نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد 31، شماره 3، پاییز 1396، ص. 251-240

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 31, No. 3, Fall 2017, p. 240-251

بررسی تأثیر ریسک نااطمینانی تقاضای محصول بر اشتغال عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران

حمید عزیزمحمدلو[1*]

تاریخ دریافت: 1396/02/26
تاریخ پذیرش: 1396/07/04

چکیده

یکی از خصوصیات عمده بخش کشاورزی وجود ریسک به‌عنوان جزء جدایی‌ناپذیر آن است که بر تصمیمات کشاورزان در حوزه‌های مختلف ازجمله تعیین میزان تولید، به‌کارگیری نهاده‌های تولید و انتخاب فناوری اثر می‌گذارد. در این مقاله با هدف بررسی چگونگی واکنش کشاورزان در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا و اثرات آن بر اشتغال عوامل تولید در بخش کشاورزی، ابتدا نااطمینانی تقاضا در این بخش مبتنی بر رویکردهای مورداستفاده آیزنمن و گاسال محاسبه شد و به دنبال آن با استفاده از روش همگرایی یوهانسون و با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی سال‌های 1353 تا 1391 نوع رفتار ریسکی بنگاه‌ها و چگونگی اثرگذاری نااطمینانی تقاضا بر شدت سرمایه‌بری و کاربری فرآیندهای تولیدی در بخش کشاورزی مورد مطالعه و آزمون قرار گرفت. بر اساس نتایج حاصل از تخمین بردارهای همگرایی بلندمدت، استنباط می‌شود که بنگاه‌های فعال در بخش کشاورزی در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا واکنش منفی از خود نشان می‌دهند و به‌عبارت‌دیگر ریسک‌گریز هستند. همچنین با افزایش معیار نااطمینانی تقاضا در بخش کشاورزی، هر دو نهاده نیروی کار و سرمایه کاهش می‌یابند با این تفاوت که درصد کاهش سرمایه بیشتر از درصد کاهش نیروی کار است. دلالت ضمنی چنین نتیجه‌ای این است که با افزایش نااطمینانی تقاضا، شدت سرمایه‌بری فرایندهای تولیدی در بخش کشاورزی کاهش یافته و بنگاه‌ها به سمت استفاده از فرآیندها و تکنولوژی‌های کاربرتر تمایل پیدا می‌کنند. این امر ضرورت توجه جدی‌تر به مقوله سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را آشکار می‌سازد و در این راستا توصیه می‌گردد که با توجه به تشدید فضای ریسکی و نااطمینانی در این بخش، دولت به‌منظور جلوگیری از کند شدن فرایند سرمایه‌گذاری، از مکانیسم‌های ترویجی و انگیزشی مناسب برای تقویت انگیزه کشاورزان برای افزایش سرمایه‌گذاری و تولید بهره گیرد.

واژه‌های کلیدی: تمایل به ریسک، شدت سرمایه‌بری، شدت کاربری، روش همگرایی

مقدمه

ناپایداری طبیعت و ماهیت متغیر و غیرقابل‌پیش‌بینی پدیده‌ها و حوادث طبیعی شرایطی ویژه را برای بخش کشاورزی ایجاد کرده است که درنتیجه آن، تولیدات کشاورزی و آینده کشاورزان توأم با عدم قطعیت شده است (33). اما این امر تنها عامل بروز ریسک و نااطمینانی در بخش کشاورزی نیست. به‌عبارت‌دیگر کشاورزی فعالیتی توأم با مخاطرات گوناگون ازجمله خطرات تولیدی، بازاری و مالی است (34). منابع ریسک را در بخش کشاورزی می‌توان مشتمل بر ریسک تولید، ریسک قیمت یا بازار، ریسک مالی، ریسک نهادی یا ریسک ناشی از نبود اطمینان نسبت به فعالیت‌های دولت در بخش کشاورزی و ریسک انسانی دانست و نیز نقش و درصد اهمیت هرکدام از منابع ریسک بسته به شرایط مکانی، زمانی و سیاست‌های دولت در هر کشور متفاوت است (37). بنابراین بخش کشاورزی یکی از بخش‌هایی است که موضوع ریسک به‌عنوان یکی از مشخصه‌های عمده حاکم بر آن است. بنا به ماهیت فعالیت‌های کشاورزی و ارتباط آن با شرایط اقلیمی و زیست‌محیطی که ماهیت نوسانی و ریسکی دارند، عوامل و متغیرهای متعددی در بروز ریسک در این بخش دخیل هستند. امروزه در کنار ریسک‌های منبعث از شرایط اقلیمی و آب و هوایی که تولید را در این بخش با مخاطره مواجه می‌نماید، شرایط، نوسانات و چالش‌های معطوف به بازار محصولات کشاورزی نیز در تشدید ریسک در این بخش نقش‌آفرین است.

در واقع یکی از دغدغه‌های اصلی کشاورزان در فضای کسب‌وکار در شرایط کنونی، مسائل معطوف به‌طرف تقاضای محصول و به‌ویژه نااطمینانی تقاضاست. شرایط پرشتاب و در حال تغییر فضای کسب‌وکار و تغییرات وسیع در سلایق، علایق و الگوهای مصرفی مصرف‌کنندگان، منجر به فاصله گرفتن روندهای تقاضا از الگوهای

1- استادیار اقتصاد، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)

(*- نویسنده مسئول: Email: azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir)

DOI: 10.22067/jead2.v31i3.63792

ثابت و قابل پیش‌بینی شده است و نااطمینانی تقاضا را به یکی از ویژگی‌های غالب بازارهای امروز مبدل ساخته است و این روند روزبه‌روز نیز در حال شدت گرفتن است. بدیهی است بروز چنین شرایطی رفتار تولیدکنندگان بخش کشاورزی را در زمینه چگونگی انتخاب عوامل تولید، تعیین مقدار و قیمت محصول متأثر می‌سازد. این واقعیت در تحقیقات متعددی همچون مطالعات رابیسون و باری (29) و جاست و زیلبرمن (17) تأیید شده است. درواقع تصمیمات تولیدکنندگان در بخش کشاورزی در شرایط نااطمینانی، به چگونگی رفتار و تمایل آن‌ها در قبال پذیرش ریسک بستگی دارد. این تمایلات ازیک‌طرف تحت تأثیر ساختار فنّاورانه و شیوهٔ مدیریت بنگاه‌های بخش کشاورزی قرار دارد و از طرف دیگر از شرایط محیطی حاکم بر آن متأثر می‌شود.

درک این امر که بنگاه‌های اقتصادی فعال در یک بخش کشاورزی در قبال ریسک چه واکنشی از خود نشان می‌دهند می‌تواند در پیش‌بینی صحیح‌تر نتایج حاصل از اجرای سیاست‌های اقتصادی در آن بخش بسیار مؤثر و نقش‌آفرین باشد. به‌عنوان‌مثال اطلاع از اینکه بنگاه‌های اقتصادی بخش کشاورزی نسبت به شرایط نامطمئن و ریسکی چه واکنش نشان می‌دهند و چه تصمیمی در خصوص تداوم و گسترش فعالیت‌های خود دارند، می‌تواند روشن سازد که نااطمینانی‌های موجود در فضای کسب‌وکار که به دلایل مختلف در عرصه اقتصاد شکل می‌گیرد، چگونه این بخش را متأثر می‌سازد و چه تأثیری بر فعالیت بنگاه‌های فعال در این بخش دارد. این امر متولیان و سیاست‌گذاران اقتصادی و کشاورزی را قادر خواهد ساخت تا تبعات احتمالی تشدید فضای نااطمینانی در فضای کسب‌وکارهای اقتصادی را بر رونق فعالیت بنگاه‌های اقتصادی فعال در این بخش با دقت بیشتری پیش‌بینی نموده و در تنظیم و اجرای سیاست‌های اقتصادی به‌گونه‌ای عمل نمایند که آثار و تبعات ناشی از نااطمینانی‌های فضای کسب‌وکار را بر بخش کشاورزی کاهش دهند.

