمده را کاهش دهند. همچنین نتایج مقایسه اثرگذاری متغییرها بر هزینه‌های تولید نشان داد که عمده‌ترین عوامل موثر بر افزایش هزینه‌ها در این مناطق متغییرهای تعداد قطعات، فاصله قطعات از یکدیگر و از روستا و مقیاس تولید می‌باشد و اثر سایر متغیرها مثل شیب زمین و کیفیت خاک ناچیز است، بنابراین مانعی برای اجرای طرح تبادل اراضی کشاورزان وجود ندارد، زیرا حتی اگر قطعات زارعین مختلف از نظر کیفیت و شیب متفاوت باشند با توجه به اثر خیلی ناچیزی که این عوامل بر هزینه‌های تولید دارند در مقابل اثر زیاد عواملی مثل تعداد قطعات، مقیاس و فاصله قطعات از یکدیگر و از روستا، طرح تبادل زمین مشکلی برای کشاورزان ایجاد نمی‌کند. همچنین نتایج نشان داد که در مزارع تولید گندم و جو کشش مقیاس بزرگتر از واحد است. مزارع بزرگتر دارای بازده افزایشی نسبت به مقیاس می‌باشند. از این‌رو برای افزایش بهره‌وری تولید در این مناطق، اندازه اراضی کوچک و پراکنده باید افزایش داده شوند. وجود اقتصاد مقیاس در مزارع گندم و جو نشان می‌دهد که امکان بهره‌گیری از پتانسیل اقتصاد مقیاس در این مزارع وجود دارد. این بدان معنی است که با اقداماتی از جمله یکپارچه‌سازی اراضی، امکان کاهش هزینه هر واحد تولید و افزایش توان رقابتی کشاورزان در سطح ملی وجود دارد.

منابع

۱. ارسلان‌بد، م. و اسماعیل‌پور، ع. ۱۳۷۹. تاثیر کوچکی و پراکندگی واحدهای تولیدی بر هزینه‌های تولید (مطالعه موردی گندم آبی در آذربایجان غربی). *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۸ (۳۰): ۱۰۹-۱۱۶.

۲. اشراقی سامانی، ر. و یزدانی، س. و صدر اشراقی، م. و پیکانی، غ. ۱۳۸۷. ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل‌آلا در استان چهارمحال بختیاری. *فصلنامه دانش نوین کشاورزی پایدار*، ۴ (۱۰): ۱-۱۵.

۳. بخشوده، م. و نجفی، ب. ۱۳۶۸. هزینه‌های پراکندگی اراضی کشاورزی در استان فارس. *مجله علوم کشاورزی ایران، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران*، ۲۲ (۱ و ۲): ۲۱-۳۲.

۴. ترکمانی، ج. و کلایی، ع. ۱۳۸۰. استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ چندمحصولی در تخمین همزمان توابع هزینه و تقاضای نهاده‌ها در کشاورزی مطالعه موردی: استان فارس. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۹ (۳۴): ۱۰۱-۱۲۴.

۵. جهانی، م. و اصغری، ع. ۱۳۸۴. تحلیل هزینه گندم با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ تک‌محصولی مطالعه موردی: منطقه ارسباران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۰ (۳): ۲۳۳-۲۶۲.

۶. حسین زاد، ج. و خطیبی، ع. و دشتی، ق. و راحلی، ح. ۱۳۸۸. تاثیر اندازه و پراکندگی زمین‌های کشاورزی بر روی عملکرد و هزینه‌های تولید مطالعه موردی: مزارع پنبه شهرستان گرمسار. *مجله دانش کشاورزی*، ۱۹ (۱): ۱-۱۱.

۷. شرزه‌ای، غ. و قمطیری، م.ع. و راستی‌فر، م. ۱۳۸۲. بررسی ساختار تولید و هزینه محصول برنج مطالعه موردی: استان گیلان. *فصلنامه علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، ۶ (۱): ۴۵-۵۸.

