اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۹، پاییز ۱۳۹۱

بررسی تأثیر به‌کارگیری دانش‌آموختگان کشاورزی (علوم دامی) در بهره‌وری عوامل تولید گاوداریهای شیری استان خراسان رضوی

دکتر ناصر شاهنوشی*[۱]، دکتر محمود دانشور*، دکتر محسن تبرایی**، مهدی شعبان‌زاده***، محمدکاظم اکبری****

تاریخ دریافت: ۹۰/۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۰/۹/۷

چکیده

آمارهای منابع رسمی اختلاف قابل‌توجهی را در عملکرد زارعی و باغی در هکتار و بازده سرانه هر رأس دام ایران در مقایسه با متوسط جهانی نشان می‌دهد. جهت حل این مشکل، راه‌حلی که طی سالهای اخیر در قالب طرحهای مختلف در بخش کشاورزی عنوان شده و مورد توجه مسئولان مرتبط با این بخش قرار گرفته است، به‌کارگیری دانش‌آموختگان بخش کشاورزی در واحدهای بخش کشاورزی بوده است. با این رویکرد، مطالعه حاضر با هدف

* دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد e-mail: naser.shahnoushi@gmail.com

۱. نویسنده مسئول

** استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فروسی مشهد

**** کارشناس علوم دامی جهادکشاورزی استان خراسان رضوی

ارزیابی عملکرد این طرحها، به بررسی تأثیر اعزام دانش‌آموختگان علوم دامی در قالب طرح مدیران فنی بر بهره‌وری عوامل تولید در گاوداریهای شیری استان خراسان رضوی طی دوره ۷۴-۸۶ پرداخته است. جهت رسیدن به اهداف مورد نظر در این مطالعه، با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، گروهی از واحدهای دامی که از مدیران فنی در واحدهای تحت پوشش خود استفاده کرده بودند (۳۲ واحد)، انتخاب گردیدند و با گروهی دیگر از واحدها مقایسه شدند که از این مدیران در واحدهای تحت پوشش خود استفاده نکرده‌اند (۱۸ واحد). این مقایسه با استفاده از شاخص مالم کوئیست و روش جورسازی انجام گرفت.

نتایج این مطالعه نشان داد اجرای این طرح نقش مهمی در افزایش بهره‌وری بهره‌برداران فعال در این بخش داشته به‌طوری که اجرای آن سبب کاهش هزینه تولید واحدهای استفاده‌کننده از این مدیران شده (۰/۰۵ درصد) و تغییرات تکنولوژیکی این واحدها را (۰/۰۹ درصد) بهبود بخشیده است. با توجه به این نتایج، به‌کارگیری مدیران فنی در واحدهای بزرگ دامی و همچنین ادامه اجرا و پیگیری طرحهایی از این دست پیشنهاد شده است.

طبقه‌بندی JEL: O13, Q16, C78, D24

کلیدواژه‌ها:

بهره‌وری، روش جورسازی، شاخص مالم کوئیست، مدیران فنی، واحدهای دامی شیر، خراسان رضوی

مقدمه

آمارهای منابع رسمی اختلاف قابل‌توجهی را در عملکرد زارعی و باغی در هکتار و بازده سرانه هر رأس دام ایران در مقایسه با متوسط جهانی نشان می‌دهد[1]. کارشناسان علت

۱. برای مثال آمار تولید سیب در کشور حدود ۲۰ درصد کشورهای پیشرفته ذکر شده است.

اصلی این موضوع را پایین بودن دانش و استفاده نامناسب توده وسیعی از بهره‌برداران از فناوری بخش کشاورزی در کشور ذکر می‌کنند(قنبری و برقی، ۱۳۸۷). آمارها نشان می‌دهد از حدود ۴/۲ میلیون بهره‌بردار بخش کشاورزی در ایران، حدود ۶۵/۸ درصد باسوادند که عمدتاً سواد آنها در سطح ابتدایی و خواندن و نوشتن بوده و تنها ۲/۲ درصد از آنها دارای سواد در سطح آموزش عالی هستند(سرشماری عمومی نفوس و مسکن، ۱۳۸۵)؛ در حالی که این نسبت در کشورهای کانادا، ژاپن و فنلاند به ترتیب ۴۱، ۲۳ و ۲۱ درصد می‌باشد. مقایسه نسبت افراد باسواد در سطح تحصیلات دانشگاهی کشور با کشورهای فوق بیانگر فاصله عمیق بین نیروی کار شاغل بخش کشاورزی ایران با سایر کشورهای پیشرفته است (وزارت جهادکشاورزی، ۱۳۸۳). این وضعیت در حالی است که بنابر اعلام سازمان نظام مهندسی کشاورزی و منابع طبیعی، بیش از ۶۰ هزار مهندس کشاورزی بیکار جویای کار در کشور وجود دارد و سالانه حدود ۲۶ هزار نفر نیز به این تعداد اضافه می‌شود. وجود گروه قابل‌توجهی از متخصصان جویای کار در رشته‌های مختلف بخش کشاورزی از یک سو و نیاز مبرم این بخش به‌کارشناسان متخصص در حوزه‌های مختلف به منظور مدیریت فنی واحدهای بهره‌برداری اعم از زراعی، باغی، دامی و صنایع تبدیلی و تکمیلی باعث شده است نهادهای سیاستگذار مرتبط با بخش کشاورزی در فکر راه‌حلی مناسب برای حل مشکل این بخش برآیند.

آنچه در این باره مورد توجه سیاستگذاران بخش کشاورزی قرار گرفته است، تجربه موفق کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به ویژه کشورهای شرق و جنوب شرق آسیا در ارائه خدمات مشاوره فنی به بهره‌برداران بخش کشاورزی از طریق رهیافت مدرسه در مزرعه (FFS) [1] می‌باشد (Davis etal., 2011). این کشورها با در پیش گرفتن سیاستهای منسجم و هماهنگ در این زمینه توانسته‌اند گامهای بزرگی در توسعه و رشد بخش کشاورزی خود بردارند. با الگو گرفتن از این طرح، طرح مشاوران مزرعه در سال ۱۳۸۱ و رهیافت مدرسه در

