

## تحلیل ساختار هزینه گندم آبی با استفاده از تابع ترانسلوگ (مطالعه موردی استان کردستان)

الهام پورمختار\*

حامد قادرزاده<sup>۲</sup>

### چکیده

مطالعه حاضر به بررسی ساختار ریاضی تابع هزینه و تولید محصول گندم آبی در استان کردستان می‌پردازد و اساس متدولوژی آن بر فرضیه دوگانگی استوار است. لذا ضمن اشاره به مزایای استفاده از تابع هزینه به جای تابع تولید در تجزیه و تحلیل تکنولوژی تولید، با انتخاب تابع هزینه ترانسلوگ، طبق قضیه شفارد توابع تقاضای شرطی نهاده‌ها در چارچوب معادلات سیستمی به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تکراری به صورت مقید برآورد شدند. اندازه نمونه بالغ بر ۲۵۷ بهره بردار گندم آبی است. داده‌ها برای سال زراعی ۹۱-۹۰ به صورت، پیمایشی و از طریق مصاحبه با کشاورزان و تکمیل پرسش‌نامه جمع‌آوری شده است. نمونه‌ها به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب گردیدند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که تابع هزینه ترانسلوگ برازش خوبی نسبت به داده‌های مورد تحقیق داشته است و فرضیه‌های ساختاری از جمله بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، همگن بودن و هموتتیک بودن تکنولوژی تولید هیچ‌کدام از نظر آماری معنی‌دار نیستند. نهاده زمین بیشترین سهم از هزینه تولید را به خود اختصاص می‌دهند. با توجه به نتایج حاصل از کشش‌های جانشینی آلفا به جز نهاده‌های نیروی کار با سم و آب با کود بقیه از نوع جانشینی می‌باشد. همه کشش‌های قیمتی خودی تقاضا، کوچک تراز یک بوده، لذا می‌توان گفت تقاضا برای همه نهاده‌های کشش است. همچنین برآورد معیار بازدهی نسبت به مقیاس بیان‌گر آن است که بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده در مزارع مورد مطالعه، وجود دارد.

**واژگان کلیدی:** تئوری دوگانگی، تابع هزینه ترانسلوگ، کشش قیمتی جانشینی و مقاطع تقاضا، بازدهی

نسبت به مقیاس، رگرسیون به ظاهر نامرتب تکراری

**طبقه بندی JEL:** D21

۱- دانشجو دکتراقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد تهران- واحد علوم تحقیقات

\* نویسنده مسئول مقاله: [Elhampourmokhtar92@gmail.com](mailto:Elhampourmokhtar92@gmail.com)

۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه کردستان

[hamedar2002@uok.ac.ir](mailto:hamedar2002@uok.ac.ir)

## ۱- مقدمه

غذا از جمله نیازهای فیزیولوژیک انسان است که نبود آن زندگی بشر را به خطر می اندازد. نان و فرآورده‌های آن اولین و بهترین غذایی است که برای انسان شناسایی شده‌و از محصول گندم تولید می شوند. در سال زراعی ۹۰-۱۳۸۹ کل سطح زیر کشت محصول گندم در کشور ۱۲/۰۳ میلیون هکتار بوده که ۵۳/۲۱ درصد آن آبی و مابقی (۴۶/۷۸ درصد) را، دیم تشکیل می‌دهد. همچنین کل تولید محصول گندم در کشور حدود ۷۷/۲۳ میلیون تن بوده که ۹/۸۹ درصد به کشت آبی و ۱۰/۱۱ درصد به کشت دیم تعلق دارد (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۹). با توجه به این گزارش، ایران در چند سال اخیر توانسته در زمینه تولید گندم به خود کفایی دست یابد اما بررسی‌ها نشان می‌دهد زیر ساخت های لازم برای حفظ این دستاورد به مدت طولانی را در اختیار ندارد. یکی از مهم ترین راهبرد اقتصادی کشورهای موفق در زمینه خود کفایی، کاهش هزینه‌های تولید است. در حوزه خود کفایی گندم مسائلی چون تجمیع اراضی و یکپارچه سازی زمین های زیر کشت گندم، افزایش ضریب مکانیزاسیون، بهینه سازی روش های آبیاری، کاهش هزینه حمل و نقل داخلی، کاهش هزینه‌های بازاریابی و کاهش حاشیه بازاریابی، کاهش نرخ بهره اعتبارات و تمامی مواردی که به کاهش هزینه تولید اعم از ثابت و متغیر در تولید و صادرات گندم منجر شود، می‌تواند در خود کفایی گندم ایران در بازار بین الملل تاثیر بسزایی داشته باشد. توجه به این مسایل ضرورت انجام مطالعه در زمینه امکان کاهش هزینه‌های تولید و بررسی وضعیت تولید و هزینه این محصول مهم در سطح خرد و کلان را در نظر دارد.

در این مطالعه به طور موردی استان کردستان، که یکی از قطب‌های تولید گندم کشور می باشد مورد بررسی قرار گرفته است. اتقایی و همکاران (۱۳۹۰) مطالعه ای تحت عنوان سنجش شکست اراضی شالیکاری در چارچوب رهیافت تابع هزینه در استان گیلان انجام دادند. نتایج نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده در مزارع برنج این استان است. رنجبرو دشتی (۱۳۸۸) تحقیقی تحت عنوان تحلیل ساختار تولید با استفاده از تابع هزینه در مرغداری‌های گوشتی استان زنجان با استفاده از رهیافت تابع هزینه انجام دادند. نتایج نشان داد که واحدهای مورد مطالعه دارای بازده نزولی نسبت به مقیاس است. کسکین و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای عنوان برآورد تابع تقاضا برای نهاده‌های گوجه فرنگی و خیار (منطقه اوزاندره ترکیه) با استفاده از رهیافت تابع هزینه پرداختند. نتایج نشان داد که کشش‌های خودی و متقاطع نهاده‌ها در کشت خیار بی‌کشش و در کشت گوجه فرنگی کشش پذیر نسبت به تغییرات قیمت می‌باشد. کوی و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) به بررسی ساختار تولید و توابع تقاضای نهاده‌ها در

1 - Keskin &amp; et al.,

2 - Kavoi &amp; et al.,

مزارع تولیدکننده لبنیات در کنیا با استفاده از نظریه دوگانگی پرداختند. نتایج حاصله نشان دهنده عدم وجود صرفه جویی حاصل از مقیاس، در واحدهای تولیدی می باشد.

## ۲- داده‌ها و روش‌های تحقیق

بر اساس تئوری دوآلیتی، ساختار تولید یک صنعت می تواند هم با استفاده از تابع تولید و هم تابع هزینه مورد مطالعه قرار گیرد. لذا هر تابع تولید داری یک تابع هزینه حداقل، به عنوان سیستم ثانویه می باشد لذا تمام روابط فنی میان سطوح تولید و عوامل مستتر در تابع تولید، بازتابی در تابع هزینه دارد (واریان<sup>۱</sup>، ۱۹۹۲). با این حال استفاده از تابع هزینه دارای چندین مزیت است از جمله این که: ۱- در روش تابع هزینه ضرورتی ندارد که فرض شود تابع تولید نسبت به مقدار عوامل، همگن از درجه یک است چرا که باعث تحمیل محدودیت‌هایی بر مدل می گردد. اما صرف نظر از خواص همگن بودن تابع تولید، منطقی است که فرض شود تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل همگن خطی است، زیرا مثلاً  $t$  برابر شدن قیمت عوامل هزینه کل را نیز  $t$  برابر خواهد کرد بدون اینکه تاثیری بر نسبت عوامل بگذارند. و همین فرض همگن خطی بودن تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل برای رسیدن به معادلات برآوردی مدل کافی است. ۲- استفاده از قیمت‌ها به جای مقادیر کمی نهاده‌ها، برتری دارد. چرا که در تابع هزینه میزان هزینه تابعی از قیمت نهاده‌ها است و احتمال بروز هم خطی میان قیمت نهاده‌ها کمتر از مقادیر آن‌ها است (ری<sup>۲</sup>، ۱۹۸۲). یک تابع هزینه رابطه بهینه بین هزینه بنگاه، قیمت نهاده‌ها و سطح تولید را ارائه می کند. فرم ضمنی آن به صورت رابطه (۱) می باشد:

$$C = c(P_1, P_2, P_3, \dots, P_i, Q) \text{ و } Q = Q(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1)$$

