

## بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید و محاسبه‌ی کارایی و بازدهی مقیاس در گاوداری‌های صنعتی تولیدکننده‌ی شیر «مطالعه‌ی موردی: استان گیلان»

حامد رفیعی<sup>۱\*</sup>، سیدرسول حیدری خورمیزی<sup>۲</sup>، مهدی گنج خانلو<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۸/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۱/۱۵

### چکیده

این مطالعه به بررسی بهره‌وری و کارایی گاوداری‌های شیری در استان گیلان و میزان اثر هر یک از عوامل مؤثر بر آن می‌پردازد. براین اساس تعداد ۳۲ واحد گاوداری صنعتی در سطح استان به روش نمونه‌گیری خوشای دومرحله‌ای انتخاب شد. نتایج محاسبات بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از شاخص ترنکوئیست-تیل، نشان داد که واحدهای مورد نظر به‌طور میانگین از بهره‌وری مناسبی برخوردار نمی‌باشند. به‌طوری که شاخص میانگین بهره‌وری در استان ۰/۹۲۲ براآورده شده است. نتایج نشان داد که با افزایش یک درصدی ظرفیت واحدهای تولیدی، بهره‌وری واحدهای مورد نظر ۰/۳۳۶ درصد بیشتر خواهد شد. همچنین باتوجه به سهم بالای هزینه خوارک، یک درصد بهبود بهره‌وری خوارک دام منجر به بهبود ۰/۶۹۱ درصدی در بهره‌وری کل عوامل تولید خواهد شد. متغیرهای مربوط به استفاده از تلقیح مصنوعی، بهبود بهره‌وری مصرف انرژی، افزایش تحصیلات و سابقه مدیر واحد دامی نیز منجر به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید شیر خواهد شد. نتایج مربوط به براورد کارایی‌ها نیز نشان داد که گاوداری‌های صنعتی استان گیلان دارای کارایی فنی کاملی در استفاده از نهاده‌های تولیدی نیستند. درنهایت این نتایج نشان داد که تنها ۲۵ درصد واحدهای گاوداری، بازدهی مقیاس داشته‌اند و ۷۵ درصد این واحدها فاقد بازدهی مقیاس بوده‌اند. باتوجه به نتایج این مطالعه، تخصیص اعتبارات مالی مناسب به‌منظور توسعه‌ی مقیاس واحدهای تولیدی و افزایش بهره‌وری کل عوامل و همچنین الگو قرار دادن واحدهای کارای تولیدی در سطح استان گیلان به‌منظور بهبود شاخص‌های کارایی در سایر واحدها پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: L23, Q12, D24.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، کارایی فنی، کارایی مقیاس، گاوداری صنعتی، استان گیلان.

۱ - دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

۲ - دانشجوی دکتری و استادیار تخصصی گروه علوم دامی دانشگاه تهران.

۳ - کارشناس علوم دامی پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران.

\* نویسنده‌ی مسئول مقاله، Hamedrafee@ut.ac.ir

### پیشگفتار

فعالیت واحدهای گاوداری شیری صنعتی همواره از جمله فعالیت‌های مهم بخش کشاورزی بوده است، لذا توجه به نحوه‌ی تولید شیر در این واحدها و بهبود وضعیت موجود در آنها، می‌تواند علاوه بر توسعه‌ی سرمایه‌گذاری در این بخش، به افزایش ظرفیت‌های تولید شیر کشور منجر گردد. تعداد گاوداری‌های صنعتی کشور (اعم از فعال و غیر فعال) در سال جاری ۲۴ هزار ۶۵۹ واحد با ظرفیت ۲/۷ میلیون راس است که از نظر تعداد و ظرفیت نسبت به سال ۱۳۸۶ به ترتیب ۳۱ و ۲۲/۳ درصد افزایش داشته است. از بین گاوداری‌های صنعتی موجود، تعداد ۱۵ هزار و ۵۴۱ واحد با ظرفیت ۱/۷ میلیون راس با فعالیت پرورش گاو شیری و ۹ هزار و ۱۱۸ واحد با ظرفیت یک میلیون راس با فعالیت پرواربندی گزارش شده‌اند. میزان تولید شیر گاوداری‌های صنعتی کشور در سال ۱۳۸۸ بیش از ۳/۲۰ میلیون تن گزارش شده که حدود ۴۸ درصد تولید شیر کشور را شامل می‌شود. مقدار تولید شیر در گاوداری‌های صنعتی کشور در سه ماهه‌ی اول سال ۱۳۸۹ نیز ۸۹۰ هزار تن گزارش شده است. همچنین تولید شیر گاوداری‌های صنعتی در سال ۱۳۸۸ نسبت به سال ۱۳۸۵ حدود ۳۳/۲ درصد افزایش یافته است (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۹).

استان گیلان یکی از استان‌های مهم کشور در تولیدات دامی است. این استان طبق آمار مندرج در سالنامه‌ی آماری استان (۱۳۸۷) دارای ۷۹۸۲ رأس گاو گوساله شیری برای تولید شیر بوده است. به طوری که در این سال ۷۷/۸ درصد از تعداد کل گاوها موجود در استان، گاو و گوساله‌های شیری بوده‌اند.

باتوجه به اهمیت گاوداری‌های صنعتی شیری در استان گیلان، همچنین با مطرح شدن طرح هدفمندی یارانه‌ها در سال‌های اخیر و افزایش هزینه تمام شده شیر، بهبود بهرهوری و کارایی در گاوداری‌های تولیدی شیری استان گیلان از اهمیت قابل توجهی برخوردار خواهد بود. لذا این مطالعه به بررسی بهرهوری و تعیین میزان اثر عوامل مؤثر بر آن و همچنین تعیین کارایی فنی و بازدهی مقیاس در گاوداری‌های صنعتی استان گیلان می‌پردازد.

از جمله مطالعات مربوط به بهرهوری و میزان تولید شیر در واحدهای تولیدی، می‌توان به مطالعه‌ی فطرس و سلگی (۱۳۸۱) اشاره کرد. در این مطالعه به اندازه گیری کارایی و بازدهی نسبت به مقیاس واحدهای پرورش جوجه گوشتی در استان همدان پرداخته شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که بیش از ۸۸ درصد از واحدهای پرورش جوجه گوشتی دارای بازده فزاینده، ۵/۹ درصد (۵ واحد) دارای بازده کاهنده و به همین میزان نیز دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس هستند.

شیرانی و همکاران (۱۳۸۶) در بررسی تعاونی‌های طیور منطقه سیستان نشان دادند که در شرایط کلی که بهرهوری عوامل تولید پایین است، می‌توان با افزایش بهرهوری نهاده‌ها، از یک سو از هدر

رفتن منابع جلوگیری کرد و از سوی دیگر باعث کاهش متوسط هزینه تولید گوشت مرغ شد و در نتیجه سود بیشتری کسب نمود.

محمدی نژاد و همکاران (۱۳۸۷) به مقایسه استانی عملکرد واحدهای تولید مرغ گوشتی ایران در دهه‌ی ۷۰ پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که شاخص بهره‌وری کل صنعت طی سال‌های ۱۳۶۹-۷۵ به‌طور میانگین از رشدی برابر با ۴/۶ درصد در سال برخوردار بوده و بهره‌وری کل صنعت در این مدت به میزان چشم‌گیری افزایش یافته است.

دشتی و شرف‌الا (۱۳۸۷) در مطالعه‌ی خود، وجود صرفه‌های اقتصادی در مرغداری‌های تخم‌گذار استان تهران را مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه نشان داد که در شرایط حاضر این امکان برای صنعت مرغداری وجود دارد که با افزایش مقیاس تولید در حد اندازه‌ی بهینه، هزینه‌ی متوسط تولید محصول را بکاهد و با بهبود سودآوری خود به اقتصادی‌تر شدن فرآیند تولید کمک نماید.

در مطالعه‌ی حاجی رحیمی و کریمی (۱۳۸۸) بررسی اقتصادی و محاسبه بهره‌وری عوامل تولید در مرغداری‌های گوشتی استان کردستان مورد توجه بوده است. در این مطالعه، میانگین بهره‌وری کل برای واحدهای مورد بررسی ۳/۹۲ و بهره‌وری نهایی برای نهاده‌ی دان مصرفی ۰/۱۳ و برای نیروی کار ۲۲۵۰/۴۱ محاسبه شد.

همچنین بایلی (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای که برای بررسی افزایش تولید گاوهای شیری در آمریکا انجام داد، پس از برآورد تابع تولید، نتیجه‌گیری نمود که مقدار سرمایه، نیروی کار و عامل تحقیق و توسعه بر تولید شیر اثر مثبت دارد. برنتسن (۲۰۰۳) در بررسی تاثیر بهره‌وری دامها بر هزینه‌های زیست محیطی، به این نتیجه رسید که مصرف کنستانته بر روی بهره‌وری گاوهای شیری تاثیر مثبت داشته و این امر باعث کاهش هزینه‌های زیست محیطی می‌گردد. در مطالعه‌ای که توسط USDA (۲۰۰۶)، برای بررسی تأثیر عوامل مدیریتی بر بهره‌وری گاوهای شیری در آمریکا انجام گرفته است، مشخص شد که تعداد دامها در گله، نوع دامها، سن گاودار، تعداد نیروی کار، مقدار سرمایه و سطح زمین چرا در تولید شیر گاوداری‌های غیرتجاری و تجاری اثر مثبت دارد. در مطالعه‌ای که ژو و لانسینک (۲۰۰۹) انجام دادند، بهره‌وری مزارع غلات در آلمان، هلند و سوئد، به ترتیب ۱/۶، ۲/۸ و ۳/۴ درصد و در گله‌های شیری در گاوداری‌های صنعتی آلمان، هلند و سوئد، به ترتیب ۲/۲، ۱/۹ و ۱/۹ درصد برآورد شده است.

