برآورد نسبت‌های تأمین در بازارهای آتی و اختیار معاملهٔ محصولات کشاورزی در ایران و شناخت عوامل مؤثر بر آن : (مطالعهٔ موردی پسته)

محمد عبدالهی عزت‌آبادی و بهاءالدین نجفی[۱]

چکیده

در این پژوهش، ابتدا الگوهای مختلف اندازه‌گیری نسبت تـأمین (Hedge ratio) در بازارهـای آتـی (Futures market) و اختیـار معاملـه (Options market) معرفی شده، سپس با استفاده از یک نمونهٔ ۳۰۰ تایی از پسته کاران ایران، این مدل‌ها به طور عملی مورد استفاده قـرار گرفتند. نتایج نشان داد که نسبت‌های تأمین مختلف در بازارهای آتی و اختیار معاملهٔ محصول پسته در شرایط متفاوت، با میانگین بین ۰/۲۲ تا ۰/۹۹ تغییر می‌کند. در شرایط وجود ریسک تولید محصول پسته، کشاورزان، بازار اختیار معامله را بر بازار آتی ترجیح داده و چنانچه این ریسک حذف شود، بازار آتی، قابل ترجیح است. هم‌چنین افزایش بدهی کشاورزان همراه با افـزایش نـسبت تـأمین بـوده، در حـالی کـه فرصت‌های بالای دریافت وام‌های بانکی، این نسبت را کاهش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: بازار آتی، بازار اختیار معامله، نسبت تأمین، پسته

مقدمه

تولید کننـدگان کالاهـای کـشاورزی بـا ریـسک درآمـدی بـالا، روبه‌رو هستند، زیرا در زمان تصمیم‌گیری برای تولید، دو متغیـر کلیدی یعنی قیمت و میزان تولید محصول بـا اطمینـان شـناخته شده نمی‌باشند. در دنیـای واقعـی چنـین تولیدکننـدگانی دارای ابزارهـای محـدودی بـرای کـاهش ایـن ریـسک درآمـدی و ترکیب‌های آن یعنی نوسـانات قیمـت و تولیـد هـستند. ذخـایر ضربه‌گیر (Buffer stocks) یکی از طـرح‌هـای تثبیـت وکـاهش نوسانات قیمتی است. در این طـرح بـه هنگـام کـاهش قیمـت، محصولات اضافی در انبار ذخیـره و در هنگـام افـزایش قیمـت وارد بـازار مـی‌شـود. تنـوع (Diversification) یکـی دیگـر از روش‌های کاهش نوسانات در آمدی ناشـی از نوسـانات قیمـت وعملکرد است. تقریباً تمام کشورهای در حال توسعه به نـوعی از طرح‌های تثبیت قیمت مستقیم استفاده می‌کنند. مکـانیزم‌هـای

۱. به ترتیب دانشجوی سابق دکتری و استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

تثبیت قیمت در کشورهای مختلف متفاوت است. این مکانیزم‌ها شامل قیمت‌های حمایتی (Price support)، طرح دامنه‌ای از قیمت‌ها (Price band) و طرح تجمع قیمت (Price pooling) می‌باشند. با این وجود تحلیل‌های اقتصاد رفاه بیشتر این طرح‌های تثبیت را مورد انتقاد قرار داده‌اند. بازارهای آتی و اختیار معامله را شاید بتوان مهم‌ترین ابزار در دسترس برای کاهش نوسانات قیمتی تولید کنندگان محصولات کشاورزی دانست (۲۸).

بازار آتی، بازاری است که در آن قراردادهای آتی، (Futures contract) مورد معامله قرار می‌گیرد. منظور از قرارداد آتی، تحویل مقداری معین از درجهٔ خاصی از کالا در زمانی مشخص (در آینده)، در محلی خاص با قیمتی معین است. به عبارت دیگر، قرارداد آتی، قرارداد سلف (Forward contract) استانداردی می‌باشد که در بازار بورس (Exchange market) رسمی، مورد معامله قرار می‌گیرد (۲۷). در مقابل، قراردادهای اختیار معامله (Options contract) در بازار اختیار معامله، بیمهٔ قیمتی ایجاد می‌نمایند. این ابزار، امکان جلوگیری از مضرات ناشی از کاهش قیمت در آینده را فراهم آورده، در صورتی که به فرد این اجازه را می‌دهد تا از مزایای افزایش قیمت در آینده بهره ببرد. علاوه بر این برخلاف قراردادهای سلف و آتی، قرارداد اختیار معامله، مجانی نبوده و باید برای آن حق معامله (Premium) پرداخت شود و این در حالی است که در قراردادهای سلف و آتی هیچ نوع حق معامله‌ای پرداخت نمی‌شود (۱۷).

بازارهای آتی و اختیار معامله، برای اهداف مختلف و توسط کارگزاران اقتصادی متفاوتی در زنجیرهٔ تولید و عرضهٔ کالاهای تجاری استفاده می‌شوند. با این وجود، مهم‌ترین و ابتدایی‌ترین هدف استفاده از این بازارها، نقش تأمینی (Hedging role) آنهاست. به عبارت دیگر، مهم‌ترین نقش این بازارها کمک به تأمین جویان (Hedger) ریسک گریز، به منظور مقابلهٔ منطقی با ریسک‌های ناشی از قیمت و تولید می‌باشد. ادبیات گذشته مربوط به بازارهای آتی، تأمین را به عنوان یک وضعیت (Position) در بازار آتی تعریف می‌کنند که برابر، اما متضاد با وضعیت افراد در بازار نقدی است. (تعریف تمام اصطلاحات موجود در این مقاله در ضمایم شماره ۱ و ۲ منبع شماره ۷ آمده است.) مطالعات جدیدتر بر این باورند که برابری موقعیت در بازارهای آتی و نقدی ، لازمهٔ تأمین نمی‌باشد (۱۹، ۲۰و ۳۲). موسچینی و هنسی (۲۷)، تأمین را به عنوان خرید دارایی‌ها به منظور بیمهٔ ثروت در مقابل تغییرات ناخواسته تعریف کرده‌اند. انو و همکاران (۱۳)، معتقدند که مفید بودن تأمین در زمان کاشت بستگی به این دارد که قیمت آتی در طول زمان به طور نسبی پایدار بوده و قیمت‌های آتی و نقدی رابطه‌ای نزدیک با هم داشته باشند. طبق تعریف، نسبت تأمین عبارت از نسبت میزان محصول فروخته شده در بازارهای آتی یا اختیار معامله به کل محصول تولیدی می‌باشد (۱۷).

با آن که در نقش تأمینی بازارهای آتی و اختیار معامله، اجماع کامل وجود دارد، بزرگی نسبت تأمین در این بازارها و عوامل مؤثر بر آن، به بررسی‌های بیشتری نیاز دارد. لاپان و موسچینی (۲۲)، موسچینی و لاپان (۲۸) در چارچوب مطلوبیت انتظاری، نسبت تأمین را در حالت وجود هم‌زمان ریسک قیمت، ریسک تولید و ریسک پایه (Basis risk) محاسبه کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که، با افزایش ریسک تولید و ریسک پایه، نسبت تأمین در بازار آتی کاهش یافته و اهمیت استفاده از بازار اختیار معامله افزایش می‌یابد. هم‌چنین اریب بودن قیمت آتی، باعث اهمیت یافتن بازار اختیار معامله می‌شود. علاوه بر این نسبت تأمین ارائه شده توسط آنها به ضریب ریسک گریزی کشاورزان بستگی دارد.

