

## بررسی بازدهی نسبت به مقیاس در مزارع تولیدکننده جو دیم در ایران

سعید یزدانی<sup>۱</sup>، عدرا زاهدپور یگانه<sup>۲\*</sup>

۱. استاد پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران  
۲. کارشناس ارشد پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران  
(تاریخ دریافت: ۹۰/۰۲/۲۱ - تاریخ تصویب: ۹۱/۱۰/۰۶)

### چکیده

یکی از ابزارهای مفید برای برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در سطح محصولات کشاورزی آگاهی از ساختار تکنولوژی حاکم بر تولید و ویژگی‌های آن است. در این راستا، هدف مطالعه حاضر تعیین برخی از پارامترهای تعیین‌کننده ساختار تکنولوژی تولید، از جمله بازدهی نسبت به مقیاس، کشش‌های جانشینی بین نهاده‌ها و کشش تقاضای نهاده‌ها برای محصول جو دیم است. قبل از برآورد این پارامترها، شرایط جمع‌سازی سازگار مزارع تولیدکننده جو دیم در استان‌های مختلف کشور با استفاده از نظریه مقیاس‌گذاری میانگین بررسی شد؛ سپس تابع هزینه ترانسلوگ به همراه معادلات سهم هزینه نهاده‌ها با استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری و با به‌کارگیری داده‌های مقطعی سال زراعی ۱۳۸۵-۸۶ برآورد شد که وزارت جهاد کشاورزی از طریق پرسشنامه از ۱۶۴۱ بهره‌بردار از استان‌های سراسر کشور جمع‌آوری کرده‌بود، نتایج مطالعه بیانگر آن است که در مزارع تولیدکننده جو دیم صرفه‌های ناشی از مقیاس وجود دارد. مقدار عددی کشش مقیاس به‌ازای میانگین داده‌ها  $1/52$  محاسبه شد؛ به این معنی که با افزایش اندازه مزارع تولیدکننده جو دیم هزینه‌های تولید کاهش می‌یابد. برآورد کشش‌های خودقیمتی تقاضای نهاده‌ها نشان‌دهنده کشش اندک تقاضا برای تمام نهاده‌هاست که حاکی از انعطاف‌ناپذیری تولیدکنندگان در مقابل افزایش قیمت نهاده‌هاست.

**واژه‌های کلیدی:** ایران، بازدهی نسبت به مقیاس، تابع هزینه ترانسلوگ، جو، میانگین، نظریه مقیاس‌گذاری

### مقدمه

درصد آن دیم بوده است (آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۶)؛ بنابراین جو دیم سهم بسزایی از سطح زیر کشت جو کشور را به خود اختصاص داده است؛ از این رو توجه به سیاست‌گذاری این محصول حائز اهمیت است. از این گذشته، این محصول درصد بالایی از هزینه‌های خوراک دام را تشکیل می‌دهد و بنابراین هرگونه تغییر در هزینه هر واحد تولید جو به‌شدت بر هزینه‌های خوراک در دامداری تأثیرگذار است. با توجه به این نکات، بررسی عواملی که می‌تواند به کاهش

جو یکی از مهم‌ترین محصولات کشاورزی در گروه غلات است که نقش بسزایی در تأمین غذای انسان، پروتئین حیوانی و به‌ویژه تغذیه دام و طیور دارد. این محصول پس از گندم رتبه دوم را از نظر سطح زیر کشت و میزان تولید در بین محصولات زراعی به خود اختصاص داده‌است. در سال‌های زراعی ۱۳۸۵-۸۶، سطح زیر کشت جو در کشور حدود  $1/64$  میلیون هکتار بوده است که از این مقدار  $36/18$  درصد آن آبی و  $63/82$

تولید محصول جو دیم استفاده شده است؛ چرا که با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ می‌توان توابع تقاضای نهاده‌ها را بدون اعمال محدودیت روی کشش‌های جانشینی به دست آورد؛ همچنین بر خلاف فرم‌های تابعی کاب- داگلاس و کشش جانشینی ثابت، در این فرم تابعی با تغییر سطح تولید اقتصاد مقیاس نیز تغییر می‌کند که به U شکل شدن منحنی هزینه یکسان منجر می‌شود (Christensen & Greene, 1976). شکل کلی تابع هزینه ترانسلوگ را می‌توان به صورت زیر نوشت (Ray, 1982):

$$\begin{aligned} \ln Q = & \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + 1/2 \gamma_{QQ} (\ln Q)^2 \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln P_i + 1/2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j \\ & + \sum_{i=1}^n \gamma_{iQ} \ln P_i \ln Q \end{aligned} \quad (1)$$

i, j = p, l, m, w

که در آن C هزینه تولید، Q میزان تولید، P<sub>i</sub> و P<sub>j</sub> قیمت نهاده‌ی آم و ژام (P<sub>p</sub>) قیمت مواد اولیه (با استفاده از شاخص ترن کوئیست قیمت کود شیمیایی، سم و بذر با هم ادغام شد<sup>۱</sup> و به صورت مواد اولیه در نظر گرفته شد)، P<sub>l</sub> اجاره بها (قیمت نهاده زمین)، P<sub>m</sub> هزینه ماشین‌آلات در هکتار به صورت قیمت نهاده ماشین‌آلات (کل هزینه پرداختی برای ماشین‌آلات تقسیم بر تعداد دفعات استفاده از ماشین‌آلات)، P<sub>w</sub> قیمت نیروی کار (کل هزینه پرداختی برای نیروی کار تقسیم بر تعداد نفر- روز کاری) است. Ln نماد لگاریتم طبیعی و α و γ پارامترهای الگو هستند که بایستی برآورد شوند.

بر اساس لم شفر در تابع هزینه ترانسلوگ توابع سهم هزینه نهاده‌ها، که نشان‌دهنده توابع تقاضا برای نهاده‌ها نیز هستند به صورت زیر محاسبه می‌شوند (Kuroda, 1987).

$$S_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_j + \gamma_{iQ} \ln Q \quad (2)$$

برای اینکه نتایج به دست آمده برای کشش مقیاس، کشش‌های قیمتی و متقاطع تابع هزینه مشابه نتایج حاصل

هزینه‌های تولید جو و در نتیجه کاهش قیمت تمام‌شده این محصول منجر شود یک ضرورت به شمار می‌رود. برای نیل به این هدف آگاهی از ساختار تکنولوژی تولید، از جمله چگونگی وجود صرفه‌های مقیاس در تولید این محصول، ضروری است. از طرفی، شناخت ساختار تکنولوژی تولید اطلاعات مفیدی را برای تدوین استراتژی‌های توسعه تولید این محصول و مدیریت بهره‌برداری از منابع موجود فراهم خواهد کرد. تاکنون، محققان اقتصاد کشاورزی در داخل و خارج از کشور مطالعات فراوانی را درباره ساختار تکنولوژی تولید و چگونگی صرفه‌های مقیاس انجام داده‌اند. در بسیاری از مطالعات، ساختار هزینه تولید با روش تابع هزینه بررسی شده است که از این مطالعات می‌توان به مطالعات Binswanger (1974)، Ray (1982)، Ali & Parikh (1992)، Moss & et al (2003)، Daneshvar kakhki (2005) اشاره کرد. در این مطالعات، روابط جانشینی بین نهاده‌ها و عکس‌العمل کشاورزان به تغییر قیمت نهاده‌ها بررسی شده است. تعدادی از مطالعات نیز علاوه بر پارامترهای فوق کشش مقیاس را در زیربخش‌های مختلف کشاورزی بررسی کرده‌اند که از این مطالعات می‌توان به مطالعات Grisley & Gitu (1985)، Ogundari & al (2006)، Mari & et al (2007)، Torkamani & Kalaei & Salami & Ansari (2007) اشاره کرد. با مروری بر مطالعات داخلی انجام‌شده در زمینه چگونگی وجود صرفه‌های مقیاس در بخش کشاورزی به‌ویژه محصول جو در سطح کشور به نظر می‌رسد که مطالعات در این زمینه با کاستی روبه‌روست؛ لذا در مطالعه حاضر ساختار تکنولوژیک تولید و چگونگی وجود صرفه‌های مقیاس در تولید جو دیم به عنوان یکی از محصولات راهبردی کشور با استفاده از برآورد تابع هزینه و محاسبه پارامترهای تعیین‌کننده ساختار تولید از قبیل کشش جانشینی و تقاضا برای نهاده‌ها در سطح کشور بررسی می‌شود.

## مواد و روش‌ها

در مطالعه حاضر، از تابع هزینه ترانسلوگ برای بررسی ساختار

۱. شاخص ترن- کوئیست (P<sup>T</sup>) به صورت زیر محاسبه شد (Coelli & et al, 1998):

$$P^T = \prod_{i=1}^3 \left[ \frac{P_{it}}{P_{io}} \right]^{1/2 [S_{it} + S_{io}]}$$

که در آن P<sub>it</sub> قیمت نهاده آم برای کشاورز t، P<sub>io</sub> متوسط قیمت نهاده آم برای کشاورز t، S<sub>it</sub> سهم هزینه نهاده آم برای کشاورز t، S<sub>io</sub> متوسط سهم هزینه نهاده آم برای t کشاورز است. (نهاده i در این رابطه کود، سم و بذر است)

که در آن  $\sigma_{ij}$ ،  $\sigma_{ii}$ ،  $\varepsilon_{ij}$  و  $\varepsilon_{ii}$  به ترتیب کشش جانشینی خودی و متقاطع آلن، کشش خود قیمتی و کشش قیمتی متقاطع نهاده‌ها را نشان می‌دهند. معنی‌دار بودن پارامترهای فوق را می‌توان با استفاده از روابط زیر بررسی کرد (Stier, 1985; Seldon, 1992):

$$Std(\sigma) = \frac{Std(\gamma_{ij})}{S_i S_j} \quad (7)$$

که در آن  $Std(\sigma)$ ،  $Std(\gamma_{ij})$  و  $Std(\varepsilon)$  به ترتیب نماد انحراف معیار پارامترهای برآورد شده ( $\gamma_{ij}$ ) و کشش جانشینی آلن و کشش قیمتی تقاضا هستند.