که در آن  $C$  هزینه کل تولید،  $P_i$  قیمت هر واحد نهاده  $i$ ام به کار گرفته شده در تولید و  $Q$  مقدار محصول تولیدی و  $X_i$  مقدار عامل تولید می باشد. لذا تابع هزینه به صورت، رابطه (۲) تعریف می شود (عارف عشقی، ۱۳۸۵):

$$\begin{aligned} C(P, Q) &= \text{Min} P \cdot X \\ \text{s.t. } H(X) &\geq Q \end{aligned} \quad (2)$$

برای به دست آوردن یک تابع هزینه ضروری است که بودجه بنگاه را با توجه به محدودیت تکنولوژی به حداقل برسانیم، یا این که تولید بنگاه را با توجه به محدودیت بودجه به حداکثر برسانیم. این دو امر در حقیقت معادل یکدیگرند. یافتن راه حل برای مساله فوق منوط به تساوی نرخ جایگزینی فنی با

1 - Varian

2 - Ray

منفی نسبت قیمت نهاده‌های تولیدی است. با مفروض بودن تکنولوژی خاصی، ساده خواهد بود (حداقل از لحاظ مفهومی) که تابع هزینه را از طرق حداقل نمودن رابطه هزینه به دست آورد و از طرف دیگر با مفروض بودن تابع هزینه می‌توان تابع تولید و تکنولوژی تولیدی را که چنین تابع هزینه‌ای ایجاد کرده است، به دست آوریم. هر مفهومی که بر حسب ویژگی‌ها و خواص تابع تولید تعریف شود یک تعریف همزاد بر حسب ویژگی‌ها و خواص تابع هزینه دارد و بالعکس. (دایورت<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷). در برآورد تابع هزینه از فرم‌های گوناگونی همچون تابع ترانسلوگ، لئونتیف، درجه دوم می‌توان بهره گرفت. به اعتقاد گجراتی، تعداد پارامترهای کمتر، سادگی تفسیر و محاسبات، خوبی برازش، قدرت تعمیم دهی و پیش بینی، از جمله معیارهای مهم در تعیین الگوی اقتصادسنجی برتر برای کارهای تجربی می‌باشند (ابریشمی، ۱۳۸۵). به استناد معیارهای گزینش تابع برتر و کاربرد وسیع تابع هزینه ترانسلوگ، شکل کلی این تابع به صورت روابط (۳) و (۴) خواهد بود:

$$LnC = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i LnP_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} LnP_i LnP_j + \sum_{i=1}^n \gamma_{iQ} LnP_i LnQ + \frac{1}{2} \beta_{QQ} (LnQ)^2 + \beta_Q LnQ \quad (3)$$

$$S_i = \beta_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} LnP_j + \gamma_{iQ} LnQ, j = E, F, M, L, W, P, S \quad (4)$$

در رابطه فوق  $C$  هزینه کل،  $Q$  سطح تولید یا مقدار تولید،  $P_E, P_F, P_M, P_L, P_W, P_P, P_S$  به ترتیب قیمت زمین، کود، ماشین آلات، نیروی کار، آب، سم و  $K$  نشان‌دهنده سهم هر عامل تولید در کل هزینه است. استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ منوط به برقراری شرایطی تحت عنوان قیود خوش رفتاری می‌باشد که عبارتند از همگنی از درجه یک نسبت به قیمت نهاده‌ها، یکنوا بودن نسبت به قیمت نهاده‌ها و مقعر بودن نسبت به قیمت است. شرط اول بیانگر آن است که تغییر متناسب در قیمت عوامل تولید هزینه را به همان نسبت تغییر خواهد داد. این محدودیت به صورت رابطه (۵) اعمال می‌شود (گاریسا و رندال، ۱۹۹۴):

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{iQ} = 0 \quad (5)$$

شرط دوم با فرض اینکه تابع ترانسلوگ دوبار قابلیت مشتق پذیری داشته و ماتریس هشین آن نسبت به قیمت نهاده‌ها متقارن باشد، به صورت رابطه (۶) برقرار خواهد شد (گاریسا و رندال، ۱۹۹۴):

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (6)$$

1 - Diewe

2 - Garcia and Randall

شرط سوم که به مفهوم همسو بودن جهت تغییرات قیمت نهاده‌ها و هزینه‌ها می‌باشد مستلزم این است که سهم برآورد شده هر نهاده از کل هزینه تولید به ازای تمام مشاهدات رقمی بزرگ تر از صفر باشد. این شرط طبق رابطه (۷) تامین می‌گردد (گارسیا، ۱۹۹۴):

$$S_i = \frac{\sum_{t=1}^T \ln C}{\sum_{t=1}^T \ln P_i} = \beta_i + \sum_{j=1}^J \beta_j \ln P_j + \gamma_{iQ} \ln Q > 0 \quad (7)$$

برای تامین شرط چهارم بایستی ماتریس مشتقات درجه دوم تابع هزینه  $\frac{\partial^2 C}{\partial P_i \partial P_j}$  نسبت به قیمت نهاده‌ها یک ماتریس نیمه معین منفی باشد یعنی شیب تابع تقاضای نهاده‌ها نسبت به قیمت نهاده‌ها منفی باشد. با محاسبه کشش‌های جانشینی خودی و متقاطع آلن برای نهاده‌ها می‌توان ماتریس هشین مربوطه را تشکیل داد. چنانچه کشش‌های خود قیمتی آلن محاسبه شده به ازای تمام مشاهدات مقادیری کمتر از صفر داشته باشند، شرط تقعر برقرار می‌باشد (بلکوری و همکاران، ۱۹۷۷).

### فرضیه‌های ساختاری تابع هزینه

با اینکه تابع هزینه ترانسلوگ، ساختار تولید را محدود به هموتیک بودن و همگنی نمی‌کند و هیچ محدودیتی روی کشش‌های جانشینی نهاده‌های تولید نمی‌گذارد. اما این محدودیت‌ها بایستی از نظر آماري روی تابع فوق آزمون شوند تا پس از اطمینان از صحت مدل انتخابی وعدم وجود ارب در پارامترهای برآورد شده، شاخص‌های لازم را بررسی نمود (هانگ، ۲۰۰۱).

۱- فرضیه هموتیک بودن تابع تولید: هموتیک نبودن بدین معناست که تغییر مقیاس تولید در نسبت یا سهم استفاده از عوامل تولید ارب ایجاد خواهد کرد؛ به عبارتی اگر مقیاس تولید تغییر کند، نسبت به کارگیری عوامل نیز تغییر می‌کند. و اصطلاحاً تولیدکننده با ارب تغییر مقیاس مواجه خواهد شد. اگر تابع هزینه برآورد شده به صورت حاصل ضرب  $C = F(Y) \cdot H(W)$  قابل تفکیک باشد، تابع تولید از خصوصیت هموتیک بودن برخوردار است. در این رابطه  $F(Y)$  یک تابع پیوسته و غیر نزولی از  $Y$  است. که آنرا اصطلاحاً تابع هزینه واحد گویند  $H(W)$ . یک تابع غیر منفی، همگن خطی، غیر نزولی و مقعر نسبت به قیمت عوامل می‌باشد (لوپز، ۱۹۸۰). این فرض، محدودیت رابطه (۸) را بر پارامترهای تابع هزینه و معادلات سهم هزینه اعمال می‌کند:

$$\gamma_{iQ} = 0 \quad , \quad i = E, F, M, L, W, S, P \quad (8)$$

1-Blackorby & et al.,

2-Huang

3-Hemotetic

4-Lopes

درمدل حاضر اگر تمام پارامترهای  $i = E, F, M, L, W, S, P$  تفاوت معنی‌داری از صفر نداشته باشند، تکنولوژی تولید هموتیک است و اثر تغییر مقیاس بر استفاده از نهاده‌ها دارای اریب خواهد شد. (گراویس و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶). جهت اندازه‌گیری این اریب از معیار آنتل استفاده شده که بر حسب پارامترهای تابع هزینه ترانسلوگ در رابطه (۹) ارائه شده است:

$$N_i = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln Q} = \frac{\partial S_i}{\partial \ln Q} \cdot \frac{1}{S_i} = \beta_{iQ} \cdot \frac{1}{S_i} \quad (9)$$

در رابطه (۹)،  $N_i$  میزان اریب ناشی از غیر هموتیک بودن تابع تولید، برای نهاده  $i$ ام،  $S_i$  سهم عامل  $i$ ، مقدار تولید و  $\beta_{iQ}$  پارامتر ضرب متقاطع لگاریتم قیمت نهاده  $i$  در لگاریتم مقدار تولید می‌باشد. اگر  $N_i > 0$  باشد، تغییر مقیاس در جهت افزایش میزان استفاده از آن نهاده می‌باشد. اگر  $N_i < 0$  باشد، تغییر مقیاس موجب کاهش میزان استفاده از آن نهاده می‌باشد. اگر  $N_i = 0$  باشد، تغییر مقیاس خنثی است و نسبت به کارگیری نهاده‌ها را تغییر نمی‌دهد (اشراقی سامانی و همکاران، ۱۳۸۷).