در مطالعات فوق، کلیهٔ الگوهای ارائه شده ایستا هستند. این الگوها، فرض‌های محدود کننده‌ای اعمال می‌کنند، به طوری که تصمیم گیرنده نمی‌تواند در موقعیت‌های نقدی و آتی خود، بین زمان تصمیم گیری جهت تأمین و زمان انقضای آن تجدید نظر نماید. این در حالی است که تصمیم گیرنده در دنیای واقعی با وضعیت‌های پیچیده‌تری روبه‌رو است. در دنیای واقعی، بعد از این که تأمین اولیه صورت می‌گیرد، فرد اطلاعات جدیدتری را

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

دریافت نموده و این فرصت را دارد تا موقعیت خود را در بازار نقدی، تعریف مجدد نموده و نسبت تأمین را تعدیل نماید. بدین ترتیب الگوهای پویایی که به تصمیم گیرنده اجازه می‌دهند تا موقعیت‌های خود را بعد از تصمیم آغازین، مورد تجدید نظر قرار دهند، بر الگوهای ایستا برتری دارد (۲۴). الگوهای پویای بسیاری در زمینهٔ مسایل تأمین با استفاده از بازارهای آتی و اختیار معامله ارائه شده است. لنس و همکاران (۲۴) نسبت تأمین حداقل واریانس پویایی (Dynamic minimum variance) (DMV) را ارائه کرده‌اند که در آن امکان به روز نمودن موقعیت‌های آتی ونقدی به طور هم‌زمان وجود دارد. آنها نشان داده‌اند که DMV از الگوهای تأمین موجود در ادبیات مربوطه، از جمله نسبت تأمین حداقل واریانس ایستا (Static minimum variance) SMV، عملکرد بهتری دارد. با این وجود، نتیجهٔ نهایی آنها این است که به علت تفاوت کم بین DMV و SMV وهم‌چنین پیچیده بودن الگوی DMV، هنوز هم SMV قابل ترجیح است.

کارپ (۲۱) دو جنبهٔ پویا بودن تصمیم‌گیری در زمینهٔ تأمین و ریسکی بودن تولید را به طور هم‌زمان در محاسبهٔ نسبت تأمین در نظر گرفته است. به عقیدهٔ وی در صورتی که تصمیم اولیه در پاسخ به اطلاعات جدید تغییر نکند، قانون تصمیم‌گیری فاقد آینده نگری است. اگر چنین شرایطی بر جوّ تصمیم‌گیری حاکم باشد، الگوی پویا بر الگوی ایستا هیچ برتری ندارد. در چنین وضعی، قیمت‌های جاری، برآورد نا اریبی از قیمت آتی است و در حالتی که شرایط نام برده ایجاد نشده و تصمیم‌گیری همراه با آینده نگری باشد، الگوی پویا بر الگوی ایستا برتری دارد. علاوه بر این نتایج کارپ (۲۱) نشان می‌دهد، که چنانچه تولید ریسکی نباشد، زارع تمام محصول خود را در بازار آتی به فروش می‌رساند. تصمیم دربارهٔ تأمین کمتر یا بیشتر از حد بهینه را می‌توان به صورت مسأله مجموع داریی‌های پویا، مدیریت نمود. این استراتژی در صورت وجود ریسک تولید، قابل پی گیری نیست. میرز وهانسون (۲۹) در چارچوب حداکثر سازی مطلوبیت انتظاری و با وجود ریسک پایه، الگوی تأمین پویای گسسته را ارائه کرده‌اند. در این الگو هیچ فرم پارامتریک خاصی برای تابع مطلوبیت و یا توزیع نرمال برای قیمت‌های نقدی و آتی منظور نشده است. به عبارت دیگر الگوی آنها برای هر تابع مطلوبیت کاملاً مقعر و افزایشی بوده و هر نوع توزیع توأم قیمت‌های نقدی و آتی قابل قبول است. البته این انعطاف پذیری بالا با اعمال محدودیت‌های نا اریب بودن بازار آتی و غیرتصادفی بودن تولید به دست آمده است.

الگوهای تأمینی که تا کنون بیان شد، بر این اشاره دارد که بازارهای آتی و اختیار معامله، در مدیریت ریسک قیمتی نقش مهمی برای زارعین دارند. به عبارت دیگر، الگوهای نام برده، نسبت‌های تأمین بالایی را ارائه می‌نمایند. با این وجود، چنانچه موسچینی و هنسی (۲۷)، اشاره کرده‌اند، مطالعات تجربی نشان می‌دهد که چنین بازارهایی چندان مورد استقبال کشاورزان قرار نگرفته است. برای این مسأله دلایل مختلفی ارائه می‌شود. از دیدگاه اقتصادی محض، بازارهای آتی فعلی، مجموعه شرایط آرو- دبرو (Arrow-Debreu) را کامل نمی‌کند. بنابراین احتمال پایینی وجود دارد که این بازارها بتوانند تأمین کاملی را برای بسیاری از تولیدات فراهم نمایند. برای مثال، ریسک پایه و سایر ریسک‌ها ممکن است به طور قابل ملاحظه‌ای نسبت تأمین با استفاده از بازار آتی را کاهش دهند. جدای از ریسک پایه و سایر ریسک‌ها، افق زمانی بازارهای آتی فعلی نیز محدود است. به عبارت دیگر، با آن که زمان بهینه برای تحویل در بازار آتی بیشتر از یک سال است، اکثر این بازارها افق زمانی کمتر از یک سال دارند. بنابراین تولید کنندگانی که به طور بهینه، ریسک دورهٔ جاری را تأمین می‌نمایند، حتی پس از تمدید تأمین، هنوز هم در معرض ریسک قیمتی بین زمانی قرار دارند (۱۵و۲۳).

از نقطه نظر عملی، هزینه‌های شخصی تأمین در بازارهای آتی و اختیار معامله مانند حق واسطه گری (Brokerage costs) حاشیه اولیه (Initial margin) و نیازهای مربوط به عکس‌العمل نسبت به بازار (Marking to market)، در تجزیه و تحلیل‌های مختلف مربوط به تأمین در نظر گرفته نمی‌شود و این در حالی است که هزینه‌های فوق می‌توانند موانع جدی بر سر راه

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

فعالیت‌های تأمینی باشند. علاوه بر این استفاده محدود از بازارهای آتی و اختیار معامله، ممکن است تا حدودی ناشی از بی اعتمادی و فقدان دانش کافی کشاورزان در درک چنین ابزاری باشد. در این موارد نیاز جدی به فعالیت‌های ترویجی احساس می‌شود(۲۷).

به عقیدهٔ کولینز (۱۱)، از آنجا که افراد مختلف، رفتارهای متفاوتی دارند، بایستی الگویی عمومی از رفتار تأمینی بنا کرد که بتواند دیدگاه‌های تمام افراد درگیر در بازارهای آتی و اختیار معامله را توضیح دهد. به عقیدهٔ وی به جای استفاده از الگوهای تجویزی کنونی، بایستی یک الگوی اثباتی مناسب برای بیان رفتار تأمینی افراد مختلف بنا نمود. وی معتقد است که این الگو باید بتواند ویژگی‌های زیر را توضیح دهد:

۱) شرایط عدم تأمین: باید ترکیبی از پارامترها وجود داشته باشد که شرایط نسبت تأمین صفر را پیش بینی نماید.

۲) حداقل سازی واریانس قیمت: بایستی ترکیبی از پارامترها ایجاد نمود که فرد بتواند یک نسبت تأمین کامل حداقل کنندهٔ واریانس قیمت را انتخاب نماید.

۳) حساسیت نسبت به ریسک قیمت: برای افرادی که نسبت تأمین کمتر از تأمین حداقل کنندهٔ واریانس قیمت انتخاب می‌کنند، افزایش نوسانات قیمتی بایستی باعث افزایش نسبت تأمین انتخابی شود.

