

تعیین اندازه بهینه مزارع برج استان گیلان

جواد حسین زاد^{۱*} - طراوت عارف عشقی^۲ - قادر دشتی^۳

تاریخ دریافت: ۸۸/۴/۳۱

تاریخ پذیرش: ۸۸/۹/۲۵

چکیده

یکی از عوامل مؤثر و تعیین‌کننده در استفاده مطلوب از نهاده‌ها اندازه واحد تولیدی می‌باشد. با توجه به این که اندازه بهینه واحدهای تولیدی کشاورزی تحت تأثیر ویژگی‌ها و شرایط اقتصادی هر منطقه می‌باشد، مطالعات مربوط به تعیین اندازه واحدهای تولید کشاورزی باید به طور اختصاصی برای هر محصول و در هر منطقه صورت بگیرد. در مطالعه حاضر با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ اندازه مطلوب مزارع برج استان گیلان که یکی از مستعدترین مناطق تولید کننده برج کشور است تعیین شد. داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه از ۲۸۰ کشاورز نمونه که به روش نمونه گیری تصادفی دو مرحله‌ای انتخاب شده بودند، بدست آمد. نتایج بدست آمده حاکی از وجود بازده صعودی نسبت به مقیاس در کل استان و همچنین در هریک از شهرستان‌های منتخب می‌باشد. اندازه بهینه بدست آمده برای مزارع برج استان ۲/۱۷ هکتار می‌باشد. این اندازه برای رشت ۲/۲، صومعه سرا ۲/۲۶، تالش ۲/۰۱، آستانه اشرفیه ۱/۷۳ و روسر ۱/۴۷ هکتار بدست آمد. در همه موارد اندازه‌های بهینه از متوسط سطح زیرکشت موجود مزارع در منطقه بزرگتر می‌باشند. تشویق برجکاران به تشکیل تعاونی‌ها و تغییر مدیریت‌های یکپارچه از جمله پیشنهادات این تحقیق می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: اندازه بهینه، بازده نسبت به مقیاس، تابع هزینه ترانسلوگ، مزارع برج

مقدمه

آخر هزینه‌های تولید آن در کشور روند صعودی داشته است. بررسی اندازه سطح زیرکشت زمینهای کشاورزان برجکار بر اساس آمار هزینه تولید وزارت جهاد کشاورزی طی سالهای ۱۳۷۳-۸۱ نشان می‌دهد که یکی از معضلات جدی پیش‌روی کشاورزان برجکار که موجب افزایش هزینه‌های تولید نیزیمی‌گردد، کوچک بودن اندازه زمینهای زراعی آنهاست (۸). لذا انجام یک بررسی علمی در رابطه با اندازه مزارع برج و ارائه یک شاخص علمی از اندازه بهینه در استان گیلان که از مناطق مستعد تولیدی برج کشور است، می‌تواند نقش مهمی را در کمک به سیاست گذاری‌های تعیین اندازه بهینه ایفاء نماید.

با توجه به اهمیت موضوع مطالعات متعددی در رابطه با اقتصاد اندازه صورت گرفته است که هر کدام از آنها به نوعی از روش‌های گوناگون به تعیین اندازه مطلوب واحد تولیدی، ارتباط اندازه و هزینه‌های عوامل تولید و همچنین عوامل مؤثر بر اندازه واحد تولیدی در فعالیتهای مختلف صنعتی و کشاورزی پرداخته‌اند که از جمله آنها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: راسموسن^۱ در مطالعه تغییرات تکنولوژیکی و اقتصاد اندازه در کشاورزی دانمارک از تابع هزینه

یکی از دلایل موققیت بخش کشاورزی در بسیاری از کشورهای پیشرفت‌های سامان دادن به اندازه قطعات بهره‌برداری است، چرا که این امر موجب ایجاد صرفه‌جویی در مقیاس تولید می‌شود. این صرفه‌جویی‌ها از آنجا ناشی می‌شود که با بهینه شدن اندازه واحد تولیدی کاربرد برخی نهاده‌ها بخصوص نهاده‌های تقسیم‌نایابی مانند ماشین آلات در فعالیت‌های کشاورزی با صرفه‌تر می‌شود. از آنجاییکه اندازه بهینه واحد کشاورزی متأثر از ساختار تولید، نوع محصولات، شرایط اقتصادی و اجتماعی هر منطقه می‌باشد، لذا بهتر است مطالعات مربوط به تعیین اندازه بهینه واحدهای تولیدی به طور اختصاصی برای هر محصول و در هر منطقه صورت گیرد.

یکی از مشکلات مربوط به برج، هزینه تولید آن است که بسیار مورد توجه مسئولین و سیاست‌گذاران امر می‌باشد، چرا که طی سالهای

۱- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

(*)- نویسنده مسئول: (Email: j_firoozy@yahoo.com)

۲- کارشناس ارشد مدیریت کشاورزی

۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

بهینه نیز منطبق بر کوتاه‌مدت و یا بلندمدت خواهد بود (۱۷). این موضوع در شکل ۱ نشان داده شده است. در این شکل SAC و LAC به ترتیب نشان‌دهنده منحنی‌های هزینه متوسط کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند. در کوتاه‌مدت تولید کننده روی یکی از منحنی‌های کوتاه‌مدت یعنی SAC_1 , SAC_2 , ... قرار دارد. تولید کننده در تکنولوژی SAC_1 نقطه B را انتخاب می‌کند، چون وی را قادر به تولید ستاده با حداقل هزینه برای هر واحد خواهد کرد.

در تکنولوژی SAC_2 تولید کننده می‌تواند همان مقدار تولید تکنولوژی SAC_1 را با هزینه کمتری که مطابق با نقطه C می‌باشد تولید کند ولی اگر توانایی افزایش تولید وجود داشته باشد نقطه C به عنوان کم‌هزینه‌ترین نقطه تولید در کوتاه‌مدت برای تکنولوژی SAC_2 انتخاب خواهد شد. اگر تقاضا افزایش یابد و نیاز به تولید بیشتر باشد، تولید کننده می‌تواند اندازه‌ای از واحد تولیدی را برای تولید بیشتر انتخاب کند که هزینه‌های خود را کاهش دهد و این کار می‌تواند با تغییر مقیاس به SAC می‌باشد، D , C , A و E منحنی هزینه متوسط بلندمدت LAC بdest می‌آید. منحنی هزینه متوسط بلندمدت معیاری از موقعیت واحد تولیدی در مقایسه با رقبا را نشان می‌دهد و شامل سطوح ممکن تولید بنگاه روی مسیر توسعه است (۱۸). در طول منحنی هزینه متوسط بلندمدت فقط یک اندازه از فعالیت در کوتاه‌مدت وجود خواهد داشت که حداقل هزینه متوسط آن با حداقل هزینه متوسط بلندمدت منطبق است، یعنی نقطه D که منطبق بر حداقل هزینه متوسط کوتاه‌مدت با تکنولوژی SAC_3 می‌باشد. در بقیه نقاط حداقل هزینه متوسط کوتاه‌مدت از حداقل هزینه متوسط بلندمدت بیشتر است.

با توجه به مطالی که بیان شد، اندازه بهینه واحدهای تولیدی در رابطه با هزینه‌های آن تعریف می‌شود. به عبارت دیگر بهترین اندازه بنگاه در جایی است که هزینه هر واحد تولید (هزینه متوسط) در حداقل خود باشد. بنابراین به استناد مبانی نظری و مطالعات تجربی، در این مطالعه نیز از برآورد تابع هزینه برای تعیین اندازه بهینه مزارع بهره گرفته شده است.

با توجه به مزایای فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر^۴ در این مطالعه نیز سعی می‌شود از یک تابع مناسب انعطاف پذیر هزینه بهره گرفته شود. از میان خود تابع انعطاف‌پذیر نیز سه فرم تابعی ترانسلوگ، درجه دوم تعمیم یافته و لئوتنیف تعمیم یافته که در اکثر مطالعات تجربی اقتصاد و مدیریت کشاورزی مورد استفاده قرار گرفته است، سعی می‌شود با در نظر گرفتن ملاک‌های گزینش تابع برتر،^۵ فرم مناسب انتخاب گردد.

^۴- تابع انعطاف‌پذیر به تعداد کافی پارامتر دارند و به این دلیل هیچ‌گونه محدودیتی بر ساختار فن‌آوری تولید اعمال نمی‌کنند.

^۵- تعداد پارامترهای کمتر، سادگی تفسیر، سادگی محاسباتی، خوبی برآذش، قدرت تعمیم‌دهی و پیش‌بینی، مطابقت و سازگاری علامتها و مقادیر پارامترهای تابع و کنش‌ها با تئوری‌های اقتصادی و همچنین نرمال بودن جملات اخلال از جمله معیارهای مهم انتخاب تابع برتر می‌باشند (۱۹).

ترانسلوگ برای تعیین اندازه بهینه در واحدهای تولیدی زراعی، لبیاتی و پرورش خوک استفاده کرد. نتایج بیانگر بازده به مقیاس صعودی برای مزارع زراعی و لبیاتی و کنش نزدیک به یک برای مزارع پرورش خوک بودند (۱۹). سانگ‌کینگ و همکاران^۱ با استفاده از تابع هزینه درجه دوم تعمیم یافته وسعت و کارایی اقتصادی مزارع تحقیقات کشاورزی چین را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها حاکی از وجود صرفهای ناشی از اندازه در مزارع گونه‌های جدید ذرت و گندم بود (۲۰). بوسمارت و همکاران^۲ در تحقیقی تحت عنوان اقتصاد اندازه و اندازه بهینه مزرعه در صنعت لبیات استونیا به چهار طریق عملکرد بهره‌برداری‌های لبیاتی را مورد مطالعه قرار دادند. چهار روش عبارتند از: تخمین تابع تولید کاب داگلاس که بازده ثابت نسبت به مقیاس را نشان داد. بررسی هزینه‌های تولید شیر مشخص کرد حداقل هزینه تولید در واحدهای با حجم تولید ۲۰۰ هزار و ۳۰۰ هزار کیلوگرم شیر انجام می‌گیرد. اندازه بهینه با استفاده از تابع هزینه توان دوم در سطح تولید ۷۰۰ هزار کیلوگرم شیر بدست آمد و نتایج استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها نشان داد که اندازه بهینه بین ۲۰۰ هزار و ۳۰۰ هزار کیلوگرم می‌باشد (۲۱). گروایس و همکاران^۳ اقتصاد مقیاس را در صنایع غذایی کانادا مورد مطالعه قرار دادند. آنها با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ بازده به مقیاس را برای واحدهای تولیدی گوشت، نان و شیر بدست آوردند. نتایج آنها وجود بازده به مقیاس افزایشی در واحدهای تولیدی نان، گوشت و شیر را نشان دادند (۲۲). شرزهای و همکاران ساختار هزینه و تولید برنج در استان گیلان را با استفاده از یک تابع هزینه ترانسلوگ بررسی کردند. در این مطالعه که از آمار مقطعی مربوط به سال ۱۳۷۶ بهره گرفته شده بود کشن هزینه برای بهره‌برداران برنج در حدود ۸۹۷/۰ بدست آمد که بیانگر وجود بازدهی صعودی نسبت به مقیاس برای واحد های تولیدی برنج در استان گیلان است (۲۳). از دیگر مطالعات داخلی انجام شده در این زمینه می‌توان به مطالعات انصاری و سلامی (۲۴)، روحانی (۲۵)، عزیزی و سلطانی (۲۶) و موسی نژاد و حسنی مقدم (۲۷) اشاره کرد. با توجه به ضرورت تعیین اندازه بهینه در کمک به سیاست‌های بهینه سازی و یکپارچه سازی مزارع، در این مطالعه نیز سعی می‌شود اندازه بهینه قطعات به طور مشخص برای مزارع برنج در استان گیلان که از مناطق مستعد تولیدی برنج کشور است، تعیین شود.

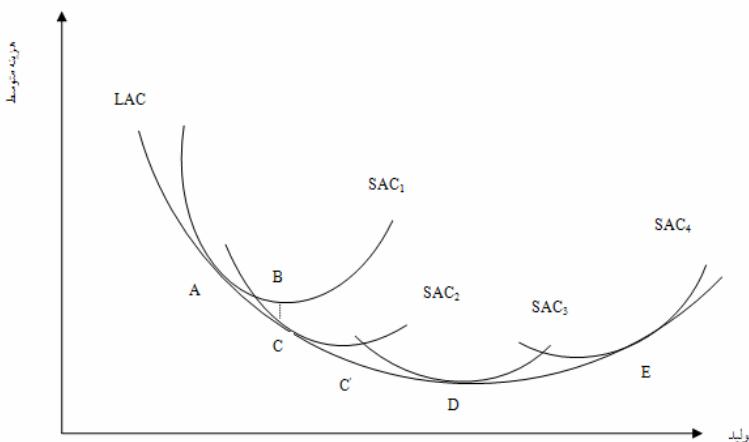
مواد و روش‌ها

از لحاظ نظری بهترین اندازه واحد تولیدی، حجمی از تولید است که در آن هزینه متوسط در حداقل خود باشد. البته بسته به اینکه رابطه هزینه متوسط مربوط به کوتاه‌مدت و یا بلندمدت باشد، اندازه

1 - Songqing & et al

2 - Bouyssemart & et al

3 - Gervais & et a



(شکل ۱)- منحنی‌های هزینه متوسط کوتاه‌مدت و بلندمدت (۲۰)

فرم کلی تابع هزینه ترانسلوگ، درجه دوم تعمیم‌یافته و لئونتیف
تعمیم‌یافته به صورت زیر می‌باشد:

$$\text{تابع هزینه ترانسلوگ} \quad (۱)$$

$$LnC = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i LnP_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} LnP_i \cdot LnP_j + \alpha_Q LnQ + \frac{1}{2} \gamma_{QQ} (LnQ)^2 + \sum_{i=1}^n \gamma_{Qi} LnQ \cdot LnP_i \quad (۱)$$

تابع هزینه درجه دوم تعمیم‌یافته (۱۸)

$$C = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} P_i P_j + \beta_Q Q + \frac{1}{2} \beta_{QQ} (Q)^2 + \sum_{i=1}^n \beta_{iQ} P_i Q \quad (۲)$$

تابع هزینه لئونتیف تعمیم‌یافته (۱۵)

$$C = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i P_i^{1/2} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} P_i^{1/2} P_j^{1/2} + \beta_Q Q^{1/2} + \frac{1}{2} \beta_{QQ} Q + \sum_{i=1}^n \beta_{iQ} P_i^{1/2} Q^{1/2} \quad (۳)$$

$$\varepsilon_c = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Q}}{\frac{\partial C}{\partial Q} \times \frac{Q}{C}} = \frac{MC}{AC} \quad (۴)$$

به عنوان مثال رابطه (۴) برای برای تابع هزینه ترانسلوگ به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$\varepsilon_Q = \alpha_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \gamma_{Qi} \ln P_i \quad (۵)$$

با توجه به مقدار عددی که در عمل برای کشش هزینه به دست می‌آید، می‌توان حالت‌های زیر را در رابطه با وجود یا عدم وجود صرفه‌اقتصادی واحد‌های تولیدی استنباط کرد:

حالات ۱) $\varepsilon_c < 1$ بیانگر وجود صرفه حاصل از اندازه است بدین معنی که واحدهای بزرگتر از لحاظ اقتصادی به صرفه تر هستند.
حالات ۲) $\varepsilon_c > 1$ بیانگر عدم وجود صرفه حاصل از اندازه بوده و حالت ۳) $\varepsilon_c = 1$ نشان می‌دهد که واحدهای کوچک و بزرگ تفاوتی نسبت به همدیگر از لحاظ وجود صرفه اقتصادی ندارند (۲۲).

در کلیه مدلها C هزینه کل به ریال، P_i قیمت نهاده‌ای، Q مقدار محصول (شلوتک) تولید شده در هر مزرعه برحسب کیلوگرم و \ln بیانگر نماد لگاریتم می‌باشد. α_0 ، α_Q ، γ_{ij} ، γ_{Qi} ، β_Q ، β_{QQ} نیز پارامترهای مدلها می‌باشند. می‌توان تابع هزینه متوسط و هزینه نهایی را از تابع هزینه فوق استخراج کرده و با حداقل‌سازی تابع هزینه متوسط و یا برابر سازی هزینه متوسط و هزینه نهایی بهترین اندازه واحد تولیدی که در آن هزینه متوسط محصول حداقل است را بدست آورد (۱۴). برای بررسی وجود یا عدم وجود صرفه اقتصادی ناشی از افزایش اندازه می‌توان از معیار کشش هزینه‌ای تولید که در حالت کلی به صورت رابطه (۴) از تابع هزینه استخراج می‌شود، استفاده کرد.

سازی هزینه متوسط و هزینه نهایی بهترین اندازه واحد تولیدی که در آن هزینه متوسط محصول حداقل است را بدست آورد (دبرتین، ۱۹۸۶). برای بررسی وجود یا عدم وجود صرفه اقتصادی ناشی از افزایش اندازه می‌توان از معیار کشش هزینه‌ای تولید که در حالت کلی به صورت رابطه (۴) از تابع هزینه استخراج می‌شود، استفاده کرد.

(جدول ۱)- نتایج برآورد تابع هزینه برای مزارع برنج در سطح استان

| پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر | ضریب | آماره t |
|-----------------------------|-------------|----------|---|------------|---------|
| α_0 | -۱۴/۸۶۵۸ | -۰/۶۷۲۴ | $\beta_{PlabPsam}$ | -۰/۲۶۶۳ | -۰/۱۶۱۲ |
| β_{Plab} | ۲۶/۳۳۳۹*** | ۳/۶۸۵۹ | $\beta_{PlabPfernk}$ | ۰/۱۴۵۵ | ۰/۳۶۱۴ |
| β_{Pma} | -۹/۶۲۹۹*** | -۳/۲۷۶۸ | $\beta_{PmaPlan}$ | ۰/۵۸۵۵*** | ۳/۸۳۵۳ |
| β_{Plan} | ۱/۶۵۳۸ | -۰/۳۸۴۵ | $\beta_{PmaPsam}$ | ۰/۴۲۳۷** | ۲/۲۴۲۳ |
| β_{Psam} | -۱۸/۳۸۴۶*** | -۳/۵۶۱۹ | $\beta_{PmaPfernk}$ | -۰/۷۲۸۰*** | -۲/۸۴۴۹ |
| β_{pfenk} | ۱/۰۲۶۸ | ۰/۱۸۳۸ | $\beta_{PlanPsam}$ | ۰/۱۵۱۰ | ۰/۸۰۲۴ |
| β_Q | ۰/۰۲۴۰۷ | ۰/۱۲۶۱ | $\beta_{PlanPfernk}$ | ۰/۴۷۷۳*** | ۲/۷۶۷۴ |
| $\beta_{PlabPlab}$ | -۱/۲۶۴۲* | -۱/۷۱۸۵ | $\beta_{PsamPfernk}$ | -۰/۱۸۶۵ | -۰/۶۴۹۴ |
| $\beta_{PlanPlan}$ | -۰/۳۵۳۵* | -۱/۸۶۱۴ | β_{QPlab} | ۰/۰۰۸۹ | ۰/۰۵۹۵ |
| $\beta_{PsamPsam}$ | ۱/۳۶۹۹*** | ۳/۵۸۳۴ | β_{QPma} | ۰/۰۷۷۴ | ۰/۴۰۵۴ |
| $\beta_{Pfernkpfernk}$ | ۰/۲۱۰۵ | ۰/۶۰۷۲ | β_{Qplan} | -۰/۰۳۹۸ | -۰/۶۹۹۱ |
| β_{QQ} | ۰/۰۳۲۵ | ۰/۶۸۱۵ | β_{QPsam} | ۰/۱۷۸۴** | ۱/۹۷۶۳ |
| $\beta_{PlabPlan}$ | -۰/۵۶۳۹** | -۱/۹۹۹۷ | $\beta_{QPfernk}$ | -۰/۰۲۰۵۳** | -۲/۱۴۷۹ |
| D.W = ۰/۹۱ R ² = | F = ۱/۸۶ | ۱۰۰/۳۶۶۸ | *** به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد. | | |

زیرکشت نشان داد که در منطقه مورد مطالعه بزرگترین مزرعه ۴ هکتار، کوچکترین ۱۰ هکتار مساحت داشته و میانگین سطح زیرکشت در حدود ۱۰/۳۵ هکتار می‌باشد. همچنین با توجه به طبقه-بندی مزارع با فواصل ۵/۰ هکتاری مشخص شد که بیشترین فراوانی نسبی مربوط به مزارع ۵/۰ تا ۱ هکتاری است بطوریکه ۶۸ درصد مزارع زیر یک هکتار مساحت دارند.

نتایج حاصل از برآورد الگوهای تجربی هزینه
هر چند در عمل هر سه الگوی هزینه ترانسلوگ، درجه دوم تعیین یافته و ثابتیف تعیین یافته برآورد شدند^۱ ولیکن با در نظر گرفتن معیارهای انتخاب مدل برتر که قبلاً به آنها اشاره شد فرم ترانسلوگ به عنوان تابع برتر انتخاب و مبنای محاسبات بعدی قرار گرفت.^۲

نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه کل ترانسلوگ برنج استان در جدول ۱ آورده شده است. در این تابع متغیر توان دوم قیمت

با توجه به مطالعات انجام شده و بررسی‌های صورت گرفته در منطقه مورد مطالعه، زمین (lan)، آب (wat)، کود شیمیایی (fer)، سام (sam)، بذر (seed)، نیروی کار (lab) و ماشین آلات (ma) به عنوان مهمترین نهادهای مؤثر در تولید برنج تشخیص داده شدند که قیمت‌های هر واحد آنها (زمین به صورت ریال بر هکتار، آب به صورت ریال بر مترمکعب، کود به صورت ریال بر کیلوگرم، سام به صورت ریال بر لیتر، بذر به صورت ریال بر کیلوگرم، نیروی کار به صورت ریال بر نفر روز، ماشین آلات به صورت ریال بر ساعت کار آن) به عنوان متغیرهای توابع هزینه در نظر گرفته شدند. در میان نهادهای اشاره شده، قیمت‌های دو نهاده آب و بذر به علت نداشتن تنشت و نوسان کافی نمی‌توانستند به عنوان عوامل متمایز کننده در مدل‌ها لحاظ شوند. بنابراین با لحاظ قیمت‌های دیگر نهاده‌ها توابع هزینه برآورد شدند که نتایج آنها در جداول ۱ الی ۱۱ گزارش شده است. داده‌های مورد نیاز برای انجام محاسبات و برآورد مدلها عمده‌ای از طریق طراحی پرسشنامه و مراجعه حضوری به ۲۸۰ کشاورز نمونه که از روش نمونه گیری تصادفی دو مرحله‌ای انتخاب شدند، گردآوری شد. برای تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران (۱۲) استفاده شد.

۱- به منظور برآورد تابع هزینه از نرم افزار Eviews3 استفاده گردید.
۲- نتایج مربوط به برآورد تابع هزینه کل و متوسط ترانسلوگ برای استان و همچنین شهرستانهای تحت مطالعه در جداول ۱ الی ۱۱ گزارش شده است. وجود تعداد قابل توجهی ضرایب معنی دار و همچنین بالابدون R² و معنی داری F در الگوهای برآورد شده از نشانه‌های خوبی برآورش می‌باشند. آزمونهای مربوط به واریانس ناهمسانی (وابت) و خودهمبستگی (دوربین-واتسن) معلوم کردند که از این لحاظ نیز مشکلی در مدل‌ها وجود ندارد.

نتایج و بحث

نتایج بررسی‌های آماری توصیفی در زمینه وضعیت سطوح

شهرستانهای منتخب (رشت، رودسر، صومعه سرا، تالش و آستانه) نیز با استفاده از برآورد تابع هزینه آنها به دست آمد که نتایج آن در ادامه گزارش شده است. نتایج مربوط به برآورد تابع هزینه کل شهرستان رشت در جدول ۳ آمده است. با توجه به اینکه متغیر قیمت نهاده سم در مشاهدات مربوط به این شهرستان از تشت و نوسان کافی برخوردار نبود بنابراین نمی‌توانست به عنوان یک عامل تعیین‌کننده در الگو لحاظ شود، به همین دلیل این متغیر از الگو حذف گردید.

بر اساس ضرایب برآورد شده تابع هزینه در جدول ۳، کشش هزینه برای شهرستان رشت $79/0$ بدست آمد که حاکی از بازده به مقیاس فزاینده برای مزارع برنج این شهرستان می‌باشد. به عبارت دیگر اندازه مزارع برنج در این شهرستان کمتر از اندازه بهینه می‌باشد. به منظور تعیین اندازه بهینه مزارع برنج در شهرستان رشت ابتدا تابع هزینه متوسط برآورد شد که نتایج آن در جدول ۴ گزارش شده است. سپس با حداقل سازی تابع برآورد شده اندازه بهینه مزارع برنج برای این شهرستان به مساحت $2/2$ هکتار بدست آمد که این اندازه از میانگین سطح زیرکشت موجود مزارع در این شهرستان که $99/0$ هکتار می‌باشد بزرگتر است. به عبارت دیگر رسیدن به اندازه مطلوب، سطح زیرکشت موجود مزارع برنج در شهرستان رشت باید تا بیش از دو برابر افزایش یابد.

ماشین‌آلات به دلیل ایجاد همخطی با متغیر توان دوم قیمت نیروی کار و همچنین متغیر اثر متقابل قیمت نیروی کار و ماشین‌آلات به دلیل ایجاد همخطی با متغیر اثر متقابل قیمت نیروی کار و زمین از مدل حذف شدند. در ادامه از روی ضرایب تابع هزینه کل برآورده شده، کشش هزینه در میانگین قیمت نهاده‌ها به مقدار $8/0$ به دست آمد.

مقدار کشش هزینه بدست آمده ($8/0$) حکایت از وجود بازده به مقیاس فزاینده در مزارع برنج استان گیلان دارد. به عبارت دیگر متوسط اندازه فعلی مزارع در حد مطلوب نبوده و با افزایش اندازه مزارع می‌توان هزینه هر واحد تولید را کاهش داد. این نتیجه مشابه نتایج بدست آمده در مطالعات متعددی همانند انصاری و سلامی (۱)، جهانی و اصغری (۲)، شرزه‌ای و همکاران (۵)، گروایس و همکاران (۱۶)، راسموسن (۱۹)، می‌باشد. نتایج برآورد تابع هزینه متوسط در جدول ۲ گزارش شده است.

در این تابع متغیر اثر متقابل محصول و قیمت سم به علت ایجاد همخطی با متغیر اثر متقابل قیمت زمین و قیمت سم ازتابع حذف گردید. از حداقل سازی تابع هزینه متوسط فوق اندازه بهینه مزارع برنج به مقدار $17/2$ هکتار به دست آمد که این اندازه در مقایسه با میانگین سطح زیرکشت فعلی مزارع که حدود $103/1$ هکتار می‌باشد، بزرگتر است.

علاوه بر کل استان، اندازه بهینه مزارع برنج به تفکیک

(جدول ۲)- نتایج برآورد تابع هزینه متوسط برای مزارع در سطح استان

| آماره t | ضریب | پارامتر | آماره t | ضریب | پارامتر |
|---------|------------|----------------------|--------------------|-------------|------------------------|
| -۰/۶۰۱۶ | -۰/۲۶۳۸ | $\beta_{PlabPsam}$ | -۰/۰۶۹۲ | -۱/۵۶۰۹ | α_0 |
| ۰/۱۷۸۰ | ۰/۰۷۲۴ | $\beta_{PlabPfernk}$ | ۳/۸۹۵۶ | ۲۷/۸۲۱۷*** | β_{Plab} |
| ۴/۰۶۵۰ | ۰/۶۲۷۶*** | $\beta_{PmaPlan}$ | -۳/۲۳۵۱ | -۹/۵۹۳۴*** | β_{Pma} |
| ۱/۹۷۷۰ | ۰/۳۷۹۰** | $\beta_{PmaPsam}$ | -۰/۶۹۷۱ | -۳/۰۴۰۶ | β_{Plan} |
| -۳/۰۶۱۸ | -۰/۷۹۶۵*** | $\beta_{PmaPfernk}$ | -۳/۳۲۵۹ | -۱۷/۴۱۴۰*** | β_{Psam} |
| ۲/۱۷۹۸ | ۰/۳۸۲۰** | $\beta_{PlanPsam}$ | ۰/۵۶۸۲ | ۳/۲۲۶۲ | β_{Pfernk} |
| ۳/۰۳۴۹ | ۰/۵۲۹۹*** | $\beta_{PlanPfernk}$ | ۰/۱۴۶۳ | ۰/۲۸۲۱ | β_Q |
| -۱/۳۱۱۹ | -۰/۳۷۹۱ | $\beta_{PsamPfernk}$ | -۱/۸۲۹۸ | -۱/۳۴۳۸* | $\beta_{PlabPlab}$ |
| ۰/۴۱۶۵ | ۰/۰۵۶۶ | β_{QPlab} | -۱/۱۸۶۳ | -۰/۲۲۸۵ | $\beta_{PlanPlan}$ |
| ۰/۶۸۱۴ | ۰/۰۴۶۵ | β_{QPma} | ۳/۱۹۶۰ | ۱/۲۰۷۴*** | $\beta_{PsamPsam}$ |
| -۰/۹۲۸۹ | -۰/۰۵۳۱ | β_{QPlan} | ۰/۸۷۳۰ | ۰/۳۰۷۳ | $\beta_{PfernkPfernk}$ |
| -۲/۱۶۸۸ | -۰/۲۰۸۴** | $\beta_{QPfernk}$ | ۱/۳۷۸۷ | ۰/۰۶۵۵ | β_{QQ} |
| ۶/۲۹*** | | | $F = 1/85$ | | |
| | | | $D.W = ۰/۳۶ R^2 =$ | | |

نمادهای ***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

(جدول ۳)- نتایج برآورد تابع هزینه کل برای مزارع برق شهرستان رشت

| t آماره | ضریب | پارامتر | t آماره | ضریب | پارامتر |
|---------|----------|----------------------|---------|-------------|------------------------|
| -۰/۴۸۴۶ | -۰/۴۳۷۱ | $\beta_{PlabPma}$ | ۰/۴۲۷۵ | ۲۶/۸۱۰۳ | α_0 |
| ۱/۰۵۷۹ | ۰/۹۶۲۸ | $\beta_{PlabPlan}$ | ۳/۶۳۴۷ | ۶۸/۵۷۴۴*** | β_{Plab} |
| ۱/۶۸۸۴ | ۲/۱۹۷۴* | $\beta_{PlabPfernk}$ | -۰/۳۱۹۱ | -۵/۱۴۳۶ | β_{Pma} |
| ۱/۷۷۲۴ | ۰/۶۱۹۹* | $\beta_{PmaPlan}$ | -۲/۷۷۴۹ | -۴۰/۰۱۱۸*** | β_{Plan} |
| -۱/۱۷۳۸ | -۰/۴۴۴۲ | $\beta_{PmaPfernk}$ | -۱/۵۲۵۳ | -۲۲/۴۱۷۹ | β_{Pfernk} |
| ۱/۹۹۲۸ | ۰/۷۵۳۱** | $\beta_{PlanPfernk}$ | ۰/۰۰۸۴ | ۰/۰۴۰۶ | β_Q |
| ۰/۳۵۲۷ | ۰/۱۲۲۶ | β_{QPlab} | -۳/۴۳۳۹ | -۷/۸۹۴۴*** | $\beta_{PlabPlab}$ |
| ۰/۵۳۳۱ | ۰/۰۴۹۶ | β_{QPma} | ۰/۴۰۸۶ | ۰/۲۳۴۴ | β_{PmaPma} |
| ۰/۱۵۰۹ | ۰/۰۱۹۳ | β_{QPlan} | ۱/۶۷۸۲ | ۱/۰۴۶* | $\beta_{PlanPlan}$ |
| -۱/۸۶۱۹ | -۰/۳۲۴۰* | $\beta_{QPfernk}$ | -۱/۹۷۱۰ | -۱/۳۶۹۵** | $\beta_{PfernkPfernk}$ |
| | | | ۰/۶۸۸۲ | ۰/۰۵۷۲ | β_{QQ} |

$$***\frac{۴۲}{۷۶} \quad F = ۱/۸۹ \quad D.W = ۰/۹۳ R^2 =$$

نمادهای **، *** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

(جدول ۴)- نتایج برآورد ضرایب تابع هزینه متوسط برای مزارع برق شهرستان رشت

| t آماره | ضریب | پارامتر | t آماره | ضریب | پارامتر |
|---------|----------|----------------------|---------|-------------|------------------------|
| -۰/۲۸۹۹ | -۰/۲۶۳۲ | $\beta_{PlabPma}$ | ۰/۴۲۹۰ | ۲۶/۷۶۳۲ | α_0 |
| ۱/۰۶۳۴ | ۰/۹۶۲۸ | $\beta_{PlabPlan}$ | ۳/۸۱۱۶ | ۷۲/۴۸۳۳*** | β_{Plab} |
| ۱/۷۳۹۰ | ۲/۲۵۲۵* | $\beta_{PlabPfernk}$ | -۰/۵۵۷۸ | -۹/۱۱۱۳ | β_{Pma} |
| ۱/۸۰۵۰ | ۰/۶۲۸۲* | $\beta_{PmaPlan}$ | -۲/۷۹۶۵ | -۴۰/۱۱۱۸*** | β_{Plan} |
| -۱/۳۰۴۲ | -۰/۴۹۳۵ | $\beta_{PmaPfernk}$ | -۱/۵۲۲۵ | -۲۲/۲۶۰۳ | β_{Pfernk} |
| ۱/۹۵۵۸ | ۰/۷۳۵۸** | $\beta_{PlanPfernk}$ | -۰/۲۲۵۸ | -۱/۰۶۴۵ | β_Q |
| ۰/۲۹۰۸ | ۰/۱۰۰۷ | β_{QPlab} | -۳/۶۲۰۹ | -۸/۴۰۸۳*** | $\beta_{PlabPlab}$ |
| ۰/۵۲۹۷ | ۰/۰۴۹۰ | β_{QPma} | ۰/۷۱۸۲ | ۰/۴۲۳۶ | β_{PmaPma} |
| ۰/۲۲۳۴ | ۰/۰۲۸۵ | β_{QPlan} | ۱/۶۹۰۷ | ۱/۰۴۶۹* | $\beta_{PlanPlan}$ |
| -۱/۷۳۳۷ | -۰/۳۰۱۶* | $\beta_{QPfernk}$ | -۲/۰۱۱۲ | -۱/۳۹۰۵** | $\beta_{PfernkPfernk}$ |
| | | | ۰/۸۱۶۸ | ۰/۰۶۷۹ | β_{QQ} |

$$***\frac{۳}{۵۴} = \quad F = ۱/۹۷ = \quad D.W = ۰/۵۴ = R^2$$

نمادهای **، *** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

کشش هزینه مزارع برق شهرستان رود سر ۹۶/۰ بدست آمد که نشان می‌دهد اندکی افزایش در اندازه مزارع، این شهرستان را در وضعیت بازده ثابت نسبت به مقیاس قرار می‌دهد. ضرایب حاصل از برآورد تابع هزینه متوسط برای شهرستان رودسر در جدول ۶ ارائه شده است. در این تابع متغیر توان دوم قیمت زمین به علت ایجاد همخطی با متغیر اثر متقابل محصول و قیمت زمین از تابع حذف گردیده است.

نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه کل برق شهرستان رودسر در جدول ۵ گزارش شده است.

در مورد شهرستان رودسر فقط قیمت‌های نیروی کار و زمین از تششت لازم و کافی برخوردار بودند که به همین دلیل این تابع با لحاظ این دو متغیر برآورده شده است. در این الگو نیز متغیر اثر متقابل قیمت نهاده نیروی کار و زمین به دلیل ایجاد همخطی با متغیر توان دوم قیمت زمین حذف شده است. بر اساس ضرایب تابع برآورده شده

(جدول ۵)- نتایج برآورد تابع هزینه کل برای مزارع برنج شهرستان رودسر

| پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر |
|--------------------|------------|-----------|--------------------|-----------|----------------|----------------|
| $\beta_{PlanPlan}$ | -۳/۶۴۵۳*** | -۳/۱۰۴۵ | β_{QO} | ۰/۱۸۵۴*** | ۳/۲۶۳۹ | α_0 |
| β_{QPlab} | -۰/۳۱۷۶ | -۰/۷۳۷۳ | β_{Qplan} | ۰/۴۴۵۹*** | ۲/۹۸۹۱ | β_{Plab} |
| β_{Plab} | ۵۶/۲۲۶۹*** | ۳/۰۰۳۴ | $\beta_{PlabPlab}$ | ۵/۰۴۸۲*** | ۲/۹۴۲۳ | β_{Plan} |
| β_Q | -۴/۴۰۲۱ | -۰/۹۳۲۵ | $\beta_{PlabPlab}$ | D.R^2 = | F = ۲/۲۸ W = . | |
| | | *** ۱۲۳/۳ | | | | |

نمادهای **، *** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

(جدول ۶)- نتایج برآورد تابع هزینه متوسط برای مزارع برنج شهرستان رودسر

| پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر |
|--------------------|-------------|---------|--------------------|------------|---------|----------------|
| $\beta_{PlabPlab}$ | -۱/۰۵۹۴*** | -۲/۹۱۸۵ | β_{QO} | ۰/۲۸۲۰*** | ۳/۹۴۲۴ | α_0 |
| β_{QPlab} | ۱/۱۹۳۳** | ۲/۱۶۹۳ | β_{Qplan} | ۰/۱۳۵۰ | ۰/۸۱۳۰ | β_{Plab} |
| β_Q | -۱۸/۳۵۵۵*** | -۳/۰۶۱۸ | $\beta_{PlabPlab}$ | ۸۲/۰۴۵۰*** | ۳/۳۲۲۰ | β_{Plan} |
| $\beta_{PlabPlab}$ | D.W = | ۲/۱۳ | β_{QO} | F = ۴/۷۷ | | |
| | | | | | | |

نمادهای **، *** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

(جدول ۷)- نتایج برآورد تابع هزینه کل برای مزارع برنج شهرستان صومعه سرا

| پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر |
|--------------------|------------|---------|--------------------|-----------|----------|----------------|
| $\beta_{PsamPsam}$ | ۲/۱۲۶۰** | ۲/۲۶۵۳ | β_{QO} | ۰/۰۶۰۹ | -۰/۴۷۹۷ | α_0 |
| $\beta_{PlabPlan}$ | -۲/۱۰۶۰*** | -۲/۳۵۷۵ | $\beta_{PlabPsam}$ | -۳/۷۷۲۱** | -۰/۳۳۱۶ | β_{Plab} |
| β_{QPlab} | -۰/۱۱۴۴ | -۰/۸۹۵۵ | β_{Qplan} | -۰/۱۵۶۱ | ۱/۸۹۳۱ | β_{Plan} |
| $\beta_{PlabPlab}$ | ۳/۱۱۲۷ | ۰/۰۶۱۸ | β_{QPsam} | ۰/۴۴۴۳* | ۰/۸۹۳۱ | β_{Psam} |
| β_Q | ۰/۰۲۰۶ | -۰/۶۹۲۷ | $\beta_{PlabPlab}$ | ۹/۵۹۴۳*** | F = ۶۸/۴ | β_Q |
| $\beta_{PlabPlab}$ | D.W = | | β_{QO} | -۰/۳۷۳۷ | | |
| | | | | | | |

نمادهای **، *** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

تابع نیز جمله متقابل قیمت زمین و سم به دلیل همخطی با جمله توان دوم قیمت سم از الگو حذف گردید. مقدار عددی کشش هزینه در این مورد ۷۵٪ می‌باشد که نشان می‌دهد، مزارع برنج شهرستان صومعه سرا نیز در وضعیت بازده صعودی نسبت به مقیاس قرار دارند. نتایج برآورد ضرایب تابع هزینه متوسط برای شهرستان صومعه سرا در جدول ۸ گزارش شده است.

بر اساس ضرایب تابع هزینه متوسط، اندازه بهینه مزارع برنج در شهرستان رودسر ۱/۴۷ هکتار بدست آمد که کمی از متوسط سطح زیرکشت کنونی در این شهرستان (۱/۲ هکتار) بزرگتر می‌باشد. نتایج برآورد تابع هزینه کل برای مزارع برنج شهرستان صومعه سرا در جدول ۷ آمده است. در این شهرستان نیز فقط قیمت نهاده‌های نیروی کار، زمین و سم به دلیل داشتن نوسانات کافی در تابع لحاظ شدند. در این

(جدول ۸)- نتایج برآورد تابع هزینه متوسط برابر مزارع برنج شهرستان صومعه‌سرا

| t آماره | ضریب | پارامتر | t آماره | ضریب | پارامتر |
|-----------|------------|--------------------|------------------------|-------------|--------------------|
| ۲/۳۴۶۷ | ۳/۱۶۷۳** | $\beta_{PsamPsam}$ | -۲/۲۲۴۰ | -۵۴/۰۱۲۸** | α_0 |
| ۰/۴۳۰۹ | ۰/۰۴۱۷ | β_{QQ} | -۲/۵۹۱۴ | -۴۸/۳۵۱۱*** | β_{Plab} |
| -۲/۵۱۷۴ | -۲/۰۷۵۲*** | $\beta_{PlabPlan}$ | ۳/۶۳۶۷ | ۳۶/۵۰۹۴*** | β_{Plan} |
| -۲/۶۳۵۰ | -۴/۰۵۱۸*** | $\beta_{PlabPsam}$ | ۰/۷۴۷۹ | ۱۲/۸۴۱۸ | β_{Psam} |
| ۰/۰۴۸ | ۰/۱۷۸۹ | β_{QPlab} | -۰/۶۰۹۷ | -۲/۳۳۵۸ | β_Q |
| -۱/۳۵۹۵ | -۰/۲۳۱۲ | β_{QPlan} | ۳/۶۸۹۶ | ۱۰/۰۳۰۹۹*** | $\beta_{PlabPlab}$ |
| ۱/۴۴۷۷ | ۰/۳۳۴۱ | β_{QPsam} | -۱/۲۳۹۶ | -۰/۶۴۸۵ | $\beta_{PlanPlan}$ |
| ***۲/۸۷ = | | F۲/۱ = W. | D۰/۵۲ = R ² | | |

نمادهای **، *** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

(جدول ۹)- نتایج برآورد تابع هزینه کل برابر مزارع برنج شهرستان آستانه

| t آماره | ضریب | پارامتر | t آماره | ضریب | پارامتر |
|-----------|------------|----------------------|---------------------|------------|--------------------|
| ۲/۱۵۷۴ | ۳/۰۰۲۵** | $\beta_{PfrnkPfrnk}$ | ۰/۹۴۲۷ | ۷۶/۴۴۲۴ | α_0 |
| -۰/۲۳۲۴ | -۰/۰۸۵۴ | β_{QQ} | -۱/۳۶۸۵ | -۵۲/۹۸۳۴ | β_{Pma} |
| -۲/۸۰۲۵ | -۶/۷۰۲۵*** | $\beta_{PmaPsam}$ | ۲/۴۵۷۵ | ۷۶/۵۵۱۸** | β_{Psam} |
| -۱/۸۰۷۴ | -۲/۴۶۹۱* | $\beta_{PsamPfrnk}$ | -۱/۱۹۲۲ | -۲۲/۵۶۸۴ | β_{Pfernk} |
| ۱/۶۷۱۱ | ۱/۵۷۷۳ | β_{QPma} | -۱/۹۹۰۰ | -۲۴/۶۵۲۴** | β_Q |
| -۱/۸۷۲۴ | -۱/۲۲۸۰* | β_{QPsam} | ۲/۰۰۸۳ | ۹/۶۴۹۱** | β_{PmaPma} |
| ۲/۹۶۰۵ | ۳/۵۴۴۴*** | β_{QPfrnk} | ۱/۴۳۴۶ | ۲/۴۶۳۵ | $\beta_{PsamPsam}$ |
| **۲/۸۸ F= | | ۱/۹۷W =. D | ۰/۹۰=R ² | | |

نمادهای **، *** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

است.

اندازه بهینه برای این شهرستان ۱/۷۳ هکتار بدست آمد که از متوسط سطح زیرکشت فعلی در این شهرستان (۱/۱۳ هکتار) بزرگتر می‌باشد.

تابع هزینه کل ترانسلوگ برای شهرستان تالش نیز برآورد شد که نتایج آن در جدول ۱۱ مشاهده می‌شود. در مورد این شهرستان فقط متغیرهای قیمت دو نهاده نیروی کار و زمین دارای نوسان کافی میان مشاهدات بودند که در تابع لحاظ شدند. در این الگو متغیر اثر مقابل قیمت نیروی کار و زمین به دلیل ایجاد همخطی با متغیر اثر مقابل محصول و قیمت زمین حذف گردیده است.

در مورد شهرستان صومعه‌سرا اندازه مطلوب مزارع برنج در حدود ۲/۲۶ هکتار بدست آمد که از متوسط سطح زیرکشت فعلی (۰/۸۱) بسیار بزرگتر بوده و نزدیک به سه برابر آن می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد ضرایب تابع هزینه کل شهرستان آستانه در جدول ۹ آمده است. در این مورد نیز فقط قیمت نهاده‌های ماشین‌آلات، سم و کود به دلیل تشتمت کافی بین مشاهدات به عنوان عوامل تعیین‌کننده در تابع لحاظ شده‌اند. در این تابع نیز جمله اثر مقابل قیمت ماشین‌آلات و قیمت کود به دلیل ایجاد همخطی با متغیر اثر مقابل محصول و قیمت کود از تابع حذف گردید.

کشش هزینه برای مزارع برنج این شهرستان ۰/۸۷ بدست آمد که نشان می‌دهد در مورد مزارع برنج شهرستان آستانه نیز صرفه اقتصادی حاصل از اندازه وجود دارد. در جدول ۱۰ نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه متوسط برابر مزارع برنج شهرستان آستانه آمده

(جدول ۱۰)- نتایج برآورد ضرایب تابع هزینه متوسط شهرستان آستانه

| پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر | ضریب | آماره t |
|--------------------|------------------|-----------|----------------------|-----------------|-----------|
| α_0 | $123/0115$ | $1/6030$ | $\beta_{PfrnkPfrnk}$ | $3/2909^{**}$ | $2/3147$ |
| β_{Pma} | $-93/0186^{***}$ | $-2/6456$ | β_{QQ} | $-0/0203$ | $-0/0591$ |
| β_{Psam} | $101/3439^{***}$ | $3/4888$ | $\beta_{PmaPsam}$ | $-7/6857^{***}$ | $-3/3855$ |
| β_{Pfernk} | $-7/3253$ | $-0/4190$ | $\beta_{PsamPfrnk}$ | $-2/7422^{**}$ | $-2/1411$ |
| β_Q | $-24/5785^{**}$ | $-2/0991$ | β_{QPsam} | $1/7044^*$ | $1/8997$ |
| β_{PmaPma} | $13/9597^{***}$ | $3/1827$ | β_{Qfrnk} | $-0/6929$ | $-1/1122$ |
| $\beta_{PsamPsam}$ | $0/1895$ | $0/5590$ | $F = 2/1 = W.$ | $2/0664$ | $1/6933$ |
| $D \cdot 54 = R^2$ | | | | $*** 3/19$ | |

نمادهای ***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

(جدول ۱۱)- نتایج برآورد ضرایب تابع هزینه کل شهرستان تالش

| پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر | ضریب | آماره t |
|--------------------|---------------|-----------|--------------------|-------------|-------------------|
| α_0 | $-138/2139^*$ | $-1/7889$ | $\beta_{PlanPlan}$ | $-2/8919^*$ | $-1/8351$ |
| β_{Plab} | $-46/5095^*$ | $-1/7765$ | β_{QQ} | $0/0735$ | $0/5691$ |
| β_{Plan} | $47/5095^*$ | $1/8147$ | β_{QPlab} | $-0/7574$ | $-0/9783$ |
| β_Q | $9/5743$ | $0/9613$ | β_{QPlan} | $-0/0089$ | $-0/04218$ |
| $\beta_{PlabPlab}$ | $4/4041^*$ | $1/8942$ | $F = 2/01$ | $*** 52/09$ | $D.W = 0/91R^2 =$ |

معنی داری در سطح ۱ درصد، ** معنی داری در سطح ۵ درصد و *** معنی داری در سطح ۱۰ درصد می‌باشد.

(جدول ۱۲)- نتایج برآورد ضرایب تابع هزینه متوسط شهرستان تالش

| پارامتر | ضریب | آماره t | پارامتر | ضریب | آماره t |
|--------------------|------------------|-----------|--------------------|----------------|-------------------|
| α_0 | $-155/1780^{**}$ | $-2/2117$ | $\beta_{PlanPlan}$ | $-3/2366^{**}$ | $-2/2456$ |
| β_{Plab} | $-52/1934^{**}$ | $-2/1796$ | β_{QQ} | $0/0503$ | $0/4234$ |
| β_{Plan} | $53/1934^{**}$ | $2/2213$ | β_{QPlab} | $-0/8374$ | $-1/1969$ |
| β_Q | $9/8206$ | $1/0983$ | β_{Qplan} | $-0/0144$ | $-0/0751$ |
| $\beta_{PlabPlab}$ | $4/9251^{**}$ | $2/3196$ | $F = 1/77$ | $*** 2/19$ | $D.W = 29/0R^2 =$ |

معنی داری در سطح ۱ درصد، ** معنی داری در سطح ۵ درصد و *** معنی داری در سطح ۱۰ درصد می‌باشد.

۲/۰۱ هکتار می‌باشد که این اندازه از متوسط سطح زیرکشت مزارع این شهرستان (۱۰/۰ هکتار) بزرگتر (در حدود دو برابر) می‌باشد. همانطوریکه مشاهده شد با توجه به معیار کشش هزینه مزارع برنج مناطق مختلف استان گیلان از بازده صعودی نسبت به مقیاس برخوردار هستند. بدین معنی که با افزایش اندازه مزارع برنج در استان

کشش هزینه مزارع برنج شهرستان تالش ۸۳/۰ بدست آمد که نشان دهنده صعودی بودن بازده نسبت به مقیاس می‌باشد. در جدول ۱۲ نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه متوسط برای شهرستان تالش آورده شده است. با توجه به ضرایب برآورده شده، اندازه بهینه در شهرستان تالش

این اندازه در مورد شهرستانهای مختلف یکسان نیست. در تمامی موارد اندازه بهینه بدست آمده در مقایسه با متوسط سطح زیرکشت موجود مزارع بزرگتر می‌باشد. بر حسب نتایج حاصله شهرستان صومعه‌سرا بزرگترین اندازه بهینه ۲/۲۶ هکتار و شهرستان رودسر، کوچکترین اندازه بهینه ۱/۴۷ هکتار را دارا می‌باشد و اندازه بهینه سایر شهرستانها در بین این دو سطح قرار دارد.

آنچه از نتایج تحقیق حاضر استنباط می‌شود، اینست که اندازه واحدهای زراعی برنج در استان گیلان کوچکتر از حد بهینه آنهاست. این امر موجب شده است که زارعین برنجکار نتوانند از صرفه‌جویی‌های حاصل از اندازه متنفع گردند. بنابراین هزینه‌های تولید هر واحد محصول از حد متعارف بالاتر است. لذا به منظور حل این معضل می‌توان با تشویق برنجکاران به تشکیل تعاونی‌ها و تغییر مدیریت مزرعه از حالت خرده مالکی به مدیریت‌های یکپارچه در جهت افزایش اندازه واحدهای زراعی اقدام کرد. با اینکار علاوه بر افزایش سطوح زیرکشت هر واحد زراعی امکان استفاده مشترک از ادوات سنگین و سرمایه‌بر که تهیه آن از عهده تک‌تک اغلب کشاورزان خارج می‌باشد، فراهم گشته و هزینه‌های تولید نیز تا حد زیادی کاهش می‌یابد. در ضمن نتایج این نوع مطالعات راهنمای خوبی برای اجرای طرح‌های یک‌جasaزی اراضی که در استان گیلان هم به شدت دنبال می‌شود، خواهد بود.

گیلان هزینه متوسط تولید هر واحد کاهش خواهد یافت. با توجه به نتایج بدست آمده برای مزارع برنج کل استان و همچنین شهرستانهای منتخب رشت، رودسر، صومعه‌سرا، آستانه و تالش مشخص شد که هر چند مزارع برنج همه شهرستانها در حالت بازده صعودی نسبت به مقیاس بوده و صرفه‌های اقتصادی حاصل از اندازه در مورد همه آنها وجود دارد ولیکن درجه آن برای شهرستانهای مختلف یکسان نیست. بطوریکه شهرستان رودسر بیشترین (۰/۹۶) و شهرستان صومعه‌سرا کمترین (۰/۷۵) کشش هزینه را دارا می‌باشد. شهرستان‌های رشت، تالش و آستانه نیز به ترتیب با مقادیر ۰/۷۹ و ۰/۸۳ و ۰/۸۷ در بین دو شهرستان فوق قرار دارند. این معیار برای کل استان گیلان به مقدار ۸/۰ بدست آمد. نتایج مربوط به محاسبه اندازه بهینه مزارع برنج نشان می‌داد که میانگین اندازه واحدهای تولید برنج در همگی شهرستانهای تحت مطالعه کوچکتر از حد مطلوب اقتصادی هستند. چنین نتایجی در برخی مطالعات دیگر مانند عزیزی و سلطانی (۶) و بوسمارت و همکاران (۱۰) برای محصولات سایر مناطق نیز بدست آمده است. نتایج نشان داد که اندازه بهینه برای مزارع برنج کل استان به طور متوسط ۲/۱۷ هکتار می‌باشد. این مقدار در مقایسه با میانگین سطح مزارع برنج در وضعیت موجود که ۱/۰۳ هکتار می‌باشد، بزرگتر و در حدود ۲ برابر است. همچنین نتایج مربوط به اندازه بهینه برای مزارع برنج شهرستان‌های منتخب نشان داد که

منابع

- انصاری و. و سلامی ح. ۱۳۸۶. صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت پرورش میگوی ایران. ۲۰ صفحه، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی ایران، آبان ماه، دانشگاه فردوسی، مشهد مقدس.
- جهانی م. و اصغری ع. ۱۳۸۴. تحلیل هزینه گندم با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ تک محصولی مطالعه موردی : منطقه ارسباران. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۰، صفحات ۲۳۳ تا ۲۶۲.
- حسین‌زاده ج. و سلامی ح. ۱۳۸۳. انتخاب تابع تولید برای برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۸: ۷۳-۵۴.
- روحانی س. ۱۳۸۱. محاسبه اندازه مطلوب مساحت مزرعه در شرکتهای تعاونی تولید روستایی استان همدان. مجله دانش کشاورزی، جلد ۱۲، شماره ۲، صفحات ۹۷ تا ۱۰۷.
- شرزاهای غ. و قمطیری م.ع. و راستی فر. م. ۱۳۸۱. بررسی ساختار تولید و هزینه محصول برنج: مطالعه موردی در استان گیلان. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، شماره اول، صفحات ۴۵ تا ۵۶.
- عزیزی ج. و سلطانی غ. ۱۳۷۹. تعیین بهره‌وری عوامل تولید و اندازه مقیاس باغ زیتون. ، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، مشهد، ۱-۲۹ اسفند، صفحات ۳۸۶ تا ۴۰۹.
- موسی‌زاده م.ق. و حسنی‌مقدم م. ۱۳۷۶. اقتصاد برنج مازندران؛ بررسی مزیت نسبی و راهبردهای بهبود آن. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال پنجم، شماره ۱۷، صفحات ۴۷-۷۳.
- نوری ک. ۱۳۸۳. تأثیر آزادسازی تجارت برنج بر بازار برنج ایران. یازدهمین همایش برنج کشور، ۱۹-۲۰ دیماه، قزوین.
- Beyers L. 2001. Managerial ability and its influence on size economies in South African dairy production. Working Paper, University of Pretoria.
- Boussemart J., Butault J.P. and Matvejev E. 2006. Economies of scale and optimal farm size in the Estonian dairy sector. 96th EAAE-seminar January, Taenikon, Switzerland.

- 11- Christensen L.R., Jorgenson D.W. and Lau L.J. 1973. Transcedental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55:28-45.
- 12- Cochran W. 1977. Sampling techniques. John Wiley and Sons, Inc, New York.
- 13- Dawson P.J. and Hubbard L.J. 1987. Management and size economies in the England and Wales dairy sector. *Journal of Agricultural Economics*, 38:22-37.
- 14- Debertin D.L. 1986. Agricultural production economics. first published, printed in university of Kentucky.
- 15- Diewert W.E. 1971. An application of the shephard duality theorem: A generalized leontief production function. *Journal of Political Economics*, 79(3):481-507.
- 16- Gervais J., Bonroy O. and Couture S. 2006. Economies of scale in the Canadian food processing industry. MPRA paper No. 64, University Library of Munich, Germany, revised.
- 17- Henderson, J.M. and R.E. Quant. 1929. Microeconomic theory: A matematical approach. McGraw-Hill company, New York.
- 18- Lau L.J. 1978. Application of profit functions, *Production Economic: A dual approach to theory and application*. Amesterdam: North- Holland Publishing Co.
- 19- Rasmussen S. 2000. Technological change and economies of scale in Danish agriculture. The Royal Vetricinary and Agricultural University, KVL, Copenhagen.
- 20- Salvatore D. 1974. Schaum's outline of theory and problems microeconomic theory. McGraw-Hill company, New York.
- 21- Songqing J., Rozelle S., Alston J. and Huang J. 2006. Economies of scale and scope, and the economic efficiency of China's Agricultural Research System. *International Economic Review* 46 (3), 1033–1057.
- 22- Varian Hal R. 1992. Microeconomic analysis. Norton company, New York.