۲- آزمون فرضیه بازدهی ثابت نسبت به مقیاس: تکنولوژی تولید دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس خواهد بود، در صورتی که تابع هزینه به صورت  $(Q \cdot P) = Q \cdot H(P)$  قابل تجزیه باشد. در این حالت، تابع باید همگن از درجه اول بوده و افزایش مقدار متناسب نهاده‌ها به افزایش همانندی در مقدار تولید منجر گردد و از آنجا که هزینه متوسط علی‌رغم تغییر سطح تولید ثابت است، لذا عامل فرایندگی (کاهندگی) هزینه متوسط یعنی  $(\ln Q)^2$  باید حذف شود این فرضیه بصورت رابطه (۱۰) اعمال می‌شود:

$$\gamma_{iQ} = \gamma_{QQ} = 0 \quad i = E, F, M, L, W, S, P \quad (10)$$

آماره این فرضیه هم چون آماره هموتیکی با استفاده از نسبت درستی محاسبه می‌شود به طوری که دو الگوی مفید و غیر مفید را با هم مقایسه می‌کنیم و مقایسه این دو از طریق آزمون  $\chi^2$  با آماره  $-2 \ln \lambda$  صورت می‌گیرد. (گراویس و همکاران، ۲۰۰۶).

۳- آزمون فرضیه کاب-داگلاس بودن تابع تولید: تابع تولید کاب-داگلاس، خصوصیات ضرورت، همگنی، یکنواختی، تقعر، پیوستگی، مشتق‌پذیری، غیر منفی و غیر تهی بودن را دارد. پارامترهای این تابع، نشان‌گر کشش‌های تولید نهاده‌ها است. از جمله محدودیت‌های این تابع می‌توان به ثابت بودن کشش تولید نهاده‌ها در آن اشاره کرد این فرم تنها یک ناحیه تولید را برای هر نهاده نشان می‌دهد و قادر به تبیین هر سه ناحیه از تابع تولید نیست (مهرآرا و عبدی، ۱۳۸۴). اغلب فرض می‌شود ساختار تولید بخش کشاورزی به شکل کاب-داگلاس می‌باشد. اگر تابع تولیدی به شکل کاب-داگلاس باشد، تابع هزینه نیز کاب-

داگلاس خواهد بود و برعکس. این فرضیه آزمون توام همگنی و واحد بودن کشش جانشینی واحد را شامل می‌شود. لازمه برقراری این ویژگی اعمال محدودیت‌های رابطه (۱۱) است:

$$\gamma_{QQ} = \gamma_{iQ} = \gamma_{ij} = 0 \quad \text{و} \quad i = E, F, M, L, W, S, P \quad (11)$$

برای آزمون فوق، یک بار تابع هزینه را بصورت غیر مقید و بار دیگر بصورت مقید برآورد می‌کنیم. سپس با استفاده از آماره  $F$  به صورت رابطه (۱۲)، فرضیه  $H_0$  مورد آزمون قرار می‌دهیم.

$$F_{(R, dF)} = \frac{\frac{(SSE_R - SSE_U)}{R}}{\frac{SSE_U}{dF}} \quad (12)$$

در رابطه (۱۲)،  $SSE_U$ ،  $SSE_R$  به ترتیب مجموع مجذورات جملات پسماند مدل مقید و مجموع مجذورات جملات پسماند مدل غیر مقید،  $R$  تعداد قیود درجه آزادی (صورت)،  $N$  تعداد مشاهدات و  $K$  تعداد پارامترهای مدل غیر مقید،  $dF = N - k$  درجه آزادی (مخرج) (کورادا، ۱۹۸۷).

#### محاسبه کشش‌های تابع هزینه ترانسلوگ: کشش خودی و جانشینی آلن - اوزاوا

این کشش نشانگر تغییرات درصدی در نسبت دو عامل تولیدی، ناشی از یک درصد تغییر در قیمت‌های نسبی آنها است و برای تعیین قابلیت جانشینی و گروه‌بندی هر جفت از نهاده‌ها از لحاظ جانشینی و مکملی می‌باشد. این نوع کشش برای تابع هزینه ترانسلوگ به صورت رابطه (۱۳) قابل محاسبه خواهد بود:

$$AES_{ii} = \frac{\gamma_{ij} + s_i^2 - s_i}{s_i^2} \quad i = j, \quad AES_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{s_i s_j} + 1 \quad \text{for } i \neq j \quad (13)$$

در رابطه (۱۳)،  $AES_{ii}$  و  $AES_{ij}$  به ترتیب، معرف کشش جزئی خودی و جانشینی آلن می‌باشد. همچنین  $s_i$ ،  $s_j$  سهم عامل  $i$  و  $j$ ، پارامتر ضرب متقاطع لگاریتم قیمت نهاده  $i$  در لگاریتم قیمت نهاده  $j$  در تابع ترانسلوگ می‌باشند. در ارتباط با کشش‌های جزئی خودی آلن، انتظار بر این است که علائم این نوع از کشش‌ها منفی باشند. چرا که تقاضای هر کالا (بجز کالای گیفن)، با قیمت آن رابطه عکس دارد. رابطه با کشش جانشینی آلن اگر  $AES_{ij} > 0$  نشانگر رابطه جانشینی بین دو نهاده و اگر  $AES_{ij} < 0$ ، نشانگر رابطه مکملی بین دو نهاده می‌باشد (کورادا، ۱۹۸۷).

### کشش های قیمتی خودی و متقاطع تقاضای نهاده ها

کشش های قیمتی تقاضای نهاده ها به عنوان شاخص حساسیت نسبی تقاضا به نوسانات قیمت و کشش متقاطع قیمتی تقاضا، با فرض ثبات قیمت سایر نهاده های تولیدی برای تبیین رابطه جانمایی و مکملی میان نهاده های تولید به کار گرفته می شود و به صورت رابطه (۱۴) تعریف شده است:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln P_j} = \frac{\partial X_i}{\partial P_j} \cdot \frac{P_j}{X_i} \quad (14)$$

برای تابع هزینه ترانسلوگ این کشش ها از روابط (۱۵) و (۱۶) زیر به دست می آید:

$$\varepsilon_{ii} = AES_{ii} \cdot S_i \quad \text{for } i = j \quad (15)$$

$$\varepsilon_{ij} = AES_{ij} \cdot S_j, \quad \varepsilon_{ji} = AES_{ij} \cdot S_i \quad \text{for } i \neq j \quad (16)$$

$\varepsilon_{ij}$ ،  $\varepsilon_{ii}$  به ترتیب، کشش قیمتی خودی تقاضا و کشش قیمتی متقاطع تقاضای نهاده ها را نشان می دهند. مقادیر خطای استاندارد مربوط به این کشش ها نیز با استفاده از روابط (۱۷) و (۱۸) قابل محاسبه می باشد.

$$ES_{AES} = \frac{STE(b_{ij})}{S_i S_j} \quad (17)$$

$$ES_{\varepsilon} = \frac{STE(b_{ij})}{S_i} \quad (18)$$

در مورد کشش های قیمتی تقاضای نهاده ها اگر  $\varepsilon_{ij} > 1$  باشد، اصطلاحاً تقاضا برای نهاده کشش پذیر، اگر  $\varepsilon_{ij} < 1$  باشد، اصطلاحاً تقاضا برای نهاده کشش ناپذیر و اگر  $\varepsilon_{ij} = 1$  باشد، اصطلاحاً تقاضا برای نهاده بدون کشش است. ذکر این نکته ضروری است که این کشش ها نامتقارن هستند، بطوری که کشش متقاطع  $i$  با کشش متقاطع  $j$  متفاوت است (احسانی و همکاران، ۱۳۸۹).

### کشش مقیاس

کشش مقیاس اغلب به صورت افزایش در تولید وقتی همه نهاده ها به یک نسبت افزایش می یابند تعریف شده است. برای محاسبه کشش مقیاس با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ، ابتدا کشش هزینه مورد محاسبه قرار می گیرد. سپس کشش مقیاس به صورت معکوس معادله فوق، تعریف می شود طبق روابط (۱۹) و (۲۰):

$$\varepsilon_C = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \frac{MC}{AC} = \beta_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \sum_{i=1}^n \gamma_{iQ} \ln P_i = \frac{\partial C}{\partial Q} \cdot \frac{Q}{C} \quad (19)$$

$$\varepsilon_S = \frac{1}{\varepsilon_C} = (\varepsilon_C)^{-1} \quad (20)$$

در مورد کشش مقیاس اگر  $\varepsilon_S > 1$  یا  $\varepsilon_C < 1$  باشد، تکنولوژی تولید با صرفه های ناشی از مقیاس مواجه است و واحدهای تولیدی بزرگ اقتصادی تر از واحدهای کوچک تر می باشند. و اگر  $\varepsilon_S < 1$  یا



$\varepsilon_i > 1$  باشد، تکنولوژی تولید با عدم صرفه های ناشی از مقیاس مواجه است و واحدهای تولیدی کوچک اقتصادی‌تر از واحدهای بزرگ می‌باشند (اشراقی سامانی و همکاران، ۱۳۸۷).

جهت برآورد معادلات معرفی شده در یک دستگاه معادلات هم زمان، بطور عام از روش رگرسیون تعمیم یافته و به طور خاص از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب استفاده می‌شود. علت استفاده از این روش وجود همبستگی بین جملات اخلاص معادلات تقاضا با هم می‌باشد. علت وجود ارتباط بین جملات اخلاص معادلات متفاوت این است که جمع سهم‌های هزینه برابر یک بوده، و اگر طرفین معادلات تقاضا با هم جمع گردد، جمع طرف دوم معادلات نیز بایستی برابر یک شود، طبق رابطه (۲۱):

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1 \quad , \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad , \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{ji} = 0 \quad (21)$$

اجباراً جمع جملات اخلاص معادلات بایستی برابر صفر باشد و این به مفهوم ارتباط خطی جملات اخلاص معادلات متفاوت است. و از طرفی چون متغیرهای مستقل تمام معادلات تقاضا یکسان می‌باشد، مجموعه تمام متغیرهایی که وارد مدل نشده‌اند در جملات اخلاص ظاهر و بین جملات همبستگی ایجاد خواهد نمود (اریکسون و همکاران، ۲۰۰۳).

در روش SUR فرض بر این است که بین جملات اخلاص یک معادله، خود همبستگی وجود ندارد و این جملات دارای واریانس همسانی می‌باشند. اما جملات اخلاص در معادلات متفاوت، دارای واریانس ناهمسان می‌باشند. از طرف دیگر همبستگی هم زمانی بین جملات اخلاص معادلات متفاوت وجود دارد ولی همبستگی غیر هم زمانی بین جملات اخلاص معادلات متفاوت وجود ندارند. در واقع اگر خواسته شود تمامی معادلات با هم برآورد گردند، نیز این کار امکان‌پذیر نخواهد بود. زیرا در روش SUR مرحله اول مجموعه معادلات به صورت، تک معادله به روش حداقل مربعات معمولی<sup>۳</sup> برآورد می‌گردد و ماتریس واریانس - کوواریانس جملات اخلاص محاسبه شده و برای مرحله بعدی آماده می‌گردد. وقتی تمامی معادلات با هم برآورد می‌گردند با توجه به  $\sum_{i=1}^7 \varepsilon_i = 0$  ماتریس واریانس - کوواریانس جملات منفرد بوده و امکان تخمین وجود نخواهد داشت (ابریشمی، ۱۳۸۵) این که کدام یک از معادلات از سیستم معادلات حذف شود در روش SUR معمولاً معادله ای حذف می‌شود که کمترین سهم را در هزینه داشته باشد. به منظور اجتناب از این محدودیت به جای روش SUR از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تکراری<sup>۴</sup> استفاده می‌شود. زیرا برآورد‌های ISUR نسبت به معادله حذف شده از سیستم حساس

1-Seemingly Unrelated Regressions(SUR)

2-Erickson & et al.,

3 - Ordinary least squares

4 - Iterative Seemingly Unrelated Regression(ISUR)

نمی‌باشد بلکه به سمت برآوردهای روش حداکثر درستنمایی<sup>۱</sup> که منحصر به فرد بوده و مستقل از معادله حذف شده می‌باشد، همگرا می‌شوند (آلوارز و همکاران، ۲۰۰۹).

در تحقیق حاضر به منظور انجام محاسبات و برآورد مدل‌ها نیاز به آمار و اطلاعاتی در رابطه با قیمت، مقدار، هزینه انواع نهاده‌های به کار برده شده مثل زمین، نیروی کار، ماشین آلات، کود، بذر، سم، آب در تولید گندم آبی در مراحل مختلف کاشت، داشت، برداشت بود، که از طریق طراحی پرسشنامه و مراجعه حضوری به کشاورزان نمونه گردآوری شد. اندازه نمونه بالغ بر ۲۵۷ بهره بردار گندم آبی است. داده‌ها برای سال زراعی ۹۱-۹۰ به صورت، پیمایشی و به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب گردیدند.

### ۳- نتایج و بحث

با توجه به مزایای توابع انعطاف پذیر در مقایسه با توابع انعطاف ناپذیر، از جمله کافی بودن تعداد پارامترها و عدم محدودیت بر ساختار فن آوری تولید و نیز پیشرفت در روش برآورد غیر خطی پارامترها، الگوهای تجربی هزینه ترانسلوگ، درجه دوم تعمیم یافته و لئوتیف تعمیم یافته برآورد شدند. در کلیه توابع برآورد شده مقدار هزینه کل به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده‌اند. با بررسی و مقایسه میان توابع برآورد شده و با در نظر گرفتن معیارهای انتخاب مدل برتر که قبلاً به آن‌ها اشاره شده است، فرم ترانسلوگ به عنوان تابع برتر انتخاب و مبنای محاسبات بعدی قرار گرفت. تابع هزینه ترانسلوگ و معادلات سهم هزینه نهاده‌ها بر اساس داده‌های آماری موجود، به طور هم‌زمان در یک دستگاه به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تکراری برآورد گردیدند که نتایج در جدول (۱) نشان داده شده است. متغیر  $Q$  بصورت عملکرد در مدل وارد شده است. با بررسی ضرایب و در نظر گرفتن آماره  $t$ ، از ۴۳ پارامتر برآورد شده، ۷ متغیر  $(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6)$  دارای آماره  $t$  کوچک‌تر از حد مورد قبول بوده و از نظر آماری در سه سطح اهمیت ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنی دار نبوده و از دیدگاه تئوری-های اقتصادی فاقد علامت صحیح می‌باشند. با توجه به جدول ۱، مقدار ضریب تعیین مدل  $R^2$  تقریباً ۹۵ درصد بوده و بیانگر این است که ۹۵ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. همچنین ضرایب تعیین معادله‌های سهم نسبی هزینه نهاده‌های زمین، آب، نیروی کار، کود، بذر و ماشین آلات به ترتیب ۶۰، ۶۶، ۴۲، ۱۷، ۲۱، ۱۱ درصد می‌باشند. بنابر نظریه گلاس و مک کیلوپ پایین

1 - Maximum Likelihood

2 - Alvarez

بودن ضرایب تعیین معادلات سهم هزینه، به دلیل پرازش ضعیفی مدل‌های ترانسلوگ در مورد معادلات سهم هزینه‌ها می‌باشد.

جدول ۱: نتایج برآورد تابع هزینه ترانسلوگ و توابع تقاضای نهاده‌های گندم آبی به روش ISUR

آماره t	ضریب	پارامتر	آماره t	ضریب	پارامتر	آماره t	ضریب	پارامتر
۷/۱۷۴	۰/۰۴۹۳	$Y_{LL}^{***}$	-۲/۳۱۲	-۰/۰۰۷	$Y_{SIV}^{***}$	۱/۰۶۶	۰/۰۹۰	$\beta_Q$
۴/۱۴۸	۰/۰۱۴	$Y_{SS}^{***}$	-۱/۸۶۹	-۰/۰۰۸	$Y_{SE}^{***}$	۷/۷۳۴	۰/۵۳۰	$\beta_L^{***}$
۲/۶۶۹	۰/۰۲۷	$Y_{FF}^{***}$	۰/۵۱۸	۰/۰۰۳	$Y_{FM}^{***}$	۳/۱۱۳	۰/۳۱۲	$\beta_F^{***}$
۵/۱۰۱	۰/۰۴۲	$Y_{NM}^{***}$	-۳/۳۳۸	-۰/۰۲۲	$Y_{FV}^{***}$	۲/۲۲۹	۰/۱۱۰	$\beta_S^{***}$
-۳/۶۳۰	-۰/۰۳۵	$Y_{EE}^{***}$	-۲/۸۷۴	-۰/۰۱۷	$Y_{FE}^{***}$	۲/۸۹۷	۰/۲۰۵	$\beta_M^{***}$
-۳/۳۹۴	-۰/۰۲۱	$Y_{WV}^{***}$	-۱/۷۱۵	-۰/۰۰۸	$Y_{MV}^{***}$	-۷/۹۳۰	۰/۶۲۰	$\beta_E^{***}$
۳/۵۹۰	۰/۵۹۵	$\beta_Q$	-۱/۶۶۱	-۰/۰۱۱	$Y_{ME}^{***}$	۵/۳۹۰	۰/۳۵۵	$\beta_{WV}^{***}$
-۰/۶۱۳	-۰/۰۱۱	$\beta_{QQ}$	۱۴/۲۴۲	۰/۰۶۸	$Y_{EIV}^{***}$	-۴/۳۵۰	-۰/۰۱۵	$Y_{LS}^{***}$
۸/۱۴۳	۰/۴۸۶	$\beta_L^{***}$	-۹/۴۵۳	۰/۰۵۳	$Y_{QL}^{***}$	-۱/۷۰۱	-۰/۰۰۸	$Y_{LF}^{***}$
۴/۴۴۲۰	۰/۲۷۱	$\beta_F^{***}$	۲/۰۶۵	۰/۰۰۹	$Y_{QF}^{***}$	-۳/۹۷۸	-۰/۰۲۲	$Y_{LM}^{***}$
۳/۷۷۹	۰/۱۶۷	$\beta_S^{***}$	۲/۹۶۶	۰/۰۱۱	$Y_{QS}^{***}$	۰/۳۲۰	-۰/۰۰۲	$Y_{LE}^{***}$
-۴/۱۴۵	-۰/۲۹۰	$\beta_E^{***}$	۵/۸۱۶	۰/۰۴۰	$Y_{QE}^{***}$	-۱/۷۵۳	-۰/۰۰۸	$Y_{LV}^{***}$
۱/۶۷۳	-۰/۰۸۴	$\beta_{WV}^{***}$	۱/۲۵۲	۰/۰۰۵	$Y_{QV}^{***}$	۴/۹۰۷	۰/۰۱۷	$Y_{SF}^{***}$
۴/۰۰۵	۰/۲۶۵	$\beta_M^{***}$	-۱/۲۴۳	۰/۰۰۷۸	$Y_{QM}^{***}$	۰/۱۰۳	۰/۰۰۱	$Y_{SM}^{***}$
	$\bar{R}^2$	$R^2$	آماره‌های کلی	$\bar{R}^2$	$R^2$	آماره‌های کلی		
	۰/۴۰	۰/۴۲	سهم هزینه نیروی کار	۰/۹۴	۰/۹۵	تابع هزینه ترانسلوگ		
	۰/۱۹	۰/۲۱	سهم هزینه کود	۰/۶۵	۰/۶۶	سهم هزینه زمین		
	۰/۱۵	۰/۱۷	سهم هزینه بذر	۰/۵۹	۰/۶۰	سهم هزینه آب		
				۰/۱۰	۰/۱۳	سهم هزینه ماشین‌آلات		

ماخذ: یافته‌های تحقیق

### نتایج محاسبه کشش خودی و جانشینی آلن - اوزاوا

نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های جزئی خودی و جانشینی آلن در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: کشش های خودی و جانشینی آکن محاسبه شده بین نهاده های گندم آبی

سم	کود	آب	بذر	ماشین آلات	نیروی کار	زمین	نهاده
۵۰۳۵۸	۰/۴۴۴۶ (۰/۱۹۳۶)	۳/۵۹۱۷ (۰/۱۸۲۰)	۰/۸۲۲۱ (۰/۰۹۵۲)	۰/۸۴۸۱ (۰/۰۹۱۴)	۱/۰۳۴۰ (۰/۱۰۶۱)	-۱/۷۵۸۷ (۰/۳۰۹۶)	زمین
-۳/۴۰۲۳	۰/۲۰۶۱ (۰/۴۶۶۹)	۰/۲۱۷۴ (۰/۴۴۶۵)	۰/۹۹۷۱ (۰/۲۰۷۰)	۰/۳۹۲۵ (۰/۱۹۸۱)	-۳/۴۹۴۱ (۰/۰۶۲۲)	-	نیروی کار
۲۶/۰۸۱۰	۱/۲۰۶۹ (۰/۳۹۹۴)	۰/۲۳۸۷ (۰/۳۸۵۶)	۱/۰۱۹۶ (۰/۱۹۰۹)	-۳/۱۷۷۰ (۰/۲۳۵۱)	-	-	ماشین آلات
۰/۰۵۵۱	۳/۱۵۷۱ (۰/۴۳۹۶)	۰/۱۱۶۴ (۰/۳۸۲۱)	-۶/۸۷۶۸ (۰/۲۶۵۲)	-	-	-	بذر
۲۵/۳۸۶۹	-۳/۵۵۷۱ (۱/۲۱۲۰)	-۱۸/۶۲۶۶ (۱/۳۹۱۷)	-	-	-	-	آب
۱۶/۵۲۱۶	-۷/۷۱۱۵ (۲/۰۲۰۳)	-	-	-	-	-	کود
-۲۶/۹۰۶۸	-	-	-	-	-	-	سم

اعداد داخل پرانتز معرف خطای استاندارد می باشد (مقادیری که ستاره دار نیستند حداقل در سطح ۵٪ معنی دار می باشند).

ماخذ: یافته های تحقیق

- ۱- با توجه به جدول به جز مقادیر ستاره دار بقیه حداقل در سطح ۵٪ معنی دارند و علامت مورد انتظار منفی را دارند.
- ۲- با توجه به علامت منفی بین نهاده های نیروی کار و سم و نیز کود و آب می توان گفت که نیروی کار مکمل سم و آب مکمل کود محسوب می گردد. رابطه مکملی کود و آب از لحاظ علوم زیست شناسی - گیاهی اثبات شده، چرا که برای حل و جذب شدن کود توسط گیاه نیاز به آب می باشد.
- ۳- رابطه جانشینی میان ماشین آلات و سم، آب و سم، کود و سم بیشتر از بقیه می باشد.
- ۴- کشش متقاطع جانشینی بین نهاده زمین با (نیروی کار، ماشین آلات، بذر، آب، کود و سم) دارای علامت مثبت است که حاکی از رابطه جانشینی بین این نهاده ها در فرآیند تولید می باشد.
- ۵- با مقایسه بین میزان کشش های جانشینی بین زمین با (ماشین آلات، بذر، آب) مشخص می گردد نهاده آب جانشین بهتری می باشد. به این مفهوم که با افزایش قیمت زمین، زارعین برای این که سطح تولید قبلی خود را حفظ کنند در وهله اول سعی می کنند نهاده آب را جانشین زمین بکنند، هر چند تمایل به جانشین کردن سایر عوامل نیز دارند.
- ۶- نهاده نیروی کار با ماشین آلات جانشین یکدیگرند. که غالباً مورد انتظار می باشد. چرا که اصولاً این دو نهاده در انجام فعالیت های مشابهی در فرآیند تولید با یکدیگر رقابت می نمایند.

۷- بین ماشین‌آلات با (بذر و کود) رابطه جانشینی وجود دارد. درمورد جانشینی ماشین‌آلات با بذر می‌توان گفت که با به کارگیری ماشین‌آلات در مراحل آماده سازی زمین می‌توان عملکردها را بدون افزایش بذر، افزایش داد.

۸- در رابطه با جانشینی سم با بذر چون سم علیه آفات و امراض وارده بر محصول به کار می‌رود می‌توان با افزایش میزان سم این خسارت را با به کارگیری کمتر بذر جبران نمود.

### نتایج محاسبه کشش های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا

نتایج مربوط به محاسبه کشش های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا در جدول ۳ خلاصه شده است :

جدول ۳: کشش های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا محاسبه شده بین نهاده های گندم آبی

نهاده	زمین	نیروی کار	ماشین آلات	بذر	آب	کود	سم
زمین	۰/۶۹۴۴ (۰/۰۲۴۶)	۰/۱۵۴۰ (۰/۰۲۳۰)	۰/۱۵۷۸ (۰/۰۱۷۰)	۰/۰۹۱۶ (۰/۰۱۰۶)	۰/۲۴۱۰ (۰/۰۰۴۸)	۰/۰۳۱۵ (۰/۰۱۳۷)	۰/۱۰۵۲
نیروی کار	۰/۴۰۸۲ (۰/۰۴۱۲)	-۰/۵۲۰۳ (۰/۰۴۶۱)	۰/۰۷۳۰ (۰/۰۳۷۲)	۰/۰۱۱۱ (۰/۰۰۲۳۱)	۰/۰۱۴۶ (۰/۰۰۲۳۰)	۰/۰۱۴۶ (۰/۰۰۳۳۱)	-۰/۰۷۱۱
ماشین آلات	۰/۳۳۴۸ (۰/۰۰۳۶۱)	۰/۰۵۸۴ (۰/۰۰۲۹۸)	-۰/۵۹۰۹ (۰/۰۰۴۳۷)	۰/۱۱۳۶ (۰/۰۰۲۱۳)	۰/۰۲۲۷ (۰/۰۰۲۵۹)	۰/۰۸۵۶ (۰/۰۰۲۸۳)	۰/۵۴۵۱
بذر	۰/۳۲۴۶ (۰/۰۰۳۶۶)	۰/۰۱۴۹ (۰/۰۰۳۰۸)	۰/۱۸۹۷ (۰/۰۰۳۵۵)	-۰/۷۶۶۱ (۰/۰۰۲۹۶)	۰/۰۰۷۸ (۰/۰۰۲۵۷)	۰/۲۲۳۹ (۰/۰۰۳۱۲)	۰/۰۰۱۲
آب	۱/۴۱۸۰ (۰/۰۰۷۱۸)	۰/۰۳۳۴ (۰/۰۰۶۶۵)	۰/۰۶۳۰ (۰/۰۰۷۱۷)	۰/۰۱۳۰ (۰/۰۰۴۲۶)	-۱/۲۴۹۸ (۰/۰۰۹۳۴)	-۰/۲۵۲۲ (۰/۰۰۸۶۵)	۰/۵۳۰۶
کود	۰/۱۷۵۲ (۰/۰۰۷۶۴)	۰/۰۳۰۷ (۰/۰۰۶۹۵)	۰/۲۲۴۵ (۰/۰۰۷۴۳)	۰/۳۵۱۷ (۰/۰۰۴۹۰)	-۰/۲۳۸۶ (۰/۰۰۸۱۸)	-۰/۵۴۶۷ (۰/۰۰۱۴۳)	۰/۳۴۵۳
سم	۱/۹۸۸۱	-۰/۵۰۶۶	۴/۸۵۱۱	۱/۰۰۶۱	۱/۷۰۳۵	۱/۱۷۱۴	۰/۵۶۲۴

اعداد داخل پرانتز معرف خطای استاندارد می باشد و مقادیری که ستاره دار نیستند حداقل در سطح ۵٪ معنی دار می باشند.

ماخذ: یافته های تحقیق

۱- تمامی کشش های خود قیمتی برای نهاده های زمین، نیروی کار، ماشین آلات، بذر، آب، کود و سم از لحاظ آماری معنی - دار بوده و دارای علامت مورد انتظار منفی هستند که با تئوری های اقتصادی سازگار می باشند.

۲- کشش قیمتی خودی تقاضای مربوط به نهاده آب از نظر قدر مطلق نسبت به سایر نهاده ها بیشتر است. و بیانگر این است که تقاضا برای نهاده آب کشش پذیر می باشد. کمترین مقدار کشش قیمتی خودی تقاضا مربوط به نهاده کود است که حاکی از آن است که کشاورز در برابر تغییر قیمت کود واکنش چندانی نسبت به تقاضا برای کود از خود نشان نمی دهد.

۳- یکی از دلایل پایین بودن کشش تقاضا این است که مدل برآورد شده مربوط به کوتاه مدت است و در برآورد آن از اطلاعات مقطعی استفاده شده است و از عامل زمان صرف نظر گردیده است. هرچه دوره مورد بررسی طولانی تر باشد، زارع این فرصت را خواهد داشت که به نحو بهتری هر کدام از نهاده های تولید را جایگزین یکدیگر کند.

#### محاسبه کشش مقیاس

میانگین کشش مقیاس برای کل مزارع حدود ۳/۰۱۹ است که بیانگر صرفه های ناشی از مقیاس برای تمامی مزارع مورد مطالعه است. در واقع در تمامی مزارع با افزایش تولید میزان هزینه ها کاهش می یابد. به بیان دیگر مزارع بزرگ تر در مقایسه با مزارع کوچک تر از مزیت نسبی برخوردارند، و هزینه تولید در واحدهای بزرگ تر به طور نسبی کمتر از واحدهای کوچک تر می باشد. از آنجا که تکنولوژی تولید در این صنعت هموتتیک نیست، مقدار کشش مقیاس در سطوح مختلف تولید متفاوت می باشد. بیشترین کشش مقیاس مربوط به دو سطح تولید ۶۰۰۰ و ۱۰۰۰۰ کیلوگرم است به این معنا که در این دو سطح در مقایسه با سایر سطوح، با افزایش تولید میزان هزینه بیشتر کاهش می یابد. بر عکس در سطح تولید ۹۰۰۰ کیلوگرم کشش مقیاس کمترین مقدار خود را داشته و در مقایسه با سطوح دیگر با افزایش تولید میزان هزینه کمتر کاهش پیدا می کند.

#### بررسی قیود خوش رفتاری تابع هزینه گندم آبی

##### نتایج آزمون همگن بودن تابع هزینه گندم آبی نسبت به قیمت نهاده ها

ابتدا معادلات سهم هزینه بدون هیچ محدودیتی به روش حداقل مربعات وزنی<sup>۱</sup> برآورد گردیده و سپس محدودیت های همگنی با استفاده از آماره والد، بطور هم زمان مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون همگنی ضرایب متناظر معادلات سهم هزینه نهاده‌های گندم آبی

مقدار آماره $\chi^2$	درجه آزادی	سطح معنی داری
۱۷/۰۰۳۰	۹	۰/۱۵۱۱
فرضیات		
تابع هزینه نسبت قیمته عوامل همگتولید است: $H_0$		
تابع هزینه نسبت قیمته عوامل همگتولید نیست: $H_1$		
$Y_{ME} + Y_{MS} + Y_{MF} + Y_{MM} + Y_{ML} + Y_{MW} + Y_{MP} = 0$	$\beta_E + \beta_F + \beta_M + \beta_L + \beta_W + \beta_P + \beta_S = 1$	
$Y_{WE} + Y_{WS} + Y_{WF} + Y_{WM} + Y_{WL} + Y_{WW} + Y_{WP} = 0$	$Y_{QE} + Y_{QS} + Y_{QF} + Y_{QM} + Y_{QL} + Y_{QW} + Y_{QP} + Y_{QS} = 0$	
$Y_{LE} + Y_{LS} + Y_{LF} + Y_{LM} + Y_{LL} + Y_{LW} + Y_{LP} = 0$	$Y_{ZE} + Y_{ZS} + Y_{ZF} + Y_{ZM} + Y_{ZL} + Y_{ZW} + Y_{ZP} = 0$	
$Y_{FE} + Y_{FS} + Y_{FF} + Y_{FM} + Y_{FL} + Y_{FW} + Y_{FP} = 0$	$Y_{SE} + Y_{SS} + Y_{SF} + Y_{SM} + Y_{SL} + Y_{SW} + Y_{SP} = 0$	
$Y_{PE} + Y_{PS} + Y_{PF} + Y_{PM} + Y_{PL} + Y_{PW} + Y_{PP} = 0$		

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون والد چون  $\chi^2$  محاسبه شده از  $\chi^2$  بحرانی با درجه آزادی ۹ در سطح معنی داری ۵٪ کوچک تر می باشد، لذا فرض  $H_0$  قابل قبول بوده و تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل تولید همگن می باشد.

### نتایج آزمون متقارن بودن تابع هزینه گندم آبی نسبت به قیمت نهاده‌ها

ابتدا سهم هزینه نهاده‌ها به روش حداقل مربعات معمولی OLS وبدون هیچ محدودیتی تخمین زده شده و سپس ضرایب متناظر و خطای استاندارد مربوط به هر یک مبنای محاسبه آماره آقرار گرفته است.

جدول ۵: نتایج آزمون قید تقارن تابع ترانسلوگ گندم آبی

فرضیه $H_0$ : برابری دو پارامتر $(Y_{ij} = Y_{ji})$		فرضیه $H_1$ : عدم برابری دو پارامتر $(Y_{ij} \neq Y_{ji})$		فرضیات	
قدر مطلق آماره $t$	فرضیه $H_0$	قدر مطلق آماره $t$	فرضیه $H_0$	قدر مطلق آماره $t$	فرضیه $H_0$
۱/۷۱۷۴	$Y_{MS} = Y_{SM}$	۱/۴۰۰	$Y_{FL} = Y_{LF}$	۰/۰۷۸۴	$Y_{EF} = Y_{FE}$
۰/۰۰۰۰	$Y_{LW} = Y_{WL}$	۰/۵۳۳۳	$Y_{FW} = Y_{WF}$	۱/۸۱۴۲	$Y_{EM} = Y_{ME}$
۰/۱۱۱۱	$Y_{LP} = Y_{PL}$	۱/۵۰۰۰	$Y_{FP} = Y_{PF}$	۰/۵۰۰۰	$Y_{EL} = Y_{LE}$
۱/۲۸۳۲	$Y_{LS} = Y_{SL}$	۱/۱۲۷۹	$Y_{FS} = Y_{SF}$	۰/۳۳۳۳	$Y_{EW} = Y_{WE}$
۱/۰۰۰۰	$Y_{WP} = Y_{PW}$	۰/۴۲۸۵	$Y_{ML} = Y_{LM}$	۰/۰۰۰۰	$Y_{EP} = Y_{PE}$
۰/۶۹۵۶	$Y_{WS} = Y_{SW}$	۰/۰۵۰۰	$Y_{MV} = Y_{VM}$	۱/۷۸۸۴	$Y_{ES} = Y_{SE}$
۰/۰۰۰۰	$Y_{PS} = Y_{SP}$	۰/۰۰۰۰	$Y_{NP} = Y_{PN}$	۰/۰۰۰۰	$Y_{FM} = Y_{MF}$

ماخذ: یافته‌های تحقیق  $(t_{EF}^* = \frac{\bar{Y}_{FE} - \bar{Y}_{EF}}{\sqrt{s_{FE}^2 + s_{EF}^2}})$

با توجه به این که قدرمطلق  $t$  محاسبه شده در جدول فوق در تمام موارد کوچک تر از  $t$  بحرانی در سطوح ۵٪ و ۱٪ می باشد لذا فرضیه  $H_0$  پذیرفته می شود.

#### نتایج آزمون مقربودن تابع هزینه گندم آبی نسبت به قیمت نهاده ها

اگر درتزمینان مینورهای اصلی ماتریس هشین تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده ها به صورت، متناوب مثبت و منفی باشد و تمامی عناصر روی قطر اصلی نیز منفی باشند، متعاقب آن تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده ها مقعر خواهد بود. که با بررسی ماتریس های مربوطه مشاهده شد درتزمینان اولین، دومین، سومین، چهارمین و پنجمین اصلی به ترتیب دارای علامت منفی، مثبت، منفی، مثبت و منفی و درتزمینان آخرین مینور اصلی (درتزمینان ماتریس هشین)، نیز مقدار مثبتی می باشد. به علاوه منفی بودن عناصر قطر اصلی ماتریس هشین همگی بر این دلالت دارند که ماتریس هشین تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل نیمه معین منفی است و تابع هزینه برآورد شده نسبت به قیمت نهاده ها مقعر می باشد. از طرفی کشش های خود قیمتی آکن محاسبه شده به ازای تمام مشاهدات مقادیری کمتر از صفر داشته، شرط تعقر برقرار می باشد.

#### نتایج آزمون یکنوا بودن تابع هزینه گندم آبی نسبت به قیمت نهاده ها

بعد از برآورد معادلات هزینه و سهم هزینه مربوط به نهاده، مقادیر میانگین  $\left(\frac{P_i}{P_P}\right)$  را در هر یک از معادلات برآورد شده جایگذاری می کنیم چنانچه این مقدار برای هر کدام از معادلات بزرگ تر از صفر باشد، شرط یکنوایی برقرار می باشد.

جدول ۶: میانگین لگاریتم قیمت نرمال نهاده های گندم آب

پارامتر	$S_P$	$S_M$	$S_{H_2}$	$S_E$	$S_S$	$S_F$	$S_L$
میانگین	۰/۲۴۰۰	۰/۱۸۹۴	۰/۶۱۶۹	۰/۰۱۵۲	۰/۰۲۳۵	۰/۱۳۰۲	۰/۱۵۸۱

ماخذ: یافته های تحقیق

معادلات سهم هزینه برای هر مشاهده همه مقادیر مثبت و شرط یکنواختی تابع هزینه هم برقرار است.

#### بررسی ویژگی های ساختاری تابع تولید و تابع هزینه گندم آبی

##### نتایج آزمون فرضیه هموتیک بودن تابع تولید گندم آبی

با اعمال محدودیت های رابطه (۲۲)، نتایج حاصله، با نتایج تابع بدون محدودیت مقایسه و با استفاده از آزمون نسبت درستمایی، هر یک از فرضیه ها بررسی می گردد. وجود این شرایط در الگوی مذکور نیازمند برقراری زیر در الگو است:





### نتایج آزمون فرضیه بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تابع تولید گندم آبی

برای این آزمون نیز از آماره  $-2Ln\lambda$  استفاده می‌کنیم و بایستی محدودیت‌های زیر اعمال گردد:

$$\gamma_{QL} = \gamma_{QF} = \gamma_{QE} = \gamma_{QS} = \gamma_{QW} = \gamma_{QM} = \beta_{QQ} = 0 \quad (25)$$

با استفاده از آماره  $-2Ln\lambda$  خواهیم داشت:

$$det\Omega_R = 4/47 \times 10^{-15}, det\Omega_U = 4/33 \times 10^{-15} \quad (26)$$

$$\chi^2 = -2Ln\lambda = (352) Ln \left( \frac{4/47 \times 10^{-15}}{4/33 \times 10^{-15}} \right) = 352 \times 1/0.567 = 19/4256$$

$$\chi^2_{(3/5)} = 14/0.671$$

با توجه به این که  $\chi^2$  محاسبه شده از  $\chi^2$  بحرانی با درجه آزادی ۷ بزرگ تر می‌باشد لذا فرضیه  $H_0$  رد می‌شود.

### نتایج آزمون فرضیه کاپ-داگلاس بودن تابع تولید گندم آبی

شرط لازم برای این که تابع هزینه برآورد شده به شکل کاپ-داگلاس باشد این است که محدودیت‌های زیر برقرار باشد:

$$\gamma_{QQ} = \gamma_{QL} = \gamma_{QF} = \gamma_{QE} = \gamma_{QS} = \gamma_{QW} = \gamma_{QM} = \gamma_{EF} = \gamma_{EM} = \gamma_{ES} = \gamma_{EL} \quad (27)$$

$$= \gamma_{EW} = \gamma_{FM} = \gamma_{FS} = \gamma_{FL} = \gamma_{FW} = \gamma_{ML} = \gamma_{MW} = \gamma_{SL} = \gamma_{SW} = \gamma_{LW} = 0$$

تمام پارامترهای فوق الذکر به استثناء  $\beta_{QQ}, \gamma_{QM}, \gamma_{QW}, \gamma_{FM}, \gamma_{SM}, \gamma_{LE}$  بطور معنی‌داری از صفر متمایز هستند. این دلیل خوبی برای این مدعا است که تابع هزینه گندم آبی از شکل کاپ-داگلاس تبعیت نمی‌کند. برای آزمون صفر بودن هم زمان پارامترهای ذکر شده  $\chi^2$  آماره مناسبی نمی‌باشد. چراکه وقتی قرار است آزمون کاپ-داگلاس بودن مدل انجام شود، مدل مقید دیگر شامل معادلات سهم هزینه نخواهد بود. از این رو از نسبت  $F$  جهت آزمون استفاده می‌شود و برای این منظور تابع هزینه بصورت مقید مقید و غیرمقید برآورد، و با استفاده از آماره  $F$  فرضیه  $H_0$  را مورد آزمون قرار می‌دهیم:

$$F_{R,N-k} = \frac{\frac{SSE_R - SSE_U}{R}}{\frac{SSE_U}{N-k}} \quad (28)$$

$$SSE_U = 82/3252, \quad SSE_R = 156/7575$$

$$F(21,331) = \frac{\frac{156/7575 - 82/3252}{21}}{\frac{82/3252}{331}} = \frac{3/544}{.256} = 9/95 \Rightarrow F(21,331, .75) = 1/59 \quad (29)$$

با مقایسه  $F$  محاسبه شده و مقدار بحرانی  $F$  با درجه آزادی  $310$  در سطح معنی داری  $5\%$  هم چنانکه انتظار می‌رفت فرض  $H_0$  مبنی بر کاپ-داگلاس بودن تابع تولید رد می‌شود.

#### ۴- نتیجه گیری و پیشنهادات

نتایج حاصل از برآورد کشش‌های جانشینی و قیمتی تقاضا نشان می‌دهد که اصولاً در این منطقه اعمال سیاست‌های قیمتی در مورد نهاده‌ها به منظور تغییر در نسبت به کارگیری نهاده‌های تولید تاثیر چندانی نخواهد داشت، لذا توصیه می‌شود از سیاست‌گذاری قیمتی نسبت به نهاده‌های تولید گندم در این استان استفاده نشود. از آنجایی که تکنولوژی تولید در این استان از ویژگی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس برخوردار نیست. لذا با تغییر نهاده‌های تولید به یک نسبت نمی‌توانند میزان محصول گندم را به همان نسبت تغییر دهند. با توجه به این که نیروی کار و ماشین‌آلات هم در فرآیند تولید به صورت، نهاده‌های جانشین یکدیگر عمل می‌کنند، لذا اگر هدف دولت مکانیزه کردن کشت گندم در این استان باشد، یکی از سیاست‌ها می‌تواند کاهش قیمت ماشین‌آلات و فراهم نمودن تسهیلات لازم برای استفاده کشاورز از نیروی ماشین‌آلات باشد. همچنین قابلیت جایگزینی ماشین‌آلات به جای نیروی کار نسبتاً کمتر است. ممکن است یکی از دلایل عمده این امر وسعت کم زمین‌های گندم آبی باشد. با توجه به این که یکی از موانع عمده مکانیزاسیون در کشور ما پراکندگی و کوچک بودن زمین‌های زیر کشت است که استفاده از ماشین‌آلات را مقرون به صرفه نمی‌سازد. لذا پیشنهاد می‌شود یکی از راه‌های تسریع در این امر، یکپارچه نمودن زمین‌های پراکنده است. که از روش‌های متنوع و معمول موجود در کشور در جهت یکپارچه‌سازی نظیر شرکت‌های تعاونی و تولید، کشت و صنعت‌ها، شرکت‌های سهامی زراعی و... استفاده کرد. هم‌چنین کوچک بودن کشش‌های جانشینی میان اکثر نهاده‌ها، موجب می‌شود تا سیاست‌های مبتنی بر تغییر عوامل موثر در تقاضای یک نهاده، تاثیر اندکی بر ترکیب دیگر نهاده‌های مصرفی داشته باشد. لذا، بهتر است از سیاست‌گذاری نسبت به یک یا چند نهاده محدود خودداری شود و تمام نهاده‌های تولید به صورت، یک مجموعه سیاست‌گذاری شود.

#### منابع

ابریشمی، حمید، ۱۳۸۵، مبانی اقتصاد سنجی (ترجمه، مولف: دامور، گجراتی ۱۹۷۹)، جلد دوم، دانشگاه تهران.

اتقایی، میلاد و کاووسی کلاشمی، محمد و اسماعیلی، فرناز، ۱۳۹۰، سنجش شکست اراضی شالیکاری در چارچوب رهیافت تابع هزینه (مطالعه موردی استان گیلان)، فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی،

سال بیست و پنجم، شماره ۱، صفحه ۸۹-۸۵.

احسانی، مهدی، دشتی، قادر، حیاتی، باب اله وقهرمانزاده، محمد، ۱۳۸۹، برآورد ارزش اقتصادی آب شبکه آبیاری دشت قزوین: کاربرد رهیافت دوگان، فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی، سال سال بیست و پنجم، شماره ۲، صفحه ۲۴۵-۲۳۷.

اشراقی، سامانی، رویا، یزدانی، سعید، صدر اشراقی، مهریار و پیکانی، غلامرضا، ۱۳۸۷، ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل آلا در استان چهارمحال بختیاری، فصلنامه دانش نوین کشاورزی پایدار، سال چهارم، شماره ۱۰، صفحه ۱۵-۱.

عارف عشقی، طراوت، ۱۳۸۶، تعیین اندازه بهینه واحدهای زراعی (مطالعه موردی مزارع برنج استان گیلان)، پایانامه کارشناسی ارشد مدیریت مزرعه دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.

رنجبر، فهیمه و قادر دشتی، ۱۳۸۶، تحلیل ساختار تولید با استفاده از تابع هزینه در مرغداریهای گوشتی مطالعه موردی استان زنجان، هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه تهران.

مهرآرا، محسن و علیرضا عبدی، ۱۳۸۴، برآورد توابع تقاضا برای نهادههای ساختمانی: مورد ایران، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، سال پنجم، شماره ۱۸، صفحه ۱۱۲-۸۹.

وزارت جهاد کشاورزی، هزینه تولید محصولات کشاورزی. سالهای مختلف.

- Alvarez, A. and Arias, C., 2009 Diseconomies of size with fixed managerial ability, *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1):134-142
- Blackorby, C., D. Primont and Russel R. R., 1977, On testing separability restrictions with flexible functional forms, *Journal of Econometrics*, 5:195-209.
- Diewert, W.E., 2007, Flexible functional forms, *Applied Economics*.
- Erickson, K. and Moss, C. B., and Nehring, R and Eldon Ball, V., 2003, A translog cost function analysis of U. S agriculture: 1948-99. For presentation at the Western Agricultural Economics Association Annual Meetings in Denver, Colorado.
- 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 Economics*, 16:215-230.
- Gervais, J-Ph., Bonroy, O., and Couture, S., 2006, Economies of scale in the Canadian food processing, MPRA paper No. 64.
- Huang, B. 2001, Fertilizer Usage in Mainland China, *Agricultural Policy and Agriculture*.
- Kavoi, M.M., Hoag, L., and Pritchett, J., 2009, Production structure and derived demand for factor inputs in smallholder dairying, *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 3(2):122-143
- Keskin, A., Tumer, E., and Dagdemir, V., 2010, Demand for inputs in milk production: The case of Tokat province, *Journal of Business Management*, 4(6):1126-1130.
- Kuroda, Y., 1987, The Production Structure and Demand for Labour in Postwar Japanese Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 36(1):80-100.
- Lopez, R. E., 1980, The Structure of Production and the Derived Demand for Inputs in Canadian Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 62(2):38-45.
- Ray, S. C., 1982, A translog cost function analysis of U.S. Agriculture, 1939-77, *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2): 490-98.
- Varian Hal R. 1992. *Microeconomic analysis*. Norton company, New York.