وجود بازدهی نسبت به مقیاس از پارامترهای مهم ساختاری در بررسی تکنولوژی تولید محسوب می‌شود. برای پی‌بردن به بازدهی نسبت به مقیاس کشش مقیاس محاسبه می‌شود. اگر کشش مقیاس بزرگ‌تر از یک باشد، ساختار تولید دارای خصوصیت بازدهی نسبت به مقیاس افزایشی است و چنانچه اندازه آن کوچک‌تر از یک باشد، ساختار تولید دارای خصوصیت بازدهی نسبت به مقیاس کاهش‌ی است. برای محاسبه کشش مقیاس در تابع هزینه ترانسلوگ ابتدا کشش هزینه محاسبه می‌شود:

$$E_C = \partial \ln C / \partial \ln Q \quad (8)$$

$$= \alpha_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \sum_i \gamma_{iQ} \ln P_i$$

سپس کشش مقیاس به صورت معکوس کشش هزینه محاسبه می‌شود:

$$E_S = 1/E_C = 1/(\alpha_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \sum_i \gamma_{iQ} \ln P_i) \quad (9)$$

در این مطالعه، از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری (ISUR) برای برآورد تابع هزینه ترانسلوگ استفاده شده است. علت استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری وجود همبستگی در جملات اخلاص در معادلات سهم هزینه عوامل تولید است. در این روش، تابع هزینه و توابع سهم هزینه به‌صورت سیستم معادلات برآورد می‌شوند. از آنجا که مجموع سهم هزینه نهاده‌ها برابر یک است، مجموع جملات اخلاص برابر صفر می‌شود؛ بنابراین برای جلوگیری از تکین‌شدن ماتریس کواریانس اجزای اخلاص یکی از معادلات سهم هزینه از سیستم معادلات همزمان کنار گذاشته می‌شود و پارامترهای سایر معادلات

از تابع تولید دوگان آن باشد، بایستی شرایط همگنی خطی نسبت به قیمت نهاده‌ها، یکنواختی و تقعر در تابع هزینه به‌صورت زیر برقرار باشد (Diewert, 1971):

شرط همگن از درجه یک در قیمت نهاده‌ها (Grisley & Gitsu, 1985; Kuroda, 1987):

$$\sum \alpha_i = 1, \sum \gamma_{ij} = 0, \sum \gamma_{iQ} = 0 \quad (3)$$

شرط یکنواختی<sup>۱</sup> (Garcia, 1994):

$$MC = \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(Q)} \geq 0 \quad (4)$$

$$S_i = \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(P_i)} \geq 0$$

در تابع هزینه زمانی، شرط تقعر<sup>۲</sup> برقرار است که کشش‌های خودی جانشینی آلن به‌زای تمام مشاهدات مقادیر منفی (Ibid) یا کشش‌های خود قیمتی تقاضا برای تمام مشاهدات مقادیر منفی (Diewert, 1987) باشند. شرط تقارن به صورت زیر در مدل اعمال می‌شود (Grisley & Gitsu, 1985):

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \square \neq j \quad (5)$$

چنانچه تابع تولید هموتیک<sup>۳</sup> باشد، آنگاه تابع هزینه معادل این تابع خصوصیت ضرب‌پذیری و تفکیک‌پذیری دارد. در این صورت تغییر مقدار ستاده در تغییر سهم نهاده از هزینه نقشی ندارد. در صورت برقراری این محدودیت شرط  $\gamma_{iQ} = 0$  در تابع هزینه ترانسلوگ صادق است. برای همگن‌بودن تابع هزینه علاوه بر هموتیک‌بودن ساختار تولید باید علاوه بر شرط بالا شرط  $\gamma_{QQ} = 0$  نیز برقرار باشد (Grisley & Gitsu, 1985).

کشش جانشینی جزئی آلن (AES)<sup>۴</sup> و کشش قیمتی<sup>۵</sup> تقاضا برای نهاده‌ها در تابع هزینه ترانسلوگ به صورت زیر به‌دست می‌آیند (Binswanger, 1974):

$$\sigma_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j} \quad (6)$$

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

$$\varepsilon_{ij} = S_j \sigma_{ij}$$

$$\varepsilon_{ii} = S_i \sigma_{ii}$$

1. Monotonicity  
3. Homotheticity  
5. Price Elasticity

2. Concavity  
4. Allen Partial Elasticity of Substitution  
6. Iterative Seemingly Unrelated Regressions

که سری تولیدات نسبی با تولید کل هم‌انباشته نباشند، می‌توان آن‌ها را در یک گروه قرار داد. چنانچه یکی از سری‌ها ایستا و دیگری غیرایستا باشد، استقلال خطی دو سری را بدون آزمون می‌پذیریم. اگر دو سری ایستا باشند، از آزمون‌های همبستگی (مانند آزمون همبستگی اسپیرمن) برای آزمون استقلال آن‌ها استفاده می‌شود.

