

## Effects of Agricultural Land Dispersion and Fragmentation on the Cost of Agricultural Products

(Case Study: Rainfed Wheat in Province of Guilan)

VAHIDEH ANSARI<sup>1\*</sup>, FARZANEH HASSANI DIYARJAN<sup>2</sup>, HABIBOLLAH SALAMI<sup>3</sup>

1, Assistant Professor, Department of agricultural economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran

2, Ph.D Student, Department of agricultural economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran

3, Professor, Department of agricultural economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran

(Received: Jul. 26, 2019- Accepted: Nov. 23, 2019)

### ABSTRACT

It is believed that land fragmentation and small size of the farms causes low productivity and, high cost of production and results in a decrease in the farmers' net income. Thus, it is worth to study empirically the effects of lands fragmentation on the cost of production. 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 rainfed wheat 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 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 average cost of production and demand for labor input in these two crops. 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 average cost of production.

**Keywords:** land fragmentation, production costs, functional form, wheat, Guilan province.

### Extended Abstract

#### Objectives

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. Thus, it is worth to study empirically the effects of lands fragmentation on the average cost of production. 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 crop, the rainfed wheat, in Guilan province.

#### Methods

For examining effects of agricultural land fragmentation on the cost of rainfed wheat, an indirect cost function approach was utilized and "numbers of land fragments" were entered to the cost function as an exogenous variable. Three flexible functional forms of cost functions, namely, Translog, Normalized Quadratic and Generalized Leontief cost functions were estimated with input demands equations as a system of equations. Then, the best functional form for cost function was

chosen using econometric criteria. Based on the estimated parameters of the chosen cost function, own and cross price elasticities of input demands were computed. In addition, scale elasticity and, demand elasticity of inputs with respect to numbers of land fragments were calculated. Finally, average cost function for rainfed wheat was estimated based on the best functional form and average cost elasticity with respect to numbers of land fragments were specified. To this end, production and cost data of rainfed wheat was collected for the year 2015 through questionnaires from Deylaman and Malakut regions in the Guilan province using cluster sampling. Exogenous variables entered the model were: wage of labour (Rial/per person per day), rental price of machinery (Rial/per hour), quantity of wheat production (Kg), numbers of land fragments, average distance among fragments (Km), average distance between fragments and place of residence (Km), quantity of seed (Kg), leveling of farm land (dummy: steep and medium slope=1, otherwise=0), quality of soil (dummy: good fertility=1, otherwise=0), use of only unpaid family labour (dummy: yes=1), use of only paid labour (dummy: yes=1), use of fertilizer (Dummy: yes=1), Region (dummy: Deylaman=1, Malakut=0).

### Results

Results indicate that, among three estimated functional forms, the Translog cost function most appropriately represents production technology of rainfed wheat in the study regions. Maintained functional form satisfies all the properties of the cost function such as linear price homogeneity, concavity and monotonicity in input prices and monotonicity in output quantity. Based on estimated input demand functions, the magnitudes of input elasticities are very small. Own price elasticities of labour and machinery are -0.12 and -0.24 respectively, so both input demands are inelastic. Cross price elasticity of labour and machinery is 0.16 which indicates the presence of substitution relationship between two the inputs. Demand elasticity of machinery with respect to numbers of land fragments is -0.11 which implies an increase in numbers of land fragments lead to a decrease in demand for machinery input. Also, result indicate that fragmentation of land causes increase in the average cost of wheat production. For instance, increasing land fragments from one to two pieces causes 13 percent increase in average cost of wheat production. Based on the results, average cost is not very responsive to the leveling of land. Also, employing unpaid family labour, and fertilizer is not increasing significantly average cost of wheat production. Moreover, production of wheat in Deylaman region is less costly than in Malakut region. In addition, the estimated scale elasticity reveals an increasing return to scale in wheat production technology.

### Discussion

According to the results, land dispersion and fragmentation increase average cost of wheat production. So, land consolidation is suggested to reduce average cost of production. For achieving this goal, implementing support policies aimed to encourage establishing agricultural cooperatives can be effective. Also, encouraging farmers to exchange farm land to may be useful. Since the effects of the other variables on the average cost of wheat production; such as leveling and quality of land, and distance between fragments and place of residence are negligible, it seems farmers do not resist accepting exchange of farm lands. In addition, the revealed economies of size in wheat production technology, suggests that expanding the size of wheat farms can reduce average cost of production and is recommended. Finally, small magnitude of own and cross price elasticities of input demands imply that changing relative input prices would not have significant effect on using and substituting inputs in the production process.

## اثر خردی و پراکندگی اراضی زراعی بر هزینه تولید محصولات کشاورزی (مطالعه موردی: گندم دیم در استان گیلان)

وحیده انصاری<sup>۱\*</sup>، فرزانه حسنی دیارجان<sup>۲</sup>، حبیب الله سلامی<sup>۳</sup>

۱، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

۲، دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

۳، استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

(تاریخ دریافت: ۹۸/۵/۴ - تاریخ تصویب: ۹۸/۹/۲)

### چکیده

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 هزینه تولید گندم دیم در استان گیلان می‌باشد. به این منظور، اطلاعات مربوط به تولید و هزینه کشت این محصول از طریق تکمیل پرسشنامه از دو منطقه دیلمان و ملکوت در استان گیلان، برای سال ۱۳۹۴ جمع‌آوری شد. رهیافت تابع هزینه غیرمستقیم مورد استفاده قرار گرفت و بهترین فرم تابعی با استفاده از معیارهای اقتصادسنجی انتخاب شد. بر اساس پارامترهای برآورد شده الگوی انتخابی، اثر متغیرها از جمله تعداد قطعات زمین بر هزینه متوسط تخمین زده شد. نتایج نشان داد فرم تابعی ترانسلوگ مناسبترین فرم برای بیان تکنولوژی تولید محصول گندم در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. همچنین، نتایج تایید می‌کند که پراکندگی اراضی زراعی باعث افزایش هزینه متوسط تولید گندم می‌شود. به علاوه، مقدار برآورد شده کشش مقیاس نیز حاکی از وجود بازده افزایشی در تکنولوژی تولید گندم است. بر اساس یافته‌های این تحقیق، سیاست یکپارچه‌سازی اراضی و افزایش مقیاس، به عنوان راهکاری برای کاهش هزینه متوسط تولید پیشنهاد می‌شود.

### واژه‌های کلیدی: پراکندگی اراضی، هزینه‌های تولید، فرم‌های تابعی، گندم، استان گیلان

#### مقدمه

می‌توان از عوامل عمده کمک‌کننده به ثبات اجتماعی و کاهش نابرابری در جامعه به‌شمار آورد. اما اخیراً با رشد چشمگیر صنعت و فناوری، عقب‌ماندگی و فقر در مناطق روستایی بیشتر مشاهده می‌شود. علت این امر پراکندگی روستاها و در نتیجه، عدم صرفه اقتصادی برای ارایه 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

توسعه بخش کشاورزی ضمن آنکه به دلیل کاربر بودن، موجبات افزایش قابل توجه درآمد خانوارها را فراهم می‌کند، از جهت ایجاد درآمد برای گروه‌های کم و متوسط درآمد روستایی و کاهش شکاف درآمدی بین شهر و روستا نیز دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد (Ansari & Salami, 2007). لذا، از آنجا که این بخش عمده‌تاً در مناطق روستایی مستقر است، ثبات و استمرار رشد آن را

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 مساله مقیاس زمین‌های کشاورزی و پراکنده بودن این زمین‌هاست.

پراکندگی اراضی 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 (Sundqvist & Andersson, 2006). این پدیده در بسیاری از کشورها اغلب به عنوان مانعی برای رشد بهره‌وری کشاورزی و نوآوری محسوب می‌شود به طوری که نتایج مطالعات (Jha et al., 2005), Awotide, Agbola & (2010) و Monchuk et al. (2010) 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 زمین‌های کشاورزی به طور غیرمستقیم افزایش هزینه‌های تولید و قیمت تمام شده محصول را در پی دارد. در اثبات این ادعا مطالعات (Bakhshoodeh & Najafi, 1991), Hoseinzad et al. (2009), Jabarin & Epplin, (1994), Kawasaki (2010) نیز نشان دادند که پراکندگی زمین‌ها منجر به افزایش هزینه تولید محصولات کشاورزی می‌شود. براساس آنچه Vosoghi & Faraji (۲۰۰۶) بیان داشته است، 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 نیروی کار 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 پراکندگی اراضی می‌باشد.

