اقتصاد کشاورزی/ جلد ٤/ شماره‌ی ٤/ صفحه‌های ۱۲+ ۹۷

بازده تنوع در تولید گندم و جو در استان‌های خراسان شمالی و رضوی

سید ابوالقاسم مرتضوی، حبیب شهبازی، محمد کاووسی کلاشمی و محمد خداوردیزاده*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۰/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۸/۱٦

چکیده

بازده تنوع درصد کاهش هزینه‌ها در تولید توأم چند محصول را نسبت به تولید تخصصی هر محصول در بنگاه‌های مختلف اندازه می‌گیرد. بررسی وجود بازده تنوع در رشته فعالیت‌های کشاورزی امکان کاهش هزینه‌های تولید و بهره‌گیری از مزیت‌های اقتصادی را فراهم می‌آورد. از این رو، پژوهش حاضر با استفاده از داده‌ها و اطلاعات سال زراعی ۸۶ ۱۳۸۵ و رهیافت هزینه‌ی تولید، بازده تنوع سامانه‌ی تولیدی متنوع گندم و جو در استان‌های خراسان شمالی و رضوی را مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل بیانگر وجود بازده تنوع در زیر بخش زراعت و کاهش ۵۵ و ۵۷ درصدی هزینه در سامانه‌ی تولیدی متنوع گندم و جو در استان‌های خراسان شمالی و رضوی است. اتکاء به بازده تنوع و بهره‌گیری از آن در زیربخش زراعت استان‌های خراسان رضوی و شمالی می‌تواند چارچوبی مناسب برای رفع محدودیت‌های بودجه‌ای زیربخش زراعت و اجرایی شدن کشاورزی پایدار فراهم آورد.

طبقه‌بندی JEL: L23، D21

واژه‌های کلیدی: بازده تنوع، رهیافت هزینه، گندم، جو، خراسان

* به ترتیب استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، دانشجوی دکتری دانشگاه تهران، دانشجوی دکتری دانشگاه تهران و دانشجوی دکتری دانشگاه تربیت مدرس

Email: samortazavi@modares.ac.ir

مقدمه

تغییرات ساختاری و تولید تجاری در بخش کشاورزی، گرایش به تخصص‌گرایی در تولید محصولات و بهره‌گیری از فن‌آوری‌های تولید تخصصی را اجتناب‌ناپذیر نموده است. از سوی دیگر، توسعه‌ی روزافزون کشاورزی پایدار و تاکید این مکتب بر به کارگیری سامانه‌های تولیدی متنوع در بخش کشاورزی که سازگاری بیش‌تری با محیط طبیعی دارد و زنجیره‌یی از رشته فعالیت‌های کشاورزی مرتبط را ایجاد می‌کند، سبب ایجاد تناقض در سمت‌گیری بنگاه‌های تولیدی بخش کشاورزی شده است. این موضوع رواج گسترده‌ی مفهوم بازده تنوع (EOS)[1] در اندازه‌گیری مزایای اقتصادی سامانه‌های تولیدی چند محصولی در بخش کشاورزی را موجب شده است (پریور و سولا، ۲۰۰۰). دلایل ایجاد بازده تنوع در سامانه‌ی تولید کشاورزی شامل مساعدت نهاده، مساعدت ستاده، مساعدت توابع تولید و انعطاف‌پذیری تولید است. مساعدت نهاده، در صورت به‌کارگیری نهاده‌های تولید یک مزرعه در سامانه‌ی تولیدی بیش از یک کالا به وجود می‌آید. این امر به مفهوم بهره‌گیری کامل از نهاده‌های تولید و مدیریت طی یک دوره زراعی است. مساعدت ستاده، زمانی رخ می‌دهد که بیش از یک ستاده از مجموعه‌ی نهاده‌های مصرفی برای تولید تخصصی یک کالا عاید شود. در بخش کشاورزی استفاده از علم ژنتیک برای تولید گوسفندان پشمیِ گوشتی، از موارد بارز این مساعدت است که سبب افزایش درآمد دامدار یا کاهش هزینه‌ی تولید در قیاس با تولید تخصصی نژاد گوشتی یا پشمی می‌شود. مساعدت توابع تولید، به مفهوم به‌کارگیری ستاده‌ی حاصل از یک رشته فعالیت به عنوان نهاده‌ی رشته‌ی فعالیت دیگر است. در بخش کشاورزی تأمین علوفه‌ی زمستانه‌ی احشام، از بقایای زراعت غلات از مثال‌های بارز این نوع بازده تنوع است. در نهایت انعطاف پذیری تولید به مفهوم تطبیق بهتر سامانه‌ی تولید کشاورزی با شرایط روز و مدیریت مطلوب‌تر ریسک در بخش کشاورزی است. سامانه‌ی کشاورزی متنوع‌تر، انعطاف پذیری بیش‌تری در واکنش نسبت به تغییرات ناگهانی شرایط محیطی با صرف هزینه‌ی کم‌تر نسبت به وضعیت تولید تخصصی دارد (هارداکر و همکاران، ۲۰۰۵). از این رو سامانه‌ی

1-Economies of scope

تولیدی متنوع با صرف هزینه‌ی کم‌تر سبب ایجاد بازده تنوع می‌شود. از سوی دیگر، متنوع‌سازی سامانه‌ی تولیدی می‌تواند به عنوان یکی از راه‌کارهای اساسی برای مواجهه‌ی با ریسک موجود در بخش کشاورزی مد نظر قرار گیرد. به اعتقاد هاول (۲۰۰۳) بهره‌گیری از بازده تنوع در سامانه‌ی تولیدی نیازمند نوآوری در فرآیند تولید و ایجاد فن‌آوری تولیدی است که قابلیت تولید هم‌زمان چند محصول را فراهم آورد.

در زیر بخش زراعت، بازده تنوع، مزیت اقتصادی یک‌پارچه‌سازی رشته فعالیت‌های مختلف زراعی یا شیوه‌های گوناگون زراعت در یک رشته فعالیت را اندازه‌گیری می‌کند. وجود بازده تنوع در موارد یاد شده به ازای سطح مشخصی از مصرف نهاده‌ها بیان‌گر کاهش هزینه های تولید در صورت وجود تنوع در کشت در قیاس با تولید تخصصی، در سامانه‌ی تولیدی زراعی است. به بیان دیگر، بهره‌گیری از بازده تنوع زارعان را قادر می‌سازد تا با کشت باهم چند محصول، سطح مشخصی از ستاده‌ی دو رشته فعالیت زراعی مختلف را با هزینه‌ی تولید پایین‌تر نسبت به تولید هر یک از ستاده‌ها در دو واحد زراعی تخصصی به‌دست آورند (ویلانو و همکاران ۲۰۰۸).

در بسیاری از مطالعات، بازده تنوع وجود نوعی رابطه مکملی میان عناصر سامانه‌های تولیدی اثبات شده است (اوینگ و فلاگ ۲۰۰٤). ویلانو و همکاران (۲۰۰۸) با بهره‌گیری از رهیافت تابع فاصله‌ی نهاده‌ی تصادفی[1] به وجود بازده تنوع در سامانه‌ی تولیدی یک‌پارچه گوسفندداری و زراعت غلات، گاوداری و زراعت غلات و پرورش گوسفند پشمی- گوشتی پی بردند (هجرگشت و همکاران ۲۰۰۸). در پژوهشی جین و همکاران (۲۰۰۳)، وجود بازده تنوع در تولید توأم ارقام جدید گندم و ذرت را در چین مورد مطالعه قرار دادند. بهره‌گیری از رهیافت تابع هزینه در مورد داده‌های ترکیبی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۰ بیان‌گر وجود سطح بالای بازده تنوع در تولید توأم محصولات پیش‌گفته در کشور چین است. دوبسون و یانو (۲۰۰۲)، در پژوهش خود به تحلیل عوامل مؤثر بر وجود بازده مقیاس و بازده تنوع پرداختند. به اعتقاد آنان اگرچه بهره‌گیری از صرفه‌ی مقیاس ممکن است موجب افزایش سهم بازار بنگاه و

1-Stochastic Input Distance Function

سودآوری بیش‌تر شود، ولی گسترش ملاحظات زمانی و زیست‌محیطی لزوم توجه به بازده تنوع را آشکار می‌سازد. از سایر مطالعات در این حوزه می‌توان به مطالعه پولی و برانستین (۱۹۹۲) و فیدراستون و چارلز (۱۹۹٤) اشاره کرد. گسترش روز افزون مطالعات مربوط به بازده تنوع و شناسایی اثر بخشی فن‌آوری تولید توأم در بخش‌های مختلف اقتصادی در مقیاس جهانی (ماین و همکاران، ۲۰۰۹؛ پار، ۲۰۰٤؛ فارسی و همکاران، ۲۰۰٦)، در حالی صورت گرفته است که این جنبه از مطالعات اقتصادی در ایران مورد بی‌توجهی است. در ایران پژوهش‌های مرتبط با بازده تنوع طیف محدودی داشته و اغلب تنها به بررسی پارامترهای ساختاری نظیر بازده مقیاس و کشش جانشینی پرداخته شده است. بنابراین انجام مطالعات گسترده در این حوزه (بازده تنوع) ضروری به نظر می‌رسد.

استان خراسان رضوی با دارا بودن ۲۷۰ هزار هکتار زمین‌های آبی و ۲۱۱ هزار هکتار زمین‌های گندم، تولید یک میلیون تن از این محصول راه‌بردی را به خود اختصاص داده است و از این حیث ٦٪ از تولید داخلی گندم در سال زراعی ۸٦ ۸۵ را دارا است. از سوی دیگر، این استان با دارا بودن ۱۳۰ هزار هکتار زمین‌های آبی و ٤٤ هزار هکتار زمین‌های دیم جو، تولیدی در حدود ٤۱٤ هزار تن جو را در سامانه‌ی تولید زراعی خود دارا است. استان خراسان شمالی نیز با دارا بودن ۱۸۳ هزار هکتار سطح زیر کشت گندم و تولید ۳۰۳ هزار تن در کنار استان خراسان رضوی تولید ۸٪ از گندم کشور در سال زراعی ۸٦ ۸۵ را به خود اختصاص داده است. زراعت جو با سطح زیر کشت ٤٦ هزار هکتاری از جمله‌ی رشته فعالیت‌های عمده‌ی دیگر زیر بخش زراعت در استان خراسان شمالی محسوب می‌شود (پایگاه اطلاعات زراعت وزارت جهاد کشاورزی). بهره‌گیری از روابط مکملی و کمینه‌سازی هزینه‌های تولید محصولات کشاورزی با استفاده از سامانه‌های تولید چندمحصولی بستر مناسبی برای رسیدن به کشاورزی پایدار فراهم می‌آورد. از سوی دیگر، در بسیاری از کشورهای در حال توسعه کمبود بودجه‌ی عملیاتی در بخش کشاورزی محسوس است. یکی از ره‌یافت‌های تعدیل این مخاطره به‌کارگیری سامانه‌های تولیدی چندمحصولی و منتفع شدن از مزایای بازده تنوع است (تیس ۱۹۸۰). از این رو، شناسایی بازده تنوع در سامانه‌ی تولید محصولات کشاورزی و به‌خصوص

محصولات زراعی که اولویت اول تامین امنیت غذایی هر کشور تلقی می‌شود، حائز اهمیت است. پژوهش حاضر با استفاده از رهیافت هزینه‌ی تولید، بازده تنوع سامانه‌ی تولیدی متنوع گندم و جو در استان‌های خراسان شمالی و رضوی را مورد بررسی قرار می‌دهد.

روش تحقیق

بازده تنوع مزیت‌های اقتصادی یک‌پارچگی رشته فعالیت‌ها را تعیین می‌کند. بازده تنوع زمانی وجود دارد که هزینه‌های تولید چندین محصول به‌صورت توأم کم‌تر از هزینه‌ی تولید این محصولات به‌صورت منفرد باشد. منبع ایجاد بازده تنوع در ویژگی مکمل بودن میان نهادها نهفته است، به‌نحوی که هزینه‌ی نهایی تولید یک کالا کاهش یابد، هم‌چونان که تولید محصول دیگر افزایش می‌یابد. پس از بررسی بامول و همکاران (۱۹۸۲)، بازده تنوع به‌عنوان یک اصل حائز اهمیت در تعیین کارآیی اقتصادی نظام‌های تولید چندمحصولی مطرح شد. برای تعیین بازده تنوع، هزینه‌ی تولید توأم چند محصول و جمع هزینه‌ی تولید تک‌تک آن محصولات باید با هم مقایسه شود. از این رو، بازده تنوع میزان صرفه‌جویی در هزینه‌ی ناشی از تولید توأم محصولات را اندازه‌گیری می‌کند. EOS را می‌توان به‌صورت رابطه‌ی ۱ تعریف نمود (جین و همکاران، ۲۰۰۳):

$$EOS = \frac{\sum_{i} C(Y_i) - C(Y)}{C(Y)} \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی فوق، $C(Y_i)$ هزینه‌ی تولید ستاده‌ی iام توسط بنگاه و $C(Y)$ هزینه‌ی تولید تمامی ستاده‌ها در یک بنگاه است. اگر مقدار EOS بزرگ‌تر از صفر باشد، بازده تنوع وجود دارد و بنگاه‌ها با ایجاد تنوع تولید قادر به ایجاد صرفه‌جویی در هزینه اند. یعنی ترکیب دو بنگاه با تولید تخصصی و در نتیجه تولید ستاده‌ها در یک واحد می‌تواند هزینه‌ی کل تولید را کاهش دهد (جین و همکاران، ۲۰۰۳).

دو رهیافت در برآورد بازده تنوع وجود دارد. یک رهیافت تحلیل ناپارامتریک است که در آن برنامه‌ریزی خطی به‌منظور محاسبه‌ی حداقل هزینه‌ی تولید چند محصولی با تمامی یا یک

ستاده مورد استفاده قرار می‌گیرد و سپس هزینه‌ی تولید توأم چند محصول و هزینه‌ی تولید انفرادی این محصولات مقایسه می‌شود. مزیت روش ناپارامتریک عدم نیاز به شکل تابعی خاصی است، که سبب جلوگیری از بروز مشکل انحراف تکنولوژی به‌وسیله‌ی تحمیل شکل تابعی خاص به تابع هزینه می‌شود. اگرچه، در ره‌یافت مذکور امکان صفر در نظر گرفتن ستاده به سبب احتمال به‌وجود آمدن خطای تقریب وجود ندارد (کوفی و فیدراستون، ۲۰۰٤). ره‌یافت دوم شامل برآورد مستقیم تابع هزینه و مقایسه‌ی هزینه‌ی تولید توأم محصولات و هزینه‌ی تولید آن‌ها به‌صورت انفرادی است. فرم تابعی درجه‌ی دوم نرمال شده به‌طور گسترده در برآورد تابع هزینه در مطالعات بازده تنوع به‌کار رفته است (فیدراستون و چارلز، ۱۹۹٤؛ فرناندزکورنجو و همکاران، ۱۹۹۲؛ جین و همکاران، ۲۰۰۳؛ کوهن و همکاران، ۱۹۸۹).

در پژوهش حاضر، محاسبه‌ی بازده تنوع با استفاده از ره‌یافت تابع هزینه و فرم تابعی درجه‌ی دوم نرمال شده صورت گرفت. فرم تابعی درجه‌ی دوم برخلاف توابع هزینه با فرم‌های تابعی لگاریتمی امکان درنظر گرفتن مقدار صفر برای ستاده را فراهم می‌آورد، و محاسبه‌ی بهتر بازده تنوع را ممکن می‌سازد. اگرچه، در صورت کاربرد توابع لگاریتمی هزینه می‌توان به‌جای مقادیر صفر از اعداد بسیار کوچک استفاده نمود، اما این ره‌یافت منجر به ایجاد خطای زیاد در محاسبه‌ی بازده تنوع می‌شود (پالی و هامفری، ۱۹۹۳). اگر تابع هزینه‌ی درجه‌ی دوم نرمال شده به‌صورت $C(W,Y) = \min WY$ تعریف شود، که در آن W بردار قیمت‌های نرمال شده‌ی نهاده و Y بردار مقادیر ستاده است، $C(W,Y)$ باید ویژگی‌های زیر را دارا باشد:

۱. $C(W,Y)$ پیوسته در (W,Y) و قابل تمایز در W و Y.

۲. $C(W,Y)$ همگن خطی و مقعر نسبت به W.

۳. $C(W,Y)$ محدب نسبت به Y.

تابع هزینه‌ی درجه‌ی دوم نرمال شده با $n+1$ نهاده و m ستاده به‌صورت رابطه‌ی ۲ تعریف می‌شود:

$$C(W,Y) = b_0 + B_{1\times n} \times W_{n\times 1} + A_{1\times m} \times Y_{m\times 1} + 0.5 \times W'_{1\times n} \times B'B_{n\times n} \times W_{n\times 1} + 0.5 \times Y'_{1\times m} \times C'C_{m\times m} \times Y_{m\times 1} + W'_{1\times n} \times A'A_{n\times m} \times Y_{m\times 1} \quad (۲)$$

هر دو تابع هزینه C (W,Y) و بردار قیمت‌های نهاده Wبراساس قیمت نهاده‌ی n+1 نرمال شده که این عمل متضمن شرایط همگنی تابع هزینه است. سایر بردارها به‌صورت روابط زیر تعریف می‌شود:

$$B = \lfloor b_1\ b_2\ \ldots\ldots\ldots\ b_n \rfloor$$
$$W = [w_1\ w_2\ \ldots\ldots\ldots\ w_n]' \quad (۳)$$
$$A = [a_1\ a_2\ \ldots\ldots\ldots\ a_m]$$
$$Y = [y_1\ y_2\ \ldots\ldots\ldots\ y_m]'$$

$$B'B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & \ldots\ldots & b_{1n} \\ b_{21} & b_{22} & \ldots\ldots & b_{2n} \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ b_{n1} & b_{n2} & \ldots\ldots & b_{nn} \end{bmatrix} \quad (٤)$$

$$C'C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \ldots\ldots & c_{1m} \\ c_{21} & c_{22} & \ldots\ldots & c_{2n} \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ c_{n1} & c_{n2} & \ldots\ldots & c_{nn} \end{bmatrix} \quad (٥)$$

$$A'A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \ldots\ldots & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & \ldots\ldots & a_{2n} \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ a_{n1} & a_{n2} & \ldots\ldots & a_{nn} \end{bmatrix} \quad (٦)$$

شرایط انحنا، لزوم مقعر بودن تابع هزینه نسبت به قیمت‌های نهاده‌ی W و محدب بودن نسبت به مقادیر ستاده‌ی Y را آشکار می‌سازد. با درنظر گرفتن شرایط تجزیه‌ی چولسکی[1]، $B'B$ ماتریس هشین تابع هزینه درجه‌ی دوم نرمال شده نسبت به قیمت‌های نهاده و $C'C$ ماتریس هشین تابع هزینه درجه‌ی دوم نرمال شده نسبت به مقادیر ستاده است. تحمیل توأم شرایط انحنا و تقارن نیازمند ماتریس متقارن نیمه معین منفی $B'B$ و ماتریس متقارن نیمه معین مثبت $C'C$ است (گائو و فیدراستون، ۲۰۰٦).

در پژوهش حاضر آماره‌ی بازده تنوع تولید دو محصول گندم و جو به‌صورت توأم در مقایسه با تولید گندم و جو به‌صورت مجزا در دو استان خراسان شمالی و خراسان رضوی مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا پنج نهاده‌ی آب (بر حسب متر مکعب)، بذر (بر حسب کیلوگرم)، نیروی کار (بر حسب نفر روز)، ماشین آلات (بر حسب ساعت کار) و کود شیمیایی (بر حسب کیلوگرم) بررسی شد. با توجه به ویژگی‌های پیش‌گفته، در برآورد تابع هزینه از شکل تابعی درجه‌ی دوم نرمال شده استفاده شد. تابع هزینه در بردارنده‌ی دو محصول گندم و جو و پنج نهاده‌ی آب، بذر، نیروی کار، ماشین آلات و کود شیمیایی است. قیمت‌های نهاده‌ی آب، بذر، نیروی کار و ماشین آلات و تابع هزینه C (W,Y) برای تأمین شرط همگنی تابع هزینه بر حسب قیمت نهاده‌ی کود شیمیایی نرمال شد. بر این اساس، شکل ماتریسی تابع هزینه‌ی تولید توأم دو محصول گندم و جو برای هر یک از استان‌های خراسان شمالی و خراسان رضوی به‌صورت رابطه‌ی ۷ است:

1-Cholesky Decomposition

$$C(W,Y) = b_0 + [b_1\ b_2\ b_3\ b_4]\begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ w_3 \\ w_4 \end{bmatrix} + [a_1\ a_2]\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}$$
$$+ 0.5[w_1\ w_2\ w_3\ w_4]\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ w_3 \\ w_4 \end{bmatrix} \qquad (۷)$$
$$+ 0.5[y_1\ y_2]\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} + [w_1\ w_2\ w_3\ w_4]\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \\ a_{31} & a_{32} \\ a_{41} & a_{44} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}$$

در رابطه‌ی فوق، b_0 عرض از مبدا، b_1 تا b_4 ضرایب قیمت‌های نرمال شده نهاده‌ها، w_1 قیمت نرمال شده‌ی نهاده‌ی آب، w_2 قیمت نرمال شده‌ی نهاده‌ی بذر، w_3قیمت نرمال شده‌ی نهاده‌ی نیروی کار و w_4 قیمت نرمال شده‌ی نهاده‌ی ماشین آلات است. پارامترهای a_1 و a_2 ضرایب مقادیر تولید گندم (y_1) و جو (y_2) است. b_{ij} ضرایب تاثیرات متقابل قیمت‌های نرمال شده‌ی نهاده‌ها را نشان می‌دهد، و به سبب تحمیل شرط تقارن مقادیر b_{ij} با b_{ji} برابر است. c_{ij} ضرایب تاثیرات متقابل مقادیر تولید گندم و جو، و a_{ij} نیز ضرایب تاثیرات متقابل قیمت‌های نرمال شده‌ی نهاده‌ها و مقادیر تولید گندم و جو را نشان می‌دهد.

پس از برآورد توابع هزینه‌ی درجه‌ی دوم نرمال شده، بازده تنوع در تولید محصولات گندم و جو با استفاده از رابطه‌ی ۸ محاسبه می‌شود (گائو و فیدراستون، ۲۰۰۶).

$$EOS = \frac{C(W,y_1) + C(W,y_2) - C(W,Y)}{C(W,Y)}$$
$$= \frac{b_0 + \sum_{i=1}^{4} b_i w_i + 0.5\sum_{i=1}^{4} b_{ii} {w_i}^2 + \sum_{i=1}^{4}\sum_{j=1}^{4} b_{ij} w_i w_j - c_{12} y_1 y_2}{C(W,Y)} \qquad (۸)$$

با توجه به سطح زیر کشت توأم دو محصول مورد مطالعه در استان‌های خراسان رضوی و شمالی، با استفاده از رابطه‌ی نمونه‌گیری عمومی کوکران حجم نمونه‌ی مورد بررسی در هر یک از استان‌ها تعیین شد. اطلاعات مزرعه‌یی مورد نیاز برای انجام این پژوهش از طریق پرسش‌نامه و مصاحبه‌ی حضوری با ۲۵۰ نفر از زارعان استان خراسان رضوی و ۱۰۰ نفر از زارعان استان خراسان شمالی در سال زراعی ۸٦ ۱۳۸۵ به‌دست آمد.

نتایج و بحث

الگوی ۷ برای دو استان خراسان شمالی و رضوی با استفاده از روش غیر خطی (NL) توسط نرم‌افزار شازم[1] برآورد گردید. مقدار آماره‌ی F محاسباتی برای توابع هزینه‌ی تولید توأم گندم و جو در استان‌های خراسان رضوی و شمالی به‌ترتیب برابر با ٤٦/٦ و ٦/٥٣ بود، که بیان‌گر معنی‌داری کلی رگرسیون‌های برآوردی است. از سوی دیگر، ضرایب تعیین توابع هزینه‌ی برآوردی در این دو استان به‌ترتیب برابر با ۸۵ و ۷۱٪ بود، که نیکویی برازش را نشان می‌دهد. مقدار آماره‌ی دوربین- واتسون محاسباتی نیز فرضیه‌ی وجود خودهمبستگی در این الگوها را رد می‌کند. آماره‌ی بروش پاگان نیز نشان از وجود ناهمسانی واریانس[2] بود که با روش HCCM[3] رفع گردید. سپس مجدداً آزمون بروش پاگان صورت گرفت که در نهایت آماره‌ی آن نشان از نبود ناهمسانی واریانس در الگوی نهایی داشت. هم‌چونین آماره‌ی جارکو- برا، نرمال بودن جزء اخلال را نشان می‌دهد. جدول ۱ نتایج حاصل از برآورد الگوی ۷ را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، آماره‌های خوبی برازش و بازده تنوع با استفاده از رابطه‌ی ۸ در تولید توأم محصولات گندم و جو در دو استان مورد مطالعه در جدول ۲ ارائه شده است.

1- Shazam
2- Heteroscedasticity
3- Heteroscedasticity- consistent covariance matrix

جدول (۱). نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه‌ی درجه‌ی دوم نرمال شده‌ی تولید توأم گندم و جو در استان‌های خراسان رضوی و شمالی

متغیر	خراسان رضوی		خراسان شمالی	
	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t
b_0	۸/۲۷	۱/۰۶	۷۸/۴۵	۰/۷۴
w_1	۵/۴۹۴۴ ×۱۰^{۶}	۳/۱۴	۳/۸۸۴۸ ×۱۰^{۷}	۲/۰۹
w_2	۴۶۶/۲	۳/۸۴	۱۷۲۵	۱۳/۸
w_3	۱۲۰/۵۶	۳/۵۹	۵۴۵/۰۹	۰/۰۲
w_4	-۰/۵۷	۳/۷۸	۰/۴۷	۴/۴۳
y_1	۳/۸۹×۱۰ ^{۵}	۲/۱۲	-۰/۰۰۵	۲/۰۹
y_2	۶/۶۵ × ۱۰ ^{۴}	۳/۱۴	۰/۰۰۱	۱/۰۴
w_1^2	۱/۲۲ ×۱۰ ^{۱۱}	۲/۶۵	۳/۵۱ ×۱۰ ^{۱۲}	۲/۳۲
w_2^2	-۲/۴۲	-۰/۰۵	۱۴۶۲۳	۳/۳۴
w_3^2	۹/۷۷	۰/۳۷	۳۶۵/۵۸	۸/۵۴
w_4^2	۹/۱۱×۱۰ ^{۵}	۲/۰۱	-۰/۰۱۲	۷/۰۷
w_1w_2	۳/۶۰۹۴ ×۱۰^{۶}	-۰/۰۵	۱۱/۸۰۶۰ ×۱۰^{۶}	-۲/۲۳
w_1w_3	۱/۱۸۴۸ ×۱۰^{۶}	۲/۰۹	-۲/۵۵۵۰ ×۱۰^{۶}	۶/۹۵
w_1w_4	-۲۸۲۴	۴/۹۲	۱۲۹۴۶	۲/۹۶
w_2w_3	-۱۰/۴۶	-۲/۲۳	۹۷۵/۵۵	-۳/۰۴
w_2w_4	۰/۵۹	۲/۹۹	-۵/۸۸	-۵/۸۵
w_3w_4	۰/۰۰۰۵	۳/۲	-۲/۰۹	۳/۴
y_1^2	-۰/۳×۱۰ ^{۸}	۳/۲۸	۵/۷×۱۰ ^{۸}	۷/۲۹
y_2^2	۸/۵۹×۱۰ $^{-۱۱}$	۳/۶	۳/۵×۱۰ $^{-۷}$	۱/۳
y_1y_2	۷/۸۹×۱۰ $^{-۱۱}$	۰/۴۷	۸/۴۸×۱۰ $^{-۷}$	-۰/۹
w_1y_1	۱۲/۰۷	۱/۵	-۲۱۴۰/۵	۱/۸

ادامه جدول (۱). نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه‌ی درجه‌ی دوم نرمال شده‌ی تولید توأم ...

w_2y_1	۰/۰۰۰۱۱	۰/۰۵	۰/۱٤	٦/۷۲
w_3y_1	۱/۰۱ × ۱۰ ^{٤}	۲/۹٦	۰/۰۳	۰/۸۳
w_4y_1	۱/٦۲ × ۱۰ ^{٦}	۳/۹٤	۰/۰۰۰۱	۱/۷
w_1y_2	۷۸۵/۵۲	۵/۱۷	۳۱۵۵/٤	۱/۵
w_2y_2	۰/۰۵	۵/۱	۰/۲۳	٦/۲
w_3y_2	۲/۰٤ × ۱۰ ^{٤}	۳/۷۵	۰/۰۲۷	٤/۲
w_4y_2	۳/۸۵ × ۱۰ ^{۵}	۱/۲۵	۰/۰۰۰۰٤	۱/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲). آماره‌های خوبی برازش و بازده تنوع تولید توأم گندم و جو در استان‌های خراسان رضوی و شمالی

شرح	استان خراسان رضوی	استان خراسان شمالی
R^2	۰/۸۵	۰/۷۱
R^2(Adjusted)	۰/۸٤	۰/٦۸
F	٤٦/۵۰	٦/۵۲
DW	۱/۹۸	۲/۰۱
تعداد ضرایب معنی‌دار	۲۰	۲۲
تعداد مشاهدات	۲۵۰	۱۰۰
آماره جارکو برا	۱/۲۱	۰/۹۸
آمارهٔ بروش پاگان	۰/۰٤٦	۲/۱۲
بازده تنوع تولید توأم گندم و جو (EOS)	۰/۵۵	۰/۵۷
هزینه‌ی تولید مشترک گندم و جو* (ده ریال)	۲۹۱۸۹۸۵	۱۱۰۲۵٤۲

*بر اساس پرسش‌نامه‌ها

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس رابطه‌ی ۱ و محاسبات جدول ۲ اگر کشاورزان مورد بررسی اقدام به تولید گندم یا جو به‌صورت تخصصی نمایند، هزینه‌ی تولید این محصولات را می‌توان از رابطه‌ی زیر محاسبه نمود:

جدول (۳). هزینه‌ی تولید تخصصی گندم یا جو در واحدهای زراعی مورد مطالعه در استان‌های خراسان شمالی و رضوی

هزینه‌ی تولید جداگانه‌ی گندم یا جو در استان خراسان رضوی	$\sum_{i=1}^{2} C(Y_i) = (۲۹۱۸۹۸۵ \times ۰/۵۵) + ۲۹۱۸۹۸۵ = ٤٥٢٤٤٢٤$
هزینه‌ی تولید جداگانه‌ی گندم یا جو در استان خراسان شمالی	$\sum_{i=1}^{2} C(Y_i) = (۱۱۰۲٥٤۲ \times ۰/۵۷) + ۱۱۰۲٥٤۲ = ۱۷۳۰۹۹۱$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود اگر زارعان تولیدکننده‌ی گندم و جو بخواهند تولید را در دو واحد جداگانه انجام دهند، متحمل هزینه‌یی بیش‌تر خواهند شد. مقدار آماره‌ی بازده تنوع در واقع بیان‌گر افزایش هزینه‌ی تولید در حالت تخصصی نسبت به تولید توأم دو محصول گندم و جو است. کاهش ۵۵ و ۵۷ درصدی هزینه در سامانه‌ی تولیدی متنوع استان‌های خراسان شمالی و رضوی، برهانی موجه در جهت ادغام سامانه‌ی تولید گندم و جو در یک واحد زراعی برای این مناطق ارائه می‌دهد. به بیان دیگر، بازده تنوع مثبت به‌دست آمده گویای آن است که تولید گندم و جو در یک مزرعه هزینهٔ کم‌تری نسبت به تولید این دو محصول در دو مزرعه‌ی جداگانه دارد. نتایج حاصل از این پژوهش بیان‌گر آن است که اتکا به بازده تنوع و بهره‌گیری از آن در زیربخش زراعت استان‌های خراسان رضوی و شمالی می‌تواند چارچوبی مناسب برای رفع محدودیت‌های بودجه‌یی بخش زراعت و اجرایی شدن کشاورزی پایدار فراهم آورد.

نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

در این پژوهش با استفاده از آمار و اطلاعات مربوط به گندم و جوکاران دو استان خراسان شمالی و رضوی به بررسی وجود بازده تنوع در کاشت این دو محصول در استان‌های مذکور پرداخته شد. نتایج نشان داد که کشت توأم این محصولات توسط یک کشاورز می‌تواند هزینه‌های تولید کشاورزان را بیش از ۵۰ ٪ کاهش دهد. وجود بازده تنوع در سامانه‌ی تولیدی چندمحصولی گندم و جو گویای این مطلب است که تولید تخصصی هر یک از محصولات زراعی گندم یا جو، دارای هزینه‌ی بالاتر و در نتیجه سودآوری کمتر است. فراهم آوردن شرایط تلفیق سامانه‌ی تولیدی این محصولات و ترغیب زارعان به کشت متنوع می‌تواند نقش قابل توجهی در کاهش محدودیت بودجه و ارتقای وضعیت معیشت زارعان داشته باشد. بسط سامانه‌ی تولیدی چند محصولی در این استان‌ها موجبات استفاده‌ی کارآ از نهاده‌های تولید و تخصیص مطلوب‌تر نهاده‌های کمیاب را فراهم می‌آورد. گسترش مطالعاتی از این دست و آشنایی برنامه‌ریزان بخش کشاورزی با مفهوم بازده تنوع نقش مهمی در کاهش هزینه‌های عملیاتی تولید و شکل گیری سامانه‌های تولیدی پایدار کشاورزی دارد. از این رو، پیشنهاد شده تا با شناسایی رشته‌فعالیت‌های دارای بازده تنوع در زیر بخش‌های مختلف کشاورزی تحقق آرمان مذکور ممکن شود.

منابع

بی نام، (۱۳۸٦). پایگاه اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی، آمار سطح زیر کشت، تولید و عمل‌کرد گندم و جو در استان خراسان رضوی و خراسان شمالی.

Baumol, W.J., Panzar, J.C. and Willig, R.D. (1982). Contestable markets and industry structure. New York: Harcourt Brace Jovanovich, Inc.

Coffey, B.K. and Featherstone, A. (2004). Nonparametric estimation of multiproduct and product-specific economies of scale. Selected Paper of SAEA Annual Meetings.

Cohn, E., Sherrie, L., Rhine, W. and Santos, M.C. (1989). Institutions of higher education as multi-product firms: economies of scale and scope. *The Review of Economics and Statistics*, 71: 284–290.

Dobson, G. and Yano, C.A. (2002). Product offering, pricing and make-to-stock/make-to-order decisions with shared capacity. *Production and Operations Management*, 11(3): 293–312.

Ewing, M.A. and Flugge, F. (2004). The benefits and challenges of crop-livestock integration in Australian agriculture. 4th International Crop Science Congress, Brisbane, Australia, 26 September–1 October.

Farsi, M., Fetz, A. and Filippini, M. (2006). Economies of scale and scope in local public transportation. CEPE Working paper No. 48.

Featherstone, A.M. and Charles, B.M. (1994). Measuring economies of scale and scope in agricultural banking. *American Journal of Agricultural Economics*, 76: 622−661.

Fernandez-Cornejo, J., Gempesaw, C.M., Elterich, J.G. and Stefanou, S.E. (1992). Dynamic measure of scope and scale economies: An application to German agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 74: 329−342.

Gao, Z. and Featherstone, A. (2006). Estimating economies of scope using profit function: A dual approach of the normalized quadratic profit function. Selected paper prepared for presentation at the American Economics Association annual meeting, long beach, California, July 23–26.

Hardaker, J.B., Huirne, R.M.B., Anderson, J.R. and Lien, G. (2005). Croping with risk in agriculture, 2nd edition. CABI Publishing, Wallingford.

Hajargasht, G., Coelli, T. and Prasada Rao, D.S. (2008). A Dual Measure of Economies of Scope. *Economics Letters*, 100(2): 185–188.

Howell, H.J. (2003). Adapting GM research to new corporate strategy. *Research Technology Management*, 46(3): 14–20.

Jin, S., Rozelle, S. and Alston, J. (2003). Economies of scale and scope and the economic efficiency of China's agricultural research system. Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Working paper, No. 03-003.

Mayen, C.D., Balagtas, J.V. and Alexander, C.E. (2009). Vertical Economies of Scope for Organic and Conventional Dairy Farms in the United State. Agricultural and Applied Economics Association's 2009 AAEA & ACCI Joint Annual Meeting, Milwaukee, Wisconsin, July 26–29.

Parr, J.B. (2004). Economies of scope and economies of agglomeration: the Goldstein- Gronberg contribution revisited. *Annals of Regional Science*, 38(1): 1–11.

Prior, D. and Sola, M. (2000). Technical efficiency and economics of diversification in health care. *Health Care Management Science*, 3(4): 299–307.

Pulley, L.B. and Braunstein, Y. (1992). A composite cost function for multiproduct firms with an application to economies of scope in banking. *Review of Economics and Statistics*, 74: 221–230.

Pulley, L.B. and Humphrey, D.B. (1993). The Role of Fixed Costs and Cost Complementarities in Determining Scope Economies and the Cost of Narrow Banking Proposals. *Journal of Business*, 66(3): 437–462.

Teece, D. (1980). Economies of Scope and the Scope of the Enterprise. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1: 223–247.

Villano, R., Fleming, P. and Fleming, E. (2008). Evidence of scope economies in Australian agriculture. Australian Agricultural and Resource Economies Society, 52nd Annual Conference, 5–8 February.