نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۵، شماره ۱، بهار ۱۳۹۰، ص. ۸۹-۸۵

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 25, No. 1, Spring 2011, P. 85-89

سنجش شکست اراضی شالیکاری در چارچوب رهیافت تابع هزینه (مطالعه موردی: استان گیلان)

میلاد اتقایی کردکلایی[1*] - محمد کاوسی کلاشمی [2] – فرناز اسماعیلی [3]

تاریخ دریافت: ۸۹/۹/۲۷
تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۱

چکیده

در این مطالعه برای تعیین نقطه شکست زمین، از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز در برآورد تابع هزینه شامل مقادیر و قیمت های نهاده ها و مقادیر تولید از یک نمونه ۵۰۰ برنج‌کار استان گیلان که در سال ۱۳۸۷ گردآوری شده بدست آمده است. رهیافت مورد استفاده در این تحقیق رگسیون های به ظاهر نا مرتبط تکراری (SUR) می باشد. نتایج نشان می دهد که نیروی کار بیشترین سهم و نهاده سم کمترین سهم از هزینه تولید را به خود اختصاص می دهند. بر همین اساس افزایش دستمزد نیروی کار بیشترین اثر را بر افزایش قیمت برنج می گذارد. برآورد معیار بازدهی نسبت به مقیاس (ES) بیانگر آن است که بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده در شالیزارهای مورد مطالعه وجود دارد. بر این اساس خرد شدن زمین‌های شالیکاری باعث افزایش قیمت تمام شده محصول برنج خواهد شد و ضمن افزایش قیمت آن در بازار موجب تضعیف شدن قدرت رقابتی برنجکاران در مقابل محصولات وارداتی خواهد گردید. نقطه شکست زمین در این مطالعه یک هکتار بدست آمد که نشان می دهد استفاده از زمین های با مساحت کمتر از یک هکتار به طور معنی‌داری هزینه های متوسط تولید را افزایش می دهد. توصیه سیاستی این است که زمین های با مساحت کمتر از یک هکتار یکپارچه گردد.

واژه های کلیدی: تابع هزینه ترانسلوگ، سهم نهاده‌ها، رگرسیون به ظاهر نامرتبط تکراری، بازدهی نسبت به مقیاس، برنج، گیلان

مقدمه[1]

محصول برنج همواره سهم بالایی از سبد غذایی خانوار را به خود اختصاص داده است. بیشترین کشت برنج در ایران در سه استان شمالی کشور، با ۷۲ در صد سطح زیر کشت از کل کشور انجام می‌گیرد. تنوع ارقام محلی و اصلاح شدهٔ برنج در این استان‌ها بسیار زیاد است و کلیه ارقام در شش گروه برنج دانه بلند مرغوب، دانه بلند پر محصول، دانه متوسط مرغوب، دانه متوسط پرمحصول، دانه کوتاه مرغوب ودانه کوتاه پر محصول طبقه‌بندی شده‌اند. استان گیلان یکی از استان‌هایی است که بویژه در مورد محصول برنج از سهم قابل توجهی برخوردار است. استان گیلان بیش از ۳۶ درصد تولید و ۴۳ درصد سطح زیر کشت شلتوک در کشور را داراست. در این استان سالانه بیش از ۳۰۰ هزار بهره‌بردار در سطحی بیش از ۲۳۰ هزار هکتار از اراضی حاصلخیز و مستعد برنج‌کاری می‌کنند. در واقع کشت برنج مهمترین فعالیت کشاورزی این استان محسوب می‌شود و اقتصاد این استان نیز بر پایه‌ی کشاورزی و محوریت برنج استوار است (جهاد کشاورزی استان گیلان، ۱۳۸۷). در جدول ۱ وضعیت سطح زیر کشت و تولید ارقام برنج در استان گیلان طی سال های زراعی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ بیان شده است.

در سال زراعی ۸۷-۸۶، ۹۸ درصد اراضی آبی کشاورزی استان گیلان به کشت ارقام مختلف برنج اختصاص داده شده است. چنانچه ساختار هزینه‌ای این محصول در استان شناسایی شود و نقطه شکست زمین محاسبه شود، می‌تواند راهنمای سیاست‌گذاران در برنامه‌ریزی مناسب‌تر جهت یکپارچه سازی زمین های شالیزاری و کاهش هزینه‌های تولید برنج و کمک به توان رقابتی این محصول باشد. در خصوص بررسی ساختار هزینه تولید، مطالعات متعددی انجام گرفته است. بیسوانگر (۴)، با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ برای ایالت‌های مختلف امریکا، کشش‌های قیمتی و جانشینی را محاسبه نمود.

۱ و ۲- دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران
(*- نویسنده مسئول: Email: milad_atghaei@yahoo.com)
۳- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز

جدول ۱- بررسی وضعیت سطح زیر کشت و تولید ارقام برنج در استان گیلان طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷

شرح	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸٤	۱۳۸۵	۱۳۸٦	۱۳۸۷
سطح زیر کشت برنج (هکتار)	۲۲۸۵۵۸	۲۳۰۰۰۰	۲۳۰۰۰۰	۲۳۰۰۰۰	۲۳۸۰۴۰	۲۳۸۰۴۰	۲۳۸۰۴۰	۲۳۸۰۴۰	۲۳۸۰۴۰
مقدار تولید شلتوک (تن)	۷۶۵۸۶۲	۹۸۱۶۱۲	۹۹۰۰۴۷	۱۰۷۸۶۰۴	۱۱۰۳۲۵۶	۱۱۱۵۰۷۰	۱۰۶۱۴۸۹	۱۰۶۲۹۰۴	۱۰۸۲۴۷۸
سطح زیر کشت ارقام پرمحصول (هکتار)	۶۲۸۴۸	۳۰۲۷۸/۵	۲۰۱۱۰	۳۷۹۰۰	۵۶۴۰۰	۷۱۰۰۰	۷۲۰۰۰	۱۷۷۱۶	۲۵۳۴۲
مقدار تولید شلتوک ارقام پرمحصول (تن)	۲۶۰۲۸۵	۱۷۵۱۶۰	۱۰۹۰۴۶	۲۲۲۲۰۹	۳۳۶۹۱۶/۱	۴۱۱۸۵۷	۳۶۸۸۴۴	۱۱۲۴۲	۱۴۷۸۱۸
سطح زیر کشت ارقام بومی (هکتار)	۱۶۵۷۱۰	۱۹۹۷۲۴	۲۰۹۸۹۰	۱۹۲۱۰۰	۱۸۱۶۴۰	۱۶۷۰۴۰	۱۶۶۰۴۰	۲۲۰۳۲۳	۲۱۲۳۰۸
مقدار تولید شلتوک ارقام بومی (تن)	۵۰۵۵۷۷	۸۰۶۴۵۲	۸۸۱۰۰۱	۸۵۶۳۹۵	۷۶۶۳۴۰	۷۰۳۲۱۳	۶۹۲۶۴۴	۹۵۰۴۷۶	۹۳۱۷۸۹

