فصلنامه روستا و توسعه، سال ۱۰، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۶، صفحات ۱۵-۳۸

نقش بيمة محصولات زراعي در توسعة روستايي
مطالعة موردي در استان فارس

*جواد تركماني، عليرضا نيكويي**

تاريخ دريافت: ۱۳۸۶/۶/۱۴، تاريخ پذيرش: ۱۳۸۶/۱۲/۱۳

چكيده

از اهداف مهم بيمه تأثير بر كارآيي استفاده از نهاده‌هاي مختلف بيمه‌شدگان است، كه مي‌تواند زمينه‌ساز توسعة روستايي باشد و به افزايش درآمد و رفاه كشاورزان در جوامع روستايي بينجامد. هدف مطالعة حاضر بررسي چگونگي تأثير بيمة محصولات زراعي بر كارآيي توليد بهره‌برداران كشاورزي و توسعة اقتصادي جوامع روستايي است. در اين راستا، گندم‌كاران استان فارس به عنوان جامعة مورد پژوهش در نظر گرفته شد. داده‌هاي مورد نياز، با استفاده از اطلاعات مقطعي به‌دست آمده از سه منطقة اقليمي مديترانه‌اي، نيمه‌صحرايي گرم، و كوهستاني سرد كه در حدود ۹۰ درصد از مناطق آب و هوايي استان فارس را تشكيل مي‌دهند، به روش نمونه‌گيري خوشه‌اي چندمرحله‌اي طبقه‌بندي‌شده و از طريق مصاحبه با گندم‌كاران بيمه‌شده و بيمه‌نشده، در سال ۱۳۸۴ به‌دست آمد. بهره‌برداران واردشده در جمعيت نمونة اين مطالعه ۱۶۲ گندم‌كار بيمه‌نشده و ۲۴۸ گندم‌كار بيمه‌شده را شامل مي‌شود. پس از انتخاب تابع توليد مناسب، نتايج بررسي تأثير بيمه بر توليد بهره‌برداران در نواحي اقليمي مورد مطالعه نشان داد كه تأثير

---

* به ترتيب استاد و دانشجوي دكتراي اقتصاد كشاورزي دانشگاه شيراز

بيمه بر توليد گندم‌كاران در اقليم مديترانه‌اي مثبت، در اقليم كوهستاني سرد منفي، و در اقليم نيمه‌صحرايي گرم تا حدودي منفي بوده است. با توجه بدين نتايج، مي‌توان گفت كه عملكرد بيمه در بيشتر مناطق و مزارع مورد مطالعه از نظر افزايش توليد جنبة تصادفي داشته و به ويژگي‌هاي شخصي و مديريتي بيمه‌گذار بستگي داشته است. از اين‌رو، ارتقاي كارآيي نظام بيمة محصولات زراعي به‌منظور افزايش توليد و نقش‌آفريني در فرآيند توسعة روستايي در مناطق مختلف به ارائة خدمات ترويجي براي افزايش آگاهي كشاورزان از مزاياي بيمه و نحوة افزايش توليد و كارآيي استفاده از نهاده‌ها بستگي دارد.

كليدواژه‌ها: بيمه/ محصولات زراعي/ توسعة روستايي/ مطالعة موردي/ فارس (استان)

* * *

مقدمه

هدف كلي در توسعة روستايي رشد و تعالي همه‌جانبة اين‌گونه جوامع است. از اين‌رو، شناخت نيازهاي مادي و معنوي روستاها از اهداف اساسي در اين مسير به شمار مي‌رود. در اين رابطه، يكي از محدوديت‌ها و مسائل اساسي نظام اقتصادي روستاها سنتي بودن شيوه‌هاي توليد و در نتيجه، پايين بودن سطح بهره‌وري استفاده از نهاده‌ها ذكر شده است (پاپلي يزدي و ابراهيمي،۱۳۸۱).

انتخاب و ترويج راهكارهاي مناسب براي افزايش توليد از جمله راهبردهايي است كه همواره مورد توجه برنامه‌ريزان توسعة روستايي و كشاورزي بوده است. در اين رابطه، ناپايداري طبيعت و ماهيت متغير و غيرقابل پيش‌بيني پديده‌ها و حوادث طبيعي شرايطي خاص را براي اين بخش ايجاد كرده كه درنتيجة آن، توليدات كشاورزي و آيندة كشاورزان با عدم‌قطعيت همراه شده است (تركماني، ۱۳۷۵؛ تركماني و فلسفيان، ۱۳۸۳؛ Torkamani, 2005 و Torkamani, 2006). افزون بر آن، مطالعات متعددي مبين مخاطره‌گريزي بهره‌برداران كشاورزي و به‌ويژه كشاورزان كوچك و خرده‌پاست (تركماني، ۱۳۷۵ و Torkamani, 2006). اين عوامل موجب شده است كه كشاورزان به اتخاذ راهكارهاي مقابله با مخاطره بپردازند. آنها در كاربرد نهاده‌هاي مختلف و پذيرش

فناوري‌هاي نوين با احتياط عمل مي‌كنند، و توليد متوسط و حتي پايين اما مطمئن را بـه توليد بيشتر اما نامصمئن تـرجيح مـي‌دهنـد (تركمـاني، ۱۳۸۴ و تركمـاني و شـيروانيان، ۱۳۸۲). با اين همه، چنانچه كشاورز بداند كه اُفت زيان‌بار و مهارنشدني درآمد او جبران خواهد شد، به تخصيص منابع در راه‌هايي كه حداكثر توليد و سود را تأمين كند، بيشـتر تمايل نشان مـي‌دهـد (تركمـاني،۱۳۸۰)؛ و از ايـن‌رو، شـمار بيشـتري از سـودآورترين محصولات را- با وجود مخاطرة بيشتر- توليد مي‌كند، و به پذيرش فناوري‌هاي پيشرفته امـا نـامطمـئن تمايـل بيشـتري پيـدا خواهـد كـرد. ايـن رونـد مـي‌توانـد بـه افـزايش ارزش افـزودة بخـش كشـاورزي و نيـز كـاهش فقـر در روسـتا بينجامـد (هزل، ۱۳۶۹).

كشاورزان و جوامع روستايي و نيز برنامـه‌ريـزان كشـورهاي مختلـف بـراي مقابلـه بـا مخـاطرات حـاكم بـر توليـد در بخـش كشـاورزي طيفـي از برنامـه‌هـاي مهـار مخاطره را به‌وجود آورده‌اند. ازجملة اين برنامه‌ها، دخالت دولـت‌هـا در مهـار مخـاطره از طريـق بيمـة محصـولات كشـاورزي اسـت تـا بـا حمايـت از كشـاورزان در برابـر زيان‌هاي ناشي از سوانح طبيعي، به حـفظ سطـح درآمـد و بهره‌وري آنهـا كمـك كننـد (Walker and Jodha, 1986). مفهوم بيمه در بخش كشاورزي عبارت از تضمين جبران سهمي از خسارات داده‌ها و ستانده‌ها و عوامل بالفعل لازم بـراي عمليـات اقتصـادي در فاصلة قبل از توليد تـا مصـرف محصـولات و درمقابـل خطـرات تهديدكننـدة غيرقابـل پيشگيري است، به شرط آنكه پيش‌بيني احتمال وقوع مخاطرات امكان‌پذير باشـد. نقـش بيمه تعديل فشار خسارات ناشي از مخاطرات است، به گونه‌اي كه خسارات بالفعـل بـر يك فرد يا يك گروه، و يا يك مزرعه يا مزارع يك منطقـه در زمـان خـاص وقـوع آن، متمركز نخواهد شد بلكه زيان اقتصادي و اجتماعي خسارات در سـطحي وسـيع توزيـع مي‌شود. تقبل تدريجي بار مالي ناچيز هزينه‌هاي بيمه از سوي بسياري از افراد جامعه به‌صورت پرداخت حق بيمه از فلج ناگهاني اقتصادي معدودي از آنها جلـوگيري خواهـد كرد. در نتيجه، بيمه در بخش كشاورزي تضميني بـراي جلـوگيري از ركـود يـا توقـف

جريان توليدي بوده، داراي سازوكاري است كـه مـي‌توانـد در ايـن بخـش، بـه‌صـورت وسيله‌اي تأثيرگذار عمل كند (نيكوئي و تركماني، ۱۳۸۱).