از جمله مناطقی که در آن پراکندگی زمین‌های زراعی تا حد زیادی به چشم می‌خورد، مناطق دیلمان و ملکوت در استان گیلان می‌باشد که عمدتاً به کشت محصولات زراعی دیم اختصاص دارند. در این مناطق اخیراً افزایش فقر و گسترش مهاجرت روستاییان به شهر

دیده می‌شود. با توجه به مشکلات ناشی از پراکندگی و کوچک بودن زمین‌های کشاورزی که در بالا به آن اشاره شد؛ همچنین، اثراتی که این مسئله می‌تواند بر افزایش هزینه و کاهش درآمد خالص کشاورزان داشته باشد، اکنون این سوال مطرح است که آیا در روستاهای واقع در مناطق دیلمان و ملکوت استان گیلان نیز پراکندگی و خردی زمین‌های کشاورزی منجر به افزایش هزینه تولید محصولات کشاورزی شده است؟ در صورت مثبت بودن پاسخ، میزان تأثیرگذاری این عامل بر هزینه‌های تولید چقدر است؟ پاسخ به پرسش‌های مطرح شده در جهت کاهش هزینه‌های تولید و به تبع آن کاهش قیمت محصول، هم به منظور تأمین نیاز غذایی ارزانتر برای جمعیت در حال رشد و هم با هدف افزایش رقابت در بازار بین‌الملل و افزایش درآمدخالص کشاورزان، بسیار حائز اهمیت بوده و ضرورت دارد. در این راستا، مطالعه حاضر در پی آن است تا آثار پراکندگی زمین‌های کشاورزی بر هزینه تولید را در مورد محصول گندم دیم که عمده‌ترین محصول زراعی در مناطق دیلمان و ملکوت استان گیلان است، 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، Jabarin & Epplin (1994) 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. Jha et al. (2005) 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. Sundqvist & Andersson (2006) اثرات پراکندگی اراضی روی بهره‌وری کشاورزی در ویتنام شمالی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده حاکی از وجود رابطه منفی و ضعیف بین پراکندگی اراضی و بهره‌وری، همچنین، بهره‌وری بیشتر اراضی یکپارچه و سازمان‌دهی شده است. Kawasaki (2010) هزینه‌ها و مزایای

مستقیم و با وسعت زمین زیر کشت رابطه عکس داشته است. Hoseinzad et al. (2009) 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 ۴-۵ هکتار دارای کمترین هزینه تولید می‌باشد. هرچه بر تعداد قطعات اضافه می‌شود هزینه‌های تولید نیز اضافه می‌گردد. همانطور که مرور مطالعات فوق نشان می‌دهد، تا کنون در ایران مطالعه‌ای که با استفاده از برآورد یک فرم مناسب تابع هزینه به برآورد اثر پراکندگی زمین بر هزینه‌ی تولید متوسط پرداخته و کشت هزینه را نسبت به تعداد قطعات زمین محاسبه کرده باشد، صورت نگرفته است. لذا، مطالعه حاضر می‌تواند خلاء مطالعاتی که در این زمینه وجود دارد را پر کند و از این جهت دارای جایگاه ویژه‌ای در میان مطالعات انجام شده در این زمینه می‌باشد.

### مواد و روش‌ها

همانطور که بیان شد، هدف تحقیق حاضر بررسی اثر پراکندگی اراضی زراعی بر هزینه‌ی تولید گندم در استان گیلان می‌باشد. بنابراین، در این مطالعه از طریق برآورد تابع هزینه، اثر پراکندگی بر هزینه تولید سنجیده می‌شود. تابع هزینه که دوگان تابع تولید می‌باشد، یکی از راه‌های بیان تکنولوژی تولید است و به‌صورت 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)، غیرکاهش‌ی بودن در قیمت‌ها، همگن بودن از درجه یک در قیمت نهاده‌ها و شرط مقعر بودن در

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. Monchuk et al. (2010) 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. Latruffe & Piet (2013) در بریتانیای فرانسه با استفاده از داده‌های مقطعی سال ۲۰۰۷ و با برآورد شاخص‌های 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.

بر اساس بررسی‌های وسیع انجام شده، اغلب مطالعات انجام شده در ایران در زمینه پراکندگی اراضی، به تعیین دلایل پراکندگی پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعات Roosta & Teimoori (2009)، Jamshidi et al. (2012) و Shokati Amghani (2018) اشاره کرد. تنها سه مطالعه روی برآورد اثرات پراکندگی تمرکز کرده‌اند. اولین مطالعه در مورد بررسی آثار پراکندگی، توسط Bakhshoodeh & Najafi (1991) در استان فارس انجام شد. آنها با استفاده از داده‌های مقطعی برای سال زراعی ۶۶ - ۱۳۶۵ و روش آزمون تفاوت میانگین متغیرها، اثرات پراکندگی بر متغیرهای نیروی کار، هزینه‌ی آب مصرف شده، هزینه ماشین‌های 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. در مطالعه Arsalanbod & Esmaeilpoor (2000) در آذربایجان غربی نیز با استفاده از برآورد تابع هزینه نشان داده شد که سطح زیر کشت و تعداد و کوچکی قطعات زمین‌های گندم آبی، بر هزینه‌های تولید موثر بوده است. هزینه‌ها با میزان پراکندگی، رابطه

اشکال تبعی هزینه در دو گروه توابع انعطاف‌پذیر و انعطاف‌ناپذیر قرار می‌گیرند. توابع انعطاف‌پذیر از ابتدا محدودیتی را بر ساختار تولید اعمال نمی‌کند و رفتار واقعی داده‌ها را نشان می‌دهند و از این لحاظ قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به توابع انعطاف‌ناپذیر دارند (Chamberz, 1988). از جمله ساختارهای توابع انعطاف‌پذیر که در مطالعات تجربی اقتصاد و مدیریت کشاورزی کاربرد زیادی داشته و به وفور توسط محققان و پژوهشگران این رشته در زمینه‌های مختلف به کار گرفته شده است، می‌توان به توابع ترانسلوگ، درجه دوم و لئونتیف تعمیم یافته اشاره کرد (Guttormsen, 2002). تابع هزینه ترانسلوگ از بسط سری دوم تیلور به دست آمده است. این فرم تابعی هیچگونه محدودیتی در مورد کشش جانشینی و بازده به مقیاس مدل تحمیل نمی‌کند (Kim, 1992). با توجه به اینکه تابع هزینه تابعی از قیمت نهاده‌ها، سطح تولید و سایر عواملی است که در بالا به آنها اشاره شد، فرم کلی تابع هزینه ترانسلوگ به صورت زیر می‌باشد:

قیمت نهاده‌ها می‌باشد. تابع هزینه متوسط تولید نیز از تقسیم تابع هزینه کل بر میزان تولید حاصل شده، لذا، طبق تئوری‌های اقتصادی تابع هزینه متوسط هم تابعی از قیمت نهاده‌ها و میزان سطح تولید می‌باشد (Filippini, 1996).

همانطور که بیان شد، هزینه و هزینه متوسط تابعی از مقادیر تولید و قیمت نهاده‌های مصرفی می‌باشند. اما گاهی مشاهده می‌شود که در مواردی که این دو عامل (مقدار تولید و قیمت نهاده‌های مصرفی) بین تولید-کننده‌های 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. انجام کارهای تجربی براساس تابع هزینه، مستلزم در نظر گرفتن فرم تابع خاص برای هزینه است. به طور کلی،

(۱)

$$\begin{aligned} \ln C = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln P_i + \beta_q \ln Q + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2} \beta_{qq} (\ln Q)^2 + \sum_{j=1}^n \beta_{iq} \ln P_i \ln Q \\ & + \sum_{z=1}^k \beta_z \ln D_z + \frac{1}{2} \sum_{z=1}^k \sum_{z'=1}^k \beta_{zz'} \ln D_z \ln D_{z'} + \sum_{i=1}^n \sum_{z=1}^k \beta_{iz} \ln P_i \ln D_z + \sum_{z=1}^k \beta_{qz} \ln Q \ln D_z + \sum_{w=1}^{k'} \beta_w D_w' \\ & + \frac{1}{2} \sum_{w=1}^{k'} \sum_{w'=1}^{k'} \beta_{ww'} D_w' D_{w'}' + \sum_{i=1}^n \sum_{w=1}^{k'} \beta_{iw} D_w' \ln P_i + \sum_{w=1}^{k'} \beta_{qw} D_w' \ln Q + \sum_{z=1}^k \sum_{w=1}^{k'} \beta_{zw} D_w' \ln D_z + \varepsilon \quad w \neq w' \end{aligned}$$

شرط تقارن برای تابع فوق به صورت  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$  می‌باشد. برای اینکه تابع فوق همگن از درجه یک در قیمت نهاده‌ها باشد باید شروط زیر در مورد این تابع تأمین گردد:

$$\begin{aligned} \sum_i \beta_{iq} &= 0 & \sum_i \beta_i &= 1 \\ \sum_i \beta_{iz} &= \sum_i \beta_{iw} = \sum_i \beta_{ij} = \sum_j \beta_{ji} = \sum_i \sum_j \beta_{ij} = 0 \end{aligned}$$

مطابق قضیه لم شفارد، با مشتق‌گیری از رابطه (۲) نسبت به قیمت نهاده‌ها، توابع سهم هزینه‌ای نهاده‌ها به شکل زیر حاصل خواهد شد:

که در رابطه بالا فرض شده n نهاده با قیمت  $P_i$  وجود دارد که محصول Q با استفاده از آنها با هزینه C تولید می‌شود.  $D_z$  و  $D_w'$  هم سایر عوامل موثر بر هزینه‌های تولید را نشان می‌دهند.  $D_z$  شامل متغیرهای کمی (مجازی) است که تعداد آنها از  $z=1$  تا  $z=k$  متغیر می‌باشد و  $D_w'$  هم شامل متغیرهای کیفی (په) تعداد  $w=1$  تا  $w=k'$  می‌باشد. همانطور که دیده می‌شود، برای متغیرهای مجازی، توان دوم تعریف شده نیست و بدون لگاریتم وارد تابع شده‌اند.