ماخذ: جهاد کشاورزی استان گیلان، موسسه تحقیقات برنج کشور

لوپز (۸)، تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته را برای بخش کشاورزی کانادا برآورد نموده و تقاضای مشتق شده برای نهاده‌ها را بدست آورد. گالاس و مک کیلوپ (۶)، با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی، ساختار هزینه مزارع تولید دام در ایرلند شمالی را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که نهاده سرمایه، کشش پذیر و نیروی کار، کشش پذیر و نهاده در برگیرنده غذای دام، سم و واردات دام نیز کشش ناپذیر است. کلارک و یانگباد (۵)، از طریق بررسی ساختار هزینه، اثر تغییر تکنولوژی و جانشینی نهاده‌ها را در منطقه مرکزی کانادا بررسی کردند. این دو برای این بررسی از روش رگسیون های به ظاهر نا مرتبط تکراری (SUR[1]) استفاده نمودند. علی و پریخ (۳)، با استفاده از قضیه شفارد[2]، روابط میان نهاده‌ها و توابع تقاضای آنها را استخراج نمودند. در این بررسی نیز از روش SUR استفاده گردید. گارسیا و راندال (۷)، با کمک تئوری دوگان، از طریق بررسی و برآورد تابع هزینه ترانسلوگ، ساختار تابع تولید را در کشورهای امریکا، انگلیس و فرانسه بررسی کردند. ناپاسینتونک و امرسن (۹)، با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ، به بررسی تغییرات فنی در کشاورزی امریکا و ارتباط آن با سیاست‌های مهاجرت در طی سالهای ۹۴-۱۹۴۸ پرداختند و در نهایت کشش‌های جانشینی آلن[3] (AES) و خود قیمتی و متقاطع را محاسبه کردند. محمودی (۲)، در مطالعه خود، در چارچوب تابع سود نرمال شده به تجزیه و تحلیل ساختار تولید و استخراج معادلات تقاضا و سهم نهاده‌ها برای گندم آبی پرداخته است. ترکمانی و کلائی (۱)، در مطالعه خود به تحلیل چگونگی تأثیر نهاده‌ها در تولید گندم، با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ پرداختند و نشان دادند که نیروی کار، ماشین آلات و کود شیمیایی جانشین یکدیگرند.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه از تخمین سیستمی تابع هزینه ترانسلوگ استفاده شده است. تابع هزینه ترانسلوگ شکل انعطاف‌پذیری از توابع هزینه‌ای می‌باشد، در ضمن در تابع هزینه از تابع تولید بدست می آید، بنابراین با برآورد تابع هزینه غیر مستقیم می‌توان ساختار تولید را از ساختار هزینه به دست آورد. استفاده از آن به جای تابع تولید به منظور برآورد پارامترهای تولید به دلایل زیر مدل مناسب تری است (۱۰):

الف: در کاربرد تابع هزینه نیازی به تحمیل شرایط همگنی از درجه یک نمی باشد زیرا این توابع بدون توجه به چگونگی همگنی تابع تولید، خود نسبت به قیمت ها همگن اند.

ب: استفاده از قیمت ها به دلیل برونزا بودن، بجای مقادیر کمی نهاده هایی که کاملا برون زا نیستند، بهتر می باشد.

ج: در تابع تولید همخطی بین متغیرهای مستقل وجود دارد و باعث ایجاد اشتباه دربرآورد می‌شود اما به دلیل اینکه مشکل هم خطی کم در بین قیمت نهاده‌ها وجود دارد تابع هزینه مدل مناسب‌تری جهت برآورد پارامتر ها است (۱۰).

تابع هزینه ترانسلوگ به صورت کلی مطابق رابطه (۱) است:

که در آن Q مقدار تولید، TC هزینه تولید، P قیمت نهاده، D متغیر مجازی برای مقدار زمین می باشد که با توجه به داده‌های پرسشنامه دامنه تغییر این متغیر از ۰/۱ هکتار تا ۱۰ هکتار در نظر گرفته شد تا بتوان نقطه عطف زمین که از آن نقطه به بعد هزینه ها کاهش میابد را بدست آورد. بدین شکل که در هر مرحله به ازای هر سطح زمین از ۰/۱ هکتار تا ۱۰ هکتار به متغیر مجازی صفر و یک داده شد و مدل برآورد گردید تا جایی که ضریب متغیر دامی تغییر علامت دهد و معنی دار گردد.

