سازه‌های اقتصادی - اجتماعی موثر بر قرارداد چغندرکاران با کارخانه‌های قند استان خراسان شمالی

محمد قربانی- سیاوش دهقانیان- علی فیروز زارع[1]

تاریخ دریافت۸۲/۱۲/۹

چکیده

در این مقاله سازه‌های اقتصادی- اجتماعی موثر بر انعقاد قرارداد میان کشاورزان چغندرکار و کارخانه‌های قند با داده‌های مقطع زمانی حاصل از ۱۰۰ کشاورز در سال ۱۳۸۲ و بهره گیری از الگوی توبیت بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان داد که متغیرهای سن، میزان تولید در سال قبل ،تحصیلات ، مالکیت زمین، کیفیت خاک و مالکیت ادوات از عوامل موثر بر انعقاد قرارداد می‌باشند. همچنین سن دارای بالاترین کشش نسبت به شاخص انعقاد قراداد و شاخص انتظاری قرارداد می‌باشد.

کلمات کلیدی: قرارداد، الگوی توبیت، چغندرقند، خراسان .

مقدمه

تولید در بخش کشاورزی همواره با انواع مخاطرات توأم می‌باشد. مخاطرات موجود در فعالیتهای کشاورزی به طور عمده می‌تواند ناشی از تولید، بازار، اعتبارات و غیره باشد (۶).سیاستهای مختلفی برای مقابله با این مخاطرات از سوی کشاورزان و دولت در دو قالب سنتی مبتنی بر دانش بومی و برنامه ریزی مبتنی بر سیاستهای حمایتی اتخاذ می‌شود که از آن جمله می‌توان به تنوع در کشت محصولات، تناوب زراعی، سلف فروشی، تضمین قیمتها، تثبیت قیمتها، بیمه و انعقاد قرارداد تحویل محصول اشاره نمود (۶، ۲۰، ۲۳ و ۲۴).

در میان محصولات کشاورزی چغندر قند به عنوان یک منبع مهم تولید انرژی برای انسان جایگاه ویژه ای را به خود اختصاص داده است(۱).استان خراسان یکی از قطبهای مهم تولید چغندر قند محسوب می‌شود (۹).مصرف کنندگان اصلی چغندر قند کارخانه‌های قند می‌باشند که به طرق مختلف اقدام به خرید این محصول می‌نمایند. یکی از این روشها انعقاد قرارداد با کشاورزان برای خرید محصول آنها می‌باشد. از طرف دیگر کشاورزان نیز با توجه به مخاطرات موجود فرا روی آنها با انعقاد قرارداد تلاش می‌کنند این مخاطرات را کاهش دهند.

استفاده از قراردادهای تولید کشاورزی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته روندی فزاینده دارد. گسترش قراردادهای تولید، ماهیت کشاورزی را از طریق ایجاد تعادل بین کشاورزان و کارخانه‌های فرآوری محصولات کشاورزی تغییر می‌دهد. بنابراین طبیعی است که قراردادهای تولید توجه کشاورزان و کارخانه‌های فرآوری، نظریه پردازان و سیاستگذاران را به خود جلب نماید(۲۴). قراردادهای تولید دارای مزایای بالقوه ای مانند هزینه‌های مبادلاتی پائین ، کاهش اطلاعات متقارن بین تولید کننده و فرآوری کنندگان در ارتباط با کیفیت تولید، بهبود هماهنگی تحویل محصولات و کاهش مخاطرات درآمدی و قیمتی تولید کنندگان، تأمین نهاده‌های شیمیایی، بذر اصلاح شده با

۱- به ترتیب استادیار، استاد و دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

کیفیت بالا و ادوات کشاورزی می‌باشد (۱۳،۱۴،۱۵،۱۶،۱۷،۱۸،۲۰،۲۲ و ۲۶). همچنین قراردادها ممکن است به افزایش بهره وری مزرعه از طریق بهبود کیفیت مدیریت نهاده‌ها با انتقال اطلاعات فنی به تولید کنندگان یا تسهیل دسترسی کشاورزان به اعتبارات و امکان پذیرش فن آوریهای جدید کاراتر منجر شود(۶ و ۲۵).

مطالعات نشان می‌دهند که تحصیلات، تجربه و تمام وقت بودن کشاورزان سبب کاهش احتمال انعقاد قرارداد می‌شوند در حالیکه پاره وقت بودن کشاورزان و مقیاس تولید همبستگی مثبتی با انعقاد قرارداد دارد (۱۶). همچنین دلیل انعقاد قرارداد تولید پس از کاهش مخاطرات، کمبود سرمایه است (۲۵). علاوه بر این در مطالعه ای که بر روی قراردادهای نهاده ای صورت گرفته است تکنولوژی، اندازه مزرعه، موقعیت جغرافیایی و بهره گیری از خدمات ترویجی از عوامل مؤثر بر پذیرش قرارداد بیان شده است (۲۳).

از سوی دیگر، مطالعات انجام شده بر روی چغندر قند نیز بیانگر اشتغالزا بودن کشت این محصول، استفاده محدود آن از منابع آبی و تأثیر نهاده‌های سطح زیر کشت، بذر اصلاح شده و سابقه کشت چغندر، فاصله تا کارخانه و کود شیمیایی در افزایش این محصول می‌باشد (۲،۳،۴ و ۸).