(۳)

$$S_i = X_i \times \frac{P_i}{C} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \times \frac{P_i}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i}$$

$$= \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln P_j + \beta_{iq} \ln Q + \beta_{iz} \sum_{z=1}^k \beta_{iz} \ln D_z + \beta_{iw} \sum_{w=1}^{k'} \beta_{iw} D_w$$

$$\sigma_{ij} = \frac{\beta_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j} \quad (۵)$$

روابط فوق به ترتیب معرف کشش جزئی خودی آلن و کشش جانشینی آلن می‌باشد. بر اساس قانون تقاضا انتظار بر این است که علائم کشش‌های جزئی خودی آلن منفی باشند. در رابطه با کشش جانشینی آلن، اگر  $\sigma_{ij} > 0$  نشانگر رابطه جانشینی بین دو نهاد می‌باشد و اگر  $\sigma_{ij} < 0$  نشانگر رابطه مکملی بین دو نهاد می‌باشد (Kuroda, 1987). کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا برای عوامل تولید نیز به شکل زیر از تابع فوق استخراج می‌باشند (Berndt & Wood, 1975):

$$\varepsilon_{ii} = S_j \sigma_{ii} \quad (۶)$$

$$\varepsilon_{ij} = S_j \sigma_{ij} \quad (۷)$$

مقدار خطای استاندارد برای این کشش‌ها با استفاده از روابط زیر قابل محاسبه می‌باشد (Stier, 1985):

$$ES\sigma = \frac{STE(\beta_{ij})}{S_i S_j} \quad (۸)$$

$$ES\varepsilon = \frac{STE(\beta_{ij})}{S_i} \quad (۹)$$

که در روابط بالا  $ES\sigma$  و  $ES\varepsilon$  به ترتیب خطای استاندارد کشش جانشینی آلن و کشش قیمتی تقاضا و  $STE(\beta_{ij})$  خطای استاندارد پارامتر  $\beta_{ij}$  را نشان می‌دهد.

برای تأمین شرط یکنوایی در قیمت نهاده‌ها لازم است سهم برآورد شده هزینه هر نهاد از کل هزینه تولید به ازای همه مشاهدات رقمی بزرگتر از صفر باشد (Garcia & Randall, 1994). 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

که در آن  $S_i$  سهم نهاد  $i$  ام از کل هزینه و  $X_i$  سطح نهاده حداقل کننده هزینه است و مجموع سهم‌های هزینه برابر یک است. عموماً تابع هزینه به همراه توابع سهم نهاده‌ها (تابع تقاضای مشتق شده نهاده‌ها) در یک سیستم معادلات برآورد می‌شود.

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 ( $\lambda_i$ )، نرمال شده و بنابراین، قیمت‌ها به صورت نسبی وارد مدل می‌شوند. اینکار برای جلوگیری از بروز هم-خطی کامل و همچنین، برای تحمیل شرط همگنی خطی تابع هزینه نسبت به قیمت‌ها صورت می‌گیرد (Filippini, 1996). 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 (Diewert & Wales, 1987). این شرط در صورتی که کشش‌های خود قیمتی جانشینی آلن به ازای تمام مشاهدات مقداری کمتر از صفر داشته باشند (Garcia & Randall, 1994) و یا کشش‌های خود قیمتی تقاضا برای تمام مشاهدات دارای مقادیر منفی باشند (Diewert & Wales, 1987) تأمین می‌شود. کشش‌های جانشینی جزئی آلن برای عوامل تولید به شکل زیر از تابع فوق استخراج می‌باشند (Berndt & Wood, 1975):

$$\sigma_{ii} = \frac{\beta_{ii} + S_i^2 - S_i}{S_i^2} \quad (۴)$$

کشش هزینه به دست می آید، می توان در رابطه با وجود یا عدم وجود صرفه اقتصادی واحدهای تولیدی قضاوت کرد.

این کشش طبق رابطه زیر به دست می آید:

$$\eta_c = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \frac{MC}{AC} = \beta_q + \beta_{qq} \ln Q + \sum_{j=1}^n \beta_{iq} \ln P_i + \sum_{z=1}^k \beta_{qz} \ln D_z + \sum_{w=1}^{k'} \beta_{qw} D'_w \quad (10)$$

کشش مقیاس، 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 مقیاس بزرگتر از یک باشد، بیانگر آن است که صرفه‌جویی حاصل از مقیاس وجود دارد و واحدهای تولیدی بزرگ اقتصادی‌تر 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 کوچک و بزرگ تفاوتی از لحاظ صرفه

جویی حاصل از مقیاس ندارند.

از تقسیم هزینه کل به سطح تولید می‌توان هزینه متوسط تولید (AC) را محاسبه نمود. لذا، هزینه متوسط نیز تابع همان متغیرهایی است که هزینه کل تابع آنهاست. برای انواع فرم‌های تابعی می‌توان تابع هزینه متوسط را برآورد کرد. این تابع عملاً بیانگر قیمت تمام شده محصول می‌باشد. اگر تابع هزینه ترانسلوگ به شکل رابطه (۱) باشد، تابع هزینه متوسط ترانسلوگ نیز تابعی از همان متغیرها به صورت زیر می‌باشد (Filippini, 1996):

$$\begin{aligned} \ln AC = \ln \frac{C}{Q} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln P_i + \alpha_q \ln Q + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2} \alpha_{qq} (\ln Q)^2 + \sum_{j=1}^n \alpha_{iq} \ln P_i \ln Q \\ & + \sum_{z=1}^k \alpha_z \ln D_z + \frac{1}{2} \sum_{z=1}^k \sum_{z'=1}^k \alpha_{zz'} \ln D_z \ln D_{z'} + \sum_{i=1}^n \sum_{z=1}^k \alpha_{iz} \ln P_i \ln D_z + \sum_{z=1}^k \alpha_{qz} \ln Q \ln D_z + \sum_{w=1}^{k'} \alpha_w D'_w \\ & + \frac{1}{2} \sum_{w=1}^{k'} \sum_{w'=1}^{k'} \alpha_{ww'} D'_w D'_{w'} + \sum_{i=1}^n \sum_{w=1}^{k'} \alpha_{iw} D'_w \ln P_i + \sum_{w=1}^{k'} \alpha_{qw} D'_w \ln Q + \sum_{z=1}^k \sum_{w=1}^{k'} \alpha_{zw} D'_w \ln D_z + \varepsilon \quad w \neq w' \end{aligned} \quad (11)$$

در رابطه فوق AC هزینه تولید هر واحد محصول است. سایر متغیرها قبلاً معرفی شده‌اند. معادله فوق همانند آنچه در مورد تابع هزینه کل شرح داده شد؛ همراه با معادلات سهم نهاده‌ها از هزینه تولید برآورد می‌-

گردد. کشش هزینه متوسط نسبت به متغیرهای پیوسته بیانگر درصد تغییر در هزینه متوسط تولید به ازای درصد تغییر در سایر متغیرها می‌باشد که از طریق رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$\eta_{D_z} = \frac{\partial \ln AC}{\partial \ln D_z} = \alpha_z + \sum_{z'=1}^k \alpha_{zz'} \ln D_{z'} + \sum_{i=1}^n \alpha_{iz} \ln P_i + \alpha_{qz} \ln Q + \sum_{w=1}^{k'} \alpha_{zw} D'_w \quad (12)$$

فرم تابعی درجه دوم نیز از فرم‌های انعطاف‌پذیر بوده که از بسط سری دوم تیلور به دست آمده است. شکل

کلی تابع هزینه درجه دوم و تابع تقاضای نهاده مستخرج از آن به صورت زیر می‌باشد (Salami, 1996; Baffes & Vasavada, 1989):



$$\begin{aligned} \tilde{C} = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \tilde{P}_i + \beta_q Q + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \tilde{P}_i \tilde{P}_j + \frac{1}{2} \beta_{qq} Q^2 + \sum_{j=1}^n \beta_{iq} \tilde{P}_i Q + \\ & + \sum_{z=1}^k \beta_z D_z + \frac{1}{2} \sum_{z=1}^k \sum_{z'=1}^k \beta_{zz'} D_z D_{z'} + \sum_{i=1}^n \sum_{z=1}^k \beta_{iz} \tilde{P}_i D_z + \sum_{z=1}^k \beta_{qz} Q D_z + \varepsilon \end{aligned} \quad (13)$$

$$X_i = \frac{\partial \tilde{C}}{\partial \tilde{P}_i} = \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \tilde{P}_j + \beta_{iq} Q + \sum_{z=1}^k \beta_{iz} D_z \quad (14)$$

در نتیجه تابع تقاضای نهاده‌ای که نرمال‌سازی با آن انجام گرفته از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$X_j = \tilde{C} - \sum_{i=1}^n X_i \tilde{P}_i \quad (16)$$

در رابطه فوق  $\tilde{C}$  و  $\tilde{P}_i$  بترتیب هزینه نرمال شده و قیمت نرمال شده بر اساس قیمت نهاده  $X_j$  و  $X_i$  تقاضای این نهاده می‌باشد. بنابراین، معادلات (۱۴) و (۱۶) یک سیستم کامل از توابع تقاضای نهاده را برای تابع هزینه درجه دوم تشکیل می‌دهند.