چگونگی انتخاب نهاده‌ها و عوامل تولید یکی از تصمیمات اساسی کشاورزان است. بنا بر تئوری اقتصاد خرد یک بنگاه اقتصادی حداکثر کنندهٔ سود، نهاده‌های تولید را به‌گونه‌ای به خدمت گرفته و باهم تلفیق می‌نماید که سود خود را حداکثر نماید. اما تصمیمات مربوط به انتخاب نهاده‌ها نیز همانند سایر تصمیمات بنگاه تحت تأثیر شرایط نامطمئن قرار خواهد گرفت. نوع گرایش یک بنگاه نسبت به ریسک در چگونگی انتخاب نهاده‌های تولید و تنظیم نسبت نهاده‌های تولید تأثیر خواهد گذاشت. حصول شناخت نسبت به این مهم می‌تواند نقش بسزایی را در تنظیم و پیش‌بینی برنامه‌های ایجاد اشتغال و همچنین توسعه سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی داشته باشد.

بررسی رفتار بنگاه اقتصادی در شرایط ریسک و نا اطمینانی برای نخستین بار توسط ون‌نیومن و مورگنسترون (35) به‌طور سیستماتیک و منسجم تئوریزه شد و وارد تئوری‌های اقتصادی گشت. قبل از وی نیز تلاش‌های پراکنده‌ای در این زمینه صورت گرفته بود که از آن میان می‌توان به مطالعات نایت (22) و رمزی (27) اشاره نمود. حتی قبل از نایت نیز دست‌نوشته‌هایی از منگر (26)، فیشر (10) و اجورث (8) وجود دارد که حاکی از توجه آن‌ها به بحث ریسک و لزوم وارد کردن ریسک و نا اطمینانی در تئوری اقتصادی است. اما کار قابل‌ملاحظه‌ای که ون‌نیومن و مورگنسترون انجام دادند این بود که در چارچوب قاعدهٔ مطلوبیت انتظاری یک بنیان منطقی را برای تصمیم‌گیری تحت شرایط نااطمینانی فراهم نمودند که در پرتو آن معیارهای ریسک‌پذیری و ریسک گریزی بنگاه قابل بحث و بررسی است. علاوه بر این مک‌گلوتلین (23)، ارو (3) و(4)، اندرسون (2)، هالتر و دین (15)و کاهنمن (18) نیز مطالعات قابل‌ملاحظه‌ای را در پیشبرد جنبه‌های مختلف تئوری ریسک‌پذیری و ریسک گریزی و تحلیل تصمیم‌گیری‌های بنگاه در شرایط ریسکی انجام دادند.

به دنبال فراهم آمدن این چارچوب اساسی، مطالعات نظری و تجربی متعددی درزمینهٔ بررسی رفتار بنگاه اقتصادی در شرایط ریسکی و نامطمئن و بررسی ریسک‌پذیری و ریسک گریزی آن صورت گرفته است که از آن میان برخی از مطالعات در ارتباط نزدیک‌تر با موضوع این تحقیق بوده و بر مدل‌های تبیین‌کنندهٔ رفتار بنگاه در شرایط نامطمئن تأکید دارند و نشان می‌دهند که چگونه نااطمینانی تقاضا بر توابع هزینهٔ آن‌ها و همچنین تصمیماتشان در زمینهٔ به‌کارگیری عوامل تولید اثر می‌گذارد. هالتهاسن (16) در مطالعهٔ خود رفتار سه دسته از بنگاه‌ها را – که عبارت‌اند از بنگاه‌هایی که در بازار رقابتی فعالیت می‌نمایند، بنگاه‌هایی که در فضای رقابت ناقص فعالیت می‌کنند و تعیین‌کنندهٔ مقدار هستند و بنگاه‌هایی که در بازار رقابت ناقص فعالیت می‌نمایند و تعیین‌کنندهٔ قیمت هستند- ازنظر چگونگی واکنش در قبال نااطمینانی تقاضا بررسی نمود و به این نتیجه رسید که تصمیمات بنگاه‌های گروه اول و دوم در زمینهٔ انتخاب نهاده‌های تولید تحت تأثیر نااطمینانی تقاضا قرار نمی‌گیرد اما تصمیمات بنگاه‌های گروه سوم متأثر از نااطمینانی تقاضاست. گاسال (11) در مطالعه‌ای ارتباط بین نااطمینانی تقاضا را با نسبت کار به سرمایه در صنایع ایالات‌متحده موردبررسی قرار داد و وجود یک رابطه منفی معنی‌دار را بین نااطمینانی تقاضا و نسبت کار به سرمایه تأیید نمود. آیزمن و ماریون (1) سرون (30) با مطالعه تجربی ارتباط بین نااطمینانی و سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال‌توسعه نشان دادند که نااطمینانی تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های فعال در این کشورها دارد. گاسال(12) همچنین در مطالعهٔ دیگری تحت عنوان «انتخاب نهاده در شرایط نااطمینانی قیمت» نشان داد که افزایش نااطمینانی قیمت باعث افزایش نسبت سرمایه به کار می‌شود.

علاوه بر این، مطالعاتی نیز در حوزهٔ تأثیر میزان ریسک‌پذیری یا ریسک گریزی نیروی کار بر اشتغال انجام یافته است که از آن میان

می‌توان به کار فینبرگ (9) اشاره نمود. وی با آزمون یک مدل جستجوی کار نشان داد که با افزایش انحراف معیار (ریسک) دستمزدهای پیشنهادی به نیروی کار، مدت زمان مورد انتظار بیکاری کاهش خواهد یافت. همچنین وی اثبات کرد که افرادی که ریسک‌گریزترند مدت زمان مورد انتظار بیکاری کمتری نسبت به دیگران دارند. دیاز- سرانو (6) در مطالعه‌ای تحت عنوان «ارتباط بین بیکاری و ریسک گریزی» به این نتیجه رسید که افرادی که ریسک‌گریزترند در مقایسه با افراد ریسک‌پذیرتر احتمال بیشتری وجود دارد که بیکار بمانند.

در ایران نیز مطالعات متعددی در خصوص نااطمینانی و رفتار ریسکی کشاورزان و تأثیر آن بر بخش کشاورزی انجام پذیرفته است که هرکدام از جنبه‌های مختلف بر موضوع ریسک و نااطمینانی تأکید کرده‌اند. به‌عنوان‌مثال مهرابی بشر آبادی و جاودان (25) و بخشی و دیگران (5) تأثیر نااطمینانی نرخ ارز را بر رشد بخش کشاورزی بررسی نموده و دریافته‌اند که نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی معنی‌دار بر رشد تولید و ارزش‌افزوده در بخش کشاورزی دارد. محمودگردی و دیگران (24) تأثیر نااطمینانی نرخ ارز را به ترتیب بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی بررسی نموده و رابطه منفی بین نااطمینانی نرخ ارز تأثیر و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی تأیید نموده است. کرباسی و پیری (19) در مطالعه خود دریافته‌اند که نااطمینانی تورمی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سطح قیمت محصولات کشاورزی دارد. کشاورز حداد (20) در مطالعه‌ای تحت عنوان انتظارات، نااطمینانی و عدم تعادل در بازار محصولات کشاورزی ایران ، نشان داده است که کشاورزان سیب‌زمینی‌کار افرادی ریسک گریز ولی پیازکاران ریسک‌پذیرند. ترکمانی (31) در مطالعه خود نشان داده است که با توجه به اهمیت ریسک در بخش کشاورزی لازم است با تعیین مجموعه کارای برنامه‌های بهینه، امکان انتخاب برنامه‌ای مناسب با خصوصیات اقتصادی – اجتماعی بهره‌بردار فراهم آید. این محقق در مطالعه دیگری (32) به مقایسه و ارزیابی روش‌های عمده تعیین گرایش به ریسک بهره‌برداران کشاورزی پرداخته و دریافته است که دامداران عضو نمونه موردمطالعه، به‌طور عمده، ریسک گریزی بالایی دارند. همچنین کاهش ریسک گریزی تأثیر مثبت و مستقیمی بر کارایی اقتصادی دامداران دارد.

