

تعیین الگوی بهینه بهره برداری محصولات زراعی در استان کرمان مطالعه موردی شهرستان بافت بخش ارزوییه

علیرضا رهبردهقان، علیرضا کرباسی و فاطمه رستگاری پور¹

چکیده

منطقه مورد مطالعه منطقه ارزوییه شهرستان بافت می باشد. به منظور تعیین الگوی بهینه کشت محصولات زراعی در بخش ارزوییه با در نظر گرفتن ریسک از الگوی ریسکی موتاد استفاده شده است. داده های تحقیق از بهره برداران نمونه بخش ارزوییه به روش تصادفی گرد آوری شده است. نتایج نشان داد، هفت پاسخ پایه ای برای کشاورزان منطقه وجود دارد. اینکه کدام پاسخ از سوی کشاورزان انتخاب می گردد، به درجه ریسک پذیری کشاورز بستگی دارد. نتایج حاکی از آن است که بین ریسک و بازدهی مزرعه رابطه مستقیم و همسویی وجود دارد. به این مفهوم که کشاورزان ریسک پذیرتر سطح درآمدی بالاتر و کشاورزان ریسک گریزتر سطح درآمدی پایین تری را تجربه می نمایند. در ضمن نتایج نشان می دهد که سیب زمینی شرایط حداقل و حداکثر ریسک در میزان کاشت آن تغییر محسوس نداشته و در تمامی برنامه های کاشت وجود دارد. در حداقل سطح ریسک نخود با ۴۱، خیارسیب با ۳ و سیب زمینی با ۶ هکتار و در بالاترین سطح ریسک نخود ۲۳/۵، خیارسیب با ۲۰ و سیب زمینی با ۶ هکتار کاشت می شوند.

کلمات کلیدی: الگوی بهینه، ارزوییه، کرمان، محصولات زراعی

طبقه بندی JEL: Q1

مقدمه

هزل (۱۹۷۱) به منظور برنامه ریزی در شرایط عدم حتمیت، مدل مینیمم کردن مجموع قدر مطلق انحرافات (مدل موتاد) را به عنوان جایگزین خطی برای مدل برنامه ریزی درجه دوم پیشنهاد کرد. در این رابطه، به طور مشخص تر می توان گفت که وی مجموع قدر مطلق انحرافات درآمد از میانگین نمونه را به عنوان جایگزینی برای واریانس نمونه در استنتاج طرحهای زراعی کارا V و E بکار گرفت. هزل به هنگام آزمون ویژگیهای آماری مدل خود، چنین نتیجه می گیرد که وقتی جمعیت بازدههای ناخالص کل، تقریباً دارای توزیع نرمال باشند و واریانس درآمدهای کل و میانگین قدر مطلق انحرافات درآمد (MAD)، از داده های نمونه برآورد شوند، کارایی مجانبی نسبی میانگین قدر مطلق انحرافات نمونه (MAD نمونه)، نسبت به انحراف استاندارد نمونه ($S.D$ نمونه) در برآورد انحراف استاندارد جمعیت، ۸۸ درصد می باشد. آزمون هزل نشان می دهد که برآوردگر انحراف استاندارد نمونه به دلیل دارا بودن حداقل واریانس، همیشه بهتر از برآوردگر MAD نمونه می باشد، لیکن این برتری برای نمونه های بیش از ۴ یا ۵ تایی اندک می باشد.

هزل در ادامه بیان می دارد که در مدل برنامه ریزی درجه دوم، وقتی از داده های نمونه برای استنتاج طرحهای زراعی کارا V و E استفاده می شود، دو نوع امکان خطا وجود دارد، یکی امکان اشتباه انتخاب شدن طرحهای زراعی و دیگری امکان اشتباه در برآورد

1. به ترتیب کارشناس ارشد دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشیار دانشگاه فردوسی مشهد و دانشجوی دکتری دانشگاه زابل
arkarbasi2002@yahoo.com¹

تابع مطلوبیت V و E جمعیت. در کل، انتخاب نادرست طرح‌های زراعی بر برآورد غلط تابع V و E کارا دلالت دارد، اما عکس آن صحیح نیست. خطا در انتخاب طرح‌های زراعی نه تنها به واریانس‌های مربوطه برای سطوح معین E (بازده مورد انتظار) بستگی دارد، بلکه همچنین به حساسیت طرح‌های زراعی صحیح، نسبت به تغییراتی که V نسبت به E دارد نیز وابسته است. همچنین سختی^۱ محدودیتهای زراعی که باعث وارد آمدن فشار به طرح‌های زراعی می‌شود از عوامل مهم بروز خطا در انتخاب طرح‌ها است. هر یک از این عوامل، به ویژه سختی محدودیتهای زراعی، با وجود اینکه باعث ایجاد خطا در واریانس‌های مربوط می‌شوند، اما باز هم می‌توانند منجر به انتخاب صحیح طرح‌های زراعی گردند. از آنجا که برنامه‌ریزی درجه دوم، از کاراترین برآوردگر واریانس (S.D نمونه) استفاده می‌کند، لذا دارای حداقل خطای مورد انتظار می‌باشد، ولی مدل موتاد، به دلیل اینکه از برآوردگری استفاده می‌کند که در بهترین حالتها فقط ۸۸ درصد کارایی دارد، در کل انتظار نمی‌رود که نتایج آن از درجه اعتبار^۲ یکسانی با نتایج برنامه‌ریزی درجه دوم برخوردار می‌باشند (بایستی توجه کرد که هر دو مدل از E یکسانی استفاده کرده و از این نظر بین آنها تفاوتی وجود ندارد). با این وجود، هنگامی که سختی محدودیتهای زراعی باعث وارد شدن فشار به طرح‌ها می‌گردد، اعتبار مدل متاد برای انتخاب طرح‌های زراعی صحیح، ممکن است به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یابد. فزون بر این، چون واریانس طرح‌های زراعی به دست آمده با استفاده از مدل موتاد را می‌توان از طریق فرمول شماره ۹ نیز محاسبه کرد، لذا این امکان وجود دارد که طرح‌های زراعی و تابع کارا V و E یکسانی را برای داده‌های نمونه با استفاده از هر دو تکنیک ایجاد کرد. اما در هر حال بایستی پذیرفت که هرگاه برای یافتن طرح‌های زراعی کارا، مدل موتاد جایگزین روش برنامه‌ریزی درجه دوم شود، مقداری کاهش در اعتبار نتایج قابل قبول و پذیرفتنی است.

در مطالعه دیگری که با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو^۳، برای مشخص کردن تواناییهای برآوردگر MAD در مرتب کردن طرح‌های زراعی انجام گرفته، تامپسون^۴ و هزل (۱۹۷۲) نتیجه می‌گیرند که سودمندی مدل MAD می‌تواند بیشتر از آن چیزی باشد که فکر می‌شود و چون مسئله اساسی ردیف کردن طرح‌های زراعی کارا می‌باشد، MAD نمونه، به ویژه هنگامی که اندازه نمونه کوچک باشد، تقریباً به خوبی واریانس نمونه، برای مرتب کردن طرح‌های زراعی یا توزیع درآمدی نرمال، کارایی دارد. آنها همچنین نتیجه گرفتند که اگر توزیعی درآمد اریب باشد، برآوردگر MAD نمونه، ممکن است واریانس نمونه را بیشتر نشان دهد.