لئونتیف تعمیم یافته یکی از فرم‌های انعطاف‌پذیر می‌باشد. تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته که برای اولین بار توسط Diewert (1971) معرفی شد. این تابع به همراه تابع تقاضای نهاده‌ها دارای فرم تابعی به شکل زیر است (Salami, 1996):

در رابطه فوق  $\tilde{C}$  و  $\tilde{P}_i$  بترتیب هزینه نرمال شده و قیمت نرمال شده بر اساس قیمت یک نهاده هستند. همانطور که قبلاً نیز بیان شد تابع هزینه باید همگن خطی، یکنوا در قیمت نهاده‌ها و سطح تولید و مقعر در قیمت نهاده‌ها باشد. شرط اول در مورد تابع هزینه درجه دوم فوق، از طریق نرمال کردن هزینه و قیمت نهاده‌ها با قیمت نهاده حذف شده اعمال می‌گردد. دو شرط دیگر بعد از برآورد مدل باید آزمون شود. تابع تقاضا برای نهاده‌ی نرمال‌کننده با استفاده از تئوری اولر قابل محاسبه می‌باشد (Coxhead, 1992). از آنجائیکه تابع هزینه یک تابع همگن خطی نسبت به قیمت نهاده‌ها می‌باشد؛ رابطه (۱۵) بر اساس این تئوری به دست می‌آید:

$$C = \sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial C}{\partial P_i} \right) \cdot \tilde{P}_i = \sum_{i=1}^n X_i \tilde{P}_i \quad (15)$$

$$C(P, Q, D) = Q \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} P_i^{\frac{1}{2}} P_j^{\frac{1}{2}} + Q^2 \sum_{i=1}^n \beta_{iq} P_i + Q \sum_{i=1}^n \sum_{z=1}^k \beta_{iz} P_i D_z + Q \sum_{z=1}^k \sum_{z'=1}^k \beta_{zz'} D_z D_{z'} + \varepsilon \quad (17)$$

$$\frac{X_i}{Q} = \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \left( \frac{P_i}{P_j} \right)^{\frac{1}{2}} + \beta_{iq} + \sum_{z=1}^k \beta_{iz} D_z \quad (18)$$

کشش مقیاس و تابع هزینه متوسط قابل تعریف و برآورد است.

آزمون‌های زیادی برای تعیین فرم مناسب تابعی وجود دارد که مهم‌ترین این آزمون‌ها شامل ضریب تعیین مدل، معنی‌داری پارامترهای برآورد شده، مطابقت اندازه و علامت پارامترهای برآورد شده با تئوری و

در توابع فوق که به صورت سیستمی برآورد می‌شوند،  $C$  بیانگر هزینه کل،  $P_i$  نمایانگر قیمت نهاده  $i$ ام و  $Q$  نشان‌دهنده مقدار محصول،  $\beta_i$  پارامترهای تابع و  $D_z$  سایر عوامل موثر بر هزینه می‌باشند. برای توابع هزینه درجه دوم و لئونتیف تعمیم یافته نیز مانند تابع هزینه ترانسلوگ، کشش جانشینی و کشش تقاضای نهاده‌ها،

همچنین، نرمال بودن توزیع جملات خطا می‌باشد. در این راستا، Gujarati (1995) معتقد است که تعداد پارامترهای کمتر، سادگی تفسیر و محاسبات، خوبی برازش، قدرت تعمیم‌دهی و پیش‌بینی از جمله معیارهای مهم در تعیین الگوی اقتصادسنجی برتر برای کارهای تجربی می‌باشند. Thompson (1988) مطابقت و سازگاری علامت‌ها و مقادیر پارامترهای تابع و کشش‌ها با تئوری‌های اقتصادی را به عنوان معیارهای مهم در تشخیص الگوی برتر معرفی می‌کند. از آنجایی که متغیر وابسته در سه فرم تابعی درجه دوم، لئونتیف و ترانسلوگ متفاوت است، ضریب تعیین مدل معیار مناسبی برای انتخاب فرم تابعی مناسب نیست. آزمون فروض کلاسیک از جمله آزمون نرمال بودن جملات اخلاص، واریانس ناهمسانی و عدم همبستگی 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 جاک برا امکان این آزمون را فراهم می‌کند. 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. در این مطالعه پس از برآورد فرم‌های مختلف تابعی، با انتخاب مناسب‌ترین فرم براساس معیارهای مطرح شده‌ی فوق، سیستم معادلات هزینه تولید و توابع تقاضای عوامل تولید، برآورد خواهد شد. روش اقتصادسنجی که جهت برآورد سیستم مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش حداکثر راستنمایی (Maximum Likelihood Method) می‌باشد. همانطور که در مقدمه بیان شد، عمده محصول زراعی در منطقه مورد مطالعه، محصول گندم می‌باشد. نهاده‌هایی که در تولید محصول گندم  $Q$  بکار می‌رود عبارتند از نیروی کار اجاره‌ای (FL)، نیروی کار خانوادگی (L)، ماشین‌آلات (M)، کودشیمیایی (F)، سموم شیمیایی (P)، بذر (S) و زمین (L). بنابراین از جمله هزینه‌های تولید در این پژوهش می‌توان به هزینه خرید کودهای حیوانی و شیمیایی، بذر، سموم شیمیایی، پرداختی به ماشین‌آلات، نیروی کار اجاره‌ای و زمین اشاره کرد. همچنین، از آنجائیکه نیروی کار 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 نیروی کار خانوادگی پرداخت نمی‌شود اما با توجه به اینکه این نیروی کار می‌توانست در مزارع دیگر، درآمد کسب نماید. لذا، دارای هزینه فرصت است. دستمزد نیروی کار اجاره‌ای در منطقه تولید بعنوان هزینه فرصت برای نیروی کار خانوادگی در نظر گرفته شد. به دلیل اینکه قیمت نهاده‌های بذر و زمین ثابت بوده، امکان وارد کردن قیمت آنها در الگو وجود ندارد. اما این دو نهاده، نهاده‌های مهمی هستند که نمی‌توان اثر آنها بر هزینه‌های تولید را نادیده گرفت. لذا می‌توان مقدار مصرف آنها را مانند نهاده ثابت در جریان تولید، وارد تابع هزینه نمود و تابع هزینه کوتاه‌مدت برآورد کرد که در آن بجای قیمت، مقدار نهاده وارد تابع هزینه می‌گردد. بنابراین، هزینه این دو نهاده از کل هزینه‌ها کسر شده است. کشاورزان منطقه از نهاده سم استفاده نکرده‌اند. به‌علاوه تعداد محدودی از کشاورزان نیز کود را مورد استفاده قرار داده‌اند. لذا، این دو نهاده نیز در هزینه‌ها منظور نشده و برای تعیین اثر کود بر هزینه‌های تولید از متغیر مجازی استفاده شده است چرا که امکان وارد کردن قیمت این نهاده در الگوی ترانسلوگ بدلیل عدم امکان لگاریتم‌گیری وجود ندارد. بر این اساس، نهاده‌های متغیر در جریان تولید شامل نیروی کار و خدمات ماشینی در نظر گرفته شده است. بنابر آنچه بیان شد، تابع هزینه، تابعی از مقدار کل تولید محصول گندم، قیمت نهاده‌ی ماشین‌آلات (هزینه ساعت کار ماشینی) و نیروی کار و مقدار زمین و مقدار بذر مورد استفاده می‌باشد. همچنین، در کنار مقدار تولید و قیمت و مقدار نهاده‌های ذکر شده در جریان تولید، متغیرهای 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، متوسط فاصله قطعات از محل سکونت، متوسط فاصله قطعات از یکدیگر، شیب اراضی زیرکشت، کیفیت خاک اراضی، استفاده از نیروی کار 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.

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 و بحث

در ابتدا جهت آشنایی با ماهیت متغیرهای استفاده شده در الگو، پاره‌ای از خصوصیات آماری این متغیرها به طور کلی برای کشاورزان گندم‌کار در جدول (۲) درج شده است. ارقام موجود در این جدول نشان می‌دهد که سطح زیرکشت محصول گندم در بین مزارع نمونه بطور متوسط ۳ هکتار و حداقل و حداکثر سطح زیرکشت به ترتیب ۰/۵ و ۹ هکتار می‌باشد. مقدار تولید گندم در میان مزارع نمونه مورد بررسی از حداقل ۵۰۰ تا حداکثر ۹۰۰۰ کیلوگرم متغیر می‌باشد. همچنین، متوسط مقدار تولید گندم ۲۵۱۴ کیلوگرم و میانگین هزینه متوسط تمام نهاده‌های مورد استفاده در جریان تولید ۵۸۴۰ ریال می‌باشد. عملکرد در مزارع گندم در این مناطق به طور متوسط ۱۰۶۳ 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 (۶۴ درصد) که این سهم بین حداقل ۳۳ و حداکثر ۸۵ درصد متغیر بوده است. سهم هزینه‌ای مربوط به نیروی کار ۳۶ درصد می‌باشد که این بیانگر این است که مزارع در این مناطق مکانیزه‌تر می‌باشد و از نیروی کار کمتری استفاده می‌شود.

جدول ۱- متغیرهای مستقل تابع هزینه و ماهیت و واحد آنها

علامت	شرح	نوع متغیر
La	زمین (هکتار)	پیوسته
S	بذر (کیلوگرم)	پیوسته
Pm	قیمت خدمات ماشینی (ساعت-)	پیوسته
Pl	قیمت نیروی کار (نفر روز کار-)	پیوسته
Y	مقدار تولید گندم (کیلوگرم)	پیوسته
N	تعداد قطعات (تعداد)	پیوسته
di	متوسط فاصله قطعات از روستا	پیوسته
dii	متوسط فاصله قطعات از یکدیگر	پیوسته
DUMs	شیب زمین (شیب خیلی زیاد و	مجازی
DUMq	کیفیت خاک (کیفیت عالی=۱ و	مجازی
DUMfl	نیروی کار خانوادگی (خانوادگی=۱	مجازی
DUMI	نیروی کار تجاری	مجازی
DUMf	کود شیمیایی (مصرف کود=۱ و	مجازی
DUMm	منطقه مطالعاتی (دیلمان=۱ و	مجازی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، دو گروه از متغیرها شامل متغیرهای 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، عمده‌ترین روستاهای تولیدکننده گندم 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 در این مطالعه کشاورزان گندم‌کار نمونه از طریق نمونه‌گیری در دسترس از روستاهای مذکور (۲۲ روستا در دیلمان و ۳ روستا در ملکوت که عمده‌ترین روستاهای تولید گندم هستند) انتخاب شدند. به منظور برآورد حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد که در آن تعداد قطعات زمین به عنوان

۱. به دلیل آنکه عدم دسترسی به نام و یا سایر مشخصات کشاورزان گندم‌کار در روستاها، استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی امکان پذیر نبوده و لذا محقق با مراجعه به روستاها و مصاحبه با کشاورزان در دسترس به جمع‌آوری اطلاعات پرداخته است.

جدول ۲- خصوصیات آماری متغیرهای پیوسته در مزارع گندم

شرح	متوسط	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
سطح زیر کشت (هکتار)	۳	۰/۵	۹	۲
تولید کل (کیلوگرم)	۲۵۱۴	۵۰۰	۹۰۰۰	۱۷۵۱
عملکرد (کیلوگرم)	۱۰۶۳	۵۰۰	۲۰۰۰	۲۰۹
نیروی کار خانوادگی و غیر خانوادگی (نفر روز کار)	۹	۲	۴۱	۷
ماشین آلات (ساعت)	۱۴	۳/۵	۳۹	۸
مقدار بذر (کیلوگرم)	۳۶۲	۱۰۰	۱۱۵۰	۳۰۰
مقدار کود (کیلوگرم)	۲	۰	۲۲	۳
قیمت خدمات ماشینی (ریال - ساعت)	۵۰۰۲۳۰	۲۷۵۰۰۰	۶۴۲۸۶۰	۸۷۵۴
قیمت نیروی کار (ریال - نفر روز)	۳۵۶۱۱۰	۲۷۵۰۰۰	۴۰۰۰۰۰	۶۳۳۸
تعداد قطعات (قطعه)	۳	۱	۶	۱
متوسط فاصله قطعات از روستا (کیلومتر)	۱	۰/۵	۷/۵	۱
متوسط فاصله قطعات از یکدیگر (کیلومتر)	۱	۰/۵	۸	۱
هزینه متوسط (نیروی کار و ماشین آلات) (ریال)	۴۰۶۰	۲۱۰۰	۸۰۰۰	۹۹۰۰
هزینه کل (نیروی کار و ماشین آلات) (ریال)	۱۰۲۰۸۲۱۰	۲۲۰۰۰۰۰	۲۷۲۰۰۰۰۰	۵۹۱۸۱۲۰
هزینه متوسط کل (ریال)	۵۸۴۰	۲۹۷۰	۹۸۵۰	۱۳۶۰
هزینه کل (ریال)	۱۴۶۸۱۷۶۰	۳۰۵۰۰۰۰	۳۶۸۵۰۰۰۰	۷۹۶۲۲۰۰
سهام نیروی کار	۰/۳۶	۰/۱۵	۰/۶۷	۰/۱۲
سهام خدمات ماشینی	۰/۶۴	۰/۳۳	۰/۱۸۵	۰/۱۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

است پارامترهای مشابه در نرمالسازیهای مختلف، مقادیر برآوردی یکسانی داشته باشند. همانطور که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد این مسئله در مورد تابع هزینه ترانسلوگ صدق می‌کند. بنابراین، می‌توان از این ویژگی به عنوان یک عامل برتری فرم تابعی ترانسلوگ نسبت به سایر فرم‌ها یاد بهره‌برداری کرد.

برای انتخاب مناسب‌ترین فرم برای تابع هزینه تولید گندم در کوتاه‌مدت، سه فرم تابعی انعطاف‌پذیر لئونتیف تعمیم‌یافته، درجه دوم و ترانسلوگ به شکل سیستم معادلات، برآورد گردید. در جدول (۳)، نتایج برآورد الگو پس از حذف متغیرهایی که منجر به ایجاد هم‌خطی در الگو می‌شدند، گزارش شده است. در این برآوردها لازم

جدول ۳- پارامترهای برآورد شده تابع هزینه تولید گندم دیم در فرم‌های مختلف

لئونتیف			نرمالسازی نسبت به قیمت نیروی کار				نرمالسازی نسبت به قیمت ماشین‌آلات			
مقدار پارامتر	شرح	پارامتر	درجه دوم	ترانسلو گ	شرح	پارامتر	درجه دوم	ترانسلو گ	شرح	پارامتر
۰/۰۰۶*** (۱۰/۶۵)	قیمت خدمات ماشینی	bpm	۱۸۵*** ۵ (۳/۵۲)	-۰/۴۳ (-۰/۶۴)	عرض از مبدا	b0	۱/۰۳ (۰/۴۲)	-۰/۴۳ (-۰/۶۵)	عرض از مبدا	b0
۰/۰۰۷*** (۹/۸۸)	قیمت نیروی کار	bpl	۱۶۳*** ۱۵ (۸/۹۳)	۰/۷۱*** (۱۱/۸۰)	قیمت نیروی کار	bpl	۱/۵۹*** ۴ (۳/۳۷)	۱/۲۸*** ۰ (۴/۴۳)	قیمت خدمات ماشینی	bpm
۰/۰۰۱ (۱/۰۳)	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و قیمت نیروی کار	bpml	۰/۰۳*** ۰/۱ ۱۱/۵۰ ( )	۰/۵۰*** (۵/۳۲)	مقدار تولید	by	۰/۰۱*** ۰/۱ (۳/۱۰)	۱/۵۰*** ۰ (۵/۴۸)	مقدار تولید	by
۰/۴×۱۰ (۰/۷۰)	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و تعداد قطعات	bpmn	-۰/۱۵ (-۰/۴۳)	۰/۶۰*** (۶/۰۸)	تعداد قطعات	bn	۱/۰۱* (۱/۹۲)	۱/۶۰*** ۰ (۵/۹۹)	تعداد قطعات	bn
۶-*** -۰/۹×۱۰ (-۳/۶۸)	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و مقدار بذر	bpms	۱/۰۳*** ۰ (۲/۰۳)	۰/۱۲*** - (-۲/۹۳)	مقدار بذر	bs	۰/۰۰۳ (۰/۹۹)	-۰ -۳/۰۲ ( )	مقدار بذر	bs
۰/۰۰۱*** - (-۳/۹۱)	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و متغیر مجازی منطقه جغرافیایی	bpmDm	۲/۶۰*** - (-۳/۹۶)	۰/۶۶*** (۶/۴۷)	متوسط فاصله قطعات از یکدیگر	bdii	-۰/۰۵ (-۰/۰۵)	۱/۶۶*** ۰ (-۶/۷۴)	متوسط فاصله قطعات از یکدیگر	bdii
۰/۳×۱۰ (۳/۴۹)	اثر متقابل قیمت نیروی کار و تعداد قطعات	bpln	۰/۸۴ (۱/۰۸)	۰/۹۱*** (۲/۷۰)	متغیر مجازی شیب زمین	bDs	۱/۶۱ (۱/۳۷)	۱/۹۱*** ۰ (۲/۷۵)	متغیر مجازی شیب زمین	bDs
۶-*** -۰/۸×۱۰ (-۲/۱۳)	اثر متقابل قیمت نیروی کار و مقدار بذر	bpls	۰/۶۹ (۰/۹۸)	۰/۱۰* (۱/۹۳)	متغیر مجازی نیروی کار غیر خانوادگی	bD1	-۰/۵۰ (-۰/۴۳)	۰/۱۰* (۱/۷۷)	متغیر مجازی نیروی کار غیر خانوادگی	bD1
۰/۰۰۶*** - (-۱۲/۱۹)	اثر متقابل قیمت نیروی کار و متغیر مجازی منطقه جغرافیایی	bplDm	۳/۱۶** (۱/۹۵)	۰/۴۳*** (۴/۱۰)	متغیر مجازی کود شیمیایی	bDf	۱/۲۵*** ۹ (۳/۹۷)	۱/۴۳*** ۰ (۳/۷۰)	متغیر مجازی کود شیمیایی	bDf
۰/۰۰۸*** - (-۷/۱۹)	اثر متقابل مقدار تولید و متغیر مجازی شیب زمین	byDs	-۲/۱۰ (-۱/۵۱)	۰/۳۷*** - (-۳/۶۲)	متغیر مجازی منطقه جغرافیایی	bDm	۳/۹۳*** - (-۱/۹۸)	۱/۳۷*** -۰ -۳/۳۷ ( )	متغیر مجازی منطقه جغرافیایی	bDm
-۵/۳۳*** (-۴/۵۵)	اثر متقابل تعداد قطعات و فاصله قطعات از هم	bndii	۱/۰۷*** -۴ (-۲/۸۳)	۰/۱۰*** - (-۳/۴۷)	توان دوم قیمت نیروی کار	bpl22	۰/۱۷ (۰/۳۳)	۱/۱۰*** ۰ (۳/۷۳)	توان دوم قیمت خدمات ماشینی	bpm2 2

ادامه جدول ۳

لئونتیف			نرمالسازی نسبت به قیمت نیروی کار				نرمالسازی نسبت به قیمت ماشین آلات			
مقدار پارامتر	شرح	عنوان پارامتر	درجه دوم	ترانسلوگ	شرح	عنوان پارامتر	درجه دوم	ترانسلوگ	شرح	عنوان پارامتر
-۰/۶۸	اثر متقابل متغیرهای مجازی	bDsDI	۱/۳۹*** (۳/۸۷)	۰/۰۲* (۱/۸۷)	اثر متقابل قیمت نیروی کار و تعداد قطعات	bpln	۰/۷۹*** (۲/۶۲)	-۰/۰۲* (-۱/۷۷)	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و تعداد قطعات	bpmn
-۱۸/۹۰	اثر متقابل متغیرهای مجازی	bDIDf	۰/۰۱*** (۴/۴۰)	-۰/۰۳*** (-۳/۲۹)	اثر متقابل قیمت نیروی کار و مقدار بذر	bpls	۰/۰۲*** (۱۶/۸۱)	۰/۰۳*** (۳/۰۸)	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و مقدار بذر	bpmS
-۲/۵۰	اثر متقابل متغیرهای مجازی کود و شیمیایی و منطقه جغرافیایی	bDfDm	-۱۳/۲۸*** (-۹/۶۳)	-۰/۱۸*** (-۷/۴۶)	اثر متقابل قیمت نیروی کار و متغیر مجازی منطقه جغرافیایی	bplDm	-۲/۶۰*** (-۲/۱۶)	۰/۱۸*** (۷/۱۳)	اثر متقابل قیمت خدمات ماشینی و متغیر مجازی منطقه جغرافیایی	bpmDm
-----	-----	-----	-۰/۴×۱۰-۳ (-۱/۵۵)	-۰/۱۱*** (-۲/۶۴)	اثر متقابل مقدار تولید و متغیر مجازی	byDs	-۳ -۰/۶×۱۰ (-۱/۶۰)	-۰/۱۱*** (-۲/۶۷)	اثر متقابل مقدار تولید و متغیر مجازی	byDs
-----	-----	-----	۰/۵۶*** (۳/۰۸)	۰/۱۱** (۲/۵۰)	اثر متقابل شیب زمین و تعداد قطعات و فاصله از هم	bndii	-۰/۰۶ (-۰/۲۲)	۰/۱۱** (۲/۵۱)	اثر متقابل شیب زمین و تعداد قطعات و فاصله از هم	bndii
-----	-----	-----	-۰/۸۹ (-۱/۰۳)	-۰/۰۹ (-۱/۴۲)	اثر متقابل متغیرهای مجازی شیب زمین و نیروی کار غیر خانوادگی	bDsDI	۲/۳۱ (۱/۵۳)	-۰/۰۹ (-۱/۳۲)	اثر متقابل متغیرهای مجازی شیب زمین و نیروی کار غیر خانوادگی	bDsDI
-----	-----	-----	-۰/۹۰ (-۰/۷۸)	-۰/۱۱ (-۱/۲۹)	اثر متقابل متغیرهای مجازی کود و شیمیایی غیر خانوادگی	bDIDf	-۲/۸۹* (-۱/۶۷)	-۰/۱۱ (-۱/۱۲)	اثر متقابل متغیرهای مجازی کود و شیمیایی غیر خانوادگی	bDIDf
-----	-----	-----	-۴/۴۹*** (-۲/۶۲)	-۰/۵۵*** (-۵/۰۰)	اثر متقابل متغیرهای مجازی کود و شیمیایی و منطقه جغرافیایی	bDfDm	-۸/۷۴*** (-۳/۵۱)	-۰/۵۵*** (-۴/۵۶)	اثر متقابل متغیرهای مجازی کود و شیمیایی و منطقه جغرافیایی	bDfDm

\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معنی داری پارامترها، آماره جاک برا، آماره بروچ پاگان و آماره‌های مرتبط با تأمین خصوصیات تابع هزینه در

برای مقایسه الگوهای برآورد شده و انتخاب مناسب‌ترین فرم تابعی، آماره‌های ضریب تعیین، درصد

جدول ۴- مقایسه آماره‌ها در فرم‌های مختلف تابع هزینه گندم

لئونتیف تعمیم یافته	درجه دوم	ترانسلوگ	عنوان
۰/۸۴	۰/۵۹	۰/۸۴	ضریب تعیین (R2)
۴/۵۸	۱/۸۱	۲/۶۲	آماره جاک برا برای تابع هزینه
۴/۴۰	۲/۶۵	۱/۷۱	آماره جاک برا برای معادله تقاضای نیروی کار
۱/۶۵	۱/۲۳	۱/۷۱	آماره جاک برا برای معادله تقاضای ماشین آلات
۵/۴۵	۲/۷۸	۱۰/۱۱	آماره بروچ - پاگان برای تابع هزینه
۱/۹۹	۰/۰۴	۱/۱۰	آماره بروچ - پاگان برای معادله تقاضای نیروی کار
۱/۹۹	۰/۰۱	۱/۱۰	آماره بروچ - پاگان برای معادله تقاضای ماشین آلات
۶۴	۵۳	۸۴	درصد ضرائب معنی دار حداکثر کشش خود
-۰/۰۴	۰/۰۹	-۰/۰۳	قیمتی ماشین آلات حداکثر کشش خود
-۰/۰۲	-۰/۰۶	-۰/۰۲	قیمتی نیروی کار
۴۱۱	۰/۰۰۱	۱۴۵	حداقل مقدار هزینه نهایی
۳۳	۶	۸۰	حداقل سهم برآورد شده ماشین آلات
۱۱	۲	۲۰	حداقل سهم برآورد شده نیروی کار

مقدار آماره بحرانی جاک برا  $\chi^2_{2,0.05}=5/99$  و مقدار آماره بحرانی بروچ پاگان برای معادله اصلی و معادلات سهم نهاده‌ها بر ترتیب  $\chi^2_{19,0.05}=30/14$  و  $\chi^2_{4,0.05}=9/48$  می‌باشد. مأخذ: یافته‌های تحقیق

با جمع‌بندی نتایج فوق تابع هزینه ترانسلوگ بدلیل یکسان بودن مقدار عددی پارامترهای مشابه در برآورد الگوهای نرمال شده با قیمت‌های مختلف، درصد بالای ضرایب معنی دار و تأمین خصوصیات تابع هزینه از جمله شرط تقعر و یکنوایی به عنوان مناسبترین فرم تابع هزینه گندم دیم در استان گیلان انتخاب شد و برای بررسی پارامترهای ساختاری تولید، برآورد اثر متغیرهای مختلف و برآورد تابع هزینه متوسط از این فرم تابعی استفاده شده است.

نتایج برآورد پارامترهای ساختاری تولید محصول گندم در جدول (۵) گزارش شده است. با توجه به ارقام دو سطر اول جدول (۵)، کشش خود قیمتی تقاضای نیروی کار و ماشین‌آلات کوچکتر از یک و کشش‌ناپذیر

جدول (۴) گزارش شده است. همانطور که قبلاً گفته شد با توجه به اینکه متغیر وابسته در الگوهای مختلف یکسان نمی‌باشد، آماره ضریب تعیین 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 متغیرهای مستقل موجود در الگو تغییرات متغیر وابسته را به خوبی توضیح می‌دهند. با توجه به مقدار عددی آماره‌های جاک برا و بروچ پاگان در جدول (۴) و مقایسه با مقدار بحرانی، نرمال بودن جزء خطا و همچنین وجود واریانس همسانی اجزاء اخلاص در الگوی هزینه و تقاضای نهاده‌ها تأیید می‌شود. درصد ضرایب معنی دار در فرم‌های مختلف تابعی در سطر هشتم این جدول نشان می‌دهد که متغیرهای تابع هزینه ترانسلوگ دارای درصد ضرایب معنی دار بالاتری نسبت به دو فرم دیگر می‌باشند که می‌تواند به عنوان عاملی دیگر برای برتری این فرم تابعی باشد.

در مورد آزمون خصوصیات تابع هزینه که در بخش مبانی نظری بیان شد، شرط همگنی با وارد کردن قیمت‌های نسبی در فرم‌های ترانسلوگ و درجه دوم، اعمال شده است. این شرط برای تابع هزینه لئونتیف به-طور خودکار وجود دارد. برای آزمون شرط تقعر در قیمت نهاده‌ها، در جدول (۴) حداکثر کشش خودقیمتی برای نهاده ماشین‌آلات و نیروی کار ارائه شده است. با توجه به منفی بودن مقدار عددی این کشش‌ها، شرط تقعر در قیمت نهاده‌ها فقط برای فرم‌های تابعی ترانسلوگ و لئونتیف تعمیم یافته رعایت شده است. با توجه به ارقام جدول (۴)، مقدار حداقل هزینه نهایی (MC) برآورد شده در هر سه فرم تابعی بر اساس مثبت است. بنابراین، می‌توان چنین نتیجه گرفت که هزینه نهایی به ازای تمام مشاهدات در هر سه فرم تابعی مثبت بوده و در نتیجه شرط یکنوایی در مقدار تولید تابع هزینه در همه فرم‌های تابعی نیز تأمین می‌گردد. از طرفی برای تأمین شرط یکنوایی 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 (۴) شرط یکنوایی در قیمت نهاده‌ها تأیید می‌شود.

جدول ۵- نتایج برآورد پارامترهای ساختاری تولید گندم بر اساس تابع هزینه ترانسلوگ

مقدار برآورد شده	پارامتر ساختاری
-۰/۱۲ (۰/۰۲)	کشش خودقیمتی تقاضای نهاده نیروی کار
-۰/۲۴ (۰/۰۲)	کشش خودقیمتی تقاضای نهاده ماشین‌آلات
۰/۱۶	کشش قیمتی متقاطع دو نهاده نیروی کار و ماشین‌آلات
۰/۵۰	اراضی شیب‌دار
۰/۳۸	اراضی بدون شیب
۱/۹۹	اراضی شیب‌دار
۲/۵۸	اراضی بدون شیب
-۰/۱۱	کشش تقاضای ماشین‌آلات نسبت به تعداد قطعات

اعداد داخل پرانتز مقدار خطای استاندارد می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی تاثیر پراکندگی بر هزینه متوسط تولید، تابع هزینه متوسط در فرم ترانسلوگ در هر دو حالت نرمال شده با قیمت‌ها برآورد گردید. با توجه به مطالبی که قبلاً گفته شد برای جلوگیری از هم‌خطی کامل بین معادلات سهم هزینه‌ای، و اعمال شرط همگنی نسبت به قیمت نهاده‌ها، در هر مرحله معادله سهم هزینه‌ای برای یکی از نهاده‌ها حذف و قیمت بقیه نهاده‌ها و هزینه متوسط تولید با نهاده حذف شده نرمال شدند و به صورت نسبی در مدل وارد شدند، که نتایج برآورد در جدول (۹) گزارش شده است. پارامترهای برآوردی از نرمالسازی با قیمت‌های مختلف در این الگو با هم برابر می‌باشند.

برای بررسی تاثیر پراکندگی بر هزینه متوسط تولید، تابع هزینه متوسط در فرم ترانسلوگ؛ به دلیل اینکه این فرم تابعی برای هزینه کل به عنوان الگوی برتر انتخاب شد؛ در هر دو حالت نرمال شده با قیمت‌های ماشین‌آلات و نیروی کار، برآورد گردید که نتایج برآورد در جدول (۶) گزارش شده است.

می‌باشند. به این معنی که افزایش یک درصدی در قیمت نهاده‌ها، باعث کاهش کمتر از یک درصد در تقاضای نهاده‌ها می‌شود. مقادیر خطای استاندارد ارائه شده در این جدول نشان می‌دهد که مقدار کشش خودقیمتی نهاده ماشین‌آلات و نیروی کار در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. مقدار مثبت کشش قیمتی متقاطع دو نهاده ماشین‌آلات و نیروی کار در جدول (۵) بیانگر جانشینی بین این دو نهاده است به این معنی که با افزایش در قیمت یک نهاده، تقاضا برای بکارگیری نهاده دیگر افزایش پیدا می‌کند که این نتیجه غالباً مورد انتظار است. مقدار عددی کشش مقیاس برای دو حالت اراضی بدون شیب و شیب‌دار در جدول (۵) گزارش شده است که به ترتیب برابر با ۱/۹۹ و ۲/۵۸ می‌باشد. با توجه به اینکه متوسط کشش مقیاس بزرگتر از یک می‌باشد، بنابراین، صرفه‌های حاصل از مقیاس وجود دارد. پس می‌توان نتیجه گرفت که هزینه متوسط تولید در اراضی بزرگتر به طور نسبی کمتر از هزینه متوسط تولید در اراضی کوچکتر می‌باشد و این مسئله در اراضی بدون شیب ملموس‌تر است. 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. در جدول (۵) کشش تقاضای ماشین‌آلات نسبت به تعداد قطعات نیز گزارش شده است که برابر ۰/۱۱- می‌باشد. این کشش نشان می‌دهد که اگر تعداد قطعات به میزان یک درصد افزایش پیدا کند تقاضای ماشین‌آلات ۰/۱۱ درصد کاهش پیدا می‌کند. از آنجایی که با افزایش در تعداد قطعات، ساعت کار ماشین‌آلات افزایش پیدا خواهد کرد و منجر به افزایش در هزینه‌ها می‌شود. لذا، نیروی کار به- عنوان جانشین ماشین‌آلات استفاده خواهد شد و تقاضا برای ماشین‌آلات کاهش پیدا می‌کند. در نتیجه، این نتیجه قابل انتظار می‌باشد.



جدول ۶- نتایج برآورد پارامترهای تابع هزینه متوسط ترانسلوگ گندم

ضرایب	شرح	مقدار	آماره t-
b0	عرض از مبدا	-۰/۴۷	-۰/۶۹
bpm	قیمت خدمات	۰/۱۴*	۱/۸۱
bpl	قیمت نیروی کار	۰/۸۶***	۱۰/۹۲
by	مقدار تولید	-۰/۵۲***	-۵/۳۱
bn	تعداد قطعات	۰/۵۶***	۵/۶۵
bs	مقدار بذر	-۰/۰۷*	-۱/۸۲
bdii	متوسط فاصله قطعات	۰/۷۴***	۲/۷۶
bDs	متغیر مجازی شیب	۰/۹۲***	۲/۷۰
bDI	متغیر مجازی نیروی-	۰/۰۵	۱/۱۶
bDf	متغیر مجازی کود	۰/۴۶***	۴/۱۱
bDm	متغیر مجازی منطقه	-۰/۳۴***	-۳/۱۴
bpm22	توان دوم قیمت	۰/۱۲***	۴/۱۵
bpmY	اثر متقابل قیمت	۰/۰۴***	۲/۶۱
bpmn	اثر متقابل قیمت	-۰/۰۳**	-۲/۳۴
bpms	اثر متقابل قیمت	۰/۰۰۴	۰/۲۸
bpmDm	اثر متقابل قیمت	۰/۱۹***	۷/۵۷
bydii	اثر متقابل مقدار تولید	۰/۰۲	۰/۸۹
byDs	اثر متقابل مقدار تولید	-۰/۱۱***	-۲/۶۹
bDIDf	اثر متقابل متغیر	-۰/۱۱	-۱/۱۱
bDfDm	اثر متقابل متغیر	-۰/۵۸***	-۴/۸۹

\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می باشد.  
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷- مقدار برآوردی آماره‌های مربوط به توابع هزینه متوسط ترانسلوگ گندم و سهم نهاده‌ها

نوع تابع	ضریب تعیین	آماره بروج-	آماره جارك
تابع هزینه	۰/۹۶	۱/۳۵	۱/۴۲
معادله سهم	۰/۳۷	۰/۴۱	۱/۲۴
معادله سهم	۰/۳۷	۰/۴۱	۱/۲۴

مقدار آماره بحرانی جارك برا  $F_{5/99} = 2,0,05 = \chi^2$  و مقدار آماره بحرانی بروج پاگان برای معادله اصلی و معادلات سهم نهاده‌ها برتریب  $F_{30/14} = 19,0,05 = \chi^2$  و  $F_{11/07} = 4,0,05 = \chi^2$  می باشد. مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که قبلا گفته شد برای بررسی اثر پراکندگی اراضی بر هزینه‌های متوسط تولید، متغیر تعداد قطعات وارد تابع هزینه شد. مقدار عددی کشش هزینه متوسط نسبت به تعداد قطعات در میانگین داده‌ها برابر ۰/۱۳ می باشد. این عدد بیان می کند با افزایش یک درصدی در تعداد قطعات، هزینه متوسط تولید ۰/۱۳ درصد افزایش پیدا می کند. برای ملموس تر شدن این نتیجه درصد تغییر هزینه و میزان افزایش هزینه از میانگین به ازای افزایش تعداد قطعات در حالت‌های مختلف محاسبه و در جدول (۸) گزارش شده است. به عنوان مثال عدد ۱۳ در سطر اول نشان می دهد که اگر تعداد قطعات از یک به دو قطعه افزایش پیدا کند، هزینه متوسط تولید ۱۳ درصد افزایش می یابد که به معنای افزایش هزینه متوسط به میزان ۵۲۸ ریال از میانگین است. با توجه به مقادیر عددی کشش‌ها مشاهده می شود که با افزایش تعداد قطعات، هزینه‌های متوسط تولید افزایش پیدا می کند که این نتیجه مطابق با انتظار است.

جدول ۸- نتایج برآورد کشش هزینه متوسط نسبت به تعداد قطعات برای محصول گندم

تغییر تعداد قطعات	درصد تغییر هزینه	میزان افزایش هزینه از میانگین (ریال)
افزایش از یک قطعه به دو قطعه	۱۳	۵۲۸
افزایش از یک قطعه به سه قطعه	۲۶	۱۰۵۵
افزایش از یک قطعه به چهار قطعه	۳۹	۱۵۸۳
افزایش از یک قطعه به پنج قطعه	۵۲	۲۱۱۱
افزایش از یک قطعه به شش قطعه	۶۵	۲۶۳۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آماره‌های ضریب تعیین، نرمال بودن جملات اخلاص و آماره بروج پاگان برای بررسی ناهمسانی واریانس در مدل ترانسلوگ در جدول (۷) گزارش شده است. با توجه به نتایج این جدول، بر اساس مقدار عددی آماره جارك برا و مقایسه با مقدار بحرانی، جزء اخلاص معادله اصلی تابع هزینه ترانسلوگ و سهم‌ها، دارای توزیع نرمال می باشد. همچنین، از آنجایی که مقدار آماره بروج پاگان از مقدار آماره جدول  $F_{0/05}^2$  کوچکتر می باشد. لذا، معادلات واریانس همسان می باشند. مقدار آماره  $R^2$  نشان می دهد که متغیرهای مستقل موجود در الگو به خوبی توانسته اند تغییرات متغیر وابسته را نشان دهند.

جدول ۹- نتایج برآورد اثر متغیرهای مختلف بر هزینه

متوسط محصول گندم		
نام متغیر مجازی	وضعیت سایر متغیرهای مجازی	مقدار اثر
شیب زمین		۰/۵۳
نیروی کار	مصرف کود شیمیایی	۰/۰۵
غیرخانوادگی	عدم مصرف کود شیمیایی	۰/۰۴
	استفاده از نیروی کار غیرخانوادگی و منطقه دیلمان	۰/۴۶
	استفاده از نیروی کار خانوادگی و ترکیبی و منطقه ملکوت	۰/۳۵
کود شیمیایی	استفاده از نیروی کار خانوادگی و ترکیبی و منطقه دیلمان	۰/۱۲
	استفاده از نیروی کار غیرخانوادگی و منطقه ملکوت	۰/۴۶
	مصرف کود شیمیایی	-۰/۶۸
منطقه	عدم مصرف کود شیمیایی	-۰/۳۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

### نتیجه گیری و پیشنهادها

بر اساس نتایج به دست 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، به‌عنوان 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. این تبادل باید 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 متغیرها بر هزینه‌های تولید نشان داد که عمده‌ترین عوامل موثر بر افزایش هزینه متوسط تولید گندم در این مناطق متغیرهای تعداد قطعات و مقیاس تولید می‌باشد و اثر سایر متغیرها مثل شیب زمین و کیفیت خاک و فاصله قطعات زمین از محل سکونت ناچیز است. بنابراین، مانعی برای اجرای طرح تبادل اراضی کشاورزان

نتایج مربوط به اثر متغیرهای مجازی بر هزینه متوسط تولید گندم در جدول (۹) گزارش شده است. در مورد متغیر مجازی شیب، اراضی دارای شیب خیلی زیاد و زیاد نسبت به اراضی کم شیب به میزان ۰/۵۳ لگاریتم هزینه‌های متوسط تولید را افزایش می‌دهند. بر اساس سطر دوم جدول، نیروی کار غیرخانوادگی در صورت استفاده از کود شیمیایی ۰/۰۵ افزایش در لگاریتم هزینه متوسط و در صورت عدم مصرف این کود ۰/۰۴ افزایش در لگاریتم هزینه متوسط را در پی دارد. اثر متغیر مجازی مصرف کود بر هزینه متوسط در چهار حالت استفاده از نیروی کار غیرخانوادگی و نوع منطقه جغرافیایی در میانگین داده‌ها محاسبه شده است. با توجه به نتایج، در منطقه ملکوت متغیر مجازی مصرف کود در حالت استفاده از نیروی کار غیرخانوادگی منجر به افزایش لگاریتم هزینه‌های متوسط به میزان ۰/۴۶ و در صورت استفاده از نیروی کار خانوادگی و ترکیبی به میزان ۰/۳۵ می‌شود. همچنین، مصرف کود در منطقه دیلمان و استفاده از نیروی کار خانوادگی و ترکیبی لگاریتم هزینه‌های متوسط را نسبت به استفاده از نیروی کار غیرخانوادگی کمتر افزایش می‌دهد که مقدار افزایش لگاریتم هزینه متوسط در این دو حالت به ترتیب ۰/۱۲ و ۰/۴۶ می‌باشد. این نتیجه به معنای آنست که مصرف کود در منطقه ملکوت و در حالت استفاده از نیروی کار غیرخانوادگی هزینه متوسط بیشتری را در تولید محصول گندم بر زارع تحمیل می‌کند. با توجه به ارقام سطر آخر جدول (۹)، در منطقه دیلمان نسبت به ملکوت در صورت مصرف کود لگاریتم هزینه‌های متوسط به میزان ۰/۶۸ کاهش و در صورت عدم مصرف نهاده کود ۰/۳۰ کاهش می‌یابد که تأییدی بر نتیجه قبل است. کوچک بودن اعداد مربوط در جدول (۹)، بیانگر عدم تأثیرگذاری قابل توجه این متغیرها بر هزینه متوسط تولید محصول گندم می‌باشد.

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. در نهایت، اینکه بر اساس نتایج به‌دست آمده مقدار کشش‌های خودی و متقاطع اندک بوده است. بنابراین، سیاست‌های تغییر قیمت نهاده‌ها تاثیر ناچیزی بر تغییر ترکیب استفاده از آنها خواهد داشت. لذا، در صورت افزایش قیمت نهاده‌ها، افزایش هزینه‌های تولید از طریق کاهش مصرف نهاده‌ها یا جایگزینی آنها امکان‌پذیر نمی‌باشد. این نتیجه بر لزوم کاهش هزینه‌های تولید از طریق یکپارچه سازی و افزایش مقیاس تولید که در بالا به آن اشاره شد، تأکید می‌کند.

وجود ندارد، زیرا حتی اگر قطعات زارعین مختلف از نظر کیفیت و شیب و مکان متفاوت باشند با توجه به اثر خیلی ناچیزی که این عوامل بر هزینه‌های تولید دارند در مقابل اثر زیاد عواملی مثل تعداد قطعات و مقیاس، طرح تبادل زمین مشکلی برای کشاورزان ایجاد نمی‌کند. همچنین، نتایج نشان داد که در مزارع تولید گندم 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 نشان می‌دهد که امکان بهره‌گیری از پتانسیل اقتصاد مقیاس در این مزارع وجود

## REFERENCES

1. Arsalanbod, M. & Esmailpoor, A. (2000). Effects of dispersion and fragmentation in production units on the production costs (Case study of irrigated wheat in West Azarbaijan province), *Journal of Agricultural Economics and Development*, 30(8), 109-116. (In Farsi).
2. Ansari, V. & Salami, H. (2009). The Role of Agriculture in Job Creation and Income Distribution: A path Decomposition Analysis, *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 40-2(3), 1-20. (In Farsi).
3. Awotide, D. O. & Agbola, P. O. (2010). Relationship between land fragmentation and maize farmer's productivity in northern Nigeria, *Journal of Life & Physical Sciences*, 3(2), 1-9.
4. Baffes, J. & Vasavada, U. (1989). On the choice of functional forms in agricultural production analysis, *Applied Economics*, 21, 1053-1061.
5. Bakhshoodeh, M. & Najafi, B. (1991). Study of some costs of land fragmentation in Fars province. *Iranian Journal of Agricultural Science*, 22(1, 2), 21-32, (In Farsi).
6. Berndt, E. R. & Wood, D. O. (1975). Technology, prices and derived demand for energy. *The Review of Economics and Statistics*, 52, 259-68.
7. Chambers, R. G. (1988). *Applied production analysis: A dual approach*, Cambridge University Press, New York.
8. Diewert, W. E. & Wales A. J. (1987). Flexible functional Form and Global Curvature Conditions, *Econometrica*, 55(1), 43-68.
9. Diewert, W. E. (1971). An application of the Shepard duality theorem: A general Leontief production function, *Journal of Political Economics*, 79: 481-507.
10. Filippini M. (1996). Economies of scale and utilization in the Swiss electric power distribution industry, *Applied Economics*, 28, 543-550.
11. Garcia, R. & Randall, A. (1994). A cost function analysis to estimate effect of fertilizer policy on the supply of wheat and corn, *Review of Agricultural Economics*, 16, 215-230.
12. Gujarati, D.N. (1995). *Basic Econometrics*, 4th Edition, United State Military Academy, New York.
13. Guttormsen, A. G. (2002). Input factor substitutability in Salmon aquaculture. *Marin Resource Economics*, 17, 91-102.
14. Hoseinzad, J., Khatibi, A., Dashti, Gh. & Raheli, H. (2009). Effects of size and fragmentation in agricultural Lands on yield and cost of production: Case study of cotton farms in Garmsar County, *Journal of Agricultural science*, 19(1), 1-11. (In Farsi).
15. Jabarin, A. S. & 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.
16. Jamshidi, A., Teimori, M., & Jamshidi, M. (2012). Analysis of factors affecting land fragmentation in Shirvan Chardavol County, and provision of appropriate reorganizing mechanisms, *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 42-2(3), 367-378. (In Farsi).

17. Jha, R., Nagarajan, H. K. & Prasanna, S. (2005). Land fragmentation and its implications for productivity: Evidence from Southern India, ASARC Working Paper, Australia South Asia Research Centre, RSPAS, Division of Economics, Australian National University, Canberra, ACT 0200, Australia.
18. 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.
19. Kim, H. Y. (1992). The Translog production function and variable returns to scale, *Review of Economics and Statistics*, 74, 546-552.
20. Kuroda, Y. (1987). The production structure and demand for labour in postwar Japanese agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 36(1), 80-100.
21. Latruffe, L. & Piet, L. (2013). Does land fragmentation affect farm performance? A case study from Brittany, France, Working Paper SMART – LERECO N°13-04 .
22. Monchuk, D., Deininger, K. & Nagarajan, H. (2010). Does land fragmentation reduce efficiency: Micro evidence from India, Paper presented at the Agricultural & Applied Economics Association 2010 AAEA, CAES, & WAEA Joint Annual Meeting, Denver, Colorado, July 25-27.
23. Roosta, K. & Teimoori, T. (2009). Prioritizing preventive factors in performing land consolidation plan in South Khorasan Province (A case study in Darmian city), *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 40-2(2), 153-145. (In Farsi).
24. Salami, H. (1996). Production structure and productivity measurement in the Iranian crop sector, Ph.D. dissertation, University of Alberta, Canada.
25. Shokati Amghani, M., Kalantari, Kh. Asadi, A. & Shabanali Fami, H. (2018). Investigating the effective factors on land dispersion and fragmentation in East Azarbayjan province, *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 49-2(3), 487-508. (In Farsi).
26. 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), 803-812.
27. Sundqvist, P. & 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.
28. Thompson, C. D. (1988). Choice of flexible functional forms: Review and appraisal, *Western Journal of Agricultural Economics*, 13 (2), 169-183.
29. Vosughi, M. & Faraji, A. Sociological research on the factors affecting farmers' willingness to participate in agricultural land consolidation (A case study of Zarindasht Villages), *Iranian Journal of Sociology*, 7(2), 101-118. (In Farsi).