به‌طورکلی در خصوص ارتباط بین میزان ریسک‌پذیری و اشتغال می‌توان مطالعات را به دو دسته تقسیم نمود. یک دسته از مطالعات تأثیر نحوهٔ مواجه با ریسک بنگاه‌ها را بر اشتغال بررسی نموده‌اند و دستهٔ دیگر چگونگی ریسک گریزی نیروی کار و ارتباط آن را با اشتغال و بیکاری مورد بحث قرار داده‌اند. مقاله حاضر در زمرهٔ مطالعات دسته اول بوده و به دنبال بررسی چگونگی رفتار بنگاه‌ها در قبال پذیرش یا گریز از ریسک و ارتباط آن با چگونگی به‌کارگیری نهاده‌های تولید در بخش کشاورزی ایران است. بدین منظور متناسب با مطالعات گذشته همچون مطالعه هالتهاسن، ساختار بازار داخلی محصولات کشاورزی در ایران نزدیک به بازار رقابت انحصاری فرض شده است. البته در سطح بین‌المللی و زمانی که ایران را به‌عنوان یک بازیگر بین‌المللی در سطح بازار جهانی محصولات کشاورزی در نظر می‌گیریم، در برخی از محصولات با ساختار بازار انحصار چندجانبه مواجهیم. خدادادکاشی و شهیکی تاش (21) و همچنین عبادی و شهیکی تاش (7) در مطالعات خود دریافته‌اند که در بازار محصولات صادراتی بخش کشاورزی، در زمینه‌هایی چون پسته، خرما، انگور، سیب، زعفران، خاویار، کشمش از ساختار انحصار چندجانبه سخت برخوردار است. اما ساختار بازار داخلی محصولات کشاورزی در ایران، ازیک‌طرف به دلیل تعداد نسبتاً زیاد بهره‌برداران (کشاورزان) و همچنین متقاضیان در بخش‌های مختلف کشاورزی (که آن را به شرایط رقابتی نزدیک می‌کند) و از طرف دیگر به دلیل وجود تمایز یا عدم همگنی محصولات تولیدشده توسط کشاورزان (که آن را به شرایط انحصاری متمایل می‌کند) به شرایط رقابت انحصاری نزدیک‌تر است.

اولین وجه نوآوری این مطالعه در آن است که بر موضوع نااطمینانی تقاضای محصول در بازار محصولات کشاورزی تأکید کرده است، موضوعی که در مطالعات قبلی به آن پرداخته نشده است. مطالعات قبلی اغلب بر نااطمینانی نرخ ارز، نااطمینانی تورمی، نااطمینانی حاصل از شرایط اقلیمی متمرکز بوده‌اند. دومین وجه نوآوری این مطالعه آن است که علاوه بر بررسی نوع رفتار کشاورزان در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضای محصول، تأثیر آن را به‌طور توأمان هم بر اشتغال نیروی کار و هم سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهد.

مواد و روش‌ها

برای مطالعهٔ رفتار بنگاه‌ها ازنقطه‌نظر ریسک‌پذیری یا ریسک گریزی و لحاظ نمودن ریسک در توابع رفتاری بنگاه‌ها روش‌های مختلفی ارائه شده است که می‌توان آن‌ها را در سه دسته تقسیم‌بندی نمود: روش‌های اقتصادسنجی، روش‌های استخراج تجربی (تخمین مستقیم) و روش‌های برنامه‌ریزی ریسکی (برنامه‌ریزی ریاضی). مدل مورد استفاده در این تحقیق که مبتنی بر روش‌های اقتصادسنجی تعیین ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری بنگاه‌هاست ریشه در کار هالتهاسن (16) دارد. هدف این مدل این است که نشان دهد بنگاه‌های ریسک‌پذیری که مواجه با نااطمینانی تقاضا هستند تمایل دارند که نسبت سرمایه به کار بالایی را داشته باشند درحالی‌که بنگاه‌های ریسک‌گریز نسبت سرمایه به کار پایین را ترجیح می‌دهند.

این مدل فرض می‌کند که بنگاه در بازار رقابت ناقص فعالیت می‌نماید و به‌عنوان یک قیمت گذار محسوب می‌شود. این بنگاه در

دنیایی فعالیت می‌نماید که تقاضا نامطمئن است. تابع تقاضای برای بنگاه موردنظر به صورت زیر است.

$$q = u - \varphi\, p \qquad (1)$$

در رابطه فوق q مقدار تقاضای محصول، p قیمت محصول، φ عکس شیب منحنی تقاضا، و u جمله تصادفی است. تابع تولید بنگاه از فرم تابع تولید نئوکلاسیک کاپ داگلاس با دو نهادهٔ کار(l) و سرمایه (k) به شرح زیر تبعیت می‌کند.

$$q = k^{\alpha} l^{(1-\alpha)} \qquad (2)$$

یکی از فرض‌های اساسی که در اینجا مدنظر قرار گرفته است این است که نیروی کار کاملاً متغیر است درحالی‌که عامل سرمایه (ازجمله زمین، تکنولوژی و تجهیزات مورداستفاده) شبه ثابت[1]در نظر گرفته می‌شود. این فرض نشان‌دهنده بررسی رفتار بنگاه کشاورزی در کوتاه‌مدت است. در کوتاه‌مدت برعکس دوره بلندمدت که همه نهاده‌های تولید متغیر هستند، یک یا تعدادی از نهاده‌های تولید ثابت بوده و امکان تغییر ندارند. زمین مهم‌ترین نهاده کشاورزی است که مقیاس و اندازه آن عموماً در شروع سال زراعی تعیین می‌شود و در اواسط کار به دلیل لزوم رعایت دوره زمانی کاشت تا برداشت محصول و مسائل اقلیمی و آب و هوایی امکان تغییر آن نیست. همچنین ازآنجاکه به دلیل پیشرفت‌های فناوری در بخش کشاورزی و شکل‌گیری کشت گلخانه‌ای تااندازه‌ای این الزام که از شرایط آب و هوایی و اقلیمی نشأت می‌گیرد مرتفع شده است، به‌جای اینکه نهاده زمین ثابت در نظر گرفته شود به‌عنوان یک نهاده شبه ثابت مدنظر قرار می‌گیرد. لذا فرض می‌کنیم که نهادهٔ سرمایه (و خصوصاً عامل زمین و تجهیزات که به‌منظور کار بر روی آن در نظر گرفته می‌شود) قبل از مشاهده تقاضای واقعی توسط بنگاه انتخاب می‌شود درحالی‌که تقاضا برای نهادهٔ نیروی کار بعد از مشاهدهٔ تقاضای واقعی توسط بنگاه صورت می‌گیرد (مصداق چنین امری را می‌توان در برخی از زمینه‌های کشاورزی مشاهده نمود. به‌عنوان‌مثال در برخی از موارد کشاورزانی که در بخش زراعت اقدام به کاشت محصولاتی از قبیل گوجه‌فرنگی یا هندوانه نموده‌اند در زمان برداشت محصول با شرایط مازاد عرضه محصول یا کمبود تقاضای محصول در بازار مواجه شده و به دلیل کاهش بی‌رویه قیمت محصولات و عدم جبران هزینه‌های تولید از محل فروش محصول حتی از برداشت بخشی از محصول نیز صرف‌نظر می‌کنند. در اثر چنین امری تقاضا برای نیروی کاری نیز که برای برداشت آن حجم از محصول موردنیاز بود، کاهش می‌یابد). اگر موجودی سرمایه ثابت باشد و تقاضای واقعی توسط بنگاه مشاهده گردد، نهادهٔ نیروی کار به‌گونه‌ای انتخاب می‌شود که میزان تقاضای موجود در بازار را برآورده نماید. برای ساده‌تر کردن تحلیل، نیروی کار به‌عنوان یک متغیر تصمیم مدنظر قرار نمی‌گیرد بلکه به‌طور صریح از طریق یک تابع تقاضای نیروی کار وارد تحلیل می‌شود. این تابع مستقیماً از تابع تولید بنگاه(رابطه 2) به‌صورت زیر استخراج می‌شود.

$$l = \left(\frac{q}{k^{\alpha}}\right)^{\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)} \qquad (3)$$

با فرض برابری میزان تولید بنگاه با میزان تقاضای تحقق‌یافته در بازار برای محصول بنگاه، می‌توان میزان تقاضا را جانشین مقدار تولید در رابطه (3) نمود. انجام چنین عملی، تابع تقاضا برای نیروی کار را به‌صورت زیر نتیجه می‌دهد.

$$l = \left(\frac{u - \varphi\ p}{k^{\alpha}}\right)^{\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)} \qquad (4)$$

تابع سود این بنگاه که در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌نماید به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\Pi = pq - c = p(u - \varphi\, p) - w(l) - r(k) \qquad (5)$$

با استفاده از رابطه (4) مقدار به‌دست‌آمده برای نیروی کار را در رابطی (5) جایگزین نموده و سود بنگاه را به‌عنوان تابعی از متغیر سرمایه به دست می‌آوریم.

$$\Pi = pq - c = p(u - \varphi p) - w\left(\frac{u - \varphi p}{k^{\alpha}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - r(k) \qquad (6)$$

در رابطه فوق w نشان دهندهٔ دستمزد و r نشان دهندهٔ هزینهٔ سرمایه است. ازآنجاکه بنگاه در شرایط نااطمینانی فعالیت می‌نماید، درصدد حداکثر نمودن مطلوبیت انتظاری حاصل از سود فعالیت خود است. به‌عبارت‌دیگر بنگاه در راستای حداکثر نمودن رابطه (7) فعالیت خواهد نمود:

$$E[U(\Pi)] = E\{U[p(u - \varphi\, p) - w\left(\frac{u - \varphi\, p}{k^{\alpha}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - r(k)]\} \qquad (7)$$

شرط مرتبهٔ اول برای حداکثر نمودن رابطه (7) برای بنگاه به‌صورت زیر است.

$$\frac{\partial E[U(\Pi)]}{\partial k} = E\left\{\frac{\partial U}{\partial \Pi} \times \frac{\partial \Pi}{\partial k}\right\} = E\left\{U'(\Pi) \times \left(w\frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{l}{k} - r\right)\right\} = 0 \qquad (8)$$

با توجه به اینکه امید حاصل‌ضرب دو متغیر برابر با مجموع حاصل‌ضرب امید آن دو متغیر و کوواریانس آن‌هاست، رابطه(8) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$E[U'(\Pi)] \times E\left[w\frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{l}{k} - r\right] + w\frac{\alpha}{1-\alpha}\operatorname{cov}\left[\frac{l}{k}, U'(\Pi)\right] = 0 \qquad (9)$$

با استفاده از رابطه (9) امید انتظاری نسبت کار به سرمایه را می‌توان به‌صورت زیر استخراج نمود:

$$E\left(\frac{l}{k}\right) = \frac{1-\alpha}{\alpha}\frac{r}{w} - \frac{\frac{1}{k}\operatorname{cov}[l, U'(\Pi)]}{E[U'(\Pi)]} \qquad (10)$$

از رابطه (10) استنباط می‌شود که اگر بنگاه هزینه‌ها را نسبت به سطح معینی از محصول حداقل نماید و سمت چپ عبارت (10) از r/w کوچک‌تر باشد،آنگاه تقاضا برای سرمایه بزرگ‌تر از میزان

1- Quasi-fixed

سرمایه‌ای است که بنگاه در این شرایط مورد استفاده قرار می‌دهد. چنانچه $U'(\Pi)>0$ و عبارت کوواریانس مثبت باشد، تقاضای بنگاه برای سرمایه بیشتر از آن مقداری است که در حالت حداقل نمودن هزینه‌ها مورد نیاز است. از طرف دیگر اگر سمت چپ عبارت فوق از r/w بزرگ‌تر باشد، تقاضا برای سرمایه کمتر از میزان سرمایه‌ای است که بنگاه در این شرایط مورد استفاده قرار می‌دهد. اگر $U'(\Pi)>0$ و عبارت کوواریانس منفی باشد، تقاضای بنگاه برای سرمایه کمتر از آن مقداری است که در حالت حداقل نمودن هزینه‌ها مورد نیاز است. بنابراین آنچه تعیین‌کننده است علامت مربوط به عبارت کوواریانس است. علامت عبارت کوواریانس را می‌توان با بررسی اثرات افزایش عبارت تصادفی تعیین نمود. لذا خواهیم داشت:

$$\frac{\partial U'(\Pi)}{\partial u}=\frac{\partial \Pi}{\partial u}U''(\Pi) \qquad (11)$$
$$=\left[p-w\frac{\partial L(q,k)}{\partial q}\right]*\left[\frac{\partial q(p,u)}{\partial u}\right]U''(\Pi)$$

با فرض اینکه قیمت بیشتر از هزینهٔ نهایی تولید باشد، اولین عبارت درون براکت در سمت راست رابطه فوق همیشه مثبت است. چنانچه $q_u>0$، علامت $\partial U'(\Pi)/\partial u$ بستگی به علامت $U''(\Pi)$ خواهد داشت. درصورتی‌که $U''(\Pi)<0$ که حاکی از مقعر بودن تابع مطلوبیت و ریسک‌گریز بودن بنگاه است، عبارت کوواریانس منفی است. در این حالت میزان سرمایهٔ مورداستفاده بنگاه کمتر از مقداری است که در صورت حداقل نمودن هزینه موردنیاز است. هرگاه $U''(\Pi)>0$ و بنگاه نیز ریسک‌پذیر باشد، عبارت کوواریانس مثبت خواهد بود و به این معنی است که نسبت سرمایه به نیروی کار بنگاه بیشتر از مقداری است که باحالت حداقل نمودن هزینه متناظر است. حالت سوم نیز هنگامی پیش می‌آید که $U''(\Pi)=0$ که نشانگر خطی بودن تابع مطلوبیت و بی‌تفاوت بودن بنگاه نسبت به ریسک است. در این حالت عبارت کوواریانس برابر با صفر است و نسبت سرمایه به کار برابر با نسبت مذکور در وضعیت حداقل نمودن هزینه است.

بنابراین جهت آزمون این مدل باید در نظر داشت که بنگاه‌های ریسک‌پذیری که مواجه با نااطمینانی تقاضا هستند نسبت‌های بالای سرمایه به کار را ترجیح می‌دهند درحالی‌که بنگاه‌های ریسک‌گریز نسبت‌های پایین سرمایه به کار را ترجیح می‌دهند. این نتیجه می‌تواند از طریق یک مدل تجربی تصریح گشته و مورد آزمون قرار گیرد. گاسال(1991) مدلی به شرح رابطه (12) را برای این منظور استفاده نموده است:

$$\left(\frac{k}{l}\right)_i=\beta_0+\beta_1 U_i+\beta_2 w_i+\varepsilon_i \qquad (12)$$

در مدل تجربی فوق $(k/l)_i$ نسبت سرمایه به کار مورداستفاده توسط بنگاه، U معیار نااطمینانی تقاضا و w هزینهٔ دستمزد است که به‌عنوان یک متغیر کنترل در تخمین و آزمون عمل می‌نماید. علامت β_1 ازنظر تئوریک تعیین‌کننده رفتار بنگاه در مواجهه با ریسک است. درصورتی‌که علامت ضریب مذکور مثبت باشد حاکی از ریسک‌پذیر بودن بنگاه است. در مقابل اگر علامت این ضریب منفی باشد بنگاه ریسک‌گریز است. و هرگاه ضریب مذکور تفاوت معنی‌داری از صفر نداشته باشد مبین بی‌تفاوت بودن بنگاه نسبت به ریسک است. البته می‌توان به‌منظور افزایش قدرت توضیح دهندگی مدل که به برآورد صحیح‌تر ضریب β_1 کمک نماید می‌توان متغیرهای جانشین دیگری از قبیل نرخ بهره (i)، میزان تولید (y) و بهره‌وری نیروی کار (lp) را نیز به فهرست متغیرهای کنترلی اضافه نمود. چراکه انتظار بر این است که با افزایش نرخ بهره به دلیل افزایش هزینه استفاده از سرمایه، نسبت سرمایه به کار کاهش یابد. همچنین همزمان با تغییر مقیاس تولید که همراه با افزایش میزان تولید بنگاه صورت می‌پذیرد، در صورت انعطاف‌پذیر بودن فرآیند تولید بنگاه، احتمال تغییر نسبت سرمایه به کار وجود دارد. علاوه بر این تغییرات بهره‌وری نیروی کار نیز انگیزه بنگاه‌ها را در به‌کارگیری این عامل تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این راستا مدل تجربی زیر در این تحقیق طرح شده و مورد استفاده قرار گرفته است.

$$\left(\frac{k}{l}\right)_i=\beta_0+\beta_1 U_i+\beta_2 w_i+\beta_3 r_i+\beta_4 y_i+\beta_5 lp_i+\varepsilon_i \qquad (13)$$

طی چنین فرآیندی ضمن آنکه نوع رفتار بنگاه‌ها در مواجه با ریسک روشن می‌شود، چگونگی ارتباط ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی بنگاه‌ها نیز با نسبت عامل کار به عامل سرمایه قابل بررسی بوده و از این طریق امکان بررسی ارتباط بین رفتار ریسکی بنگاه‌ها و اشتغال سرمایه و نیروی کار فراهم می‌آید. در صورت پابرجا بودن فرض متغیر بودن نیروی کار و ثابت بودن عامل سرمایه، ریسک‌گریز (ریسک‌پذیر) بودن بنگاه منجر به کاهش (افزایش) نسبت سرمایه به نیروی کار می‌گردد که این امر با توجه به ثابت بودن عامل سرمایه از افزایش (کاهش) نیروی کار نشأت خواهد گرفت. اما با کنار گذاشتن فرض ثابت بودن سرمایه و متغیر فرض کردن هر دو نهاده می‌توان پنج حالت یا امکان را برای هر یک از بنگاه‌های ریسک‌پذیر و ریسک‌گریز متصور شد که این حالات در جدول (1) نشان داده شده‌اند.

حالت اول: اگر بنگاه ریسک‌پذیر باشد نیروی کار ثابت و سرمایه افزایش خواهد یافت اما در صورت ریسک‌گریز بودن، نیروی کار ثابت و سرمایه کاهش خواهد یافت. حالت دوم: در صورت ریسک‌پذیر بودن بنگاه نیروی کار کاهش یافته و سرمایه ثابت خواهد ماند اما در صورت ریسک‌گریز بودن ، نیروی کار افزایش یافته و سرمایه ثابت خواهد ماند. حالت سوم: اگر بنگاه ریسک‌پذیر باشد نیروی کار کاهش و سرمایه افزایش خواهد یافت اما در صورت ریسک‌گریز بودن آن نیروی کار افزایش و سرمایه کاهش خواهد یافت.

جدول1- حالات ممکن برای تغییر نهاده‌ها در اثر واکنش بنگاه در قبال ریسک

Table 1- Possible states for inputs changes due to firm response to risk

حالت‌های تغییر در نهاده States of input changes	ریسک‌پذیر Risk lover		ریسک گریز Risk averse	
	سرمایه labour	سرمایه capital	سرمایه labour	سرمایه capital
حالت اول State 1	ثابت Costant	افزایش Increase	ثابت Decrease	کاهش Decrease
حالت دوم State 2	کاهش Decrease	ثابت Costant	افزایش Increase	ثابت Costant
حالت سوم State 3	کاهش Decrease	افزایش Increase	افزایش Increase	کاهش Decrease
حالت چهارم State 4	افزایش/کمتر Increase/Less	افزایش/بیشتر Increase/More	افزایش/بیشتر Increase/More	افزایش/کمتر Increase/Less
حالت پنجم State 5	کاهش/بیشتر Decrease/More	کاهش/کمتر Decrease/Less	کاهش/کمتر Decrease/Less	کاهش/بیشتر Decrease/More

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

حالت چهارم: در صورت ریسک‌پذیر بودن بنگاه هر دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه افزایش می‌یابند با این تفاوت که نسبت افزایش نیروی کار کمتر از نسبت افزایش سرمایه است. در صورت ریسک‌گریز بودن بنگاه نیز هر دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه افزایش می‌یابند با این تفاوت که نسبت افزایش نیروی کار بیشتر از نسبت افزایش سرمایه خواهد بود. حالت پنجم: در صورت ریسک‌پذیر بودن بنگاه هر دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه کاهش می‌یابند که نسبت کاهش نیروی کار بیشتر از نسبت کاهش سرمایه است. در صورت ریسک گریز بودن بنگاه نیز هر دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه کاهش می‌یابند با این تفاوت که نسبت کاهش نیروی کار کمتر از نسبت کاهش سرمایه خواهد بود. درصورتی‌که بنگاه ریسک خنثی باشد در اثر ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا، سه امکان وجود دارد. یا هر دو نهادهٔ سرمایه و نیروی کار ثابت می‌مانند یا هر دو به یک نسبت کاهش و یا هردو به یک نسبت افزایش می‌یابند.

برای بررسی چگونگی مواجه بنگاه‌های فعال در بخش کشاورزی به داده‌های مربوط به متغیرهای موجودی سرمایه (k)، ارزش ستانده‌ها (y)، تعداد شاغلین (l)، شاخص دستمزد (w) و نرخ بهره (r) و معیار نااطمینانی تقاضا (u) نیاز است. داده‌های مربوط به موجودی سرمایه از بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره زمانی 1353تا 1391 گردآوری شد. لازم به ذکر است با توجه به اینکه داده‌های سری زمانی مربوط به موجودی سرمایه در بانک اطلاعاتی مذکور صرفاً برای دوره 1353 تا 1391 است، لاجرم دوره زمانی این مطالعه نیز به این دوره محدود شده است. داده‌های مربوط به ارزش ستانده‌ها طی دوره مذکور از سری زمانی حساب‌های ملی ایران که توسط بانک مرکزی منتشر شده است، اخذ شد. داده‌های مربوط به تعداد شاغلین از منابع اطلاعاتی اطلاعات مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور استخراج شد. به دلیل عدم وجود منابع آماری دستمزدهای واقعی مربوط به بخش‌های اقتصادی از دستمزد کارگران ساختمانی برای بخش کشاورزی استفاده شده است. لازم به ذکر است که تمامی متغیرها به قیمت‌های ثابت سال 1383 در نظر گرفته‌شده‌اند.

برای برآورد معیار نا اطمینانی تقاضا یک فرآیند دومرحله‌ای اجرا شده است. بدین‌صورت که ابتدا مشابه کارهای آیزنمن و ماریون (1)، گاسال (11) و گاسال و لانگانی (13)یک معادله پیش‌بینی‌کننده در چارچوب فرآیند خودتوضیح طراحی شده است. به دلیل محدود بودن تعداد مشاهدات در این تحقیق از یک فرآیند خودتوضیح مرتبه اول بهره گرفته شده که در این راستا از فرم تصریح‌شده زیر استفاده شده است.

$$\ln S_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln S_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (14)$$

در روابط فوق S میزان فروش بنگاه‌ها، α_1 پارامتر ثابت و α_2 پارامتر خود توضیح، ln لگاریتم طبیعی و ε_t نیز عبارات خطاست. لازم به ذکر است که به دلیل فقدان ارزش فروش از ارزش ستانده‌ها به‌عنوان متغیر جانشین آن استفاده شده است. در گام دوم متغیر نااطمینانی تقاضا از طریق محاسبه بخش پیش‌بینی‌نشده فروش (ارزش ستانده‌ها) یعنی پسماندهای حاصل از برآورد معادله (14) به دست آمده است. درواقع مقدار نااطمینانی تقاضا از رابطه (15) محاسبه می‌شود.

$$U_t = \hat{\varepsilon}_t = \ln S_t - \ln \hat{S}_t \qquad (15)$$

با برآورد رابطه (14) می‌توان به دو مقدار برای ارزش ستانده‌ها در هر سال دست یافت. یکی لگاریتم مقدار مشاهده‌شده یا واقعی فروش در سال مدنظر که با $\ln S_t$ نشان داده شده است و دیگری لگاریتم مقدار پیش‌بینی‌شده یا برازش شده فروش در سال مدنظر که با $\ln \hat{S}_t$ نشان داده شده است. تفاضل این دو مقدار در هر سال که همان مقدار برآورد شده پسماند ($\hat{\varepsilon}_t$) رابطه (14) است، به‌عنوان معیاری از نام اطمینانی تقاضا در آن سال محسوب می‌شود.

با توجه به نامانا بودن غالب متغیرهای تحقیق (که از اطلاعات منعکس‌شده در جدول (2) قابل استنباط است) امکان حصول به رگرسیون کاذب وجود دارد. استفاده از روش‌های همگرایی و آزمون‌های هم انباشتگی می‌تواند در چنین شرایطی مورداستفاده قرار گرفته و از بروز چنین مشکلی جلوگیری نماید. با توجه به مرتبه همجمعی متغیرها که غالباً از درجه یک هستند، روش یوهانسون از سازگاری و تناسب بیشتری برخوردار است. در این روش نخستین گام تعریف الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به لگاریتم نسبت سرمایه به کار ($Log(k/l)$) است. این الگو به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\Delta X_t = \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \ldots + \pi X_{t-p} + U_t \qquad (16)$$

که در آن X نشان‌دهنده بردار متغیرهای الگو است که مشتمل بر شش متغیر لحاظ شده در رابطه (13) است. یکی از مسائل مهم در برآورد رابطه (16) مشخص کردن طول وقفه‌های ΔX است. تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگو تضمین می‌کند که جملات خطای الگو، نوفهٔ سفید[2]در نتیجه پایا I(0) هستند. در مقاله حاضر، جهت تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR، از معیارهای انتخاب مرتبه VAR یعنی آکائیک[3] (AIC)، حنان- کویین[4] (HQC) و شوارز- بیزین[5] (SBC) استفاده شد. همچنین به‌منظور آزمون رتبه ماتریس π و تعیین بردار همگرایی، الگوی به‌دست‌آمده ، به روش یوهانسون از نامفیدترین حالت تا مقیدترین حالت در مورد عرض از مبدأ و روند متغیرها (که عبارت‌اند از: I بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، II با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی، III با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی، IV با عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید، V با عرض از مبدأ و روند زمانی نامفید) برآورد شد و به دنبال آن با استفاده از نتایج به‌دست‌آمده برای آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه در مورد وجود و تعداد بردارهای همگرایی بررسی و تصمیم‌گیری شد.

نتایج و بحث

در این بخش چگونگی واکنش بنگاه‌ها در بخش کشاورزی در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا مورد بررسی قرار می‌گیرد. اما قبل از آن لازم است مانایی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد تا از بروز رگرسیون‌های کاذب جلوگیری گردد. این امر با استفاده از آمارهٔ دیکی‌فولرتعیمیم یافته (ADF) مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (2) نشان داده شده است. لازم به ذکر است که تمامی متغیرها در فرم لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

بر اساس آمارهٔ آزمون دیکی- فولر که در جدول (2) به تفکیک برای تک‌تک متغیرها در دو حالت با روند و بدون روند، برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها ارائه شده است، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها به‌غیراز متغیر نااطمینانی تقاضا در حالت سطح رد نمی‌شود ولی برای تفاضل مرتبه اول این متغیرها رد می‌شود. ازاین‌رو این متغیرها جمعی از مرتبه یک I(1) هستند. اما فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیر نااطمینانی تقاضا در حالت سطح رد می‌شود و ازاین‌رو این متغیر مانا بوده و جمعی از مرتبه صفر I(0) است.

در جدول (3) با در نظر گرفتن ماکزیمم طول وقفه سه، تعداد طول وقفه پیشنهادشده توسط هر یک از معیارهای (AIC)، (HQC) و (SBC) برای الگوی VAR ارائه شده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، معیار شوارتز- بیزین وقفه اول و دو معیار حنان-کویین و آکائیک وقفه بالاتر را پیشنهاد می‌کنند. با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات سری زمانی در دسترس و همچنین با عنایت به اینکه معیار شوارتز- بیزین در طول وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و مانع از دست رفتن بیشتر درجات آزادی الگو می‌شود، این معیار مد نظر قرار گرفته و برای الگوی VAR وقفه اول در نظر گرفته می‌شود. آزمون‌های تشخیصی انجام‌یافته نشان داد که تخمین الگوی VAR با یک وقفه ، فروض رگرسیون را مبنی بر نبود مشکل خودهمبستگی، نبود واریانس ناهمسانی و نرمال بودن جملات خطا تأمین می‌نماید . بنابراین برای الگوی VAR وقفه اول مناسب است. بر این اساس الگوی VECM به‌گونه‌ای تنظیم شده است که تفاضل مرتبه اول متغیرها با یک وقفه زمانی ظاهر شود. این امر در صورتی مسیر می‌گردد که مرتبه VAR برابر دو قرار داده شود.

$$\Delta X_t = \beta_1 \Delta X_{t-1} + \pi X_{t-2} + \Phi D_t + U_t$$

در روابط فوق:

$$X_t' = [L(K/L), L(U), L(Y), L(R), L(LP)]$$
$$D_t' = [C]$$

نتایج آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه که از تخمین الگوی فوق با استفاده روش یوهانسون حاصل شده است، در جدول (4) ارائه شده است.

2- White Noise
3- Akaike Information Criterion
4- Hannan-Quinn information criterion
5- Schwarz Bayesian Criterion

جدول2- نتایج آزمون مانایی متغیرها

Table 2- The results of variables stationary tests

متغیر variable	با عرض از مبدأ و بدون روند With intercepts and without trend	با عرض از مبدأ و روند With intercepts and trend
Log(y)	-1.89	-1.85
Log(k/l)	-0.40	-1.29
Log(w)	-1.17	-1.69
Log(r)	-0.70	-1.70
Log(u)	-5.79 *	-5.78 *
ΔLog(y)	-6.85 *	-7.12 *
ΔLog(k/l)	-4.35 *	-4.34 *
ΔLog(w)	-5.52 *	-5.58 *
ΔLog(r)	-5.04 *	-4.99 *
ΔLog(u)	-6.75 *	-6.80 *

*significant at 1% * معنی‌دار در سطح1%

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول3- تعداد طول وقفه بهینه الگوی VAR

Table 3- Number of optimum lag length of VAR

وقفه Lag	معیارها Criterion		
	HQC	SBC	AIC
0	5.012	5.232	5.088
1	-6.341	-5.022*	-5.881
2	-6.234	-3.814	-5.389
3	-7.013*	-3.349	-5.785

*suggested lag * وقفه پیشنهاد شده

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول4- حداکثر تعداد بردارهای همگرایی

Table 4- Maximum number of conintegration vector

آماره‌های آزمون Test statistics	فرض صفر Null hypotesis	حالات مختلف اعمال قید در مورد عرض از مبدأ و روند Different States ofresteriction in terms of intercept and trend				
		I	II	III	IV	V
λ_{trace}	$r=0$	109.88 *	137.18 *	107.19 *	129.21 *	123.88 *
	$r=1$	68.346 *	91.021 *	61.072 *	77.261 *	72.203 *
	$r=2$	39.95	53.356 *	29.474	44.315 *	39.791 *
	$r=3$	14.665	25.877 *	13.672	19.1469	15.498
	$r=4$	0.0017	10.842 *	0.3723	5.0442	3.9342 *
$\lambda_{\max}$	$r=0$	41.536 *	46.164 *	46.124 *	51.956 *	51.677 *
	$r=1$	28.388 *	37.365 *	31.597 *	32.945 *	32.411 *
	$r=2$	25.292 *	27.771 *	15.801	25.168	24.293 *
	$r=3$	14.663 *	15.034 *	13.300	14.102	11.564
	$r=4$	0.0017	10.842 *	0.3723	5.0442	3.9342 *

*significant at 1% * معنی‌دار در سطح 1%

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

نتایج آزمون نشان می‌دهد که فرضیه وجود صفر و یک بردار همگرایی در تمامی حالات رد می‌شود. اما فرضیه وجود حداکثر دو بردار همگرایی تنها در حالت سوم بر اساس هر دو آماره آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه تأیید شده و دو بردارهای همگرایی در حالت

مربوطه برآورد گشته و نتایج آن در جدول(5) ارائه شده است.

جدول5-ضرایب غیر مقید بردارهای همگرایی

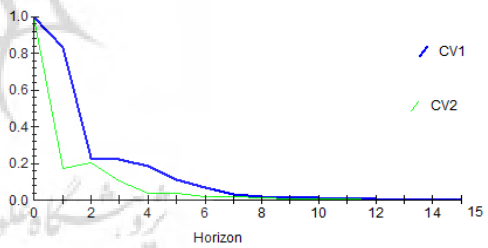
Table 5- Unrestricted coefficients of conitegration vectors

متغیرها variables	بردارهای همگرایی conitegration vectors	
	CV2	CV1
Log(k/l)	7.77	4.61
Log(y)	13.95	1.97
Log(pl)	-3.15	17.59
Log(w)	-3.26	-3.47
Log(r)	-4.87	-1.74
Log(u)	-2.24	0.89

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

بردارهای منعکس‌شده در جدول (5) روابط بلندمدتی را نشان می‌دهند که بین متغیرهای الگو برقرار است. برای نشان دادن وجود هم‌جمعی در سیستم‌های برآورد شده، یک شوک کلی به بردارهای سیستم وارد شده که نتایج حاصله از این شوک در شکل (1) نشان داده شده است.



شکل 1- تأثیر یک شوک سیستمی بر بردارهای همگرایی

Figure 1- the effect of a system- wide shock to CVs

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد با اعمال یک شوک کلی به بردارهای اول (CV1) و دوم (CV2) برآورد شده ، نوسانات ایجادشده در فاصله بین 8 تا 10 دوره زمانی از بین رفته و همه بردارها به وضعیت تعادلی قبلی خود برمی‌گردند. جهت شناسا شدن روابط هم‌جمعی حاصله به‌گونه‌ای که نشان که در ارتباط با روابط اقتصادی، چه مفهومی را بیان می‌کنند و هم‌چنین به‌منظور دستیابی به انحراف معیار ضرایب برآورد شده، قیدهایی بر ضرایب بردارهای به‌دست‌آمده اعمال شده و مجدداً برآورد گشته است که نتایج بردارهای مقید در جدول (6) نشان داده شده است.