در این مقاله سعی شده است تا عوامل مؤثر بر انعقاد قرارداد کشاورزان چغندر کار با کارخانه‌های قند استان خراسان شمالی مورد بررسی قرار گیرد، تا مشخص شود که انعقاد قرارداد چغندر قند از چه متغیرهایی تأثیر می‌پذیرد. به عبارت دیگر مشخص شود که فرآیند پذیرش قرارداد، عوامل ایجاد کننده تمایز ویژگیهای بین کشاورزان چغندرکار طرف قرارداد با کارخانهٔ قند و سایر کشاورزان چه می‌باشند.

مواد و روشها

داده ها- داده‌های این پژوهش از طریق عملیات میدانی در سال ۱۳۸۲ از استان خراسان شمالی جمع آوری شد. روش نمونه گیری تصادفی ساده[1] برای جمع‌آوری داده‌ها به کار گرفته شد. داده‌ها از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبه با ۲۰۰ کشاورز چغندر کار جمع آوری شده است اما به دلیل عدم پاسخگویی آنها به برخی از سئوالات، اطلاعات ۱۰۰ کشاورز چغندرکار مورداستفاده قرار گرفته است. پس از استخراج داده ها، اطلاعات توسط بسته‌های نرم افزاری Shazam و Spss مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

الگوی توبیت- در اقتصاد سنجی توابع و معادلاتی وجود دارند که در آنها متغیر وابسته از بالا یا پایین بریده شده است. در این حالت متغیر وابسته به شرطی قابل مشاهده است که مقادیر آن از حد خاصی بالاتر یا پایین تر باشد. این گونه متغیرها را در اقتصاد سنجی اصطلاحا" متغیرهای سانسور شده می‌نامند. در این گونه متغیرها آستانهٔ سانسور به منزلهٔ عدم تمایل به انجام فعالیتی علیرغم داشتن شرایط آن می‌باشد. البته باید به این نکته توجه داشت که در الگوهای رگرسیونی سانسور شده، متغیرهای مستقل برای کلیه افراد نمونه معلوم است در حالیکه داده‌های متغیر وابسته تنها در یک دامنهٔ محدود قابل مشاهده است. نمونه ای که چنین خصوصیتی داشته باشد در اصطلاح نمونهٔ سانسور شده نامیده می‌شود[2].

توبین (۲۹) الگویی را برای رگرس کردن اینگونه متغیرها بیان کرد که این الگو توسط گلدبرگر به نام الگوی توبیت یا پروبیت توبین[3] ارائه شد و در موارد مختلفی از این الگو استفاده شده است (۳،۴،۷،۱۱ و ۱۲). در این تحقیق ارتباط بین انعقاد قرارداد و متغیرهای تأثیرگذار بوسیلهٔ الگوی توبیت تجزیه و تحلیل شده است. الگوی نشان دهندهٔ انعقاد قرارداد ممکن است به این صورت بیان شود:

$$C_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i^* \qquad (۱)$$

$$C_i = C_i^* \qquad \text{اگر} \quad C_i^* > 0 \qquad (۲)$$

$$C_i = 0 \qquad \text{اگر} \quad C_i^* \le 0 \qquad (۳)$$

که در آن β' بردار ارزشهای پارامتری، x_i یک بردار رگرس کننده شامل ویژگیهای فردی، (تحصیلات، سن و تجربه کشاورزی) اقتصادی (سطح زیر کشت، نوع بذر و

1- Random sampling technique

۲- در برخی موارد قبل از نمونه برداری، تابع توزیع متغیر مورد نظر در نقطه ای برش داده می‌شود، چنانچه از چنین توزیعی نمونه ای استخراج گردد آن را نمونهٔ بریده شده و الگوی مورد استفاده برای توزیع این گونه مشاهدات را به الگوی رگرسیونی بریده شده می‌نامند.

3- Tobit model or tobin's probit

تولید سال قبل)، و ساختاری (نوع مالکیت زمین، نوع مالکیت ادوات، کیفیت خاک) و ε_i^* نیز جزء اخلال می‌باشد. برای کشاورزانی که قرارداد منعقد کرده اند، C_i^* سطح واقعی قرارداد (هکتار) می‌باشد. (رابطه ۲) . برای کشاورزانی که علیرغم توانایی قرارداد تمایلی به انعقاد قرارداد نداشته اند C_i^* صفر در نظر گرفته می‌شود یعنی در واقع در اینجا آستانهٔ سانسور صفر خواهد بود (رابطه ۳).

