

بررسی تحلیل ارتباط تورم و بیکاری در زیر بخش زراعت ایران سید عباس زارع^۱، حامد رفیعی*^۲، اتابک کاظم پور^۳، مطهره کبودتبار^۴، فاطمه الماسی

چکیده

بخش کشاورزی در اقتصاد کشور از یک سو به لحاظ دارا بودن قابلیت‌ها و ظرفیت‌های قابل توجه از اهمیت خاصی برخوردار است و از سویی دیگر به لحاظ نقشی که در تأمین مواد غذایی مردم و تهیه مواد اولیه برخی صنایع دارد، شایان توجه است. نظر به اهمیت بخش کشاورزی در اشتغال، پژوهش حاضر به بررسی وجود یا عدم وجود تورم رکودی در محصولات منتخب زیر بخش زراعت پرداخته و تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اشتغال بخش کشاورزی برای سه محصول گندم، جو و برنج را طی دوره ۹۸-۱۳۷۹ مورد مطالعه قرار داده است. همچنین به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و بررسی آثار متغیرها از الگوی VECM استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از وجود رکود تورمی در زیر بخش زراعت برای سه محصول گندم، جو و برنج می‌باشد که این امر بیانگر آن است که در سه محصول منتخب گروه غلات علاوه بر وجود تورم، رکود و بیکاری هم مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از برآورد الگوی VECM مشخص شد که در بلندمدت با افزایش شاخص قیمت تولیدکننده کاهش اشتغال در محصول گندم بیشتر از جو و برنج می‌باشد. لذا مسئولان بخش کشاورزی باید به ایجاد ثبات در خرید محصولات کشاورزی و اشتغال این بخش توجه ویژه‌ای داشته باشند.

کلمات کلیدی: اشتغال، تورم رکودی، VECM، زراعت، ایران

^۱ دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران

^۲ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) hamedrafiee@ut.ac.ir

^۳ دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران

^۴ دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران

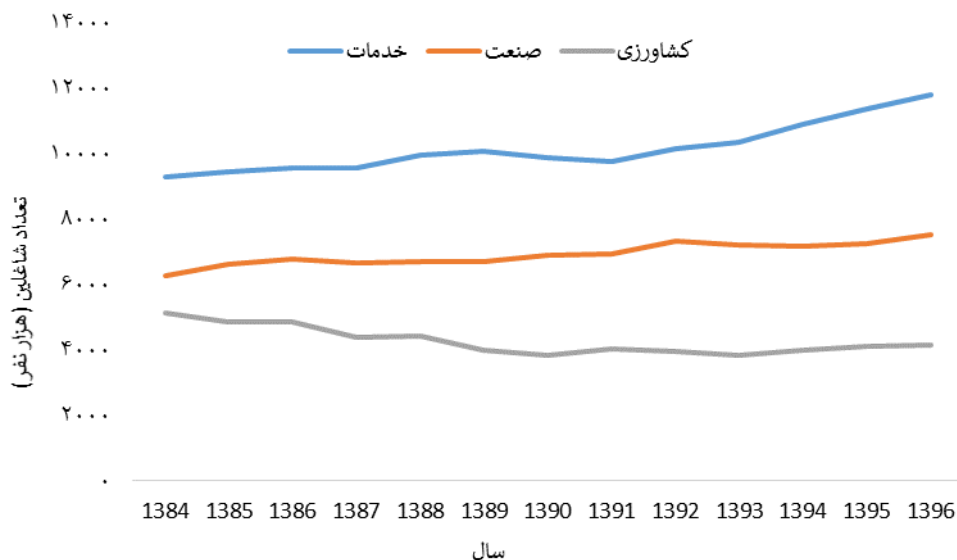
مقدمه

بخش کشاورزی در اقتصاد کشور به لحاظ دارا بودن قابلیت‌ها و ظرفیت‌های قابل توجه از اهمیت خاصی برخوردار است و به لحاظ نقشی که در تأمین مواد غذایی مردم و تهیه مواد اولیه برخی صنایع دارد، شایان توجه است (Moghadasi and Farhadi, ۲۰۰۳). رشد تولیدات بخش کشاورزی متناسب با رشد جمعیت و افزایش تقاضا برای مواد غذایی، لازمه توسعه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است. بنابراین بایستی به این بخش و فشارهای وارده به آن توجه ویژه‌ای شود تا مقدمات توسعه کشور و توسعه کشاورزی و روستایی فراهم شود (Malek and Zibaei, ۲۰۱۵).

تورم در اقتصاد ایران از اواخر دهه ۴۰ به طور جدی پدیدار شد. فرآیند توسعه اقتصادی کشور با تکیه بر تزریق درآمدهای نفتی در قالب برنامه‌های مالی دولت موجب برهم زدن تعادل بین توان تولیدی و الگوی مصرفی کشور و نیز بروز عدم تعادل در تجارت خارجی شد و در نهایت وابستگی اقتصاد به درآمد تک محصولی نفت شده که این عوامل به همراه عملکرد ضعیف ساختار مالی و پولی کشور، باعث بروز و تشدید فشارهای تورمی در جامعه شده است (Sahraeian and Zibaei, ۲۰۰۴). تورم یک پدیده اقتصادی و اجتماعی است و باید آن را در چهره جدید دنیای امروز یکی از جلوه‌های پیچیده و غامض اقتصاد در قرن حاضر دانست که منجر به پدیده‌هایی همچون فقر، توزیع نابرابر درآمد و گسترش مفسد مالی می‌گردد که هر کدام به نوبه خود هزینه‌های قابل توجهی را بر اقتصاد تحمیل می‌کنند (Dehdashti et al, ۲۰۱۲).

با اینکه پس از انقلاب صنعتی، بخش صنعت از اهمیت نسبی بیشتری در تولید برخوردار گردید، اما امروزه همچنان از بخش کشاورزی به عنوان محور رشد و توسعه اقتصادی نام می‌برند. درجه کاربری بالای بخش کشاورزی در مقایسه با دیگر بخش‌ها و امکان کسب درآمد ارزی از طریق صادرات و همچنین صرفه‌جویی در مصارف ارزی در خصوص کاهش واردات محصولات کشاورزی از طریق افزایش تولیدات داخلی، راهبردی بودن برخی از محصولات این بخش و فراهم‌آوری برخی داده‌های مورد نیاز برای بخش‌های صنعت و خدمات از جمله دلایل اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد ملی است. با اینکه در سده اخیر گام‌هایی در توسعه صنعتی ایران برداشته شده اما همچنان بخش کشاورزی به طور مستقیم و غیرمستقیم زمینه اصلی فعالیت‌های اقتصادی بسیاری از ساکنان کشورها از جمله ایران را تشکیل داده است. یادآوری می‌شود که پس از انقلاب اسلامی، در هر یک از برنامه‌های اول تا ششم توسعه نیز همواره از کشاورزی به عنوان محور توسعه نام برده شده است. اما در عمل این‌گونه نبوده است و توجه ویژه‌ای به این بخش طی ادوار گذشته صورت نگرفته است (Esfandiari and Tarahommi, ۲۰۰۹).

نمودار (۱) تعداد شاغلین بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در سال‌های ۹۶-۱۳۸۴



همانطور که در نمودار ۱ مشاهده می‌کنید جمعیت شاغل در بخش خدمات طی ۱۰ سال گذشته در اکثر سال‌ها روند افزایشی داشته است ولی افزایش آن از سال ۱۳۹۴ نسبت به سال‌های قبل بیشتر بوده است. روند تعداد شاغلین بخش صنعت تا سال ۱۳۸۶ صعودی بوده است ولی طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ تقریباً ثابت بوده است و طی سال‌های بعد نیز هر چند اندکی افزایش یافته ولی تعداد آن برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ را می‌توان تقریباً ثابت در نظر گرفت. در مجموع می‌توان تعداد شاغلین بخش صنعت طی ۱۰ سال گذشته را دارای روند صعودی بسیار ملایم دانست. اما شاغلین بخش کشاورزی طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ روند کاهشی داشته است ولی از سال ۱۳۹۴ روند افزایشی پیدا کرده است (Parliamentary Research Center, ۲۰۱۸).

همانطور که در نمودار ۱ مشخص است بخش کشاورزی کمترین شاغلین را در خود دارد این در حالی است که این بخش ظرفیت بالقوه بالایی در تولید و اشتغال دارد با توجه به این که تورم در سال‌های اخیر منجر به بروز مشکلات عدیده‌ای در بخش‌های مختلف اقتصاد شده است، در این مطالعه به بررسی ارتباط بین تورم و اشتغال بخش کشاورزی به تفکیک برای سه محصول غلات (گندم، جو و برنج) در زیربخش زراعت پرداخته شده است. با توجه به سهم بالای این سه محصول از کل بخش زراعت برای مطالعه در این تحقیق انتخاب شده‌اند در این مطالعه به این سوال پاسخ خواهیم داد که آیا با افزایش تورم برای یک محصول خاص اشتغال در تولید آن محصول افزایش یافته است یا خیر. اگر با افزایش تورم اشتغال در محصول خاص افزایش یابد یعنی منحنی فیلیپس که ارتباط بین تورم و بیکاری است نقض نشده و برقرار است و اگر عکس آن صورت گیرد یعنی ما یک نوع تورم رکودی در آن محصول خاص داریم. از جمله مطالعات صورت گرفته در این زمینه، (Mottaghi (۱۹۹۸) در مطالعه خود در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۵ تبادل نرخ

تورم و تولید و آزمون نرخ طبیعی بیکاری و نیرو را در ایران بررسی کرده است. هدف از این مطالعه برآورد منحنی فیلیپس و محاسبه تغییرات نرخ بیکاری طبیعی و نیرو بوده است. نتایج حاصل از مطالعه (Mottaghi (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که در حالت کلی، در منحنی خطی فیلیپس بین نرخ بیکاری طبیعی و نیرو تفاوتی وجود ندارد. بنابراین، در ایران مقدار متوسط نیرو همان نرخ بیکاری طبیعی است. اگر چه در کوتاه‌مدت میان تورم و بیکاری تبادل وجود دارد، ولی این تبادل در بلندمدت وجود ندارد، یعنی نظریه نرخ بیکاری طبیعی فریدمن در بلندمدت در ایران صادق است.

Khalesi (۲۰۰۲) رابطه‌ی تورم و بیکاری را در ایران مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور، داده‌های آماری مربوط به دوره‌ی زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۰ مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در دوره‌ای مذکور رابطه‌ی بلندمدت بین تورم، براساس درصد تغییرات CPI و نرخ بیکاری وجود دارد. همچنین، نتایج الگوی تصحیح خطای متناظر آنها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نیز بین نرخ تورم بر اساس CPI و نرخ بیکاری رابطه عکس وجود دارد.

قبادی (۱۳۸۳) به برآورد نرخ بهینه‌ی بیکاری و مقایسه آن با نرخ بیکاری طبیعی پرداخته است. برای برآورد نرخ بهینه‌ی بیکاری از فرم رگرسیون درجه دوم در قالب منحنی آرمی که نوع خاصی از فرم کلی منحنی لافر است، استفاده شده است. عوامل تاثیرگذار یعنی مخارج دولت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تورم، تولید ناخالص ملی و پس‌انداز ملی در مدل گنجانده شده است. مدل اولیه براساس متغیرهای یاد شده به طور جداگانه و سپس به صورت همزمان برآورد شده است و نرخ بهینه بیکاری معادل $9/6$ درصد به دست آمده است. به عقیده آنها اگر در اقتصاد از ابزارهای مخارج عمرانی دولت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، پس‌انداز ملی و همچنین نرخ تورم و تولید ناخالص ملی برای برآورد نرخ بیکاری بهینه استفاده شود، نرخ معادل تقریباً ۷ درصد برای بیکاری قابل توجیه است و تفاوت این نرخ با نرخ بیکاری موجود در جامعه، مقدار بیکاری تحمیل شده به اقتصاد به دلیل عدم به کارگیری مناسب از ابزارهای معرفی شده‌ی فوق و همچنین عدم تعادل در عرضه و تقاضای نیروی کار در جامعه است.

Jalaie and Shirafkan (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان تأثیر سیاست‌های پولی بر سطح بیکاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نئوکینزین در ایران، ابتدا از روش بال و منکیو، نیرو را محاسبه کردند و سپس به بررسی رابطه‌ی بین سیاست‌های پولی و سطح بیکاری پرداختند و به این نتیجه رسیدند که پول در ایران، عنصر خنثی نیست و می‌تواند بر سطح بیکاری تأثیرگذار باشد.

Esfandiari and Tarahommi (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی ایران با تأکید بر بخش کشاورزی در چارچوب جدول داده - ستانده پرداختند. نتایج نشان داد که بخش کشاورزی، روغن‌ها و سایر محصولات غذایی و ساختمان، رتبه اول تا سوم اشتغال‌زایی را در میان بخش‌های اقتصادی دارند. مقایسه کشش تولید کل و کشش اشتغال کل نشان داد که از ۲۵ بخش اقتصاد ایران تنها ۳ بخش کشش اشتغال بیشتر از کشش تولید دارند.

(۲۰۱۰) Tarahomi and Esfandiari در مطالعه‌ای پتانسیل‌های تولیدی و اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه، با به کارگیری شاخص‌های مختلف در چارچوب جدول داده - ستانده ۱۳۸۰، پتانسیل‌های تولیدی و اشتغال‌زایی اقتصاد ایران در قالب ده بخش رتبه‌بندی شد. نتایج نشان داد که بخش‌های اشتغال کمتر از بخش‌های تولیدی است و لذا الزام سیاست‌های رشد محور نمی‌توانند اشتغال‌زا باشند.

(۲۰۱۵) Mohammadi et al در مطالعه خود تحت عنوان "تحلیل رابطه علی بین نرخ تورم و بیکاری در اقتصاد ایران بر اساس داده‌های سالانه سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۷، تلاش کردند تا با احتساب عوامل مشترک مؤثر بر تورم دستمزدی و میزان بیکاری در قالب سیستم معادلات همزمان به تحلیل رابطه علی بین این دو متغیر بر مبنای رابطه منحنی فیلیپس پرداخته شود. دو مدل مورد برآورد قرار گرفتند که در یکی نرخ تورم دستمزدی هر دوره، تابعی از نرخ بیکاری همان دوره و نرخ تورم دستمزدی دوره قبل و در مدل دوم نرخ تورم هر دوره، تابعی از تولید و دستمزدهای همان دوره و تورم دوره قبل می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان داد رابطه منحنی فیلیپس طی دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۵ در ایران برقرار می‌باشد.

(۲۰۱۹) Sasongko and Huruta در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین نرخ تورم و بیکاری در اندونزی طی سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۷ پرداختند داده‌های مربوط به این مطالعه از مرکز آمار اندونزی جمع‌آوری شده است. نتایج آزمون با استفاده از آزمون علیت گرنجر بیانگر آن بوده است که یک رابطه بلندمدت بین نرخ تورم و بیکاری وجود داشته است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که بیکاری باعث تورم می‌شود، اما عکس آن نیز برقرار نیست.

(۲۰۱۹) Ho and Lyke در مطالعه‌ای تحت عنوان بیکاری و تورم: شواهدی از منحنی غیر خطی فیلیپس در منطقه یورو، به بررسی رابطه بین نرخ تورم و بیکاری در منطقه یورو پرداختند. داده‌های مورد مطالعه از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۷ می‌باشد. منحنی‌های کوتاه و بلند مدت فیلیپس برای این کشورها تخمین زده شده است. نتایج نشان داد که با فرض خطی بودن، در کوتاه مدت و بلند مدت منحنی فیلیپس وجود دارد. همچنین در این مطالعه ثابت شد که فرض خطی بودن در منحنی کلاسیک فیلیپس ممکن است خیلی قوی باشد زیرا شواهدی از اثرات آستانه‌ای وجود دارد. رابطه منفی زمانی مثبت شد که بیکاری بین ۵,۰۰٪ و ۶,۵۴٪ بود. تورم و بیکاری با عبور از آستانه نرخ ۶,۵۴٪، بی ارتباط هستند. این یافته‌ها نه تنها اهمیت تأثیرات آستانه در منحنی فیلیپس را برجسته می‌کنند، بلکه لزوم مبارزه با بیکاری در منطقه یورو را نیز روشن می‌کنند.

(۲۰۲۰) Korkmaz and Abdullazade در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین نرخ تورم و بیکاری در نه کشور G6 به صورت تصادفی (استرالیا، برزیل، کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، روسیه، ترکیه و انگلستان) پرداختند. با استفاده از داده‌های مربوط به دوره ۲۰۰۹-۲۰۱۷ و براساس آزمون علیت گرنجر، نتایج نشان داد که علیت یک طرفه از نرخ تورم تا نرخ بیکاری وجود دارد. طبق نتایج تحقیق، کنترل تورم در این کشورها در حال تبدیل شدن به یک هدف اصلی است. در نتیجه سیاست‌های کنترل تورم، تقاضا برای کالاها و خدمات در اقتصاد کاهش می‌یابد.

در یک جمع‌بندی کلی در خصوص مطالعات صورت گرفته می‌توان گفت که هیچکدام از این مطالعات به صورت مجزا به تاثیر تورم محصولات کشاورزی بر اشتغال آن نپرداخته‌اند که در این مطالعه به این سوال پاسخ داده خواهد شد که آیا تغییر تورم در هر محصول منجر به افزایش اشتغال در آن محصول می‌شود یا عکس آن اتفاق می‌افتد.

روش تحقیق

در اینجا سؤالی که مطرح می‌شود این است که کدام الگو برای تبیین رابطه بین متغیرها مناسب تر است؟ مهم‌ترین مسئله‌ای که در استفاده از الگوهای سری زمانی وجود دارد، انتخاب الگوی مناسب از بین طیف گسترده این الگوها به منظور داشتن پیش‌بینی بهتر است. این انتخاب معمولاً بر اساس ویژگی‌های سری‌های زمانی و چگونگی رابطه بین آنها صورت می‌گیرد. برای داشتن انتخابی درست در این زمینه، در مطالعه حاضر یک روش چند مرحله‌ای که توسط Fomby (۱۹۹۸) ارائه شد، مبنای انتخاب الگوی مناسب قرار گرفته است. انتخاب الگوی سری زمانی مناسب بر اساس این روش طی مراحل به شرح زیر است:

مرحله اول: متغیرهایی که به نظر پژوهشگر و اغلب بر اساس نظریه‌های اقتصادی دارای وجود رابطه احتمالی هستند، به عنوان بردار متغیرهای الگوی اولیه در نظر گرفته می‌شوند.

مرحله دوم: از آنجا که وجود ریشه واحد در هر یک از متغیرهای الگو یکی از ویژگی‌های مهم آماری متغیرهای مورد مطالعه است، با استفاده از آزمون‌هایی نظیر دیکی فولر مورد بررسی قرار می‌گیرد تا مرتبه انباشتگی آنها مشخص شود.

مرحله سوم: با توجه به اینکه اگر حداقل دو تا از متغیرهای الگو انباشته از مرتبه یک باشند، احتمال وجود رابطه بلندمدت بین آنها زیاد است، در این مرحله باید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو آزمون شود. به این منظور از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن و

جوسلیوس^۱ به منظور تحلیل هم‌انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده از الگوی تصحیح خطا را برای تبیین رفتار متغیر مورد نظر پیشنهاد می‌کند.

مرحله چهارم: در صورتی که بر اساس آزمون مرحله دوم $n-1$ سری مورد مطالعه ایستا باشند یا اینکه بر اساس آزمون مرحله سوم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید نشود، آنگاه باید نوع رابطه علی بین متغیرهای الگو مشخص شده و بر اساس آن، الگوی مناسب انتخاب شود. بررسی علیت می‌تواند با استفاده از آزمون علیت گرنجر صورت گیرد. اگر یک رابطه علی دو طرفه بین دو متغیر برقرار باشد، بدان معنا است که تمامی متغیرها نسبت به هم درون‌زا هستند و بنابر این الگوی خود توضیح برداری (VAR) برای برآورد مناسب خواهد بود. اما اگر یک رابطه علی یک طرفه بین متغیرها برقرار باشد، الگوهای انتقالی برای برآورد مناسب تر هستند. در نهایت، اگر عدم وجود رابطه

^۱ Johansen and Juselius

علی بین متغیرها تأیید شود، الگوهای سری زمانی تک متغیره برآورد مناسبی را نتیجه خواهند داد. و پس از انتخاب الگوی مناسب به ترتیبی که شرح داده شد، برای تبیین رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه مهمترین مرحله، تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوست. انتخاب وقفه در الگو باید به گونه‌ای صورت گیرد که از عدم وجود خود همبستگی بین جملات خطا و توزیع نرمال آن اطمینان حاصل نمود. برای تعیین تعداد وقفه مناسب ابتدا باید یک حداکثر وقفه برای آزمون در نظر گرفته شود و سپس با استفاده از آزمون نسبت راست نمایی^۱ (LR) و یا معیارهایی نظیر شوارتز^۲ (SC)، حنان-کوئین^۳ (HQC) و خطای پیش بینی نهایی^۴ (FPE) وقفه مناسب انتخاب شود. اما براساس نظر فیلیپس و پلویر گر^۵ (۱۹۹۴) و ایوانو و کیلیان^۶ (۲۰۰۵)، معیار شوارتز به ویژه برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰ و یا در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) مناسب تر است.

برای شناسایی و برآورد ارتباط بلندمدت بین متغیرها، با پیروی از جوهانسون و جوهانسون و جوسیلیوس، ابتدا یک الگوی VAR ساده به صورت زیر فرض می‌شود:

$$x_t = c + \sum_{i=1}^P A_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در این مدل $x_t = (x_1, x_2, x_3, x_4)'$ برداری $n \times r$ از متغیرهای نایستا از درجه (۱) I و P تعداد وقفه می‌باشد که باید با یک بردار همگرایی β که یک بردار $n \times r$ می‌باشد و بیانگر پارامترهای همگرایی بلندمدت است، هم جمع باشند. همچنین A یک ماتریس $n \times n$ از پارامترهای مدل و ε_t نیز یک بردار $n \times r$ از پسماندهای مدل است. شرط لازم برای وجود ارتباط بلندمدت و همجمعی بین متغیرها، برابر بودن مرتبه ایستایی آنهاست. در سیستم فوق، n تعداد متغیرهای مدل، T تعداد مشاهدات و r تعداد بردارهای همجمعی می‌باشد. برای بررسی مرتبه ایستایی متغیرهای مدل نیز از آزمون‌های ADF^۷ و PP^۸ استفاده می‌شود. به منظور بررسی وجود تعدیلات پویای بلندمدت، می‌توان مدل کوتاه‌مدت VAR را به یک مدل بلندمدت VECM تبدیل نمود. در الگوهای تصحیح خطای برداری (VECM)، تغییرات یک متغیر به تغییرات دوره قبل تمامی متغیرهای موجود در الگو و به انحراف‌های آن متغیر از مقادیر تعادلی بلندمدت آن وابسته می‌باشد. بر همین اساس، در این الگو واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر وابسته به متغیرهای مستقل و پیوند رابطه‌های کوتاه‌مدت به بلندمدت قابل بررسی است.

^۱ Likelihood Ratio

^۲ Schwarz Information Criterion

^۳ Hannan and Quinn Criterion

^۴ Final Prediction Error

^۵ Phillips and Ploberger

^۶ Ivanov and Kilian

^۷ Augmented Dickey-Fuller (ADF)

^۸ Phillips Peron (PP)

بدین ترتیب یک عبارت x_{t-1} از طرفین رابطه ۲ کم می‌گردد:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= c + (A_1 - I)x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= c + (A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-1} + (A_1 - I)x_{t-1} + A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= c + (A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-1} + (A_1 - I)x_{t-1} + A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= c + (A_1 - I)\Delta x_{t-1} - (A_1 + A_1 - I)\Delta x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

رابطه ۲ را می‌توان به صورت خلاصه شده در قالب رابطه ۳ نوشت:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Omega x_{t-k} + \varepsilon_t \\ \Gamma_i &= - \left(I - \sum_{i=1}^{k-1} A_i \right) \\ \Omega &= - \left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right) \end{aligned} \quad (3)$$

که در رابطه ۳:

$$\Omega = \alpha \beta'$$

همچنین فرم کلی دیگری از رابطه ۲ به صورت رابطه ۴ می‌باشد:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^* \Delta x_{t-i} + \Omega x_{t-k} + \varepsilon_t \\ \Gamma_i^* &= - \left(\sum_{i=1}^{k-1} A_i \right) \\ \Omega &= - \left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right) \\ \Omega &= \alpha \beta' \end{aligned} \quad (4)$$

چنانچه رتبه ماتریس فوق برابر r و $r < n$ باشد (r تعداد بردار همگراست) ماتریس Ω همان ماتریس تأثیر می‌باشد و معمولاً به صورت $\Omega = (\alpha\beta)'$ و α و β ماتریس $n \times r$ می‌باشد. همچنین Δ ، تفاضل مرتبه اول عملگر را نشان می‌دهد جوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۰). β ماتریس حاوی پارامترهای بلندمدت همگرایی و α ماتریس حاوی بردارهای تصحیح خطاست.

دو آزمون برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته کننده به نام‌های آزمون Trace و آزمون حداکثر ریشه‌های مشخص وجود دارد. این آزمون‌ها به صورت روابط ۵ و ۶ تعریف شده‌اند (Shareef and Tran (۲۰۰۷):

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

که $\hat{\lambda}_i$ نشان دهنده ارزش تخمین زده شده از ریشه‌های مشخص، T تعداد مشاهدات قابل استفاده و r تعداد بردار هم‌انباشته کننده متمایز می‌باشد. در آزمون Trace، فرض صفر این است که حداکثر r بردار هم‌انباشته کننده وجود دارد. این فرض علیه آلترناتیوهای عمومی آزمون شده است. به همین ترتیب در آزمون حداکثر ریشه‌های مشخص، فرض صفر ($r=0$) علیه فرض دیگر ($r=1$) آزمون شده است و به همین ترتیب، می‌توان به صورت ($r=1=H_0$) علیه ($H_1=r=2$) و الی آخر این روند را ادامه داد تا تعداد بردار هم‌انباشته در صورت وجود تأیید گردد.

برای تعیین الگوی سری زمانی مناسب جهت دستیابی به هدف مطالعه طی مراحل طی که شرح داده شد، چنانچه نتیجه آزمون‌ها وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها یا لگاریتم متغیرهای الگو را تأیید کند، الگوی VECM به عنوان الگوی مناسب پذیرفته می‌شود.

در این تحقیق تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اشتغال بخش کشاورزی برای سه محصول گندم، جو و برنج از سال ۱۳۷۹-۱۳۹۸ مورد مطالعه قرار گرفته است. در این مطالعه با توجه به توضیحات بالا به منظور بررسی تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اشتغال هر محصول از الگوی VECM استفاده شد و داده مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای هر محصول از سایت فائو استخراج شده است و داده‌های مربوط به اشتغال هر محصول از سایت وزارت جهاد کشاورزی استخراج شده است.

نتایج و بحث:

به منظور بررسی ارتباط بین شاخص قیمت تولیدکننده و اشتغال در هر محصول ابتدا لازم است تا وضعیت مانایی متغیرهای مورد بررسی قرارگیرد. بدین منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. بررسی مانایی

متغیرهای مورد نظر در جدول ۱ نشان می‌دهد که لگاریتم شاخص قیمت جو برنج در سطح باوجود روند مانا هستند و چهار متغیر دیگر با یکبار تفاضل گیری با وجود روند مانا هستند.

جدول ۱- نتیجه بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل

متغیرها	علامت اختصاری	آماره آزمون	سطح احتمال	نتیجه آزمون	درجه ایستایی
لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده جو	LTB	-۳/۷۰۶۰	۰/۰۴۷۰	رد فرضیه صفر و عدم وجود ریشه واحد	I(۰)
لگاریتم اشتغال محصول جو	LJB	-۶/۱۷۴۱	۰/۰۰۰۵	رد فرضیه صفر و عدم وجود ریشه واحد	I(۱)
لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده گندم	LTW	-۴/۴۹۲۲	۰/۰۱۱۶	رد فرضیه صفر و عدم وجود ریشه واحد	I(۱)
لگاریتم اشتغال محصول گندم	LJW	-۴/۸۶۳۵	۰/۰۰۰۶	رد فرضیه صفر و عدم وجود ریشه واحد	I(۱)
لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده برنج	LTR	-۴/۸۳۳۴	۰/۰۰۵۶	رد فرضیه صفر و عدم وجود ریشه واحد	I(۰)
لگاریتم اشتغال محصول برنج	LJR	-۶/۴۰۱۶	۰/۰۰۰۳	رد فرضیه صفر و عدم وجود ریشه واحد	I(۱)

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به درجه ایستایی متغیرهای مورد بررسی، وجود رابطه بلندمدت امکانپذیر است که نیازمند بررسی و آزمون است. به همین منظور، در مرحله بعد با استفاده از یک مدل VAR با یک تعداد وقفه اولیه، تعداد وقفه بهینه با استفاده از آماره های مختلف تعیین می‌گردد. براین اساس طبق جدول ۲ آماره‌های SBC FPE، LR و HQC و وقفه یک به عنوان مقدار وقفه بهینه به منظور بررسی رابطه بلندمدت است. از آنجا که تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی تصحیح خطای برداری بر اساس تعداد وقفه بهینه در الگوی خود توضیح برداری تعیین می‌شود و با توجه به اینکه وقفه بهینه در الگوی VAR برای هر سه الگو برابر با یک بوده است، وقفه بهینه در الگوی VECM برای هر سه الگو برابر با صفر خواهد بود.

جدول ۲- بررسی وقفه بهینه در هر الگو

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	وقفه	محصول
-۲/۴۴۳۳۰	-۲/۲۷۲۷۲	-۲/۴۷۰۵۸	۰/۰۰۰۲۹	NA	۲۶/۲۳۵	۰	برنج (LTR,LJR)
-۳/۴۷۷۴۸*	-۳/۱۳۶۳۳*	-۳/۵۳۲۰۵*	۰/۰۰۰۱۰۳*	۲۱/۰۸۲۷۷*	۳۹/۷۸۸	۱	
-۳/۴۱۸۱۹	-۲/۹۰۶۴۶	-۳/۵۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱۰۹	۴/۹۴۹۲۸	۴۳/۵۰۰	۲	
-۲/۰۵۳۰۶	-۱/۸۸۲۴	-۲/۰۸۰۳۴	۰/۰۰۰۴۲	NA	۲۲/۷۲۳۱	۰	گندم (LTW,LJW)
-۳/۹۱۱۴۹*	-۳/۵۷۰۳۳*	-۳/۹۶۶۰۵*	۶/۵۹e-۰۵*	۳۲/۶۲۲۱*	۴۳/۶۹۴۵	۱	
-۳/۶۹۶۱۱	-۳/۱۸۴۳۸	-۳/۷۷۷۹	۸/۲۷e-۰۵	۳/۰۷۶۱۸	۴۶/۰۰۱۶	۲	
-۰/۱۵۴۲۱	-۰/۰۶۸۹	-۰/۱۶۷۸	۰/۰۰۰۲۸	NA	۳/۵۱۰۶۹	۰	جو (LTB,LJB)
-۳/۳۱۵۶۱*	-۳/۰۵۹۷*	-۳/۳۵۶۵*	۰/۰۰۰۱۲*	۵۴/۴۹۶۸۸*	۳۶/۲۰۸۸	۱	
-۳/۱۵۷۳۶	-۲/۷۳۰۹	-۳/۲۲۵۵	۰/۰۰۰۱۴	۴/۰۷۵۲	۳۹/۰۳۰۱	۲	

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول ۳ بیانگر آن است که علیت دوطرفه بین متغیرهای مورد بررسی برقرار است.

جدول ۳- آزمون علیت گرنجر بین متغیرهای مورد بررسی

محصول	فرضیه	آماره F	سطح احتمال
برنج	لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده برنج علیت گرنجر لگاریتم اشتغال در محصول برنج نیست	۴/۵۸۰۸**	۰/۰۴۵۷
	لگاریتم اشتغال در محصول برنج علیت گرنجر لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده برنج نیست	۵/۵۶۱۸۵**	۰/۰۳۱۴
گندم	لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده گندم علیت گرنجر لگاریتم اشتغال در محصول گندم نیست	۹/۹۷۸۹***	۰/۰۰۶۱
	لگاریتم اشتغال در محصول گندم علیت گرنجر لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده گندم نیست	۳/۷۴۲۰*	۰/۰۷۰۹
جو	لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده جو علیت گرنجر لگاریتم اشتغال در محصول جو نیست	۶/۲۷۳۳**	۰/۰۲۳۵
	لگاریتم اشتغال در محصول جو علیت گرنجر لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده جو نیست	۴/۷۹۵۳**	۰/۰۴۳۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪

در ادامه و با توجه به وقفه بهینه تعیین شده و وجود علیت دوطرفه در مرحله قبل، از مدل جوهانسون جوسیلوس به منظور تحلیل هم‌انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده شد. نتایج حاصل از بررسی آزمون هم‌انباشتگی در جدول ۴ ملاحظه می‌شود. با توجه به مدل‌های برآورد شده با استفاده از حالت‌های مختلف درجه هم‌انباشتگی بین متغیرها و بررسی آماره‌های خوبی برازش، برای محصول گندم و برنج حالت سوم (با عرض از مبدأ و بدون روند خطی) و برای محصول جو حالت اول (بدون عرض از مبدأ و روند) به عنوان پایه مورد نظر به منظور برآورد رابطه بلندمدت استفاده شد.

جدول ۴- تعداد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی

محصول	آماره	بدون عرض‌از مبداء و مبداء و روند	با عرض‌از مبداء و بدون روند	با عرض‌از مبداء و بدون روند (خطی)	با عرض‌از مبداء و روند (خطی)	با عرض‌از مبداء و روند (درجه ۲)
برنج	Trace	۰	۱	۱	۱	۲
	Max-Eigen	۰	۱	۱	۱	۲
گندم	Trace	۱	۱	۱	۱	۲
	Max-Eigen	۱	۱	۱	۱	۲
جو	Trace	۱	۲	۰	۰	۲
	Max-Eigen	۱	۰	۰	۰	۰

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج جداول ۵ و ۶ بررسی آماره‌های هم‌انباشتگی حالت سوم برای محصول گندم و برنج و همچنین حالت اول محصول جو نشان داد که مقدار محاسباتی آماره Trace در حالت فرض صفر یا عدم وجود رابطه بلندمدت به تعداد یک و بیشتر وجود دارد. در مرحله دوم و با فرض فرض صفر، یعنی وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت مقدار آماره محاسباتی برای هر سه الگو از مقدار بحرانی مربوط به هر الگو کمتر بوده و لذا فرض صفر قبول و وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت تایید می‌گردد. همچنین با بررسی آماره Max-Eigen برای هر سه الگوی زیر با توجه به رد نشدن فرض صفر، وجود یک رابطه بلندمدت بین شاخص قیمت تولیدکننده و اشتغال هر محصول تایید شده است.

جدول ۵- آزمون TRACE در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس برای الگوهای مختلف

نوع الگو	فرضیه صفر	آماره Eigenvalue	آماره Trace	مقادیر بحرانی
LTR,LJR (برنج)	عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۷۴۲۹۶*	۲۶/۲۵۴۴	۱۵/۴۹۴
LTW,LJW (گندم)	بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۰۲۳۰	۰/۴۴۲۳	۳/۸۴۱
LTB,LJB (جو)	عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۵۸۷۶*	۱۸/۵۵۱۰	۱۵/۴۹۴۷
	بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۰۸۶۶	۱/۷۲۱۳	۳/۸۴۱۴
	عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۵۲۱۷*	۱۴/۰۳۱۸	۱۲/۳۲۰۹
	بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۶۳	۴/۱۲۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی‌داری در سطح ۵٪

جدول ۶- آزمون Max-Eigen در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس برای الگوهای مختلف

نوع الگو	فرضیه صفر	آماره Eigenvalue	آماره Trace	مقادیر بحرانی
LTR, LJR (برنج)	عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۷۴۲۹۶*	۲۵/۸۱۲۱	۱۴/۲۶۴
LTW, LJW (گندم)	بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۰۲۳۰	۰/۴۴۲۳	۳/۸۴۱
LTB, LJB (جو)	عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۵۸۷۶*	۱۶/۸۲۹۶	۱۴/۲۶۴۶
	بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۰۸۶۶	۱/۷۲۱۳	۳/۸۴۱۴
	عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۵۲۱۷*	۱۴/۰۳۱۸	۱۱/۲۲۴۸
	بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۶۳	۴/۱۲۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی‌داری در سطح ۰/۵

در مرحله بعد و پس از بررسی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها و تعیین نوع و درجه آن، اقدام به برآورد رابطه بلندمدت بین شاخص قیمت تولیدکننده هر محصول بخش کشاورزی و اشتغال آن شد. قبل از تحلیل پارامترهای به دست آمده از مدل بلند مدت برآوردی، لازم است تا ویژگی‌های اقتصادی مدل به منظور تأیید برازش مناسب آن مورد بررسی قرار گیرد.

به منظور استفاده از آماره‌های معنی‌داری پارامترهای مدل برآورد شده لازم است تا فرض نرمال بودن پسماندهای مدل برآورد شده برای هر الگو مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از روش چولسکی^۱ که بر مبنای آماره JB بوده استفاده می‌شود. بر اساس نتایج، مقدار آماره فوق در حالت کلی، برای سه الگوی برنج، گندم و جو به ترتیب برابر ۴/۸۰۹۱، ۳/۸۸۸۵ و ۶/۳۵۶۷ برآورد شده است که معنادار نبوده و در نتیجه فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جملات پسماند مدل برآورد شده تأیید می‌شود. به همین دلیل نتایج معنی‌داری و سطوح احتمال پارامترهای برآورد شده در مدل‌ها قابل قبول و مطمئن می‌باشد. همچنین به منظور بررسی همسانی واریانس در الگوها برآورد شده، از آزمون ناهمسانی واریانس چاو استفاده شد. براساس آماره کلی آزمون که مقدار آن برای سه محصول برنج، گندم و جو برابر ۶/۱۴۹۹، ۱۱/۸۹۱۰ و ۹/۳۵۱۸ محاسبه شده است، فرض صفر مبتنی بر همسان بودن واریانس در مدل نهایی تأیید و در واقع فرض ناهمسانی واریانس رد شد. بررسی وضعیت خودهمبستگی مدل برآورد شده نشان می‌دهد که براساس آماره LM، برای سه الگوی برنج، گندم و جو به ترتیب برابر ۴/۶۵۳۱، ۱/۶۰۱۷ و ۳/۴۶۲۲ فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی مورد تأیید بوده و به همین دلیل پارامترهای مدل برآورد شده مورد اعتماد و اطمینان هستند.

مدل VECM ترکیبی از دو مدل VAR و ECM است که در حقیقت ویژگی‌های هر دو مدل را به‌طور هم‌زمان دربردارد، بدین مفهوم که در این مدل، به‌صورت سیستمی به برآورد رابطه پویای کوتاه‌مدت می‌پردازد. همچنین

^۱ Cholesky of Covariance (Lutkepohl)

منظور از رابطه پویای کوتاه‌مدت، رابطه‌ای است که دربرگیرنده‌ی پسماندهای رابطه‌ی بلندمدت با یک وقفه ((1-ECT) است. از نقطه نظر اقتصادی این متغیر مبین ضریب همگرایی بوده و نشان‌دهنده‌ی میزان تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت، به‌سوی تعادل بلندمدت است. نتایج حاصل از برآورد این مدل در جدول ۷ تا ۹ ارائه شده است. ضرورت استفاده از این الگو بدان جهت است که به‌طور هم‌زمان و در قالب یک الگوی سیستمی به برآورد رابطه پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها می‌پردازد.

با توجه به نتایج بلندمدت در الگوی تصحیح خطای برداری محصول جو با یک درصد افزایش در شاخص قیمت تولیدکننده ۰/۴۷ میلیون نفر روزکار از اشتغال این محصول کم می‌شود. که این رابطه در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. این نتیجه نشان می‌دهد که درمورد محصول جو شواهدی مبنی بر وجود رکودتورمی می‌توان یافت. به طوری که با افزایش تورم بیکاری (رکود) هم افزایش یافته است. همچنین ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که اگر شوکی در کوتاه‌مدت به اشتغال جو وارد شود در هر دوره ۰/۵۶ درصد از شوک تعدیل خواهد شد. به عبارت دیگر برای تعدیل شوک دو دوره نیاز است. این رابطه در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده است و همچنین آزمون F در الگوی تصحیح خطا بیانگر معنی‌داری کل الگو در سطح ۱ درصد می‌باشد.

نمودار ۷- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری برای لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده جو و لگاریتم اشتغال در محصول جو

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	متغیر
بخش بلندمدت	وقفه شاخص قیمت تولیدکننده محصول جو	۰/۲۰۵۱۸	-۲/۲۹۷۴۸	-۰/۴۷۱۴۰۳
	عرض از مبدا بلندمدت	-	-	-۲/۴۴۹۱۲۸
	ضریب تصحیح خطا	۰/۱۶۲۳	-۳/۴۹۹۴	-۰/۵۶۸۰
بخش کوتاه مدت	وقفه تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت تولیدکننده محصول جو	۰/۱۵۷۸	-۲/۵۱۹۹	-۰/۳۹۷۸
	متغیر مجازی سال ۱۳۸۹	۰/۰۵۵۱۳	۱/۴۷۶۰	۰/۰۸۱۳۷
	C	۰/۰۳۲۸	-۱/۲۲۱۸	۰/۰۴۰۱۱
	F-statistic	۶/۳۳	R-Squared	۰/۴۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج بلندمدت در الگوی تصحیح خطای برداری محصول گندم با یک درصد افزایش در شاخص قیمت تولیدکننده ۰/۶۲ میلیون نفر روزکار از اشتغال این محصول کم می‌شود. که این رابطه در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. این نتیجه نشان می‌دهد که درمورد محصول گندم هم شواهدی مبنی بر وجود رکودتورمی می‌توان یافت. به طوری که با افزایش تورم بیکاری (رکود) هم افزایش یافته است. همچنین ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که اگر شوکی در کوتاه‌مدت به اشتغال گندم وارد شود در هر دوره ۰/۴۵ درصد از شوک تعدیل خواهد شد. به عبارت دیگر

برای تعدیل شوک تقریباً دو دوره نیاز است. این رابطه در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده است و همچنین آزمون F در الگوی تصحیح خطا بیانگر معنی‌داری کل الگو در سطح ۵ درصد می‌باشد.

نمودار ۸- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری برای لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده گندم و لگاریتم اشتغال در محصول گندم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	متغیر
بخش بلندمدت	وقفه شاخص قیمت تولیدکننده محصول گندم	۰/۱۵۳۷	-۴/۰۹۱۸	-۰/۶۲۹۰۰۸
	عرض از مبدا بلندمدت	-	-	-۳/۳۹۰۱۲
	ضریب تصحیح خطا	۰/۱۹۳۰۶	-۲/۳۳۸۲	-۰/۴۵۱۴
بخش کوتاه مدت	وقفه تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت تولیدکننده محصول گندم	۰/۰۸۶۹۵	-۴/۰۳۶۳	-۰/۳۵۰۹
	متغیر مجازی سال ۱۳۸۹	۰/۰۶۶۷	۱/۸۰۳۹	۰/۱۲۰۳۸
	C	۰/۰۳۶۶۷	-۱/۳۷۶۷	-۰/۰۵۰۴۸
	F-statistic	۲/۹۴۸۸	R-Squared	۰/۲۶۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج بلندمدت در الگوی تصحیح خطای برداری محصول برنج با یک درصد افزایش در شاخص قیمت تولیدکننده ۰/۵۷ میلیون نفر روزکار از اشتغال این محصول کم می‌شود. که این رابطه در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. این نتیجه نشان می‌دهد که در مورد محصول برنج هم شواهدی مبنی بر وجود رکودتورمی می‌توان یافت. به طوری که با افزایش تورم بیکاری (رکود) هم افزایش یافته است. همچنین ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که اگر شوکی در کوتاه مدت به اشتغال گندم وارد شود در هر دوره ۰/۷۴ درصد از شوک تعدیل خواهد شد. به عبارت دیگر برای تعدیل شوک تقریباً ۱/۵ دوره نیاز است. این رابطه در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده است و همچنین آزمون F در الگوی تصحیح خطا بیانگر معنی‌داری کل الگو در سطح ۱ درصد می‌باشد.

نمودار ۹- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری برای لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده برنج و لگاریتم اشتغال در محصول برنج

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	متغیر
بخش بلندمدت	وقفه شاخص قیمت تولیدکننده محصول برنج	۰/۱۵۶۸	-۳/۶۸۷۸	-۰/۵۷۸۶
	عرض از مبدا بلندمدت	-	-	-۱/۹۸۲۲
	ضریب تصحیح خطا	۰/۰۸۲۹	-۸/۹۲۶۵	-۰/۷۴۰۴
بخش کوتاه مدت	وقفه تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت تولیدکننده محصول برنج	۰/۱۴۳۶	-۵/۳۱۴۱	-۰/۷۶۳۲
	متغیر مجازی سال ۱۳۸۹	۰/۰۵۸۹	-۶/۶۶۵۰	-۰/۳۹۲۵
	C	۰/۰۳۲۷	-۴/۱۷۱۰	-۰/۱۳۶۵
	F-statistic	۳۱/۹۴	R-Squared	۰/۸۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و بحث

همانطور که در نتایج مربوط به برآورد الگوی VECM مشخص شد، رکودتورمی در زیربخش زراعت برای سه محصول گندم، جو و برنج مشاهده شد، که بیانگر آن است که علاوه بر وجود تورم در سه محصول گروه غلات، رکود و بیکاری هم مشاهده می‌شود. با مقایسه ضرایب تصحیح خطای این سه محصول می‌توان دریافت که در اثر مواجهه با شوک، محصول گندم نیاز به زمان بیشتری دارد تا بتواند اثر شوک را تعدیل کند و این نشان می‌دهد شاغلان در این محصول نسبت به دو محصول دیگر به شوک حساسیت بیشتری نشان می‌دهند. از طرفی با توجه به نتایج بلندمدت می‌توان دریافت که محصول گندم در اثر افزایش شاخص قیمت تولیدکننده، اشتغال در این محصول بیشتر از بقیه کاهش می‌یابد که این امر بیانگر آن است که مسئولان بخش کشاورزی باید به ثبات در بحث خرید محصولات و اشتغال این بخش توجه ویژه‌ای داشته باشند و همچنین در طراحی سیاست‌های مربوط به این محصول از قبیل خرید تضمینی گندم توجه ویژه‌ای داشته باشند تا قیمتی تعیین شود که برای کشاورزان مقرون به صرفه باشد تا به تولید خود ادامه دهند و بگونه‌ای نباشد که تعیین قیمت تضمینی خود به عنوان یک شوک منفی برای کشاورزان این بخش به حساب آید.

منابع

۱. Dehdashti, M., Mohammadi, H., Dehbashi, V and Dehghan Pour, H. (۲۰۱۲) Predicting inflation and liquidity and their effects on value added in the agricultural sector. Institute of Humanities and Cultural Studies ۶:۱۸-۳۷. (In Farsi)
۲. Esfandiari, A. A. and Tarahommi, F. (۲۰۰۹) Investigating Job Opportunities of Manufacturing Sectors in Iran's Economy (Data-Output Analysis). Journal of Monetary and Banking Research. ۱: ۱۲۳-۱۴۴. (In Farsi)
۳. Fomby, B.T. (۱۹۹۸) How to model multivariate time series data, Department of Economics. Southern Methodist University, Dallas.
۴. Ghobadi, S. (۲۰۰۷) Estimating the optimal unemployment rate and comparing it with the natural rate. Master Thesis, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan. (In Farsi)
۵. Ho, S. Y., & Iyke, B. N. (۲۰۱۹). Unemployment and inflation: Evidence of a nonlinear Phillips curve in the Eurozone. *The Journal of Developing Areas*, ۵۳(۴).
۶. Ivanov, V. and Kilian, L. (۲۰۰۵) A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, ۹: ۱-۳۴.
۷. Jalaie, S. A. and Shirafkan, M. (۲۰۰۷) The Impact of Monetary Policy on the Unemployment Rate through the Phillips Newkinsin Curve in Iran. *Journal of Economic Sciences*. ۲:۱۳-۳۶. (In Farsi)
۸. Johansen, S. and Juselius, K. (۱۹۹۰). Maximum likelihood estimation and
۹. Johanson, S. (۱۹۸۸). Statistical analysis of Cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, ۱۲:۵۴-۲۳۱.
۱۰. Khaledi, K. and Haghghat Nejhah Shirazi, A. (۲۰۰۷). Critique of the policy of increasing employment in the agricultural sector of Iran with an emphasis on the fourth development plan. *Journal of Development and Productivity*, ۶(۲): ۳۹-۴۸. (In Farsi)
۱۱. Khalesi, A. (۲۰۰۲) The relationship between inflation and unemployment in Iran. Tehran: Management and Planning Organization, Macroeconomic Office. (In Farsi)
۱۲. Korkmaz, S., & Abdullazade, M. (۲۰۲۰). The Causal Relationship between Unemployment and Inflation in G^۷ Countries.
۱۳. Lütkepohl, H. (۲۰۰۵) New introduction to multiple time series analysis. New York: Springer.
۱۴. Malek, M. and Zibaei, M. (۲۰۱۵) Analyzing Inflation in Agriculture Using Co-integration Analysis. *Journal of Development Economics and Planning*. ۴:۴۳-۵۰. (In Farsi)
۱۵. Moghadasi, R. and Farhadi, A. (۲۰۰۳) Study of the impact of monetary and fiscal policies on the agricultural sector. Agricultural Economics Planning Research Institute. (In Farsi)

۱۶. Mohammadi, T., Abonouri, A. A. and Mohammadnejhad, R. (۲۰۱۵) Analysis of the causal relationship between inflation and unemployment in the Iranian economy. Financial Economics. (In Farsi)
۱۷. Mottaghi, L. (۱۹۹۸) Exchange rate of inflation and production and test the natural rate of unemployment and unemployment in Iran. PhD Thesis, University of Tehran. (In Farsi)
۱۸. Parliamentary Research Center. (۲۰۱۸) www.rc.majlis.ir. (In Farsi)
۱۹. Phillips, P. C. and Ploberger, W. (۱۹۹۴) posterior odd testing for a unit root with data based model selection. *Econometric Theory*. ۱۰: ۷۷۴-۸۰۸.
۲۰. Sahraeian, M. and Zibaei, M. (۲۰۰۴) The Examination Of The Causality Between Money Supply And Agricultural Products' Prices: A Case Study Of Iran. *Quarterly Eqtesad-E Keshavarzi Va Towse'e*. ۱۲:۲۹-۴۶. (In Farsi)
۲۱. Sasongko, G., & Huruta, A. D. (۲۰۱۹). The causality between inflation and unemployment: the Indonesian evidence. *Business: Theory and Practice*, ۲۰, ۱-۱۰.
۲۲. Shareef, R. and Tran, V. (۲۰۰۷). An aggregate import demand functions for Australia: a Cointegration approach. School of Accounting, Finance and Economics and FEMARC Working Paper Series Edith Cowan University. December ۲۰۰۷, Working Paper ۰۷۰۸.
۲۳. Tarahomi, F, and Esfandiari, A. (۲۰۱۰) Ranking the production potentials and job creation of Iran's economic sectors. *Journal of Economics*. ۱۰:۲۶۷-۲۸۶. (In Farsi)