با وجود ویژگیهای نسبتاً مفید مدل موتاد به عنوان جایگزینی برای برنامه‌ریزی درجه دوم، انتقاداتی نیز از این مدل شده است: چن^۵ (۱۹۷۱) در انتقاد از این مدل به موارد مهمی اشاره می‌کند که در ادامه این قسمت، به آنها اشاره شده و سپس پاسخهای هزل به این انتقادات ارائه می‌گردد.

مطالعات بسیاری در زمینه ریسک صورت گرفته ولی در اینجا فقط به آنهایی اشاره می‌گردد که با استفاده از مدل موتاد صورت گرفته است.

هانف و مولر با استفاده از مدل موتاد و با فرض تابع مطلوبیت $E(u) = E - \varphi_s$ (درآمد مورد انتظار، φ ضریب ریسک‌گریزی، S انحراف استاندارد درآمد و $E(u)$ مطلوبیت مورد انتظار)

مطالعاتی در زمینه شیر در کشور آلمان غربی انجام دادند و نتیجه گرفتند که عرضه شیر به فرض رفتار ریسک‌گریزی خنثی ($\varphi = 0$) روی محور قیمت دارای شیب کمتر و عدد ثابت بالاتر است و با افزایش ضریب ریسک‌پذیری، شیب تابع عرضه زیادتر می‌گردد و

^۱-Rigidity

^۲-Reliability

^۳-Mont-carlo simulation

^۴-Thompson

^۵-Chen

نسبت به قیمت دارای کشش ناپذیری بیشتری است بنابراین این دو دانشمند در می‌یابند که غفلت از رفتار ریسک‌گریزی در مدل موجب می‌گردد و کشش عرضه شیر بیشتر از مقدار واقعی آن برآورد گردد. (Hanf Muller, 1979)

بلت و همکاران نیز در زمینه کارایی کشاورزان کوچک در اتیوپی انجام دادند و ابزار تحلیل آنها برنامه‌ریزی موتاد بود. در این مطالعه برای برآورد پارامتری ریسک‌آمیز از اطلاعات مربوط به سری زمانی ۷ ساله استفاده شده است. این مطالعه ناکارایی اقتصادی درخور توجهی را در مناطق مورد مطالعه نشان می‌دهد و همچنین نشان می‌دهد که کشاورزان در شرایط موجود نسبت به آنچه در همین حالت در شرایط بهینه خواهد بود در سطح بالاتری از ریسک عمل می‌کنند. به عبارتی دیگر طرح‌های ماکزیمم‌کننده بازده مورد انتظار، که ریسک را در نظر می‌گیرند نسبت به طرح‌های موجود ریسک کمتری دارند. بنابراین نتیجه می‌گیرند که کشاورزان کوچک نه تنها برای افزایش درآمد نقدی، بلکه برای کاهش ریسک می‌باید منابع را به طور بهینه تخصیص دهند. (Belete and et. al. 1993)

جعفر عزیزی و جواد ترکمانی در زمینه بهره‌برداری بهینه از جنگل با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی موتاد در استان گیلان به مطالعه پرداختند. این مطالعه بر روی چهارگونه عمده درخت راش، موز، بلوط و توسکا در استان گیلان با استفاده از روش موتاد که درآمد انتظاری توام با ریسک آنها را برای جایگزینی پس از برداشت مقایسه می‌کند انجام گرفت. در این مطالعه از آمار سازمانهای بهره‌برداری جنگل مربوط به سال‌های ۷۲-۷۷ استفاده شده و در مجموع ۲۰ برنامه برای موتاد به اجرا درآمد. نتایج نشان داده هنگامی که درآمد انتظاری برابر $E = 900$ میلیارد ریال شود و چهارگونه درخت وارد برنامه می‌شود با این حال افزایش درآمد انتظاری، سطح زیرکشت بلوط و توسکا کاهش می‌یابد.

مراد درخشان و جنات قادری نیز تعیین الگوی بهینه بهره‌برداری تلفیقی محصولات زراعی و باغی در استان فارس به صورت مطالعه موردی شهرستان نی‌ریز انجام دادند. به منظور تعیین الگوی بهینه کشت محصولات کشاورزی و باغی در شهرستان نی‌ریز با در نظر گرفتن ریسک از الگوهای برنامه‌ریزی خطی متعارف و دو الگوی ریسکی موتاد و تارگت موتاد استفاده شد، داده‌های تحقیق از بهره‌برداران به روش تصادفی جمع‌آوری شد. نتایج نشان داد که در الگوی موتاد با افزایش سطح درآمد انتظاری، میزان حداقل شده ریسک یا تابع هدف افزایش می‌یابد و الگوی کشت به سمت جایگزین کردن محصولات با درآمد ناخالص بالاتر به جای دیگر محصولات با درآمد ناخالص پایین‌تر حرکت می‌کند. با افزایش درآمد انتظاری، پرتقال، نارنگی و لیمو که دارای درآمد ناخالص بالاتر هستند وارد برنامه می‌شوند و سطح زیرکشت سیب، هندوانه، پنبه کاهش می‌یابد و در واقع به سمت محصولات با درآمد ناخالص بالاتر حرکت می‌کند. همچنین نتایج الگوی تارگت موتاد نشان می‌دهد که سطح زیر کشت پنبه و هندوانه، کاهش یافته و به سمت محصولات با درآمد بالاتر رفته است. این نشان می‌دهد که محصولات مذکور، ریسکی هستند. سطح زیر کشت پرتقال که یک محصول درآمدزا است افزایش یافته و سطح زیرکشت نارنگی نیز افزایش یافته است. نتیجه مهم دیگری که می‌توان گرفت این است که در بالاترین ریسک درآمدی ممکن، نتایج ارائه شده از سوی موسسه الگوی بهینه فوق با هم برابر است.

منصور زیبایی، غلامرضا سلطانی و احمدعلی کهخا نیز بررسی بررسی پیامدهای افزایش سطح زیرکشت ذرت بر الگوی کشت و درآمد کشاورزان استان فارس را انجام دادند. در این مطالعه نشان داده شد که میزان سطح زیر کشت و تولید ذرت در کشور و استان فارس با نرخ فزاینده‌ای در حال افزایش است. در این بررسی پیامدهایی افزایش بر الگوی کشت و درآمد کشاورزان، از طریق بکارگیری یک مدل برنامه‌ریزی ریسکی (موتاد) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بررسی نشان داد که برای تمام سطوح درآمد، الگوهای بهینه با ذرت نسبت به الگوهای بهینه بدون ذرت دارای واریانس کمتری می‌باشد همچنین نشان داد که با وارد شدن ذرت به الگوی کشت، هر چند میزان مصرف آب و سطح زیرکشت بهره‌برداران نمونه هر دو افزایش یافته، اما به دلیل تغییر الگوی کشت، درصد افزایش مصرف آب کمتر از درصد افزایش سطح زیر کشت بوده است. از طریق تعیین ضریب ریسک‌گریزی برای کشاورزان

مورد مطالعه، به تحلیل حساسیت الگوی کشت بهره‌برداران نماینده نسبت به تغییرات قیمت ذرت اقدام گردید. نتایج نشان داد که ذرت با گندم رابطه مکمل و با چغندر قند، پنبه، محصولات جالیزی، حبوبات و جو رابطه‌ای رقابتی دارند.

مواد و روش‌ها

هزل در آزمون ویژگیهای آماری فرمول خود نتیجه گرفت که وقتی بازده‌های ناخالص کل تقریباً دارای توزیع نرمال باشند، کارایی جانبی نسبی میانگین قدر مطلق انحرافات نمونه، حداکثر ۸۸ درصد است. اما چن معتقد است که به دلیل ناشناخته بودن ویژگیهای آماری مدل موتاد برای سایر توزیعهای بازده ناخالص کل، احتمالاً کارایی نسبی این روش به مراتب کمتر از ۸۸ درصد است. وی همچنین معتقد است که هزل برای دست یافتن به این نتیجه که مدل موتاد دارای امتیازات قابل توجهی برای جایگزینی روش برنامه‌ریزی درجه دوم می‌باشد، صرفنظر از ویژگیهای جمعیتی که نمونه از آن گرفته می‌شود، در استفاده از قضیه حد مرکزی برای توزیع بازده‌های ناخالص کل دچار نوعی خطا است. بر طبق گفته‌های هزل، قضیه حد مرکزی وقتی قابل کاربرد است که تعداد فعالیتها در طرحهای زراعی به اندازه کافی بوده و بازده‌های ناخالص در طول زمان مستقل باشند. (به عبارت دیگر، بازده ناخالص هر فعالیت دارای خود همبستگی^۱ نباشد)، و چون در اکثر کاربردهای زراعی احتمالاً تعدادی کافی از فعالیتهای زراعی وجود دارند، بنابراین، نرمال بودن تقریبی در هر حال، به وسیله قضیه حد مرکزی تایید و تصدیق می‌گردد.

اما بنا به تعریف چن، قضیه حد مرکزی زمانی قابل کاربرد است که تعداد فعالیتها به اندازه کافی بوده و همچنین در بین بازده ناخالص فعالیتها همبستگی وجود نداشته باشد (توزیع بازده ناخالص فعالیتها از همدیگر مستقل باشند). او معتقد است که لازم نیست بازده هر فعالیت در طول زمان مستقل باشد (به عبارت دیگر وجود خود همبستگی در بازده هر فعالیت مشکلی را ایجاد نمی‌کند). بنابراین تعریف، با توجه به اینکه در اکثر موقعیتهای زراعی به دلیل وجود نیروهای مشترک بازار^۲ و شرایط آب و هوایی، در بین بازده ناخالص فعالیتها همبستگی شدیدی وجود دارد، قضیه حد مرکزی غالباً قابل استفاده نیست، و به همین دلیل توزیع بازده‌های ناخالص کل نرمال خواهد بود اگر و تنها اگر، بازده‌های ناخالص هر فعالیت دارای توزیع نرمال باشد (در این صورت استقلال توزیعها از همدیگر مهم نیست). از این رو بایستی در زمینه ویژگیهای آماری و کارایی نسبی فرمولاسیون موتاد برای برنامه‌ریزی در شرایط عدم حتمیت تحقیقات بیشتری صورت گیرد.

چن در ادامه انتقادات خود از مدل موتاد، اظهار می‌دارد که معمولاً به دلیل پیشرفت تکنولوژی، روندی صعودی در عملکرد محصولات مشاهده می‌شود. بنابراین، اطلاعات بازده‌های ناخالص تاریخی بایستی در هنگام تعیین واریانس نمونه‌ای آنها برای روند، اصلاح شوند. در این صورت، واریانسی مناسب از انحرافات سالیانه روند به دست خواهد آمد. این کار به ویژه وقتی که یک طرح زراعی بلند مدت را براساس تجربیات گذشته تهیه می‌کنیم، مناسب می‌باشد.

مطابق نمایش هزل، $Y_n^- = \left| \sum_{j=1}^n (c_{hj} - g_j) X_j \right|$ است، بطوری که $\sum_{j=1}^n (c_{hj} - g_j) X_j$ بزرگتر یا مساوی صفر می‌باشد، بنابراین

مجموع قدر مطلق انحرافات مثبت بازده‌های ناخالص کل از روند است و بطور مشابه می‌توان فرض کرد که $\sum_{j=1}^s Y_h^-$ نیز

مجموع قدر مطلق انحرافات منفی بازده‌های ناخالص از روند باشد. متأسفانه در اینجا چون g میانگین بازده‌های ناخالص نمونه نمی‌باشد، لذا

^۱-Autocorrelation

^۲-Common market forces

$$\sum_{h=1}^s Y_h^+ \neq \sum_{h=1}^s Y_h^-$$

و به همین جهت، جواب معادل ساده شده هزل، با هدف مینیمم کردن $\sum_{j=1}^s Y_h^-$ ، با جواب مدل اصلی او که $(\sum_{h=1}^s Y_h^+ + \sum_{h=1}^s Y_h^-)$ را مینیمم می‌کند، برابر نخواهد بود. چن در پایان، ضمن اینکه بیان این موضوع را چیز جدیدی نمی‌داند و معتقد است که هزل خودش به روشی این مطلب را در مقاله‌اش نشان داده است، توجه علاقمندان را به این نکته جلت نموده که بهتر است برای برنامه‌ریزی در شرایط عدم حتمیت، به جای استفاده از میانگین نمونه، روند را برای لحاظ کردن تغییرات تکنولوژی برآورد کنیم، به ویژه هنگامی که بازده‌های ناخالص آتی پیش‌بینی می‌شود و در این صورت همانطور که نشان داده شد مدل ساده موتاد قابل کاربرد نخواهد بود.

اما هزل در پاسخ، انتقادات چن را در رابطه با نحوه به کارگیری قضیه حد مرکزی می‌پذیرد و تأیید می‌کند که قابلیت کاربرد قضیه حد مرکزی را تنها در صورتی می‌توان براساس تعداد فعالیتها در جوابهای نهایی استدلال کرد که بازده ناخالصی تعداد کافی از فعالیتها با همدیگر همبستگی نداشته باشند. اما در اما می‌گوید که این مطلب بر اینکه همه بازده‌های ناخالص برای یک واحد زراعی پس‌چیده بایستی مستقل از همدیگر باشند، دلالت ندارد و از این رو وقتی که تنها زیرمجموعه‌ای از آنها مستقل از همدیگر باشند. احتمالاً تعداد فعالیتها برای تضمین نرمال بودن تقریبی به اندازه کافی می‌باشد. هزل خاطر نشان می‌سازد که احتمالاً چون عدم همبستگی در بین تعدادی از بازده‌های ناخالص فعالیتها در اکثر مسائل برنامه‌ریزی زراعی وجود ندارد، بنابراین، چن درست می‌گوید که نرمال بودن بازده‌های ناخالص کل تنها در صورتی اتفاق می‌افتد که بازده ناخالص فعالیتها دارای توزیع نرمال باشند و بر این اساس، مناسبت دیگری که برای کاربرد قضیه حد مرکزی وجود دارد، عبارت است از اینکه، چون بازده ناخالص هر فعالیت به صورت درآمد ناخالص (قیمت×عملکرد) منهای هزینه‌های متغیر تعریف می‌شود، لذا در شرایط عدم حتمیت، بازده ناخالص حاصل جمع تعدادی متغیر تصادفی می‌باشد و به فرض وجود اجزاء کافی مستقل در این مجموعه، تقریباً دارای توزیع نرمال خواهد بود.

البته هزل اظهار می‌دارد که این موضوع علت اصلی کاربرد ناصحیح و ابتدایی وی از قضیه حد مرکزی و رهاسازی برخی مسائل در ارتباط با کارایی نسبی مدل موتاد به عنوان جانشینی برای برنامه‌ریزی درجه دوم در استنتاج طرحهای زراعی کارا V و E نیست، و معتقد است که علاوه بر این موضوع، زمینه‌های مناسب دیگری وجود دارد که می‌تواند در زمینه‌های کاربردی، کاربر را به ارزش بالقوه مدل موتاد خوش‌بین سازد. از جمله اینکه اولاً اگر شواهد تجربی کافی وجود داشت که نشان داد توزیع بازده‌های ناخالص کل طرح زراعی نامتقارن^۱ است، در این صورت، معیار «E-نیم واریانس^۲» از معیار « V و E » مناسب‌تر بود، و ویژگیهای مدل موتاد به عنوان جانشینی برای برنامه‌ریزی درجه دوم مورد تأیید قرار نمی‌گرفت. بنابراین تنها مسئله باقی‌مانده، آگاهی از اعتبار مدل موتاد برای توزیعهای غیر نرمال و متقارن است. در این موارد نیز، هزل با استناد به یافته‌های توکی^۳ که برای توزیعهای متقارن و گسترده‌تر از نرمال، کارایی مجانبی نسبی برآوردگر MAD نمونه را بیشتر از ۸۸ درصد می‌داند و معتقد است عملاً به ۱۰۰ نیز می‌تواند برسد، چنین نتیجه می‌گیرد که ادعای چن که کارایی نسبی MAD بایستی کم شود، صحت ندارد.

^۱-Asymmetric

^۲-E-Semivariance criterion

^۳-Tukey

دوم اینکه بایستی به خاطر داشت که بحث در مورد اعتبار مدل موتاد براساس کارایی نسبی MAD نمونه و انحراف استاندارد نمونه، این حقیقت را در نظر نمی‌گیرد که محدودیتهای زرعی اجباراً باعث به دست آوردن نتایج مشابه می‌شوند و برای بسیاری از واحدهای زراعی، محدودیتها به مقدار قابل ملاحظه‌ای از عدم کارایی برآوردگر واریانس می‌کاهند.

هزل در ادامه این بحث اظهار می‌دارد که هدف اصلی وی در طرح مدل موتاد، پیشنهاد جانشینساده‌ای برای معیار V و E و مدل برنامه‌ریزی درجه دوم بوده است و این حقیقت که دو مدل در عمل منجر به نتایج مشابهی می‌شوند، ویژگی فوق‌العاده مفید و جالب موتاد را می‌رساند.

هزل در بخش پایانی اظهارات خود در پاسخ به انتقاد چن که به دلیل مسئله روند در داده‌های سری زمانی، فرمولاسیون ساده موتاد را قبل کاربرد نمی‌داند، بیان می‌دارد که این مشکل به آسانی از طریق برداشتن روند قبل از محاسبه میانگین بازده نمونه که انحرافات بازده ناخالص از آن اندازه‌گیری می‌شود، قابل برطرف کردن می‌باشد.

برای مثال، فرض کنید که روند خطی وجود دارد، به طوری که می‌توان بازده ناخالص λ امین فعالیت در h امین سال را با استفاده از رابطه زیر نشان داد:

$$C_{hj} = \alpha_j + \beta_j h + \xi_{hj}$$

که ξ_{hj} جمله خطا می‌باشد، به طوری که $E(\xi_{hj}) = 0$

برای تحقق منظور چن که به دست آوردن a_j و b_j را به عنوان برآوردهایی از α_j و β_j پیشنهاد می‌کند، چنین معادله‌ای از طریق تکنیکهای اقتصادسنجی قابل برآورد می‌باشد. بنابراین می‌توان برای به دست آوردن $\bar{C}_{hj} = e_{hj}$ (که جمله پسماند رگرسیون می‌باشد)، روند را از C_{hj} با کم کردن $a_j + b_j h$ حذف کرد. با استفاده از این داده‌ها (جملات پسماند)، میانگین بازده ناخالص برای λ امین فعالیت برابر است با:

$$g_j = \frac{1}{S} \sum_{h=1}^s \bar{C}_{hj}$$

و چون $\sum_{h=1}^s e_{hj}$ می‌باشد، در این صورت:

$$\left| \sum_{j=1}^n (\bar{C}_{hj} - g_j) X_j \right| = \left| \sum_{j=1}^n e_{hj} X_j \right|$$

بنابراین، مجموع مقادیر مطلق انحرافات مثبت بازده ناخالص کل (تعریف شده به وسیله $\sum_{h=1}^s Y_h^+$ که $\sum_{j=1}^n e_{hj} X_j = Y_h^+$ است، به طوری که $\sum_{j=1}^n e_{hj} X_j$ بزرگتر یا مساوی صفر می‌باشد) بایستی با حاصل جمع مقادیر مطلق انحرافات منفی بازده‌های ناخالص کل

(تعریف شده به صورت $\sum_{h=1}^s Y_h^-$ که $\sum_{j=1}^n e_{hj} X_j = Y_h^-$ است، به طوری که $\sum_{j=1}^n e_{hj} X_j$ کوچکتر یا مساوی صفر می‌باشد) مساوی

باشد. نتیجه اینکه، مینیمم کردن $\sum_{h=1}^s Y_h^-$ و مینیمم کردن $\sum_{h=1}^s (Y_h^+ + Y_h^-)$ در مدل موتاد جواب یکسانی خواهند داد، به طوری که فرمولاسیون ساده مدل موتاد قابل کاربرد است.

وقتی روند با این روش حذف می‌شود، بازده ناخالص مورد انتظار برای هر فعالیت (ضرایب \bar{C}_j در معادله شماره C فرمول ۱۲) بایستی با مولفه روند، تلفیق شوند و از این جهت با ضرایب \bar{C}_j در معادله شماره b همین فرمول فرق خواهند کرد.

در حقیقت این عمل با تلفیق کردن برآوردهای ذهنی میانگین بازده‌های ناخالص مشابه می‌باشد و بنابراین همانطور که گفته شد فقط ضرایب \bar{C}_j (در معادله شماره c فرمول ۱۲) اصلاح می‌شوند و ضرایب \bar{C}_j برای معادله b همین فرمول، به عنوان میانگین-های نمونه در نظر گرفته می‌شود (دقت کنید که در این حالت منظور از داده‌های نمونه e_{ij} می‌باشد).

گزینه برنامه‌ریزی خطی دیگری که برای تجزیه و تحلیل V و E ، به طور گسترده‌ای در عمل مورد استفاده قرار گرفته است، به وسیله هزل (۱۹۷۱) مطرح شد. این روش در هنگامی که واریانس درآمد مزرعه با استفاده از داده‌های نمونه‌ای سری زمانی و یا مقطعی برآورد می‌گردد، مناسب‌ترین روشها است. هزل با استناد به اینکه مقدار واریانس درآمد بکار رفته در برنامه‌ریزی درجه دوم، تنها یک برآورد آماری از واریانس حقیقی می‌باشد. نشان می‌دهد که چرا نباید برآوردهای دیگری از واریانس مورد استفاده قرار گیرد، به ویژه آنهایی که از طریق برآوردهای خطی قابل محاسبه هستند. لذا هزل استفاده از واریانس برآورده شده براساس میانگین قدر مطلق انحرافات نمونه ۱ (MAD) را پیشنهاد می‌کند.

اگر داده‌های نمونه و روشهای معمول برآورد واریانس و کوواریانس مورد استفاده قرار گیرد، برآورد واریانس درآمد به کار گرفته شده در مدل برنامه‌ریزی درجه دوم (فرمول شماره ۴) برابر است با:

$$V = \sum_j \sum_k X_j X_k \left[(1/T - 1) \sum_{t=1}^T (C_{jt} - \bar{C}_j)(C_{kt} - \bar{C}_k) \right] \quad (8-9)$$

در این فرمول $t = 1$ تا T ، تعداد مشاهدات نمونه را نشان می‌دهد و C_{jt} ، بازده ناخالص j امین فعالیت را در t امین سال یا حالت با میانگین \bar{C}_j نمایانگر می‌سازد.

اگر سیگما t ($\sum_{t=1}^T$) و فاکتور ثابت $(1/T - 1)$ را به سمت چپ انتقال دهیم، برآورد واریانس برابر خواهد شد با:

$$V = (1/T - 1) \sum_{t=1}^T \left[\sum_j C_{jt} X_j - \sum_j \bar{C}_j X_j \right]^2 = (1/T - 1) \sum_{t=1}^T [Y_t - \bar{Y}]^2 \quad (8-10)$$

به عبارت دیگر، واریانس درآمد مزرعه برای یک طرح زراعی معین را می‌توان از طریق جمع واریانس فعالیتها و نسبتهای کوواریانس میان آنها برآورد کرد (فرمول شماره ۹) و یا به طور ساده‌تری می‌توان از طریق محاسبه درآمد مزرعه (Y_t) برای هر حالت از مشاهدات روی بازده ناخالص فعالیتها و برآورد واریانس متغیر تصادفی Y_t بدست آورد (فرمول شماره ۱۰). این تبدیل امکان استفاده از برآوردگر MAD واریانس Y را فراهم می‌کند. برآوردگر MAD عبارت است از:

$$\tilde{V} = F \left\{ (1/T) \sum_{t=1}^T \left| \sum_j C_{jt} X_j - \sum_j \bar{C}_j X_j \right| \right\}^2 = f \left\{ (1/T) \sum_{t=1}^T |Y_t - \bar{Y}| \right\}^2 \quad (8-11)$$

که جمله داخل آکلا، MAD نمونه است و F ضریبی است که MAD نمونه را به واریانس جمعیت مربوط می‌سازد. به طور مشخص، $F = T\pi/2 (T - 1)$ می‌باشد که π ثابت ریاضی است. جذابیت برآوردگر MAD به این دلیل است که اگر فرمول ۱۱ را به جای معادله واریانس در مدل برنامه‌ریزی درجه دوم جایگزین کنیم، یک مدل برنامه‌ریزی خطی به دست خواهد آمد. فرض کنید اگر انحراف درآمد مزرعه از میانگین خودش در سال t مثبت باشد، با Y_t+ و اگر منفی باشد، با Y_t- نشان داده شود. در این صورت:

¹-The sample mean absolute deviation

$$Y_t^+ - Y_t^- = \sum_j C_{jt} X_j - \bar{C}_j X_j$$

توجه کنید که در این فرمول Y_t^+ و Y_t^- هر دو مثبت هستند و بنابراین آنها قدر مطلق مقدار انحراف درآمد مزرعه از میانگین راه انداز می گیرند. به علاوه، تنها یکی از آنها می تواند در هر سال بزرگتر از صفر باشد، انحراف در یک زمان مساوی نمی تواند هم مثبت و هم منفی باشد.

بنابراین، مجموع قدر مطلق مقدار انحرافات درآمد برای یک طرح زراعی را اندازه می گیرند. و از این رو برآوردگر MAD واریانس برابر می شود با:

$$\tilde{V} = F \left\{ (1/T) \sum_t (Y_t^+ - Y_t^-) \right\}^2$$

چون F/T^2 برای یک مسئله زراعی معین ثابت است، ما می توانیم V را بر F/T^2 تقسیم کنیم، آنگاه:

$$W = (T^2 / F) \tilde{V} = \left\{ \sum_t (Y_t^+ + Y_t^-) \right\}^2$$

همچنین می توان از W جذر گرفت، چون مرتب کردن طرحها به وسیله $W^{1/2}$ ، مشابه مرتب کردن آنها از طریق W می باشد. بنابراین گزینه برنامه ریزی خطی زیر را برای فرمول درجه دوم (فرمول شماره ۵) خواهیم داشت:

$$\text{Minimize } W^{\frac{1}{2}} = \sum_{t=1}^T (Y_t^+ + Y_t^-) \quad (\lambda-12a)$$

$$\text{S.T. : } \sum_{j=1}^n (C_{jt} - \bar{C}_j) X_j - Y_t^+ + Y_t^- = 0 \quad (\lambda-12b)$$

برای تمام t

$$\sum_{j=1}^n \bar{C}_j X_j = \lambda \quad (\lambda-12c)$$

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} X_j \leq b_i \quad (\lambda-12d)$$

برای تمام i

$$X_j, Y_t^+, Y_t^- \geq 0 \quad \text{و} \quad (\lambda-12e)$$

برای تمام t و j

چون تابع هدف این مدل، مینیمم کردن مجموع قدر مطلق انحرافات ۱ می باشد، هزل آن را مدل موتاد نامید. این مدل را می توان برای به دست آوردن مجموعه طرحهای زراعی کارا V و E با استفاده از برنامه ریزی خطی پارامتریک حل نمود. وقتی چنین طرحهایی به دست آمدند، واریانس درآمد آنها را می توان با استفاده از برآوردگر MAD واریانس $\tilde{V} = [(F/T^2)W]$ حساب کرد.

¹-Minimization of the total absolute deviations (MOTAD)

برای اینکار روش دیگری نیز وجود دارد (بدون توجه به اینکه واریانسها و کواریانسهای بازده ناخالص فعالیتها محاسبه شده‌اند یا خیر)، در این روش با توجه به اینکه سطوح فعالیتها مشخص شده‌اند، می‌توان برآوردگر معمول واریانس (فرمول ۹) را برای تعیین واریانس درآمد طرحها به کار برد. از نظر آماری، روش دوم به دلیل اینکه واریانس نمونه‌ای کمتری دارد، غالباً بیشتر ترجیح داده می‌شود. مزیت دیگر این روش آن است که در مواردی که توزیع‌های درآمد نرمال نیستند، از وقوع خطاهای ناشی از استفاده کردن ثابت فیشر (F) اجتناب می‌شود.

شکل خلاصه‌تری از مدل موتاد را نیز می‌توان به دست آورد. با توجه به اینکه مجموع انحرافات منفی درآمدهای کمتر از میانگین $(\sum_{t=1}^T Y_t^-)$ ، بایستی همیشه با مجموع انحرافات مثبت بیشتر از میانگین $(\sum_{t=1}^T Y_t^-)$ برابر باشد، لذا کافی است تا یکی از این دو مجموع را مینیمم کرده و برای بدست آوردن $W^{1/2}$ ، نتیجه را در ۲ ضرب کنیم. این کار به آسانی در مدل موتاد زیر انجام شده است:

$$\text{Minimize } 0.5W^{\frac{1}{2}} = \sum_{t=1}^T Y_t^- \quad (8-13a)$$

$$\text{S.T. : } \sum_{j=1}^n (C_{jt} - \bar{C}_j) X_j + Y_t^- \geq 0 \quad \text{برای تمام } t \quad (8-13b)$$

و به شرط محدودیتهای شماره c و d و e در مدل (۱۲).

در نهایت همانطور که قبلاً نیز اشاره شد، برای ایجاد هماهنگی و درک بهتر تفاوتها و شباهتهای فرمولهای ارائه شده برای انواع مدل‌های برنامه‌ریزی ریسیکی، فرم عمومی مدل موتاد را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\text{Maximiz } E = c'X - f \quad (8-14a)$$

$$\text{S.T. : } AX_j \leq b \quad (8-14b)$$

$$DX + IY \geq UO \quad (8-14c)$$

$$P'Y \leq M \quad (8-14d)$$

M پارامتریک است.

$$X, Y \geq 0 \quad (8-14e)$$

که I ماتریس واحد S×S می‌باشد، Y بردار S×1 از سطوح فعالیتهایی است که انحرافات منفی درآمد را در هر حالت اندازه‌گیری می‌کنند و M نصف میانگین قدر مطلق انحرافات درآمد خالص کل می‌باشد. دقت کنید در چنین حالتی که احتمال وقوع حالات مختلف متفاوت می‌باشد. در این احتمالات در ردیف مربوط به محاسبه میانگین انحرافات منفی درآمد طرح زراعی لحاظ می‌گردد

(معادله شماره d)، MAD نمونه، برابر با 2M بوده و بنابراین واریانس درآمد طرح زراعی به جای فرمول $\tilde{V} = F\left(\frac{2M}{S}\right)^2$ از

فرمول $\tilde{V} = F(2M)^2$ محاسبه می‌گردد. ماتریس D دارای ابعاد S×n می‌باشد که عناصر آن انحراف بازده هر فعالیت از میانگین آن را در یک سال یا حالت معین نشان می‌دهند.

نتایج و بحث

منطقه مورد مطالعه بخش ارزوئیه شهرستان بافت می‌باشد. بخش ارزوئیه در ۱۱۰ کیلومتری جنوب شهرستان بافت با ارتفاع متوسط ۱۰۶۰ متر بین ۲۸ درجه و ۲۷ دقیقه و ۳۰ ثانیه عرض شمالی و ۵۶ درجه و ۲۲ دقیقه و ۲۰ ثانیه طول شرقی و در ۲۷۰ کیلومتری مرکز استان در قسمت جنوب غربی استان واقع شده است. مساحت این منطقه ۶۰۰۰ کیلومترمربع بوده که ۴۵ درصد از مساحت شهرستان بافت را به خود اختصاص داده است. بخش ارزوئیه در سال ۱۳۸۸ دارای جمعیتی معادل ۵۱۷۹۱ نفر بوده و دارای سه دهستان شامل ارزوئیه در مرکز، صوغان در شرق و وکیل‌آباد در غرب می‌باشد و با داشتن ۲۱۸ آبادی و ۱۶۷ آبادی دارای سکنه دائمی از شمال به بخش مرکزی شهرستان بافت از جنوب و غرب به استان هرمزگان از شرق به شهرستان‌های جیرفت و کهنوج محدود می‌شود به طوری که فاصله دو نقطه غربی و شرقی این بخش بیش از ۱۵۰ کیلومتر می‌باشد. این بخش دارای شرایط آب و هوایی گرمسیری بوده و از نظر اقلیمی جز مناسب‌ترین مناطق برای بهره‌بردارای کشاورزی محسوب می‌گردد به طوری که در تمام سال امکان کاشت و برداشت در آن وجود دارد و می‌توان متنوع‌ترین زراعت‌ها و درختان نیمه‌گرمسیری را پرورش داد. شغل مردم ساکن در آن زراعت، باغداری و دامداری است که تعدادی از عشایر کوچ رو در این منطقه فعالیت دارند. داده‌های این تحقیق از پرسشنامه و مصاحبه حضوری از زارعین بخش ارزوئیه بدست آمد و در مجموع ۴۶ پرسشنامه از بهره‌برداران نمونه تکمیل شد. پس از تعیین بهره‌بردار نماینده و تعیین محدودیت‌ها الگوی بهینه تعیین گردید.