استفاده از روش برآورد، OLS در یک نمونهٔ سانسور شده با متغیر وابسته محدود به برآوردهای اریب و ناسازگار منجر می‌شود که ناشی از فروض اساسی برآورد OLS می‌باشد. فرض $E(\varepsilon_i)=0$ به خاطر بریدگی C_i نقض می‌شود. چون تنها مشاهداتی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند که مساحت انعقاد قرارداد در آنها بزرگتر از صفر (مثبت) است. مادالا (۱۹) معتقد است مشاهدات غیر صفر می‌تواند به صورت ذیل بیان شود:

(۴)

$$E(Ci^*) = E(C_i \mid C_i^* > 0) = \beta' x_i + E(\varepsilon_i \mid \varepsilon > -\beta' x_i$$

$$E(C_i \mid C_i^* > 0) = \beta' x_i + \delta \frac{\phi(\beta' x_i / \delta)}{\Phi(\beta' x_i / \delta)} \qquad (۵)$$

به گونه ای که $\phi(\beta' x_i / \delta)$ و $\Phi(\beta' x_i / \delta)$ به ترتیب تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع چگالی تجمعی نرمال استاندارد در مقدار $(\beta' x_i / \delta)$ می‌باشند. سمت چپ عبارت، $E(C_i \mid C_i^* > 0)$ عبارتست از ارزش مورد انتظار C_i زمانی که C_i بزرگتر از صفر باشد و سمت راست عبارت $E(\varepsilon_i \mid \varepsilon_i > -\beta' x_i)$ امید ریاضی جزء خطا است زمانیکه از $-\beta' x_i$ بزرگتر باشد. عبارت $-\beta' x_i$ از حل معادله برای ε_i بدست آمد[1].

هدف اصلی تجزیه و تحلیل الگوی توبیت مشخص کردن عواملی است که اختلاف در انعقاد قرارداد را توضیح می‌دهند. در تفسیر پارامترهای توبیت باید دقت زیادی داشت.

$$\frac{\partial E(C_i^*)}{\partial x_i} = \beta_i \qquad (۶)$$

β_i نشان دهندهٔ تأثیر نهایی متغیرها بر روی زیرمجموعهٔ کشاورزانی است که با کارخانجات قند قرارداد بسته اند. اگر برآورد پارامترها برای کل جمعیت کشاورزان مورد نیاز باشد (سنجش اثر کل) ، آنگاه لازم است برآوردهای تعدیل شده محاسبه شود که در آن مقیاس پارامترهای توبیت در احتمال مشاهدات در نمونه سانسور نشده ضرب می‌شود (یعنی کشاورزانی که عمل انعقاد قرارداد را انجام می‌دهند). برآورد تعدیل شده به صورت زیر می‌باشد:

$$\frac{\partial E(C_i)}{\partial \chi_i} = \Phi(\frac{\beta' \chi_i}{\delta}).\beta_i \qquad (۷)$$

تصریح توبیت این امکان را فراهم می‌آورد که تصمیمات مرتبط با انعقاد یا عدم انعقاد قرارداد و سطوح شرطی قرارداد برای انجام تصمیم به انعقاد قرارداد مورد توجه قرار گیرد .

مک‌دونالد و مفیت(۲۱) رابطهٔ بین میانگین کل مشاهدات، میانگین مشاهدات بالای نقطهٔ سانسور متغیر وابسته و احتمال بالای نقطهٔ سانسور بودن را به صورت ذیل بیان کردند:

$$E(C_i) = \Phi(z) E(C_i^*) \qquad (۷)$$

$$z = \frac{\beta' x_i}{\delta} \qquad (۸)$$

سپس به منظور سنجش اثر تغییر در متغیر x_i بر روی C رابطه ذیل مورد استفاده قرار گرفت:

(۹)

$$\frac{\partial E(C_i)}{\partial x_i} = \Phi(z)(\partial E^{(C_i^*)} / \partial x_i) + E(C_i^*)(\partial \Phi^{(z)} / \partial x_i)$$

با ضریب $\eta = \frac{x_i}{E(C_i)}$ و مرتب کردن رابطهٔ ۹، رابطه زیر حاصل خواهد شد:

1- $$(C_i \mid C_i^* > 0) = \beta' x_i + E(\varepsilon_i \mid C_i^* > 0$$
$$= \beta' x_i + E(\varepsilon_i \mid \beta' x_i + \varepsilon_i > 0)$$
$$= \beta' x_i + E(\varepsilon_i \mid \varepsilon_i > -\beta' x_i)$$

$$\eta\left[\partial E(C_i)\Big/\partial C_i\right]=\eta\Phi(z)+\eta E(C_i^*) \qquad (۱۰)$$

کشش اول می‌تواند به عنوان کشش احتمال سطح مورد انتظار انعقاد قرارداد تعبیر شود. بخش دوم نیز به عنوان کشش ارزش مورد انتظار شرطی تعبیر می‌شود، به طوریکه کشش تصمیم به انعقاد قرارداد را مشخص می‌کند. در این میان کشاورزانی وجود دارند که سطح قرارداد آنها صفر خواهد بود. کشش برای کل نمونه بوسیلهٔ جمع دو کشش بدست خواهد آمد.

با ملاحظهٔ مجدد روابط (۱)، (۲) و (۳) مشاهده می‌شود که الگوی توبیت از دو قسمت تشکیل شده است. در اینگونه الگوها، الگوی برازش شده ممکن است رابطهٔ (۲) را به خوبی برازش کند اما در توجیه رابطهٔ (۳) ضعیف باشد و برعکس. به همین دلیل R^2 نمی تواند معیار قابل اعتمادی برای نیکویی برازش باشد. آماره مورد استفاده در اینگونه موارد توان دوم ضریب همبستگی بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش بینی شده C_i می‌باشد. هر چه R^2 به سمت یک نزدیکتر شود نیکویی برازش بیشتر خواهد بود (۱۹).

نتایج و بحث

عوامل موثر بر انعقاد قرارداد- سه عامل موثر بر انعقاد قرارداد ، شامل متغیرهای فردی، اقتصادی و ساختاری است. متغیرهای فردی انعقاد قرارداد شامل سن کشاورز، تحصیلات و سابقهٔ اشتغال به کار کشاورزی می‌باشد در حالیکه متغیرهای اقتصادی انعقاد قرارداد شامل سطح زیر کشت، نوع بذر و تولید سال قبل است. همچنین متغیرهای ساختاری بر عواملی مانند نوع مالکیت زمین، نوع مالکیت ادوات و کیفیت خاک تأکید می‌کنند. در واقع می‌توان گفت بین انعقاد قرارداد و متغیرهای سن، تحصیلات، سابقهٔ اشتغال به کار کشاورزی، سطح زیر کشت، میزان تولید در سال قبل، نوع بذر، نوع مالکیت زمین، نوع مالکیت ادوات و کیفیت خاک می‌تواند رابطه ای وجود داشته باشد.

در جدول (۱) میانگین و علامت انتظاری متغیرهای تأثیرگذار بر قرارداد تولید کنندگان چغندر با کارخانه‌های قند ارائه شده است.از بین ۱۰۰ کشاورز نمونه ۵۱/۲٪ کشاورزان قراردادی با کارخانه نداشته اند و ۴۸/۸٪ کشاورزان قرار داد انعقاد کرده اند. در نمونه تحت مطالعه ۲/۲۸٪ کشاورزان بی سواد، ۵۹٪ تحصیلات غیر عالی و ۱۲/۸٪ نیز از تحصیلات عالی برخوردارند. همچنین در این نمونه ۹/۱۲٪ کشاورزان سنی کمتر از ۳۰ سال، ۳۷/۷٪ بین ۳۰ تا ۵۵ سال و ۱۹/۴٪ کشاورزان بیشتر از ۵۵ سال سن داشته اند. علاوه بر این ۲۳٪ کشاورزان کمتر از ۱۰ سال، ۲۱/۶٪ بین ۱۰ تا ۲۰ سال، ۲۳٪ بین ۳۰-۲۰ سال و ۳۲/۴ بیشتر از ۳۰ سال تجربه کشاورزی داشته اند.

بر اساس اطلاعات جدول (۲) متغیر سن، میزان تولید سال گذشته، تحصیلات ابتدایی و مقطع دیپلم، مالکیت زمین در انواع اجاره ای، مشاع و شخصی، کیفیت ضعیف خاک و مالکیت شخصی ماشین آلات کشاورزی از نظر آماری معنی دار شده اند.

کشاورزان مسن نسبت به کشاورزان جوان انگیزه بیشتری برای انعقاد قرارداد دارند زیرا با افزایش سن عموماً افراد خطرگزیرتر می‌شوند و در نتیجه با انعقاد قرارداد بدنبال راهی در جهت کاهش انواع مخاطر فنی، قیمتی، اعتبارات و غیره هستند.

دلیل عدم وجود رابطه معنی دار بین سابقه اشتغال به کار کشاورزان و انعقاد قرارداد آن است که عموماً با افزایش سن کشاورزان، سابقه اشتغال به کشاورزی (تجربه) نیز افزایش می‌یابد به عبارت دیگر سن به نوعی آثار متغیر اشتغال به کار کشاورزی را پوشش می‌دهد.

سطح زیر کشت یکی از متغیرهای مهم تأثیر گذار در فرآیند انعقاد قرارداد می‌باشد اما در این مطالعه بی معنی شده است. در ارتباط با بی معنی شدن سطح زیر کشت باید به این نکته اشاره کرد که سطح زیر کشت اکثر چغندر کاران تحت مطالعه بسیار نزدیک به هم می‌باشد یعنی از بین ۱۰۰ کشاورز نمونه ۸۷/۵ درصد کشاورزان سطح زیر کشت بین ۳ تا ۴ هکتار و ۹/۴ درصد کشاورزان نیز سطح زیر کشت بیشتر از ۵ هکتار را دارا بوده اند. به همین دلیل این متغیر در الگو معنی دار نشده است. این در حالی است که در مطالعه کی و مک برید (۱۶) نشان داده شد که بین مقیاس تولید و انعقاد قرارداد همبستگی و رابطه مثبتی وجود دارد.

همانطور که در الگو نیز مشاهده می‌شود کشاورزان با سواد در مقایسه با کشاورزان بی سواد انگیزه بیشتری برای انعقاد قرارداد دارند. با افزایش تحصیلات میزان آگاهی کشاورزان از مخاطرات مختلف و راههای مقابله با این مخاطرات افزایش می‌یابد. لذا کشاورزان تمایل بیشتری به انعقاد قرارداد نشان خواهند داد. البته دلیل بروز این نتیجه که بر خلاف مطالعه کی و مک برید (۱۶) می‌باشد می‌تواند ناشی از این مسأله باشد که افراد تحصیل کرده عمدتا" کشاورزان پاره وقت می‌باشند لذا تمایل بیشتری برای انعقاد قرارداد خواهند داشت.

جدول ۱- میانگین و علامت انتظاری متغیرهای تأثیرگذار بر قرارداد چغندرکاران با کارخانه

متغیر	توضیح	میانگین
متغیرهای فردی	سن کشاورز بر حسب سال(X_1)	۴۵/۱۵۱
	سابقه اشتغال به کار کشاورزی بر حسب سال(X_2)	۲۵/۰۳۲
	تحصیلات:	۰/۲۲۰
	بی سواد= ۱؛ باسواد=۰ (D_1)	۰/۳۲۰
	ابتدایی=۱ ؛ سایر= ۰(D_2)	۰/۱۴۰
	تحصیلات راهنمایی=۱؛ سایر=۰(D_3)	۰/۰۶۰
	دیپلم=۱ ؛ سایر= ۰(D_4)	۰/۳۰
	فوق دیپلم=۱ ؛ سایر= ($D_5$۰)	
متغیرهای اقتصادی	سطح زیر کشت چغندر قند بر حسب هکتار(X_3)	۲/۵۰۴
	میزان محصول (چغندر قند) در سال قبل بر حسب تن(X_4)	۲۱/۶۰۷
	نوع بذر:	
	پلی‌ژرم= ۱ و منوژرم=۰ (D)	۰/۸۸۶
متغیرهای ساختاری		
	مالکیت مزرعه:	
	اجاره ای=۱ ؛ سایر=۰(D_6)	۰/۰۱۰
	سهم بری=۱ ؛ سایر=۰(D_7)	۰/۰۴۰
	نوع مالکیت زمین مشاع=۱ ؛ سایر=($D_8$۰)	۰/۵۶۰
	شخصی=۱ ؛ سایر=۰(D_9)	
	کیفیت خاک*:	
	پایین تر از متوسط=۱ ؛ سایر=۰(D_{10})	۰/۰۵۰
	کیفیت خاک متوسط=۱ ؛ سایر=۰(D_{11})	۰/۰۲۰
	مطلوب=۱ ؛ سایر=۰(D_{12})	۰/۴۵۰
	مالکیت ماشین آلات:	
	اجاره ای=۱ ؛ سایر=۰(D_{13})	۰/۵۹۰
	نوع مالکیت ماشین آلات کارخانهٔ قند=۱ ؛ سایر=۰(D_{14})	۰/۰۴۰
	شخصی=۱ ؛ سایر=۰ (D_{15})	۰/۲۲۰

*. در ارتباط با این متغیر از تجربه کشاورزان به صورت سئوال مستقیم از آنها بهره گرفته شده است.

*نتایج نهایی برآورد الگوی توبیت پس از حذف متغیرهای بی معنی، در جدول (۲) بیان شده است.

جدول ۲- نتایج نهایی حاصل از برآورد الگوی توبیت

متغیرها	ضرایب نرمال شده	اثرنهایی	انحراف معیار	آماره t
X_1	۰/۱۹	۰/۵۲۶	۰/۰۰۸	۲/۴۲۲ *
X_4	۰/۰۲۷	۰/۷۳۶	۰/۰۱۶	۱/۷۱۹ **
D2	۰/۳۹۳	۱۰/۷۷۷	۰/۲۲۰	۱/۷۸۲ **
D3	۰/۴۵۵	۱۲/۴۷۴	۰/۲۹۵	۱/۵۴۲***
D4	۰/۸۴۹	۲۳/۲۸۶	۰/۲۹۲	۲/۹۰۸ *
D5	۰/۶۵۷	۱۸/۰۳۱	۰/۳۹۷	۱/۶۵۷***
D6	۱/۱۴۲	۳۱/۳۱۷	۰/۴۰۰	۲/۸۵۲*
D8	۰/۸۴۵	۲۳/۱۸۵	۰/۳۶۸	۲/۲۹۷**
D9	۱/۴۴۰	۳۹/۴۹۹	۰/۴۶۲	۳/۱۱۴ *
D10	۰/۸۷۴	۲۳/۹۷۲	۰/۲۸۲	۳/۱۰۴ *
D15	۰/۰۲۸	۰/۶۷۹	۰/۰۰۷	۳/۹۱۲ *
ثابت	-۰/۵۳۴	-۱۴/۶۴۵	۰/۳۲۲	-۱/۶۵۶**

:معنی داری در سطح ۱ درصد

**معنی دار در سطح ۵ درصد

***: معنی دار در سطح ۱۰ درصد

نتایج نشان می‌دهد که نوع مالکیت زمین، تمایل به انعقاد قرارداد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عبارت دیگر افرادی که مالکیت اجاره ای، شخصی و مشاع داشته اند تمایل بیشتری به انعقاد قرارداد از خود نشان داده اند. بنابراین مشاهده می‌شود که نظام‌های مالکیت مطمئن تر نسبت به آینده با افق‌های کوتاه مدت و بلند مدت نسبت به مالکیت‌های دیگر مانند موقوفه یا آستانه، ارجحیت بیشتری دارند.

نتایج این مطالعه بیانگر این است که کیفیت ضعیف خاک یکی از عوامل مهم در ایجاد انگیزه برای انعقاد قرارداد در میان کشاورزان است زیرا زمانی که کیفیت خاک نامطلوب باشد کشاورز تلاش می‌کند با انعقاد قرارداد با کارخانه از تسهیلاتی مانند کودهای شیمیایی استفاده کند و کیفیت و توان تولیدی خاک را بهبود بخشد. همچنین نتایج این پژوهش مبین این مطلب است که مالکیت شخصی ادوات بر انگیزه کشاورزان به انعقاد قرارداد تاثیر مثبت دارد زیرا چنانچه کشاورزان مالک ادوات خود باشند براحتی می‌توانند از این ادوات برای انتقال چغندر به انبارهای اولیه و سپس به کارخانه قند استفاده کنند. همچنین کشاورزان در برنامه‌های کشت خود گزینه‌های بیشتری را پیش رو دارند که ناشی از این است که این کشاورزان اختیار کاملی در مورد ادوات خود دارند.

اثر نهایی بیانگر تاثیر نهایی هرکدام از متغیرها بر روی نسبت متوسط انعقاد قرار داد می‌باشد. به عنوان مثال چنانچه سن کشاورزان چغندر کار نمونه مورد نظر یک واحد افزایش یابد، نسبت متوسط انعقاد قرارداد برای این کشاورزان ۰/۵۲۶ واحد افزایش می‌یابد. همینطور با افزایش یک واحد در تولید سال گذشته نسبت متوسط انعقاد قرارداد برای این گروه از کشاورزان ۰/۷۳۶ واحد افزوده می‌شود.

کشش ها- از ضرایب برآورد شده درمرحله دوم رگرسیون (ضرایب نرمال شده جدول۲) برای بدست آوردن کششهای تحقق یافته و انتظاری انعقاد قرارداد استفاده شده که نتایج حاصل از آن در جدول۳ گزارش است.

با توجه به کششهای بدست آمده در جدول ۳ ملاحظه می‌شود که انعقاد قرارداد نسبت به متغیرهای توضیحی (و معنی دار) مدل کشش ناپذیر است[1].

۱- کششهای بدست آمده در ستون کشش کل عددی بین ۰ و ۱ را به خود اختصاص می‌دهند.

در ارتباط با متغیر میزان محصول سال قبل (X_4) مشاهده می‌شود که کشش کل برابر ۰/۱۱ است با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر میزان این متغیر به اندازه ۱۰ درصد افزایش یابد، انعقاد قرارداد ۱/۱ درصد افزایش می‌یابد. از این میزان افزایش، ۰/۵۵ درصد آن مربوط به چغندر کارانی است که فعلا" باکارخانه‌های قند قرارداد انعقاد کرده اند و ۰/۵۵ درصد نیز مربوط به کشاورزانی است که انتظار می‌رود قرارداد تحویل انعقاد نمایند. یعنی به نوعی احتمال پیوستن کشاورزان را به جمع آوری انعقاد کنندگان قرار داد بازگو می‌کند.

در ارتباط با متغیر کیفیت خاک (D_{10})، ملاحظه می‌شود که کشش کل مزارعی که کیفیت خاک آنها پایین تر از متوسط است برابر ۰/۲۶۹ می‌باشد. کشش شاخص انعقاد قراداد و کشش سطح انتظاری قرارداد به ترتیب برابر با ۰/۱۳۵ و ۰/۱۳۴ می‌باشد. بنابراین در شرایط ثابت، با افزایش ۱۰ درصد مزارع با کیفیت خاک پایین تر از متوسط ، میزان انعقاد قرارداد ۲/۶۹ درصد افزایش می‌یابد که ۱/۳۵ درصد آن مربوط به کشاورزانی است که هم اکنون دارای پیمان قرارداد می‌باشند و ۱/۳۴ درصد نیز مربوط به کشاورزانی است که انتظار می‌رود در آینده با کارخانه قرارداد انعقاد نمایند.

اگر سن تولید کنندگان چغندر (X1)، ۱۰ درصد افزایش یابد، انعقاد قرارداد ۸/۳۱ درصد افزایش می یابد که از این مقدار ، ۴/۸۸ درصد آن مربوط به کشاورزانی است که در حال حاضر دارای قرارداد تحویل چغندرقند می‌باشند و ۴/۴۳ درصد نیز مربوط به کشاورزانی می‌شود که منعقد کنندگان جدید قرارداد می‌باشند. به عبارت دیگر انتظار می‌رود قرداد تحویل منعقد نمایند.

شاخص غیر قابل مشاهده انعقاد قرارداد (نسبت کشاورزانی که با متغیرهای ذکر شده در الگو، قرارداد منعقد کرده اند.) برای تک تک کشاورزان محاسبه ش‌ده که توزیع فراوانی آن در جدول (۴) خلاصه است. با توجه به اعداد این جدول مشاهده می‌شود که این شاخص برای ۱۲درصد کشاورزان منفی، ۵۸ درصد کشاورزان بین صفر تا دو و برای ۳۰ درصد کشاورزان (بین دو تا سه) می‌باشد.

احتمال انعقاد قراداد توسط یک کشاورز با متغیرهای مذکور برای تک تک کشاورزان محاسبه شده که توزیع فراوانی آن در جدول (۵) ارائه شده است. این احتمال برای ۳۰ ٪ کشاورزان کمتر از ۰/۹، برای ۲۲ درصد کشاورزان بین ۰/۹ و ۰/۹۵، برای ۳۳٪ کشاورزان بین ۰/۹۵ و ۰/۹۹ و برای ۱۵ ٪ کشاورزان بیشتر از ۰/۹۹ می‌باشد.

جدول ۳- کشش‌های تحقق یافته و انتظاری قرارداد چغندر قند *

متغیرها	کشش		کشش کل
	شاخص انعقاد قرارداد (تحقق یافته)	سطح انتظاری قرارداد	
X_1	۰/۴۸۸	۰/۴۴۳	۰/۸۳۱
X_4	۰/۰۵۵	۰/۰۵۵	۰/۱۱۰
D2	۰/۱۱۹	۰/۱۱۸	۰/۲۳۷
D4	۰/۱۱۱	۰/۱۱۰	۰/۲۲۱
D6	۰/۰۶۴	۰/۰۶۳	۰/۱۲۷
D8	۰/۰۵۲	۰/۰۵۲	۰/۱۰۴
D9	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۱۴۲
D10	۰/۱۳۵	۰/۱۳۴	۰/۲۶۹
D15	۰/۰۹۹	۰/۰۹۹	۰/۱۹۸

* : کشش‌ها تنها برای متغیرهای معنی دار در سطح ۱ و ۵ درصد محاسبه شده است.

جدول ۴- توزیع فراوانی شاخص غیرقابل مشاهده انعقاد قرارداد

شاخص انعقاد قرارداد	فراوانی	درصد
منفی	۱۲	۱۲
بین ۲-۰	۸۵	۵۸
بین ۳-۲	۳۰	۳۰

جدول ۵- توزیع فراوانی سطح انتظاری قرارداد

سطح انتظاری قرارداد	فراوانی	درصد
کمتر از ۰/۹	۳۰	۳۰
۰/۹-۰/۹۵	۲۲	۲۲
۰/۹۵-۰/۹۹	۳۳	۳۳
بیشتر از ۰/۹۹	۱۵	۱۵

با توجه به یافته‌های مطالعه،افزایش سطح آگاهی و دانش کشاورزان نسبت به مزایای انعقاد قرارداد با کارخانه از طریق سیاستهای مختلفی مانند آموزش مستقیم به کشاورزان در مناطق روستایی و آشنایی کشاورزانی که از انعقاد قرارداد رضایت دارند، تحقیق در جهت گسترش روشها و گزینه‌های جدید انعقاد قرارداد و روشهایی که منافع اقتصادی مستقیم و مشخصی را برای کشاورزان به همراه داشته باشد، مانند استفاده از قراردادهای نهاده ای[1] که از این طریق کشاورزان با سازمانهایی برای تامین نهاده‌های خود قرارداد منعقد می‌کنند و نیز مشاوره با کشاورزان در مورد مراحل مختلف کاشت، داشت و برداشت برای رسیدن به حداکثر محصول ممکن، مطالعه دقیق تاثیر نظامهای مختلف مالکیت زمین بر روی مدیریت زمین و تجدید نظر در نظامهای مالکیت به گونه ای که سبب ایجاد انگیزه در کشاورزان برای انعقاد قرارداد شود، ملزم کردن کارخانه‌ها به پاسخگویی به کشاورزان درمورد تمام مفاد قراردادها برای ایجاد اطمینان در کشاورزان نسبت به کارخانه‌ها و توجه بیشتر کارخانه‌ها به تامین نهاده هایی مانند کود، سم، ماشین آلات و سایر نهاده‌ها برای کشاورزانی که اقدام به انعقاد قرارداد می‌نمایند به عنوان راهکار ارائه شده است.

منابع

۱. دهقانیان، س.، م. قربانی و ن . شاهنوشی. ۱۳۸۲. کاربرد تحلیل فراگیر داده در برآورد کارایی چغندرکاران استان خراسان. مجله علوم و صنایع کشاورزی، جلد ۱۷، شماره ۲ صفحات ۲۶۵-۲۵۹.

۲. روحانی، س. ۱۳۷۴. بررسی هزینه ، سود و قدرت رقابت کشت چغندر قند در همدان.فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۱، صفحات ۵۸-۴۳.

۳. سیدان، م. ۱۳۸۱. تحلیل بهره وری عوامل تولید در زراعت چغندر قند: مطالعه موردی مقایسه مزارع کوچک و بزرگ در شهرستان همدان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۷ ، صفحات ۱۳۲-۱۰۷.

۴. سلامی، ح. و م. عین اللهی . ۱۳۸۰. کاربرد مدل اقتصاد سنجی توبیت و روش دو مرحله ای هکمن در تعیین عوامل موثر بر کشت چغندر قند در استان خراسان. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۲، شماره ۲، صفحات ۴۴۵-۴۳۳.

۵. عین اللهی، م. ۱۳۷۷. تعیین و شناسایی عوامل قیمتی و غیر قیمتی موثر بر توسعه کشت چغندر قند در استان خراسان. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.

1- Input contract

۶. فردوسی، ر. ۱۳۷۴. بررسی منابع ریسک و عدم حتمیت در کشاورزی. فصلنامه اقتصادی کشاورزی و توسعه ، شماره ۱۲. صفحات ۱۵۳-۱۴۵.
۷. کرمی، ع. و ح. ترکمانی .۱۳۸۲. تعیین عوامل موثر بر دسترسی بهره برداران کشاورزی به اعتبارات در استان کهگیلویه و بویر احمد. فصلنامه بانک و کشاورزی ،صفحات ۱۱۹-۹۷.
۸. مظهری، م. و س. یزدانی. ۱۳۷۱. برآورد و تحلیل تابع تولید چغندر قند در شهرستان مشهد. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ، شماره ۱۲، صفحات ۱۱۵-۱۰۷.
۹. موسی نژاد، م. و ص. بافنده ایمان دوست. ۱۳۷۳ . تولید چغندر قند در استان خراسان و تخمین اقتصاد سنجی آن. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵، صفحات ۲۹-۱۰.
۱۰. هژبر کیانی، ک. و ب. رنجبری. ۱۳۸۰. بررسی رابطه دراز مدت بین نهاده‌های انرژی ، کار و سرمایه در بخش کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ، شماره ۱۳۵، صفحات ۶۴-۳۹.

11. Araya, B. and J. Asafu- Adjaye. 2001. Adoption of farm- level soil conservation practices in Eritrea. Ind J. Agric Econ, 56(2): 239-256.
12. Garrett, T. A, T.L. Marshall. 2003. Political allocation of agriculture disaster payments in the 1990, Federal Reserve Bank of ST.LOUIS.
13. Gillespie, J. M. and V. R. Eidman . 1998. The effect of risk and autonomy on independent hog producers contracting decisions. J. Agric and Appl. Econ, 30:175-88.
14. Hennessy, D. 1996. Information asymmetry as a reason for food industry vertical integration. Amer. J. Agric. Econ, 78:1034-43.
15. Johnson, C.S. and K A. Foster. 1994. Risk preferences and contraction in the U.S. hog industry. J. Agric and Appl. Econ, 26: 393-405.
16. Key. N. and W. McBride. 2003. Production contracts and productivity in the U.S. hog sector. Amer. J. Aric. Econ, 85(1):121-133.
17. Kliebenstein, J. and J. Lawrence. 1995. Contracting and vertical coordination in the U.S. pork industy. Amer. J. Agric. Econ, 77:1213-18.
18. Knoeber, C. R. 1989. A real game of chicken : Contracts, tournament and production of broilers. J. Law, Econ and Org, 5:271- 92.
19. Moddala, G.S. 1983. Limited dependent and qualitative variables in economics, New York: Cambridge University Press, Cambridge.
20. Martin, L. 1997. Production contracts, risk shifting, and relative performance payment in the pork industry. J. Agric and Appl. Econ, 29:267-78.
21. McDonald, J. F., and R.A. Moffitt. 1982.The uses of tobit analysis. Rev. Econ and Stat , 62:318-21.
22. Martinez, S., Smithm K. and K. Zering. 1998. Analysis of changing methods of vertical coordination in the pork industry. J. Agric. and Appl. Econ, 30:301-11.
23. Mishra, A. K. and J. E. Perry. 1999. Forward contracting of inputs: A farm- level analysis. J. Agribusin, 17: 77-91.
24. Olesen, H.B. 2003. Contract production of Peas. J. Food Policy, 28(1). 1:29-50
25. Perry, J. E. and J. D. Johnson. 1997. Farm financial outlook in a changing environment , Paper Presented at the annual meeting of the American Agricultural Economics Association, Toronto, Canada.
26. Shelanski, H. A. and P. G. Klein. 1995. Empirical research in transaction cost economics: A review and assessment. J. Law, Econ and Org, 11:335-61.
27. Sheldon, I. 1996. Contracting, imperfect information and the food system . Rev. Agric. Econ. 18:7-19.
28. Shiyani, R. L., P. K. Joshi and M. C. S. Bantilan. 2002. Adoption of improved chickpea varities: Evidences from tribal region of Gujarat. Ind. J. Agric. Econ, 55(2): 159-171.
29. Tobin, J.1958. Estimation of relationships for limited dependent variables. Econometrica, 26:29-36.

The socio- economic factors influencing contract between sugar beet producers and processors in north Khorasan province

M.Ghorbani- S.Dehghanian- A.F. Zare[1]

Abstract

In this paper the socio- economic factors influencing sugar beet contract between farmers and processors has surveyed with cross sectional data from 100 farmers in 1382 and use of tobit model. The results showed that age, last year production of sugar beet, tenure of land and machine and quality of land are factors influencing the contract. Also, age has higher elasticity related to contract index and expected contract index.

Key word: Contract, Tobit model, sugar beet, Khorasan

1- Contribution form College of Agriculture Ferdowsi, University of Mashhad.