بدين ترتيب، كارآيي نظام بيمة محصولات كشـاورزي در فـراهم كـردن زمينـه‌هـاي توسعة روستايي به دسترسي به يكي از اهداف اصلي آن يعني افزايش توليد محصـولات وابسته است. در راستاي اين هدف، تاكنون تحقيقـاتي گسـترده در كشـورهاي مختلـف جهان صورت پذيرفته است كه از آن جمله، مي‌توان به مطالعات احسان، علي، و كوريان (۱۹۸۲) و تركماني (۱۳۷۷ و ۱۳۸۰) اشاره كرد. به عقيدة ايـن محققـان، نقـش اساسـي برنامه‌هاي بيمه تشخيص مخاطره‌پذيري افراد است كه از پديده‌هاي تصادفي طبيعي متأثر مي‌شود. با مشاركت بيمه در اين مخاطرة انفرادي و تقسيم آن ميان بيمه‌شده و بيمه‌گذار، انتقال مخاطرات امكان‌پذير مي‌شود و افراد مي‌تواننـد بـه فعاليـت‌هـاي پرمخـاطره روي آورند. بدين ترتيب، بيمه به تحقق شرايط بهينة پارتو[۱] منجر مي‌شـود. بـر اسـاس ايـن تصميم، كشاورز منفرد مي‌پذيرد كه كل منابع خود را به توليـد در شـرايط عـدم‌قطعيـت تخصيص دهد كه بدان امنيت مالي[۲] مي‌گويند. در واقع، افزايش مخاطره‌پـذيري نشـان-دهندة افزايش در كل محصول انتظاري اسـت كـه بـه افـزايش رفـاه اجتمـاعي خواهـد انجاميد. همچنين، ممكن است افزايش مخاطره‌پذيري به بهبود در تخصـيص منـابع نيـز منجر شود. در نتيجه، بيمة كشاورزي در مورد توليدكنندگان بيمه‌شده، نسبت بـه آنهـايي كه بيمه نشده‌اند، سبب افزايش محصول مي‌شود.

سرائو (Serrao, 1991) به بررسي بيمة غلات و بيمة درآمد مزرعه در منطقة اوراي[۳] پرتغال پرداخت. نتايج بررسي او براي سطوح مختلف مخـاطره نشـان مـي‌دهـد كـه در صورت مخاطره‌گريزي كشاورزان منطقه، طرح پيشنهادي به ثبات در نوسان‌هاي درآمدي آنها خواهد انجاميد.

لـي، فو، و ژانگ (Li, Fu, and Zhang, 1992) به بررسـي بيمـة تعـاوني[۴] بـه‌مثابـه روشي بنيادي براي تضمين بيمة روستايي در شهر بائوجيو[۵] در چين پرداخته و بيمـه را به‌منزلة جزء اصلي نظام اقتصادي بازار سوسياليستي معرفي كرده‌اند. به اعتقاد آنها، بيمـه

در تقويت واكنش خانواده‌ها، توليد كالاهاي روستايي و پيشرفت جامعة روستاييان در چين نقشي مهم بازي مي‌كند.

راماسوامي (Ramaswami, 1993) اثرات كاهش مخاطره و مخاطرات اخلاقي بيمة كشاورزي را مورد بررسي قرار مي‌دهد. جهت و بزرگي اين اثرات به پارامترهايي از قبيل قرارداد بيمه[۶] ، ترجيحات مخاطره‌اي توليدكننده، و نوع فناوري به‌كارگرفته شده توسط توليدكننده بستگي دارد. نتايج اين بررسي نشان مي‌دهد كه هرچند، ممكن است بيمة كشاورزي به علت كاهش مخاطرة توليد كشاورزي به افزايش توليد از طريق به‌كارگيري فعاليت‌هاي خطرزا (مخاطره‌اي) منجر شود اما وجود پديدة مخاطرات اخلاقي باعث كاهش استفاده از نهاده‌هايي مي‌شود كه در فعاليت‌هاي خطرزا به‌كار گرفته مي‌شوند و بنابراين، درآمد انتظاري (عملكرد انتظاري) از اين فعاليت‌ها نيز كاهش خواهد يافت.

آينس و آرديلا (Innes and Ardila, 1994) به بررسي بيمة كشاورزي و فقر خاك در منطقة آريزونا[۷] در آمريكا پرداخته‌اند. در اين مطالعه، اثرات بيمة كشاورزي بر گزينش فعاليت‌هاي مزرعه و نيز تهي و فقير شدن خاك و محيط، در صورت وجود دو نوع مخاطرة نسبي (مخاطرة ناشي از درآمدهاي كوتاه‌مدت در مقابل ميان‌مدت و مخاطرة ارزش زمين)، ارزيابي مي‌شود. بر اساس نتايج اين مطالعه، كشاورزان اغلب براي دستيابي به حداكثر محصول از بيمه‌اي استفاده مي‌كنند كه نسبت توليد- درآمد را ثابت نگه مي‌دارد؛ بنابراين، اثرات جنبي[۸] محيطي تشديد مي‌شود و در نهايت، به فقر خاك منجر خواهد شد. بيمه‌اي كه ارزش زمين را ثابت نگه مي‌دارد، باعث مي‌شود كه محصول كمتري به‌دست آيد و از اين‌رو، اثرات جنبي محيطي كاهش مي‌يابد.

باكوئت و اسكيز (Baquet and Skees, 1994) به بررسي عناصر اصلي در بيمة نوين ارائه‌شده براي كشاورزان آمريكا پرداخته‌اند. آنها، با بيان وجود دو نوع بيمة در دسترس كشاورزان (برنامة مخاطرة گروهي[۹] و گزينه‌هاي بيمة خصوصي)، از برنامة بيمة مخاطرة گروهي با عنوان «ابزار مديريت بر كشاورزان» نام برده‌اند. برنامة مخاطرة

گروهي تنها در صورتي به كشاورزان غرامت مي‌پردازد كه ميزان افت عملكـرد آنهـا بـه پايين‌تر از يك سطح خاص برسد.

خادم آدم (۱۳۷۰) نقش بيمه را تضميني براي جلوگيري از ركود يـا توقـف جريـان توليدي و در نتيجه، جلوگيري از كاهش توليد محصولات كشاورزي مي‌داند. به باور او، دولت قادر خواهد بود حمايت‌هاي مالي خود را از طريق بيمه به‌مثابه ابزاري در راستاي اهداف بخش كشاورزي هدايت كند؛ ميزان حمايت‌ها را با درجة اولويت اهداف، تركيب كشت مطلوب، و توزيع منطقه‌اي آن تطـابق دهـد؛ كشـاورزان را در زمينـة بـه‌زراعـي تشويـق كند؛ از سقوط اقتصادي و اجتماعي كشـاورزان جلـوگيري بـه‌عمـل آورد؛ و در نتيجه، در راستاي افزايش توليد و درآمد كشاورزان و نيز جلوگيري از مهاجرت آنها گام بردارد.

فردوسي (۱۳۷۳) در تحقيقي به بررسي نقش بيمه در توليد محصول پنبه در گرگـان پرداخته است. در اين مطالعه، نتايج به‌دست آمده از تجزيه و تحليـل كمـي تـابع توليـد نشان مي‌دهد كه بيمه در انتقال و نيز شـيب تـابع توليـد اثـري معنـي‌دار نداشـته اسـت. همچنين، به عقيدة او، از آنجا كه كشاورزان با طيفي گسترده از مخاطرات مواجه‌اند، بيمه به شكل فعلي آن تنها بخشي از مخاطرة مربوط به توليد را كاهش مي‌دهد و نمـي‌توانـد به تنهايي اثر مثبت معني‌داري بر توليد داشته باشد.

در مطالعة تركماني (۱۳۷۵)، تأثير بيمـة محصـولات كشـاورزي بـر كـارآيي فنـي و مخاطره‌گريزي كشاورزان منطقة كوار در استان فارس مورد بررسي قرار گرفته است. بـر اساس نتايج اين مطالعه، ميانگين كارآيي‌هاي فني در دو گـروه بيمـه‌شـده و بيمـه‌نشـده به‌ترتيب ۷۳/۰۸ و ۶۵/۰۹ درصد برآورد شده است.