1. Farmer Field School

مزرعه در سال ۱۳۸۳ در ایران به اجرا درآمد(وزارت جهادکشاورزی، ۱۳۸۳). جدا از این دو طرح، طرحهای دیگری نیز با همین هدف، اما به صورت منطقه‌ای و یا استانی، در زیربخش‌های مختلف بخش کشاورزی ایران به اجرا در آمده است که از جمله این طرحها می‌توان به طرح مدیران فنی دامداریها در استان خراسان رضوی (۱۳۷۴) اشاره نمود. با این حال، این طرحها اگرچه از نظر محتوایی و مقیاس تا حدودی متفاوت از هم هستند، اما اهداف مشابهی برای آنها پیش‌بینی و تعریف شده است به‌طوری که هدف اصلی از اجرای همه آنها توسط مجریان، ارتقای سطح مدیریت مزرعه و بهره‌وری عوامل تولید ذکر شده است (وزارت جهادکشاورزی، ۱۳۸۳). از میان مطالعاتی که در زمینه طرحهایی که با اهداف ارائه خدمات مشاوره‌ای به بخش کشاورزی طی سالهای اخیر در ایران و سایر کشورها به اجرا در آمده است می توان به مطالعات حاجی میررحیمی (۱۳۸۲)، ناصریان و وفا (۱۳۸۲)، صدیقی و نیکدخت (۱۳۸۴)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۸۵)، اسکو و همکاران (۱۳۸۶)، فعلی و احمدی (۱۳۸۷)، سلیمانی و همکاران (۱۳۸۸) و کرباسی و همکاران (۱۳۸۸) در داخل کشور و همچنین مطالعات اربا و همکاران (۲۰۰۱ و ۲۰۰۷)، دیاگر و همکاران (۲۰۰۱)، اودندو و همکاران (۲۰۰۳)، مواگی و همکاران (۲۰۰۳)، اورتیز و همکاران (۲۰۰۴)، زوگر (۲۰۰۴) فدر و همکاران (۲۰۰۴a)، فدر و همکاران (۲۰۰۴b)، میوتندوا و مپنگوا (۲۰۰۴)، ترپ و همکاران (۲۰۰۵)، کلم ورک (۲۰۰۵)، یامازاکی و رزسودارما (۲۰۰۶)، متی (۲۰۰۷)، مک‌گری (۲۰۰۸) و دیویس و همکاران (۲۰۱۱) اشاره نمود.

نتایج حاصل از مطالعات داخلی نشان می‌دهد اجرای این طرحها نقش مهمی در انتقال دانش و تکنولوژی و افزایش سطح آگاهی بهره‌برداران داشته است، اما در بارهٔ این مسئله که آیا این انتقال دانش و تکنولوژی در هدف نهایی این طرحها یعنی افزایش بهره‌وری بهره‌برداران تأثیر معنی‌داری داشته است یا نه تاکنون مطالعه مدونی صورت نگرفته است. با این حال، نتایج مطالعات انجام گرفته در خارج از کشور نشان می‌دهد اگرچه نتایج حاصل از ارائه خدمات مشاوره‌ای در برخی از حوزه‌ها از جمله در میزان استفاده از نهاده‌ها، نامعلوم بوده ولی

اجرای طرحهایی از این نوع، تأثیری مثبت و معنی‌دار در درآمد، عملکرد، توانمندسازی کشاورزان و نهایتاً بهره‌وری بخش کشاورزی داشته است.

با توجه به آنچه گفته شد، اکنون که برنامه چهارم توسعه به پایان رسیده است، سئوالات مهمی درباره اجرای این طرحها در کشور مطرح است: آیا اجرای این طرحها موفقیت‌آمیز بوده است؟ این طرحها تا چه حد توانسته‌اند به اهداف پیش‌بینی شده دست یابند و بهره‌وری عوامل تولید را ارتقا دهند؟ با این رویکرد، با توجه به آنکه صنعت دامپروری در استان خراسان رضوی دارای اهمیت فراوان بوده و نتایج آمارگیری از تعاونیهای گاوداری صنعتی کشور نیز نشان می‌دهد که این استان بیشترین تعداد و ظرفیت دامداریهای صنعتی کشور و رتبه دوم در تولید شیر کشور را دارد، این مطالعه از میان سه طرح اجرا شده در کشور، طرح به‌کارگیری مدیران فنی در دامداریهای استان خراسان رضوی را انتخاب و تأثیر به‌کارگیری دانش‌آموختگان رشته علوم دامی در بهره‌وری واحدهای گاوداری شیری این استان را مورد بررسی قرار داده است.

مواد و روشها

در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر به‌کارگیری مدیران فنی بر رشد بهره‌وری واحدهای دامپروری شیری استان خراسان رضوی از تلفیق دو مدل مالم کوئیست[1] و جورسازی[2] استفاده شده است. در این قسمت، جهت معرفی و بررسی کاربرد این الگوها، ابتدا این دو مدل معرفی و سپس نحوه تلفیق آنها مورد بحث و بررسی قرار گرفته است.

شاخص بهره‌وری مالم کوئیست

شاخص بهره‌وری مالم کوئیست یکی از روشهای ناپارامتری محاسبه بهره‌وری می‌باشد. در این روش از اطلاعات مقداری استفاده شده و نیازی به براوردهای اقتصادسنجی نمی‌باشد. همچنین در محاسبه این شاخص، نیاز به هیچ فرضی نیست. در این روش، بهره‌وری هر واحد یا بنگاه در برابر مشخصات بهترین واحد با توجه به همان ترکیب داده مورد بررسی قرار می‌گیرد.

1. Malmquist Index
2. Matching Methods

یکی از مزایای این روش قدرت تفکیک بهره‌وری به دو جزء کارایی و پیشرفت فنی است. این در حالی است که در محاسبه رشد با روشهای سنتی، این امر میسر نمی‌باشد. مزیت دیگر استفاده از شاخص بهره‌وری مالم کوئیست آن است که هیچ فرض خاصی بر روی شکل تابع تولید که برای هر واحد و هر سال متفاوت باشد، معرفی نمی‌شود (رضائی و همکاران، ۱۳۸۷). فیر و همکارانش (Fare et al., 1994) نشان دادند که برای محاسبه این شاخص نیازی به اطلاعات قیمتی نیست، آنها تابع مسافت محصول را با استفاده از مجموعه محصولات $P(x)$ به صورت زیر تعریف نمودند:

$$d(x,y) = min\{\delta : (y/\delta) \epsilon P(x)\} \quad (۱)$$

در این معادله $P(x)$ برداری از محصولاتی (y) است که می‌توان با استفاده از برداری از نهاده‌ها (x) آنها را تولید نمود. با استفاده از این تابع مسافت می‌توان شاخص مالم کوئیست را (که تغییرات بهره‌وری از دوره s به دوره t را اندازه‌گیری می‌کند) به صورت زیر تعریف کرد:

$$m_0(y_s, x_s, y_t, x_t) = \left[\frac{d_t^s(y_t,x_t)}{d_s^s(y_s,x_s)} \times \frac{d_t^t(y_t,x_t)}{d_s^t(y_s,x_s)}\right]^{1/2} \quad (۲)$$

دراین معادله d_t^s، d_s^s d_s^t و d_t^t توابع مسافت، تحت فرض بازده ثابت به مقیاس و همچنین y و x (همچنان که گفته شد) بردار محصول و نهاده می‌باشند. به عبارت دیگر، به‌طور مثال d_t^s مقدار بهره‌وری کل واحد p ام در دوره s با استفاده از تکنولوژی دوره t را نشان می‌دهد. در واقع تغییرات شاخص بهره‌وری کل عوامل، میانگین هندسی از تغییرات بهره‌وری از دوره s به دوره t خواهد بود. در صورتی که شاخص مالم کوئیست (m_0) بزرگتر از یک باشد می‌توان گفت بهره‌وری کل عوامل از دوره s به دوره t افزایش یافته است و برعکس، در صورتی که شاخص مالم کوئیست کوچکتر از یک باشد، بهره‌وری کل عوامل از دوره s به دوره t کاهش یافته است (Coelli & Rao, 2003). برای اینکه بتوان تغییرات بهره‌وری کل عوامل را به دو جزء اصلی آن یعنی تغییرات کارایی فنی و تکنولوژیکی تفکیک

نمود، ایجاد تغییرات جزئی در معادله ۲ ضروری به نظر می‌رسد؛ بنابراین می‌توان این معادله را با عملیات ساده ریاضی به صورت زیر بیان نمود:

$$M_o^t(y_s, x_s, y_t, x_t) = \frac{d_t^t(y_t,x_t)}{d_s^s(y_s,x_s)} \left[\frac{d_t^s(y_t,x_t)}{d_s^s(y_s,x_s)} \times \frac{d_t^t(y_t,x_t)}{d_s^t(y_t,x_t)}\right]^{1/2} \quad (۳)$$

$$EC_s^t = \frac{d_t^t(y_t,x_t)}{d_s^s(y_s,x_s)} \quad (۴)$$

$$TC_s^t = \left[\frac{d_t^s(y_t,x_t)}{d_t^t(y_t,x_t)} \times \frac{d_s^s(y_s,x_s)}{d_s^t(y_s,x_s)}\right]^{1/2} \quad (۵)$$

در معادله ۴ و ۵، EC_s^t و TC_s^t به ترتیب کارایی فنی و کارایی تکنولوژیکی طی دوره s و t را نشان می‌دهند. در صورتی که کارایی فنی و یا تکنولوژیکی برای بنگاه pام طی این دوره بزرگتر از یک باشد، واحد مذکور در طی این دوره با رشد کارایی فنی و تکنولوژیکی مواجه بوده و برعکس در صورتی که کارایی فنی و تکنولوژیکی برای بنگاه مورد نظر طی این دوره کوچکتر از یک باشد می‌توان گفت واحد مذکور طی این دوره با کاهش رشد کارایی فنی و تکنولوژیکی مواجه بوده است. همچنین تغییرات کارایی فنی را نیز می‌توان به دو جزء تغییرات کارایی خالص (یا تغییرات کارایی تحت VRS) و تغییرات کارایی مقیاس تفکیک نمود:

$$PEC_s^t = \frac{d_{t-VRS}^t(y_t,x_t)}{d_{s-VRS}^s(y_s,x_s)} \quad (۶)$$

$$SEC_s^t = \frac{d_t^t(y_t,x_t)/d_{t-VRS}^t(y_t,x_t)}{d_s^t(y_s,x_s)/d_{s-VRS}^t(y_s,x_s)} \quad (۷)$$

در این معادله d_{VRS} تابع مسافت تحت فرض بازده صعودی نسبت به مقیاس می‌باشد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، به منظور اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل لازم است توابع مسافت را اندازه‌گیری نمود. روشهای زیادی برای اندازه‌گیری این توابع مسافت وجود دارد. با این حال معروفترین و ساده‌ترین این روشها برنامه‌ریزی خطی می‌باشد. با داشتن داده‌های تلفیقی می‌توان از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)[1] برای محاسبه بهره‌وری کل و اجزای آن استفاده کرد. به این منظور باید برای هر بنگاه، چهار تابع مسافت و یا به عبارت دیگر، چهار

1. Data Envelopment Analysis

مسئله برنامه‌ریزی خطی حل شود تا تغییرات شاخص بهره‌وری کل عوامل در طول دو دوره زمانی مشخص شود. در شرایطی که تکنولوژی با بازده ثابت نسبت به مقیاس (*CRS*)[1] فرض شود، تابع مسافت $\hat{d}_s^t(y_s,x_s)$ به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$\left[\hat{d}_s^t(y_s,x_s)\right]^{-1} = max_{\theta,\lambda}\hat{\theta} \quad (۸)$$

st:

$$\theta y_{is} + Y_t\lambda \geq 0$$

$$x_{is} - X_t\lambda \geq 0$$

$$\lambda \geq 0$$

با جایگزینی نمادهای زمانی مناسب در معادله ۸ می‌توان توابع مسافت $d_s^s(y_s,x_s)$، $d_t^s(y_t,x_t)$ و $d_t^s(y_t,x_t)$ را نیز محاسبه نمود. در شرایطی که تکنولوژی با بازده فزاینده نسبت به مقیاس (*VRS*)[2] فرض شود، برای اینکه بتوان توابع مسافت را برای کارایی فنی محاسبه نمود لازم است محدودیت $I_1\hat{\lambda} = 1$ (قید تحدب) نیز به معادله ۸ اضافه شود (Linh, 2009).

روشهای جورسازی

در پژوهشهای تجربی، جورسازی به‌عنوان جفت کردن و مقایسه واحدهای گروه درمان[3] (واحدهایی که از مدیر فنی استفاده نموده‌اند) با واحدهای گروه کنترل[4] (واحدهایی که از مدیر فنی استفاده ننموده‌اند) برحسب ویژگیهای قابل مشاهده (متغیرهای کمکی) تعریف شده است. این مدلها فرض می‌کنند که اطلاعات خصوصی غیرقابل مشاهده تأثیری در نتایج ندارند؛ به عبارت دیگر، بین اطلاعات خصوصی و نتایج همبستگی وجود ندارد و لذا این مدلها بر روی اطلاعات خصوصی قابل مشاهده بنا شده‌اند (Li & Probhala, 2006). اطلاعات خصوصی قابل مشاهده در روش جورسازی از طریق متغیرهای کمکی[5] تعریف شده است. اگر

1. Constant Returns to Scale
2. Variable Returns to Scale
3. Treat Group
4. Control Group
5. Covariates

تصمیم به عضویت در گروه درمان برای افراد با ارزشهای مشابه از متغیرهای کمکی کاملاً تصادفی باشد، در این صورت می‌توان از متوسط نتایج افراد مشابه که در معرض این گروه نبوده‌اند استفاده نمود. به عبارت دیگر برای واحد i براوردکننده‌های جورسازی نتایج گمشده را با پیدا کردن افراد دیگری در داده‌ها که متغیرهای کمکی مشابه دارند ولی در گروه فوق عضویت نداشته‌اند، محاسبه می‌کنند. این ایده اساسی است که در پشت براوردکننده‌های جورسازی نهفته شده است (Abadie etal., 2001). برای انجام عمل جورسازی روشهای متفاوتی وجود دارد که مهمترین و ساده‌ترین آنها جورسازی براساس نمره تمایل[1] می‌باشد. در بسیاری از کاربردها برای محاسبه آثار درمانی، ابعاد ویژگیهای قابل مشاهده (متغیرهای کمکی) بالاست. با تعداد کمی از ویژگیها (به‌عنوان مثال، دو متغیر دو حالتی)، جورسازی قابل فهم خواهد بود. اما زمانی که تعداد متغیرها زیاد باشد، تعیین این مسئله که جورسازی باید در طول کدام ویژگیها (متغیرها) یا طرح وزنی انجام شود، مشکل خواهد بود. روشهای جورسازی براساس نمره تمایل تحت چنین شرایطی مفید هستند. از آنجا که جورسازی دو گروه براساس بردار n بعدی از ویژگیها در عمل امکان‌پذیر نیست، این روش یک متغیر تک بعدی از ویژگیهای قابل مشاهده برای هر واحد که نمره تمایل نام دارد، ارائه می‌کند که با استفاده از آن، عمل جورسازی انجام می‌شود (Becker & Ichino, 2002). روزنبوم و روبین (Rosenbaum and Rubin, 1983) نمره تمایل را به‌عنوان احتمال شرطی دریافت درمان، به شرط برداری از متغیرهای کمکی مشاهده شده تعریف کردند؛ به عبارت دیگر:

$$P(X)=Pr(T=1 \mid X)=E(T \mid X) \qquad (۹)$$

در معادله ۹، T شاخصی برای قرارگرفتن در معرض گروه درمان(T=1) و کنترل(T=0) و X بردار چند بعدی از متغیرهای کمکی است. روزنبوم و روبین نشان دادند اگر عضویت در گروه درمان در سلولهایی که به وسیله X تعریف می‌شود، تصادفی باشد، درون سلولهایی که به وسیله P(X) تعریف می‌شود نیز تصادفی خواهد بود. در نتیجه، در یک جمعیت معین از

1. Propensity Score

واحدهایی که توسط i مشخص شده، اگر نمره تمایل $P(X_i)$ به‌عنوان متوسط تأثیر درمانی در گروه درمان (ATT)[1] تعریف شود می‌تواند به صورت زیر براورد گردد:

$$\tau = E\left(E\left(Y_{1i} - Y_{0i} \middle| T_i, P(X_i)\right)\right) \qquad (۱۰)$$
$$= E\left(E\left(Y_{1i} \middle| T_i, P(X_i)\right) - E\left(Y_{0i} \middle| T_i, P(X_i)\right) \middle| T_i\right)$$

در معادله ۱۰ انتظارات بیرونی روی توزیع $P(X_i)|T_i=1)$است و Y_{1i} و Y_{oi} به ترتیب نتایج بالقوه در دو وضعیت شرطی خلاف واقع۲ در گروه درمان و کنترل را نشان می‌دهد؛ به عبارت دیگر، اگر معادله ۹ معین باشد، برای رسیدن به معادله ۱۰ دو فرض اساسی زیر نیاز می‌باشد:

۱. توازن میان متغیرهای کمکی با توجه به نمره تمایل معین:

با توجه‌به این فرض، اگرنمره‌تمایل را با P(Xi) نشان‌دهیم‌خواهیم‌داشت: $T \perp X \mid P(X)$

۲. غیراختلاط‌کننده[3] برای نمره تمایل معین باشد:

با فرض اینکه تخصیص به درمان غیر اختلاط‌کننده باشد:$Y0 \perp T \mid X$

پس تخصیص به درمان‌با معین‌بودن‌نمره‌تمایل‌نیز غیر اختلاط‌کننده‌خواهد بود:$Y_1, Y0 \perp T \mid X$.

اگر توازن[4] متغیرهای کمکی در دو گروه رضایت بخش باشد، مشاهدات با نمره تمایل یکسان، توزیع یکسانی از ویژگیهای قابل مشاهده (و غیرقابل مشاهده) مستقل از وضعیت درمانی خواهند داشت. به عبارت دیگر، اگر برای یک نمره تمایل معین قرار گرفتن واحد کنترل در گروه درمان تصادفی باشد، واحدهای درمان و کنترل باید به‌طور مشاهداتی میانگین یکسان داشته باشند (Becker & Ichino, 2002). در عمل از مدلهای احتمال استاندارد گوناگونی برای براورد نمره تمایل می‌توان استفاده کرد؛ برای مثال می‌توان از تابع زیر برای این امر استفاده نمود:

---

1. Average Treatment Effect for the Treated

۲. برای دستیابی به اطلاعات بیشتر در این زمینه به مطالعات روبین (Rubin, 1974) رجوع شود.

3. Unconfounded

4. Balance

$$Pr(T_i = 1|X_i) = F(h(X_i)) \quad (11)$$

در این تابع F(0) یک تابع توزیع احتمال انباشته نرمال و یا لجستیک می‌باشد. همچنین $h(X_i)$ تابعی از متغیرهای کمکی است که می‌تواند خطی و یا غیرخطی باشد. انتخاب این موضوع که $h(X_i)$ خطی و یا غیر خطی باشد بستگی به نمره تمایلی دارد که از آن به دست می‌آید؛ به عبارت دیگر می‌توان گفت آیا این نمره تمایل، فرضیه توازن را تأمین خواهد کرد یا نه (Dehejia & Wahba, 2002). در صورتی که توازن متغیرهای کمکی رضایت بخش نباشد می‌توان از جورسازی ژنتیکی[1] برای پیدا کردن توازن بهینه استفاده نمود. جورسازی ژنتیکی، توازن بهینه را با استفاده ازجورسازی چند متغیره تعیین می‌کند و به‌طور خودکار به مجموعه‌ای از جورها دست می‌یابد که اختلاف بین توزیع بالقوه عوامل اختلاط‌کننده در گروه درمان و کنترل را حداقل می‌کند. در نتیجه در طول این فرایند، توازن متغیرهای کمکی حداکثر خواهد شد (Sekhon, 2011).

طراحی الگو و معرفی متغیرها

جهت بررسی تأثیر به‌کارگیری مدیران فنی در رشد بهره‌وری واحدهای دامپروری شیری استان خراسان رضوی، انواع مدلهای مورد استفاده در این مطالعه، در قسمت قبل معرفی و مورد بررسی قرار گرفتند. اما برای فهم بهتر این الگوها، در این قسمت نحوه محاسبه شاخص مالم‌کوئیست و چگونگی‌انجام روش جورسازی و کاربردشان در مطالعه حاضر و همچنین نحوه تلفیق آنها مورد بحث قرار گرفته است.

جهت‌دستیابی‌به‌اهداف مورد نظر مطالعه، در مرحله‌اول با استفاده از شاخص‌مالم‌کوئیست، بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن طی دوره ۷۴-۸۶ مورد محاسبه قرار گرفتند. جهت محاسبه این شاخص، فایل ورودی برای نهاده‌ها و محصولات به صورت متفاوت تعریف شد. از آنجا که واحدهای فعال در این بخش از دو منبع فروش گوساله و تولید شیر درآمد کسب می‌نمودند، دو ورودی برای محصولات تعریف شده است. همچنین فروش گوساله به صورت

1. Genetic Matching

پولی و تولید شیر به صورت یک متغیر وزنی وارد مدل شدند. نهاده‌های مورد استفاده جهت تولید نیز در این بخش به صورت موجودی سرمایه و نیروی‌کار تعریف شدند. با مشخص بودن نهاده‌ها و محصولات در فعالیت مورد نظر، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها (رابطه ۹)، تغییرات بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن (روابط ۳ تا ۷) با استفاده از نرم‌افزار *DEAP2* محاسبه شدند.

در مرحله دوم برای اینکه بتوان صرفاً تأثیرات ناشی از به‌کارگیری مدیران فنی را بر بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن بررسی نمود و یا به عبارت دیگر مشخص کرد که چه مقدار از تغییرات در بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن ناشی از به‌کارگیری مدیران فنی بوده است، از روش جورسازی استفاده شد. به این منظور در این مرحله واحدهایی که از مدیران فنی استفاده نموده بودند به‌عنوان گروه درمان و واحدهایی که از این مدیران در واحدهای تحت پوشش خود استفاده نکرده‌اند به‌عنوان گروه کنترل در نظر گرفته شدند. سپس بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن (که طی مرحله اول و از طریق روش تحلیل فراگیر داده‌ها مورد محاسبه قرار گرفتند) برای محاسبه متوسط آثار درمانی در گروه درمان (ATT) با استفاده از رابطه ۱۰ مورد استفاده قرار گرفتند.

متوسط آثار درمانی در گروه درمان به‌عنوان آثاری تعریف شده است که از به‌کارگیری مدیران فنی بر بهره‌وری واحدهای استفاده‌کننده از این اعتبارات حاصل شده است. در این قسمت برای اینکه بتوان آثار درمانی را براورد نمود، نیاز به تعریف متغیرهای کمکی (X) و یا به عبارت دیگر متغیرهای همگن‌ساز می‌باشد. متغیرهای کمکی در این واحدها به‌عنوان تعداد دام مربوط به هر واحد و سابقه بنگاه‌ها در زمینه پرورش دام شیری تعریف شده‌اند. متغیرهای کمکی جهت پیدا نمودن واحدهای مشابه برای واحدهای گروه درمان از میان واحدهای گروه کنترل در هر یک از واحدها مورد استفاده قرار گرفتند. با تعیین متغیرهای کمکی، جهت پیدا نمودن واحدهای مشابه برای واحدهای گروه درمان از میان واحدهای گروه کنترل، برای اینکه براورد آثار درمانی از اعتبار لازم برخوردار باشد لازم است توازن متغیرهای

کمکی قبل و بعد از جورسازی مورد بررسی قرار گیرد. در حقیقت انجام عمل جورسازی به کمک متغیرهای کمکی، دو گروه درمان و کنترل همگن ایجاد می‌کند که میزان همگنی آن مرتبط با توازن متغیرهای کمکی می‌باشد[1]. بنابراین با استفاده از دو فرض بیان شده در قسمت قبل، این موضوع مورد بررسی قرار گرفته است. با اطمینان از توازن مناسب متغیرهای کمکی می‌توان آثار درمانی را محاسبه نمود. در این مطالعه با توجه به ویژگیهای منحصر به فرد جورسازی ژنتیک، از این روش جهت پیدا نمودن توازن بهینه متغیرهای کمکی و براورد آثار درمانی استفاده شده است. کلیه مراحل بالا اعم از بررسی توازن و براورد آثار درمانی واحدها، با استفاده از بسته‌های *Matching* و *Matchit*و با استفاده از نرم‌افزار *R 2.11.1* انجام شده‌اند.

جهت رسیدن به اهداف مورد نظر در این مطالعه، همان‌گونه که در قسمت قبل بیان شد، دو گروه از بنگاه‌ها انتخاب و بررسی شدند: گروهی که از مدیران فنی در واحدهای تحت پوشش خود استفاده کرده (گروه درمان) و گروهی که از این مدیران در واحدهای تحت پوشش خود استفاده نکرده بودند (گروه کنترل). بنابراین جامعه آماری این مطالعه شامل واحدهای استفاده‌کننده از مدیران فنی و واحدهایی است که به این مدیران دسترسی نداشته‌اند. جهت انتخاب تعداد نمونه در این مطالعه، از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده استفاده شد. با توجه به این روش نمونه‌گیری، ابتدا تعدادی نمونه به صورت تصادفی انتخاب شد. سپس با تکمیل نمودن تعدادی پرسشنامه اولیه از آنها و استفاده از روابط روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، تعداد نمونه در مطالعه حاضر ۵۰ واحد تعیین گردید. از این تعداد واحد دامپروری، ۳۲ واحد آن از مدیر فنی در واحدهای تحت پوشش خود استفاده کرده بودند و ۱۸ واحد نیز استفاده نکرده بودند. به طور کلی بخشی از اطلاعات مورد نیاز از طریق اسنادی و پیمایش اسنادی از سازمان جهادکشاورزی استان خراسان رضوی جمع‌آوری شد (تعداد دام و میزان تولید) و بخش دیگری از اطلاعات مورد نیاز که دسترسی به آنها از این طریق امکان‌پذیر

---

۱. منظور از توازن در حقیقت بررسی همگنی واحدها و یا به عبارت دیگر میزان نزدیک و مشابه شدن واحدهای گروه درمان با واحدهای گروه کنترل برحسب متغیرهای کمکی می‌باشد.

نبوده، از طریق پیمایشی یعنی از طریق تکمیل پرسشنامه (تعداد نیروی کار و موجودی سرمایه) برای دوره زمانی ۷۴-۸۶ از این دو گروه از واحدها جمع‌آوری گردید.

نتایج و بحث

در این قسمت با استفاده از مدلهای بیان شده در قسمت قبل، آثار به‌کارگیری مدیران فنی بر بهره‌وری عوامل تولید در گاوداریهای شیری استان خراسان رضوی بررسی شده است.

جدول ۱ رشد بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن را در سطح دامداریهای شیری استان طی دوره ۷۴-۸۶ و یا به عبارت دیگر، دوره‌ای را نشان می‌دهد که استفاده از مدیران فنی برای واحدهای دامی استان الزامی بوده است. همان‌گونه که اطلاعات این جدول نشان می‌دهد، واحدهای دامی استان طی دوره مورد نظر همواره با رشد بهره‌وری مواجه بوده‌اند. طی این دوره اگرچه رشد بهره‌وری متأثر از هر دو منبع رشد کارایی فنی (به علت رشد کارایی مقیاس) و بهبود تکنولوژیکی بوده اما سهم رشد کارایی فنی در رشد بهره‌وری کمتر از بهبود تکنولوژیکی بوده است. از طرف دیگر، همان‌طور که نتایج حاصل از رشد در کارایی مقیاس نشان می‌دهد، طی دوره مورد بررسی واحدهای بزرگتر دامی نسبت به واحدهای کوچکتر دامی موجود در سطح استان، هزینه‌های متوسط تولید پایین‌تری داشته‌اند.

جدول ۱. رشد بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن در سطح دامداریهای استان خراسان رضوی

متغیر	دوره ۷۴-۸۶
Effch (تغییرات کارایی فنی)	۱/۰۱
- Pech (تغییرات کارایی مدیریتی)	۰/۹۹
-Sech (تغییرات کارایی مقیاس)	۱/۰۲
Techch (تغییرات تکنولوژیکی)	۱/۴۳
Tfpch (تغییرات بهره‌وری کل عوامل)	۱/۴۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، دامداریهای استان طی دوره مورد بررسی همواره با رشد بهره‌وری مواجه بوده‌اند. با این حال مشخص نیست که این رشد بهره‌وری ناشی از به‌کارگیری مدیران فنی بوده یا تحت تأثیر عوامل دیگری بوده است. در این قسمت به منظور تفکیک و جداسازی آثار به‌کارگیری مدیران فنی و یا به عبارت دیگر بررسی این موضوع که آیا رشد بهره‌وری در واحدهای دامی استان ناشی از به‌کارگیری مدیران فنی بوده و یا از عوامل دیگر ناشی شده است، از روش جورسازی استفاده شد. همان‌گونه که در قسمتهای قبل نیز اشاره گردید، جهت استفاده از روش جورسازی ابتدا باید توازن متغیرهای کمکی بررسی شود. جدول ۲ نتایج حاصل از بررسی توازن متغیرهای کمکی را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از بررسی توازن متغیرهای کمکی به منظور براورد آثار درمانی نشان می‌دهد که واحدهای دامی موجود در گروه کنترل از سابقه طولانی‌تری در زمینه دامپروری برخوردارند. با این حال همان‌گونه که اطلاعات این جدول نشان می‌دهد، واحدهای گروه درمان از میانگین تعداد دام بالاتری نسبت به واحدهای گروه کنترل برخوردارند. برای اندازه‌گیری تأثیر به‌کارگیری مدیران فنی در واحدهای گروه درمان لازم است تفاوتهای بین دو گروه کاهش و دو گروه همگن شوند. همان‌گونه که اطلاعات این جدول نشان می‌دهد با انجام عمل جورسازی به منظور محاسبه آثار درمانی (ATT)، برای متغیر سن واحدها تفاوت بین میانگین دو گروه قبل از جورسازی و بعد از جورسازی در مقدار ۱/۴ ثابت بوده و تغییراتی نداشته است. این امر نشاندهنده پایین بودن تفاوت بین دو گروه در متغیر مورد نظر می‌باشد. با این حال آماره تفاضل استاندارد[1] این متغیر نسبت به قبل از عمل جورسازی افزایش یافته اما آماره t این متغیر همچنان تفاوت معنی‌دار در میانگین بین دو گروه را نشان نمی‌دهد. برای متغیر تعداد دام واحدها نیز چنین وضعیتی وجود دارد. برای این متغیر تفاوت در میانگین بین دو گروه به ترتیب از ۵۹ رأس قبل از جورسازی به ۳۷ رأس بعد از جورسازی کاهش یافته است. این کاهش و بهبود توازن توسط آماره تفاضل استاندارد این متغیر تأیید شد و آماره t نیز تفاوت معنی‌دار بین

1. Standardized Difference

میانگینهای دو گروه را نشان نمی‌دهد. بنابراین نتایج حاصل از بررسی توازن متغیرهای کمکی، کاهش تفاوت بین میانگین دو گروه به منظور براورد ATT را تأیید می‌کنند.

جدول ۲. نتایج حاصل از بررسی توازن متغیرهای کمکی به منظور براورد آثار درمانی

متغیر	قبل از جورسازی				بعد از جورسازی			
	میانگین گروه کنترل	میانگین گروه درمان	t-Test (p-value)	Std diff	میانگین گروه کنترل	میانگین گروه درمان	t-Test (p-value)	Std diff
AGE	۲۵/۳	۲۳/۹	۰/۶۴	-۲۰/۵	۲۵/۳	۲۳/۹	۰/۲۰	-۳۵/۶
RAC	۱۷۱	۲۳۰	۰/۲۹	۳۹/۶	۱۹۳	۲۳۰	۰/۱۲	۲۴/۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اطمینان از توازن مناسب متغیرهای کمکی، امکان براورد آثار درمانی را فراهم می‌سازد. جدول ۳ نتایج براورد این آثار را که از طریق تلفیق روش مالم کوئیست با روش جورسازی مورد محاسبه قرار گرفته‌اند، نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، کارایی فنی طی دوره مورد نظر در میان واحدهای گروه درمان نسبت به واحدهای مشابه در گروه کنترل به‌طور متوسط ۲ درصد بالاتر و این افزایش از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. نکته قابل توجه در این میان، منبع رشد کارایی فنی در گروه درمان است. همان‌گونه که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد و توسط آماره t مربوط به این متغیر نیز تأیید شده است، منبع رشد کارایی فنی در بنگاه‌های گروه درمان ناشی از بهبود کارایی مقیاس بوده است به‌طوری که طی این دوره کارایی مقیاس در میان واحدهای گروه درمان نسبت به واحدهای مشابه در گروه کنترل به‌طور متوسط ۵ درصد رشد داشته است. با این حال چنانکه نتایج نیز نشان می‌دهد، اگرچه کارایی مدیریتی در میان واحدهای گروه درمان به‌طور متوسط ۴ درصد بالاتر از واحدهای مشابه در گروه کنترل بوده است، اما این افزایش از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد به‌کارگیری مدیران فنی در واحدهای دامی استان تأثیر معنی‌داری در مدیریت استفاده از نهاده‌های مصرفی این واحدها طی دوره مورد بررسی نداشته است. از طرف دیگر، نتایج

مربوط به‌کارایی مقیاس نشان می‌دهد که نسبت هزینه‌های متوسط واحدهای بزرگ به هزینه‌های متوسط واحدهای کوچک در واحدهای گروه درمان به‌طور متوسط ۵ درصد کمتر از نسبت این هزینه‌ها در گروه کنترل بوده است. به عبارت دیگر بالا بودن رشد کارایی مقیاس در واحدهای گروه درمان نشان می‌دهد هزینه متوسط تولید برای تولیدکنندگان با مقیاس بزرگ کمتر از هزینه متوسط تولید برای تولیدکنندگان با مقیاس کوچک در این واحدها بوده است. همچنین نتایج نشاندهنده افزایش تغییرات تکنولوژیکی در میان واحدهای گروه درمان نسبت به واحدهای مشابه در گروه کنترل طی دوره مورد نظر می‌باشد به‌طوری که تغییرات تکنولوژیکی میان واحدهای این گروه نسبت به واحدهای مشابه در گروه کنترل به‌طور متوسط ۹ درصد رشد داشته است. این رشد در تغییرات تکنولوژیکی توسط آماره t مربوط به این متغیر نیز تأیید شده است؛ به عبارت دیگر، به‌کارگیری مدیران فنی در واحدهای دامی گروه درمان سبب به‌کارگیری تجهیزات، روشها و فنون نوین و در نتیجه موجب افزایش تغییرات تکنولوژیکی در میان واحدهای این گروه شده است. سر انجام نتایج نشان می‌دهد افزایش کارایی فنی و بهبود تکنولوژیکی، بهره‌وری کل عوامل تولید را در میان واحدهای گروه درمان افزایش داده است به‌طوری که واحدهای گروه درمان طی دوره مورد نظر با رشد در بهره‌وری کل عوامل به میزان ۸ درصد بالاتر از واحدهای مشابه در گروه کنترل مواجه بوده‌اند.

نتایج حاصل از این مطالعه تا حدودی متفاوت و کاملتر از سایر مطالعات انجام شده در داخل در زمینه ارائه خدمات مشاوره‌ای به بخش کشاورزی می‌باشد، چرا که این مطالعات اگرچه نشان می‌دهند ارائه خدمات مشاوره‌ای نقش مهمی در انتقال دانش و تکنولوژی و افزایش سطح آگاهی بهره‌برداران داشته‌اند، اما در این مطالعات بر این مسئله تأکیدی نشده است که آیا این انتقال دانش و تکنولوژی در هدف نهایی این طرحها یعنی افزایش بهره‌وری بهره‌برداران تأثیر معنی‌داری داشته است یا نه. با وجود این، نتایج مطالعه حاضر کاملاً در راستای نتایج مطالعات صورت گرفته در خارج از کشور است، چرا که نتایج حاصل از این مطالعه همانند این مطالعات نشان می‌دهد اجرای طرحهایی از این نوع علاوه بر اینکه سبب

انتقال دانش و تکنولوژی به بهره برداران می‌شود، تأثیری مثبت و معنی‌دار در عملکرد، توانمندسازی کشاورزان و نهایتاً بهره‌وری این بخش داشته است.

جدول ۳. میزان رشد بهره‌وری در نتیجه به‌کارگیری مدیران فنی در سطح دامداریهای استان خراسان رضوی

متغیر	ATT	
	ضریب	آماره t
Effch	۰/۰۲***	۱/۷۶
Pech -	۰/۰۴	۰/۹۴
Sech-	۰/۰۵***	۱/۷۸
techch	۰/۰۹**	۱/۹۴
tfpch	۰/۰۸***	۱/۷۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد ***: معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

جمعبندی و پیشنهاد

نتایج نشان می‌دهد طرح به‌کارگیری مدیران فنی در واحدهای دامی شیری استان خراسان رضوی همانند طرح ارائه خدمات مشاوره فنی به بهره‌برداران بخش کشاورزی (FFS) در بسیاری از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نقش مهمی در انتقال دانش و تکنولوژی به بهره‌برداران این بخش ایفا نموده و سبب بهبود تغییرات تکنولوژیکی و افزایش کارایی مقیاس در واحدهای استفاده‌کننده از این مدیران شده است. با توجه به این نتایج، اولاً ادامه اجرا و همچنین پیگیری طرحهایی از این دست پیشنهاد می‌شود، چرا که اجرای چنین طرحهایی می‌تواند از یک طرف معضل بیکاری دانش‌آموختگان دانشگاهی بخش کشاورزی را حل کند و از طرف دیگر، نقش مهمی در انتقال فناوریهای نوین (جهت افزایش تولیدات دامی) به بهره‌برداران فعال در این بخش و در نتیجه کاهش اختلاف عملکرد بین بهره‌برداران

این بخش ایفا کند. ثانیاً برای اینکه موفقیت چنین طرحهایی در رسیدن به اهداف پیش‌بینی شده افزایش یابد پیشنهاد می‌شود این مدیران در واحدهای بزرگ دامی مورد استفاده قرار گیرند، چرا که نتایج نشان می‌دهد به‌کارگیری این مدیران در واحدهای بزرگ دامی نسبت به واحدهای کوچک دامی، هزینه متوسط تولید واحدها را بیشتر کاهش داده است.

منابع

۱. ابراهیمی، اسدالله، حشمت الله سعدی و علی اصغر داداش‌پور (۱۳۸۵)، تجارب شرکتهای خدمات مشاوره‌ای ایران، سازمان نظام مهندسی کشاورزی و منابع طبیعی.

۲. اسکو، ترانه، سیده فاطمه رسولی و محمد چیذری (۱۳۸۶)، بررسی تأثیر رهیافت مشارکتی مدرسه مزرعه کشاورز(FFS) بر دانش و نگرش شالیکاران پیرامون مبارزه بیولوژیک بر علیه کرم ساقه خوار برنج (مطالعه موردی در استان مازندران)، *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۳: ۱۰۱ تا ۱۱۹.

۳. حاجی میررحیمی، سید داود (۱۳۸۲)، بررسی نیازهای آموزشی شاغلان گاوداریهای نیمه صنعتی استان قم، *فصلنامه پژوهش و سازندگی*، ۱۶ (۳): ۳۹ - ۵۰.

۴. خبرنامه سازمان نظام مهندسی کشاورزی و منابع طبیعی کشور (۱۳۸۹)، شماره ۶۴ تا ۶۶.

۵. رضائی، جواد، حسینعلی سلطانی و محمد رضا توکلی بغدادآباد (۱۳۸۷)، ارزیابی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در بانک‌های تجاری کشور با استفاده از شاخص مالم کوئیست، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی ایران*، ۴۸: ۶۹-۱۰۱.

۶. سلیمانی، سمیه، سید مهدی میردامادی و سید فرج الله حسینی (۱۳۸۸)، بررسی عوامل تأثیرگذار بر نگرش کشاورزی پایدار مهندسین ناظر طرح محوری گندم

استان فارس، *اقتصادکشاورزی و توسعه*، ۶۸: ۳۷-۵۵.

۷. صدیقی، سارا و رضا نیکدخت (۱۳۸۴)، بررسی پروژه مهندسین مزارع کشور از دیدگاه اثربخشی و آموزش، *فصلنامه نظام مهندسی کشاورزی و منابع طبیعی*، ۳ (۹): ۴۴ تا ۵۱.

۸. فعلی، سعید و سروه احمدی (۱۳۸۷)، تأثیر کارشناسان ناظر طرح گندم بر دانش مکانیزاسیون کشاورزان در شهرستان دهگلان، *مجله ترویج و اقتصاد کشاورزی*، ۱ (۳): ۸۱ تا ۸۹.

۹. قنبری، یوسف و حمید برقی (۱۳۸۷)، چالش های اساسی در توسعه پایدار کشاورزی ایران، *فصلنامه راهبرد یاس*، ۱۶: ۲۱۸ - ۲۳۴.

۱۰. کرباسی، علی رضا، تکتم کنعانی و مهدی خیاطی (۱۳۸۸)، بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت کشاورزان با کارشناسان ناظر گندم در شهرستان زابل (رهیافت رگرسیون خطی فازی)، *مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۳ (۲): ۶۳-۷۲.

۱۱. مرکز آمار ایران، نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵.

۱۲. وزارت جهادکشاورزی(۱۳۸۳)، طرح به‌کارگیری مهندسین ناظر و مشاورین مزرعه در واحدهای تولیدی کشاورزی، معاونت ترویج و نظام بهره‌برداری.

13. Abadie, A., D. Drukker, J. L. Herr and G. W. Imbens (2001), Implementing matching estimators for vverage treatment effects in stata, *The Stata Journal*, 1: 1–18.

14. Becker, S. and A. Ichino (2002), Estimation of average treatment effects based on propensity scores, *The Stata Journal*, 2: 358–377.

15. Coelli, T.J. and D. S. P. Rao (2003), Total factor productivity growth in agriculture: a malmquist index analysis of 93 countries,

1980-2000, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, the University of Queensland.

16. Davis, K., E. Nkonya, E. Kato, D.A. Mekonnen, M. Odendo, R. Miiro and J. Nkubra (2011), Impact of farmer field schools on agricultural productivity and poverty in East Africa, World Development, In Press, Corrected Proof.

17. Dehejia, R. H. and S. Wahba (2002), Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies, *The Review of Economics and Statistics*, 84: 151–161.

18. De Jager, A., D. D. Onduru, L. N. Gachimibi, G. Gachini and C. L. Van Beek (2001), Farmers field schools for rural empowerment: From experimentation and learning in integrated nutrient management to platforms for income generation and market linkages; experiences in central and Eastern Kenya, Draft. Wageningen University.

19. Erbaugh, J. M., J. Donnermeyer and M. Amujal (2007), Assessing the impact of farmer field school participation on IPM adoption in Uganda, Paper presented at the 23rd Annual Conference of the Association for International Agricultural and Extension Education, Polson, Montana.

20. Erbaugh, J.M., J. Donnermeyer and P. Kibwika (2001), Evaluating farmers' knowledge and awareness of integrated pest management (IPM): assessment of the IPM collaborative research

support program in Uganda, *Journal of International Agricultural and Extension Education*, 8:47–53.

21. Fare, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994), Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries, *American Economic Review*, 84: 66–83.

22. Feder, G., R. Murgai and J.B. Quizon (2004a), Sending farmers back to school: The impact of FFS in Indonesia, *Review of Agricultural Economics*, 26: 45–62.

23. Feder, G., R. Murgai and J.B. Quizon (2004b), The acquisition and diffusion of knowledge: The case of pest management training in farmer field schools, Indonesia, *Journal of Agricultural Economics*, 55: 217–239.

24. Kelemework, F. (2005), Impact evaluation of farmer field school: The case of integrated Potato late Blight management in the central highland of Etiopia, University of Antwerp (Thesis).

25. Li, K. and N. R. Prabhala (2006), Self-Selection Models in corporate finance, Working Paper, Center for Corporate Governance – Tuck School of Business at Dartmouth.

26. Linh, V. H. (2009), Vietnams agricultural productivity: a malmquist index approach, Vietnam Development Forum (VDF).

27. McGarry, D. (2008), A synopsis of the measured outcomes of farmer field schools in integrated pest management for cabbage production, Timor Leste (2003–2005), FAO Brief.

28. Meti, S. K. (2007), Farmers field school strategies for effective diffusion of IPM technology for sustainable cotton yield: A critical analysis, Paper Presented at the 23rd Annual Conference of the Association for International Agricultural and Extension Education, Polson, Montana.

29. Mutandwa, E. and J. F. Mpangwa (2004), An assessment of impact of FFS on IPM dissemination and use: Evidence from smallholder cotton farmers in the lowveld area of Zimbabwe, *Journal of Sustainable Development in Africa*, 6(2), online: http://www.jsd-africa.com/Jsda/Fall2004/ article.htm.

30. Mwagi, G. O., C. A. Onyango, J. G. Mureithi and P. C. Mungai (2003), Effectiveness of FFS approach on technology adoption and empowerment of farmers: A case of farmer groups in Kisii District, Kenya, The Soil Science Society of East Africa: Proceedings of the 21st Annual Conference, Eldoret, Kenya.

31. Naserian, A. and T. Vafa (2003), Development of an educational program to promote the performance of dairy farms in north-east of iran, *J.Anim.Sci,*Vol.81,Suppl.1/J.DairySci.Vol86, Suppl 1.

32. Odendo, M., J. Ojiem and E. Okwuosa (2003), Scaling-up green manure technologies for soil fertility management in Western Kenya: Application of farmer field school, The Soil Science Society of East Africa: Proceedings of the 21st Annual Conference, Eldoret, Kenya.

33. Ortiz, O., K. A. Garrett, J. J. Heath, R. Orrego and R. J. Nelson (2004), Management of potato blight in the Peruvian highlands: Evaluating the benefits of farmer field schools and farmer participatory research, *Plant Disease*, 88: 565–571.

34. Rosenbaum, P.R. and D.B. Rubin (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Journal of Biometrika*, 70:41–55.

35. Rubin, D.B. (1974), Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies, *Journal of Educational Psychology*, 66: 688–701.

36. Sekhon, J.S. (2011), Multivariate and propensity score matching software with automated balance optimization: The matching package for R, *Journal of Statistical Software*, 42: 1–52.

37. Tripp, R., M. Wijeeratne and V. H. Piyadasa (2005), What should we expect from FFS? A Srilanka case study, *World Development*, 33: 1705–1720.

38. Yamazaki, S. and B. P. Resosudarmo (2006), Does sending farmers back to school have an impact? A spatial econometrics approach, Paper Presented at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Conference, Australia, Brisbane.

39. Zuger, R. (2004), Impact assessment of farmer field schools in Cajamarca, Peru: An economic evaluation, Lima: Social Sciences Working Paper No, 2004–1, International Potato Center.