داده‌های مورد استفاده در برآورد تابع هزینه داده‌های مقطعی سال زراعی ۱۳۸۵-۸۶ است که از سوی وزارت جهاد کشاورزی از طریق پرسشنامه از ۱۶۴۱ بهره‌بردار از استان‌های کشور جمع‌آوری شده است. برای بررسی سازگاری جمع‌سازی استان‌های تولیدکننده جو دیم در ایران اطلاعات تولید این محصول در ۲۴ استان کشور برای سال‌های ۱۳۶۲-۸۶ از دفتر آمار و فناوری اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی دریافت شد. استان‌های قم، قزوین، اردبیل و جیرفت و کهنوج به دلیل کم‌بودن تعداد مشاهدات تولید جو دیم از تحلیل حذف شدند؛ همچنین اطلاعات سه استان تازه‌تأسیس خراسان رضوی، شمالی و جنوبی تنها برای سه سال آخر وجود دارد و بنابراین تولید آن‌ها جمع شد و برای سه سال پایانی استان خراسان لحاظ شد.

### نتایج و بحث

در این مطالعه، قبل از برآورد تابع، هزینه ترانسلوگ، شرایط سازگاری جمع‌سازی استان‌ها بررسی شد. ابتدا، با استفاده از آزمون فیلیپس پرون (PP) ایستایی سری‌های زمانی تولید کل جو دیم کشور و تولیدات نسبی ۲۴ استان آزمون شد که نتایج آن در جدول ۱ نشان داده شده است. با توجه به جدول ۱، از ۲۴ استان مورد مطالعه در استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، کرمانشاه، کردستان، لرستان، مرکزی و هرمزگان قدر مطلق آماره فیلیپس پرون محاسبه شده از قدر مطلق مقدار بحرانی آن در سطح ۱۰ درصد (۲٫۶۳-) کوچک‌تر است؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر ناپایایی (غیر ایستایی) تولیدات نسبی جو دیم در این استان‌ها پذیرفته می‌شود. با تحلیلی مشابه بالا می‌توان پی برد که تولیدات نسبی در سایر استان‌ها و تولید کل جو دیم در کشور نیز پایا است. همان‌طور که قبلاً ذکر شد، دو سری پایا و ناپایا مستقل از هم هستند و استقلال بین تولیدات نسبی ناپایا در استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، کرمانشاه، کردستان، لرستان، مرکزی و هرمزگان و تولید کل پایا را بدون آزمون می‌پذیریم.

برآورد می‌شوند؛ سپس پارامترهای مربوط به معادله کنار گذاشته می‌شود و برحسب سایر معادلات و با استفاده از روابط  $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$  و  $\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0$  محاسبه می‌شود.

با توجه به اینکه در این مطالعه ساختار هزینه جو برای کل کشور بررسی می‌شود، قبل از برآورد تابع هزینه بایستی آزمون جمع‌سازی محصول بین استان‌های مختلف کشور صورت گیرد؛ به عبارتی، بایستی بررسی شود که آیا می‌توان برای محصول جو دیم در سطح کل کشور سیاست یکسانی را تدوین و اعمال کرد؟ آیا عکس‌العمل واحدهای تولیدی گوناگون در استان‌های مختلف با توجه به تفاوت شرایط منطقه‌ای و تولید در مقابل این سیاست‌ها یکسان است؟ این مسئله از آن جهت اهمیت دارد که استفاده از الگوهای جمع‌ی وقتی که شرایط جمع‌سازی وجود نداشته باشد، می‌تواند به تخمین پارامترهای ساختگی و گمراه‌کننده منجر شود (Williams & Shumway, 1998). این پارامترهای ساختگی به سیاست‌گذاری‌های غیر واقعی منجر می‌شود (Liu & Shumway, 2004)؛ از این رو در این مطالعه با استفاده از نظریه مقیاس‌گذاری میانگین<sup>۱</sup>، که Coyle (2005) کرده و بر اساس بسط تئوری تعمیم‌یافته کالای مرکب لوبل است، سازگاری جمع‌سازی استان‌های مختلف کشور بررسی شده است. در تئوری کویل، تنها با داشتن مقادیر تولید محصولات مختلف در استان‌های مختلف می‌توان آزمون برقراری فرضیه مقیاس‌گذاری میانگین را به صورت زیر بررسی کرد. با فرض اینکه  $q_f$  سطح تولید در هر یک از استان‌های کشور و  $Q$  مجموع تولید همه استان‌ها و  $p_f$  مقدار تولید نسبی استان‌ها باشد:

$$p_f = q_f / Q \quad Q = \sum_{f=1}^M q_f$$

طبق فرضیه مقیاس‌گذاری میانگین، برای برقراری شرایط جمع‌سازی استان‌ها بایستی توزیع سری‌های زمانی تولیدات نسبی استان‌ها از توزیع کل تولید کشور یا مجموع تولیدات آن استان‌ها مستقل باشد (Ibid).

برای بررسی این استقلال از قاعده زیر استفاده می‌شود (Lewbel, ; Liu and Shamway, 2004; Coyle, 2005) (1996): ابتدا، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد ایستایی سری زمانی تولید کل و سری‌های زمانی تولیدات نسبی استان‌ها بررسی می‌شود. در صورت نبود ایستایی تولید کل و تولیدات نسبی آزمون هم‌انباشتگی انجام می‌شود. در صورتی

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی تولید جو دیم کل کشور و تولیدات نسبی استان‌های مختلف

استان	آماره فیلیپس پرون (pp)	استان	آماره فیلیپس پرون (pp)
آذربایجان شرقی	-۲/۶۱	خراسان	-۲/۹۹
آذربایجان غربی	-۲/۵۹	خوزستان	-۳/۸۴
چهارمحال و بختیاری	-۳/۶۶	کردستان	-۲/۰۸
بوشهر	-۷/۷۲	لرستان	-۲/۵۲
کهگیلویه و بویراحمد	-۴/۶۶	مرکزی	-۲/۵۳
اصفهان	-۴/۵۸	مازندران	-۶/۵۶
فارس	-۵/۶۰	سمنان	-۳/۴۶
گیلان	-۳/۷۰	سیستان و بلوچستان	-۳/۶۵
گلستان	-۴	زنجان	-۳/۳۳
همدان	-۳/۱۹	هرمزگان	-۱/۱۹
ایلام	-۵/۰۰۶	تهران	-۲/۶۵
کرمان	-۴/۶۵	کل کشور	-۳/۴۶
کرمانشاه	-۲/۳۴		

مأخذ: یافته‌های تحقیق مقدار بحرانی در سطح ۱۰ درصد: ۲/۶۳-

از آنجا که متغیر تولید کل پایاست، در گام بعدی از آزمون همبستگی برای آزمون استقلال تولید کل جو دیم و تولیدات نسبی استان‌ها (سری‌های زمانی پایا) استفاده می‌شود که نتایج در جدول شماره ۲ خلاصه شده است:

جدول ۲. ضرایب همبستگی تولیدات نسبی ایستا و تولید کل جو دیم

استان	ضریب همبستگی	استان	ضریب همبستگی
همدان	-۰/۱۹	خوزستان	۰/۲۷
چهارمحال و بختیاری	-۰/۴۰	خراسان	۰/۲۸
بوشهر	۰/۰۳۸	مازندان	-۰/۳۶
کهکلیویه و بویراحمد	-۰/۲۹	سمنان	۱
اصفهان	-۰/۰۴۷	سیستان و بلوچستان	۰/۲۶
فارس	۰/۳۹	زنجان	۰/۰۲
گیلان	-۰/۴۸	تهران	۰/۰۸
گلستان	-۰/۱۴	کرمان	۰/۱۹
ایلام	۰/۲۶		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قرار گیرند و برای مجموعه آن‌ها یک تابع هزینه برآورد کرد. به‌منظور محاسبه پارامترهای تعیین‌کننده ساختار تولید، تابع هزینه ترانسلوگ و معادلات سهم هزینه نهاده‌ها با استفاده از اطلاعات ۲۳ استان کشور برآورد شد؛ همچنین در مطالعه حاضر حاصلضرب دو متغیر اجاره‌بها و هزینه ماشین‌آلات در هکتار به دلیل وجود هم‌خطی حذف شده است. نتایج برآورد در جدول ۳ گزارش شده است:

با توجه به ضرایب همبستگی محاسبه‌شده در جدول ۲، تولید کل و تولیدات نسبی استان‌ها (سری‌های زمانی پایا) در تمام استان‌ها به‌جز استان سمنان همبسته نیستند. بنابراین استقلال آن‌ها ثابت می‌شود و می‌توان آن‌ها را در یک گروه قرار داد. با جمع‌بندی مطالب بالا می‌توان گفت که از ۲۴ استان مورد بررسی (تولیدکننده جو دیم) شرایط سازگاری جمعی‌سازی در ۲۳ استان برقرار است و می‌توانند در یک گروه

جدول ۳. نتایج برآورد تابع هزینه ترانسلوگ و سهم هزینه نهاده‌ها در تولید جو دیم

ضرایب	مقدار برآوردشده	آماره t	ضرایب	مقدار برآوردشده	آماره t
$\alpha_0$	۲/۳۹	-۱۸/۴۲	ww $\gamma$	۰/۳۳	۳۰/۸۶
Q $\alpha$	۰/۳۳	۵/۴۶	pl $\gamma$	-۰/۰۳۹	-۱۱/۴۹
QQ $\gamma$	۰/۰۷۶	۵/۲۴	pm $\gamma$	-۰/۰۲۷	-۸/۲۵
p $\alpha$	۰/۰۳۷	۳/۹۸	pw $\gamma$	-۰/۰۱۹	-۳/۴۴
l $\alpha$	۰/۱۸	۱۷/۶۰	lw $\gamma$	-۰/۱۶	-۳۵/۲۶
m $\alpha$	۰/۱۷	۱۵/۷۵	mw $\gamma$	-۰/۱۳	-۳۲/۲۲
w $\alpha$	۰/۶۰	۲۶/۵۳	pQ $\gamma$	۰/۰۳۷	۱۶/۹۳
pp $\gamma$	۰/۱۰	۱۵/۹۵	lQ $\gamma$	۰/۰۲۸	۱۱/۷۹
ll $\gamma$	۰/۲۰	۵۵/۶۲	mQ $\gamma$	۰/۰۱۶	۶/۶۷
mm $\gamma$	۰/۱۶	۴۸/۶۴	wQ $\gamma$	-۰/۰۸۲	-۱۵/۷۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۴ آمده‌است. نتایج بیانگر آن است که آماره‌های اسکینوس، اکسس کورتسیس و جارق‌برا تفاوت معنی‌داری از صفر ندارند؛ بنابراین بر اساس این آماره فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع جملات اخلال در سطح ۵ درصد را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۴. نتایج آزمون نرمال بودن جملات خطای معادله هزینه ترانسلوگ

نوع تابع	آماره اسکینوس	آماره اکسس کورتسیس	آماره جارق‌برا
تابع هزینه ترانسلوگ	۰/۰۸۷	-۰/۰۸۱	۲/۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق  $\chi^2_{2,0/05}=5/99$

با توجه به جدول ۳، تمام ضرایب برآوردشده در تابع هزینه ترانسلوگ در سطح ۵ درصد معنی‌دارند. برای بررسی میزان اعتبار مدل برآوردشده، نرمال بودن توزیع جملات خطای معادله هزینه با استفاده از آماره‌های اسکینوس<sup>۱</sup>، اکسس کورتسیس<sup>۲</sup> و جارق‌برا<sup>۳</sup> آزمون شد. نتایج این آزمون

تمامی مشاهدات مثبت بودند، این شرط در تابع هزینه ترانسلوگ تأمین شده است. به‌منظور آزمون هموتیک بودن تکنولوژی تولید، تابع هزینه ترانسلوگ مقید و غیر مقید برآورد شدند. در تابع هزینه ترانسلوگ مقید، آثار متقابل میزان تولید محصول و قیمت نهاده‌های متغیر حذف شدند؛ سپس با استفاده از مقادیر تابع حداکثر درستی دو مدل مقید و غیر مقید مقدار آماره آزمون نسبت درستی محاسبه شد که نتایج این آزمون در جدول ۵ آمده‌است. با توجه به نتایج مقدار آماره نسبت درستی در این آزمون بزرگ‌تر از  $\chi^2$  جدول است و فرضیه صفر آزمون، که هموتیک بودن تکنولوژی تولید است، رد می‌شود. در این صورت، سهم هزینه هریک از نهاده‌های تولید نه‌تنها به قیمت تمام نهاده‌ها بستگی دارد، بلکه از میزان تولید نیز

از آنجا که واریانس ناهمسانی مشکلی جدی در داده‌های مقطعی به شمار می‌آید، با آزمون بروچ‌پاگان<sup>۴</sup> (۱۹۷۹) همسانی واریانس جملات اخلال بررسی شد. مقدار عددی آماره آزمون LMT<sup>۵</sup> برابر ۷/۷ محاسبه شد که دارای توزیع  $\chi^2$  با درجه آزادی برابر متغیرهای توضیحی (که عامل واریانس ناهمسانی هستند) است. با توجه به اینکه مقدار  $\chi^2$  محاسباتی کمتر از  $\chi^2$  جدول در سطح ۵ درصد (۱۱/۰۷) است، فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس جملات اخلال پذیرفته می‌شود.

شرط یکنواختی در قیمت نهاده‌ها و مقدار تولید نیز با محاسبه مقادیر سهم هزینه نهاده‌ها و مقدار هزینه نهایی تولید برای تمامی مشاهدات آزمون شده شد. با توجه به اینکه مقادیر محاسبه‌شده سهم هزینه نهاده‌ها و هزینه نهایی برای

1. Skewness  
3. Jarque-bera  
5. Lagrange Multiplier test

2. Excess kurtosis  
4. Breusch -Pagan

متأثر است؛ همچنین هموتتیک نبودن تکنولوژی تولید بیانگر تولید بازده به مقیاس ثابت ندارند و با افزایش و کاهش تولید آن است که مزارع تولیدکننده جو دیم در سطوح مختلف بازده به مقیاس نیز تغییر می‌کند.

جدول ۵. نتایج آزمون هموتتیک

الگو	تعداد پارامتر	تعداد محدودیت	Log Likelihood Function	Likelihood Ratio	χ <sup>۲</sup> جدول (٪)
غیرمقید	۱۴	۳	۴۸۰۰/۷۵۸	۳۵۰/۰۹	۷/۸۱
مقید	۱۱		۴۶۲۵/۷۱۱		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای آزمون شرط مقربودن تابع هزینه کشت‌های جانشینی خودی آلن و کشت‌های خودقیمتی تقاضا برای تمامی نهاده‌ها محاسبه شدند. از آنجایی که مقدار برآوردی این کشت‌ها برای تمامی نهاده‌ها منفی است، شرط تقعر تابع هزینه تأمین شده است. نتایج برآورد کشت‌های جانشینی خودی و متقاطع نهاده‌های متغیر در جدول ۶ گزارش شده است:

جدول ۶. کشت‌های جانشینی خودی و متقاطع آلن در سطح میانگین داده‌ها

نهاده	نیروی کار	ماشین‌آلات	زمین	مواد اولیه
نیروی کار	-۱/۴۹ (۰/۱۵)			
ماشین‌آلات	-۱/۱۰ (۰/۰۶۵)	-۰/۰۰۷۹ (۰/۰۴۳)		
زمین	-۰/۹۷ (۰/۰۵۵)	NA	-۰/۱۸ (۰/۰۶۲)	
مواد اولیه	۰/۶۵ (۰/۰۹۹)	۰/۴۰ (۰/۰۷۱)	۰/۲۲ (۰/۰۵۸)	-۰/۰۰۷۷ (۰/۰۴۲)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۶، رابطه جانشینی ضعیفی بین نهاده‌های مواد اولیه و نیروی کار، مواد اولیه و ماشین‌آلات، نهاده اولیه و زمین وجود دارد؛ همچنین بین نهاده‌های زمین و نیروی کار، ماشین‌آلات و نیروی کار رابطه مکملی وجود دارد و

جدول ۷. کشت‌های خودقیمتی و متقاطع تقاضای نهاده‌ها در سطح میانگین داده‌ها

نهاده	نیروی کار	ماشین‌آلات	زمین	مواد اولیه
نیروی کار	-۰/۰۰۲ (۰/۰۱۲)	-۰/۲۵ (۰/۰۱۴)	-۰/۲۸ (۰/۰۱۶)	۰/۱۳ (۰/۰۱۹)
ماشین‌آلات	-۰/۳۲ (۰/۰۱۸)	-۰/۰۴۲ (۰/۰۱۵)	NA	۰/۰۸۱ (۰/۰۱۴)
زمین	-۰/۲۸ (۰/۰۱۶)	NA	-۰/۰۰۲۳ (۰/۰۱۲)	-۰/۰۶۵ (۰/۰۱۱)
مواد اولیه	۰/۱۹ (۰/۰۲۸)	۰/۰۹۲ (۰/۰۱۶)	۰/۰۹۵ (۰/۰۱۲)	-۰/۳۰ (۰/۰۳۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

صرفه‌های ناشی از مقیاس برای تمامی مزارع مورد مطالعه وجود دارد. به این معنی که در تمام مزارع تولید جو دیم با افزایش تولید میزان هزینه کاهش می‌یابد.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به یافته‌های مطالعه می‌توان گفت که برای نشان دادن ساختار تکنولوژی تولید جو دیم استفاده از روش دوگان و تابع هزینه ترانسلوگ با توجه به برآورده شدن تمامی شرایط مناسب‌تر است؛ همچنین به دلیل کم‌کشش بودن تقاضا برای نهاده‌ها تولیدکنندگان نمی‌توانند در برابر تغییرات قیمت عکس‌العمل چندانی نشان دهند و در نتیجه با افزایش قیمت نهاده‌ها متضرر می‌شوند؛ بنابراین می‌توان با اعمال سیاست‌های مناسب از شکل‌گیری انحصارها در بازار عوامل تولید جلوگیری کرد. از طرفی، با توجه به وجود رابطه‌ی جانشینی ضعیف بین نهاده‌ها، با افزایش قیمت نهاده‌ها امکان جانشین کردن نهاده‌ها به جای یکدیگر وجود نخواهد داشت؛ از این رو برای تشویق تولیدکنندگان به افزایش تولید می‌توان با اعمال سیاست‌های مناسب از نوسان قیمت نهاده‌ها جلوگیری کرد.

از آنجا که نتایج مطالعه با تأیید وجود بازده‌ی صعودی نسبت به مقیاس برای تولید جو دیم ما را به سمت داشتن مزارع بزرگ‌تر سوق می‌دهد و از طرفی چون کشاورزی ایران، به‌ویژه زراعت دیم، بیشتر به صورت خرده‌مالکی است، افزایش سطح زیر کشت برای خود زارعان ممکن نیست و بنابراین می‌توان با اعمال سیاست‌های مناسب در راستای تشکیل تعاونی‌های تولیدی، که به افزایش سطح زیر کشت منجر می‌شود، هزینه‌های هر واحد تولید این محصول را کاهش داد. این سیاست علاوه بر افزایش سودآوری برای زارعان هزینه‌های تولیدی سایر زیربخش‌ها از جمله دام و طیور را نیز کاهش خواهد داد.

نتایج جدول ۷ بیانگر آن است که کشش‌های خودقیمتی برای تمامی نهاده‌ها علامت‌های مورد انتظار و مطابق تئوری‌های اقتصادی هستند؛ به این معنی که بین قیمت نهاده‌های نیروی کار، زمین، ماشین‌آلات و مواد اولیه و مقدار تقاضای آن‌ها رابطه‌ی معکوس وجود دارد. کشش‌های خودقیمتی تقاضا برای تمامی نهاده‌ها در سطح ۵ درصد معنی‌دار و مقدار عددی آن‌ها کوچک‌تر از یک است و بنابراین تقاضا برای نهاده‌های فوق کم‌کشش است، به طوری که در شرایط ثابت با افزایش یک درصد در قیمت نهاده‌های نیروی کار، ماشین‌آلات، زمین و مواد اولیه مقدار تقاضای آن‌ها به ترتیب ۰/۰۰۲، ۰/۰۴۲، ۰/۰۰۲۳ و ۰/۳۰ درصد کاهش می‌یابد. مقدار عددی کشش خودقیمتی تقاضا برای نهاده‌ی مواد اولیه نسبت به سایر نهاده‌ها بیشتر است و بیانگر آن است که کشاورزان عکس‌العمل بیشتری نسبت به افزایش قیمت نهاده‌ی مواد اولیه که شامل کود، سم و بذر است، از خود نشان می‌دهند؛ همچنین در جدول فوق مقادیر کشش‌های متقاطع قیمتی تقاضای نهاده که بر اساس آن می‌توان به رابطه‌ی مکملی و جانشینی بین نهاده‌ها پی برد ارائه شده‌اند. مقادیر کشش متقاطع برای تمام نهاده‌ها در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. طبق نتایج جدول فوق کشش متقاطع بین نهاده‌ی نیروی کار با ماشین‌آلات و زمین منفی است و در نتیجه بین این نهاده‌ها رابطه‌ی مکملی وجود دارد؛ همچنین کشش متقاطع بین نهاده‌ی مواد اولیه با نیروی کار، زمین و ماشین‌آلات مثبت است که حاکی از وجود رابطه‌ی جانشینی بین این نهاده‌هاست.

مقدار ضریب صرفه‌های ناشی از مقیاس، که مورد توجه خاص این مقاله است، به‌ازای میانگین داده‌ها برابر با ۱/۵۲ است که حاکی از وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در مزارع تولید جو دیم است؛ همچنین مقدار این ضریب برای تمام مشاهدات بزرگ‌تر از یک است که نشان‌دهنده‌ی این است که



## REFERENCES

- Ali, F. & Parikh, A. (1992). Relationships among labor, bullock, and tractor inputs in Pakistan agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 4, 371-377.
- Ansari, V. & Salami, H. (2007). Economics of scale shrimp industry in Iran, *6<sup>th</sup> National Conference of Agricultural Economics*, Mashhad, Iran. (in farsi).
- Binswanger, H.P.(1974). A cost function approach to the measurement of factor demand elasticities of substitution, *American Journal of Agricultural Economics*, 59, 377-386..
- Christensen, L. R. & Greene, W. H. (1976). Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation. *J. Pol. Econ*, 84, 655-76.
- Coyle, B. T. (2005). Aggregation over firm under mean scaling, *American Journal of Agricultural Economic*, 87(2), 366-377.
- Daneshvar kakhki, M., Omranian, M., Khorasani, H., Hatef, V. & Sorori, A. (2005). Stimulation of inputs demand and supply functions for potato. *Journal of Rural Development Studies*, 3, 51-66. (in farsi).
- Diewert, W. E. (1971). An application of the Shephard duality theorem: A generalized Leontief production function, *Journal of Political Economy*, 79, 481-508.
- Garcia, R. J. & 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*. 16, 215-230.
- Grisley, W. & Gitu, K. W. (1985). A Translog Cost Analysis of Turkey Production in the Mid-Atlantic Region, *Southern Journal of Agricultural Economics*, 151-158
- Kuroda, Y. (1987). The Production Structure and Demand for Labor in Postwar Japanese Agriculture,1952-82, *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2), 328-337.
- Lewbel, A.. (1996). Aggregation without separability: a generalized composite commodity theorem, *American Economic Review*, 86, 524-543.
- Liu, Q. & Shumway, C. R. (2004). Testing aggregation consistency across geography and commodities, *Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Montreal, Canada.
- Mari, M .F., Memon, A. R. & Lohano, D. H. (2007). Measuring return to scale for onion ,tomato and chilies production in Sidh province of Pakistan, *International Journal of Agriculture & Biology*.
- Moss, G., Erickson, W. & Ball, V. (2003). A translog cost function analysis of U.S. agriculture:a dynamic specification, *Paper Prepared For Presentation At The American Agricultural Economics Association Annual Meeting*. Montreal. Canada.
- Ogundari, K., Ojo, S.O. & Ajibefun, I. A. (2006). Economies of scale and cost efficiency in small scale maize production: empirical evidence from Nigeria, *J. Soc. Sci*, 13(2), 131-136.
- Ray, S.C. (1982). A translog cost function analysis of U.S. Agriculture, 1939-77, *American. Journal of Agricultural Economics*, 64, 49-98.
- Seldon, B.J. & Bullard, S .H. (1992). Input substitution, economies of scale and productivity growth in the U.S upholstered furniture industry, *Applied Economics*, 24, 1017-1024.
- Shephard, R.W. (1953), *Cost and Production Function*. Princeton University Press.
- Shumway, C. R. & Davis, G. C. (2001). Does consistent aggregation really matter?, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 45, 161-149.
- Stier, J. C. (1985). Implication of factor substitution, economics of scale and technological change in the United States pulps and paper industry, *Forest Science*, 31(4).
- Torkamani, J. & Kalaei, A. (2001). Using of multicrop translog cost function in stimulation of input demands and cost functions in agriculture, case study: Fars Province, *Agricultural Economic and Development*, 34, 101-124. (in farsi).
- Williams, S. P. & Shumway, C. R. (1998). Aggregation of data and profit maximization in Mexican agriculture, *Applied Economics*, 30, 235-244.