بردار مقید اول با توجه به ضریب متغیر Log(K/L) استاندارد شده است و بر اساس آن می‌توان تأثیر بلندمدت نااطمینانی تقاضا را بر نسبت سرمایه به کار و درنتیجه ریسک‌پذیری و یا ریسک گریزی بنگاه‌ها مورد بحث قرار داد. ضرایب استاندارد شده به همراه آماره t در بردار مقید حاصل‌شده به شرح رابطه زیر به دست آمده است.

جدول 6-ضرایب مقید بردارهای همگرایی (اعداد داخل پرانتز: انحراف معیار ضرایب)

Table 6- restricted coefficients of conitegration vectors (standard error in bracket)

متغیرها variables	بردارهای همگرایی conitegration vectors	
	CV1	CV2
Log(k/l)	-1.000 (----)	0.000 (----)
Log (y)	0.000 (----)	-1.000 (---)
Log (lp)	-5.12 (0.41)	3.07 (0.29)
Log (w)	0.85 (0.06)	-0.24 (0.04)
Log (r)	0.30 (0.16)	0.18 (0.11)
Log (u)	-0.33 (0.038)	0.34 (0.03)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

$$Log\ (k/l) = 0.85\,Log\ (w) + 0.3 Log\ (r) - 5.12\,Log\ (pl)$$
$$t: \qquad (14.16) \qquad (1.87) \qquad (-12.48)$$
$$-0.33\,Log\ (u)$$
$$t: \qquad (-8.68)$$

ضریب متغیر نااطمینانی تقاضا، $Log\,(u)$، در بردار مقید (0,33-) است که ازنظر آماری نیز معنی‌دار است. با توجه به منفی و معنی‌دار بودن این ضریب، استنباط می‌شود که بنگاه‌های فعال در بخش کشاورزی در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا واکنش منفی از خود نشان می‌دهند و به‌عبارت‌دیگر ریسک‌گریز هستند. برای تفکیک تأثیر این رفتار بر دو عامل سرمایه و نیروی کار همچنان که در بخش مواد و روش‌ها بحث شد می‌توان پنج حالت را در نظر گرفت. حالت اول این است که نیروی کار ثابت مانده و سرمایه کاهش یافته است. امکان دوم این است که نیروی کار افزایش یافته و سرمایه ثابت مانده است. امکان سوم این است که نیروی کار افزایش و سرمایه کاهش یافته است. در حالت چهارم هر دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه افزایش یافته‌اند با این تفاوت که نسبت افزایش نیروی کار بیشتر از نسبت افزایش سرمایه بوده است. در حالت پنجم نیز هر دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه کاهش یافته‌اند با این تفاوت که نسبت کاهش نیروی کار کمتر از نسبت کاهش سرمایه بوده است. تشخیص وقوع هر یک از حالات پنج‌گانه فوق، مستلزم بررسی جداگانه اثر نااطمینانی تقاضا بر هر یک از متغیرهای موجودی سرمایه و نیروی کار است. بدین منظور روابط همگرایی با لحاظ نمودن موجودی سرمایه و نیروی کار به‌طور جداگانه (به‌جای نسبت سرمایه به کار) برآورد گشته و بردارهای مقید حاصله برحسب موجودی سرمایه و نیروی کار استاندارد شده‌اند.

بردارهای مقید حاصله برحسب موجودی سرمایه و نیروی کار به شرح زیر استخراج شده‌اند.

$$Log(k) = 1.15Log(y) - 5.6Log(pl) + 0.7Log(w)$$
$$t: \quad (2.34) \quad (-16.08) \quad (7.77)$$
$$+ 0.73Log(r) - 0.14Log(u)$$
$$t: \quad (4.86) \quad (-3.65)$$

$$Log(l) = 1.19Log(y) - 1.92Log(pl) + 0.07Log(w)$$
$$t: \quad (14.16) \quad (-31.88) \quad (4.8)$$
$$+ 0.08Log(r) - 0.05Log(u)$$
$$(3.07) \quad (-7.32)$$

با توجه به اینکه ضریب معیار نااطمینانی تقاضا در بردارهای سرمایه و نیروی کار به ترتیب (0,14-) و(0,05-)به دست آمده و ازنظر آماری نیز معنی‌دارند، با افزایش معیار نااطمینانی تقاضا در بخش کشاورزی، هر دو نهاده نیروی کار و سرمایه کاهش می‌یابند با این تفاوت که درصد کاهش سرمایه بیشتر از درصد کاهش نیروی کار است. بنابراین حالت پنجم از حالت‌های پنج‌گانه فوق‌الذکر، محقق شده است. با عنایت به چنین نتیجه‌ای، افزایش نااطمینانی تقاضا در بخش کشاورزی منجر به کاهش به‌کارگیری عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار) در این بخش می‌شود.

جدول 7-الگوی تصحیح خطای برداری لگاریتم نسبت کار به سرمایه
Table 7- Vector erreor correction model of log(k/l)

متغیر variable	ضرایب coefficient	آماره t T statistics
C	-0.34	*-0.60*
$D1(\log(k/l))$	0.31	*1.51*
$D1(\log(y))$	-0.16	*-0.74*
$D1(\log(lp))$	-0.17	*-0.61*
$D1(\log(w))$	-0.01	*-0.10*
$D1(\log(r))$	-0.09	*-1.07*
$D1(\log(u))$	-0.002	*-0.41*
$Ecm1(-1)$	-0.14	*-2.86*
$Ecm2(-1)$	-0.003	*-0.06*
R^2	*0.59*	
$F(8,28)$	*3.62**	
$F_S(1,27)$	*0.28*	
$F_F(1,27)$	*0.11*	
$\chi^2(2)$	*0.81*	
$F_H(1,35)$	*0.20*	

* معنی‌دار در سطح 1% *significant at 1%

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

کمیت آماره R^2 حاکی از آن است که در الگوی تصحیح خطای برآورد شده 59% از تغییرات لگاریتم نسبت سرمایه به کار توسط متغیرهای ملحوظ در مدل قابل توضیح است. آماره F حاکی از معنی‌دار کلی ضرایب رگرسیون . آماره‌های F_S، F_H، F_F و χ^2 به ترتیب حاکی از عدم وجود خودهمبستگی ، عدم واریانس ناهمسانی، مناسب بودن شکل تبعی مدل و نرمال بودن توزیع جملات خطاست. تعداد جملات تصحیح خطای مربوط به الگو برابر تعداد بردارهای همجمعی به‌دست‌آمده است و به این معنی است که در صورت معنی‌دار بودن ضرایب این جملات تصحیح خطا، تغییرات پویای کوتاه‌مدت متغیر نسبت سرمایه به کار متأثر از عدم تعادل‌های (تعداد جملات تصحیح خطا) مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. ضریب معنی‌دار جمله تصحیح خطای اول در الگوی برآورد شده حاکی از آن است که در هر دوره 0/14 از عدم تعادل یک دوره در نسبت سرمایه به کار در دوره بعد تعدیل می‌شود. الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده نشان می‌دهد که ضریب متغیر نااطمینانی تقاضا ازنظر آماری معنی‌دار نیست و این امر حاکی از آن است که برخلاف بلندمدت که ارتباط منفی معنی‌دار بین متغیر نااطمینانی تقاضا و نسبت سرمایه به کار وجود دارد، در کوتاه‌مدت چنین ارتباطی مشاهده نمی‌شود. این امر می‌تواند ازآن‌جهت باشد که تغییر نسبت سرمایه به کار به‌منزله تغییر فرایند و شیوه تولید است که در بسیاری از مواقع مستلزم تغییر ساختار تولید بنگاه است. چنین تغییری، هر چه زمان کوتاه‌تر باشد دشوارتر می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر تغییر فرآیند و ساختار تولید نیازمند دوره‌های زمانی بلندمدت‌تری است. مؤید چنین امری، نتایجی است که از بردارهای همگرایی که نشان‌دهنده روابط بلندمدت بین متغیرها هستند، به دست آمده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله چگونگی واکنش کشاورزان در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا و اثرات آن بر اشتغال عوامل تولید در بخش کشاورزی مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است. مبانی نظری مرتبط حاکی از آن است که نوع رفتار بنگاه‌ها از نقطه‌نظر ریسک‌پذیری و ریسک گریزی می‌تواند بر چگونگی به‌کارگیری نهاده‌های تولید اثرگذار باشد. مطالعات تجربی انجام‌یافته در این حوزه نیز چنین امری را تأیید می‌نماید. در این مقاله با مرور مطالعات نظری و تجربی، چارچوبی فراهم شده است که می‌توان از طریق آن چگونگی واکنش بنگاه‌ها را در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا در قالب پنج حالت مورد بررسی قرار داد. برای آزمون و بررسی تأثیر چگونگی واکنش کشاورزان در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا بر اشتغال عوامل تولید در بخش کشاورزی، ابتدا نااطمینانی تقاضا در این بخش مورد محاسبه قرار گرفته است و به دنبال آن با استفاده از روش

همگرایی یوهانسون، نوع رفتار ریسکی بنگاه‌ها و چگونگی اثرگذاری نااطمینانی تقاضا بر شدت سرمایه‌بری و کاربری فرآیندهای تولیدی در بخش کشاورزی مورد مطالعه و آزمون قرار گرفت.

نتایج نشان می‌دهد که بنگاه‌های فعال در بخش کشاورزی در قبال ریسک ناشی از نااطمینانی تقاضا واکنش منفی از خود نشان داده و ریسک‌گریز هستند. تحلیل‌های دقیق‌تر روشن ساخته است که با افزایش معیار نااطمینانی تقاضا هر دو نهاده نیروی کار و سرمایه کاهش می‌یابند با این تفاوت که درصد کاهش سرمایه بیشتر از درصد کاهش نیروی کار است. دلالت ضمنی چنین نتیجه‌ای این است که با افزایش نااطمینانی تقاضا، شدت سرمایه‌بری فرایندهای تولیدی در بخش کشاورزی کاهش یافته و بنگاه‌ها به سمت استفاده از فرآیندها و تکنولوژی‌های کاربرتر تمایل پیدا می‌کنند. بر این اساس استنباط می‌شود که افزایش نااطمینانی تقاضا منجر به تضعیف فرایند سرمایه‌گذاری شده و بر روند انباشت منابع سرمایه محور و فناورانه در بخش کشاورزی آسیب می‌رساند. این امر ضرورت توجه جدی‌تر به مقوله سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را آشکار می‌سازد و در این راستا توصیه می‌گردد که با توجه به تشدید فضای ریسکی و نااطمینانی در این بخش، دولت به‌منظور جلوگیری از کند شدن فرایند سرمایه‌گذاری، از مکانیسم‌های ترویجی و انگیزشی مناسب برای تقویت انگیزه کشاورزان برای افزایش سرمایه‌گذاری و تولید بهره گیرد.

منابع

1. Aizenman J., and Marion N. P.1993. Macroeconomic uncertainty and private investment. Economics Letters, 41: 207-210.
2. Anderson N.H., and Shanteau J.C. 1970. Information Integration in Risky Decision Making. Journal of Experimental Psychology, 84:441-451.
3. Arrow K .1965. Aspects of the Theory of Risk Bearing. Yrjo Johnson Lectures. The Academic Book Store, Helsinki.
4. Arrow K. 1970. Essays in the Theory of Risk Bearing, Amsterdam: North Holland.
5. Bakhshi P., Raheli H., and Ghahramanzade M. 2016. The effect of oil revenues shocks and exchange rate uncertainty on agricultural sector growth in Iran. Journal of Agricultural Economics Research, 8 (31): 101-122. (in Persian).
6. Diaz-Serrano L. and Donal O. 2004. The Relationship between Unemployment and Risk-Aversion. Discussion Paper No.1214.
7. Ebadi J., and Shahiaki T. M. 2004. Investigating the concentration trend for world market of selected agricultural products and its effect on non-oil revenue in Iran. Journal of Economic Research, 39 (4): 61-90. (in Persian).
8. Edgeworth F. Y. 1908. On the Probable Errors of Frequency Constants. Journal of the Royal Statistical Society, 71(4): 651-678
9. Feinberg R.1977. Risk-aversion, Risk and the Duration of Unemployment. Review of Economics and Statistics, 59(3): 264-271.
10. Fisher I. 1907.The Rate of Interest. Yale University, Published by MacMillan Company.
11. Ghosal V .1991. Demand uncertainty and the capital-labor ratio: evidence from the U.S. manufacturing sector. The Review of Economics and Statistics, 73: 157-160.
12. Ghosal V .1995. Input choices under price uncertainty. Economic Inquiry, 33: 142-158.
13. Ghosal V. and Loungani P.1996. Product market competition and the impact of price uncertainty on investment: some evidence from US manufacturing industries. Journal of Industrial Economics, 44: 217 - 228.
14. Guiso L., Jappelli T. and Pistaferri L. 2002. An Empirical Analysis of Earnings and Employment Risk. Journal of Business & Economic Statistics, 20(2): 241-253
15. Halter A. N., and Dean G. W. 1971. Decisions under Uncertainty. Cincinnati: South Western Publishing Co.
16. Holthausen D. M. 1976. Input choices and uncertain demand. American Economic Review, 66: 94-103.
17. Just R.E., and Zillberman D. 1986. Does the law of supply hold under uncertainty? The Economic Journal, 96: 514-524.
18. Kahneman D., and Tversky A. 1979. Prospect Theory: An analysis of decision under risk. Econometrica, 47(2): 263-292.
19. Karbasi A. and Piri M. 2008. The relationship between the price level of agricultural products and inflation uncertainty in Iran. Journal of Trade Studies, 12 (47): 111-140. (in Persian).
20. Keshavarz H. GH. 2003. Expectation, uncertainty and unequilibrium in Iranian agricultural products market (the case of potato and onion). Journal of Trade Studies, 7 (27): 29-57. (in Persian).
21. Khodadad K.F., and Shahiaki T. M. 2005. Measuring the competition degree in world market of selected traditional and agricultural products market. Journal of Agricultural Economics and Development, 13 (51): 135-165. (in Persian).

22. Knight F.H. 1921. Risk, Uncertainty, and Profit, Boston. MA: Hart, Schaffner & Marx; Houghton Mifflin Co.
23. Macglothlin W. H. 1956. Stability of Choices among Uncertain Alternatives. American Journal of Psychology, 69: 604-615.
24. Mahmudgardi R., Zamanim O., Mortazavi S.A., and Heiman, N. 2011. The effect of real exchange rate uncertainty on private investment in agricultural sector. Journal of Agricultural Economics Research, 3 (12): 133-151. (in Persian).
25. Mehrabi B. H., and Javedan E. 2011. The effect of exchange rate uncertainty on agricultural sector growth in Iran. Journal of Agricultural Economics Research, 3(1): 27-46. (in Persian).
26. Menger C. 1871. Principles of Economics. New York University Press
27. Ramsey F. P. 1926. Truth and Probability. In Ramsey, 1931, the Foundations of Mathematics and other Logical Essays. New York: Harcourt, Brace and Company.
28. Randhir O.T. 1991. Influence of risk on input use in south Indian tankfed farms. Indian journal of Agricultural Economics, 46: 57-63
29. Robison L. J., and Barry P.J. 1987. The Competitive firm's response to risk. New York, Macmillan.
30. Serven L.1998. Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Developing Countries: An Empirical Investigation. World Bank Policy Research Working Paper No. 2035
31. Torkamani J. 1996. Intervening risk in agricultural economics planning, the application of risky planning. Journal of Agriculture Economics and Development, 4 (15): 113-130. (in Persian).
32. Torkamani J. 2000. Comparing and evaluating the major methods of determining the farmers' attitude to risk: the case of cattle farmers. Journal of agriculture economics and development, 8 (31): 31-55. (in Persian).
33. Torkamani J. 2009. Investigating the effect of agricultural products insurance on risk and income inequity: the case of Fars province farmers. Journal of Agriculture Economics, 1 (1): 17-34. (in Persian).
34. Torkamani J. and Musavi S.N. 2011. Investigating the effect of agricultural products insurance on production efficiency and risk management in agriculture. Journal of Agriculture Economics, 3 (1): 1-26. (in Persian).
35. Von Neumann J., and Morgenstern O.1944. Theory of Games and Economic Behavior, Princeton, Princeton University Press.
36. White H. 1980. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. Econometrica, 48: 817-838.
37. Yazdani S., and Kiani R. A. 2004. Income insurance; a new model for managing the agricultural products risk. Journal of Agriculture Economics and Development, 12 (47): 47-79. (in Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی