

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نوزدهم، شماره ۷۴، تابستان ۱۳۹۰

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر بهره‌گیری کشاورزان استان خراسان رضوی از مهندسین ناظر کشت چغندر قند

دکتر محمد قربانی^{*}، دکتر محمدرضا کهنسال*

تاریخ دریافت: ۸۸/۷/۱۲ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۱۵

چکیده

این مقاله عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر بهره‌گیری کشاورزان از مهندسین ناظر را با استفاده از داده‌های مقطع زمانی سال ۱۳۸۷ مربوط به ۴۵۳ چغندرکار استان خراسان رضوی و الگوی تحلیل تمایزی مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه نشان داد که نوع مالکیت مزرعه بیشترین و تعداد قطعات زمین، شغل کشاورزی، انعقاد قرارداد با کارخانه، میزان محصول و بیمه کمترین اهمیت را در تمایز میان استفاده کنندگان و استفاده نکنندگان از خدمات مهندسین ناظر دارند. همچنین بیمه چغندر دارای تأثیر منفی است و نوع مالکیت مزرعه، تعداد قطعات زمین و انعقاد قرارداد با کارخانه تأثیر مثبتی در استفاده از خدمات مهندسین ناظر دارند. با توجه

* دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

e-mail: ghorbani@um.ac.ir

۱. نویسنده مسئول

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال نوزدهم، شماره ۷۴

به یافته‌ها، هدف‌گیری کشاورزان دارای مالکیت شخصی و پراکنده، واحدهای با تولید بالاتر و بازآموزی مهندسین ناظر با مفاهیم ریسک و مدیریت آن به ویژه شناخت از پروفیل ریسک محصول و آگاهی دادن بیشتر به کشاورزان پیشنهاد شد.

طبقه‌بندی JEI: C02, C25, D2, D21

کلیدواژه‌ها:

خدمات مشاوره‌ای، تابع تمایزی، بیمه چغدرقند، قرارداد، برنامه‌ریزی

مقدمه

کشاورزی یکی از بخش‌های مهم اقتصاد محسوب می‌شود که به رغم مساعدت‌های مختلفی که به اقتصاد ملی از بعد تأمین ارز، تأمین نیروی انسانی مورد نیاز بخش صنعت، تأمین غذای ارزان، بازار محصولات صنعتی و تأمین مواد خام می‌کند (سلطانی و نجفی، ۱۳۷۴)، مشکلات مختلفی دارد که بخش عمدۀ آن به کم سودای و بی سودای کشاورزان و نبود خدمات مشاوره‌ای برای هدایت آنها به سمت پذیرش فناوریهای جدید، ارتقای بهره‌وری تولید محصولات کشاورزی و حرکت در راستای سیاستهای بخش کشاورزی برای تأمین امنیت غذایی و کشاورزی پایدار مبتنی بر منابع داخلی مربوط می‌باشد (جلالی، ۱۳۸۱). نقش کلیدی توسعه پایدار کشاورزی و ثبت آن بر عهده متخصصان و تحصیل کردگان کشاورزی است. با توجه به جایگاه اطلاع‌رسانی به عنوان انقلاب چهارم، دانایی محوری و اقتصاد آن به عنوان یکی از رویکردهای اصلی برنامه چهارم توسعه اقتصادی مطرح شده است. اقتصاد دانایی محور دارای چهار رکن اساسی آموزش و توسعه منابع انسانی فraigیر، نظام کارای نوآوری و اختراعات، زیرساخت پویا و کارامد فناوری اطلاعات و ارتباطات و نظام انگیزش اقتصادی و نهادی مناسب فراهم کننده انگیزه‌های لازم جهت استفاده مؤثر از دانایی موجود است که توسعه دانایی و استفاده مؤثر از دانایی را در بر می‌گیرد (قریانی، ۱۳۸۷). به دلیل کمبود منابع مالی،

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

امکانات، تجهیزات و نیروی انسانی در نظام کنونی آموزش و ترویج از یک سو و از سوی دیگر ضرورت پاسخگویی به مشکلات موجود در سطح بهره‌برداری‌های کشاورزی لازم است زمینه‌های جذب نیروی متخصص کشاورزی برای ورود به سطح مزرعه به عنوان مشاور و یا ناظر کشاورزی برای ارتقای بهره‌وری تولید محصولات کشاورزی فراهم شود. این مهم در بخش کشاورزی با هدف دخالت در فرایند تولید محصولات کشاورزی و تحول در این بخش از بعد ارتقای کمیت تولید (اولویت اول) و کیفیت آن (اولویت دوم) در قالب طرح مهندسین ناظر (استفاده از متخصصین در مزرعه) شکل اجرایی پیدا کرده است. انتقال یافته‌های علمی به سطح مزرعه، تولید پایدار چغnderقد، افزایش بهره‌وری از پتانسیلهای موجود، ارائه خدمات نهاده‌های کشاورزی و کاهش تصدیگری دولت به عنوان اهداف طرح ذکر شده است. همچنین وزارت جهاد کشاورزی مکلف شده است زمینه‌های تشویق و ترغیب کشاورزان و تولیدکنندگان به استفاده از مهندسین ناظر مزرعه را فراهم آورد (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۱).

طرح مهندسین ناظر از سال زراعی ۱۳۸۱-۸۲ در سطح مزارع گندم و پس از آن در مزارع چغnderقد به مرحله اجرا در آمد و به نحوی که برخی از کشاورزان در فرایند تولید محصول خود اقدام به پذیرش این ناظرین نموده و از خدمات مهندسی آنها در مراحل کاشت، داشت و برداشت بهره گرفته‌اند.

مطالعه صدیقی و نیکدخت (۱۳۸۴) نشان داد که بستر و زمینه لازم برای پذیرش کارشناسان جوان از سوی کشاورزان وجود دارد. همچنین کشاورزان آمادگی لازم را برای مشاوره خصوصی ندارند. در صورتی که هیچ‌گونه حرکت فرهنگی و ترویجی جهت تقویت باورها و اعتقادات مهندسین و به ویژه کشاورزان نسبت به مشاوره خصوصی اجرا نگردد، نظام تولید کشاورزی بعد از قطع حمایت مالی دولت نخواهد توانست از خدمات مهندسین ناظر با تجربه استفاده نماید.

ژانگ و همکارانش (Zhang & et al., 2002) نشان دادند که میزان تحصیلات بالاتر کشاورز نه تنها به انجام بهتر فعالیتهای کشاورزی در مناطق روستایی چین کمک می‌کند بلکه

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال نوزدهم، شماره ۷۴

کشاورزان با سطوح تحصیلات بالاتر توانایی بیشتری برای یافتن فرصت‌های کاری خارج از محدوده کشاورزی و افزایش درآمد خود دارند.

تاندری و نادا (Tantray & Nanda, 1991) و ناتاراجوا و همکارانش (Nataraju & et al., 1991) مشخص کردند که عدم شناخت صلاحیتها و تجربیات کارکنان، طرفداری شدید از جلسات دیدار از قبل برنامه‌ریزی شده، ملاقات‌های ناظران، فقدان وسایل حمل و نقل برای ناظران جهت ملاقات با کشاورزان، عدم تهیه به موقع نهاده‌ها و ناهمانگی مناسب با بخش‌های توسعه، بانکها، تعاونیها و سازمانها از مهمترین موافع انتقال فناوری در نظام آموزش و دیدار می‌باشد.

سلطانی (۱۳۸۲) و سعدی (۱۳۸۵) مهمترین مشکلات طرح مهندسین ناظر در استان همدان و قزوین را پایین بودن دانش نظری و عملی مهندسان، حضور کم آنها در مراحل برداشت، نیاز به توصیه فناوریهای جدید، دستمزد پایین، بیمه نبودن مهندسین ناظر، نداشتن وسیله نقلیه مناسب، نداشتن اختیارات کافی، اهداف غیر واقعی طرح، عدم نظارت بر کار ناظران، هماهنگ نبودن دستگاه‌های مسئول، عدم همکاری مؤسسات مربوطه با مهندسین، آگاهی پایین کشاورزان از اهداف طرح، توقع بالای برخی از کشاورزان از مهندسین ناظر، پرداخت نشدن حق دستمزد مهندسین توسط کشاورزان، پایین بودن سطح سواد کشاورزان، پراکندگی و کوچک بودن زمینهای کشاورزی ذکر کردند.

نتایج تحقیق اکبری (۱۳۸۶) نشان داد از دیدگاه مهندسین ناظر مهمترین مشکلات طرح در استان اصفهان، مسائل ساختاری، پشتیبانی، هماهنگی، راهبردی و فردی کشاورز و از دیدگاه مسئولان طرح مهمترین مشکلات شامل مسائل ساختاری، راهبردی، حمایتی و اقتصادی است.

- اکبری و اسدی (۱۳۸۶) با دسته‌بندی متغیرها در پنج عامل، نشان دادند که عامل فنی- هماهنگی (اشتراکی کنشگران) بیش از ۲۰/۵ درصد از کل واریانس پیشبرد طرح مهندسین ناظر را توجیه می‌نماید. عاملهای بعدی به نامهای اقتصادی، ارتباطی، اطلاع رسانی - مشارکتی

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

و مالکیت هر یک به ترتیب ۱۱/۷، ۱۵، ۱۰/۳ و ۸/۷ درصد از کل واریانس سازه‌های پیشبرنده طرح مهندسین ناظر گندم را تبیین نمودند. این پنج عامل در مجموع ۶۶/۳۰۲ درصد از واریانس کل متغیرها را تبیین کرد.

جورج و کریستیانی (George and Cristiani, 1990) معتقدند کارایی مشاوران به عواملی مانند توانایی ایجاد رابطه صمیمانه و عمیق با مخاطبان، پذیرش خویشتن، آگاهی از ارزشها و عقاید مخاطبان خود، پذیرش مسئولیت، داشتن تجربه و مهارت لازم و داشتن اهداف واقع‌بینانه وابسته است.

شروع و همکارانش (Schroeder & et al., 1998) دریافتند خدمات مشاوره‌ای، منبع شماره یک اطلاعات کشاورزان کانزاس در ارتباط با انتظارات صحیح قیمتی می‌باشد. نتایج مطالعه سولانو و هریرو (Solano and Herrero, 2003) نشان داد که دو مؤلفه اعصابی خانواده و مشاوران فنی، مهمترین منابع اطلاعات شخصی برای اکثر تولیدکنندگان لبیات در کاستاریکاست و اهمیت نسبی آنها تمامی ابعاد فرایند تصمیم‌گیری را به طور معنی‌داری تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما به‌طور کلی نقش مشاوران فنی در دو بعد تعیین راه حل مسئله و جستجو برای روشها و فعالیتهای جدید مهمتر است.

ویلسون و همکارانش (Wilson & et al., 2001) نشان دادند کشاورزان بهره‌گیرنده از منابع اطلاعاتی بیشتر (مشاوران و خدمات آنها، اینترنت، مطبوعات، نشریات، کنفرانس‌های آموزشی، جلسات کشاورزان برای تبادل اطلاعات و گروه‌های زراعی بومی و یا محلی)، کارایی فنی بیشتری نسبت به بقیه افراد دارند.

شرتز و استون (Shertzer and Eston, 1974) مشاوران کارامد و غیرکارامد را با توجه به زمینه، نوع رابطه و عوامل شخصیتی از یکدیگر تفکیک کردند. از سوی دیگر، داشتن حداقل درجه کارشناسی ارشد در رشته مشاوره از دیگر شرایطی است که در بسیاری از کشورها برای احراز شغل مشاوره کشاورزی ضروری تشخیص داده شد.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال نوزدهم، شماره ۷۴

کاتچوا و میراندا (Katachova and Miranda, 2004) نشان دادند که برنامه های

آموزشی و خدمات مشاوره ای در تشویق کشاورزان به پذیرش قراردادهای بازاری موفق بوده است. تولید کنندگانی که در سمینارها و جلسات آموزشی شرکت کرده و از خدمات مشاوره ای سود برده اند به احتمال بیشتری این قراردادها را پذیرفته اند. همچنین نتایج نشان داد کشاورزانی که تحصیلات بالاتری دارند، بیشتر از بقیه افراد، از خدمات مشاوره ای استفاده می کنند.

جانگی نیل و اسلانگلن (Jongeneel and Slangen, 2005) نشان دادند مؤلفه مشاوران مالی بر انتخاب تمامی اشکال مختلف سازمانی تأثیر معنی داری دارد.

ایونسن (Evenson, 2001) معتقد است به طور کلی خدمات مشاوره کشاورزی به انتقال اطلاعات و دانش ویژه مانند انتقال فناوری، بهبود عملیات مدیریتی یا انتقال دانش و ظرفیتها به تولید کنندگان کمک می کند.

اونز و همکارانش (Owens & et al., 2003) و رومانی (Romaní, 2003) اثر مثبت خدمات ترویجی را بر بهره وری و عملکرد مورد تأیید قرار دادند.

براساس گزارش وزارت جهاد کشاورزی از مجموع ۵۴ هزار هکتار سطح زیر کشت چغندر قند، ۴۱/۵ درصد آن به استان خراسان رضوی اختصاص دارد. همچنین از ۱۸۳ میلیون تولید این محصول نیز حدود ۳۸/۱ درصد آن در استان خراسان رضوی تولید می شود (آمار نامه کشاورزی، ۱۳۸۷). لذا این استان در سطح زیر کشت و تولید چغندر قند رتبه اول را دارا می باشد. گزارش سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان نشان می دهد که در حال حاضر در ۲۳ شهرستان استان خراسان رضوی چغندر قند تولید می شود که در این میان ۱۰ شهرستان جوین، تربت حیدریه، جفتای، سبزوار، تربت جام، رشت خوار، زاوه، تخت جلوگه، نیشابور و مشهد با سطح زیر کشتی معادل ۲۰۰۲۶ هکتار و تولیدی معادل ۶۰۷۱۱۲ تن چغندر، به ترتیب ۸۹/۵ و ۸۹/۵ درصد از سطح زیر کشت و تولید استان را به خود اختصاص داده اند (سالنامه آمار بخش کشاورزی استان خراسان رضوی، ۱۳۸۷). با توجه به اهمیت تولید این استان، در

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

قالب طرح مهندسین ناظر حدود ۳۱۵ نفر از مهندسین کشاورزی در حال ارائه خدمات مشاوره‌ای به کشاورزان چندرکار استان می‌باشند (قربانی، ۱۳۸۷). اگرچه این استان از جایگاه ویژه‌ای در تولید چندرقند برخوردار است، اما در حوزه تولید دارای مشکلات جدی به ویژه نبود مدیریت مطلوب بر آب کشاورزی، نبود مدیریت مطلوب بر مصرف نهاده‌های تولید، عدم رعایت اصول زراعی، عدم انتقال و به کارگیری نتایج تحقیقات در سطح مزرعه و متوسط عملکرد پایین‌تر از میانگین جهانی است که ضرورت دارد تا این مشکلات در سطح مزرعه کاهش یابد و مدیریت شود که یکی از راههای آن استفاده از دیدگاههای کارشناسی و مشاوره‌ای به شکل عملیاتی در مزرعه می‌باشد که با به کارگیری مهندسین ناظر تا حدی می‌توان به آن دست یافت.

به اعتقاد مسئلان بخش کشاورزی، این طرح از بعد اجرایی در دستیابی به اهداف از پیش تعیین شده به ویژه افزایش تولید موفق بوده است. مطالعه قربانی (۱۳۸۷) نیز تأثیر مثبت به کارگیری مهندسین ناظر کشت چندرقند را در تولید تأیید نموده است. اکنون پس از گذشت حدود چند سال از اجرایی شدن این طرح در مزارع چندرقند و تأیید تأثیر مثبت آن در تولید چندرقند، این سوال مهم مطرح می‌شود که به چه دلیل استفاده از مهندسین ناظر کشت چندرقند از سوی برخی از کشاورزان مورد توجه قرار نگرفته است؟ به عبارت دیگر وجوده تمایز این گروه از کشاورزان با کشاورزانی که از مهندسین ناظر در مزارع خود استفاده می‌نمایند، چه می‌باشد. این مقاله تلاش دارد تا با رویکردن کمی به این مسئله، عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر بهره‌گیری کشاورزان از مهندسین ناظر کشت چندرقند را مورد بررسی قرار دهد. نتایج این مطالعه می‌تواند برای برنامه‌ریزی‌های مختلف مشاوره‌ای به ویژه از بعد هدفگیری گروههای هدف کشاورزان چندرکار با اولویت‌های اول مورد استفاده قرار گیرد.