نيكويي و تركماني (۱۳۸۱)، با در نظر گرفتن محصول گندم، بـه بررسـي وجـود دو پديدة مخاطرات اخلاقي و انتخاب زيان‌آور براي بيمة اين محصول در استان فـارس در سال زراعي ۷۶-۱۳۷۵ پرداخته‌اند. بر اسـاس تجزيـه و تحليـل صـورت‌گرفتـه در ايـن مطالعه، مي‌توان نتايج منفي عملكرد بيمة گندم بر توليد گندمكاران در اقلـيم كوهسـتاني

سرد و نتيجة تا حدودي منفي عملكرد آن در اقليم نيمه‌صحرايي گرم استان فارس را بـه حاكميت پديدة مخاطرات اخلاقي در بيمة محصول گندم در اين دو ناحية اقليمي نسبت داد. افزون بر آن، مي‌توان نتيجة مثبت عملكرد بيمة گندم در اقليم مديترانه‌اي را ناشي از عدم حاكميت پديدة يادشده در اين ناحيه دانست.

نيكويي (۱۳۸۲)، با گردآوري اطلاعات به‌دست‌آمده از يك نمونة آماري شـامل ۴۱۶ گندم‌كار و چغندركار بيمه‌شده، به بررسي نظرات آنها پرداخت. نتايج اين بررسـي نشـان داد كه مي‌توان از ابزار وام پرداختي در بانك‌هاي كشاورزي و بيمة اجباري بـه‌صـورت ابزاري براي توسعة سطح پوشش بيمه كمك گرفت؛ و نيز بـا ارائـة خـدمات ماشـيني و نهاده‌ها از سوي كارخانه‌هاي قند، شيوة پوشش بيمة اجباري گروهـي محصـول چغنـدر قند بر تغيير فناوري كشاورزي چغندركاران نسبت به گندم‌كاران بيمه‌شده تـأثيري مثبـت داشته است.

ايران از جمله كشورهايي است كه در حـال حاضـر، طرح بيمة زراعي را در مقيـاس ملي اجـرا مـي‌كنـد. در ۱۳۶۲، قـانـون بيمة محصولات كشـاورزي در مجلـس شـوراي اسلامي به تصويب رسيد (مجلس شوراي اسلامي،۱۳۶۲). در اين قانون، بالا بردن سطح درآمد كشاورزان در رأس اهداف بيمه قرار دارد و كاستن از عدم تعادل درآمد در بخش كشاورزي، در مقايسه با ساير بخـش‌هـاي اقتصـاد، از اهميـت بسـيار برخـوردار اسـت (جابري، ۱۳۷۳).

در اين راستا، هدف خاص مطالعة حاضر كه در زمينة نتايج كاربست بيمـة محصـول گندم در استان فارس به صورت موردي انجام شده است، بررسي نقش بيمـه در توسـعة روستايي از طريق كاهش نوسان‌هاي درآمدي و افزايش توليد كشاورزان است.

مواد و روش‌ها

در اين مطالعه، از روش تحقيق پيمايشي[۱۰] استفاده شده است. در اين رابطه، پس از تعيين جامعة مورد مطالعه، حجم نمونه تعيين شد. سپس، با انجام يك مطالعة راهنما[۱۱] و تجزيه و تحليل نتايج آن و نيز اصلاحات لازم در ابزار سنجش، گردآوري اطلاعات در جمعيت نمونه صورت گرفت؛ و از طريق روش‌هاي مورد نظر، اطلاعات به‌دست‌آمده در ۱۳۸۴ تجزيه و تحليل شد. در اين نطالعه، كشاورزان گندم‌كار بيمه‌شده و بيمه‌نشدة استان فارس به‌عنوان جامعة مورد پژوهش در نظر گرفته شده‌اند؛ و پس از انجام محاسبات مربوط به نمونه‌گيري، آن دسته از گندم‌كاران واردشده در نمونه‌گيري جمعيت نمونة مورد مطالعه را تشكيل دادند. اقليم‌بندي مناطق و شهرستان‌هاي استان فارس بر اساس مطالعة حياتي (۱۳۷۴) مبناي نمونه‌گيري در اين پژوهش بوده است. بر اين اساس، استان فارس به پنج اقليم مختلف شامل اقليم‌هاي *نيمه‌صحرايي* خشك و گرم، مديترانه‌اي، تركيب مديترانه‌اي و كوهستاني سرد، صحرايي خشك و گرم، و تركيب مديترانه‌اي و نيمه‌صحرايي گرم تقسيم شده است. از آنجا كه سه نوع اقليم صحرايي گرم، مديترانه‌اي، و كوهستاني سرد بيش از ۹۰ درصد از نواحي اين استان را تشكيل مي‌دهد و تأكيد مطالعة حاضر بر تأثير تنوع آب و هوايي روي پارامترهاي مورد سنجش بوده است، در هر يك از سه منطقة اقليمي يادشده، دو شهرستان به‌صورت تصادفي انتخاب شده‌اند كه عبارت‌اند از: فسا و فيروزآباد در اقليم صحرايي گرم، شيراز و كوار در اقليم مديترانه‌اي، و اقليد و آباده در اقليم كوهستاني سرد.

بدين ترتيب، در اين مطالعه، روش نمونه‌گيري خوشه‌اي چندمرحله‌اي طبقه‌بندي شده[۱۲] به‌كار رفته است. از اين‌رو، نخست، طبقه‌بندي جامعة آماري مورد نظر بر اساس تنوع آب و هوايي انجام شد. سپس، در مرحلة اول، ، انتخاب خوشه‌هايي به‌صورت تصادفي از ميان طبقات انجام گرفت كه همان شهرستان‌هاي انتخاب‌شده مي‌باشند. در مرحلة بعد، در اين شهرستان‌ها، تعدادي روستا به‌صورت تصادفي انتخاب شدند كه شمار روستاهاي هر شهرستان عبارت‌اند از: ۹ روستا در فيروزآباد، ۲۵ روستا در فسا، ۱۵

روستا در شيراز، ۱۶ روستا در كوار، ۸ روستا در آباده، و ۱۰ روستا در اقليد. در اين روستاها، بر اساس اندازة جمعيت واردشده در نمونه، كشاورزاني به‌صورت تصادفي انتخاب شدند و نمونه‌گيري از آنها صورت گرفت.

براي جمع‌آوري اطلاعات، از روش مصاحبة حضوري و پرسشنامه بهره‌گرفته شد. بدين ترتيب، در اقليم‌هاي مديترانه‌اي، نيمه‌صحرايي گرم، و كوهستاني سرد، به‌ترتيب از ۸۶، ۲۰، و۵۶ گندم‌كار بيمه‌نشده و ۶۸، ۸۵، و ۹۵ گندم‌كار بيمه‌شده اطلاعات مورد نياز جمع آوري شد.

به‌منظور بررسي تأثير بيمه بر كارآيي نهاده‌هاي مختلف كشاورزي، تخمين تابع توليد گروه‌هاي بيمه‌شده و بيمه‌نشده انجام گرفت. بيمه مي‌تواند به دو صورت روي تابع توليد تأثير داشته باشد: يكي، انتقال منحني توليد بيمه‌شدگان به موازات منحني توليد بيمه‌نشدگان و ديگري، از طريق توليد نهايي عوامل توليد كه باعث تغيير شيب منحني توليد مي‌شود. براي تخمين تابع توليد، با توجه به تعداد زياد متغيرها، تنها دو مدل تابع توليد شامل تابع‌هاي توليد متعالي (ترانسندنتال[۱۳]) و لگاريتمي (كاب - داگلاس[۱۴]) مورد آزمون قرار گرفت، كه شكل عمومي اين دو مدل به‌صورت زير است:

$$LnY_j = b_0 + \sum b_i \, Ln(X_{ij}) + \sum\sum d_{ki} \, D_1 \, Ln\,(X_{ij}) + d_1 D_1 + \sum e_r E_{rj} + \varepsilon_j \qquad (1)$$

$$LnY_j = b_0 + \sum b_i \, Ln(X_{ij}) + \sum\sum d_{ki} \, D_1 Ln\,(X_{ij}) + d_1 D_1 + \sum C_i \, X_{ij} + \sum\sum C_{ki} \, D_1 X_{ij} + \sum e_r E_{rj} + \varepsilon_j \qquad (2)$$

$$i = 1, \ldots, m \qquad k = 1, \ldots, m' \qquad r = 1, \ldots, m''$$

رابطة ۱ مدل لگاريتمي و رابطة ۲ مدل متعالي تابع توليد را نشان مي‌دهد. در اين تابع‌ها، X_{ij} متغير توضيحي حقيقي i ام در واحد j شامل كود حيواني، كارگرخانوادگي، كود شيميايي نيتراته، كود شيميايي فسفاته، هزينة آبياري، كارگر روزمزد، ماشين‌آلات، سموم، بذر و اندازة زمين است. همچنين، D_1 متغير مجازي بيمه، E_{rj} متغير مجازي براي تفكيك اثرات شهرستان‌ها و Y_j متغير وابسته (ميزان توليد) واحد j ام و b_0 ، b_i ، d_{ki} ، d_1 ، C_i ، C_{ki}، و e_r ضرايبي است كه بايد تخمين زده

شود. ضرايب d_{ki} نشان‌دهندة اثر متغير مجازي بيمه بر شيب تابع توليد و d۱ نشان‌دهندة اثر متغير مجازي بيمه بر مقدار ثابت تابع توليد است. همچنين، ε_j جزء خطا، m تعداد متغيرهاي توضيحي حقيقي، و m′ و m″ تعداد متغيرهاي توضيحي مجازي است. پس از برآورد تابع توليد بيمه‌شدگان و بيمه‌نشدگان، كه در هر يك از مناطق آب‌وهوايي موردنظر به دو شكل يادشده و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولي (OLS)[۱۵] انجام گرفت، براي انتخاب مدل برتر، از آزمون F حداقل مربعات مقيد به‌شرح رابطة زير استفاده شد:

$$F=\frac{(R^{۲}_{uR}-R^{۲}_{R})/m}{(۱-R^{۲}_{uR})/(N-K)} \qquad (۳)$$

در اين رابطه، $R^{۲}_{uR}$ و $R^{۲}_{R}$ به‌ترتيب نمايانگر مقادير $R^{۲}$ به‌دست آمده از رگرسيون‌هاي رابطه‌هاي ۲ و ۱ مي‌باشند. N تعداد مشاهدات، K تعداد پارامترهاي رگرسيون نامقيد (رابطة ۲) و m متغيرهاي اضافه شده در رگرسيون نامقيد است. در صورتي كه F محاسباتي با درجات آزادي m و N-K از F جدول بزرگ‌تر باشد، مدل نامقيد (متعالي) پذيرفته مي‌شود.

پس از انتخاب مدل برتر، به‌منظور بررسي تأثير بيمه بر توليد، از آزمون تغيير ساختاري به‌كمك متغيرهاي مجازي استفاده شد (درخشان، ۱۳۷۴). در اين آزمون، با به‌دست آوردن مجموع مربعات جملة پسماند در مدل‌هاي مقيد و نامقيد، از طريق آمارة آزمون F ، براي بررسي تفاوت ساختاري بين مدل‌هاي مقيد و نامقيد، فرضيات مختلف مورد آزمون قرار مي‌گيرند. شكل كلي مدل‌هاي مقيد براي هر يك از تابع‌هاي كاب ـ داگلاس و يا متعالي انتخابي، كه براي كلية گندم‌كاران (بيمه‌شده و بيمه‌نشده) در هر منطقة آب‌وهوايي برآورد شده، به‌صورت رابطه‌هاي زير است:

$$LnY_j = b_۰ +\sum b_i\, Ln(X_{ij}) + \sum e_r E_{rj} +\varepsilon_j \qquad (۴)$$

$$LnYj = b_۰ + \sum bi\, Ln(Xij) + \sum erErj + \sum Ci\, Xij + \varepsilon j \qquad (۵)$$

معادلات ۴ و ۵ به‌ترتيب شكل كلي تابع‌هاي كاب ـ داگلاس و متعالي مي‌باشند كه متغيرها و ضرايب آنها پيش‌تر تعريف شده‌اند. شكل كلي مدل‌هاي نامقيد براي بررسي هر يك از فرضيه‌هاي زير عبارت‌اند از:

الف- اثر بيمه بر متغير عرض از مبدأ و يا انتقال تابع توليد بهره‌برداران معني‌دار است. در اين صورت، شكل كلي تابع‌هاي كاب ـ داگلاس و متعالي نامقيد به‌ترتيب رابطه‌هاي ۶ و ۷ مي‌باشد.

$$LnYj = b_{\circ} + \sum bi\ Ln(Xij) + d1D1 + \sum erErj + \varepsilon j \qquad (۶)$$

$$LnYj = b_{\circ} + \sum bi\ Ln(Xij) + d1D1 + \sum Ci\ Xij + \sum erErj + \varepsilon j \qquad (۷)$$

ب- اثر بيمه بر شيب تابع‌هاي توليد و يا توليد نهايي بهره‌برداران معني‌دار است. در اين صورت، شكل كلي تابع‌هاي كاب ـ داگلاس و ترانسندنتال نامقيد به‌ترتيب، رابطه‌هاي ۸ و ۹ مي‌باشد.

$$LnYj = b_{\circ} + \sum bi\ Ln(Xij) + \sum\sum dki\ D1\ Ln\ (Xij) + \sum erErj + \varepsilon j \qquad (۸)$$

$$LnYj = b_{\circ} + \sum bi\ Ln\ (Xij) + \sum\sum dki\ D1\ Ln\ (Xij) + \sum Ci\ Xij + \sum\sum CkiD1Xij + \sum erErj + \varepsilon j \qquad (۹)$$

آزمون F براي بررسي برتري هر يك از مدل‌هاي نامقيد بر مدل مقيد به قرار زير است (تركماني، ۱۳۸۴).

$$F = \frac{(Rss_R - Rss_{UR})/(K - K^*)}{Rss_{UR}/(N - K)} \qquad (۱۰)$$

در اين رابطه، Rss_{UR} و Rss_R به‌ترتيب نمايانگر مجموع مربعات جملة پسماند به‌دست آمده از مدل‌هاي نامقيد و مقيد، N تعداد مشاهدات، وK و K^* به‌ترتيب تعداد پارامترها در رگرسيون‌هاي نامقيد و مقيد است. در صورتي كه F محاسباتي با درجات آزادي *K-K و N-K از F جدول بزرگ‌تر باشد، مدل نامقيد بر مدل مقيد برتري دارد و تأثير بيمه بر انتقال تابع توليد (فرضية الف) و يا شيب تابع توليد (فرضية ب) معني‌دار است. همة رابطه‌هاي بالا با استفاده از بستة نرم‌افزار SPSSWIN برآورد شده‌اند.

نتايج

پس از برآورد تابع‌هاي توليد گندم‌كاران در هر يك از سه منطقة آب‌وهوايي يادشـده بـه شكل مدل‌هاي كاب ـ داگلاس و متعالي، براي انتخاب مدل برتـر، از آزمـون F اسـتفاده شد. نتايج آزمون در هر يك از مناطق آب‌وهوايي در جـدول ۱ نشـان داده شـده اسـت. براساس اين جدول، آزمون F براي مقايسة تابع‌هاي توليد كاب- داگلاس و متعالي براي گندم‌كاران در هريك از مناطق سه‌گانة مورد مطالعه از نظر آمـاري معنـي‌دار نمـي‌باشـد. بنابراين، از آنجا كه بين اين دو مدل تفاوتي معني‌دار مشاهده نمي‌شـد، بـه دليـل مزيـت تابع مدل كاب ـ داگلاس در راحتي محاسبة كشش‌هاي توليد براي بررسي تأثير بيمه بـر شيب تابع توليد، اين مدل به‌عنوان مدل مناسب‌تر در اين مطالعه انتخاب شد.

جدول ۱- آزمون F جهت انتخاب مدل مناسب در هر يك از مناطق آب‌وهوايي براي محصول گندم

مناطق آب‌وهوايي	R^2_R	R^2_{UR}	N	k	m	F محاسباتي	F جدول	رد يا پذيرش فرضية H_0
مديترانه‌اي	۰/۶۹۲	۰/۷۳۵	۱۵۴	۴۰	۱۹	۱/۴۸۲	۱/۶۸*	پذيرش فرضيه
نيمه‌صحرايي گرم	۰/۷۷۷	۰/۷۹۷	۱۰۵	۴۰	۱۹	۰/۳۳۷	۱/۷۳*	پذيرش فرضيه
كوهستاني سرد	۰/۶۳۹	۰/۶۹۳	۱۵۱	۴۰	۱۹	۱/۰۳۰	۱/۶۷*	پذيرش فرضيه

$R^2=R^2_R$ مدل مقيد، يعني تابع كاب- داگلاس؛ $R^2=R^2_{UR}$ مدل نامقيد، يعني تـابع متعـالي؛ N= تعـداد مشاهدات؛ k= تعداد پارامترهاي رگرسـيون نامقيـد؛ m= متغيرهـاي اضـافه‌شـده در رگرسـيون نامقيـد؛ *= سطح معني‌داري ۵ درصد.

مأخذ: داده‌هاي مورد بررسي

نتايج برآورد تابع‌هاي توليد كاب ـ داگلاس مقيد و نامقيد گندم‌كاران منطقـة اقليمـي مديترانه‌اي براي بررسي تأثير بيمه بر عرض از مبدأ و شيب تابع توليد و بـه‌طـور كلـي، بررسي تأثير بيمه بر توليد در جدول ۲ آمـده اسـت. آمـارة F نشـان مـي‌دهـد كـه كليـة رگرسيون‌ها از نظر آماري درسطح كمتر از يك درصد معنـي‌دارنـد؛ يعنـي، فرضـية H_0،

مبتني بر صفر بودن كلية ضرايب برآورد شده، مردود است. مقدار R^2 نشان مي‌دهـد كـه در مدل‌هاي ۱، ۲ و ۳ به‌ترتيب ۶۹، ۶۷ و ۵۸ درصد از تغييرات متغيـر وابسـته از طريـق متغيرهاي مستقل توضيح داده مي‌شود.

در اين مطالعه، براي بررسي تفاوت ساختاري مدل‌هاي مقيد و نامقيد، از آزمون تغيير ساختاري به كمك متغيرهاي مجازي استفاده شد. بدين ترتيب، با اسـتفاده از رابطـة ۱۰، مقايسه‌اي ميان مدل نامقيد (مدل ۱) و مدل مقيد بدون متغير مجازي بيمه (مـدل ۲)، كـه نتايج برآورد آنها در جدول ۲ آمده است، صورت گرفت و نتايج زير به‌دست آمد:

$F(۱/۱۳۳) = ۴/۵۱۶^{*}$ محاسباتي $F_{(\alpha=۰/۰۵)}(۱/۱۳۳) = ۳/۹۲$ جدول

بدين ترتيب، چون F محاسباتي از F جدول در سطح معني‌داري ۵ درصد بـزرگ‌تـر است، مدل نامقيد بر مدل مقيد برتري دارد و بيمه در منطقة مديترانه‌اي بر عرض از مبدأ تابع توليد گندم‌كاران مؤثر است. همچنين، از مقايسة مدل نامقيد (مدل ۱) و مـدل مقيـد بدون متغير مجازي مؤثر بر شيب (مدل ۳) نتايج زير به‌دست آمده است:

$F(۹/۱۳۳) = ۲/۷۳۵^{**}$ محاسباتي $F_{(\alpha=۰/۰۱)}(۹/۱۳۳) = ۲/۵۶$ جدول

كه در نتيجه، بيمه بر شيب تابع توليد گندم‌كاران نيز مؤثر بوده است. بنـابراين، مـي‌تـوان گفت كه متغيرهاي مجازي عرض از مبدأ بيمه و شيب‌ها در مدل نامقيد پايـدار و بيمـه، هم به انتقال تابع توليد گندم‌كـاران بـه سـمت بـالا و هـم بـه تغييـر شـيب تـابع توليـد انجاميده‌اند. با توجه به منفي بودن همة متغيرهاي معني‌دار شدة نشان‌دهندة تأثير متقابـل بيمه و عوامل توليد در تابع توليد نامقيد، مي‌توان گفت كه شيب تـابع تـوليـد- با توجـه بـه مجموع اين ضرايب- ۶۱/۷ درصد كم شده است؛ و از اين‌رو، در ايـن منطقـه، تـابع توليد گندم‌كاران به اندازة ۶/۴۸۶ واحد به سمت بالا انتقال يافته و شيب تـابع توليـد بـه اندازة ۶۱/۷ درصد كم شده است؛ يعني، تأثير يك واحد افزايش نهاده بر افـزايش توليـد بيمه‌شدگان ۶۱/۷ درصد كمتر از بيمه‌نشدگان است. بنابراين، در مجموع، با وجود تـأثير منفي بيمه بر شيب تابع توليد، انتقال تابع از تأثير مثبت بيمه بر توليد گندم‌كاران در ايـن ناحيه حكايت مي‌كند.

جدول۲- نتايج برآورد تابع‌هاي توليد كاب ـ داگلاس مقيد و نامقيد گندم‌كاران موردمطالعه در منطقة اقليمي مديترانه‌اي

مدل		(۱) نامقيد		(۲) مقيد بدون متغير مجازي عرض از مبدأ بيمه		(۳) مقيد بدون متغير مجازي بيمة مؤثر بر شيب	
شرح	متغير	ضريب	T	ضريب	T	ضريب	T
لگاريتم كود حيواني	LnX_1	-	-	۰/۰۰۹	۱/۶۸۳*	-	-
لگاريتم كارگر خانوادگي	LnX_2	-۰/۰۲۰	-۲/۸۵۳**	-۰/۰۱۹	-۲/۵۳۵**	-۰/۰۱۵	-۲/۳۱۶**
لگاريتم كود نيتراته	LnX_3	-۰/۰۳۳	-۱/۷۹۹*	-	-	-	-
لگاريتم كود فسفاته	LnX_4	-۰/۰۲۰	-۱/۸۳۵*	-۰/۰۲۰	-۱/۷۵۶*	-	-
لگاريتم هزينة آبياري	LnX_5	۰/۰۱۹	۱/۹۰۳*	۰/۰۲۱	۲/۰۱۵*	-	-
لگاريتم هزينة ماشين‌آلات	LnX_7	۰/۶۴۲	۶/۰۰۱**	۰/۴۱۷	۳/۹۲۱**	۰/۳۱۸	۳/۹۴۸**
مجازي بيمه در لگاريتم كود حيواني	D_1LnX_1	-۰/۰۱۰	-۱/۷۵۰*	-۰/۰۱۶	-۱/۹۵۴*	-	-
مجازي بيمه در لگاريتم ماشين‌آلات	D_1LnX_7	-۰/۵۹۰	-۳/۷۸۵**	-۰/۲۷۰	-۲/۱۶۵*	-	-
مجازي بيمه در لگاريتم سموم	D_1LnX_8	-۰/۰۱۷	-۲/۵۸۰**	-۰/۰۱۶	-۲/۴۰۲**	-	-
مجازي بيمه در لگاريتم بذر	D_1LnX_9	-	-	۰/۳۰۷	۲/۲۳۸**	-	-
مجازي بيمه	D_1	۶/۴۸۶	۳/۸۳۰**	-	-	-	-
مجازي اثر منطقه (شهرستان)	E	۰,۲۲۷	۴/۲۶۷**	۰/۲۲۰	۳/۶۹۴**	۰/۲۵۳	۴/۹۴۵**
ضريب ثابت		۵/۷۸۲	۵/۲۱۴**	۷/۸۶۰	۶/۹۰۷**	۸/۸۸۸	۱۰/۴۶۶**
R^2		۰/۶۹۲		۰/۶۷۲		۰/۵۸۰	
$\bar{R}^2$		۰/۶۷۲		۰/۶۵۱		۰/۵۷۴	
RSS		۱۱/۷۸۰		۱۲/۱۸۱		۱۳/۹۶۲	
F		۳۵/۹۴۸**		۳۲/۷۸۰**		۱۰۴/۲۶۰**	
D.W.		۲/۰۱۷		۱/۹۶۵		۱/۹۷۱	

* و **: به‌ترتيب سطوح معني‌داري ۵ و ۱ درصد

مأخذ: داده‌هاي مورد بررسي

در جدول ۳، نتايج برآورد توابع توليد كاب ـ داگـلاس مقيـد و نامقيـد گنـدم‌كـاران منطقة اقليمي نيمه‌صحرايي گرم آمده است. آمارة F نشان مي‌دهد كه همة رگرسيون‌ها از نظر آماري در سطح كمتر از يك درصد معني‌دارند و مقدار R۲ بيـانگر آن اسـت كـه در مدل‌هاي ۱، ۲ و ۳، به‌ترتيـب ۷۷/۷، ۷۷/۷ و ۵۹/۵ درصـد از تغييـرات متغيـر وابسـته از طريق متغيرهاي مستقل توضيح داده مي‌شود.

از مقايسة مدل‌هاي نامقيد (مدل۱) و مقيد بدون متغير مجازي عرض از مبدأ (مدل۲) از طريق آزمون تغيير ساختاري، نتايج زير به‌دست آمده است:

$F_{(\alpha=0/05)}(1/84) = 3/96$ جدول $F(1/84) = 0/0002$ محاسباتي

كه در نتيجه، بيمه به تغيير عرض از مبدأ تابع توليـد منجـر نشـده اسـت. همچنـين، مقايسة مدل مقيد (مدل ۱) و مدل نامقيد بدون متغير مجازي شيب‌ها (مدل۳) نشـان داده است كه:

$F_{(\alpha=0/01)}(9/84) = 2/64$ جدول $F(9/84) = 3/237^{**}$ محاسباتي

يعني، اين آزمون در سطح ۱ درصـد معنـي‌دار و بيمـه بـه تغييـر شـيب تـابع توليـد انجاميده است. بدين ترتيب، پايداري متغيرهاي مجازي مؤثر بر شيب تـابع توليـد تأييـد مي‌شود و مدل ۲ براي توليد گندم‌كاران اين ناحيه مدل برتر به‌شمار مي‌رود. از آنجا كـه در اين مدل، همة ضرايب متغيرهاي معني‌دار شدة نشان‌دهندة تأثير متقابل بيمه و عوامل توليد علامت منفي دارند، مي‌توان گفت كه شيب تابع توليد- با توجه بـه مجمـوع ايـن ضرايب- ۵/۸ درصد از طريق كم شده است. از اين‌رو، در اين ناحيه، بيمه موجب انتقال تابع توليد نشده اما شيب تابع توليد را كم كرده است؛ يعني، تأثير افـزايش نهـاده‌هـا بـر توليد بيمه‌شدگان به مقدار كمي (برابر ۵/۸ درصد) كمتر از بيمه‌نشدگان است. بنـابراين، در مجموع، بيمه تاحدودي بر توليد گندم اين ناحيه تأثير منفي داشته است.

جدول ۳- نتايج برآورد تابع‌هاي توليد كاب-داگلاس مقيد و نامقيد گندم‌كاران مورد مطالعه در منطقة اقليمي نيمه‌صحرايي گرم

مدل		(۱) نامقيد		(۲) مقيد بدون متغير مجازي عرض از مبدأ بيمه		(۳) مقيد بدون متغير مجازي بيمة مؤثر بر شيب	
شرح	متغير	ضريب	T	ضريب	T	ضريب	T
لگاريتم كود حيواني	LnX_1	۰/۰۰۸	۱/۸۶۳*	۰/۰۰۸	۱/۸۶۳*	-	-
لگاريتم كارگر خانوادگي	LnX_2	-۰/۰۰۸	-۲/۰۲۸*	-۰/۰۰۸	-۲/۰۲۸*	-	-
لگاريتم كود فسفاته	LnX_3	۰/۱۹۸	۲/۶۷۶**	۰/۱۹۸	۲/۶۷۶**	۰/۱۳۳	۱/۷۸۱*
لگاريتم هزينة آبياري	LnX_4	-۰/۰۴۴	-۴/۵۶۵**	-۰/۰۴۴	-۴/۵۶۵**	-	-
لگاريتم كارگر روزمزد	LnX_6	۰/۰۳۸	۴/۲۶۱**	۰/۰۳۸	۴/۲۶۱**	-	-
مجازي بيمه لگاريتم كود حيواني	D_1LnX_1	-۰/۰۰۸	-۱/۶۹۵*	-۰/۰۰۸	-۱/۶۹۵*	-	-
مجازي بيمه لگاريتم هزينة آبياري	D_1LnX_5	-۰/۰۵۰	۴/۳۳۸**	-۰/۰۵۰	۴/۳۳۸**	-	-
مجازي اثر منطقه (شهرستان)	E	۰/۳۳۱	۷/۰۲۶**	۰/۳۳۱	۷/۰۲۶**	۰/۲۷۵	۶/۴۹۸**
ضريب ثابت		۱۰/۵۲۸	۱۵/۲۱۲**	۱۰/۵۲۸	۱۵/۲۱۲**	۱۰/۹۵۸	۱۵/۵۶۱**
R^2		۰/۷۷۷		۰/۷۷۷		۰/۵۹۵	
$\bar{R}^2$		۰/۷۶۱		۰/۷۶۱		۰/۵۹۱	
RSS		۳/۴۴۵		۳/۴۴۵		۴/۶۴۰	
F		۴۸/۲۸۲**		۴۸/۲۸۲**		۱۵۱/۳۲۱**	
D.W.		۱/۸۹۳		۱/۸۹۳		۱/۸۷۴	

* و **: به‌ترتيب سطوح معني‌داري ۵ و ۱ درصد

مأخذ: داده‌هاي مورد بررسي

نتايج برآورد تابع‌هاي توليد مقيد و نامقيد گندم‌كاران منطقة اقليمي كوهستاني سرد در جدول ۴ آمده است. آمارة F نشان مي‌دهد كه همة رگرسيون‌ها از نظر آماري در سطح كمتر از يك درصد معني‌دارند و مقدار R^2 نشان مي‌دهد كه در مدل‌هاي ۱، ۲ و ۳، به‌ترتيب ۶۴، ۶۰/۵ و ۴۵/۸ درصد از تغييرات متغير وابسته از طريق متغيرهاي مستقل توضيح داده مي‌شود.

با آزمون نتايج مدل نامقيد (مدل۱) و مدل مقيد بدون متغير مجازي عرض از مبدأ (مدل ۲)، نتيجه مي‌گيريم كه:

$F(۱/۱۳۰) = ۵/۷۵۶^{*}$ محاسباتي $F_{(\alpha=۰/۰۵)}(۱/۱۳۰) = ۳/۹۲$ جدول

يعني، آزمون تغيير ساختاري براي تشخيص پايداري متغير مجازي عرض از مبدأ بيمه در سطح ۵ درصد معني‌دار و بيمه بر عرض از مبدأ تابع توليد مؤثر است.

همچنين، آزمون تغيير ساختاري مدل نامقيد (مدل ۱) و مدل مقيد بدون متغير مجازي شيب‌ها (مدل ۳) نشان مي‌دهد كه F محاسباتي از F جدول در سطح معني‌دار ۱۰ درصد كوچك‌تر است، يعني:

$F(۹/۱۳۰) = ۱/۵۳۷$ محاسباتي $F_{(\alpha=۰/۱۰)}(۹/۱۳۰) = ۱/۶۵$ جدول

بدين ترتيب، متغيرهاي مجازي مؤثر بر شيب‌ها در تابع توليد نامقيد پايدار نبوده، بيمه بر شيب تابع توليد مؤثر نيست. بنابراين، با توجه به علامت متغير مجازي بيمه در اين مدل، نتيجه مي‌گيريم كه در اين منطقه، بيمه به انتقال تابع توليد به سمت پايين منجر شده و بر توليد تأثير منفي داشته است.

جدول ۴- نتايج برآورد تابع‌هاي توليد كاب ـ داگلاس مقيد و نامقيد گندم‌كاران مورد مطالعه در منطقة اقليمي كوهستاني سرد

مدل		(۱) نامقيد		(۲) مقيد بدون متغير مجازي عرض از مبدأ بيمه		(۳) مقيد بدون متغير مجازي بيمة مؤثر بر شيب	
شرح	متغير	ضريب	T	ضريب	T	ضريب	T
لگاريتم كارگر خانوادگي	$LnX_۲$	-	-	۰/۰۲۳	۳/۵۱۸**	-	-
لگاريتم هزينة آبياري	$LnX_۵$	-	-	-	-	۰/۰۱۵	۲/۸۸۹**
لگاريتم ماشين‌آلات	$LnX_۷$	۰/۱۶۱	۲/۰۹۷*	۰/۱۸۲	۲/۳۰۳**	۰/۱۵۱	۱/۹۰۶*
لگاريتم سموم	$LnX_۸$	۰/۰۰۶	۲/۱۹۵*	۰/۰۰۸	۲/۸۹۱**	۰/۰۰۷	۲/۳۶۸**
لگاريتم بذر	$LnX_۹$	-۰/۵۶۴	-۴/۰۱۴**	-۰/۳۹۷	-۲/۹۳۲**	-۰/۳۷۹	-۲/۸۰۷**
لگاريتم بذر اندازة زمين	$LnX_{۱۰}$	۰/۰۶۴	۲/۳۵۵**	-	-	-	-
مجازي لگاريتم كارگر خانوادگي	$D_۱LnX_۲$	-	-	-۰/۰۲۹	-۳/۹۴۲**	-	-
مجازي لگاريتم هزينة آبياري	$D_۱LnX_۵$	۰/۰۳۴	۴/۴۸۰**	۰/۰۲۴	۳/۸۲۰**	-	-
مجازي بيمه	$D_۱$	-۰/۳۶۳	-۴/۵۱۴**	-	-	-	-
ضريب ثابت		۱۵/۶۹۷	۱۰/۲۰۸**	۱۳/۷۶۲	۹/۰۰۶**	۱۳/۹۶۰	۹/۳۱۵**
$R^۲$		۰/۶۳۹		۰/۶۰۵		۰/۴۵۸	
$\bar{R}^۲$		۰/۶۲۶		۰/۵۹۱		۰/۴۴۷	
RSS		۸/۵۵۹		۸/۹۳۸		۹/۴۷۰	
F		۵۱/۳۳۲**		۴۴/۴۱۸**		۴۱/۴۰۶**	
D.W.		۱/۸۳۳		۱/۹۰۶		۱/۸۷۸	

* و ** : به‌ترتيب سطوح معني‌داري ۵ و ۱ درصد

مأخذ: داده‌هاي مورد بررسي

بحث و نتيجه‌گيري

بر اساس نتايج به‌دست آمده، بيمه در مناطق مختلف آب‌وهـوايي تـأثيراتي متفـاوت بـر توليد گندم‌كاران مورد مطالعه داشته است. در اقليم مديترانه‌اي، با وجود تأثير منفي بيمـه بر شيب تابع توليد، تأثير نهايي آن- به خاطر انتقال تابع توليد به سمت بـالا- بـر توليـد گندم‌كاران مثبت بوده است. در اقليم نيمه‌صحرايي گرم، نتايج بررسي تأثير بيمه بر توليد گندم‌كاران نشان داد كه بيمه از طريق تأثير منفي بر شيب تابع توليد تا حدودي به كاهش توليد گندم‌كاران انجاميده است. در اقليم كوهستاني سرد، با بـرآورد مـدل‌هـاي مقيـد و نامقيد، چنين نتيجه گرفتيم كه بيمه با تأثير بر عرض از مبدأ تابع توليد بيمـه‌شـدگان، بـر توليد گندم‌كاران تأثيري منفي داشته است. بنابراين، مي‌تـوان گفـت كـه گنـدم‌كـاران بـا كاهش مصرف بعضي از نهاده‌هاي افزايندة مخاطرة توليد، كاهش نسبي سطح توليد خود نسبت به بيمه‌نشدگان را موجب شده‌اند و از اين‌رو، مي‌توان پديدة مخاطرات اخلاقي را عامل كاهش توليد آنها دانست. بدين ترتيب، به‌طور كلي، عملكـرد بيمـه در ايـن ناحيـه منفي بوده است. از آنچه گفته شد، مي‌توان نتيجه گرفت كه صـندوق بيمـة محصـولات زراعي در مورد محصول گندم، به‌رغم افزودن بر سطح زيـر كشـت بيمـه‌شـده و تعـداد قراردادهاي بيمه در سال‌هاي متوالي، از نظر كيفي و با توجه به پارامترهايي كه براي يك طرح بيمة زراعي سالم در كشورهاي مختلف جهان مطرح است، در استان فـارس و در مناطق آب‌وهوايي مختلف، عملكردهايي متفاوت داشته است؛ بدين معني كه به‌دليل عدم استمرار پوشش بيمه براي سال‌هاي زراعي پي‌درپي و عدم‌اطمينـان كشـاورزان بـه نظـام بيمه، جهت‌گيري تأثير بيمه به سوي افـزايش توليـد در شـيوة بيمـة بـه‌كـار رفتـه بـراي محصول گندم مشهود نيست.

افزون بر اين، بر اساس ديگر نتايج به‌دست آمده، به‌طوركلي، پارامترهاي ديگري نيـز در كاركرد متفاوت صندوق بيمة محصولات كشاورزي استان فارس نقش داشته‌انـد كـه هر كدام در كارآيي نظام بيمه مؤثرند، كه مي‌توان آنها را به‌صورت زير تشريح كرد:

۱- يكي از دلايل مهم كاركرد متفاوت صندوق بيمه به شعب بانك كشاورزي محل تنظيم قرارداد بيمه و به‌ويژه به اشخاص بيمه‌گري مربوط بوده است كه نقش پوشش بيمة محصول بيمه‌گذار را به نمايندگي از صندوق بيمه به عهده داشته‌اند. چنانچه اين نمايندگان صندوق، هنگام عقد قرارداد بيمه با كشاورزان، از مزاياي بيمه و خسارات تحت پوشش صندوق، آگاهي لازم را به كشاورزان بدهند و در مراحل بعد، طي دوران كاشت تا برداشت محصول، از مزارع تحت پوشش بازديدهاي لازم را به عمل آورند، عملكرد صندوق بيمه مثبت خواهد بود.

۲- عدم ارائة خدمات ترويجي لازم، به منظور افزايش آگاهي كشاورزان از مزاياي بيمه و نحوة افزايش توليد و كارآيي فرآوري محصول، در طول دوران كاشت تا برداشت، سبب شده است كه در بسياري از مناطق و مزارع مورد مطالعه، عملكرد صندوق بيمه جنبة تصادفي داشته و تنها به ويژگي‌هاي شخصي و مديريتي بيمه‌گذار بستگي داشته باشد.

۳- عدم پرداخت به‌موقع غرامت و عدم ارائة توضيحات لازم به بيمه‌گذار در مورد مخاطرات تحت پوشش بيمه و عملكرد صندوق موجب شده است كه بيمه‌گذاران از نظام بيمه دل‌سرد شوند و نسبت به مزاياي بيمه در مواردي از جمله ارتقاي سطح فناوري در اثر كاهش مخاطرة توليد، كه با افزايش سطح توليد و رفاه كشاورزان همراه است، واكنش‌هاي لازم صورت نگيرد. در مواردي، همين دل‌سردي بيمه‌گذاران به عملكرد منفي نظام بيمه انجاميده است.

پيشنهادها

با توجه به موارد ياد شده، مي‌توان به‌طور كلي، بيمة محصولات زراعي را راهكاري مثبت دانست كه مطابق آنچه در اساسنامة صندوق بيمه نيز آمده است، مي‌تواند وسيله‌اي براي دستيابي به اهداف كلان توسعة روستايي باشد. با اين حال، عملكرد نامناسب صندوق بيمه در برخي مناطق و شيوة خاص حاكم بر پوشش بيمة محصولات مختلف،

در مورد برخي از محصولات با نتايج منفي همراه بوده است، كه با تجديد نظر در آيين‌نامه‌هاي اجرايي و نظارت‌هاي لازم بر عملكرد بيمه‌گران صندوق بيمه قابل اصلاح خواهد بود. در اين ميان، برگزاري كلاس‌هاي توجيهي براي آشنايي كشاورزان با بيمه ضروري به نظر مي‌رسد. براي اين منظور، آموزش‌هاي كوتاه‌مدت كاركنان بيمه‌گر در افزايش آگاهي آنها از روش‌هاي توجيه كشاورزان در زمينة مزاياي بيمه و خسارات تحت پوشش آن ضرورت دارد. بر اساس تجربة ژاپن، باقي ماندن بخشي از حق بيمه‌هاي جمع‌آوري شده توسط شركت‌هاي بيمة زراعي- براي برگزاري كلاس‌هاي جلوگيري از خسارت مانند كنترل آفات و بيماري‌هاي گياهي و نيز تشويق كشاورزان موفق در نظام كنترل حشرات و آفات- نزد اين شركت‌ها راهكاري مفيد خواهد بود.

پيشنهاد مي‌شود كه علاوه بر بيمة محصولات كشاورزي- كه همواره در تحقيقات مربوط، در افزايش انگيزة كشاورزان براي جذب و به‌كارگيري فناوري‌هاي جديد افزايندة ظرفيت توليد به‌مثابه عاملي مؤثر بوده است- گسترش خدمات ترويجي در روستاها براي شناساندن اين‌گونه فناوري‌ها، نحوة استفادة بهينه از نهاده‌هاي كشاورزي و نيز آموزش مديريت صحيح بر مراحل كاشت، داشت و برداشت محصول به كشاورزان، به‌صورت روشي مكمل براي كاربست نظام بيمه و در راستاي ارتقاي كارآيي آن در توسعة روستايي همچنان ادامه يابد.

در پايان، همة اين پيشنهاد بدون برآورد دقيق خسارات و پرداخت به‌موقع غرامت، آن‌گونه كه در آيين‌نامة اجرايي صندوق بيمه آمده است، به ثمر نخواهد نشست، و چه‌بسا دل‌زدگي كشاورزان از نظام بيمة محصولات كشاورزي را موجب خواهد شد. بنابراين، آنچه بسيار ضروري مي‌نمايد، نظارت صندوق بيمه بر نحوة پوشش بيمة محصولات و تخمين دقيق خسارت از سوي كارشناسان اين صندوق و رسيدگي به شكايات و پيشنهادهاي بيمه‌گذاران است.

يادداشت‌ها

1. Pareto-preferred
2. financial security
3. Evorai
4. cooperative insurance
5. Baujio
6. insurance contract
7. Arizona
8. Externalities
9. group risk plan
10. survey research
11. pilot study
12. stratified multi-stage cluster sampling
13. transcendental
14. Cobb-Douglass
15. Ordinary Least Squares

منابع

پاپلي يزدي، م. ح. و ابراهيمي، م. ا. (۱۳۸۱)، *نظريه‌هاي توسعة روستايي*. تهران: سمت.

تركمـاني، ج. (۱۳۷۵)، «دخالـت دادن ريسـک در برنامـه‌ريـزي اقتصـاد كشـاورزي: كـاربرد برنامه‌ريزي درجه دوم توأم با ريسک»، *اقتصاد كشاورزي و توسعه*. سال ۱۵: ۱۱۳-۱۳۰.

تركماني، ج. (۱۳۷۷)، «تأثير بيمه بر كارآيي فني و ريسک‌گريزي كشاورزان: كاربرد تابع مـرزي تصادفي»، *مجلة علوم كشاورزي ايران*. سال ۲۹: ۱-۹.

تركماني، ج. (۱۳۸۰)، «بررسي عملكرد بيمه فرآورده‌هاي كشاورزي در ايـران: مطالعـه مـوردي گندم‌كاران»، *علوم و فنون كشاورزي و منابع طبيعي*. سال ۵: ۱۵-۲۶.

تركماني، ج. (۱۳۸۴)، «ارزيابي نقش بيمه در كاهش نابرابري درآمدي بهره‌برداران و عوامل مؤثر بـر تقاضـاي بيمـه محصـولات كشـاورزي: مطالعـة مـوردي». *بيمـه و كشـاورزي*. سال ۲ (۵ و ۶): ۱۷-۳۷.

تركماني، ج. و شيروانيان، ع. (۱۳۸۲)، «تأثير بيمه دام بر كارايي فني و ميزان مصرف نهاده‌هـا در واحدهاي نگهداري گاوهاي شيري». *روستا و توسعه*. سال ۶، شماره ۱ و ۲: ۲۲-۴۰.

تركماني، ج. و فلسفيان، آ. (۱۳۸۳)، «مقايسه و ارزيابي انواع بيمه‌هـاي محصـولات كشـاورزي: كاربرد مدل برنامه‌ريزي توأم با ريسک تارگت موتاد». *بيمه و كشاورزي*. سال ۱ (۳ و ۴).

جابري، ا. (۱۳۷۳)، «صندوق بيمة محصولات كشاورزي و برنامة پنج‌سالة اول توسعة اقتصادي كشور»، *مجلة بانك و كشاورزي*. شمارة ۴۲: ۱۶-۲۳.

حياتي، د. (۱۳۷۴)، *سازه‌هاي اجتماعي- اقتصادي و توليدي- زراعي مؤثر بر دانش فني، دانش كشاورزي پايدار و پايداري نظام زراعي در بين گندم‌كاران استان فارس*. پايان‌نامة كارشناسي ارشد، دانشكدة كشاورزي، دانشگاه شيراز.

خادم آدم، ن. (۱۳۷۰)، *سياست اقتصاد كشاورزي در نظام‌هاي مختلف و ايران*.تهران: اطلاعات.

درخشان، م. (۱۳۷۴)، *اقتصاد سنجي*. تهران: سمت.

فردوسي، ر. (۱۳۷۳). *نقش بيمه در توليد محصول پنبه: مطالعة موردي پنبة گرگان*. پايان‌نامة كارشناسي ارشد، دانشگاه تربيت مدرس، تهران.

مجلس شوراي اسلامي (۱۳۶۲)، *اساسنامة صندوق بيمة محصولات كشاورزي*. تهران: بانك كشاورزي.

نيكويي، ع. (۱۳۸۲)، «نگاهي به پيشنهادها و نظرات زارعان در زمينة بيمة محصولات كشاورزي»، *فصلنامة بانك و كشاورزي*. شمارة ۱: ۲۱۳-۲۳۸.

نيكويي، ع. و تركماني، ج. (۱۳۸۱)، «بيمة گندم با نگاهي بر مسائل مخاطرات اخلاقي و انتخاب زيان‌آور: مطالعة موردي در استان فارس»، *مجلة علوم كشاورزي ايران*. سال ۳۳: ۱۵۷-۱۷۰.

هزل، پ. ب. ر. (۱۳۶۹)، «كاركرد مناسب بيمة كشاورزي در كشورهاي در حال توسعه». در: *بيمة كشاورزي در آسيا* (APO). ترجمة محسن حكيمي، مركز توسعة پژوهش‌هاي برنامه‌ريزي و اقتصاد كشاورزي، ۴۷-۶۷.

Ahsan, S. M., Ali, A. and Kurian, N. (1982), "Toward a theory of agricultural insurance". ***American Journal of Agricultural Economics***. 69 (3): 520 - 529.

Baquet, A. and Skees, J. (1994), "Group risk plan insurance: An alternative management tool for farmers". ***Choices***. 1: 25-28.

Innes, R. and Ardila, S. (1994), "Agricultural insurance and soil deflation is a simple dynamic model". ***American Journal of Agricultural Economics***. 76(3): 371-384.

Li, Z., Fu, Y. and Zhang, S. (1992), “Cooperative insurance: A radical way of rural insurance guarantee system”. ***Journal of Research-Social Economics***. 4: 60-63.

Ramaswami, B. (1993), “Supply response to agricultural insurance: Risk reduction and moral hazard effect”. ***American Journal of Agricultural Economics***. 75: 914-925.

Serrao, A. (1991), “Cereals agricultural insurance and farm income in the Evora region”. Revista de Ciencias Agrarias, 14(4): 35-43 (Cited in: ***World Agricultural Economics and Rural Sociology Abstracts***. 1993, 35: 1036; Abst. No. 7667).

Torkamani, J. (2005),"Using a whole-farm modelling approach to assess prospective technologies under uncertainty". ***Agricultural Systems***. 85:138-154.

Torkamani, J. (2006),"Measuring and incorporating farmers' beliefs and preferences about uncertain events in decision analysis: Astochastic programming experiment", ***Indian Journal of Agricultural Economics***. 61 (2) 185-199.

Walker, T. S. and Jodha, N. S. (1986), “How small farm households adapt to risk”, in: Hazell, P. B. R., Pomarada, C. and Valdes, A. (eds), ***Crop Insurance for Agricultural Development: Issues and Experience***. Baltimore: John Hopkins University Press.