متغیر Y نیز بعنوان متغیر عملکرد در مدل وارد شده است. جهت جلوگیری از بروز مشکل همخطی، از آوردن اثر متقابل متغیر مجازی و عملکرد با سایر متغیرها خودداری شده است. $\alpha 1$ عرض از مبدأ و

1 - seemingly unrelated regressions
2- Shephards lemma
3- Allen

$\alpha 2$، $\alpha 3$، δ_R، λ_{RS}، β_R ، θ، ω ضرایب برآوردی می‌باشند.

$$N(TC) = \alpha_1 + \alpha_2 LN(Q) + \frac{1}{2}\alpha_3 (LN(Q))^2 + \sum_{R=1}^{N} \beta_R LN(P_R) LN(Q) + \sum_{R=1}^{N} \delta_R LN(P_R)$$
$$\frac{1}{2}\sum_{R=1}^{N}\sum_{S=1}^{N} \lambda_{RS} LN(P_R) \times LN(P_S) + \theta D + \omega LY \qquad (۱)$$

با فرض اینکه برنج‌کاران نمی‌توانند تأثیری روی قیمت نهاده و محصول داشته باشند تابع تقاضا برای نهاده با استفاده از قضیه شفرد (مشتق جزیی تابع نسبت به قیمت هر نهاده) به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\frac{\partial LNTC}{\partial LNP} = \frac{P\,X}{TC} = S \qquad (۲)$$

که تابع سهم هر نهاده در نهایت برابر می شود با:

$$S_R = \delta_R + \sum_{S=1}^{N} \lambda_{RS} LN(P_S) + \beta_R LN(Q) \qquad (۳)$$
$$\text{for } R=1,2,3,\ldots,N$$

که این سهم نهاده Rام می‌باشد. معادلات سهم هزینه به صورت معادلات سیستمی می‌باشند. از آنجا که تمام متغیرها در معادلات تکرار می‌گردند، لذا با این تفاسیر اگر ارتباط بین جملات اخلال در همه معادلات سهم هزینه برقرار نباشد از نظر کارایی تفاوتی نخواهد داشت. با این حال، حتی اگر اجزای اخلال به هم وابسته نباشند و متغیرها نیز در همه‌ی معادلات تکرار شوند بحث محدودیت‌های جمع پذیری، تقارنی و همگنی برای ضرایب مطرح می شود. همان طور که در ابتدا هم گفته شد تابع هزینه، همگن از درجه یک نسبت به قیمت نهاده‌ها می‌باشد، یعنی در سطح مشخصی از تولید و تکنولوژی ثابت تغییر K درصدی در قیمت نهاده‌ها موجب تغییری برابر با K درصد در هزینه کل می‌گردد. برای اعمال شرط همگنی خطی باید محدودیت‌های زیر را در تابع هزینه ترانسلوگ لحاظ کرد. شرط اول بیانگر آن است که مجموع ضرایب برآوردی مربوط به لگاریتم قیمت‌ها یک شده و شرط دوم بیانگر آن است که مجموع ضرایب اثرات متقابل لگاریتم قیمت‌ها صفر گردد. در نهایت، شرط سوم نیز بیانگر صفر بودن اثرات متقابل لگاریتم قیمت‌ها و محصول می‌باشد.

$$\sum_{R=1}^{N} \delta_R = 1, \sum_{R=1}^{N} \lambda_{RS} = 0, \sum_{R=1}^{N} \beta_R = 0 \qquad (۴)$$

به منظور برقراری شرط تقارنی در الگوی برآوردی، اعمال رابطه‌ی (۵) مورد نیاز خواهد بود.

$$\lambda_{RS} = \lambda_{SR} \qquad (۵)$$

از آنجا که مجموع سهم‌ها همواره برابر یک می‌باشد لذا، با اعمال شرط همگنی خطی در قیمت نهاده‌ها مجموع نسبت‌های سهم هزینه برابر یک خواهد بود.

$$\sum_{R=1}^{N} S_R = 1 \qquad (۶)$$

به دلیل وجود همبستگی بین جملات اخلال در معادلات سهم هزینه به منظور برآورد تابع هزینه ترانسلوگ از روش رگرسیونهای به ظاهر نا مرتبط تکراری استفاده می‌شود. با توجه مجموع جملات اخلال در معادلات سهم برابر صفر بوده (طرف راست معادله) و مجموع سهم‌ها (طرف چپ معادله) برابر یک می‌باشد، لذا چنانچه تمامی سهم‌ها وارد الگوی برآوردی گردد، باعث ایجاد تکین در ماتریس واریانس –کواریانس اجزاء اخلال می‌شود یعنی هم خطی کامل ایجاد خواهد شد و سیستم قابل برآورد نخواهد بود (۶). لذا برای جلوگیری از این مشکل یکی از معادلات سهم هزینه نهاده، حذف و با استفاده از سایر معادلات پارامترها برآورد می‌شوند. لذا می‌توان با استفاده از پارامترهای برآورد شده سهم هزینه حذف شده از مدل را برآورد کرد. یا این که میتوان به این صورت هم عمل کرد که ابتدا یک سهم را از مدل حذف و برآورد را انجام داد و بعد در مرحله بعدی سهم دیگری را از مدل حذف کرده و سهم حذف شده قبلی را وارد مدل نمود. لازم به ذکر است که شیوه برآورد در رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری به این صورت است که در مرحله اول هر یک از معادلات به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شوند. در این مرحله اجزاء پسماندها و برآوردی از ماتریس واریانس- کواریانس محاسبه می شود. در مرحله بعدی ضرایب از طریق حداقل مربعات تعمیم یافته برآورد می شود و سپس اجزاء پسماندها و ماتریس واریانس – کوواریانس محاسبه می‌شود و این مرحله تا زمانی ادامه می‌یابد که برآوردها همگرا شوند. در برآورد تابع هزینه ترانسلوگ باید دقت شود که تمامی سهم‌های بر آورد شده باید مثبت باشند چرا که سهم‌ها هیچگاه منفی نخواهد بود. در ضمن باید دقت شود که

مجموع سهم‌های برآورد شده بایستی برابر یک شود.

بازده در مقیاس را می توان از رابطه زیر محاسبه کرد:

$$ES = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln Q} = \frac{PQ}{TC}$$
$$ES = \alpha_2 + \alpha_3 \ln Q + \sum_{R=1}^{N} \beta_R \ln P_R \qquad (۹)$$

اگر ES<1 شود یعنی بازدهی صعودی نسبت به مقیاس برقرار است، اگر ES>1 شود یعنی بازدهی نزولی نسبت به مقیاس برقرار است و اگر ES=1 شود یعنی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس برقرار است.

اطلاعاتی که برای این مطالعه بکار گرفته شد، مربوط به ۵۴۵ برنج‌کار استان گیلان بوده که در سال ۸۷-۱۳۸۶ به روش نمونه گیری تصادفی از شهرستان‌های استان جمع‌آوری گردید. نهاده‌هایی که در این مطالعه از آنها استفاده شده است، عبارتند از:

P_L: قیمت یا دستمزد رایج نیروی کار ، P_k: قیمت هر کیلو کود، P_M: قیمت ساعت کار ماشین آلات.

P_S: قیمت هر کیلو سم، S_L: سهم نیروی کار که برابر است با هزینه پرداختی برای نیروی کار به کل هزینه متغیر، S_k: سهم کود که برابر است با هزینه پرداختی برای کود به کل هزینه متغیر، S_M: سهم ماشین آلات که برابر است با هزینه پرداختی برای ماشین آلات به کل هزینه متغیر، S_S: سهم سم که برابر است با هزینه پرداختی برای سم به کل هزینه متغیر. به منظور برآورد نتایج در این مطالعه از بسته نرم‌افزاری شازم[1] استفاده شده است.

نتایج

مدل اولیه شامل یک تابع هزینه ترانسلوگ بوده که برای جلوگیری از بروز مشکل هم خطی کامل سه سهم از چهار سهم نهاده‌ها وارد مدل شد، و به روش رگرسیون های به ظاهر نامرتبط تکراری بصورت سیستماتیک برآورد گردید. در ضمن معیار ES مربوطه در مطالعه انجام شده کوچکتر از یک شده (۰/۹) که این امر نشان می‌دهد که بازدهی نسبت به مقیاس در برنجکاران گیلان فزاینده بوده است.

همان‌گونه که از نتایج پیداست، ضریب متغیر عملکرد (۰/۶۸۸) معنی دار و منفی شده است که نشان‌گر آن است، با افزایش بهره وری در هکتار می توان میزان قابل توجهی از هزینه کل را کاهش داد و مقدار پارامتر آن بیانگر آن است که با افزایش یک درصد به متوسط عملکرد (۳۹۰۵ کیلوگرم در هکتار) میزان متوسط هزینه‌ی کل (۱۰۷۶۰۳۸۰ریال) به اندازه‌ی تقریباً ۰/۷ درصد (۷۵۳۲۲/۶۹ ریال) کاهش می‌یابد. درنتیجه سیاست‌ها باید به گونه‌ای باشد که افزایش عملکرد را مورد توجه قرار دهد. به عنوان مثال استفاده از ارقام پر محصول برنج و مدیریت صحیح نهاده‌ها موجب افزایش عملکرد می-گردد. همچنین نتایج حاکی از آن بود که نهاده نیروی کار سهم بالاتری را در هزینه تولید برنج‌کاران داشته است. لذا، تلاش‌ها در این زمینه باید در استفاده بهینه از این عامل تولید جهت‌گیری شوند.

مقدار آماره R^2 ، پس از رفع خودهمبستگی ۹۵ درصد و میزان آماره دوربین واتسن برابر ۱/۸۵ گردیده است. سهم ها پس از برآورد همگی مثبت شده‌اند و بیشترین سهم هزینه مختص نیروی کار و کمترین سهم هزینه نیز مربوط به نهاده سم است.

در نهایت نتایج این مطالعه نشان می دهد که تنها زمانی که مقدار متغیر دامی را برای زمین های کوچکتر از ۱ هکتار برابر یک در نظر بگیریم و برای زمین های بزرگتر از یک هکتار صفر در نظر بگیریم اختلاف معنی داری را در هزینه ها خواهیم داشت. و ضریب متغیر دامی معنی دار می شود. بدین ترتیب مساحت یک هکتار به عنوان نقطه شکست زمین در نظر گرفته شده است. و ضریب متغیر دامی نشان می دهد که هنگامی که سطح زیر کشت از یک هکتار کمتر شود مقدار ضریب متغیر دامی مثبت می گردد که افزایش در هزینه ها را نشان می دهد. نتایج حاصل از مقدار بازده به مقیاس نیز بیانگر این مطلب است که خرد شدن زمین‌های شالیکاری باعث افزایش قیمت تمام شده محصول برنج خواهد شد و ضمن افزایش قیمت آن در بازار موجب تضعیف شدن قدرت رقابتی برنجکاران در مقابل محصولات وارداتی خواهد شد.

همانطور که ملاحظه گردید، بازدهی نسبت به مقیاس در مورد برنج‌کاران استان گیلان صعودی بوده و با توجه به معنی داری و مثبت بودن پارامتر D می توان دریافت که تولید در زمین‌های با وسعت کم و مساحت کمتر از یک هکتار باعث افزایش هزینه تولید می شود. لذا مهمترین سیاستی که در این مطالعه می توان نتیجه گرفت سوق دادن کشاورزان به سمت یکپارچه سازی اراضی می‌باشد و سیاست‌گذاری‌ها در این زمینه باید به گونه‌ای باشد که استفاده بهینه از منابع موجود به عمل آید.

1- Shazam

جدول ۲- برآورد ضرایب معنی‌دار

متغیرها	ضرایب رگرسیون	آماره t	متغیرها	ضرایب رگرسیون	آماره t
$\alpha 1$	۲/۳۱۳۵	۲/۶۳۰۸	λ_{MM}	۰/۰۲۱۱۶۹	۲/۱۷۴۵
$\alpha 2$	۰/۹۵۲۶۴	۴/۷۲۲۸	λ_{MS}	-۰/۰۰۱۲۸۶۴	-۲/۹۱۰۰
δ_L	۰/۷۱۱۹۱	۲۴/۹۱۷	λ_{KK}	۰/۰۰۸۶۷۴۹	۵/۳۱۴۲
δ_M	۰/۱۹۷۳۷	۶/۹۰۵۰	λ_{KS}	۰/۰۰۱۰۵۲۰	۲/۵۵۵۷
δ_K	۰/۰۶۶۷۴۰	۶/۷۳۵۰	λ_{SS}	۰/۰۰۵۲۶۹۶	۱۸/۲۲۷
δ_S	۰/۰۲۲۶۹۰	۸/۶۳۲۱	θ	۰/۰۰۵۵۷۱۶	۲/۵۸۲۶
λ_{LL}	۰/۰۲۸۵۶۶	۲/۹۴۰۷	ω	-۰/۶۸۸۷۵	-۱۷/۶۶۹
λ_{LM}	-۰/۰۱۹۰۷۸	-۱/۹۸۱۲	-	-	-
λ_{LK}	-۰/۰۰۸۵۷۳۳	-۶/۵۸۷۷	-	-	-
λ_{LS}	-۰/۰۰۴۵۲۲۵	-۱۱/۴۶۰	-	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- برآورد سهم هزینه

نیروی کار	ماشین آلات	کود	سم
۰/۷۳۰۸	۰/۲۴۹۶	۰/۰۱۴۰	۰/۰۰۵۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

منابع

۱- ترکمانی ج. و کلائی ع. ۱۳۸۰. استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی در تخمین همزمان توابع هزینه و تقاضای نهاده‌های کشاورزی، مطالعه موردی استان فارس، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۴.

۲- محمودی ا. ۱۳۸۰. تحلیل ساختار تولید و معادلات تقاضای سهم گندم آبی در ایران، مجله علوم کشاورزی، جلد ۳۲، شماره ۴: ۷۰۱-۶۹۱

3- Ali F. and Parikh A. 1992. Relationships Among Labor, Bullock, and Tractor in Pakistan Agriculture. American Journal of Agricultural Economics, v(4):371-377.

4- Binswanger H.P. 1974. A Cost Function Approach to The Measurement of Factor Demand Elasticities of Substitution. American Journal of Agricultural Economics, v(59): 377-386.

5- Clark J.S. and Youngblood C.E. 1992. Estimating Duality Models with Biased Technical Change: a Time Series Approach. American Journal of Agricultural Economics, v(74): 353-360.

6- Glass J. C. and Mcklillop D.G. 1989. A Multi Product Mutinous Cost Function Analysis of Northern Irland Agriculture, 1955-85. Jornal of Agricultural Economics, No.40:57-70.

7- Garcia R.J. and Randal A. 1994. A cost Function Analysis to Estimated The Effects of Fertilizer Policy on The Supply of wheat and Corn. Review of Agricultural Economics, v(16):215-230.

8- Lopez R.E.1988. The Structure of Production and Derived Demand for Inputs in Canadian Agriculture. American Journal of Agricultural Economic. V(62):343-352

9- Napasintuwong O & Emerson D.2002. Selected Paper for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meetings, Long Beach, California, July 28-31, 2002

10- Ray S.C.1982. A translog cost Function Analysis of U.S. Agriculture, 1939-77, American Journal of Agricultural Economics, v(64):49-98.