متغیرها:

ضرایب متغیرها در تابع هدف این مدل عبارتند از:

X1: در آمد ناخالص کاشت یک هکتار نخود

X2: در آمد ناخالص کاشت یک هکتار عدس

X3: در آمد ناخالص کاشت یک هکتار آفتابگردان

X4: در آمد ناخالص کاشت یک هکتار خیار

X5: در آمد ناخالص کاشت یک هکتار سیب زمینی

محدودیت‌ها:

محدودیت‌های منظور شده در این مدل شامل :

محدودیت زمین ، محدودیت کود، محدودیت نیروی انسانی ، محدودیت آب و محدودیت بذر

جدول شماره ۱- ضرائب موتاد

	شمارنده‌های انحراف منفی (هزار ریال)						فعالیت‌های کشاورزی (هکتار)					
مقادیر سمت راست	D6	D5	D4	D3	D2	D1	X5	X4	X3	X2	X1	ردیف
تابع هدف	۱	۱	۱	۱	۱	۱	-	-	-	-	-	
سود ناخالص							۳۱۵۱/۸	۱۸۹۷/۵	۳۹۸/۵	۲۹۰/۸	۷۱۸/۴	
زمین (هکتار)							۱	۱	۱	۱	۱	
کود (کیلوگرم)							۹۲۴/۴	۵۷۴/۲	۲۵۰	۲۹۲/۷	۱۰۰	
نیروی انسانی (ساعت)							۲۱۳	۱۶۱	۵۸	۱۵۶	۱۵۴	
آب (لیتر)	۴۵۰۰۰۰						۹۰۰۰	۸۸۱۸	۱۱۰۰۰	۵۳۷۳	۹۰۰۰	
بذر	۱۴۰۰۰						۲۱۱۴	۱/۹	۱۵	۵۱/۴	۳۲/۹	
ردیف‌های ریسک												
سال اول						۱	-۶۲۵/۷	-۲۳۸/۲	-۱۴۳/۷	-۲۵۳/۲	۱۳/۹	
سال دوم					۱		۹۲۲/۴	-۳۲۵/۲	-۷۲/۸	۱۷۴/۳	-۲۰۸/۳۷	
سال سوم				۱			-۱۲۶/۴	-۳۵۰/۵	-۱۰۱/۷	۶/۱	۱۶۰/۱۶	
سال چهارم			۱				-۵۵/۲	۳۱۳/۳	۱۷۴/۵	-۲۵/۹	-۱۴/۷۶	
سال پنجم		۱					-۲۹۷/۷	۱۴۵/۶	-۲۲/۳	۱۵/۷	۴۴/۸۵	
سال ششم		۱					۱۸۲/۶	۴۵۵	۱۶۶/۱	۸۳	۴/۲۲	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۲- سود ناخالص، واریانس و کواریانس مربوط به فعالیت‌ها

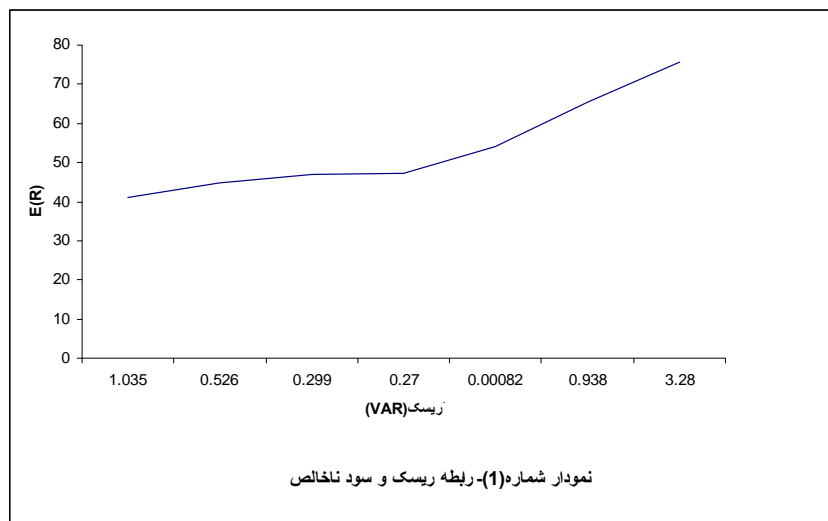
سود ناخالص فعالیت‌های زراعی (هزار ریال-هکتار)					
X5	X4	X3	X2	X1	
۵۹۱/۲۶	۳۸۰۵/۲۸	۴۹۵/۵۵	-۹۲۹/۵۱	۲۶۸۵/۰۶	سال اول
۱۶۰۷۲/۹۹	۲۹۳۴/۸	۱۲۰۴/۹	۳۳۴۵/۶۱	۴۶۲/۲۷	سال دوم
۵۵۸۳/۸۳	۲۶۸۱/۵۸	۹۱۵/۵۴	۱۶۶۴/۵۳	۴۱۴۷/۶	سال سوم
۶۲۹۶/۵۱	۹۳۲۰/۲۵	۳۶۷۷/۷۵	۱۳۴۳/۸۶	۲۳۹۸/۳۸	سال چهارم
۳۸۷۱/۹۳	۷۶۴۲/۵۳	۱۷۰۹/۴	۱۷۵۹/۵۴	۲۹۹۴/۴۵	سال پنجم
۸۶۷۵/۰۱	۱۰۷۳۷/۲۸	۳۵۹۴/۳۱	۲۴۳۲/۷۴	۲۵۸۸/۲۵	سال ششم
کواریانس‌ها (هزار ریال)					
-۳۸۸۲۱۹۴	۲۰۲۲۷۹.۲	-۹۹۹۸۹.۲	-۶۲۳۵۴۰	۱۱۹۱۸۴۶	X1
۵۵۰۶۰۰۳	۵۵۶۶۹۵.۴	۵۳۳۳۷۹.۴	۱۷۰۵۷۰۱	-۶۲۳۵۴۰	X2
۱۰۵۰۲۹۱	۳۶۷۶۴۷۷	۱۵۸۰۹۵۳	۵۳۳۳۷۹.۴	-۹۹۹۸۹.۲	X3
-۱۴۰۲۴۲۸	۱۰۱۹۶۳۷۳	۳۶۷۶۴۷۷	۵۵۶۶۹۵.۴	۲۰۲۲۷۹.۲	X4
۲۳۰۵۷۴۱۰	-۱۴۰۲۴۲۸	۱۰۵۰۲۹۱	۵۵۰۶۰۰۳	-۳۸۸۲۱۹۴	X5

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۳- نتایج حل مدل موتاد برای مزارع مورد بررسی

پاسخ‌های پایه‌ای (میلیارد ریال - هکتار)							
پاسخ ۷	پاسخ ۶	پاسخ ۵	پاسخ ۴	پاسخ ۳	پاسخ ۲	پاسخ ۱	برنامه مزرعه
۴۱/۲	۴۴/۸	۴۷	۴۷/۳	۵۴	۶۵/۵	۷۵/۸	λ
۱/۰۳۵	۰/۵۲۶	۰/۲۹۹	۰/۲۷	۰/۰۰۰۸۲	۰/۹۳۸	۳/۲۸	ریسک
۲۴/۱۴	۱۸/۴	۱۹/۸۴	۳۲/۲۱	۴۱/۰۸	۳۱/۸	۲۳/۴۸	نخود
.	عدس
.	آفتابگردان
۲/۲۴	۶/۱۴	۶/۸	۲/۶	۳	۱۲/۳۳	۲۰/۷	خیار
۶/۲۴	۶/۳	۶/۳	۶/۱۲	۶	۶/۱۲	۶/۲۴	سیب‌زمینی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نتایج بدست آمده از تحقیق به دو صورت قابل ارائه است. ۱- تخمین الگوی بهینه کشت، ۲- تخمین رابطه ریسک و درآمد بدست آمده

سود ناخالص فعالیت‌ها و ماتریس وایانس کواریانس مربوط به سود ناخالص، در جدول شماره (۲) نشان داده شده است. مدل موتاد برای مقادیر مختلف λ بر اساس برنامه ریزی پارامتریک حل شده و نتایج بدست آمده در جدول شماره (۳) گزارش شده است. با توجه به اعداد جدول بین ریسک و سود ناخالص رابطه معکوسی وجود دارد. به این ترتیب کشاورزان ریسک پذیرتر سطح درآمد بالاتر و کشاورزان ریسک گریز سطح درآمد پایین‌تری را تجربه می‌نمایند. بر اساس نتایج بدست آمده هفت جواب پایه‌ای وجود دارد. در بالاترین سطح درآمدی ۷۵/۸ میلیارد ریال در هکتار که بالاترین ریسک، معادل ۳/۲۸ را دارا می‌باشد و در سطح درآمدی ۵۴ میلیارد ریال کمترین میزان ریسک معادل ۰/۰۰۰۸۲ می‌باشد. با توجه به پاسخ‌های پایه‌ای بدست آمده، چهار محصول نخود، خیار و سیب زمینی در برنامه بهینه وجود دارد. دو محصول آفتابگردان و عدس در هیچ یک از برنامه‌های فوق وارد نشده‌اند. با افزایش میزان ریسک میزان تولید خیار مطابق برنامه‌های بهینه بدست آمده افزایش می‌یابد که این امر بیانگر وجود ریسک پایین در

تولید این محصول می‌باشد. میزان تولید محصول سیب زمینی تقریباً در تمام برنامه‌ها ثابت می‌باشد. در مورد دو محصول نخود و عدس، به دلیل وجود همبستگی منفی بین سود ناخالص این دو محصول، با افزایش کاشت ترکیبی دو محصول بازده ناخالص کل پایدارتر می‌گردد. این مسئله در مورد دو محصول نخود و سیب زمینی نیز صدق می‌کند. پس از محاسبه مقادیر مختلف برای λ و محاسبه میزان ریسک، می‌توان رابطه‌ای به صورت رابطه شماره (۱) بین میزان درآمد به عنوان متغیر وابسته و سطوح ریسک به عنوان متغیر مستقل برقرار کرد.

$$Y=52/67-23/917V+29/317V^2-6/06V^3 \quad (1)$$

$$T \quad 5/05 \quad -4/44 \quad 3/46 \quad -2/4$$

$$R^2=0/93 \quad D.W=1/8$$

در رابطه (۱) Y بیانگر سود ناخالص فعالیت‌های زراعی و V انحراف از معیار سود ناخالص کل مزرعه می‌باشد.

جمع‌بندی و پیشنهادات

در تحقیق حاضر تأثیر ریسک بر الگوی کشت و درآمد کشاورزان در منطقه ارزویییه بافت در استان کرمان مورد بررسی قرار گرفت. برای آن منظور از روش برنامه ریزی خطی توأم با ریسک و مدل موتاد استفاده شد. نتایج بدست آمده نشان داد بین ریسک و بازدهی مزرعه رابطه مستقیم و همسویی وجود دارد. به این مفهوم که کشاورزان ریسک پذیرتر سطح درآمدی بالاتر و کشاورزان ریسک گریزتر سطح درآمدی پایین‌تری را تجربه می‌نمایند. بر اساس نتایج بدست آمده از حل مدل برنامه ریزی خطی، هفت پاسخ پایه‌ای برای کشاورزان منطقه وجود دارد. اینکه کدام پاسخ از سوی کشاورزان انتخاب می‌گردد، به درجه ریسک پذیری کشاورز بستگی دارد. به نظر می‌رسد با کاهش منابع ایجادکننده ریسک و کنترل آنها بتوان امکان دستیابی به برنامه‌های پر بازده را برای کشاورزان فراهم آورد. از این رو پیشنهاد می‌شود با برنامه ریزی‌ها صحیح و گسترش صنایعی مانند صنایع تبدیلی و سردخانه در مناطق مورد نیاز، گسترش شیوه‌های مختلف مدیریت ریسک در مناطق مختلف، منابع ایجاد ریسک را کاهش داد. آرایه نتایج حاصل از تحقیقات انجام شده توسط محققین و سازمان‌های مختلف کمک شایانی به برنامه‌ریزی‌های مدون و صحیح می‌نماید.

منابع

- پارسا پژوه، د. (۱۳۶۶)، استاندارد، جزوه درسی، گروه صنایع چوب دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران
- ترکمانی، ج. (۱۳۷۵ الف)، دخالت دادن ریسک در برنامه ریزی اقتصاد کشاورزی: کاربرد برنامه ریزی ریسکی درجه دوم توأم با ریسک، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۵، ص ۱۱۳-۱۳۰
- ترکمانی، ج. و ع. کلایی (۱۳۷۸)، تأثیر ریسک بر الگوی بهینه بهره برداران کشاورزی: روش‌های برنامه ریزی ریاضی توأم با ریسک موتاد و تارگت موتاد، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۲۵، ص ۷-۲۸
- ترکمانی، ج. (۱۳۷۵ ب)، تصمیم‌گیری در شرایط عدم حتمیت، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زابل، ۱۵۲-۱۶۵
- سازمان جنگلها و مراتع (۱۳۷۶)، دیدگاهها و برنامه اجرایی دفتر بهره برداری، تهران
- Betlte,A and et .al.(1993),Efficiency of small scale farmers in Ethiopia:Acase study in base and warana sub- district , agri.Eco.,8(3):199-209
- Brink,L.and B.A.Mccarl(1978),The trade-off between expected return and risk among corn-belt crop farmers,Am.J.Agric,Econ.,60(2):259-263



- Das P.S and Kar, (1995), Decision- making under uncertainly : Bayesian approach : A case study of Amem paddy in Midnapore district , Ind. Of Agr.Eco .,50:59-68
- Hanf,K and DMuller(1979),risk modeling using direct solution of non linear approximations of the utility function,Am.J.Agr.Econ.,67(4):846-850
- Hazell,P.B.R. and R.D.Norton(1986),Mathematical programming for economic analysis in agriculture,Macmillan,New York
- Hazell,P.B.R.(1982),Application of risk preference estimation in farm household and agricultural sector modles, Amer.J.of Agri.Eco.,64:384-390
- Kumar, B.(1995), Trade-off betweenreturn and risk in farm planning: MOTAD and TARGET MOTAD approach, Ind.Agr.Eco.,50(2):193-199
- Patrikh,Aand A.Berenard(1988),Impact of risk on HYV adoption in Bangladesh,agr.Eco.,2:167-178
- Phiri,M.(1993). An application of target metod model to crope production in Zambia,GwembeVallyas:A case study,Agr.Eco.,9:15-33
- Watts,M.J.and I.,Iheld(1984),A comparision of MOTAD to target Motad, Canada.J.of Agr.Eco.,32:85-175
- Zimct,D.J.and T.H.Speen(1998),Atarget MOTAD analysis of a crop and livestock farm in Jefferson country Florida,Southern,J.of Agri.Eco.,18:176-181