مواد و روشها

الگوی تحلیل تبعیضی (تمایزی)^۱ یک روش پیشرفته آماری است که به طور همزمان متغیرهای مختلفی را مورد بررسی قرار می‌دهد و تعیین می‌کند که یک فرد در چه گروهی از گروههای مورد نظر قرار می‌گیرد. این روش هنگامی که متغیر وابسته یک متغیر چند طبقه‌ای (اسمی یا غیر پارامتریک^۲) باشد، بسیار مناسب است. به عبارت دیگر، روش تجزیه و تحلیل تبعیضی، ترکیب خطی از متغیرهای مستقل را برای بررسی وابستگی یک فرد به یکی از دو گروه تشکیل می‌دهد (Lekshmi & et al., 1998).

زمانی که دو گروه در متغیر وابسته وجود داشته باشد، یک تابع تمایزی به وجود می‌آید و زمانی که k گروه در متغیر وابسته باشد، $k-1$ تابع تمایزی ایجاد می‌گردد. البته رایج‌ترین کاربرد تحلیل تمایزی زمانی است که متغیر وابسته از دو طبقه تشکیل شده باشد، اما به این مفهوم نیست که نمی‌توان از آن برای متغیر وابسته چند طبقه‌ای استفاده کرد (رضایی و سلطانی، ۱۳۸۲). تحلیل تمایزی در واقع معکوس آنالیز واریانس چند متغیره یک‌طرفه^۳ می‌باشد، به عبارت دیگر مقادیر متغیر مستقل در آنالیز واریانس، اقلام متغیر وابسته برای آنالیز تمایزی بوده و متغیر وابسته در آنالیز واریانس به عنوان پیش‌گوکننده در تحلیل تمایزی محسوب می‌شود. در آنالیز واریانس چند متغیره به این سؤال که آیا عضویت گروهی، تفاوت‌های معنی‌داری بر روی ترکیبی از متغیرهای مطرح شده در این آنالیز ایجاد می‌کند؟ پاسخ داده می‌شود. در مجموع، به لحاظ روابط ریاضی، آنالیز واریانس چند متغیره و تحلیل تمایزی یکسان می‌باشد (Cooley and Lohnes, 1971).

تابع خطی تمایزی احتمال طبقه‌بندی اشتباه را کاهش می‌دهد مشروط بر اینکه اولاً در هر گروه، متغیرها از توزیع نرمال چند متغیره برخوردار باشند و ثانیاً ماتریس‌های کوواریانس برای همه گروه‌ها یکسان باشند. اولین مرحله در تحلیل تمایزی، انتخاب نمونه برای ورود در

-
1. Discriminant Analysis
 2. Non-parametric
 3. One-way Manova

ارزیابی عوامل تأثیرگذار برو.....

محاسبات می‌باشد. در واقع در تحلیل تمایزی در صورت وجود اطلاعات افتاده‌ای برای متغیر گروه‌ها یا هر یک از متغیرهای مستقل، آن مشاهده از تحلیل خارج می‌شود. اگر مشاهدات بیش از حد دارای مقادیر افتاده (حداقل برای یک متغیر) باشند، تحلیل واقعی بر نمونه‌ای کوچک انجام خواهد شد. این روش معمولاً راهبرد مطلوبی برای آزمون مشاهدات با مقادیر افتاده می‌باشد تا مشخص شود مقادیر افتاده با برخی از ویژگی‌های نمونه ارتباط دارند.

اگر دو گروه وجود داشته باشند، می‌توان یکتابع خطی به صورت x/λ' متشکل از k متغیر توضیحی ($X = (x_1, x_2, \dots, x_k)$) تعریف کرد که به بهترین وجه تبعیض را بین دو گروه ایجاد می‌کند. ($\lambda' = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k)$) وزن مرتبط به هر متغیر (ضرایب تمایزی) می‌باشد و معادل پارامترها در الگوی اقتصادسنجی لاجیت می‌باشد (Fisher, 1936).

$$Z = \lambda_0 + \lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \dots + \lambda_k x_k \quad (1)$$

که در آن Z امتیازات تابع تمایز برای هر فرد، λ_0 مقدار ثابت و x_i تا x_k متغیرهای مستقل (متغیرهای متمایز‌کننده) می‌باشند. λ ‌ها باید به نحوی انتخاب شوند که واریانس x/λ' در بین گروه‌ها نسبت به واریانس آن در داخل گروه‌ها حداقل شود (Hair & et al., 1992). برای مثال فرض کنید کل کشاورزان چندرکار استان خراسان رضوی به جهت بهره‌گیری از مهندسین ناظر به دو گروه قابل تقسیم باشند: گروه استفاده‌کننده از خدمات مهندسین ناظر و گروه استفاده نکننده از خدمات مهندسین ناظر. هدف این است که مشخص شود چه صفات و ویژگی‌هایی از کشاورزان چندرکار باعث می‌شود تا یک کشاورز در گروه اول قرار گیرد و کدام مشخصات کشاورز را در گروه دوم قرار می‌دهد. به عبارت دیگر، تجزیه و تحلیل تبعیضی این امکان را فراهم می‌آورد تا متغیرهایی که به لحاظ میانگین در دو گروه اختلاف معنی‌داری دارند، مشخص شوند. سپس این متغیرها برای پیش‌بینی اینکه کدام مشاهده در کدام گروه قرار خواهد گرفت به کار گرفته می‌شود.

اگر n_1 مشاهده برای گروه استفاده‌کننده از خدمات مهندسین ناظر ($y = 1$) و n_2 مشاهده برای گروه استفاده نکننده از خدمات مهندسین ناظر ($y = 0$) وجود داشته باشد و

x_{1i} و x_{2i} به ترتیب مشخصات عوامل تأثیرگذار بر نحوه بهره‌گیری کشاورزان استان خراسان رضوی از مهندسین ناظر شامل سن کشاورز (سال)، تحصیلات کشاورز (کلاس)، شغل اصلی کشاورز (کشاورزی = ۱ و سایر = ۰)، تعداد افراد خانوار (نفر)، تجربه کشاورزی (سال)، مالکیت مزرعه (شخصی = ۱ و سایر = ۰)، تعداد قطعات زمین، قرارداد با کارخانه قند (بلی = ۱ و خیر = ۰)، بیمه بودن چندر قند (بلی = ۱ و خیر = ۰) و میزان محصول (تن) باشند^۱ طبق تعریف می‌توان نوشت:

$$\bar{x}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_i^{n_1} x_{1i} \quad (2)$$

$$\bar{x}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_i^{n_2} x_{2i} \quad (3)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n_1 + n_2} (n_1 \bar{x}_1 + n_2 \bar{x}_2) \quad (4)$$

$$S = \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} \left[\sum_i (x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{1i} - \bar{x}_1)' + \sum_i (x_{2i} - \bar{x}_2)(x_{2i} - \bar{x}_2)' \right] \quad (5)$$

که در آن \bar{x}_1 و \bar{x}_2 به ترتیب میانگین متغیرهای تبعیضی در گروههای اول و دوم و \bar{x} و S به ترتیب میانگین متغیرها و واریانس مشاهدات در دو گروه می‌باشند. اگر ماتریس کوواریانس S برای دو گروه به ترتیب s_1 و s_2 باشد، آنگاه میانگین تابع خطی Z در دو گروه به ترتیب $\lambda \bar{x}_1$ و $\lambda \bar{x}_2$ می‌شود. واریانس بین گروهی نیز برابر با $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2$ و واریانس درون گروهی آن با فرض $s_1 = s_2 = S$ ، برابر با $\lambda' S \lambda$ می‌باشد (Maddala, 1983). λ باید طوری انتخاب شود که رابطه ۶ حداکثر شود:

$$\phi = \frac{[\lambda' (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)]^2}{\lambda' S \lambda} \quad (6)$$

۱. به دلیل اینکه هدف مقاله بررسی عوامل تأثیرگذار بر بهره‌گیری از خدمات مهندسین بوده و بیشتر بر مؤلفه‌های اقتصادی - اجتماعی و نهادی تأکید دارد و اینکه نتیجه نهایی استفاده از نهادهای مختلف در قالب میزان محصول منعکس می‌شود، نهادهای تولید در مجموعه متغیرها ظاهر نشده‌اند.

ارزیابی عوامل تأثیرگذار برو.....

که در آن λ بردار ستونی شامل ضرایب x ها و λ' بردار سطری همان ضرایب است. با مشتق گیری از رابطه ۶ نسبت به λ و مساوی صفر قرار دادن آن، براورده از λ یعنی $\hat{\lambda}$ به صورت زیر به دست می آید:

$$\frac{2[\lambda'(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)](\bar{x}_1 - \bar{x}_2)\lambda'S\lambda - 2\lambda[\lambda'(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)]^2}{(\lambda S\lambda')^2} = 0 \quad (7)$$

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)\lambda'S\lambda = S\lambda[\lambda'(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)]$$

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = S\lambda$$

$$\hat{\lambda} = S^{-1}(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$$

در واقع رابطه نهایی ۷ برای براورد ضرایب λ ها مورد استفاده قرار می گیرد (Mansur & et al., 1995) و (کوپاهی و بخشی، ۱۳۸۱). در توابع تبعیضی اگر متغیرها در تابع اولیه براساس مقادیر اولیه بیان شده باشند، ضرایبی که به این ترتیب به دست می آیند، ضرایب استاندارد نشده و چنانچه متغیرها در میانگین صفر و انحراف معیار یک، استاندارد شده باشند، ضرایب استاندارد شده نامیده می شوند. متغیرهای با بزرگترین ضرایب استاندارد، ضرایبی هستند که بیشتر در پیشینی اعضای گروهها مشارکت می کنند. به عبارت دیگر ضرایب استاندارد شده نقش یا اهمیت نسبی هر یک از متغیرهای متمایز کننده برای تمایز بین دو گروه را نشان می دهند. ضرایب استاندارد نشده نقش هر کدام را با فرض ثابت بودن نقش سایر متغیرها بازگو می کنند. علاوه بر این، در توابع تمایزی برای بیان اهمیت نسبی متغیرها در ایجاد تمایز بین گروهها از ضرایب ساختاری عوامل^۱ که مقدار همبستگی بین تابع تبعیضی و مقادیر متغیرها را نشان می دهد، استفاده می شود (سلامی و انصاری، ۱۳۸۶).

با محاسبه ضرایب متغیرهای تبعیضی، می توان میانگین تابع تبعیضی را برای دو گروه (y_1 استفاده کننده از خدمات مهندسین ناظر و y_2 استفاده نکننده از خدمات مهندسین ناظر)

به دست آورد که برابر است با:

1. Factor Structure Coefficient

$$\bar{y}_1 = \hat{\lambda}' \bar{x}_1 = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)' S^{-1} \bar{x}_1 \quad (8)$$

$$\bar{y}_2 = \hat{\lambda}' \bar{x}_2 = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)' S^{-1} \bar{x}_2 \quad (9)$$

برای نسبت دادن یک مشاهده جدید با بردار متغیرهای تبعیضی x_0 ، مقدار تابع تبعیضی

(y_0) آن با استفاده از ضرایب تابع تبعیض به دست آمده به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$y_0 = \hat{\lambda}' x_0 = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)' S^{-1} x_0 \quad (10)$$

اگر y_0 به \bar{y}_1 نزدیکتر باشد، مشاهده جدید به گروه اول و اگر به \bar{y}_2 نزدیکتر باشد، به

گروه دوم تعلق خواهد گرفت. در واقع y_0 زمانی به \bar{y}_1 نزدیکتر است که با فرض $\bar{y}_2 > \bar{y}_1$ ،

رابطه زیر برقرار باشد:

$$y_0 > \frac{1}{2}(\bar{y}_1 + \bar{y}_2) \quad \text{یا} \quad |y_0 - \bar{y}_1| > |y_0 - \bar{y}_2| \quad (11)$$

نامعادله ۱۱ زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که تعداد مشاهدات در دو گروه برابر

باشد. در غیر این صورت از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$y_0 = \frac{1}{n_1 + n_2} (n_1 y_1 + n_2 y_2) \quad (12)$$

که n_1 و n_2 به ترتیب تعداد مشاهدات در گروه های اول و دوم می‌باشد(سلامی و انصاری،

.۱۳۸۶)

برای انجام طبقه‌بندی با استفاده از تجزیه و تحلیل تبعیضی باید با بهره‌گیری از یک معیار بتوان مشاهده جدید را به یکی از دو گروه نسبت داد. ارزش مرزی^۱ یکی از معیارهایی است که برای این حالت به کار می‌رود. برای محاسبه این معیار ابتدا با استفاده از ضرایب برآورده شده تابع تبعیضی، مقدار تابع تبعیضی^۲ برای تمامی مشاهدات به دست می‌آید. اگر تعداد مشاهدات در دو گروه برابر نباشند، از فرمول زیر برای محاسبه ارزش میانی استفاده می‌شود:

$$\text{ارزش میانی} = \frac{n_0 \bar{Z}_0 + n_1 \bar{Z}_1}{n_0 + n_1} \quad (13)$$

-
1. Cutt-off Value
2. Discriminant Score

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بروز.....

که در آن \bar{Z}_0 و \bar{Z}_1 به ترتیب میانگین تابع تبعیضی برای دو گروه و n_0 و n_1 به ترتیب تعداد اعضای گروه می‌باشد. اگر مقدار تابع تبعیضی برای مشاهده جدید بزرگتر یا مساوی ارزش میانی باشد، مشاهده جدید مربوط به گروه اول و در غیر این صورت مربوط به گروه دوم است (سلامی و انصاری، ۱۳۸۶).

در تحلیل این روش معمولاً لازم است تفاوت متغیرها در بین گروه‌ها را با آزمون آماری تک متغیره مورد بررسی قرار داد. از آماره U یا ویلکس لامبدا^۱ برای قضایت درباره برابری میانگین هر یک از متغیرها یا آزمون معنی‌داری تابع تمایزی به عنوان کل استفاده می‌شود (McLachlan, 2004; Garson, 2008). ویلکس لامبدا معنی‌دار بودن یک متغیر را وقتی که به صورت انفرادی بین دو گروه استفاده کننده و استفاده نکننده از مهندسین ناظر مقایسه می‌شود، بیان می‌کند. آماره U برابر با نسبت مجموع مربعات درون گروه به مجموع مربعات کل برای هر متغیر می‌باشد. اگر این آماره برابر یک باشد، مؤید آن است که میانگینها در دو گروه برابرند. به عبارت دیگر مقادیر بزرگ این آماره برای هر متغیر دلالت بر این دارد که اختلاف معنی‌داری بین میانگین این متغیر در دو گروه وجود ندارد و در نتیجه متغیر مربوطه نمی‌تواند در تمایز بین دو گروه نقش قابل توجهی داشته باشد (سلامی و انصاری، ۱۳۸۶).

ماتریس ساختار^۲ از جمله معیارهایی است که می‌تواند در تفسیر نتایج تحلیل تبعیضی مورد استفاده قرار گیرد. مقادیر ماتریس ساختار در واقع میزان همبستگی خطی میان هر یک از متغیرهای پیش‌بینی و تابع تبعیضی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر مقادیر ماتریس ساختار یا ضرایب همبستگی انعکاس دهنده مقدار واریانسی است که توسط هر یک از متغیرهای مستقل در خصوص تابع تبعیض تبیین می‌شود. ضریب همبستگی کانونیکال^۳ معیاری از ارتباط بین گروه‌های شکل گرفته توسط متغیر وابسته و تابع تمایزی مشخص می‌باشد. اگر ضریب همبستگی کانونیکال برابر صفر باشد، بدین مفهوم است که بین گروه‌ها و تابع رابطه‌ای وجود

-
1. Wilks Lambda
 2. Structure Matrix
 3. Canonical Correlation

ندارد. زمانی که همبستگی کانونیکال بالا باشد، همبستگی بالایی بین تابع تمایزی و گروهها وجود دارد. در واقع این ضریب برای این منظور به کار گرفته می‌شود تا نشان دهد تابع تمایزی چقدر در تعیین اختلافهای بین گروهها مفید است. در تحلیل تمایزی با دو گروه، ضریب همبستگی کانونیکال معادل همبستگی پیرسون امتیازات تمایزی با متغیر گروه‌بندی شده می‌باشد (Garson, 2008).

جدول طبقه‌بندی (یا ماتریس طبقه‌بندی^۱ یا ماتریس پیش‌بینی^۲) برای ارزیابی عملکرد تحلیل تمایزی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این جدول، ردیفها طبقات مشاهده شده متغیر وابسته و ستونها طبقات پیش‌بینی شده متغیر وابسته را نشان می‌دهند (Garson, 2008). برای بررسی اینکه طبقه‌بندی انجام شده به روش تحلیل تمایزی، به طور معنی‌داری بهتر از طبقه‌بندی تصادفی می‌باشد از آزمون Press's Q استفاده می‌شود. در صورتی که آماره Q بزرگتر از ارزش بحرانی جدول توزیع χ^2 با یک درجه آزادی باشد می‌توان گفت طبقه‌بندی تحلیل تمایزی متفاوت از طبقه‌بندی تصادفی انجام شده است.

$$\text{Press's } Q = \frac{[N - nK]^2}{N(K - 1)} \quad (14)$$

که در آن N تعداد کل مشاهدات، n تعداد مشاهداتی که به طور صحیح طبقه‌بندی شده‌اند و K تعداد گروه‌ها می‌باشد (منصوری، ۱۳۸۷).

تحقیق حاضر از نوع توصیفی است و از روش پیمایش برای جمع‌آوری اطلاعات استفاده شده است. جامعه آماری مورد تحقیق چوندرکاران استان خراسان رضوی فعال در ۱۰ شهرستان جوین، تربت حیدریه، جفتای، سبزوار، تربت جام، رشتخوار، زاوہ، تخت جلوگه، نیشابور و مشهد یعنی حدود ۱۸۶۷۴۰ بهره‌بردار بوده‌اند. برای انتخاب نمونه آماری این پژوهش از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده^۳ استفاده شده است. تعداد نمونه‌های محاسبه شده بر این اساس ۴۵۳ بوده که در دو گروه استفاده‌کننده (۲۸۸ نفر) و استفاده‌نکننده (۱۶۵ نفر) از

1. Classification Matrix

2. Prediction Matrix

3. Stratified Random Sampling

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

خدمات مهندسین ناظر مورد پیمایش قرار گرفتند. اطلاعات مورد نیاز شامل ویژگیهای فردی کشاورز (سن، تحصیلات، تجربه کار کشاورزی، شغل کشاورز و تعداد افراد خانوار)، ویژگیهای مزرعه (تعداد قطعات مزرعه و نوع مالکیت مزرعه)، ویژگیهای ترویجی و نهادی (استفاده از خدمات ترویجی مروجین و خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر، نوع خدمات دریافتی، دریافت اعتبارات، میزان اعتبارات دریافتی، بیمه محصول، دریافت غرامت، انعقاد قرارداد با کارخانه قند و غیره) و اطلاعات نهاده (میزان نهاده‌های مورد استفاده در سطح مزرعه به تفکیک نوع نهاده) و ستانده (میزان تولید چغندرقند) و قیمت‌های آنها (شامل قیمت‌های نهاده‌ها و چغندر) بوده که با استفاده از تکمیل پرسشنامه و به شکل مصاحبه حضوری با نمونه‌های انتخاب شده در سال ۱۳۸۷ در استان خراسان رضوی جمع‌آوری شده است. کلیه تعزیه و تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزار Spss11.5 انجام شده است.

نتایج و بحث

در این مطالعه از گروه استفاده‌کننده از خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر ۲۸۸ مشاهده و از گروه استفاده‌نکننده از خدمات مهندسین ناظر ۱۵۶ مشاهده وارد تحلیل شده است. در واقع ۹ مشاهده از گروه دوم وارد تحلیل نشده است. بنابراین، تعداد کل مشاهداتی که مورد بررسی قرار گرفته‌اند برابر ۴۴۴ می‌باشد.

آزمون برابری تک متغیره برای میانگین متغیرها

قبل از برآورد تابع تمایزی لازم است معنی‌داری متغیرها در دو گروه مورد مقایسه و آزمون قرار گیرد؛ زیرا در این تحلیل متغیرهای دارای میانگین متفاوت در دو گروه می‌توانند برای پیش‌بینی اعضای گروه‌ها به کار گرفته شوند. به همین دلیل از آزمون ویلکس لامبدا استفاده شده است. اطلاعات جدول ۱ نشان می‌دهد که براساس آماره F و سطح معنی‌داری آن، میانگین کلیه متغیرهای مورد بررسی به استثنای چهار متغیر سن کشاورز، تحصیلات

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال نوزدهم، شماره ۷۴

کشاورز، تجربه کشاورزی و تعداد افراد خانوار در دو گروه اختلاف معنی‌داری را نشان می‌دهند. همچنین با توجه به آماره ویلکس لامبدا مشخص است که مقدار این آماره در متغیرهای چهارگانه فوق به عدد یک خیلی نزدیک می‌باشد بنابراین به احتمال ۹۵ درصد عدم معنی‌داری تفاوت میانگینهای دو گروه را نمی‌توان رد کرد و این چهار متغیر از الگوی تحلیل تمایزی حذف می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ویلکس لامبادای عوامل تأثیرگذار بر بهره‌گیری از خدمات مهندسین

ناظر

متغیر	آماره ویلکس لامبادا	F آماره	سطح معنی‌داری
سن کشاورز (سال)	۱	۰/۰۶	۰/۷۹۹
تحصیلات کشاورز (کلاس)	۰/۹۹۵	۲/۰۱	۰/۱۵۶
شغل کشاورز (مجازی)	۰/۸۷۶	۶۲/۷۲	۰/۰۰
تعداد افراد خانوار	۰/۹۹۵	۲/۰۵	۰/۱۵۳
تجربه کشاورزی (سال)	۰/۹۹۴	۲/۶۷	۰/۱۰۳
نوع مالکیت	۰/۶۸۶	۲۰/۱۹	۰/۰۰
تعداد قطعات زمین	۰/۹۸۸	۵/۴۸	۰/۰۲۰
انعقاد قرارداد با کارخانه قند (مجازی)	۰/۹۸۵	۶/۷۵	۰/۰۱۰
بیمه چغندر (مجازی)	۰/۹۶۹	۱۴/۱۲	۰/۰۰
میزان محصول (تن در هکتار)	۰/۹۵۲	۲۲/۰۶	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج براورد تحلیل تمایزی

آماره‌های توصیفی و آزمونهای تک متغیره، اطلاعات پایه‌ای خوبی را در زمینه توزیع متغیرها در گروه‌ها فراهم می‌آورند. آنها به شناسایی برخی از تفاوت‌های بین گروه‌ها کمک می‌کنند. تحلیل تمایزی بر تحلیل همزمان متغیرها تأکید دارد. برای دستیابی به میزان مشارکت

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

هر متغیر در تابع تمایزی لازم است ضرایب تابع براورد شود. همان‌طور که در بخش قبل بیان شد، الگوی خطی تبعیضی بر روی متغیرهای معنی‌دار انجام شده (متغیرهایی که سهم چندانی در تمایز گروه‌ها ندارند وارد تحلیل نشده‌اند) که نتایج آن در جدول ۲ بیان شده است. در واقع جدول ۲ نتایج براورد تابع تبعیضی را براساس ضرایب استاندارد شده و استاندارد نشده نشان می‌دهد. روش سنتی در تفسیر تابع تبعیضی، بررسی علامت و بزرگی مقدار وزن تبعیضی استاندارد شده مربوط به هر متغیر است. براین اساس، هر متغیری که مقدار وزن تبعیضی استاندارد شده بالایی داشته باشد، سهم بیشتری در ایجاد تمایز میان گروه‌های مختلف به خود اختصاص می‌دهد. علایم مثبت و منفی تنها جهت این نقش را نشان می‌دهند (کلانتری، ۱۳۸۲).

براساس اطلاعات جدول ۲، متغیر نوع مالکیت مزروعه دارای بیشترین اهمیت و نقش در تمایز میان استفاده‌کنندگان و استفاده نکنندگان از خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر چغدرقدن می‌باشند. در مقابل متغیرهای تعداد قطعات زمین، شغل کشاورزی، انعقاد قرارداد با کارخانه، میزان محصول و بیمه چغدر با ضرایب استاندارد شده ۰/۴۴۷، ۰/۲۴۵، ۰/۱۶۴، ۰/۱۳۲ و ۰/۳۵۵- کمترین اهمیت را در تشکیل تابع تبعیضی دارا می‌باشند.

اطلاعات جدول ۲ و ستون ضرایب استاندارد شده نشان می‌دهد که متغیر بیمه چغدر دارای علامت منفی است و افزایش آن باعث کاهش احتمال به کارگیری مهندسین ناظر می‌شود. با توجه به حاشیه اطمینانی که بیمه محصول به جهت پوشش ریسک ایجاد می‌نماید، انتظار می‌رود با تحت پوشش بیمه قرار گرفتن محصول، استفاده از خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر کشاورزی کاهش یابد. علاوه بر این به نظر می‌رسد که مهندسین ناظر نتوانسته باشند در جهت شناخت و مدیریت ریسک به کشاورزان مشاوره دهنند. این مسئله عمدتاً ناشی از آن است که در مأموریتهای پیش‌بینی شده برای این مجموعه، مدیریت ریسک جایگاهی نداشته و برای آن تعریف نشده است. در واقع مهندسین ناظر آموزش‌های لازم مرتبط با مدیریت ریسک را ندیده‌اند. این مهندسین صرفاً و منحصرآ در حوزه مسائل فنی تولید خدمات ارائه می‌دهند.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال نوزدهم، شماره ۷۴

متغیرهای نوع مالکیت مزرعه و تعداد قطعات زمین به ترتیب با ضرایب استاندارد ۰/۹۵۳ و ۰/۴۴۷ تأثیر مثبتی در استفاده از خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر کشاورزی نشان می‌دهند. در واقع این رفتار کشاورزان در مورد مالکیت مزرعه مؤید این مطلب است که کشاورزان مالک تمایل بیشتری برای حفظ کیفیت اراضی زراعی خود دارند و بدین جهت برای دریافت خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر کشاورزی در ارتباط با نهاده‌ها (نحوه به کارگیری زمانی و مقدار) و تولید محصول احساس نیاز بیشتری می‌نمایند. به این جهت گرایش آنها به مهندسین ناظر بیشتر می‌باشد. هرچه تعداد قطعات اراضی کشاورزی بیشتر باشد، نحوه مدیریت تولید و به کارگیری نهاده‌ها و به تبع آن، مدیریت ریسکهای موجود در عرصه‌های مختلف تولید محصول دشوارتر می‌شود. به همین جهت کشاورزان تمایل خواهند داشت برای مدیریت بهتر و مطلوب‌تر در حوزه‌های بالا و نیز به عنوان یک نقش مدیریتی کمکی- نیروی کار مدیریتی نه صرفاً مشاوره‌ای- در سطح مزرعه، از خدمات مهندسین ناظر محصول استفاده نمایند تا اطمینان در فرایند تولید محصول افزایش یابد و در نهایت بتوانند به حداقل‌بازدهی محصول و کارایی در به کارگیری نهاده‌ها و سودآوری دست یابند. در مورد این مسئله توجه به این مهم لازم است که اگرچه هم‌اکنون بیشتر واحدهای بزرگ به سمت استفاده از خدمات مهندسین ناظر تمایل دارند، اما از یک طرف این به مفهوم واحدهای بزرگ یکپارچه نبوده و از سوی دیگر تمایل واحدهای کوچک و پراکنده برای استفاده از این گونه خدمات، بیشتر با توجه به مطلب بالا می‌باشد. با توجه به اطلاعات مربوط به ضرایب این دو متغیر مشخص است که علامت آنها مطابق انتظار است.

ضرایب استاندارد نشده، مقادیر ضرایب معادله تشخیص یا متمایز کننده دو گروه استفاده کننده و استفاده نکننده از خدمات مهندسین ناظر می‌باشند. بزرگی این ضرایب، تغییر درجه تشخیصی را بر اثر تغییر یک واحد متغیرهای مستقل نشان می‌دهد. بر این اساس با افزایش یک واحدی متغیرهای نوع مالکیت مزرعه، تعداد قطعات زمین، شغل کشاورزی، انعقاد قرارداد با کارخانه و میزان محصول، درجه تشخیصی به ترتیب به اندازه ۰/۹۳، ۰/۶۲،

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

۱/۰۷۶، ۱/۰۱۶ و ۰/۰۰۱ واحد افزایش می‌یابد و در نتیجه با ثابت فرض کردن سایر شرایط، احتمال قرار گرفتن بهره‌بردار در گروه استفاده کننده از خدمات مهندسین ناظر کشاورزی افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش یک واحدی بیمه چغندر، درجه تشخیصی به اندازه ۱/۵۹۱ واحد کاهش می‌یابد. در واقع با افزایش این متغیر یعنی تحت پوشش بیمه قرار گرفتن، احتمال قرار گرفتن بهره‌بردار در گروه استفاده کننده از خدمات مهندسین ناظر کشاورزی کاهش و در گروه استفاده نکننده از این خدمات (گروه دوم) افزایش می‌یابد. با توجه به این اطلاعات مشخص است که مهمترین متغیر تأثیرگذار بر استفاده از خدمات مهندسین ناظر، مالکیت مزرعه است.

انعقاد قرارداد با کارخانه قند از جمله متغیرهایی است که دارای علامت مثبت است به نحوی که این مهم بر احتمال استفاده از خدمات مهندسین ناظر تأثیر افزایشی دارد، زیرا این مهندسین می‌توانند با ارائه آموزشها و خدمات مشاوره‌ای لازم علاوه بر ایجاد فضای لازم برای افزایش تولید جهت پاسخگویی به تعهدات حجمی تحويل چغندرقند، به ارتقای کیفیت محصول از نظر عیار برای بهره‌گیری از قیمت بالاتر کمک نمایند.

جدول ۲. ضرایب الگوی تحلیل تمایزی عوامل تأثیرگذار بر بهره‌گیری از خدمات مشاوره‌ای

مهندسين ناظر

ضرایب غیراستاندارد	ضرایب استاندارد	متغیر
۱/۰۷۶	۰/۲۴۵	شغل کشاورز (مجازی)
۲/۹۳۰	۰/۹۵۳	نوع مالکیت
۰/۶۲۰	۰/۴۴۷	تعداد قطعات زمین
۱/۰۱۶	۰/۱۶۴	انعقاد قرارداد با کارخانه قند (مجازی)
-۱/۵۹۱	-۰/۳۵۵	بیمه چغندر (مجازی)
۰/۰۰۱	۰/۰۱۳	میزان محصول (تن در هکتار)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال نوزدهم، شماره ۷۴

جدول ۳ مقدار همبستگی ساختاری بین مقدار تابع تبعیضی و متغیرهای تبعیضی وارد شده در الگو را نشان می‌دهد. اهمیت نسبی متغیرهای دارای اختلاف در دو گروه بر عهده ضرایب همبستگی بین تابع تبعیضی و مقادیر متغیرهاست. بر این اساس، با مقایسه مقادیر ضرایب ساختاری می‌توان گفت که متغیرهای نوع مالکیت مزرعه و شغل کشاورزی دارای بزرگترین ضریب ساختاری و متغیرهای بیمه چندندر و انعقاد قرارداد با کارخانه قند کمترین ضریب ساختاری را دارا می‌باشند. بنابراین می‌توان گفت نوع مالکیت مزرعه و شغل کشاورزی به ترتیب پیشترین سهم را در تمایز بین دو گروه دارند. ضریب همبستگی کانونیکال برابر ۰/۶۷۲ است که نشان می‌دهد بین متغیرهای مستقل و درجه تشخیصی همبستگی نسبتاً مطلوبی وجود دارد. هر چه میزان این همبستگی بیشتر باشد، نشانه توانایی بیشتر الگو در ایجاد تمایز بین افراد گروه‌ها می‌باشد. همچنین نتایج آزمون معنی‌داری کل تابع تبعیض براساس معیار ویلکس لامبدا نشان می‌دهد که معادله شکل گرفته برای تمایز دو گروه بهره‌مند و غیربهره‌مند از خدمات مهندسین ناظر کشت چندندر قند دارای مقدار آماره ویلکس لامبدا برابر ۰/۵۴۸ می‌باشد که در سطح یک درصد معنی‌دار است. به عبارت دیگر میانگین تمامی متغیرهای تمایزی در دو گروه به طور همزمان کاملاً متفاوت از هم بوده و دو گروه به کمک این متغیرها قابل تمایز می‌باشند.

جدول ۳. نتایج برآورد ماتریس ساختار- همبستگی درون‌گروهی بین متغیرها و تابع تمایزی

ضرایب ماتریس ساختار	متغیر
۰/۷۴۴	نوع مالکیت
۰/۴۱۵	شغل کشاورز
۰/۲۴۶	میزان محصول (تن در هکتار)
-۰/۱۹۷	بیمه محصول (مجازی)
۰/۱۳۶	انعقاد قرارداد با کارخانه قند
۰/۱۲۳	تعداد قطعات زمین
۰/۶۷۲	ضریب همبستگی کانونیکال
۰/۵۴۸	آزمون ویلکس لامبدا (معنی‌داری کل الگو)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

مقایسه طبقه‌بندی به روش تحلیل تمایزی و تصادفی

نتایج طبقه‌بندی مشاهدات در الگوی تحلیل تبعیضی (جدول ۴) نشان می‌دهد که از ۱۶۵ کشاورز چندرکار بهره‌مند از خدمات مهندسین ناظر کشت چندرقد، ۱۱۲ کشاورز چندرکار (۷۱/۸ درصد) به طور صحیح به عنوان کشاورز بهره‌مند از مهندسین ناظر پیش‌بینی شده‌اند و ۴۴ کشاورز چندرکار (۲۸/۲ درصد) به طور ناصحیح در گروه کشاورزان بهره‌مند از مهندسین ناظر قرار گرفته‌اند. همچنین از ۲۸۸ کشاورز چندرکار غیر بهره‌مند از خدمات مهندسین ناظر، ۹۱/۷ کشاورز (۹۱/۷ درصد) به طور صحیح و ۲۴ کشاورز (۸/۳ درصد) به طور اشتباه پیش‌بینی شده‌اند. به طور کلی درصد صحت پیش‌بینی در این تابع تبعیضی ۸۴/۷ درصد می‌باشد.

جدول ۴. نتایج پیش‌بینی مشاهدات مهندسین ناظر

گروه با ناظر		گروه بدون ناظر		پیش‌بینی
درصد	فراوانی	درصد	فراوانی	
۷۱/۸	۱۱۲	۹۱/۷	۹۱/۷	صحیح
۲۸/۲	۴۴	۸/۳	۲۴	ناصحیح
۸۴/۷		درصد پیش‌بینی صحیح کل الگو		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نکته قابل توجه درباره صحت پیش‌بینی آن است که این شاخص در صورتی بهبود خواهد یافت که بتوان دیگر متغیرهای مستقل دارای رابطه با به کار گیری مهندسین ناظر را در تحلیل وارد کرد. همچنین در صورتی که متغیرهای وارد شده اهمیتی نداشته باشند، درصد مربوطه را کاهش خواهند داد. در این مطالعه $Q = 214/65$ Press's شده است. مقایسه این آماره با χ^2 مؤید آن است که طبقه‌بندی تحلیل تمایزی به طور معنی‌داری بهتر از طبقه‌بندی تصادفی می‌باشد. در واقع تحلیل تابع تمایزی در داده‌های مورد بررسی کارا عمل می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مقاله عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر بهره‌گیری کشاورزان از خدمات مهندسین ناظر چندرقند با استفاده از داده‌های مقطع زمانی سال ۱۳۸۷ مربوط به ۴۵۳ کشاورز و الگوی تحلیل تمایزی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که متغیر نوع مالکیت مزرعه دارای بیشترین اهمیت و نقش در ایجاد تمایز میان استفاده‌کنندگان و استفاده نکنندگان از خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر کشت چندرقند می‌باشد. در مقابل متغیرهای تعداد قطعات زمین، شغل کشاورزی، انعقاد قرارداد با کارخانه، میزان محصول و بیمه محصول با ضرایب استاندارد شده $0/447$, $0/164$, $0/245$, $0/132$ و $0/355$ - کمترین اهمیت را در تشکیل تابع تبعیضی دارا می‌باشد. همچنین متغیر بیمه چندر دارای علامت منفی بوده و افزایش آن باعث کاهش احتمال به کارگیری مهندسین ناظر می‌شود. متغیرهای نوع مالکیت مزرعه و تعداد قطعات زمین به ترتیب با ضرایب استاندارد $0/953$ و $0/447$ - تأثیر مثبتی در استفاده از خدمات مشاوره‌ای مهندسین ناظر کشاورزی داشته‌اند. با افزایش یک واحد متغیرهای نوع مالکیت مزرعه، تعداد قطعات زمین، شغل کشاورزی، انعقاد قرارداد با کارخانه و میزان محصول، درجه تشخیصی به ترتیب به میزان $2/93$, $0/62$, $0/1076$, $1/1016$ و $0/1001$ واحد افزایش می‌یابد و در نتیجه با ثابت فرض کردن سایر شرایط، احتمال قرار گرفتن بهره‌بردار در گروه استفاده‌کننده از خدمات مهندسین ناظر کشاورزی افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش یک واحد بیمه چندر، درجه تشخیصی به اندازه $1/591$ واحد کاهش می‌یابد. انعقاد قرارداد با کارخانه قند از جمله متغیرهایی است که دارای علامت مثبت است به نحوی که این مهم بر احتمال به کارگیری از خدمات مهندسین ناظر تأثیر افزایشی دارد.

با توجه به یافته‌ها پیشنهاد می‌شود طرح مهندسین ناظر کشت چندرقند در درجه اول اراضی‌ای را تحت پوشش قرار دهد که نظام مالکیت آنها شخصی است (پوشش کشاورزان دارای زمین). همچنین به جهت اهمیت مسئله مدیریت نهاده‌ها و تولید در اراضی پراکنده، باید هدف‌گیری طرح بر اراضی پراکنده جدی‌تر باشد تا کشاورزان بتوانند از خدمات مشاوره‌ای

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

مهندسين در اين حوزهها برای دستيابي به سطح توليد بالاتر، کاهش هزینهها و افزایش سودآوري استفاده نمایند. نکته ديگر اينکه ارائه خدمات مشاوره‌اي مهندسين ناظر گشت چندرقند در واحدهای با تولید بالاتر (پيشرو) مورد توجه قرار گيرد زира اين واحدها تمایل بالاتری برای بهره‌مندی از خدمات مشاوره‌اي از خود نشان می‌دهند. نکته آخر اينکه براساس اطلاعات، کشاورزان بيمه شده تمایل کمتری برای بهره‌گيري از خدمات مشاوره‌اي مهندسين ناظر کشاورزی از خود نشان می‌دهند، زира علاوه برایجاد حاشیه ايمني برای آنها، اين رفتار ناشی از آن است که مهندسين ناظر کشاورزی خدمات مشاوره‌اي در زمينه مديريت ريسك ارائه نمی‌دهند. به همين جهت لازم است اقداماتی در جهت بازآموزی مهندسين ناظر با مفاهيم ريسك و مديريت آن به ويزه شناخت از پروفيل ريسك^۱ محصول و آگاهی دادن بيشتر به کشاورزان صورت گيرد. همچنين فرایندی طراحی شود تا طی آن مهندسين ناظر ملزم به بررسی ريسك مزارع شوند به طوری که ريسکها قبل از بروز پيدا کردن شناسایي شوند و اقدامات لازم برای جلوگيري از آنها به عمل آيد. در واقع طرح مهندسين ناظر باید به عنوان مکمل بيمه چندرقند مورد توجه برنامه‌ريزان و سياستگذاران قرار گيرد.

تشکر و قدردانی

این مقاله بر گرفته از طرح پژوهشی مصوب دانشگاه فردوسی مشهد می‌باشد که بدین وسیله از آن معاونت به جهت تأمین اعتبارات لازم تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

۱. اکبری، م. و ع. اسدی (۱۳۸۶)، بررسی عوامل پیشبرنده طرح مهندسين ناظر گندم (مطالعه موردى استان اردبیل)، مجله علوم کشاورزی ايران، ۲: ۱۹۹-۲۰۶.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال نوزدهم، شماره ۷۴

۱. اکبری، م. (۱۳۸۶)، چالش‌ها و مکانیزم‌های پیشبرد مهندسین ناظر گندم: مطالعه موردی استان اصفهان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.
۲. جلالی، خ. ک. (۱۳۸۴)، مهندسین ناظر مزارع، پدیده‌ای نو و کارامد، فصلنامه نظام مهندسی کشاورزی و منابع طبیعی، ۷-۲.
۳. رضایی، ع. ا. و ا. سلطانی (۱۳۸۲)، مقدمه‌ای بر تحلیل رگرسیون کاربردی، مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان، سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی (۱۳۸۷)، سالنامه آماری بخش کشاورزی.
۴. سعدی، ح. (۱۳۸۵)، پژوهش مهندسین ناظر گندم، مجله جهاد، جلد ۱، شماره ۲۷۶.
۵. سلامی، ح. و و. انصاری (۱۳۸۶)، عوامل متایز کننده طرح‌های سرمایه‌گذاری موفق و ناموفق: مطالعه در چارچوب روش تحلیل تابع تعییضی، مجله علوم کشاورزی ایران، ۲: ۳۲۱-۳۳۱.
۶. سلطانی، غ.، ب. نجفی (۱۳۷۴)، اقتصاد کشاورزی، انتشارات مرکز نشر دانشگاهی.
۷. سلطانی، س. ح. (۱۳۸۲)، بررسی تأمین مالی ترویج کشاورزی از دیدگاه کشاورزان منطقه ورامین، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.
۸. صدیقی، س. و ر. نیکدخت (۱۳۸۴)، بررسی پژوهش مهندسین مزارع گندم کشور (از دیدگاه اثربخشی و آموزش مهندسین مزارع گندم)، فصلنامه نظام مهندسی کشاورزی و منابع طبیعی، ۹: ۴۴-۵۱.
۹. قربانی، م. (۱۳۸۷)، بررسی تأثیر مهندسین ناظر کشت بر تولید چغندرقند و عوامل مؤثر بر به کارگیری آنها توسط کشاورزان استان خراسان رضوی، طرح پژوهشی دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.
۱۰. کلانتری، خ. (۱۳۸۲)، پردازش و تحلیل داده‌ها در تحقیقات اجتماعی- اقتصادی با استفاده از نرم افزار SPSS، نشر شریف.

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

۱۲. کوپاهی، م. و م.ر. بخشی (۱۳۸۱)، عوامل مؤثر بر عملکرد بازپرداخت اعتبارات کشاورزی، کاربرد تابع تجزیه و تحلیل تبعیضی (مطالعه موردی شهرستان بیرون)، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۳(۱): ۱۱-۱۹.
۱۳. منصوری، ه. (۱۳۸۷)، بررسی عوامل مؤثر بر دسترسی کشاورزان به اعتبارات بانک کشاورزی استان خراسان رضوی، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.
۱۴. وزارت جهاد کشاورزی (۱۳۸۱)، طرح مهندسین ناظر محصولات کشاورزی، معاونت نظامهای بهره‌برداری و تعاونی‌های تولید.
۱۵. وزارت جهاد کشاورزی (۱۳۸۷)، آمارنامه کشاورزی، جلد اول محصولات زراعی سال زراعی ۱۳۸۶-۸۷، معاونت امور برنامه‌ریزی، اقتصادی و بین‌المللی، دفتر آمار و فناوری اطلاعات.
16. Cooley, W.W. and P.R. Lohnes (1971), Multivariate Data Analysis New York, Wiley.
17. Evenson, R. (2001), Chapter 11 Economic impacts of agricultural research and extension, *Handbook of Agric. Econ.*, 1(1): 573-628.
18. Fisher, R. A. (1936), The use of multiple measurements in taxonomic problems, *Annals. Eugenics.*, 7:179–188.
19. Garson, D. (2008), Discriminant function analysis, [Available online] on: <http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/discrim.htm>.
20. George, R.L. and T. S. Cristiani (1990), Counseling theory and practice (3 rd ed.), Englewood cliffs, NJ: Prentice Hall.

21. Hair, J.F., A.E. Anderson, R.L. Tatham and W.C. Black (1992), Multivariate data analysis with readings, 3 rd Edition, NewYork, Macmillan.
22. Jongeneel, R. and L.H.G. Slangen (2005), Explaining the changing institutional organisation of Dutch farms: The role of farmer's attitude, advisory network and structural factors, Paper prepared for presentation at the 94th EAAE Seminar, From households to firms with independent legal status: the spectrum of institutional units in the development of European agriculture, Ashford (UK), 9-10 April 2005.
23. Katachova, A.L. and M.J. Miranda (2004), Two-step econometric estimation of farm characteristics affecting marketing contract decision, *Amer. J. Agric. Econ.*, 86(1): 88–102.
24. Lekshmi, S., P. Rugmini and J. Thomas (1998), Characteristics of defaulters in agricultural credit use: A micro level analysis with reference to Kerala, *Ind. J. Agric. Econ.*, 53(4).
25. Maddala, G.S. (1983), Limited dependent and qualitative variables in econometrics, New York, Cambridge University Press, Cambridge.
26. Mansur, M., A. Hossain, F. Khanam and M. Rahman (1995), Methods of financing and recovery of agricultural credit: A case study of some bank branches of Bangladesh, Economic Affairs, *Calcuttu.*, 40(3): 146-156.

ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر.....

27. McLachlan, G.J. (2004), Discriminant analysis and statistical pattern recognition, NY: Wiley-Interscience.
28. Nataraju, M.S., G. Perumal and G.N. Nagaraja (1991), Technology transfer under the T&V system, *Ind. J. Exten. Edu.*, 84-90.
29. Owens, T., J. Hoddinott and B. Kinsey (2003), The impact of agricultural extension on farm production in resettlement areas of Zimbabwe, *Econ. Develop and Cult. Change.*, 51(2): 337-357.
30. Romani, M. (2003), The impact of extension services in times of crisis, The Centre for the Study of African Economies Working Paper Series, Working Paper, No. 190.
31. Schroeder, T. C., J. L. Parcell, T. Kastens and K. C. Dhuyvetter (1998), Perceptions of marketing strategies: Producers versus extension economists, *J. Agric. and Res. Econ.*, 23(1):279-293.
32. Shertzer, B. and S.C. Eston (1974), Fundamentals of Consulting (2nd ed), Boston: Houghton Mifflin.
33. Solano, L. and P.E.R. Herrero (2003), The role of personal information sources on the decision-making process of Costa Rican dairy farmers, *Agric. Sys.*, 76: 3–18.
34. Tantry, A.M. and R. Nanda (1991), Constraints in Increasing Rice Production, *Ind. J. Exten. Edu.*, 27 (3&4): 124-126.

35. Wilson, P., D. Hadley and C. Asby (2001), The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England, *Agric. Econ.*, 24: 329–338.
36. Zhang, L., J. Huang and S. Rozelle (2002), Employment, emerging labor markets, and the role of education in rural China, *China Econ. Rev.*, 13: 313–328.