۴) واکنش نسبت به بدهی: برای افرادی که کمتر از نسبت تأمین حداقل کنندهٔ واریانس قیمت انتخاب می‌کنند، افزایش میزان بدهی آنها، بایستی باعث افزایش نسبت تأمین انتخابی شود.

در مقالات قبلی تلاش شد تا ضمن معرفی بازارهای آتی و اختیار معامله، ضرورت و امکان استفاده از این بازارها در کاهش نوسانات قیمتی محصول پسته در ایران بررسی گردد (۷، ۸ و ۹). در ادامه آن مقالات، در اینجا سعی می‌شود تا با ارائه فرضیه‌های مربوط به محاسبهٔ نسبت‌های تأمین در بازارهای آتی و اختیار معامله و سنجش عوامل مؤثر بر آنها، این فرضیه‌ها به طور عملی برای محصول پسته استفاده شود.

مواد و روش‌ها

داده‌های تحقیق

با توجه به این که حدود ۹۷٪ از تولید پستهٔ ایران در پنج استان کرمان، یزد، سمنان، فارس و خراسان تولید می‌شود و تنها ۳٪ باقی‌مانده مربوط به سایر استان‌هاست (۱۰)، بنابراین پنج استان فوق به عنوان جمعیت مورد مطالعه انتخاب شدند. برای انتخاب نمونه، ابتدا پنج استان تولید کنندهٔ پسته در ایران به دو گروه تقسیم شدند. گروه اول، استان اصلی تولید کنندهٔ پسته (کرمان، ۸۰/۷٪) و گروه دوم چهار استان دیگر است. استان کرمان (استان اصلی تولید کنندهٔ پسته در ایران) به عنوان یکی از اعضای نمونه انتخاب شد. سپس استان‌های فرعی تولید کنندهٔ پسته به دو گروه استان‌های همجوار استان اصلی و غیرهمجوار تقسیم شدند. این تقسیم بندی به علت استفاده از اقلیم‌های مختلف آب و هوایی بود. از بین سه استان همجوار کرمان (یزد، فارس و خراسان)، استان یزد به طور تصادفی انتخاب شد. با توجه به این که تنها استان غیرهمجوار با کرمان و تولید کنندهٔ پسته، سمنان بود، این استان نیز جزء نمونه مورد مطالعه انتخاب شد.

اطلاعات مورد نیاز مطالعه، شامل داده‌های سری زمانی و مقطعی است. داده‌های سری زمانی مورد استفاده، عملکرد در هکتار پسته در سطوح ملی و استانی (استان‌های کرمان، یزد و سمنان) می‌باشد. اطلاعات مربوط به عملکرد در هکتار پسته از بانک اطلاعات کشاورزی (۱۰) و آمارنامه‌های استانی استان‌های مختلف (۱، ۲، ۳، ۴ و ۵) تهیه شد. علاوه بر این اطلاعات مربوط به قیمت پسته در سطح تولید کننده، قیمت ارز و شاخص قیمت مصرف کننده نیز جمع آوری شد. قیمت اسمی پسته از شرکت تعاونی تولید کنندگان پسته رفسنجان (۶) و قیمت ارز و شاخص قیمت مصرف کننده از کتاب سالانهٔ آمار مالی بین المللی (۱۸)، استخراج شدند. در نهایت با تقسیم قیمت اسمی پسته بر شاخص قیمت مصرف کننده، قیمت حقیقی پسته در سال‌های مختلف محاسبه شد.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

برای جمع آوری داده‌های مقطعی، از سه استان نمونه در مجموع شش شهرستان به طور تصادفی انتخاب شد. این شهرستان‌ها عبارت از: رفسنجان، کرمان، سیرجان، زرند، مهریز و دامغان بودند. سپس با استفاده از روش نمونه گیری تصادفی چند مرحله‌ای، ۳۰۰ پسته کار انتخاب و داده‌های مقطعی به صورت تکمیل پرسش‌نامه تهیه شد.

تئوری تحقیق

برای محاسبهٔ نسبت تأمین، الگوهای مختلفی ارائه شده است. این الگوها را می‌توان به سه گروه، حداقل کنندهٔ واریانس قیمت، حداکثر کنندهٔ مطلوبیت انتظاری و الگوهای خاص ارائه شده توسط محققین مختلف تقسیم نمود. برای بررسی الگوهای مختلف، قیمت نقدی (Spot price) (قیمت به روز محصول در خارج از بازار آتی) را S، قیمت آتی (Futures price) در زمان حال را F. ، قیمت آتی در زمان تحویل محصول را F_1، واریانس قیمت آتی را σ_f^2، کواریانس بین قیمت‌های نقدی و آتی را σ_{sf} و H را نسبت تأمین در نظر می‌گیریم. بدین ترتیب در تمام الگوهایی که در قسمت‌های بعدی مقاله ارائه می‌شود، علائم یاد شده تعریف یکسانی داشته و برای جلوگیری از تکرار، مجددا تعریف نخواهد شد.

در گروه الگوهای تأمین حداقل کنندهٔ واریانس قیمت، فرمول‌های مختلفی برای محاسبهٔ نسبت تأمین بهینه ارائه شده است. در تمام این الگوها فرض می‌شود که هدف تأمین جو از شرکت در بازارهای آتی و اختیار معامله، به حداقل رساندن ریسک قیمت است. نسبت تأمین حاصل از این الگوها به صورت‌های مختلف ارائه شده که یکی از آنها را می‌توان به صورت زیر نوشت (۱۲):

$$H = \sigma_{sf} / \sigma_f^2 \qquad [1]$$

در رابطهٔ ۱، H همان ضریب رگرسیون قیمت آتی بر روی قیمت نقدی است. چنانچه مشخص است این فرمول به صورت تجویزی (Normative) بوده و اندازهٔ بهینه نسبت تأمین را برای دست‌یابی به هدف حداقل سازی ریسک قیمتی، مشخص می‌کند.

با بازبینی صورت رابطهٔ ۱ به صورت $\rho_{sf}\sigma_s\sigma_f$ که در آن ρ_{sf} ضریب هم‌بستگی بین قیمت نقدی و قیمت آتی بوده و سیگماها انحراف معیار قیمت‌های نقدی و آتی است. نسبت تأمین بهینهٔ حداقل کنندهٔ واریانس قیمت، به صورت زیر در می‌آید:

$$H = \rho_{sf}(\sigma_s / \sigma_f) \qquad [2]$$

رابطه ۲ نشان می‌دهد که اگر ضریب هم‌بستگی بین قیمت‌های نقدی و آتی ثابت باقی بماند، با افزایش نوسانات قیمت نقدی، نسبت تأمین افزایش یافته و با افزایش در نوسانات قیمت آتی، این نسبت کاهش می‌یابد.

هل (۱۷)، برای محاسبهٔ نسبت تأمین حداقل کنندهٔ واریانس قیمت، فرمول متفاوتی را ارائه کرده است. علائم موجود در فرمول وی به صورت زیر تعریف می‌شود:

Δs:تغییر در قیمت نقدی در طول دورهٔ زمانی برابر با عمر تأمین

Δf:تغییر در قیمت آتی در طول دورهٔ زمانی برابر با عمر تأمین

$\sigma_{\Delta s}$:انحراف معیار Δs

$\sigma_{\Delta f}$:انحراف معیار Δf

ρ:ضریب هم‌بستگی بین Δf و Δs

بدین ترتیب نسبت تأمین محاسبه شده توسط هل (۱۷) به صورت رابطهٔ ۳ خواهد بود.

$$H = \rho(\sigma_{\Delta s} / \sigma_{\Delta f}) \qquad [3]$$

در رابطه ۳ نسبت تأمین، منتج از ضریب هم‌بستگی بین Δs و Δf و نسبت انحراف معیار Δs به انحراف معیار Δf می‌باشد.