هریک از مطالعات بیان شده به بررسی بهره‌وری و یا کارایی واحدهای مختلف تولیدی پرداخته‌اند. در مطالعه‌ی حاضر سعی شده تا به‌طور همزمان به بررسی بهره‌وری و تعیین میزان اثر عوامل موثر بر آن و همچنین تعیین کارایی فنی از دو دیدگاه بازدهی ثابت و متغیر نسبت به مقیاس و تعیین بازدهی مقیاس در گاوداری‌های صنعتی استان گیلان پرداخته شود.

## مواد و روش‌ها

شاخص ترنکوئیست – تیل، یک تقریب ناپیوسته از شاخص دیوژیا و منطبق برتابع تولید ترانسلوگ است، انطباق شاخص مذکور برتابع تولید ترانسلوگ که از شکل‌های انعطاف‌پذیر توابع است، این فرم شاخص را جزء شاخص‌های برتر قرار داده است. به همین جهت، در مطالعه‌ی حاضر برای ساختن شاخص کل نهاده‌ها و ستانده‌ها از فرم ریاضی شاخص ترنکوئیست – تیل استفاده شده است. شاخص بهرهوری ترنکوئیست-تیل هنگامی که بهصورت مقطعی برآورد می‌شود، بیانگر آن است که هر واحد نسبت به میانگین بنانگاه‌های موجود چه وضعیتی دارند، آیا نسبت به میانگین واحدهای موجود(کل صنعت دامداری) دارای بهرهوری مناسبی هستند یا خیر؟ این شاخص بهصورت زیر است (رضایی، ۱۳۸۹):

$$TFP_i = \frac{\prod_{i=1}^n \left( \frac{yi}{\bar{y}} \right)^{0.5(Ri + \bar{R})}}{\prod_{i=1}^m \left( \frac{xi}{\bar{x}} \right)^{0.5(si + \bar{s})}} \quad (1)$$

که در آن،  $TFP_i$  شاخص بهرهوری کل عوامل تولید برای بنگاه  $i$ ،  $y_i$  و  $\bar{y}$  مقدار محصول  $i$  از کل محصول و میانگین محصول،  $R_i$  و  $\bar{R}$  سهم محصول  $i$  از کل درآمد و میانگین سهم درآمدها،  $x_i$ ،  $\bar{x}$  بهترتبی میانگین مقداری نهاده  $i$  و مقدار نهاده  $i$  ام برای هر واحد، و  $s_i$ ،  $\bar{s}$  بهترتبی میانگین سهم نهاده‌ها و سهم نهاده  $i$  از کل هزینه می‌باشد. درنهایت مقدار بیشتر از یک در شاخص تونکوئیست، به معنای بهرهوری مناسب TFP در صنعت می‌باشد و مقدار کمتر از یک، بهرهوری نامناسب را تصریح خواهد کرد. شاخص یاد شده برای اندازه‌گیری بهرهوری واحدهای مختلف تولیدی و همچنین واحدهای خدماتی بخوبی قابل استفاده است(روتان، ۲۰۰۲). در ادامه پس از محاسبه‌ی فاکتورهای بهرهوری، عوامل مختلف اقتصادی-اجتماعی بر بهرهوری تعیین شده و میزان کشش هر یک محاسبه خواهد شد.

$$TFP_i = f(\mu_i, v_i) \quad (2)$$

که در آن  $\mu_i, v_i$  بهترتبی فاکتورهای اقتصادی و اجتماعی در هر واحد دامپوری است. این برآورد برای واحدهای دامی تولید شیر در استان گیلان، محاسبه شده و کشش عوامل موردنظر باهم مقایسه خواهد شد و درنهایت پس از محاسبه‌ی بهرهوری کل عوامل تولید برای هر یک از واحدهای پتانسیل تولید شیر برای واحدهای موردنظر محاسبه می‌شود و بهبود تولید شیر در واحدها با رعایت بهرهوری مناسب برآورد خواهد شد. موضوع مهم در بهکارگیری این شاخص و شاخص‌های مشابه، ارائه‌ی تعریف درست از نهاده و ستانده‌ها و در نتیجه اندازه‌گیری صحیح آنهاست.

مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها در مورد محاسبه‌ی کارایی، می‌توانند محصول‌گرا<sup>۱</sup> یا نهاده‌گرا<sup>۲</sup> باشند. در مدل‌های محصول‌گرا، هدف حداکثر تولید با توجه به مقدار معین نهاده‌ها می‌باشد؛ اما در روش نهاده‌گرا، هدف استفاده‌ی حداقل نهاده با توجه به یک سطح معین محصول می‌باشد. سطح پوششی مدل‌ها(هم محصول‌گرا و هم نهاده‌گرا) می‌تواند بازده ثابت نسبت به مقیاس یا بازده متغیر نسبت به مقیاس را داشته باشد(Coelli 2003 ; Tingley et al.,2005). به منظور برآورد مقادیر کارایی در واحدهای گاوداری، الگوهای بازدهی ثابت و متغیر نسبت به مقیاس مطرح است. مدل بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، یک مدل نهاده‌گرا می‌باشد که توسط چارنز و همکاران(۱۹۷۸) پیشنهاد گردید.

$$\begin{aligned} \min_{\theta, \lambda} & \theta \\ \text{st} \quad & -y_i + y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0, \end{aligned} \tag{۲}$$

که در آن  $\theta$  یک عدد است که در ادامه توضیح داده خواهد شد،  $\lambda$  بردار  $N \times 1$  مقادیر ثابت،  $x_i$  بردار ستونی نهاده‌ها برای گاوداری  $i$  ام،  $y$  بردار ستونی ستاده‌ها برای گاوداری  $i$  ام،  $X$  ماتریس  $K \times N$  نهاده‌ها،  $Y$  ماتریس  $M \times N$  ستاده‌ها،  $M$  تعداد نهاده‌ها،  $N$  تعداد ستاده‌ها و  $K$  تعداد گاوداری‌ها را نشان می‌دهد. مقدار  $\theta$  میزان کارآیی فنی گاوداری  $i$  ام را نشان می‌دهد که کمتر یا مساوی با یک می‌باشد. مقدار یک نمایانگر گاوداری با کارآیی فنی کامل است. مسئله برنامه‌ریزی خطی فوق باید برای هر گاوداری  $N$  مرتبه در نمونه حل شود.

اما فرض مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس تنها، زمانی مناسب است که همه‌ی گاوداری‌ها در مقیاس بهینه عمل نمایند، اما عواملی همچون رقابت ناقص، محدودیت منابع مالی و غیره باعث می‌شوند که یک گاوداری نتواند در مقیاس بهینه عمل کند. بنابراین، بانکر و همکاران(۱۹۸۴) مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس را جهت اندازه‌گیری بازده متغیر نسبت به مقیاس بسط دادند. اندازه‌گیری کارآیی فنی با استفاده از مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس، زمانی که همه‌ی گاوداری‌ها در مقیاس بهینه عمل نمی‌کنند، به دلیل کارآیی مقیاس با اشکال رو به روست. کارآیی فنی به دست آمده از این روش خالص نبوده و با کارآیی مقیاس همراه است. لذا، برای تفکیک کارآیی فنی از کارآیی مقیاس از مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس جهت اندازه‌گیری کارآیی فنی خالص استفاده

<sup>1</sup>. Output oriented.

<sup>2</sup>. Input oriented.

می شود. مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس با اضافه کردن قید  $NI'\lambda = 1$  به مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس به دست می آید:

$$\begin{aligned} & \min_{\theta, \lambda} \theta \\ \text{St} \quad & -y_i + y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & NI'\lambda = 1 \\ & \lambda \geq 0, \end{aligned} \tag{4}$$

همچنین، کارآیی مقیاس<sup>۱</sup> از رابطه‌ی زیر به دست می آید.

$$SE = \frac{TE_{CRS}}{TE_{VRS}} \tag{5}$$

که در آن،  $TE_{CRS}$  کارآیی فنی به دست آمده از مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس و  $TE_{VRS}$  بیانگر کارآیی فنی به دست آمده از مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس می باشد. اگر بین مقادیر کارآیی فنی بنگاهی از دو روش بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس اختلاف وجود داشته باشد، نشان‌دهنده‌ی آن است که عدم کارآیی مقیاس وجود دارد. مقدار عدم کارآیی مقیاس اختلاف بین کارآیی فنی به دست آمده از دو روش می باشد(Coelli 2003; Tingley et al., 2005). داده‌های مورد نیاز برای انجام تحقیق شامل اطلاعات مربوط به دامداری‌های تولید شیر در استان گیلان برای سال ۱۳۸۸ بوده که به روش نمونه‌گیری خوش‌های دومرحله‌ای از بین گاوداری‌های صنعتی جمع‌آوری شده است.

## نتایج

در ابتدای نتایج، روند تعداد گاو و گوساله شیری استان گیلان مطابق شکل ۱ می باشد. همان‌گونه که از این شکل مشخص است، پس از روند افزایشی محسوس از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۱، روند کاهشی مشخصی در سال ۱۳۸۴ اتفاق افتاده و پس از آن دوباره در سال ۱۳۸۵، تعداد گاو و گوساله شیری افزایش چشمگیری داشته است.

براین اساس، روند تولیدات شیر در گاوداری‌های شیری استان گیلان در شکل ۲، مشاهده می شود. با توجه به این شکل در همان سالی که تعداد گاوهای شیری کاهش داشته‌اند، تولید شیر در استان هم کاهش چشمگیری داشته و پس از آن مجدداً روند افزایشی قابل توجهی را دنبال کرده است.

---

1. Scale efficiency

تعداد گاوداری‌های صنعتی در استان گیلان طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵ در جدول ۱ قابل مشاهده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، از ۲۴۲ واحد فعال صنعتی استان گیلان، تعداد ۱۴۸ واحد (۶۱/۱۵ درصد) با ظرفیت ۶۲۳۳ واحد دامی گاوداری صنعتی شیری می‌باشد.

نهاده‌های مورد استفاده در تولید برآورد بهره‌وری تولید شیر عبارت از خوراک، نیروی کار، سوخت، بیمه‌ی دام، بهداشت و درمان، آب و برق و هزینه‌های متفرقه می‌باشد. در جدول ۲، سهم هر یک از نهاده‌های تولید از کل هزینه‌ها، گزارش شده است. همان‌طور که در جدول ۱ ملاحظه می‌گردد، هزینه‌ی خوراک در بین کلیه‌ی عوامل، بالاترین سهم را دارا می‌باشد که به‌طور متوسط ۷۶/۶ درصد از هزینه‌ی جاری واحدها مربوط به خوراک بوده است.

باتوجه به هزینه‌های اشاره شده در جدول ۲ و روابط بیان شده در روش تحقیق، بهره‌وری کل عوامل تولید برای هریک از واحدهای مورد نظر برآورد شد. محصولاتی که برای یک واحد گاوداری برای محاسبه‌ی بهره‌وری در نظر گرفته شده است، تولید شیر و کود می‌باشد. نتایج برآورد شاخص بهره‌وری نشان داد که واحدهای مورد مطالعه در استان گیلان به‌طور میانگین از بهره‌وری در استفاده از نهاده‌های موجود برخوردار نیستند. شاخص بهره‌وری به‌طور میانگین ۰/۹۲۲ برای واحدهای گاوداری شیری صنعتی استان گیلان، برآورد شده که کمتر از یک می‌باشد.

در ادامه پس از محاسبات مربوط به بهره‌وری هر یک از واحدهای تولید شیر، عوامل مؤثر بر بهره‌وری شناسایی و برآورد موردنظر برای تعیین میزان اثر هریک از عوامل بر میزان بهره‌وری واحدها انجام گرفت. نتایج این برآورد در جدول ۴، مشاهده می‌شود. همان‌گونه که از جدول ۴، مشخص است تمامی متغیرهای مورد بررسی در سطوح مختلف، اثرات معنی‌داری بر میزان بهره‌وری عوامل تولید شیر در واحدهای موردنظر داشته‌اند. براین اساس، همان‌طور که مشخص است، متغیر سابقه مدیریت در میزان بهره‌وری اثر مثبت و معنی‌داری در سطح پنج درصد داشته است، به‌طوری که با افزایده شدن یک درصدی در میزان سابقه‌ی مدیر، ۰/۰۴۳ درصد بر میزان شاخص بهره‌وری افزوده خواهد شد. اثر سطح تحصیلات مدیر نیز در سطح ده درصد معنی‌دار بوده و میزان کشش در آن نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در درجه‌ی تحصیل مدیر، ۰/۰۶۲ درصد شاخص بهره‌وری بهبود خواهد یافت.

افزایش ظرفیت فعال به میزان یک درصد میانگین‌های موجود، منجر به افزایش ۰/۳۳۶ درصدی در میزان شاخص بهره‌وری عوامل تولید خواهد شد. این اثر در سطح یک درصد به خوبی معنی‌دار است. بهبود یک درصدی در تعداد تلقیح مصنوعی به اندازه‌ی ۰/۲۲۷ درصد به توسعه‌ی میزان بهره‌وری منجر خواهد شد. این اثر نیز در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. درنهایت همان‌گونه که از جدول ۲ مشخص است، مهم‌ترین متغیر در بهبود بهره‌وری عوامل تولید، بهره‌وری خوراک دام

بوده که این اثر به دلیل سهم بالای ۷۶/۶ (درصد) خوارک دام در هزینه‌های جاری واحد گاوداری است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، با افزایش یک درصدی در میزان شاخص بهرهوری خوارک دام، شاخص بهرهوری عوامل تولید به اندازه‌ی ۰/۶۹۱ درصد بهمود خواهد یافت.

ضریب تعیین برآورده در این برآورد، بیانگر آن است که بیش از ۸۴ درصد شاخص بهرهوری کل عوامل تولید محاسبه شده، توسط متغیرهای توصیفی اشاره شده در جدول ۳، توضیح داده می‌شود. همچنین آماره‌ی دوربین واتسن در این برآورد، بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در بین اجزای اخلال الگوی برآورده است. هرچند که در داده‌های مقطعی مشکل خودهمبستگی جدی نمی‌باشد. آماره‌ی جارکوبرا نیز در الگوی برآورده، بیانگر نرمال بودن اجزای اخلال در تمام سطوح معنی‌داری بوده است. مشکل ناهمسانی واریانس نیز در داده‌های مورد بررسی با استفاده از روش گلچسر(جاج، ۱۹۸۸) رفع گردید.

در مورد اندازه‌گیری کارایی نیز، باتوجه به نتایج ارائه شده در جدول ۵، چه با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و چه با درنظر گرفتن بازدهی متغیر نسبت به مقیاس، بهطور میانگین، گاوداری‌های صنعتی استان گیلان دارای کارایی فنی کاملی در استفاده از نهاده‌های تولیدی نیستند. نتایج همچنین بیانگر آن است که برخی واحدها تا ۵۱ درصد(۱۰/۴۹۰) هم با ناکارایی فنی در استفاده از نهاده‌ها مواجه‌اند. کارایی با توجه به اینکه مقادیر کارایی فنی گاوداری‌ها از دو روش بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس اختلاف وجود دارد، لذا این نتیجه نشان‌دهنده‌ی آن است که عدم کارایی مقیاس نیز در گاوداری‌های استان گیلان مشاهده می‌شود. همانگونه که از جدول نیز مشخص است، شاخص کارایی مقیاس برابر ۹/۰۵ بوده که حاصل تقسیم نتایج کارایی فنی با بازده ثابت نسبت به مقیاس به کارایی فنی بازده متغیر نسبت به مقیاس است و بیانگر وجود حدود ۹/۵ درصد ناکارایی مقیاس در واحدهای گاوداری استان گیلان می‌باشد.

اما در مورد هریک از گاوداری‌های صنعتی مورد بررسی، می‌توان نتایج فوق را مورد بررسی قرار داد. باتوجه به جدول ۶، مشاهده می‌شود که با درنظر گرفتن بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، حدود ۲۸ درصد گاوداری‌ها کارا عمل کرده و ۷۲ درصد مابقی فاقد کارایی نسبت به مقیاس بوده‌اند. اما با فرض درنظر گرفتن بازدهی متغیر نسبت به مقیاس که فرض واقع‌بینانه‌تری است، حدود ۶۶ درصد واحدهای گاوداری کارا عمل کرده‌اند و ۳۴ درصد مابقی با عدم کارایی نسبت به مقیاس روبرو بوده‌اند. باتوجه به نتایج گرفته شده، مشخص است که تنها ۲۵ درصد واحدهای گاوداری، کارایی مقیاس داشته‌اند و ۷۵ درصد این واحدها فاقد کارایی مقیاس بوده‌اند.

باتوجه به نتایج این مطالعه، همان‌گونه که مشاهده شد، بهرهوری کل عوامل تولید شیر در استان گیلان وضعیت مطلوبی نداشته است. نتایج نشان داد که این شاخص برای واحدهای گاوداری استان

به طور میانگین ۹۲۲/۰ برآورد گردید. به منظور بهبود بهره‌وری عوامل تولید در این استان، لازم است تا عوامل موثر بر شاخص بهره‌وری شناسایی شود. سابقه مدیر، تحصیلات مدیر، ظرفیت فعال، تلقیح مصنوعی و بهره‌وری خوارک به عنوان عوامل موثر بر شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید شیر مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان داد که بهره‌وری خوارک به علت سهم بالای آن در هزینه‌ی تولید، مهم‌ترین عامل در بهبود بهره‌وری عوامل تولید شیر واحدهای گاوداری استان بوده است. براین اساس مدیریت مصرف نهاده خوارک و لزوم جیره‌نویسی بهینه در واحدهای گاوداری ضروری به نظر می‌رسد.

با افزایش تحصیلات مدیران واحد، بهره‌وری عوامل تولید شیر بهبود می‌یابد؛ لذا استقبال فارغ‌التحصیلان رشته‌های مربوطه در سطوح دانشگاهی، می‌تواند در بهبود بهره‌وری و افزایش پتانسیل تولید و سوداوری بیشتر، نقش موثری داشته باشد. لذا ایجاد تسهیلات مناسب برای افزایش اشتغال این گروه در واحدهای گاوداری در توسعه صنعت تولید شیر کشور نتایج مطلوبی به همراه خواهد داشت. با توجه به رابطه مثبت بین ظرفیت فعلی واحدهای گاوداری و بهبود بهره‌وری عوامل تولید، حمایت از واحدهای بزرگتر و ایجاد تسهیلات برای واحدهای کوچکتر به منظور توسعه‌ی مقیاس تولید و ظرفیت فعلی، در بهبود بهره‌وری و توسعه پتانسیل تولید نقش مؤثری خواهد داشت. استفاده از روش‌های نوین تلقیح مصنوعی با کاهش هزینه‌های باروری به افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید منجر خواهد شد. لذا با توسعه‌ی این روش و حذف هزینه‌های ناشی از تعداد سرویس‌دهی بیشتر، می‌توان بهره‌وری واحدهای گاوداری را هرچه بیشتر افزایش داد. همچنین با توجه به نتایج گرفته شده در قسمت کارایی، مشاهده می‌شود که به طور میانگین، واحدهای گاوداری در استان گیلان فاقد کارایی فنی نسبت به مقیاس بوده‌اند. همچنین مشکل کارایی مقیاس بیش از کارایی فنی مطرح بوده و از این حیث این واحدها با عدم کارایی مقیاس نیز روبرو بوده‌اند. با توجه به نتایج مدل می‌توان از ترکیب واحدهای گاوداری که در سطح استان گیلان دارای کارایی مطلوبی بوده‌اند، به عنوان یک الگو برای واحدهای گاوداری که در این زمینه موفق نبوده‌اند، استفاده کرد تا کارایی این واحدها را به نحو مطلوبی افزایش داد. بطور کلی پیشنهادات راهبردی در این مطالعه را می‌توان به صورت زیر دسته‌بندی نمود:

- ۱- لزوم توجه به تعیین جیره مناسب و استفاده از ترکیبات مناسب غذایی در دام با توجه به حداقل کردن بهره‌وری نهاده خوارک.
- ۲- بسترسازی مناسب برای اشتغال افرادی که دارای تحصیلات مربوطه می‌باشند و تخصیص تسهیلات مناسب به این افراد به منظور توسعه‌ی دانش تولید در واحدهای تولیدی.

- ۳- تخصیص حمایت‌های مناسب بهمنظور توسعه‌ی مقیاس در واحدهای تولیدی و بهمنظور افزایش بهرهوری کل عوامل تولیدی.
- ۴- توسعه و ترویج روش‌های نوین تلقیح مصنوعی با کاهش هزینه‌های باروری در جهت افزایش بهرهوری کل عوامل تولید.
- ۵- الگو قرار دادن واحدهای کارای تولیدی در سطح استان گیلان و بهبود شاخص‌های کارایی در سایر واحدها.

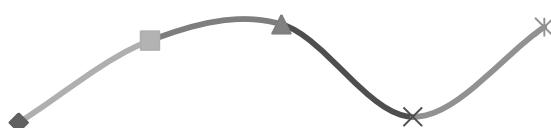
**References:**

1. Banker, R.D., A. Charnes, and W.W. Cooper. 1984. Models for the estimation of technical and scale inefficiencies in DEA. *Management Science* 30(9):1078-1092.
2. Berentsen, P. 2003. Effects of animal productivity on the costs of complying with environmental legislation in Dutch dairy farming. *Journal of livestock production science* 84(2): 183-194.
3. Bialy, K. 2002. Opportunities for success on small farms revisited. Paper presented at the 35th conference of American association of bovine practitioners, September 26-28.
4. Charnes, A., Cooper, W.W., Rhodes, E., 1978. Measuring efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research* 2(6): 429–444.
5. Coelli, T.J. and D. S. Prasada Rao.,(2003). “Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000”, Working Paper No. 02/2003, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, The University of Queensland.
6. Dashti, Gh. And Shorafa, S. 2009. Analyzing scale economies and optimum size of laying hens farms in Tehran province. *Journal of Economic and Agricultural Development*. 17(68): 17-35.
7. Fetres, M. and Salgi. M. 2002. Measuring efficiency and return to scale Broiler production units, Case study: Hamedan province, *Journal of Agricultural Economic and Development*, 10(38): 47-65.
8. Haji Rahimi, M. and Karimi, A. 2009. Analyzing factor productivity of broiler production industry in Kurdistan province, *Journal of Agricultural Economic and Development*. 17(66), 1-17.
9. Judge, G. G., Hill, R. C., Griffithes, W. E., Lukepohl, H. & Lee, T. C. 1988. *The theory and practice of econometrics*, 2nd edition, Wiley, New York. USA.
10. Mohamadinejad, A., Yazdani, S. and Zeratkish, Y. 2008. Provincial comparisons of Iranian Broiler production units in 70 decade, *Journal of Agricultural Economic*, 3(3): 15-29.
11. Rezai, M. 2010. Total factor productivity and production improvement in broiler chicken production industry in broiler industry (Case study: farms of Tehran province), Master of

- science Thesis in Tarbiat Modares, Department of Animal Science.
- 12. Ruttan, V. W. 2002. Productivity growth in world agriculture: Sources and constraints. *Journal of Economics Perspectives*, 16(4):161-184.
  - 13. Shirani Bidabadi, F., Abasian, M., Karim, M. and Krbasi, A. 2007. Investigating poultry cooperatives productivity in Sistan Baluchestan province, 15(6): 87-102.
  - 14. Statistical Center of Iran. 2008. Statistical Yearbook of Gilan.
  - 15. Tingley D., Pascoe S, Coglan L., 2005. Factors affecting technical efficiency in fisheries: Stochastic Production Frontier versus Data Envelopment Analysis approaches. *Fisheries Research*, 73 (3): 363–376.
  - 16. USDA. 2006. Independence of managerial practices and expected financial performance. USDA economic research service.
  - 17. Zhu. X., and Lansink. A. O. 2009. Determinants of productivity change of crop and dairy farms in Germany, the Netherlands and Sweden in 1995-2004, Contributed Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, and August 16-20.

**پیوست‌ها:**

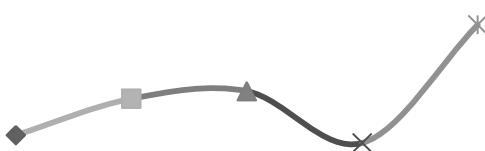
رأس



سال

تن

شکل ۱- روند تعداد گاو و گوساله شیری در استان گیلان



سال

شکل ۲- روند تولید شیر در گاوداری‌های صنعتی استان گیلان

جدول ۱- تعداد و ظرفیت گاوداری‌های صنعتی بر حسب نوع فعالیت در استان گیلان.

ظرفیت (راس)	تعداد فعال	سال
۷۶۹۹	۵۶	۱۳۶۹
۱۱۴۱۱	۱۲۴	۱۳۷۳
۱۰۹۳۷	۱۲۴	۱۳۷۵
۹۵۷۹	۹۷	۱۳۷۹
۲۰۳۵۶	۲۴۲	۱۳۸۵
۱۴۱۲۲	۱۴۸	گاوداری صنعتی شیری در سال ۱۳۸۵
۶۲۲۳	۹۴	گاوداری صنعتی گوشتی در سال ۱۳۸۵

مأخذ: مرکز آمار ایران، ۱۳۸۷

جدول ۲- سهم هزینه‌های مورد نظر واحدهای مورد مطالعه.

هزینه (درصد)	عوامل تولید
۷۶/۶	خوارک
۸/۶	نیروی کار
۶/۳	بهداشت و درمان
۱	تلقیح مصنوعی
۱/۴	بیمه دام
۲/۴	سوخت
۱/۲	آب، برق
۱/۶	متفرقه

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۳- بهره وری کل عوامل تولید در واحدهای مورد مطالعه.

نتایج	بهره وری کل
۰/۹۲۲	میانگین
۱/۱۴۱	حداکثر
۰/۶۲۱	حداقل

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۴- نتایج برآورد عوامل اثرگذار بر بهره وری کل عوامل تولید شیر

متغیر	نام متغیر	ضریب	آماره	کشش در
X1	سابقه مدیر	۰/۰۰۲۲۱	/۳۷۱	۰/۰۴۳۳
X2	تحصیلات مدیر	۰/۰۰۴۲	/۹۶۰	۰/۰۶۲۰
X3	ظرفیت فعال	۰/۰۰۰۰۹۲	/۲۲۰	۰/۳۳۶۱
X4	تلقیح مصنوعی	۰/۰۰۸۷	/۶۶۶	۰/۲۲۷
X5	بهرهوری خوارک	۰/۰۸۷	/۰۷۴	۰/۶۹۱

R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.842

DURBIN-WATSON = 1.8576

JARQUE-BERA NORMALITY TEST- CHI-SQUARE(2 DF)= 3.722

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۵- خلاصه نتایج میزان انواع کارآیی ها در گاوداری های صنعتی استان گیلان.

انواع کارآیی	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف	ضریب پراکنش
فني با بازده ثابت نسبت به مقیاس	۰/۸۸۳	۰/۴۹۰	۱	۰/۱۲۱	۰/۱۳۸
فني با بازده متغیر نسبت به مقیاس	۰/۹۷۶	۰/۸۹۰	۱	۰/۰۳۸	۰/۰۳۹
کارایی مقیاس	۰/۹۰۵	۰/۴۹۰	۱	۰/۱۱۹	۰/۱۳۱

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۶- برآورد انواع شاخص کارآیی و کارایی مقیاس به تفکیک گاوداری ها.

شماره گاوداری	بازده ثابت نسبت به	بازده متغیر نسبت به	کارایی مقیاس
۱	۱	۱	۱
۲	۱	۱	۱
۳	۰/۹۲۲	۰/۹۳۲	۰/۹۸۹
۴	۰/۹۳۲	۰/۹۴۴	۰/۹۸۷
۵	۰/۷۸۵	۰/۸۹۰	۰/۸۸۲
۶	۰/۸۳۰	۱	۰/۸۳۰
۷	۰/۷۱۴	۰/۹۷۶	۰/۷۳۲
۸	۰/۸۲۰	۰/۹۳۰	۰/۸۸۲
۹	۰/۴۹۰	۱	۰/۴۹۰
۱۰	۰/۶۹۳	۱	۰/۶۹۳
۱۱	۱	۱	۱
۱۲	۰/۸۴۲	۰/۹۰۵	۰/۹۳۰
۱۳	۰/۸۵۰	۱	۰/۸۵۰
۱۴	۱	۱	۱
۱۵	۰/۸۵۲	۱	۰/۸۵۲
۱۶	۰/۷۱۳	۱	۰/۷۱۳
۱۷	۰/۸۴۹	۱	۰/۸۴۹

۰/۹۹۸	۱	۰/۹۹۸	۱۸
۱	۱	۱	۱۹
۱	۱	۱	۲۰
۰/۹۲۶	۱	۰/۹۲۶	۲۱
۱	۱	۱	۲۲
۰/۹۷۲	۱	۰/۹۷۲	۲۳
۰/۹۷۵	۱	۰/۹۷۵	۲۴
۰/۸۷۴	۰/۹۸۶	۰/۸۶۲	۲۵
۰/۸۴۳	۰/۹۱۴	۰/۷۷۰	۲۶
۱	۱	۱	۲۷
۱	۱	۱	۲۸
۰/۹۸۹	۰/۹۳۲	۰/۹۲۲	۲۹
۰/۹۸۷	۰/۹۴۴	۰/۹۳۲	۳۰
۰/۸۸۲	۰/۸۹۰	۰/۷۸۵	۳۱
۰/۸۳۰	۱	۰/۸۳۰	۳۲

مأخذ: یافته‌های مطالعه