8. Berndt E. R. and Wood D. O. 1975. Technology, Prices and Derived Demand for energy. The Review of economics and Statstics, 52: 259-68.

9. Burgess D. F. 1974. A cost minimization approach to import demand equations,. The Review of Economice and Statistics, 56: 225-234.

10. Diwert W. E. and Wales A. J. 1987. Flexible functional Form and Global Curvature Conditions. Econometrica, 55(1):43-68.

11. Filippini M. 1996. Economies of Scale and Utilization in the Swiss Electric Power Distribution Industry. Applied Economics, 28: 543-550.

12. Garcia R. and Randall A. 1994. A Cost Function Analysis to Estimate Effect of Fertilizer Policy on the Supply of Wheat and Corn. Review Of Agricultural Economies, 16: 215-230.

13. Hall R. E. 1973. The specificantion of technology with several kinds of output. Journal of political economy, 81:876-892.

14. Jabarin A. S. and Epplin F. M. 1994. Impacts of land fragmentation on the cost of producing wheat in the rain-fed region of northern Jordan. Agricultural Economics, 11:191-196.

15. Judge G. G. Hill R. C. Grifiths W. E. Lutkepphi H. and Lee T. C. 1988. Introduction to the Theory and Practice of Econometries. 2nd Edition. New york. Wiley.

16. Kawasaki K. 2010. the costs and benefits of land fragmentation Of rice farms in Japan. The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 54, 509–526.

17. Kuroda Y. 1987. The production structure and demand for labour in postwar Japanese agriculture. American journal of agricultural economics, 36(1):80-100.

18. Latruffe L. and Piet L. 2013. Does land fragmentation affect farm performance? Factor Markets Working Paper, 40.

19. Monchuk D. Deininger K. Nagarajan, H. 2010. Does land fragmentation reduce efficiency: Micro evidence from India. Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association.

20. Raghbendra Jha. Nagarajan H. and Prasanna S. 2005. Land Fragmentation and its Implications for Productivity: Evidence from Southern India. Australia South Asia Research Centre, RSPAS, Division of Economics Australian National University, Canberra, ACT 0200, Australia.

21. Salami, H. 1996. Production structure and productivity measurement in the Iranian crop sector. Ph.D. Thesis, University of Alberta, Canada.

22. Stier J. C. 1985. Implication of factor substitution, Economies of Scale and Technological Change in The United states pulps and paper Industry. Forest science, 31(4).

23. Sundqvist P. and Andersson L. 2006. A study of the impacts of land fragmentation on agricultural productivity in Northern Vietnam. Bachelor Thesis, Department of Economics. Uppsala University. Sweden.

Investigating Effects of Agricultural Land Fragmentation on the Cost of Crop Production (Case Study: Province of Guilan)

Abstract

One of the main challenges in the Iranian agricultural sector is land fragmentation and small size of the farms. It is believed that this phenomena causes low productivity and, high cost of production and results in a decrease in the farmers' net income. Guilan province is one of the areas where agricultural land Fragmentation is widely observed. Therefore, the main goal of this study is to estimate the effect of agricultural land fragmentation on the production cost of the main crops (rainfed wheat and barley) in Guilan province. To this end, production and cost data of wheat and barley was collected for the crop year 2014-2015 through questionnaires from Deylaman and Malakut regions in the Guilan province. An indirect two-product cost function approach was utilized and the best functional form was chosen using econometric criteria. Based on the estimated parameters of the chosen model, the cost elasticities of all variables including numbers of land fragments were estimated. Results indicate that, the Translog functional form is most appropriately represents production technology of wheat and barley in the study regions. Also, result confirms that fragmentation of land causes increase in the total cost of production. In addition, the estimated scale elasticities reveal an increasing returns production technology in the studied crops. Accordingly, land consolidation and augmentation policies are suggested to reduce cost of production.

JEL: Q12, Q15, D24, D22

Keywords: land fragmentation, production costs, two-product costs function, functional forms, Guilan province.