به پیروی از استین (۳۲)، بسیاری از الگوهای تأمین بر اساس فرضیهٔ مطلوبیت انتظاری بنا شده است. از جمله این مطالعات می‌توان به فدر و همکاران (۱۴)، نیوبری و استیگلیتز (۳۰)، میرو رابینسون (۲۶) و پک (۳۱) ، اشاره کرد. هر چند این الگوها اختلافات جزئی در فروض دارند، جواب‌هایشان تقریباً ویژگی یکسان دارد. با فرض ثابت بودن شرایط در بازار نقدی، در الگوهای تأمین حداکثر کنندهٔ مطلوبیت انتظاری، تقاضا برای قراردادهای آتی دارای دو جزء متفاوت است. جزء

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

اول تقاضای بورس بازی (Speculative demand) بوده که نشان دهندهٔ سود یا زیان مورد انتظار تصمیم گیرنده (حاصل از تأمین و میزان ریسک وی) و نیز پارامتر ریسک گریزی (r) است. جزء دوم، همان نسبت تأمین حداقل کنندهٔ واریانس قیمت یا تقاضا برای تأمین است. بدین ترتیب می‌توان نسبت تأمین در چارچوب الگوی مطلوبیت انتظاری را به صورت زیر نوشت:

$$H = -[E(f_1) - f_0)/2r\sigma_f^2] + [\sigma_{sf}/\sigma_f^2] \qquad [4]$$

در رابطهٔ ۴، $E(0)$ بیانگر میانگین متغیر است. سایر متغیرها قبلاً تعریف شده است.

هانسون و لاد (۱۶) در چارچوب مطلوبیت انتظاری، نسبت تأمین را با فرض فقدان ریسک تولید، برای بازارهای آتی و اختیار معامله به طور جداگانه محاسبه نموده‌اند. در مدل آنها نسبت تأمین بهینه در حالت وجود بازارهای آتی و نقدی به صورت زیر است:

$$H = 1 - [(E(f_1) - f_0)/2r\sigma_f^2] \qquad [5]$$

در رابطه ۵، عبارت اول، یعنی عدد یک، جزء تأمین است، به طوری که در آن واریانس قیمت حداقل می‌شود. جزء دوم حاصل از فعالیت‌های بورس بازی است. اگر بازار آتی ناریب باشد (یعنی در صورتی که $E(f_1) = f_0$ باشد)، جزء بورس بازی حذف شده و نسبت تأمین بهینه برابر با یک می‌شود. در صورتی که تصمیم گیرنده اعتقاد به اریب بودن بازار آتی داشته باشد، می‌تواند با استفاده از فعالیت‌های بورس بازی، سود اضافی کسب نماید. بدین ترتیب نسبت تأمین در هنگام اریب بودن بازار آتی تغییر کرده و با سطح ریسک گریزی و نوسانات قیمت، رابطه پیدا می‌کند. افزایش در ریسک گریزی باعث کاهش فعالیت‌های بورس بازی شده و چنانچه فرد کاملاً ریسک گریز باشد، جزء بورس بازی صفر شده و نسبت تأمین برابر با تأمین سنتی یعنی یک می‌شود.

چنانچه، تنها دو بازار اختیار معامله و نقدی وجود داشته باشد، نسبت تأمین در مدل هانسون و لاد (۱۶) به صورت زیر در می‌آید:

$$H = [\sigma_{so}/\sigma_o^2] - [(E(o) - x)/2r\sigma_o^2] \qquad [6]$$

در رابطهٔ ۶، σ_{so}، کواریانس بین قیمت نقدی و قیمت اختیار معامله بوده و σ_o^2 واریانس قیمت اختیار معامله است. هم‌چنین، $E(o)$ میانگین قیمت اختیار معامله و x قیمت هدف است. اجزای اول و دوم در رابطه ۶ به ترتیب بیانگر فعالیت‌های تأمینی و بورس بازی است. هانسون و لاد (۱۶) نشان داده‌اند که σ_{so} بزرگ‌تر از ۱ است. به عبارت دیگر، در حالت فقدان فعالیت‌های بورس بازی، نسبت تأمین تصمیم گیرنده در بازار اختیار معامله بزرگ‌تر از ۱ است. به عبارت دیگر با ورود فعالیت‌های بورس بازی، هدف تأمینی کاهش می‌یابد و بدین ترتیب نسبت تأمین کم می‌شود. این مسأله به صورت ضریب منفی جمله دوم در رابطه ۶ نشان داده شده است.

از بین مطالعات گروه سوم، مکینون (۲۵)، در حالت وجود ریسک تولید، نسبت تأمین بهینه را محاسبه نموده است. در فرمول وی (رابطه ۷)، ρ_{pq} ضریب هم‌بستگی بین قیمت و مقدار تولید، CV_q ضریب تغییر تولید و σ_s انحراف معیار قیمت نقدی و f_0 قیمت آتی در زمان فعلی است. بدین ترتیب نسبت تأمین به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H = \rho_{pq}[CV_q/(\sigma_s/f_o)] + 1 \qquad [7]$$

از رابطهٔ مکینون می‌توان به این نتیجه رسید که، اولاً هر چه نوسانات تولید، نسبت به نوسانات قیمت، افزایش می‌یابد، نسبت تأمین، کاهش یافته و میزان فروش در بازار آتی کم می‌شود. این مسأله ناشی از علامت منفی ضریب هم‌بستگی بین قیمت و مقدار تولید است. ثانیاً، هر چه هم‌بستگی منفی بین قیمت و میزان تولید بیشتر شود، مقدار فروش محصول در بازار آتی کمتر می‌شود. به عبارت دیگر، برخلاف الگوهای دو گروه قبلی (حداقل کننده واریانس قیمت و حداکثر کنندهٔ مطلوبیت انتظاری)، مکینون ریسک تولید را در محاسبهٔ نسبت تأمین در نظر گرفته و نشان داده است که این مسأله از اهمیت بالایی برخوردار است. بدین ترتیب می‌توان گفت که هر چه ریسک تولید افزایش یابد، درصد فروش محصول در بازار آتی کاهش می‌یابد.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

با مقایسه سه گروه از الگوهای فوق می‌توان تنها نقش عواملی چون ریسک گریزی، بورس بازی و شرایط ریسکی فعالیت را در تعیین نسبت تأمین مشخص نمود. به عبارت دیگر، مقایسه نسبت تأمین محاسبه شده در الگوهای گروه اول با گره دوم می‌تواند نقش بورس بازی را تعیین کند. هم‌چنین مقایسه الگوهایی که ریسک تولید را در نظر گرفته‌اند با الگوهایی که این مسأله را مد نظر قرار نداده‌اند، نقش شرایط ریسکی را در تعیین نسبت تأمین ارائه می‌دهد. با این همه، علاوه بر سه عامل فوق، عوامل دیگری نیز در تعیین نسبت تأمین مؤثر است. به عقیدهٔ کولینز (۱۱)، از آنجایی که افراد مختلف، رفتارهای متفاوتی دارند، بایستی الگویی عمومی از رفتار تأمینی بنا نمود که بتواند دیدگاه‌های تمام افراد درگیر در بازارهای آتی و اختیار معامله را توضیح دهد. به عقیدهٔ وی به جای استفاده از الگوهای تجویزی کنونی، بایستی یک الگوی اثباتی مناسب برای بیان رفتار تأمینی افراد مختلف بنا نمود.

در این راستا کولینز (۱۱) الگویی را ارائه کرد که به عقیدهٔ او تمام معیارهای فوق را برآورده می‌سازد. در الگوی وی نسبت تأمین به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H = \{[k-a]+[(i.D+f-Eo)/\gamma(D+Eo)]\}/(P_f-a) \qquad [۸]$$

در رابطهٔ ۸، Eo دارایی اولیه، D محدودیت‌های بدهی، i نرخ بهرهٔ پرداختی برای سود وام، P_f قیمت آتی خالص، γ ماتریس ضرایب لئونتیف واحدهای تولید شده بر هر واحد دارایی، K هزینه متغیر تولید بر واحد محصول، F هزینه‌های ثابت تولید، H نسبت تأمین بهینه و a شاخص قیمت در بدترین حالت ممکن است.

روش تحقیق

نسبت تأمین در بازارهای آتی و اختیار معامله به دو روش مستقیم و غیرمستقیم محاسبه شد. در روش غیر مستقیم با استفاده از روابط شمارهٔ ۱، ۲، ۳ و ۷ این نسبت محاسبه شد.

در حال حاضر به علت فقدان بازارهای آتی واختیار معامله برای محصول پسته، نمی‌توان مقدار پایه (Basis) را حساب کرد. بنابراین استفاده از الگوهای مطلوبیت انتظاری و سایر الگوهایی که در بردارندهٔ اریب در قیمت آتی هستند (روابط ۴، ۵ و ۶) امکان پذیر نیست. هم‌چنین استفاده کامل از رابطه کولینز (رابطه ۸) نیز در این مطالعهٔ امکان پذیر نبود، زیرا بعضی از اطلاعات مورد نیاز موجود نیست.

برای محاسبهٔ مستقیم نسبت تأمین، درصد فروش محصول مورد انتظار کشاورزان در بازارهای آتی و اختیار معامله از آنها سئوال شد. در این رابطه سه نسبت تأمین مستقیم محاسبه شد. این نسبت‌ها عبارت‌اند از:

۱) نسبت تأمین در بازار آتی در زمان وجود ریسک تولید پسته

۲) نسبت تأمین در بازار آتی در زمان حذف ریسک تولید پسته

۳) نسبت تأمین در بازار اختیار معامله

برای بررسی عوامل اقتصادی – اجتماعی مؤثر بر نسبت تأمین مستقیم، از رگرسیون خطی استفاده شد، زیرا از بین الگوهای اقتصاد سنجی مختلفی که مورد آزمون قرار گرفت، رگرسیون خطی بهترین برآورد را ارائه کرد. متغیرهای مستقل در رگرسیون شامل این موارد بود: سن و سواد پاسخگو، شغل خارج از مزرعه، سطح زیر کشت پسته، دریافت وام بانکی، نسبت بدهی به دارایی، نحوه فروش پسته، ضریب تغییر قیمت پسته، ضریب تغییر عملکرد محصول پسته، ضریب ریسک گریزی مطلق، تعداد مرحله درک مکانیزم کارکرد بازارهای آتی و اختیار معامله.

نتایج و بحث

نسبت تأمین بر اساس الگوهای حداقل کنندهٔ واریانس قیمت (روابط ۱، ۲، ۳) برابر با ۰/۹۹ به دست آمد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که اگر هدف حداقل نمودن واریانس قیمت دنبال شود، کشاورزان پسته کار ایران بایستی ۹۹٪ از محصول تولیدی خود را در یکی از دو بازار آتی یا اختیار معامله و یا هر دو تأمین نمایند. این نتیجه‌گیری با نتایج لاپان و موسچینی (۲۲) همخوانی دارد. به عقیدهٔ آنها اگر ریسک تولید و ریسک پایه وجود نداشته باشد، و نیز قیمت‌های آتی نا اریب باشند، نسبت

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

تأمین محاسبه شده با فرمول‌های حداقل کنندهٔ واریانس قیمت نزدیک به یک می‌شود.

نسبت تأمین محاسبه شده با استفاده از رابطهٔ مکینون (رابطهٔ ۷) ، برابر با ۰/۵۸ به دست آمد. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن ریسک عملکرد محصول پسته، نسبت تأمین از۰/۹۹ به ۰/۵۸ کاهش می‌یابد. این نسبت نیز با نسبت‌های تأمین محاسبه شده توسط لاپان و موسچینی (نسبت‌های بین ۰/۵۴ تا ۰/۷۳) قابل مقایسه است. در مطالعهٔ آنها نیز ریسک تولید لحاظ شده است.

با توجه به این که امکان استفاده از فرمول‌های اندازه‌گیری غیرمستقیم نسبت تأمین به غیر از فرمول‌های حداقل کنندهٔ واریانس قیمت و فرمول مکینون وجود نداشت، بنابراین برای بررسی بیشتر و اندازه‌گیری عوامل مؤثر بر نسبت تأمین در بازارهای آتی و اختیار معامله از روش مستقیم استفاده شد. در این روش، نسبت تأمین مورد قبول پسته کاران در این بازارها به طور مستقیم اندازه‌گیری شد (از طریق مصاحبه مورد سئوال قرار گرفتند). علاوه بر این به علت وجود ریسک عملکرد محصول پسته در زمان تکمیل پرسش‌نامه و تأثیر این مسأله بر نسبت تأمین، میزان این نسبت در زمان حذف ریسک عملکرد نیز مورد سئوال قرار گرفت. در این راستا، ابتدا زمان حذف ریسک عملکرد مورد پرسش قرار گرفت (دیدگاه کشاورزان در این مورد سئوال شد) و سپس نسبت تأمین در تاریخ مورد نظر از کشاورزان سئوال شد. بدین ترتیب سه نسبت تأمین در بازار آتی در زمان وجود ریسک عملکرد محصول پسته، نسبت تأمین در بازار آتی در زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته و نسبت تأمین در بازار اختیار معامله، محاسبه شد. نتایج در جدول ۱ درج شده است.

چنانچه جدول ۱ نشان می‌دهد، نسبت تأمین در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته به طور متوسط ۰/۲۲ است، به عبارت دیگر می‌توان گفت که قبل از عید نوروز و در شرایطی که هنوز ریسک عملکرد پسته به شدت وجود دارد، کشاورزان به طور متوسط تنها ۲۲٪ از محصول پستهٔ خود را در بازار آتی به فروش خواهند رساند. در چنین شرایطی، پسته کاران تنها می‌توانند حداقل محصولی را که برای سال آینده پیش‌بینی می‌کنند، در بازار آتی به قرارداد بگذارند. از آنجایی که تحویل محصول در این بازار اجباری است، بنابراین قراردادهای پر حجم ممکن است به لحاظ تحقق نیافتن عملکردهای مورد نظر، برای کشاورزان مشکلاتی فراهم کند. موافق با نتیجهٔ این مطالعهٔ (نسبت تأمین ۰/۲۲)، کولینز نشان داده است که مطالعات مربوط به دورهٔ ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۲ میلادی نسبت‌های تأمین مستقیم را بین ۰/۱۱ تا ۰/۱۸ به دست داده است. به عبارت دیگر نتایج مطالعات دیگر نیز شبیه به این مطالعه، پایین بودن نسبت تأمین در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد را به اثبات می‌رساند.

پایین بودن نسبت‌های تأمین مستقیم در مقایسه با نسبت‌های تأمین محاسبه شده با استفاده از فرمول‌های حداقل کنندهٔ واریانس قیمت، نشان می‌دهد که در عالم واقعی این اعداد بسیار پایین‌تر است. این مسأله بیانگر وجود عوامل تأثیرگذار دیگری نیز می‌باشد که در فرمول‌های نسبت تأمین لحاظ نشده است. اگر به جدول ۱ توجه شود، نسبت تأمین مستقیم در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد، بین صفر تا ۱۰ تغییر می‌کند و این در حالی است که نسبت‌های تأمین غیرمستقیم در شرایط حداقل سازی واریانس و مدل مکینون تنها یک عدد (۰/۹۹ و ۰/۵۸) است. نوسانات بالای نسبت‌های تأمین مستقیم دلیل بر وجود عوامل متفاوت تأثیرگذار بر این نسبت‌هاست.

