مطالعه‌ی رابطه‌ی میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی در ایران

رضا مقدسی[۱] و علی اکبر باغستانی*[۲]

چکیده

تورم و تغییرپذیری مداوم قیمت کالاهای کشاورزی، از جمله عامل‌هایی هستند که می‌توانند اثرات منفی بر هر دو گروه تولیدکننده و مصرف‌کننده داشته باشند. از این رو، شناسایی ارتباط میان این متغیرها، نقشی مهم در اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی ایفا می‌کند. بمنظور بررسی ارتباط علی میان تغییرپذیری قیمت‌های نسبی کالاهای کشاورزی و نرخ تورم، طی دوره‌ی ۱۳۸۷- ۱۳۶۹، از آزمون علیت گرنجر و بمنظور شناسایی رابطه‌ی میان متغیرها، از آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج بدست‌آمده نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، ارتباط دو طرفه‌ی مثبت و معنی‌داری میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی وجود دارد، اما در بلندمدت، تنها متغیر تورم تاثیری مثبت و معنی‌دار بر تغییرپذیری قیمت‌های نسبی داشته است.

واژه‌های کلیدی: نرخ تورم، تغییرپذیری قیمت نسبی، کشاورزی، تصحیح خطای برداری، ایران.

پیشگفتار

افزایش در تولید ناخالص داخلی، سبب افزایش تقاضای کالا و خدمات و کاهش آن نیز به کاهش تقاضا برای کالا و خدمات منجر می‌شود. تقاضای اضافی می‌تواند سبب افزایش تولید جهت برآوردن تقاضا و یا افزایش در قیمت کالاها و خدمات در نتیجه‌ی فشار تقاضا شود (کیتسو و لی بیس،۲۰۰۶). تورم می‌تواند به سبب انتظارات تولیدکننده، مصرف‌کننده و سرمایه‌گذار در آینده نیز شکل گیرد. در اقتصادهای ملتهب نیز افزایش فعالیت‌های تجاری بازار بورس باعث تشدید رشد قیمت‌ها خواهد شد (لی بیس،۲۰۰۰). افزایش تورم نیز منجر به کاهش سودآوری فعالیت‌های

[1]- استادیار گروه اقتصادکشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
[2]- دانشجوی دکتری اقتصادکشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
*-نویسنده‌ی مسئول مقاله: a.baghestany@srbiau.ac.ir

تولیدی و تعدیل نیروی‌کار می‌شود. افزایش بیکاری، منجر به کاهش درآمد قابل‌تصرف، کاهش در تقاضای کالا و خدمات و بنابراین در شرایط عدم کاهش در تولید، منجر به ایجاد مازاد کالا و خدمات می‌شود. ترکیب دستمزدهای پایین، افزایش بیکاری، افزایش در شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی چرخه‌ی رکود اقتصادی را نشان می‌دهد. برخی مطالعات نظیر پارکس (۱۹۷۸)، وینینگ و الورتوسکی (۱۹۷۸)، فیشر (۱۹۸۱)، میزن، سافورد و توماس (۱۹۹۱)، پارسلی (۱۹۹۶) و دبله و لامونت (۱۹۹۷) رابطه‌ی مثبت میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی را بدست آورده‌اند. این در حالی است که مطالعات هارتمن (۱۹۹۱)، رینزدورف (۱۹۹۴)، فیلدینگ و میزن (۲۰۰۰) و سیلور و یوانیدیس (۲۰۰۱) رابطه‌ی منفی میان این دو را بویژه در دوران رکود به اثبات رسانده‌اند. یکی از معیارهای سودآوری فعالیت‌های اقتصادی، تغییرات قیمت آن است. از سوی‌دیگر، افزایش شدید قیمت‌ها، بویژه به گونه‌ی کنترل نشده، سبب نااطمینانی شرایط تولید می‌شود. شناسایی تاثیر تغییرپذیری قیمت به عنوان معیاری از نااطمینانی قیمت و تورم می‌تواند به سیاست‌گذاری با هدف افزایش تولید و حفظ شرایط رقابتی کمک نماید. تغییرپذیری قیمت نسبی[1]، مورد توجه بسیاری مطالعات قرار داشته است. مجاوریان و امجدی(۱۳۷۸)، به بررسی علل پیدایش نوسان‌های فصلی قیمت مرکبات طی سال‌های ۷۵-۱۳۶۱ پرداخته‌اند. برای این‌منظور، از سه مدل مربوط به سری‌های زمانی استفاده شده است. مدل اول ARIMA[2]، بدون توجه به اجزای AR[3] و فصلی برآورد گردید. در مدل سوم نیز جهت بررسی نوسان‌های فصلی قیمت مرکبات از توابع مثلثاتی استفاده شده است. نتایج نشان داده است که مدل مربوط به توابع مثلثاتی دارای قدرت توضیح‌دهندگی و پیش‌بینی بیش‌تری نسبت به دو مدل AR و ARIMA است. نجفی و حاجی رحیمی(۱۳۷۹)، به بررسی عامل های ایجادکننده‌ی نوسان های قیمت در محصولات کشاورزی پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده نشان داده است که مهم‌ترین عامل های ایجاد کننده‌ی نوسان‌ها در قیمت محصولات کشاورزی شامل، تغییرات فصلی عرضه ی محصولات کشاورزی، تغییرات دوره‌ای عرضه‌ی محصولات کشاورزی ناشی از ماهیت ویژه ی تعادل در بازار این محصولات، سرایت نوسان‌های قیمت بازار جهانی به بازارهای داخلی کشاورزی و نوسان‌های متاثر از روند عمومی قیمت‌ها می‌باشد. مقدسی و بخشی (۱۳۸۷)، به تحلیل هارمونیک نوسان‌های قیمت محصولات سیب‌زمینی و پیاز طی دوره‌ی ۱۳۸۵- ۱۳۷۷ پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی دارای دوره‌های ۵، ۹ و ۱۵ ماهه می‌باشد. در حالی که قیمت عمده‌فروشی محصول پیاز، دوره‌های ۲، ۳، ۱۲ و ۱۸ ماهه می‌باشد. همچنین، رابطه‌ی تورم و تغییرپذیری قیمت

[1] -Relative Price Variability (RPV)
[2] -Autoregressive Integrated Moving Average
[3] -Autoregressive

نسبی مورد توجه مطالعات بسیاری قرار گرفته است. پارکس (۱۹۷۸)، شواهدی از معنی‌داری ارتباط میان RPV و نرخ تورم را طی سال‌های ۴۱-۱۹۳۰ و ۷۵-۱۹۴۸ ارایه نموده است. یکی از توضیحات قابل ارایه برای این ارتباط، وجود داده‌های ناقص است. افرادی که آگاهی کامل درباره‌ی سطح کلی قیمت‌ها ندارند، با تغییر در قیمت‌های نسبی، در مورد تغییر در سطح کلی قیمت‌ها دچار اشتباه می‌شوند (هارکویتز، ۱۹۸۱ و پارکس، ۱۹۷۸). برای مثال، کاپوراله و مک کرنان (۱۹۹۷) نشان دادند که رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار میان سطح و تغییرات تورم وجود دارد. کوکرمن (۱۹۷۹، ۱۹۸۲) مدلی را برای رفتار سطح کلی و نسبی قیمت‌ها ارایه داد که ارتباطی مثبت و معنی‌دار میان تغییرات تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی را نشان می‌دهد. مارکز و وینینگ (۱۹۸۳)، رابطه‌ی مثبت و قوی، اما ناپایدار را میان تغییرات تورم و RPV برای اقتصاد آمریکا طی سال‌های ۷۵-۱۹۴۸ نشان دادند. علت عدم پایداری از دیدگاه آن‌ها، تحمیل کنترل‌های قیمتی، شوک‌های طرف عرضه و نزدیکی زیاد ارتباط خطی به سمت غیرخطی بوده است. بالک (۱۹۸۳) و گوال و کم (۱۹۹۳) پیشنهاد کرده‌اند که سطح کل کالاها[1] نظیر سطوح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی ممکن است اثر نا روشن بر این ارتباط داشته باشند. چانگ و چنگ (۲۰۰۰) نیز ارتباط میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی را با استفاده از داده‌های ماهانه برای دو گروه ۱۲ کالایی و ۲۰۳ کالایی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج وجود رابطه‌ی مثبت میان تغییرپذیری قیمت نسبی و نرخ تورم و تغییرپذیری تورم را نشان داده است. همچنین، این ارتباط بر اثر شوک‌های قیمت نفت تشدید شده است.

بسیاری مطالعات بر پایه‌ی این فرض شکل گرفته‌اند که ارتباط مثبت میان تغییرپذیری قیمت نسبی و نرخ تورم تنها پدیده‌ای متعلق به کوتاه‌مدت است. برای مثال، مدل لوکاس (۱۹۷۳) و بارو (۱۹۷۶)، که به وسیله‌ی پارکس (۱۹۷۸) و هارکویتز (۱۹۸۱) توسعه‌یافته، نشان می‌دهد که درک نادرست از تغییرات قیمت نسبی و مطلق به سبب رویدادهای پیش‌بینی نشده‌ای است که به تغییرات بیش‌تر قیمت نسبی منجر می‌شود. بال و منکیو (۱۹۹۵) بحث کرده‌اند که وجود مجموعه‌ای از هزینه‌ها که بنگاه با آن در تعدیل‌سازی قیمت‌ها مواجه است، سبب تغییر قیمت‌های نسبی شده که در نهایت منجر به تورم کلی می‌شود. بررسی ارتباط کوتاه و بلندمدت میان تغییرپذیری قیمت نسبی و تورم نیز در برخی مطالعات مورد توجه قرار گرفته است. پارسلی (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های قیمتی برای ۳۲ کالا در ۴۸ شهر آمریکا طی سال‌های ۹۲-۱۹۷۵، دریافته است که همبستگی تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی تنها در کوتاه‌مدت وجود دارد. دبله و لامونت (۱۹۹۷) با استفاده از داده‌های سالانه CPI برای ۱۴ گروه کالایی در ۱۹ شهر آمریکا طی

[1] -Aggregate Level

سال‌های ۸۶-۱۹۵۴، حتی در افق بلندمدت، همبستگی قابل توجهی یافته‌اند. بمنظور بررسی رابطه‌ی بلندمدت، آن‌ها تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی را بر اساس تغییرات قیمت ۵ سال محاسبه و سپس رابطه‌ی تغییرپذیری قیمت نسبی و تورم را تخمین زدند. نث (۲۰۰۴) نیز به بررسی رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت میان تغییرپذیری قیمت نسبی و تورم پرداخته است. نتایج نشان داده است که همبستگی مثبت میان این دو متغیر نه تنها در کوتاه‌مدت بلکه در بلندمدت نیز با استفاده از رهیافت خطای پیش‌بینی مدل VAR (دن هان، ۲۰۰۰) تائید می‌شود. در حالی که برخی مطالعات نظیر فیلدینگ و میزن (۲۰۰۰) و سیلور و یوانیدیس (۲۰۰۱) وجود رابطه‌ی منفی را به اثبات رسانده‌اند. بخشی (۲۰۰۲) نیز به ارایه‌ی مبانی نظری ارتباط تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی پرداخته است. این مطالعه دو مدل نظری، فهرست هزینه‌ها و داده‌های ناقص را با یکدیگر مقایسه و روشی جهت آزمون تفاوت میان این دو مدل ارایه کرده است. کاگلایان و فیلیزتکین (۲۰۰۳) به بررسی رابطه‌ی تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی با استفاده از داده‌های قیمتی برای ۲۲ کالای خوراکی، در ۱۹ شهر کشور ترکیه، طی ۵۰ سال، پرداخته‌اند. آن‌ها دریافتند که ارتباط میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی با توجه به تغییر در تورم، چه پیش‌بینی شده و چه پیش‌بینی نشده، غیرخطی است. بنرجی و همکاران (۲۰۰۷) نیز به بررسی رابطه‌ی تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی با حاشیه‌ی سود با استفاده از داده‌های سالانه و فصلی در کشورهای آمریکا و انگلستان پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که رابطه‌ی مثبت بلندمدت میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی وجود دارد، اما در بررسی رابطه‌ی تورم و حاشیه ی سود نمی‌توان از RPV به‌عنوان شاخصی به جای تورم استفاده کرد.

این مطالعه هم گام با سایر مطالعات انجام گرفته به بررسی رابطه‌ی میان تورم در اقتصاد ایران و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی طی دوره‌ی ۱۳۸۷– ۱۳۶۹ می‌پردازد.

روش پژوهش

روش این مطالعه از نوع کتابخانه‌ای و اسنادی است. متغیرهای بکار رفته عبارتند از: شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای مصرف‌کننده‌ی گروه کالاهای خوراکی و آشامیدنی و ۱۰ زیرگروه فرعی آن شامل، گروه برنج، نان و غلات و فرآورده‌های آن، گروه گوشت قرمز، مرغ و ماهی، گروه میوه‌ها و سبزی‌ها، گروه شیر، لبنیات و تخم مرغ، گروه روغن حیوانی، نباتی و کره، گروه قند، شکر، عسل و فرآورده‌های قند و شکر، گروه آشامیدنی، گروه حبوبات، گروه چای خشک

داخلی و گروه سیگار با توتون داخلی، به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳. داده‌های بالا در تواتر[1] ماهیانـه از فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۷ از گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

برای محاسبه‌ی نرخ تورم از رابطه‌ی زیر استفاده شده است:

$$Inf_t = LnCPI_t - LnCPI_{t-1} \quad (۱)$$

که در آن Inf_t نشان‌دهنده‌ی نرخ تورم در سال t و CPI نـشان دهنـده‌ی شـاخص بهـای کالاهـا و خدمات مصرفی اقتصاد می‌باشد.

در این مطالعه هماننـد پـارکس(۱۹۷۸) و نـث (۲۰۰۴)، تغییرپـذیری قیمـت نـسبی کالاهـای کشاورزی براساس رابطه‌ی زیر محاسبه شده است.

$$RPV_t = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n} w_{i,t}(\pi_{i,t} - \bar{\pi}_t)^2} \quad (۲)$$

که در آن:

$$\pi_{i,t} = Ln P_{i,t} - Ln P_{i,t-1} \quad (۳)$$

$$w_{i,t} = \frac{p_{i,t}\ q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n} p_{i,t}\ q_{i,t}} \quad (۴)$$

که در آن $w_{i,t}$ نشان دهنده‌ی سهم هزینه ای گروه کالای i ام از n گروه، در زمان t است. $p_{i,t}$ و $q_{i,t}$ نیز نشان دهنده‌ی قیمت و مقدار گروه کالای i ام در زمان t است. $\bar{\pi}_t$ نشان دهنده‌ی متوسط وزنی تغییرات شاخص قیمت در سال tام و n نیز معرف تعداد گروههای مورد بررسی است که در این مطالعه برابر ۱۰ می‌باشد.

نتایج و بحث

روی‌هم‌رفته، در مطالعات مربوط به سری‌های زمانی، تعیین درجه‌ی هم‌بستگی متغیر از اهمیتی ویژه برخوردار است. بمنظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده از آزمون فیلیپس-پرون[2] و KPSS[3] استفاده شده است. این آزمون‌ها دارای فرضیه‌ی صفر متفاوت با یکدیگر بوده و در نتیجه، دقت بررسی ایستایی متغیرها را افزایش می‌دهد. نتایج بدست آمده در جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در سطح ایستا می‌باشند.

[1] -Frequency
[2] -Phillips-Perron
[3] -Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

هلیبرگ و همکاران (۱۹۹۰)، نشان داده‌اند که نتایج بدست‌آمده از آزمون‌های ایستایی متداول نظیر دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته، برای فرآیندهای چندمتغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه‌ی واحد منجر شود. آن‌ها جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به آزمون HEGY[1] معروف شده است. در این آزمون، فرضیه‌ی وجود ریشه ی واحد با تواترهای گوناگون آزمون می‌شود، برای مثال، برای داده‌های ماهانه این تواتر تا ۱۲ تکرار مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج بدست آمده از بررسی ایستایی این متغیرها با استفاده از این آزمون، در جدول (۲) آمده است. بررسی نتایج بدست آمده از جدول (۲) نیز نشان می‌دهد که فرضیه‌ی وجود ریشه‌ی واحد در تواترهای گوناگون رد می‌شود. به بیان دیگر، متغیرهای ماهانه ی مورد استفاده در سایر تواترها نیز ایستا می‌باشند.

بمنظور بررسی رابطه‌ی علی میان متغیرهای مدل، از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج بدست‌آمده از آزمون علیت گرنجر که در جدول (۳) آمده است، نشان می‌دهد که با اطمینان ۹۵ درصد تورم سببی برای تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی است.

بررسی آزمون همگرایی جوهانسون[2] نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای بیش‌ترین مقادیر ویژه[3] و آزمون اثر[4] وجود دو بردار همگرایی میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی در سطح اطمینان ۱ درصد تایید می‌شود. نتایج بدست آمده از این آزمون در جدول (۴) آمده است.

بمنظور ارتباط‌دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با تغییرپذیری کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطای برداری[5] استفاده شده است. همان‌گونه که در نتایج بدست‌آمده از آزمون جوهانسون نشان می‌دهد، میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی ارتباطی متقابل وجود دارد به بیان دیگر، ضرایب نرمال‌شده بردار همگرایی نشان دهنده‌ی ارتباط مثبت و معنی‌دار این دو متغیر بر یکدیگر است. بمنظور بررسی تاثیر تغییرپذیری کوتاه مدت متغیرها بر روابط تعادلی بلندمدت میان آن‌ها معادله‌های (۵) و (۶) با استفاده از رهیافت VECM استفاده شده است.

$$(RPV)=-\underset{0.0016}{0.00028}-\underset{(0.07)}{0.46}[RPV_{t-1})-\underset{(0.26)}{1.89}(Inf_{t-1})-0.01]-\underset{(0.07)}{0.3}D(RPV_{t-1})-\underset{(0.06)}{0.21}D(RPV_{t-2})-\underset{(0.15)}{0.34}D(Inf_{t-1})-\underset{(0.12)}{0.39}D(Inf_{t-2})$$

$$F=31.9 \qquad R^2_{Adj}=0.4 \qquad (۵)$$

[1] - Hylleberg, Engle, Granger, Yoo Test
[2] - Johansen Cointegration Test
[3] - Max-Eigen value
[4] - Trace Test
[5] - Vector Error Correction Model

$$D(Inf)= - 0.00005 - 0.29[(Inf_{t-1}) - 0.53(RPV_{t-1}) + 0.007] -$$
$$\underset{0.0009}{} \quad \underset{(0.07)}{} \quad \underset{0.08}{}$$
$$0.21D(Inf_{t-1}) - 0.06D(Inft-2)-0.14D(RPVt-1)-0.07D(RPVt-2)$$
$$\underset{0.08}{} \quad \underset{(0.07)}{} \quad \underset{(0.04)}{} \quad \underset{(0.03)}{}$$
$$F=12.6 \qquad R^2_{Adj}=0.2 \qquad (۶)$$

براساس جمله‌ی تصحیح خطای معادله‌ی (۵) که برابر ۰/۴۶ می‌باشد، در هر دوره ۰/۴۶ درصد از عدم تعادل تغییرات تغییرپذیری قیمت نسبی تعدیل می‌شود. افزایش تورم در دوره‌ی گذشته نیز منجر به افزایش تغییرات تغییرپذیری قیمت نسبی خواهد شد. به بیان دیگر، میان تورم و تغییرات تغییرپذیری قیمت نسبی رابطه ی مثبت وجود دارد. از سوی دیگر، در هر دوره، ۰/۲۹ درصد از عدم تعادل تورم نیز تعدیل می‌شود. همچنین، افزایش تغییرپذیری قیمت نسبی در دوره‌ی گذشته تاثیری مثبت بر تغییرات تورم در دوره ی جاری داشته است. اگرچه اثر تورم بر تغییر تغییرپذیری قیمت نسبی از اثر تغییرپذیری قیمت نسبی بر تغییر تورم بیش‌تر است.

برای این که بتوان تاثیر تورم بر تغییرپذیری قیمت نسبی را به گونه‌ای بهینه‌تر مشاهده کرد، از توابع تکانه - واکنش[1] استفاده می‌شود. در این مرحله، اثر یک انحراف معیار تغییر در تورم و یا تغییرپذیری قیمت نسبی و پاسخ تغییرپذیری قیمت نسبی طی دوره‌های گوناگون مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج بدست آمده از این آزمون، در جدول (۶) آمده است.

نتایج تابع ضربه - پاسخ نشان می‌دهد که اثر تکانه - تورم بر تغییرپذیری قیمت نسبی طی زمان مثبت، اما با شتاب اندکی کاهشی بوده است. به بیان دیگر، با فاصله گرفتن از دوره‌ی جاری اثر تکانه بر تورم، تغییرپذیری قیمت نسبی را کمتر متاثر خواهد ساخت. نتایج نشان می‌دهد که تغییرپذیری قیمتی نسبی نسبت به تکانه‌های ناشی از تورم، در مقایسه با تکانه‌های وارد بر خود متغیر واکنشی بیش‌تر نشان می‌دهد.

بمنظور بررسی سهم بی ثباتی متغیرها در توجیه تغییرپذیری متغیر تغییرپذیری قیمت نسبی، از تجزیه‌ی واریانس کمک گرفته شده است. نتایج تجزیه ی واریانس در جدول (۷) آمده است. ستون S.E نشان دهنده‌ی خطای پیش‌بینی است که با فاصله گرفتن از دوره‌ی جاری افزایش یافته است. نتایج بدست آمده از تجزیه‌ی واریانس متغیر تغییرپذیری قیمت نسبی نشان می‌دهد که با گذشت زمان، سهم تورم از واریانس تغییرپذیری قیمت نسبی در حال افزایش است؛ به گونه‌ای که در دوره‌ی ۱۲ این سهم به ۵۲ درصد می‌رسد. این امر نشان دهنده ی تاثیرگذاری تورم بر نا اطمینانی قیمت‌های نسبی است.

[1] - Impulse Responses

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه، بمنظور بررسی رابطه‌ی میان تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی و نرخ تورم در اقتصاد ایران، از داده‌های دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۶۹ استفاده شده است. نتایج آزمون علیت گرنجر نشان داده است که تورم، دلیلی برای تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی بوده است. بمنظور بررسی شدت و علامت این ارتباط، از مدل خود توضیح برداری استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که همانند میزن، سافورد و توماس (۱۹۹۱)، پارسلی (۱۹۹۶)، دبله و لامونت (۱۹۹۷) و نث (۲۰۰۴) میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد. وجود این ارتباط در بلندمدت نیز تائید می‌شود. این امر نشان می‌دهد که انتظارات تورمی تولیدکنندگان و عرضه‌کنندگان محصولات کشاورزی سبب تاثیر بر قیمت‌های کالاهای کشاورزی و نوسان آن می‌شود. از این رو، در این مطالعه داده‌های ماهانه بکاربرده شده است. تولیدکنندگان محصولات کشاورزی به علت ماهیت فصلی تولید محصولات کشاورزی، قادر به واکنش سریع در برابر تورم نیستند، بنابراین این فروشندگان و عرضه کنندگان کالاهای کشاورزی هستند که نسبت به تورم واکنش نشان می‌دهند. افزایش تورم سبب شده است تا تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی که به گونه‌ای نشان دهنده‌ی نااطمینانی در قیمت این کالاهاست، افزایش یابد. بررسی نتایج بدست آمده از آزمون تجزیه‌ی واریانس نیز حاکی از آن است که پس از گذشت یک سال، سهم تورم از واریانس تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی به ۵۰ درصد می‌رسد. به بیان دیگر، با در نظر گرفتن هر ۶ ماه به عنوان یک فصل کشت، تورم به تولیدکنندگان منتقل می‌شود و قیمت نسبی تغییر می یابد. بررسی آزمون ضربه-پاسخ نیز نشان می‌دهد که اثر یک انحراف معیار تکانه بر متغیر تورم، تغییرپذیری قیمت نسبی را افزایش می‌دهد و این اثر طی یک سال از ثبات نسبی برخوردار است.

به طور خلاصه، نتایج آزمون تکانه- واکنش و تجزیه‌ی واریانس نشان می‌دهد که شدت اثر تورم بر تغییرپذیری قیمت نسبی در یک دوره، از اثرات تغییرپذیری قیمت نسبی دوره‌های گذشته بر تغییرپذیری دوره ی جاری نیز پیشی می‌گیرد. این امر نشانگر این مسئله است که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان فاقد تورم بوده و اثر افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش قدرت خرید خود را حتی در دوره‌های یک ماهه متوجه می‌شوند. این امر سبب می‌شود که بهای نهاده‌های تولید در اثر تورم اقتصادی افزایش یافته و هزینه‌های تولید و بهای تمام شده نیز افزایش یابد. از سوی‌دیگر، کاهش قدرت خرید سبب می‌شود تا تولید و عرضه‌کنندگان به‌دلیل جبران درآمد حقیقی کاهش یافته، اقدام به افزایش قیمت کالای خود کنند که این امر، تورم کل اقتصاد را نیز افزایش خواهد داد. چنانچه نتایج آزمون جوهانسون نیز ارتباط متقابل مثبت میان

تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی را تایید می‌کند. نتایج بدست‌آمده از مدل تصحیح خطای برداری نیز نشان دهنده‌ی ارتباط مثبت میان تورم و تغییرات در تغییرپذیری قیمت نسبی است. تغییر در تورم سبب تغییر در تغییرپذیری قیمت نسبی کالای کشاورزی می‌شود. این امر با توجه به کشش‌های عرضه و تقاضای کالاهای کشاورزی سبب واکنش تولید و مصرف‌کنندگان گردیده و با توجه به ارتباط مثبت آن سبب بروز نااطمینانی قیمتی می‌شود. وجود نااطمینانی قیمتی نیز سبب رشد تورم خواهد شد. چنانچه معادله‌ی ۶ نیز نشان دهنده‌ی تاثیر مثبت در تغییرپذیری قیمت نسبی بر تغییر تورم است. البته، باید توجه داشت که اثر تورم بر تغییرپذیری قیمت نسبی از اثر تغییرپذیری بر تورم بزرگ‌تر است. وجود شرایط تورمی در اقتصاد سبب شده است تا فعالان بازار کشاورزی نتوانند سطح قیمت‌ها را پیش‌بینی کنند، این امر، سبب بروز تغییرپذیری در قیمت‌های نسبی شده است. با توجه به نتایج بدست آمده، پیشنهاد می‌شود تا با سیاست‌های مهار تورم، ضمن حفظ قدرت خرید مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، در دو سطح کالاها و خدمات نهایی و عامل های تولید، از نااطمینانی ناشی از تغییرپذیری قیمت که سبب بروز ریسک و نااطمینانی تولید می‌شود، اجتناب گردد. پیشنهاد می‌شود تا در مطالعات آتی امکان وجود ارتباطات غیرخطی (در قالب مدل آشوب[1]) لحاظ گردد. همچنین، تفکیک تورم به تورم انتظاری و ناانتظاری نیز می‌تواند به تحلیل بهتر روابط کمک نماید. باید توجه داشت که اگرچه میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی رابطه‌ی مثبت وجود دارد، اما تورم، وضعیت پراکنش قیمت‌ها و تغییرپذیری آن را نشان نمی‌دهد.

Refrences

1- Bakhshi H. 2002. Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters*, 76: 27-33.

2- Balk, B.M. 1983. Does There Exist a Relation Between Inflation and Relative Price Change Variability? The Effect of Aggregate Level. *Economics Letters*, 13: 173–180.

3- Ball, L., N.G Mankiw. 1995. Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks. *Quarterly Journal of Economics*, 110: 161–193.

4- Barro, R.J. 1976. Rational Expectations and the Role of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2: 1–32.

5- Banerjee A. , P.Mizen ,Russell B. 2007. Inflation, Relative Price Variability and the Markup:Evidence from the United States and the United Kingdom. *Economic Modeling*, 24: 82-100.

[1] -Chaotic

6- Caporale, T., B. McKiernan. 1997. High and Variable Inflation: Further Evidence on the Friedman Hypothesis. *Economics Letters*, 54: 65–68.
7- Caglayan M., A.Filiztekin. 2003. Nonlinear Impact of Inflation on Relative Price Variability. *Economics Letters*, 79: 218-231.
8- Chang E.C, J.W. Cheng. 2000. Further Evidence on the Variability of Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters,* 66: 71–77.
9- Cukierman, A., 1982. Relative Price Variability, Inflation and the Allocative Efficiency of the Price System. *Journal of Monetary Economics*, 9: 131–162.
10- Cukierman, A.,.1979. The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level. A Suggested Interpretation. *American Economic Review*, 69: 444–447.
11- Debelle, G., O. Lamont, 1997. Relative Price Variability and Inflation: Evidence from US Cities. *Journal of Political Economy*, 105 (1): 132–152.
12- Den Haan, W.J., 2000. The Co Movement Between Output and Prices. *Journal of Monetary Economics*, 46 (1): 3–30.
13- Fielding, D., P. Mizen, 2000. Relative Price Variability and Inflation in Europe. *Economica*, 67: 57–78.
14- Fischer,S. 1981.Relative Shocks, Relative Price Variability and Inflation. Brookings Papers on Economic Activity, 2: 381–431.
15- Franses P.H., B. Hobijn .1997.Critical Values for Unit Root Tests in Seasonal Time Series. *Journal of Applied Statistics*, 24: 25-46.
16- Goel, R.K., R. Kam, 1993. Inflation and Relative Price Variability: The Effect of Commodity Aggregation. *Applied Economics,* 25: 703–709.
17- Hartman, R., 1991. Relative Price Variability and Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23: 185–205.
18- Hylleberg, S., R.F. Engle, Granger C.W.J., Yoo, B.S. 1990. Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, 44: 215-238.
19- Hercowitz, Z., 1981. Money and the Dispersion of Relative Prices. *Journal of Political Economy*, 89: 328–356.
20- Kyetsou C,W.C. Labys .2006. Evidence for Chaotic Dependence Between US Inflation and Commodity Prices. *Journal of Macroeconomics*, 28: 256-266.
21- Labys, W.C. 2000. Can World Market Volatility Upset the US Economy? Prepared for the forty-eighth lecture in the Alex G. McKenna Economic Education Series, St. Vincent College.
22- Marquez, J., D. Vining, 1983. A Note on the Variability of Inflation and the Dispersion of Relative Price Changes. *Economics Letters*, 12: 243–249.
23- Mizon, G.E., J.C. Safford, Thomas, S.H., 1991. The Distribution of Consumer Prices in the UK. *Economica*, 57: 249–262.
24- Mojaverian, M., A. Amjadi. 1999. Comparison of the Forecasting Power of Trigonometric and Common Methods :Case of Citrus Prices Time Series Data. *Agricultural Economics and Development*, No 25. (In Farsi).

25- Moghaddasi, R., A, Bakhshi. 2009. Harmonic Analysis of Agricultural Products Prices Fluctuations: Case study of Potato and Onion. *Journal of Trade Research*, 47: 205-233. (In Farsi).
26- Najafi, B., M. Haji Rahimi. 2000. Agricultural Products Prices Fluctuations: Causes and Welfare Implications. *3th Biennial Conference of Iranian Agricultural Economics Society*. Agricultural Economics and Planning Researches Institute. Tehran. (In Farsi).
27- Nath H.K. (2004). Inflation and Relative Price Variability: Short-Run vs. Long-Run. *Economics Letters*, 82: 363-369.
28- Parks, R.W., 1978. Inflation and Relative Price Variability. *Journal of Political Economy*, 86: 79–96.
29- Parsley, D.C., 1996. Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: New Evidence from the United States. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28 (3): 323–341.
30- Reinsdorf, M., 1994. New Evidence on the Relationship Between Inflation and Price Dispersion. *American Economic Review*, 84: 720–731.
31- Silver, M.S., C. Ioannidis, 2001. Inter-Country Differences in the Relationship Between Relative Price Variability and Average Prices. *Journal of Political Economy*, 109: 355–374.
32- Vining, D.R., T.C. Elwertowski, 1976. The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level. *American Economic Review*, 66 (4): 699–708.

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج بررسی ایستایی متغیرهای تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی (۱۳۸۷-۱۳۶۹)

		KPSS		Phillips-Perron	
متغیر		Inf	RPV	Inf	RPV
پهنای باند		۵	۶	۳	۶
فرضیه‌ی صفر		متغیر تورم ایستا است	متغیر RPV ایستا است	وجود ریشه‌ی واحد	وجود ریشه‌ی واحد
آماره‌ی آزمون		۰/۱۲۸	۰/۰۵۴	-۱۰/۵۹	-۱۳/۸
مقادیر بحرانی	سطح ٪۱	۰/۲۱۶	۰/۲۱۶	-۳/۹۹	-۳/۹۹
	سطح ٪۵	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶	-۳/۴۲	-۳/۴۲
	سطح ٪۱۰	۰/۱۱۹	۰/۱۱۹	-۳/۱۴	-۳/۱۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج بدست‌آمده از آزمون HEGY متغیرهای تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی طی دوره‌ی ۱۳۶۹:۱-۱۳۸۷:۱۲

	متغیر تغییرپذیری قیمت نسبی (RPV)		متغیر تورم (Inf)	
	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مقدار آماره	*مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مقدار آماره
t(pi1)	-۳/۳۵	۳/۴۷	-۳/۳۵	۲/۳۵
t(pi2)	-۲/۸۱	۳/۷۹	-۲/۸۱	۱/۲۵
F34	۶/۳۵	۱۱/۴	۶/۳۵	۱۴/۲
F56	۶/۴۸	۴۹/۴۹	۶/۴۸	۳۲/۱۱
F78	۶/۳	۱۸/۵۹	۶/۳	۱۳/۵۷
F910	۶/۴	۴۵/۱۱	۶/۴	۳۴/۷۶
F1112	۶/۴۶	۳۹/۵	۶/۴۶	۱۵/۸۹
F1-12	۴/۴۴	۲۷/۷	۴/۴۴	۲۰/۱۶
F2-12	۴/۵۸	۲۸/۶	۴/۵۸	۲۱/۲۷

*: مقادیر بحرانی از Franses P.H. and B. Hobijn (1997) برگرفته شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیه‌ی صفر	تعداد مشاهده‌ها	آماره‌ی F	احتمال[1]
تورم سببی برای تغییرپذیری قیمت نسبی نیست	۲۲۷	۱۲/۳۷	۰/۰۰۰۵
تغییرپذیری قیمت نسبی سببی برای تورم نیست		۲/۰۸	۰/۱۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج آزمون همگرایی جوهانسون

فرضیه	مقدار بحرانی سطح اطمینان ۵٪	آماره‌ی بیشینه‌ی مقادیر ویژه	آماره‌ی آزمون اثر
نبود بردار هم‌جمعی	۱۵/۵	۵۹/۳۷	۹۳/۳۴
وجود دست‌کم یک بردار هم‌جمعی	۳/۸	۳۳/۹۷	۳۳/۹۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- ضرایب بردار نرمال همگرایی(انحراف معیار داخل پرانتز)

۱		۲	
Inf	RPV	RPV	Inf
۱	-۰/۵۲	۱	-۱/۸۹
	(۰/۰۸)		(۰/۲۶)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

[1] -Probability

جدول ۶- واکنش RPV نسبت به تکانه در سایر متغیرها

	RPV	Inf
۱	۰/۰۲	۰
۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۸
۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷
۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸
۵	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۸
۶	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۸
۷	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۸
۸	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۸
۹	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۸
۱۰	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۸
۱۱	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۸
۱۲	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- تجزیه‌ی واریانس متغیر تغییرپذیری قیمت نسبی

	S.E	RPV	Inf
۱	۰/۰۲۴	۱۰۰	۰
۲	۰/۰۲۶	۹۰/۸	۹/۱۷
۳	۰/۰۲۷	۸۴/۷	۱۵/۳
۴	۰/۰۲۹	۷۷/۸	۲۲/۲
۵	۰/۰۳	۷۲	۲۸
۶	۰/۰۳۱	۶۷	۳۳
۷	۰/۰۳۲	۶۲/۶	۳۷/۴
۸	۰/۰۳۴	۵۸/۹	۴۱/۱
۹	۰/۰۳۵	۵۵/۶	۴۴/۴
۱۰	۰/۰۳۶	۵۲/۷	۴۷/۳
۱۱	۰/۰۳۷	۵۰/۲	۴۹/۸
۱۲	۰/۰۳۸	۴۷/۹	۵۲/۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش