

ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل آلا در استان چهارمحال و بختیاری

رویا اشراقی سامانی^۱، سعید یزدانی^۲، سید مهریارصدر الاشرافی^۳ و غلامرضا پیکانی^۴

چکیده

در این مطالعه ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل آلا در استان چهارمحال و بختیاری مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور با بهره‌گیری از تئوری دوگان و با استفاده از آمار ترکیبی سری زمانی-مقطع عرضی، تابع هزینه ترانسلوگ و توابع تقاضای مشتق شده از آن در قالب یک سیستم معادلات به ظاهر نامرتب تکراری به‌طور هم‌زمان برآورد شد. بر اساس نتایج به‌دست آمده، تکنولوژی تولید صنعت پرورش قزل آلا در منطقه مورد مطالعه غیر هموتتیک بوده و در اثر تغییر مقیاس تولید، سهم هزینه عوامل تولید تغییر می‌یابد. تکنولوژی تولید این محصول کار اندوز و سرمایه اندوز بوده و سهم هزینه نهاده‌های غذا و بچه‌ماهی در اثر افزایش مقیاس تولید افزایش می‌یابد. هم‌چنین بازده نسبت به مقیاس تولید در این صنعت فزاینده می‌باشد. کشش‌های جانشینی آلن محاسبه شده حاکی از آن است که به استثنای رابطه مکملی نهاده بچه‌ماهی با نهاده‌های نیروی کار و غذا، رابطه میان سایر نهاده‌ها جانشینی می‌باشد. مقادیر عددی مربوط به کشش‌های خود قیمتی نیز نشان‌دهنده کشش‌ناپذیری تقاضای نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و غذا در برابر تغییر قیمت آن‌ها در صنعت پرورش ماهی قزل آلا می‌باشد. هم‌چنین براساس کشش‌های قیمتی متقاطع محاسبه شده، کشش متقاطع غذا در برابر تغییر قیمت سایر نهاده‌ها کمتر از کشش متقاطع سایر نهاده‌ها نسبت به تغییر قیمت نهاده غذا است.

واژه‌های کلیدی: ساختار تولید، پرورش قزل آلا، اقتصاد مقیاس، جانشینی نهاده، کشش تقاضا، تابع هزینه

ترانسلوگ

تاریخ دریافت مقاله: ۸۶/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۷/۲/۱۸

۱- دانشجوی دکتری تخصصی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران و مربی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ایلام

۲- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی و عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

۳- استاد گروه اقتصاد کشاورزی و عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

۴- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی و استاد مدعو دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

اشراقی سامانی، ر. ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل‌آلا در...

مقدمه و بررسی منابع

رشد روز افزون جمعیت کشور و افزایش سطح آگاهی افراد از نقش مصرف آبزیان در میزان سلامتی منجر به افزایش تقاضای آبزیان طی دهه‌های اخیر شده است. افزایش تولید آبزیان از طریق افزایش صید و یا گسترش آبی‌پروری میسر است. از آنجا که صید بی‌رویه باعث از میان رفتن یا کاهش جمعیت بسیاری از گونه‌های با ارزش آبزیان می‌گردد، در ارتباط با افزایش میزان صید آبزیان محدودیت وجود دارد. اما وجود منابع بالقوه آب‌های طبیعی و نیمه طبیعی نظیر دریاچه‌ها، رودخانه‌ها، آب بندها، دریاچه پشت سدها، چشمه‌ها و قنوات این امکان را در کشور فراهم می‌سازد تا با توسعه آبی‌پروری، تولید پروتئین حیوانی سالم و دارای ارزش غذایی بالا را افزایش داد. در میان آبزیان پرورشی، ماهی قزل‌آلای رنگین‌کمان که از مهم‌ترین گونه‌های پرورشی ماهیان سردآبی و تنها گونه پرورشی سردآبی در ایران است، به دلایل مختلف از جمله دارا بودن قابلیت تکثیر مصنوعی، قدرت تطابق و سازگاری با محیط، سرعت رشد قابل قبول، ضریب تبدیل غذایی مناسب و بازارپسندی خوب این آبی‌پروری توانسته است به‌عنوان یک گونه پرورشی شاخص با قابلیت اقتصادی و کیفیتی ممتاز در سراسر دنیا به سرعت انتشار یابد.

پرورش ماهی قزل‌آلای رنگین‌کمان در ایران از سال ۱۳۳۸ آغاز شد. این فعالیت تا سال ۱۳۶۸ پیشرفت کمی قابل ملاحظه ای نداشت. اما از سال ۱۳۶۸، با آغاز برنامه‌های توسعه اقتصادی-اجتماعی و فرهنگی، پرورش ماهی قزل‌آلای رنگین‌کمان نیز در کنار سایر برنامه‌های توسعه کشور مورد توجه قرار گرفته و توسعه یافت. به طوری که تولید آن از

۵۹۹ تن در سال ۱۳۶۸ به ۳۰۰۰۰ تن در سال ۱۳۸۳ افزایش یافت (۳). به این ترتیب سهم ایران از تولید قزل‌آلای پرورشی جهان از ۰/۳۹ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۵/۹۴ درصد در سال ۱۳۸۳ رسید و رتبه هفتم جهانی را در امر تولید این محصول به دست آورد (۲). اما علی‌رغم پیشرفت‌های به دست آمده در زمینه افزایش تولید قزل‌آلای پرورشی، تاکنون موفقیتی در زمینه صدور محصولات این صنعت به بازارهای جهانی حاصل نشده است. احتمال می‌رود یکی از دلایل عمده ناکامی این صنعت در بازارهای خارجی هزینه‌های عملیاتی نسبتاً بالای تولید و در نتیجه قیمت تمام‌شده محصول در مقایسه با کشورهای تولیدکننده و صادرکننده مطرح در زمینه این محصول، نظیر کشورهای شیلی و نروژ است. این مسئله، ضرورت انجام مطالعه در زمینه بررسی امکان کاهش هزینه‌های تولید قزل‌آلای پرورشی را آشکار می‌سازد. انجام چنین امری مستلزم آگاهی از ساختار تولید این محصول می‌باشد. با شناسایی ساختار تولید هر محصول می‌توان امکان جانشینی میان نهاده‌های تولید را مطالعه و از میزان حساسیت تقاضای نهاده‌ها نسبت به تغییرات قیمت آگاهی یافته و با شناسایی صرفه‌های ناشی از مقیاس امکان کاهش هزینه تولید را بررسی نمود و در نهایت به این پرسش پاسخ داد که آیا کاهش هزینه تولید این صنعت و در نتیجه کاهش قیمت تمام شده محصول امکان پذیر است یا نه؟

مطالعات متعددی در زمینه‌ی شناسایی ساختار تولید محصولات بخش کشاورزی انجام شده است. از جمله این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره نمود.

ترانسلوگ مربوط به هر سال برآورد شده و بر اساس آن کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضای نهاده‌ها و همچنین کشش جانشین نهاده‌ها برای هر سال به‌طور مجزا محاسبه شد. نتایج حاکی از عدم وجود قابلیت جانشینی نهاده‌ها در این صنعت و یا وجود قابلیت جانشینی بسیار ناچیز بود. وی خاطر نشان کرد با توجه به عدم وجود قابلیت جانشینی نهاده‌ها و بالا بودن سهم هزینه نهاده غذا، قیمت ماهی سالمون بسیار متأثر از هزینه تأمین این نهاده در پرورش ماهی سالمون است (۱۵).

صدرالاشرفی و محمودی (۱۳۷۷) با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ، فن آوری تولید پنبه شهرستان گرگان را مورد بررسی قرار داده و توابع تقاضا نهاده‌های تولید پنبه شهرستان گرگان را برای سال زراعی ۱۳۷۵-۱۳۷۴ استخراج نمودند. با تخمین هم‌زمان توابع تقاضا و تابع هزینه ترانسلوگ و محاسبه کشش‌های جانشینی آن و موری شیم، اطلاعاتی درباره تغییرات سهم هزینه‌ای عوامل تولید در واکنش به تغییرات نسبی قیمتشان به دست آوردند. نتایج نشان‌گر غیر هموتتیک بودن فن آوری و ثابت بودن بازده نسبت به مقیاس تولید این محصول بود. بر اساس یافته‌های این مطالعه، نهاده‌های تولید دارای رابطه جانشینی ضعیف بوده و سیاست‌های قیمتی به تنهایی نمی‌تواند اثر محسوسی در شدت کاربرد نهاده‌ها داشته باشد (۵).

عمادزاده و اکبری (۱۳۸۱) به منظور برآورد قیمت کف محصول خرما، ساختار تولید خرما شهرستان جهرم را بررسی نمودند. آن‌ها با توجه به نظریه دوگانگی، رهیافت حداقل‌سازی هزینه را برای انجام مطالعه خود انتخاب کردند. طبق نتایج این تحقیق

کورودا^۱ (۱۹۸۷) در مقاله‌ای با عنوان «ساختار تولید و تقاضا برای نیروی کار در کشاورزی ژاپن پس از جنگ جهانی» ارتباط میان عوامل تولید محصولات بخش کشاورزی را مورد ارزیابی قرار داد. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی تقاضا برای تمام نهاده‌های تولید، به‌جز نهاده سایر عوامل دارای قدر مطلق کمتر از یک است و این امر گویای حساس نبودن تقاضای این نهاده‌ها است. مطالعه کورودا نشان داد که پیشرفت تکنولوژیکی و بیوشیمیایی در کشاورزی ژاپن پس از جنگ جهانی، نقش مهمی در کاهش استفاده از نیروی کار در این بخش داشته است (۱۶).

گلاس و مک کیلوپ^۲ (۱۹۹۸) ساختار کشاورزی ایرلند شمالی را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از داده‌های مربوط به دوره ۱۹۹۵-۱۹۸۵، تابع هزینه ترانسلوگ این بخش را برآورد نموده و کشش‌های جانشینی میان نهاده‌های تولید، کشش‌های خود قیمتی و متقاطع تقاضای نهاده‌ها، صرفه‌های ناشی از مقیاس و نرخ تغییر فناوری هیکس را برای هر سال به‌دست آوردند. نتایج این مطالعه حاکی از غیر هموتتیک بودن ساختار کشاورزی ایرلند شمالی بود. همچنین تقاضای نهاده سرمایه کشش‌پذیر و تقاضای نهاده نیروی کار و نهاده مجموع غذای دام، بذر و واردات دام کشش ناپذیر بود (۱۴).

گاتسن^۳ (۲۰۰۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «قابلیت جانشینی نهاده‌ها در پرورش ماهی سالمون» با بررسی قابلیت جانشینی نهاده‌های تولید، تغییرات تکنولوژی این صنعت را طی سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۹۸ در نروژ بررسی نمود. در این راستا تابع هزینه

1- Kurdoa
2- Glass. and. MckilIOP
3- Guttormsen

تابعی انعطاف پذیرتری نسبت به توابع تولید هستند، لذا می‌توان بدون قرار دادن محدودیت روی پارامترهای تکنولوژی تولید، این توابع را تصریح نمود. هم‌چنین در تابع هزینه، میزان هزینه تابعی از قیمت عوامل تولید است و نه مقادیر آن‌ها و برای یک صنعت احتمال برون‌زا بودن قیمت‌های نهاده‌ها نسبت به مقادیر مصرفی آن‌ها بیشتر است، بنابراین احتمال بروز هم‌خطی میان قیمت نهاده‌ها کمتر از مقادیر آن‌ها است. لذا به نظر می‌رسد که استفاده از تابع هزینه برای تحلیل تکنولوژی تولید مناسب‌تر از تابع تولید باشد (۱۷). در این مطالعه به منظور بررسی ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل‌آلا تابع هزینه ترانس‌لوگ^۱ (۱۱) به فرم زیر در نظر گرفته شده است:

$$\begin{aligned} \log C = & \log \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \log P_i + \alpha_Q \log Q \\ & + \alpha_T T + \alpha_D D + \alpha_A \log A - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \gamma_{ii} (\log P_i)^2 \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{QQ} (\log Q)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{TT} T^2 + \frac{1}{2} \gamma_{AA} (\log A)^2 \\ & + \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \log P_i \log P_j + \sum_{i=1}^4 \gamma_{Qi} \log P_i \log Q \\ & + \sum_{i=1}^4 \gamma_{iT} (\log P_i) T + \sum_{i=1}^4 \gamma_{iA} \log P_i \log A + \gamma_{QT} \\ & (\log Q) T + \gamma_{QA} \log Q \log A \end{aligned} \quad (1)$$

که در آن C هزینه کل تولید طی یک سال (ریال)، Q میزان قزل‌آلای پرورشی تولید شده طی یک سال (کیلوگرم)، P_W، P_K، P_F و P_L به ترتیب قیمت مربوط به نهاده‌های نیروی کار، سرمایه، غذا و بچه ماهی (ریال) می‌باشند. D متغیر مجازی مصرف سموم و داروها و A نشان‌دهنده سطح زیر کشت فعال مزارع پرورشی است. γ و α نیز بردارهای پارامترهای مدل می‌باشند. سطح زیر کشت پرورش

تولید خرما در شهرستان جهرم دارای بازده کاهنده نسبت به مقیاس می‌باشد (۶).

در مطالعه حاضر نیز ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل‌آلا مورد بررسی قرار گرفته است. استان چهارمحال و بختیاری به علت دارا بودن شرایط طبیعی مناسب از جمله دارا بودن بیش از ۹۵۰ چشمه دائمی و ۲۰ رودخانه دائمی پرآب از مهم‌ترین قطب‌های توسعه پرورش ماهی سردابی قزل‌آلا است و طبق گزارش امور شیلات و آبزیان، این استان با تولید ۴۶۴۷ تن قزل‌آلای پرورشی ۱۵/۵ درصد از کل تولید کشور را به خود اختصاص داده، در حال حاضر نیز رتبه اول را در امر تولید قزل‌آلای پرورشی در کشور دارا است، لذا در این مطالعه ساختار تولید صنعت پرورش ماهی قزل‌آلا در استان چهارمحال و بختیاری مورد بررسی قرار گرفته است.

مواد و روش‌ها

در مطالعه حاضر جهت شناسایی ساختار تولید صنعت پرورش قزل‌آلا، نظریه دوگانگی مورد استفاده قرار گرفته است. بنابراین نظریه تابع هزینه همزاد تابع تولید است. یعنی با داشتن تابع تولید می‌توان به تابع هزینه رسید و یا با در دست داشتن یک تابع هزینه می‌توان تابع تولید مربوط به آن را به دست آورد. از این رو تابع هزینه تمام اطلاعات فنی را که از نظر اقتصادی حایز اهمیت است را در بر دارد و می‌تواند مبنای برآورد پارامترهای تابع تولید گردد (۱۲). بنابراین می‌توان ساختار تولید یک صنعت را توسط برآورد تابع تولید و یا با استفاده از تابع هزینه مورد مطالعه قرار داد (۹ و ۱۳). استفاده از تابع هزینه نسبت به تابع تولید دارای مزایای بیشتری است. از جمله این‌که به‌طور کلی توابع هزینه دارای فرم‌های

می‌دهیم که تابع ترانسلوگ دقیقاً بیان‌گر تکنولوژی زیر ساختی تولید است و هرگونه انحراف مشاهده شده در سهم هزینه‌ها ناشی از مشتق لگاریتمی تابع هزینه ترانسلوگ به دلیل خطای تصادفی در رفتار حداقل کردن هزینه است. بنابراین یک جمله خطا به هر یک از معادلات سهم هزینه نهاده‌ها افزوده شده است تا فرم تصادفی زیر حاصل شود (۸):

$$S_i = \frac{X_i P_i}{C} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \cdot \frac{P}{C} = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \log P_j + \gamma_{iQ} \log Q + \gamma_{iT} T + \gamma_{iA} \log A + u_i \quad (3)$$

در رابطه فوق u_i مبین جمله خطا است.

هم‌چنین تابع هزینه باید نسبت به قیمت نهاده‌ها همگن از درجه یک باشد. لذا باید محدودیت

$$\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^4 \gamma_{ij} = 0, \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^4 \gamma_{iQ} = 0 \quad (i, j = 1, 2, 3, 4)$$

در تابع هزینه ترانسلوگ اعمال شود.

از آن‌جاکه در تابع هزینه ترانسلوگ محدودیت‌های هموتتیک بودن و تکنولوژی خنثی هیکس^۱ بر مدل اعمال نمی‌شود، در صورتی که تکنولوژی تولید غیر هموتتیک و غیر خنثی نباشد پارامترهای برآورد شده در تابع هزینه ترانسلوگ اریب خواهند بود. بنابراین تحت یک رفتار حداقل‌سازی هزینه باید وجود محدودیت‌های یاد شده در تکنولوژی تولید مورد آزمون قرارگیرد. اگر تکنیک تولید هموتتیک باشد آن‌گاه تابع هزینه‌ای که سیستم ثانویه این تابع محسوب می‌گردد را می‌توان به صورت تفکیک شده نسبت به سطح محصول و قیمت نهاده‌ها در نظر گرفت. وجود این شرایط در الگوی تابع هزینه ترانسلوگ نیازمند آن است که رابطه ترانسلوگ نیازمند آن است که رابطه $\gamma_{Qi} = 0 \quad i = 1, 2, 3, 4$ در الگو برقرار باشد. در این

قرن‌آلا به‌عنوان نهاده ثابت در نظر گرفته شده و تابع هزینه تبدیل به تابع هزینه کوتاه مدت شده است. از آن‌جا که بیش از نیمی از مزارع مورد مطالعه از این نهاده‌ها استفاده نموده‌اند و در صورت استفاده مقدار مصرف و هزینه مربوط به آن بسیار ناچیز می‌باشد، مقدار و قیمت آن در مدل منظور نشده و متغیر مجازی D که نشان‌دهنده استفاده یا عدم استفاده از این نهاده است در مدل وارد شده است.

در بسیاری از مطالعات تجربی مربوط به تحلیل‌های اقتصاد سنجی تولید (با روش اولیه یا دوگان) شامل اطلاعات تلفیقی (سری زمانی و مقطع عرضی)، شاخص تغییرات تکنولوژی به‌وسیله وارد کردن یک روند زمانی در معادلات تخمین به دست می‌آید. در این زمینه می‌توان به مطالعات کورودا (۱۹۸۷)، و گرین (۱۹۹۳) اشاره نمود (۱۳ و ۱۶). در این مطالعه نیز متغیر روند زمانی (T) به‌عنوان شاخص تغییرات تکنولوژی در مدل وارد شده است. فرض شده است تابع هزینه ترانسلوگ (۱) دوبار مشتق پذیر بوده و بنابراین ماتریس هشین آن نسبت به قیمت نهاده‌های تولید متقارن است. نتیجه این فرض در نظر گرفتن محدودیت $\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad i \neq j$ در مدل است (۱۶). توابع سهم هزینه نهاده‌ها طبق اصل شپرد^۱ و حداقل‌سازی هزینه به‌صورت زیر به دست می‌آیند:

$$S_i = \frac{\partial c}{\partial p_i} \cdot \frac{p}{c} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \log P_j + \gamma_{iQ} \log Q + \gamma_{iT} T + \gamma_{iA} \log A \quad (2)$$

که در آن سهم هزینه نهاده S_i نام است. در راستای ارایه معادلات تقاضای سهم نهاده‌های تولید به‌صورت تصادفی و برآورد آن، فرض را بر این قرار

تعریف هیکس در چارچوب تابع هزینه ترانسلوگ به صورت زیر پیشنهاد شده است (۸):

$$N_i = \frac{\partial \log S_i}{\partial \log Q} = \frac{\gamma_{Qi}}{S_i} \quad (i=1,2,3,4) \quad (۴)$$

N_i میزان اریب نهاد i ، γ_{Qi} ضریب متقابل قیمت نهاد i و مقدار تولید و S_i سهم هزینه نهاد i می باشد. اگر $N_i < 0$ باشد اریب مربوط به تغییر مقیاس در جهت ذخیره نهاده i می باشد. اگر $N_i = 0$ باشد اریب مربوط به تغییر مقیاس برای نهاد i وجود ندارد. اگر $N_i > 0$ باشد اریب مربوط به تغییر مقیاس در جهت استفاده از نهاد i می باشد.

در صورتی که تکنولوژی تولید بازدهی ثابت نسبت به مقیاس داشته باشد، تابع هزینه دوگان به صورت $C(Q, P) = Q H(P)$ خواهد بود (۱۰ و ۱۶). بنابراین در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس، تابع باید همگن از درجه اول بوده و افزایش مقدار متناسب نهاده‌ها به افزایش همانندی در مقدار تولید منجر گردد و هزینه متوسط نیز ثابت می ماند. بنابراین سهم هزینه هر یک از نهاده‌ها از تغییر مقیاس تولید نباید تأثیر پذیرد، به عبارتی $\gamma_{Qi} = 0$ بوده و از آنجا که هزینه متوسط علی‌رغم تغییر سطح تولید ثابت است، عامل فزاینده‌گی یا کاهش‌دهی هزینه متوسط یعنی $(\log Q)^2$ باید حذف شود. بدین ترتیب برای آزمون فرض ثابت بودن بازده نسبت به مقیاس، باید فرض $\gamma_{Qi} = \gamma_{QQ} = 0$ با استفاده از آماره حداکثر درست نمایی مورد آزمون قرار گیرد. چنانچه فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در فرایند تولید رد شود صرفه جویی یا عدم صرفه جویی نسبت به مقیاس وجود خواهد داشت. به عبارت دیگر تغییر در سهم هزینه‌ها و سطح تولید نامتناسب خواهد بود. در این صورت

حالت جمله حاصل ضرب قیمت نهاده‌ها در مقدار تولید از تابع هزینه حذف شده و مقدار محصول به عنوان متغیر در معادلات سهم هزینه نهاده‌ها ظاهر نمی‌شود. بدین ترتیب سهم هزینه نهاده‌ها متأثر از تغییر در میزان تولید نخواهد بود. برای آزمون فرض هموتتیکی، ابتدا دستگاه معادلات تابع هزینه کل و سهم هزینه نهاده‌ها را با پذیرش فرض قرینگی برآورد نموده و آن را مدل نامقید می‌خوانیم. پس با اعمال محدودیت هموتتیک بودن تکنولوژی تولید، بر پارامترهای دستگاه معادلات مورد نظر مدل مقید را نیز بر آورد نموده و با استفاده از آماره نسبت حداکثر درست نمایی فرض هموتتیکی مورد آزمون قرار می‌گیرد. چنانچه فرض هموتتیک بودن فرایند تولید رد شود، سهم هزینه هر یک از نهاده‌های تولید نه تنها به قیمت تمام نهاده‌ها بستگی خواهد داشت بلکه متأثر از سطح تولید نیز خواهد شد. بدین ترتیب با تغییر در سطح تولید، سهم هزینه نهاده‌ها تغییر یافته و از این ویژگی به عنوان اریب تغییر مقیاس^۱ تولید یاد می‌شود. در صورتی که تغییر مقیاس تولید به افزایش سهم هزینه یک نهاد و در نتیجه به افزایش میزان استفاده از آن منجر شود، اریب تغییر مقیاس تولید در جهت استفاده از این عامل است و اگر تغییر مقیاس تولید به کاهش سهم هزینه یک نهاد و در نتیجه کاهش میزان استفاده از آن عامل منجر شود اریب تغییر مقیاس تولید به کاهش سهم هزینه یک نهاد منجر شده و بدین ترتیب اریب مربوط به تغییر مقیاس در جهت ذخیره این عامل است. در صورت غیر هموتتیک بودن تابع تولید می‌توان اریب تغییر مقیاس را نسبت به هریک از نهاده‌ها محاسبه کرد. یکی از راه‌های اندازه‌گیری اریب تغییر مقیاس بر پایه

تولید مشابه توابع تقاضای مشتق شده نهاده‌ها هستند، لیکن تفاوت‌هایی نیز میان این دو نوع معادله وجود دارد. یکی از تفاوت‌های مهم، غیر قابل تفسیر بودن ضرایب در معادلات سهم هزینه نهاده‌ها است. لذا هرگاه از نظریه دوگانگی استفاده شود، کشش‌های جانشینی و قیمتی نهاده‌های تولید محاسبه و با تفسیر آن‌ها سعی در شناسایی فرایند تولید می‌شود.

کشش‌های جانشینی آلن اوزاوا و کشش‌های قیمتی تقاضای نهاده‌ها در تابع هزینه ترانسلوگ به صورت زیر قابل برآورد می‌باشند (۱۰ و ۱۶):

$$\sigma_{ij} = \frac{\delta_{ij} + s_i s_j}{s_i s_j} \quad (6)$$

$$\sigma_{ii} = \frac{\delta_{ii} + s_i^2 + s_i}{s_i^2}$$

کشش جانشینی جزئی آلن - اوزاوا (σ_{ij}) میان دو نهاده i و j است. کشش جانشینی مثبت بین نهاده‌های تولید به مفهوم جانشینی این نهاده‌ها است. در حالی که کشش جانشینی منفی مبین این واقعیت است که نهاده‌ها مکمل یکدیگر هستند.

برندت و وود (۱۹۷۵) نشان دادند که در تابع هزینه ترانسلوگ، کشش‌های خود قیمتی (E_{ii}) و متقاطع (E_{ij}) تقاضا با کشش‌های جانشینی آلن مرتبط بود (۹) و با استفاده از روابط زیر قابل محاسبه‌اند:

$$E_{ii} = s_i \sigma_{ii} \quad (7)$$

$$E_{ij} = s_j \sigma_{ij}$$

از آن‌جا که متغیرهای مستقل معادلات تقاضای نهاده‌ها یکسان می‌باشند، بنابراین مجموع تمامی متغیرهایی که در مدل وارد نشده‌اند، در جملات اختلال ظاهر شده و بین این جملات هم‌بستگی ایجاد خواهد شد. هم‌چنین نظر به این که جمع سهم هزینه نهاده‌های تولید برای هر مشاهده برابر یک است ($\sum_{i=1}^4 S_i = 1$)، اگر سمت چپ معادلات تقاضا را با هم

می‌توان وضعیت صرفه‌جویی حاصل از مقیاس را در فرایند تولید به صورت زیر محاسبه نمود:

$$SCE = 1 / (\partial \log C / \partial \log Q) \quad (5)$$

چنانچه $SCE > 1$ باشد بازدهی فرایند نسبت به مقیاس وجود دارد. در صورتی که $SCE = 1$ باشد بازدهی نسبت به مقیاس ثابت است. اگر $SCE < 1$ باشد بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس وجود دارد.

یکی از معروف‌ترین توابعی که در بیان روابط ساختاری تولید از گذشته‌های دور مورد استفاده قرار گرفته است، تابع کاب-داگلاس می‌باشد (۵). به دلیل آن که این تابع ویژگی‌های مطلوب بسیاری دارد، اغلب فرض می‌شود که ساختار تولید محصولات بخش کشاورزی به شکل تابع کاب-داگلاس است.

بنابراین تعریف تابع تولید محصول به شکل دیگر، برای مثال ترانسلوگ، کاری نادرست بوده و با نتایجی گمراه کننده همراه است. تابع هزینه یک فرایند تولیدی به شکل کاب - داگلاس خود نیز به شکل کاب-داگلاس بوده و به صورت $C(Q,P) = Q.C(P)$ نوشته می‌شود. این ویژگی

مستلزم آن است که قیود $\gamma_{ij} = \gamma_{qi} = \gamma_{qq} = 0$ بر تابع هزینه ترانسلوگ اعمال شود. بدین ترتیب می‌توان با استفاده از آماره نسبت درست نمایی فرضیه کاب-داگلاس بودن فرم تابع هزینه را مورد آزمون قرار داد (۱۶). در صورتی که فرضیه فوق رد نشود، سهم هزینه نهاده‌ها اعداد ثابتی هستند

$$(S_i = \frac{\partial \log C}{\partial \log P_i} = \gamma_i)$$

مقیاس تولید هیچ اثری بر سهم هزینه نهاده‌ها ندارد. پس از انجام آزمون‌های فوق، با حصول اطمینان از صحت مدل انتخابی می‌توان شاخص‌های لازم را جهت مطالعه ساختار تولید بررسی نمود. باید توجه داشت که اگرچه معادلات سهم هزینه نهاده‌های

شیوه برآورد پارامترها در روش ISUR بدین صورت است که در مرحله اول هر یک از معادلات به روش حداقل مربعات معمولی^۱ برآورد و در این مرحله جملات پسماند و برآوردی از ماتریس واریانس- کوواریانس محاسبه می‌شود. در مرحله بعدی ضرایب از طریق روش حداقل مربعات تعمیم یافته^۲ برآورد شده و سپس پسماندها و ماتریس واریانس- کوواریانس محاسبه می‌شود. از آنجا که دستگاه معادلات نسبت به پارامترها غیر خطی و مقید می‌باشد، این مراحل تا زمانی که برآوردها هم‌گرا شوند ادامه می‌یابد (۷). علاوه بر این تکراری بودن روش برآورد وابستگی نتایج به نقطه آغازین با شروط اولیه را از بین می‌برد.

داده‌های آماری مورد استفاده در این مطالعه با بهره‌گیری از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای تصادفی و از طریق مصاحبه و تکمیل پرسش‌نامه در ۳۱ مزرعه پرورش قزل‌آلا در استان چهارمحال و بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۲ جمع‌آوری شده‌اند.

نتایج و بحث

دستگاه معادلات تابع هزینه کوتاه مدت تولید قزل‌آلای پرورشی در استان چهارمحال و بختیاری به همراه توابع تقاضای مشتق شده نهاده‌های تولید سیستم معادلات (۸) به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تکراری برآورد شد. اما پارامتر مربوط به متغیر مجازی مصرف سموم و داروها و کلیه پارامترهای مربوط به متغیر روند تابع هزینه ترانسلوگ از نظر آماری معنی‌دار نشدند. لذا با استفاده از روش حذف پسر و آزمون والد^۳، حذف

جمع کنیم این جمع باید برابر با یک شود و در نتیجه جمع جملات اخلال مربوط به معادلات سهم تقاضای نهاده‌ها نیز برای هر یک از مشاهدات باید برابر صفر باشد $(\sum u_i = 0)$ (۱۷). بنابراین یکی از روش‌های مناسب برآورد سیستم معادلات یاد شده، روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتب تکراری^۱ منسوب به زلنر (۱۹۶۲) است. تحلیل آماری این روش بر این فرض است که بین جملات اخلال یک معادله، خود هم‌بستگی وجود ندارد و این جملات دارای واریانس همسان می‌باشند. اما جملات اخلال در معادلات متفاوت دارای واریانس ناهمسان می‌باشند. از طرف دیگر هم‌بستگی هم‌زمان بین جملات اخلال معادلات متفاوت وجود دارد اما هم‌بستگی غیرهم‌زمان بین جملات اخلال متفاوت وجود ندارد. در این روش یکی از معادلات سهم هزینه را به دلخواه از سیستم معادلات حذف نموده، پارامترهای سایر معادلات برآورد شده و سپس پارامترهای مربوط به معادله حذف شده برحسب سایر پارامترها محاسبه می‌شود (۱۶). در این روش پارامترهای برآورد شده متأثر از این که کدام معادله تقاضا از سیستم حذف شده است، نخواهند بود. بدین ترتیب در مطالعه حاضر معادله سهم هزینه نهاده بچه‌ماهی به سبب سهم نسبتاً کمتر هزینه، از الگو حذف شده است.

با حذف تابع تقاضای سهم نهاده‌ی حذف شده از سیستم الگوی مورد برآورد به صورت زیر در می‌آید:

$$S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} \log(P_j / P_L) + \gamma_{iQ} \log Q + \gamma_{iT} T + \gamma_{iA} \log A + u_i \quad i, j = 1, 2, 3 \quad (8)$$

1- OLS

2- Generalized Least Squares (GLS)

3- Wald Test

1- Iterative Seemingly Unrelated Regression (ISUR)

متناظر برآورد شده و خطای استاندارد مربوط به هر یک مبنای محاسبه آماره t آزمون‌های قرینگی قرار گرفت. نتایج آزمون در جدول ۳ ارائه شده و صحت فرض تقارن ضریب‌های متناظر را تأیید می‌کند.

به منظور آزمون فرضیه‌های هموتتیک و همگن بودن تکنولوژی تولید و همچنین کاب-داگلاس بودن آن، سیستم معادلات مربوط به این فرضیه‌ها با وارد کردن محدودیت‌های مربوط در مدل اصلی به عنوان مدل‌های محدود برآورد شدند. آماره نسبت درست نمایی هر یک از فرضیه‌های یاد شده محاسبه شده و با مقادیر بحرانی مورد مقایسه قرار گرفته و در مورد رد یا قبول فرضیه مورد نظر تصمیم‌گیری شده است. نتایج حاصل از انجام آزمون ویژگی‌های یاد شده تکنولوژی تولید در جدول ۴ گزارش شده است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۴ هر سه فرضیه مورد آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد شدند. با رد فرضیه هموتتیکی تکنولوژی تولید، این واقعیت آشکار می‌شود که سهم هزینه هر یک از نهاده‌های تولید نه تنها با قیمت نهاده‌ها ارتباط دارد، بلکه از سطح تولید نیز متأثر می‌شود. بدین ترتیب با تغییر سطح تولید، سهم هزینه نهاده‌ها نیز تحت تأثیر قرار گرفته و تغییر می‌یابد. جدول ۵ اریب تغییر مقیاس تولید هر یک از نهاده‌های نیروی کار، سرمایه، غذا و بچه‌ماهی را نشان می‌دهد.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود اریبی مربوط به تغییر مقیاس تولید، در جهت ذخیره نهاده نیروی کار و سرمایه و استفاده بیشتر از نهاده غذا و نهاده بچه‌ماهی است. بنابراین فرایند تولید قزل‌آلای پرورشی در استان چهارمحال و بختیاری، فعالیتی کاراندوز و سرمایه‌اندوز است. اما افزایش مقیاس تولید سبب افزایش فزاینده تقاضای نهاده‌های غذا و

هم‌زمان این متغیرها از مدل، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون در جدول (۱) ارائه شده است. طبق نتایج حاصل از آزمون نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد. بنابراین می‌توان تابع هزینه ترانسلوگ سیستم معادلات (۸) را به نتایج گزارش شده در جدول ۲ خلاصه نمود.

همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود از ۲۱ پارامتر برآورد شده ۱۶ پارامتر در سطح ۹۵ و دو پارامتر در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار شده‌اند. ضریب تعیین تابع هزینه برآورد شده $۹۲/۸$ درصد و ضرایب تعیین معادلات سهم نیروی کار، سهم سرمایه و سهم غذا به ترتیب $۴۴/۹۱$ ، $۳۳/۱۷$ و $۴۸/۰۳$ درصد به دست آمده است.

شرط همگنی از درجه اول در قیمت نهاده‌ها و مقادیر تولید به ترتیب با محاسبه مقادیر سهم نهاده‌ها و مقدار هزینه نهایی تولید برای تمامی مشاهدات مورد آزمون قرار گرفت. از آنجا که مقادیر محاسبه شده سهم نهاده‌ها و هزینه نهایی در تمامی مقادیر مشاهدات مقداری غیر منفی داشته‌اند، این دو شرط نیز در مورد تابع هزینه کوتاه مدت مربوط به تولید قزل‌آلای پرورشی در استان چهارمحال و بختیاری تأمین شده است. سهم هزینه هر یک از نهاده‌های نیروی کار، سرمایه، غذا و بچه‌ماهی از هزینه تولید به ترتیب $۱۷/۱$ ، $۱۰/۱$ ، $۶۹/۲$ و $۳/۶$ درصد می‌باشد.

همان‌طور که شرح داده شد، فرض بر این است که تابع هزینه ترانسلوگ دوبار مشتق‌پذیر بوده و در نتیجه ماتریس هیشین این تابع نیز قرینه خواهد بود، یعنی رابطه $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ برقرار است. به منظور بررسی فرض معادلات، سهم هر یک از نهاده‌های نیروی کار، سرمایه، غذا و بچه‌ماهی به صورت مجزا و به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شدند. ضرایب

بچه‌ماهی شده و سهم هزینه این نهاده‌ها را افزایش می‌دهد. البته همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، میزان صرفه‌جویی در نهاده سرمایه معنی‌دار نبوده و اریب مقیاس نهاده غذا نیز ناچیز است.

از آن‌جاکه در آزمون فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید، کمیت محاسبه شده برای آماره نسبت درست‌نمایی بیش از مقدار بحرانی است، بنابراین فرضیه بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید رد شده و بازده نسبت به مقیاس فزاینده یا کاهنده خواهد بود. میانگین مقدار عددی محاسبه شده برای شاخص کشتش مقیاس مزارع پرورش قزل‌آلا در استان چهارمحال و بختیاری ۱/۲۸ می‌باشد.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های انجام شده می‌توان با اطمینان از صحت مدل، به محاسبه و تفسیر کشتش‌های جانشینی و قیمتی نهاده‌های تولید پرداخت. نتایج برآورد کشتش‌های جانشینی آن نهاده‌های تولید قزل‌آلای پرورشی و انحراف معیار آن‌ها در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

همان‌گونه که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، کلیه کشتش‌های جانشینی محاسبه شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. همچنین روابط میان نهاده‌های مورد استفاده در این صنعت به استثنای رابطه نهاده‌های بچه‌ماهی با غذا و نیروی کار که مکمل هستند، رابطه جانشینی می‌باشد. رابطه مکملی بچه‌ماهی و غذا حاکی از آن است که با افزایش تعداد بچه‌ماهی، تقاضا برای غذای ماهی افزایش می‌یابد و بالعکس. این نتیجه کاملاً قابل انتظار است. رابطه مکملی بچه‌ماهی و نیروی کار حاکی از آن است که با افزایش تعداد بچه‌ماهی، تقاضا برای نیروی کار نیز افزایش می‌یابد و بالعکس. اما همان‌طور که ذکر شد در مورد سایر نهاده‌ها چنین

رابطه‌ای برقرار نیست، بلکه برای مثال نهاده نیروی کار با سرمایه‌دارای رابطه جانشینی است. بنابراین نیروی کار جانشین ماشین‌آلات و کالاهای سرمایه‌ای شده و از مصرف آن‌ها می‌کاهد. این ویژگی نیروی کار در جهت عکس نیز مصداق دارد. یعنی با افزایش مصرف سایر نهاده‌ها می‌توان مصرف نهاده نیروی کار را کاهش داد، به عبارتی نهاده‌های دیگر را جانشین نهاده کار نمود. این واقعیت در مورد نهاده سرمایه نیز صادق است. بنابراین با توجه به رابطه جانشینی نهاده سرمایه با نهاده‌های نیروی کار، غذا و بچه‌ماهی می‌توان با کاربرد بیشتر نهاده‌های سرمایه‌ای، کارایی نهاده‌های یاد شده را افزایش داد و برای تولید مقدار مشخصی محصول، مصرف آن‌ها را کاهش داد. اما از آن‌جاکه رابطه مکملی میان نهاده‌های غذای ماهی و بچه‌ماهی وجود دارد، در صورت کاهش مصرف غذا باید مصرف بچه‌ماهی را نیز کاهش یابد و بالعکس.

نتایج برآورد کشتش‌های خود قیمتی و متقاطع نهاده‌ها و مقادیر عددی مربوط به انحراف معیار آن‌ها در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

طبق نتایج حاصل از محاسبه کشتش‌های قیمتی، کلیه کشتش‌های خود قیمتی نهاده‌های تولید دارای علامت منفی هستند. این نتایج مطابق تئوری‌های اقتصادی بوده و حاکی از آن است که با افزایش قیمت نهاده‌ها، مقدار تقاضای آن‌ها کاهش می‌یابد. تنها مقدار قدر مطلق کشتش خود قیمتی نهاده بچه‌ماهی بزرگ‌تر از یک بوده که نشان‌گر کشتش‌پذیر بودن تقاضای این نهاده است. در حالی که تقاضای نهاده‌های نیروی کار و سرمایه کشتش‌پذیر نمی‌باشد. در این میان حساسیت تقاضای نهاده غذا نسبت به تغییر قیمت غذا در مقایسه با کشتش خود قیمتی

این محصول محسوب می‌شود. نظر به سهم بالای هزینه غذا در تولید قزل‌آلای پرورشی و مشکل تأثیرگذاری قابل توجه آن در قیمت محصول، ارایه راهکار مناسب برای تغییر این وضعیت بسیار ضروری است. لذا با توجه به رابطه جانشینی موجود میان نهاده‌های غذا و سرمایه، پیشنهاد می‌شود که از طریق ایجاد تسهیلات مناسب، انگیزه سرمایه‌گذاری در مزارع پرورش قزل‌آلا را افزایش دهند. بدین ترتیب می‌توان با کاهش اتلاف غذا و افزایش کارایی ناشی از مصرف بیشتر نهاده‌های سرمایه‌ای، زمینه کاهش مصرف نهاده غذا و در نتیجه کاهش سهم هزینه آن را فراهم نمود.

از یک سو با توجه به این واقعیت که اریب ناشی از مقیاس در جهت صرفه جویی در نیروی کار شده و از سوی دیگر افزایش نهاده سرمایه نیز باعث صرفه‌جویی در نیروی کار می‌گردد. بنابراین درصد بیکاری در روستاها افزایش یافته و این نتیجه مغایر اهداف توسعه‌ای کشور است. لذا پیشنهاد می‌شود قبل از هرگونه تصمیم‌گیری در ارتباط با اجرای برنامه‌هایی که موجب خروج نیروی کار از مزارع پرورش قزل‌آلا شود، باید امکانات لازم را جهت جذب نیروی کار آزاد شده فراهم نمود. در غیر این صورت نیروی کار آزاد شده از مزارع به شهرها مهاجرت نموده و جذب فعالیت‌های غیر مولد خواهد شد.

بنابراین با توجه به روابط موجود، به نظر می‌رسد سیاست‌گذاری کلی نهاده‌ها مناسب‌تر است. بنابراین پیشنهاد می‌شود تمام نهاده‌های تولید قزل‌آلا به صورت یک مجموعه سیاست‌گذاری شوند.

هم‌چنین برگزاری دوره‌های آموزشی و ارایه خدمات ترویجی در جهت افزایش دانش فنی و در نتیجه

نهاده‌های دیگر کمتر است. دلیل این امر ضروری بودن این نهاده و اهمیت آن در تولید قزل‌آلای پرورشی است. چنانچه قیمت این نهاده افزایش یابد، تولیدکننده قادر نخواهد بود مقدار مصرف آن را به میزان زیادی کاهش دهد. هم‌چنین کاهش قیمت نیز مصرف آن را چندان تغییر نمی‌دهد.

کشش‌های متقاطع ارایه شده در جدول شماره ۷ نشان می‌دهد که به استثنای نهاده بچه‌ماهی با غذا و نیروی کار که دارای رابطه مکملی هستند، سایر نهاده‌ها در فرایند تولید قزل‌آلای پرورشی استان چهارمحال و بختیاری دارای رابطه جانشینی می‌باشند. این مطلب با توجه به کشش‌های جانشینی آن که در جدول شماره ۶ گزارش شده است، تأیید می‌گردد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود حساسیت تقاضای نهاده غذای ماهی نسبت به تغییر قیمت سایر نهاده‌ها در مقایسه با حساسیت تقاضای سایر نهاده‌ها نسبت به نهاده غذا کمتر است که این نتیجه نیز ناشی از اهمیت این نهاده در پرورش ماهی قزل‌آلا است.

با توجه به مقدار عددی خطای استاندارد ارایه شده می‌توان دریافت که جز کشش خود قیمتی نیروی کار و کشش متقاطع تقاضای سرمایه در مقابل قیمت نهاده غذا، سایر کشش‌های قیمتی معنی‌دار نمی‌باشند.

نتیجه‌گیری کلی

بر اساس نتایج این مطالعه، مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده قیمت ماهی قزل‌آلا هزینه‌های عملیاتی است. از آنجا که بیش از ۶۹ درصد هزینه عملیاتی تولید قزل‌آلای پرورشی کشور مربوط به تهیه نهاده غذا بوده و احتمال وجود کشش جانشینی آن بسیار کم و تقاضای آن نیز کشش ناپذیر است، لذا قیمت غذای ماهی قزل‌آلا مؤثرترین فاکتور در تعیین قیمت

پرورش قزل‌آلا موجب بروز محدودیت در انجام تحلیل‌های اقتصادی مربوط به این فعالیت شده است. لذا پیشنهاد می‌شود سازمان شیلات ایران مانند کشورهای شیلی و نروژ، اطلاعات سالانه مربوط به فعالیت‌های آبی‌پروری را از سطح مزارع جمع‌آوری نموده و تسهیلات لازم را جهت انجام مطالعات اقتصادی مورد نیاز این زیربخش فراهم نماید.

راهکاری مؤثر در افزایش کارایی مصرف نهاده‌ها و صرفه‌جویی در هزینه‌های تولید پیشنهاد می‌گردد. نظر به این‌که بهره‌برداران نسبت به تصمیم‌ها و سیاست‌های دولت واکنش نشان می‌دهند، تدوین سیاست‌ها باید بر اساس اصول علمی و نتایج حاصل از انجام مطالعات اتخاذ گردد. عدم توجه مسئولین به جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات مربوط به هزینه‌های تولید از سطح مزارع

جدول ۱- آزمون محدودیت بر روی ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ کوتاه مدت تولید قزل‌آلا پرروشی در استان چهارمحال بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۲

فرضیات صفر	
$\alpha_D=0$	
$\alpha_T=0$	
$\gamma_{TT}=0$	
$\gamma_{WT}=0$	
$\gamma_{KT}=0$	
$\gamma_{FT}=0$	
$\gamma_{YT}=0$	
Chi - Squara \equiv ۲/۵۲	Probability ۰/۷۳۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج برآورد پارامترهای تابع هزینه ترانسلوگ کوتاه مدت به روش ISUR در استان چهارمحال و بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۲

پارامتر	برآورد	آماره t	پارامتر	برآورد	آماره t
α_0	۵/۲۱۷	۲/۴۵۱	γ_{WF}	۰/۰۰۱۵	۱/۸۵۷
α_W	۱/۵۳۷	۷/۸۱۱	γ_{WL}	-۰/۰۰۷	
α_K	-۰/۱۶۹	-۲/۹۴۸	γ_{WY}	-۰/۱۱۶	-۸/۲۴۴
α_F	-۰/۵۴۷	-۲/۳۷۶	γ_{WA}	۰/۰۴۳	۳/۷۰۱
α_L	۰/۱۷۹		γ_{KF}	-۰/۰۰۷	۲/۷۲۷
α_Y	-۲/۵۸۶	-۲/۰۳۹	γ_{KL}	-۰/۰۰۲	
α_A	۰/۶۰۲	۱/۳۶۷	γ_{KY}	-۰/۰۰۰۴	-۱/۵۱۴
γ_{WW}	۰/۰۰۶	۲/۲۹۵	γ_{KA}	۰/۰۶۶	-۵/۵۳۱
γ_{KK}	-۰/۰۶۶	-۲/۵۹۷	γ_{FL}	-۰/۰۲۹	
γ_{FF}	۰/۰۴۲	-۲/۷۰۱	γ_{FY}	۰/۱۳۳	۷/۰۴۵
γ_{LL}	-۰/۰۲۹		γ_{FA}	۰/۱۶۴	۱/۶۷۱
γ_{YY}	۰/۱۷۷	۳/۱۳۵	γ_{LY}	۰/۰۵۵	
γ_{AA}	-۰/۰۰۴	-۲/۵۷۸	γ_{LA}	۰/۰۰۷	
γ_{WK}	۰/۰۰۲	-۱/۸۴۱	γ_{AY}	-۰/۰۸۶	-۲/۲۷۵
$R^2 = ۰/۹۲۸$	Adjusted $R^2 = ۰/۹۰۸$		Durbin - Watson = ۲/۰۸۵		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- آزمون تقارن ضرایب متناظر معادلات سهم هزینه نهاده‌های تولید قزل‌آلای پرورشی در استان چهارمحال و بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۴

آماره t	فرضیه صفر
۱/۱۲	$\gamma_{WK} = \gamma_{KW}$
-۱/۵۳	$\gamma_{WF} = \gamma_{FW}$
۱/۳۵	$\gamma_{WFL} = \gamma_{LW}$
۱/۰۸	$\gamma_{KF} = \gamma_{FK}$
۱/۴۵	$\gamma_{KL} = \gamma_{LK}$
-۱/۴۳	$\gamma_{FL} = \gamma_{LF}$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- آزمون فرضیه ویژگی‌های ساختاری تکنولوژی تولید قزل‌آلای پرورشی در استان چهارمحال و بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۴

فرضیه	درجه آزادی	کمیت بحرانی χ^2	کمیت آماره χ^2	شرایط قبول
هموتتیک بودن	۳	۷/۸۱۵	۷۴/۹۵۳	رد شد
بازده ثابت نسبت به مقیاس	۴	۹/۴۸۸	۸۰/۰۷۸	رد شد
تکنولوژی تولید کاب- داگلاس	۱۵	۲۴/۹۹۶	۱۶۴/۷۶۴	رد شد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵- اریبی تغییر مقیاس نهاده‌های تولید قزل‌آلای پرورشی در استان چهارمحال و بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۴

نهاده‌های تولید			
نیروی کار	سرمایه	غذا	بچه ماهی
-۰/۶۷۹**	-۰/۰۴۲	۰/۱۹۲**	۱/۴۴۰
(۰/۰۸۲۴)	(۰/۰۲۷)	(۰/۰۲۶)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

** : اعداد در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار می‌باشند.

توضیح: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار اریب‌های تغییر مقیاس هستند که به صورت $SE_i = SE(\gamma_{iQ})/S_i$ محاسبه شده‌اند.

جدول ۶- کشش‌های جانشینی آلفا نهاده‌های تولید قزل‌آلای پرورشی و انحراف معیار آن‌ها در استان چهارمحال و بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۲

بچه ماهی	غذا	سرمایه	نیروی کار	نهاده
			-۴/۶۲۸** (۰/۱۰۸)	نیروی کار
		-۹/۳۸۱** (۲/۴۹۷)	۰/۹۰۷** (۰/۰۴۶)	سرمایه
	-۰/۵۵۷** (۰/۰۳۳)	۲/۰۱۸** (۰/۳۷۵)	۱/۰۱۱** (۰/۰۰۶)	غذا
-۴۲/۱۶۹	-۰/۱۶۹	۰/۳۵۱	-۰/۰۶۸	بچه ماهی

مأخذ: یافته‌های تحقیق **: اعداد در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

توضیح: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار کشش‌های جانشینی نهاده‌های تولید هستند که با استفاده از رابطه $S_{\sigma_{ij}} = \frac{SE(\gamma_{ij})}{S_i S_j}$ محاسبه شده‌اند.

جدول ۷- برآورد کشش‌های قیمتی تقاضای نهاده‌های تولید قزل‌آلای پرورشی در استان چهارمحال و بختیاری طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۲

بچه ماهی	غذا	سرمایه	نیروی کار	نهاده
۰/۰۰۲	۰/۷۰۰ (-۰/۶۸۶)	۰/۰۹۱ (۰/۰۵۵)	-۰/۷۸۹** (۰/۱۶۰)	نیروی کار
۰/۰۱۳	۱/۳۸۶** (-۰/۳۳۵)	-۰/۹۴۷ (۲/۳۹۵)	۰/۱۵۴ (-۰/۱۲۴)	سرمایه
-۰/۰۰۶	-۰/۳۶۹ (-۰/۶۵۶)	۰/۲۰۲ (۰/۲۵۴)	۰/۱۷۲ (۰/۱۶۵)	غذا
-۱/۵۲۵	-۰/۱۱۷	۰/۰۳۵	-۰/۰۱۱	بچه ماهی

مأخذ: یافته‌های تحقیق **: اعداد در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

توضیح: اعداد درجه شده در پرانتز نشان‌دهنده مقادیر عددی مربوط به انحراف معیار کشش‌های قیمتی نهاده‌های تولید می‌باشند که با استفاده از رابطه $SE_{\eta_{ij}} = SE_{\sigma_{ij}} - S_j$ محاسبه شده‌اند.

منابع

- ۱- اسماعیلی، ع. ا. ۱۳۸۰. بهینه‌یابی عوامل مؤثر بر پرورش میگو (با تأکید بر پایداری منابع دریایی). رساله دکتری، دانشگاه تهران.
- ۲- بی‌نام. ۱۳۸۲. کشاورزی در جهان به سوی ۲۰۳۰-۲۰۱۵. سازمان خوار و بار و کشاورزی. ترجمه هومن فتحی. وزارت جهاد کشاورزی. معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.
- ۳- بی‌نام. ۱۳۸۳. سال‌نامه آماری شیلات ۱۳۸۲-۱۳۷۲. شرکت سهامی شیلات ایران، اداره آمار و انفورماتیک دفتر طرح و توسعه شیلات.
- ۴- شرافت، م. ن. ۱۳۷۵. بررسی ساختار تکنولوژیک تولید و برآورد تقاضای نهاده‌های تولید محصولات عمده کشاورزی (گندم، جو، پنبه و چغندر قند). معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- ۵- صدرالاشرفی، م. و ا. ا. محمودی. ۱۳۷۷. تحلیل سازه‌های فن آوری تولید و استخراج توابع تقاضا برای نهاده‌های پنبه. دومین گردهمایی اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه تهران.
- ۶- عمادزاده، م. ن. و ا. اکبری. ۱۳۸۱. برآورد تابع هزینه و تعیین قیمت کف برای محصول خرما (رهیافت ترانسلوگ سیستمی). فصل‌نامه علمی پژوهشی اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۰: ۸۸-۶۷.
- ۷- هژبر کیانی، ک. و م. نعمتی. ۱۳۷۶. برآورد هم‌زمان تابع هزینه و تابع تقاضای گندم آبی با استفاده از رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبب تکراری. فصل‌نامه علمی پژوهشی اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۸: ۷۰-۵۷.
8. Antle, J. 1984. The structure of agricultural technology. *American Journal of Agricultural Economics* 66: 414- 421.
9. Berndt, E. R. and D. O. Wood. 1975. Technology, Price and derived demand for energy. *Review of Economic and Statistics* 57: 259-68.
10. Binswanger, H .P. 1974. A cost function approach to the measurement of elasticity of factor demand and elasticity of substitution. *American Journal of Agricultural Economics* 56: 377- 86.
11. Christensen, L. R. and W. H. Green. 1976. Economic of scale in U.S. electric power generation. *Journal of Political Economic* 84(4): 456-563.
12. Diwert, W.E. 1971. An application of Shepherd duality theorem: a generalized Leontief production function. *Journal of Political Economy* 79: 481-507.
13. Greene, W.H. 1993. *Econometric Analysis*. Macmillan Publishing Company, New York.
14. Glass, G. C. and D. G. Mckillop. 1998. A multi product multi input cost function analysis of northern Ireland agriculture, 1955-85. *Journal of Agricultural Economics* 40:57-70.
15. Guttormsen, A.G. 2002. Input factor substitutability in Salmon aquaculture. *Marin Resource Economics* 17: 91-102.
16. Kuroda, Y. 1987. The production and demand for labor in postwar Japanese agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*. 328-337.
17. Stier , J. C. 1985. Implication of factor substitution, economies of scale and technological change in the United State pulps and paper Industry . *Forest Science* 31(4): 320-327.
18. Zellner, A. 1962. An Efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias. *Journal of American Statistical Association* 57: 348-368.