چنانچه جدول ۱ نشان می‌دهد، با حذف ریسک عملکرد محصول پسته، نسبت تأمین در بازار آتی به شدت افزایش می‌یابد. این نسبت در زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته (طبق جدول ۱، هفتاد و پنج روز بعد از عید نوروز)، برابر با ۰/۶۵ است. با این وجود بین صفر تا ۱۰ نوساناتی دارد که حکایت از وجود عوامل مؤثر دیگر به غیر از ریسک عملکرد و قیمت بر روی نسبت تأمین دارد. به طور کلی می‌توان گفت در صورتی که برای پسته کاران این امکان وجود داشته باشد تا قراردادهای آتی را در نیمهٔ دوم خرداد ماه هرسال (۳ ماه قبل از

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

جدول ۱. نسبت تأمین کشاورزان پسته کار ایران در شرایط مختلف

نام متغییر	میانگین	حداقل	حداکثر
نسبت تأمین غیرمستقیم با فرض حداقل نمودن واریانس قیمت	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹
نسبت تأمین غیرمستقیم با فرض وجود ریسک تولید (مدل مکینون)	۰/۵۸	۰/۵۸	۰/۵۸
نسبت تأمین مستقیم در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته	۰/۲۲	۰	۱۰
نسبت تأمین مستقیم در بازار آتی در شرایط حذف ریسک عملکرد محصول پسته	۰/۶۵	۰	۱۰
نسبت تأمین مستقیم در بازار اختیار معامله	۰/۴۴	۰	۴
زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته (روز بعد از عید نوروز)	۷۵	۱۸	۲۴۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

-: تعداد نمونه برابر با ۳۰۰ است.

برداشت محصول پسته) تنظیم نمایند، نسبت‌های تأمین در این بازار بالا خواهد بود. چنانچه این قراردادها در تاریخ‌های قبل از ۱۵ خرداد ماه هر سال به ویژه قبل از عید نوروز تنظیم شود، نسبت تأمین در بازار آتی به شدت کاهش می‌یابد.

نسبت تأمین مستقیم در بازار اختیار معامله در مقایسه با نسبت تأمین در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته حدود ۲ برابر یعنی ۰/۴۴ خواهد بود و این در حالی است که از نسبت تأمین در بازار آتی در شرایط حذف ریسک عملکرد محصول پسته پایین‌تر است. هم‌چنین جدول ۱ نشان می‌دهد که دامنهٔ تغییرات نسبت تأمین در بازار اختیار معامله کمتر از بازار آتی است، به طوری که این نوسانات در بازار اختیار معامله بین صفر تا ۴ بوده حال آن که در بازار آتی بین صفر تا ۱۰ است. به طور کلی می‌توان گفت که در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته، کشاورزان، بازار اختیار معامله را بر بازار آتی ترجیح می‌دهند و چنانچه در شرایط فقدان ریسک عملکرد قرار داشته باشند، بازار آتی بر بازار اختیار معامله ترجیح داده خواهد شد.

برای بررسی اثر عوامل اقتصادی - اجتماعی بر نسبت‌های تأمین مختلف، از رگرسیون خطی استفاده شد. نتایج در جداول ۲، ۳ و ۴ آمده است.

چنانچه جدول ۲ نشان می‌دهد، تنها دو متغیر مستقل در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است. متغیر نسبت بدهی به دارایی، دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر روی نسبت تأمین در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته است. بدین مفهوم که با افزایش نسبت بدهی به دارایی، نسبت تأمین، افزایش می‌یابد. چنانچه در مطالعه کولینز اشاره شده است، یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نسبت تأمین، میزان بدهی افراد است. به عقیدهٔ کولینز، از آنجایی که تأمین در بازار آتی یک فعالیت مالی است، بایستی در ارتباط با سایر فعالیت‌های مالی مانند میزان بدهی باشد. این مسأله در مطالعهٔ تروی و بیکر (۳۳) نیز ثابت شده است. آنها نشان داده‌اند که میزان بدهی با نسبت تأمین رابطهٔ مستقیم دارد. به طور کلی می‌توان گفت که با افزایش میزان بدهی پسته کاران، تأمین در بازار آتی از جانب آنها افزایش می‌یابد، زیرا با این عمل می‌خواهند نسبت به توانایی پرداخت میزان بدهی خود، اطمینان حاصل کنند.

بر اساس جدول ۲ هم‌چنین می‌توان به این نتیجه رسید که

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

جدول ۲. عوامل اقتصادی – اجتماعی مؤثر بر نسبت تأمین مستقیم در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته

نام متغیر	ضریب	آماره t
مقدار ثابت	۸۲/۷۴	۵/۳۳***
سن پاسخگو (سال)	۰/۲۵	۰/۴۵
سواد پاسخگو (سال‌های تحصیل)	۰/۸۲	۱/۵۳
شغل خارج از مزرعه (۰=خیر، ۱=بله)	-۷/۱۴	-۱/۴۳
سطح زیر کشت پسته(هکتار)	-۰/۵۲	-۰/۷۳
دریافت وام بانکی (۰= خیر، ۱= بله)	-۸/۳۰	-/۳۳
نسبت بدهی به دارایی	۷۷/۱۳	۳/۲۴***
نحوهٔ فروش پسته (۱= قسطی، ۰= نقدی)	-۵/۶۲	-۱/۱۲
ضریب تغییر قیمت پسته (درصد)	-۰/۸۷	-۱/۳۱
ضریب تغییر عملکرد محصول پسته (درصد)	-۱/۴۲	-۴/۱۴***
زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته (روز بعد از عید نوروز)	-۰/۰۴	-۰/۳۸
ضریب ریسک گریزی مطلق	۴۲۳۶/۱۲	۰/۷۲
تعداد مرحله درک مکانیزم کارکرد بازار آتی	-۷/۰۲	-۰/۲۴

R^2 = ۰/۳۲ n = ۳۰۰

$\overline{R}^2$ = ۰/۲۶

F = ۵/۶۳***

ماخذ: یافته‌های تحقیق

***: معنی‌دار در سطح ۱٪

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

جدول ۳. عوامل اقتصادی - اجتماعی مؤثر بر نسبت تأمین مستقیم در بازار آتی در شرایط حذف ریسک عملکرد محصول پسته

آماره t	ضریب	نام متغیر
۱۱/۲۳***	۱۲۳/۴۲	مقدار ثابت
۰/۳۲	۰/۱۲	سن پاسخگو (سال)
۰/۲۸	۰/۵۳	سواد پاسخگو (سال‌های تحصیل)
-۰/۴۲	-۴/۰۴	شغل خارج از مزرعه (۰= خیر، ۱= بله)
-۰/۶۷	-۰/۲۷	سطح زیر کشت پسته (هکتار)
-۲/۰۷**	-۱۲/۴۳	دریافت وام بانکی (۰= خیر، ۱= بله)
۲/۰۷ **	۸۲/۰۳	نسبت بدهی به دارایی
-۱/۷۳*	-۷/۳۵	نحوهٔ فروش پسته(۱= قسطی ۰= نقدی)
-۳/۲۴***	-۳/۰۴	ضریب تغییر قیمت پسته (درصد)
۰/۲۲	۰/۳۶	ضریب تغییر عملکردمحصول پسته (درصد)
-۳/۹۳***	-۰/۲۳	زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته (روز بعد از عید نوروز)
۱/۴۱	۲۳۳۴/۳۲	ضریب ریسک گریزی مطلق
-۰/۳۴	-۴/۳۱	تعداد مرحله درک مکانیزم کارکرد بازار آتی

$R^2 = ۰/۳۲$ $n = ۳۰۰$

$\overline{R}^2 = ۰/۲۵$

$F = ۵/۴۲^{***}$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*،** و *** : به ترتیب معنی‌دار در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

مهم‌ترین عامل مؤثر بر نسبت تأمین مستقیم در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته، ضریب تغییر عملکرد این محصول در سال آینده است که بیانگر ریسک عملکرد می‌باشد. با افزایش ریسک عملکرد، نسبت تأمین در بازار آتی کاهش می‌یابد. این مسأله توسط لاپان و موسچینی (۲۲) نیز به اثبات رسیده است. هر چه ریسک عملکرد محصول افزایش یابد، احتمال تحویل صد در صد میزان موجود در قرار داد کاهش می‌یابد. لذا کشاورزان برای مقابله با این مسأله نسبت تأمین کمتری را در نظر می‌گیرند.

با مقایسه جدول ۲ و ۳، مشخص می‌شود که با حذف ریسک عملکرد محصول، متغیر ضریب تغییر عملکرد سال آینده، سطح معنی‌داری خود را از دست داده و در عوض متغیرهای دیگر معنی‌دار شده‌اند. متغیر نسبت بدهی به دارایی علامت مثبت و معنی‌دار خود را حفظ کرده است. در مقابل دریافت وام بانکی، بر نسبت تأمین اثر منفی دارد. چنانچه مطالعه کولینز (۱۱) نیز اشاره دارد، دولت با ارائه برنامه‌هایی چون اعتبارات بانکی می‌تواند جایگزین‌هایی برای بازار آتی و سایر ابزارهای کاهندهٔ ریسک در کشاورزی فراهم نماید. به عبارت دیگر، پسته کارانی که دسترسی آسان‌تر به اعتبارات بانکی داشته‌اند، نسبت تأمین کمتری را انتخاب نموده‌اند.

بر اساس جدول ۳، افرادی که توانایی فروش قسطی محصول پسته خود را دارند، نسبت تأمین کمتری را در بازار آتی انتخاب نموده‌اند. این افراد می‌توانند با فروش قسطی محصول پسته، قیمت‌های بالاتری را دریافت نموده و بنابراین برای مشارکت در بازار آتی نیاز کمتری داشته باشند. متغیر ضریب تغییر قیمت پسته دارای علامت منفی و معنی‌دار است. ضریب تغییر بالای قیمت پسته باعث شده است تا کشاورزان این احتمال را به سمت افزایش قیمت پسته برده و احتمال کاهش آن را کمتر بدانند. بنابراین نسبت تأمین کمتر را در نظر گرفته‌اند. زیرا در صورت افزایش قیمت پسته، شرکت در بازار آتی زیان آور است. متغیر زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته (از دید کشاورز)، به نوعی بیانگر درجهٔ محافظ کاری کشاورزان است. بنابراین هر چه فرد محافظه کارتر باشد (دیرتر به عملکرد محصول سال آینده خود اطمینان پیدا کند) نسبت تأمین او در بازار آتی کمتر است. این مسأله در مطالعه کولینز (۱۱) نیز به اثبات رسیده است.

در جدول ۴ تأثیر عوامل اقتصادی – اجتماعی بر نسبت تأمین در بازار اختیار معامله آمده است. از عوامل مؤثر و معنی‌دار بر نسبت تأمین در بازار اختیار معامله، متغیرهای دریافت وام بانکی، نحوهٔ فروش پسته، زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته و ضریب تغییر قیمت پسته، علائمی مشابه با این متغیرها در بازار آتی دارند. بدین ترتیب تفاسیر مربوط به این متغیرها در اینجا نیز شبیه به بازار آتی است. تعداد مراحل درک مکانیزم کار کرد بازار اختیار معامله بر نسبت تأمین در این بازار تأثیر منفی دارد. افرادی که نحوهٔ عملکرد بازار اختیار معامله را زودتر درک کرده‌اند، نسبت تأمین بالاتری را در این بازار انتخاب می‌کنند. بنابراین برخلاف بازار آتی، در بازار اختیار معامله، پیچیدگی آن می‌تواند به نوعی مانع بر سر راه کشاورزان باشد. در مقابل در بازار آتی ریسک عملکرد، متغیری مؤثر بر نسبت تأمین است به طوری که با افزایش ریسک عملکرد، این نسبت کاهش می‌یابد و این در حالی است که در بازار اختیار معامله، ریسک عملکرد حتی در سطح ۱۰٪ نیز معنی‌دار نیست. با توجه به این که برخلاف بازار آتی، تحویل محصول در بازار اختیار معامله، اجباری نیست، بنابراین نتیجه‌گیری اخیر دور از انتظار نیست.

نتیجه‌گیری

عمدهٔ نتایج این مطالعه را می‌توان به صورت زیر خلاصه نمود:

نسبت‌های تأمین غیرمستقیم محاسبه شده از طریق فرمول‌های حداقل کنندهٔ واریانس قیمت و مکینون به ترتیب ۰/۹۹ و ۰/۵۸ است. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن ریسک عملکرد محصول پسته در محاسبهٔ نسبت تأمین، این نسبت از ۰/۹۹ به ۰/۵۸ کاهش می‌یابد. نسبت تأمین مستقیم در بازار آتی

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

جدول ۴. عوامل اقتصادی - اجتماعی مؤثر بر نسبت تأمین مستقیم در بازار اختیار معامله

نام متغیر	ضریب	آماره t
مقدار ثابت	۹۳/۲۴	۳/۴۴***
سن پاسخگو (سال)	۰/۵۲	۰/۳۱
سواد پاسخگو (سال‌های تحصیل)	۰/۷۳	۰/۲۵
شغل خارج از مزرعه (۰= خیر،۱= بله)	۱۱/۷۲	۱/۲۳
سطح زیر کشت پسته (هکتار)	-۰/۳۱	-۰/۳۴
دریافت وام بانکی (۰= خیر، ۱ = بله)	-۱۲/۹۳	-۱/۷۲*
نسبت بدهی به دارایی	۱۳/۰۵	۱/۱۰
نحوهٔ فروش پسته (۱= قسطی، ۰= نقدی)	-۱۳/۸۹	-۲/۴۸***
ضریب تغییر قیمت پسته (درصد)	-۲/۰۷	-۱/۷۱**
ضریب تغییر عملکرد محصول پسته (درصد)	۰/۵۶	۰/۸۲
زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته (روز بعد از عید نوروز)	-۰/۱۱	-۱/۶۸*
ضریب ریسک گریزی مطلق	-۴۷۳۴۶۳	-۰/۵۲
تعداد مرحله درک مکانیزم کارکرد بازار اختیار معامله	-۱۶/۷۷	-۱/۷۵**

$R^2 = ۰/۱۷$ $n = ۳۰۰$

$\overline{R}^2 = ۰/۱۰$

$F = ۲/۶۳^{***}$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** : به ترتیب معنی‌دار در سطوح ۱۰٪، ۵٪و ۱٪

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته به طور متوسط ۰/۲۲ است. به عبارت دیگر می‌توان گفت که قبل از عید نوروز و در شرایطی که هنوز ریسک عملکرد محصول پسته به شدت وجود دارد، کشاورزان به طور متوسط تنها ۲۲٪ از محصول خود را در بازار آتی به فروش خواهند رساند. در چنین شرایطی، پسته کاران تنها می‌توانند حداقل محصولی را که برای سال آینده پیش‌بینی می‌کنند، در بازار آتی به فروش بگذارند. با حذف ریسک عملکرد محصول پسته، نسبت تأمین در بازار آتی به شدت افزایش می‌یابد. این نسبت در زمان حذف ریسک عملکرد محصول پسته (به طور متوسط ۷۵ روز بعد از عید نوروز) برابر با ۰/۶۵ است. به عبارت دیگر می‌توان گفت، در صورتی که این امکان برای پسته کاران وجود داشته باشد تا قراردادهای آتی را در نیمهٔ دوم خردادماه هرسال (سه ماه قبل از برداشت محصول) تنظیم نمایند، نسبت‌های تأمین در این بازار بالا خواهد بود. در صورت تنظیم این قراردادها در تاریخ‌های قبل از ۱۵ خرداد هر سال و به ویژه قبل از عید نوروز، نسبت تأمین در بازار آتی کاهش می‌یابد.

نسبت تأمین مستقیم در بازار اختیار معامله در مقایسه با نسبت تأمین در بازار آتی در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته، حدود ۲ برابر یعنی ۰/۴۴ است و این در حالی است که نسبت تأمین در بازار اختیار معامله در مقایسه با نسبت تأمین در بازار آتی در شرایط حذف ریسک عملکرد محصول پسته پایین‌تر است. به طور کلی می‌توان گفت که در شرایط وجود ریسک عملکرد محصول پسته، کشاورزان بازار اختیار معامله را بر بازار آتی ترجیح می‌دهند و چنانچه در شرایط عدم وجود ریسک عملکرد قرار داشته باشیم، بازار آتی بر بازار اختیار معامله ترجیح داده خواهد شد.

بررسی تأثیر عوامل اقتصادی – اجتماعی بر نسبت‌های تأمین نشان داد که متغیر نسبت بدهی به دارایی باعث افزایش نسبت تأمین در دو بازار آتی و اختیار معامله شده، در صورتی که دریافت وام بانکی تأثیر منفی بر آن دارد. به عبارت دیگر دولت با ارائه برنامه‌هایی چون اعتبارات بانکی می‌تواند جایگزین‌هایی برای بازارهای آتی و اختیار معامله ارائه نماید. علاوه بر این، نتایج نشان داد که با افزایش ریسک تولید، نسبت تأمین در بازار آتی کاهش یافته درحالی که بر نسبت تأمین در بازار اختیار معامله هیچ تأثیری ندارد.

منابع مورد استفاده

۱. سازمان مدیریت و برنامه ریزی، آمارنامهٔ استان خراسان، سال‌های مختلف.

۲. سازمان مدیریت و برنامه ریزی، آمارنامهٔ استان سمنان، سال‌های مختلف.

۳. سازمان مدیریت و برنامه ریزی، آمارنامهٔ استان فارس، سال‌های مختلف.

۴. سازمان مدیریت و برنامه ریزی، آمارنامهٔ استان کرمان، سال‌های مختلف.

۵. سازمان مدیریت و برنامه ریزی، آمارنامهٔ استان یزد، سال‌های مختلف.

۶. شرکت تعاونی تولید کنندگان پستهٔ رفسنجان، گزارش سالیانه، سال‌های مختلف.

۷. عبدالهی عزت آبادی، م. ۱۳۸۱. مطالعه نوسانات درآمدی پسته کاران ایران: به سوی سیستمی از بیمهٔ محصول و ایجاد بازارهای آتی و اختیار معامله. پایان‌نامه دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۸. عبدالهی عزت آبادی، م. و ب. نجفی. ۱۳۸۱. بررسی نوسانات درآمدی پسته کاران ایران. علوم و صنایع کشاورزی ۱۶ (۲) :۱۶۹-۱۸۰.

۹. عبدالهی عزت آبادی، م. و ب. نجفی. ۱۳۸۲. بررسی امکان استفاده از بازارهای آتی و اختیار معامله در کاهش نوسانات قیمتی محصولات کشاورزی در ایران: مطالعهٔ موردی محصول پسته. اقتصاد کشاورزی و توسعه ۱۱ (۴۲ و ۴۱) :۱-۲۶.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]

۱۰. وزارت جهاد کشاورزی، بانک اطلاعات کشاورزی ایران، سال‌های مختلف.

11. Collins, R. A. 1997. Toward a positive economic theory of hedging. Am. J. Agric. Econ. 79: 488-499.
12. Ederington, L. H. 1979. The hedging performance of the new futures markets. J. Finance 34: 157-170.
13. Ennew, C. T., C. W. Morgan and A. J. Rayner. 1992. Objective and subjective influences on the decision to trade on the London potato futures market. J. Agric. Econ. 43: 160-174.
14. Feder, G., R. E. Just and A. Schmitz. 1980. Futures markets and the theory of the firm under price uncertainty. Quart. J. Econ. 94: 317-328.
15. Gardner, B. L. 1989. Rollover hedging and missing long-term futures markets. Am. J. Agric. Econ. 71: 311-318.
16. Hanson, S. D. and G. W. Ladd. 1991. Robustness of the mean- variance model with truncated probability distributions. Am. J. Agric. Econ. 73: 736-445.
17. Hull, J. C. 2000. Options, Futures and Other Derivatives. Prentice- Hall International Inc., USA.
18. International Financial Statistics Year Book.1997. International Monetary Fund, USA.
19. Kahl, K.H. 1983. Determination of the recommended hedging ratio. Am. J. Agric. Econ. 65: 603-605.
20. Kairys, J. P. and N. Valerio. 1997. The market for equity options in the 19870s. J. Finance 52: 1707 - 1723.
21. Karp, L. S. 1987. Methods for selecting the optimal dynamic hedge when production is stochastic. Am. J. Agric. Econ. 69: 647-657.
22. Lapan, H. and G. Moschini. 1994. Futures hedging under price, basis and production risk. Am. J. Agric. Econ. 76: 465-477.
23. Lapan, H. and G. Moschini. 1996. Optimal price policy and the futures markets. Econ. Letters 53: 175-182.
24. Lence, S. H., K. L. Kimle and M. L. Hayenga. 1993. A dynamic minimum variance. Am. J. Agric. Econ. 75: 1036-1071.
25. Mckinnon, R. I. 1967. Futures markets, buffer stocks and income stability for primary producers. J. Political Econ. 75: 844-861.
26. Meyer, J. and L. J. Robinson. 1988. Hedging under output price randomness. Am. J. Agric. Econ.70: 268-272.
27. Moschini, G. and D. A. Hennessy. 1999. Uncertainty, Risk Aversion and Risk Management for Agricultural Producers. Staff Paper No. 319.
28. Moschini, G. and H. Lapan. 1995. The hedging role of options and futures under joint price, basis and production risk. Int. Econ. Rev. 36: 1025-1049.
29. Myers, R. J. and S. D. Hanson. 1996. Optimal dynamic hedging in unbiased futures markets. Am. J. Agric. Econ. 78:13-20.
30. Newbery, D. M. G. and J. E. Stiglitz. 1985. The Theory of Commodity Price Stabilization: A Study in the Economics of Risk. Clarendon Press Oxford, England.
31. Peck, A. E. 1975. Hedging and income stability: Concepts, implications and an example. Am. J. Agric. Econ. 57:410-419.
32. Stein, J. L. 1961. The simultaneous determination of spot and futures prices. Am. Econ. Rev. 60: 1012-1025.
33. Turvey, C. G. and T. G. Baker. 1990. A farm- level financial analysis of farmer's use of futures and options under alternative farm programs. Am. J. Agric. Econ. 72: 946-957.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1385.10.2.1.3]