



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال یازدهم، شماره‌ی ۲۱، نیمه‌ی اول ۱۳۹۵

اثر تورم بر تغییرپذیری قیمت نسبی در ایران^۱

وحید تقی نژاد عمران*

شهریار زروکی**

زینب صالحی***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۴/۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۱۵

چکیده:

هر بنگاه تمایل دارد تصمیم تولیدی‌اش را بر پایه قیمت نسبی (واقعی) محصول تولیدی خود پی ریزی کند. یکی از هزینه‌های شناسایی شده تورم، ایجاد نوسان در قیمت‌های نسبی محصولات است که می‌تواند به تخصیص نامناسب منابع کمیاب اقتصاد منجر شود؛ از اینرو یک دیدگاه در زمینه کاهش نرخ تورم تأکید آن روی کمینه‌سازی نوسان قیمت‌های نسبی تولیدات است. تحقیقات تجربی در این ارتباط نشان می‌دهد که رابطه میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی تولید می‌تواند خطی و یا درجه دوم، U شکل، باشد (دابوس و کارابالو ۲۰۱۳)^۲. این مطالعه بر پایه داده‌های سری زمانی ماهانه ایران در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ و به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی^۳، رابطه میان تورم و تغییر قیمت نسبی را بررسی می‌کند. نتیجه برآورد الگوی اقتصادسنجی، وجود یک رابطه درجه دوم، میان تورم و تغییرات قیمت‌های نسبی را نشان داد. از طرفی نرخ تورمی که تغییرات قیمت‌های نسبی را کمینه می‌سازد، حدود ۲۱ درصد است. همچنین با بکارگیری الگوی خود رگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته^۴، نشان داده شد که تورم‌های پیش‌بینی نشده مثبت و منفی، بر تغییرات قیمت‌های نسبی تأثیر متقارن دارد.

واژه‌های کلیدی: نرخ بهینه تورم، تغییرپذیری قیمت نسبی، تورم پیش‌بینی نشده،

طبقه بندی JEL: E31, E30

^۱. این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد زینب صالحی به راهنمایی دکتر وحید تقی نژاد عمران و مشاوره دکتر

شهریار زروکی در دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران می‌باشد.

(Email: omran@umz.ac.ir)

* نویسنده مسئول - استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران

(Email: zarokish@gmail.com)

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران

(Email: z.salehy7@gmail.com)

*** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران

^۲. Dabus & Caraballo

^۳. Ordinary Least Squares

^۴. Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity

۱- مقدمه

تورم افزایش میانگین قیمت کالاها و خدمات بر حسب پول است (رومر^۱، ۲۰۱۱). تورم بالا پدیده‌ای اقتصادی است که هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی بالایی را بر جامعه تحمیل می‌کند. به دلیل اثرات مساعد تورم، ثبات قیمت‌ها به یکی از هدف‌های اقتصاد کلان درآمد. با وجود آنکه همه تورم را نامطلوب می‌پندارند، ولی هنوز برخی از هزینه‌های تورم چندان شناخته شده نیست. از آثار مخرب تورم، می‌توان به باز توزیع درآمد به نفع بدهکاران اسمی، افزایش ناطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری و کاهش سرمایه‌گذاری بلند مدت اشاره کرد.

یکی از هزینه‌های تورم، عدم درک درست از قیمت‌های نسبی و در نتیجه بی‌ثباتی در تولید بخش‌های مختلف اقتصاد است. بیشتر اقتصاد دانان بر این باورند که تورم موجب کاهش محتوای اطلاعاتی قیمت‌های نسبی گشته و اثر تخریبی بر آن دارد؛ به گونه‌ای که موجب می‌شود تولیدکنندگان کالاها و خدمات در تمیزدادن تکانه‌های اسمی و واقعی برای قیمت محصولات تولیدی شان اشتباه کنند و ظرفیت‌های تولیدی شان را افزایش یا کاهش دهند، در واقع زمانی که قیمت‌های کل افزایش می‌یابد، همه تولیدکنندگان در قیمت کالاهای شان افزایشی را مشاهده می‌کنند، لذا بدون اینکه منشاء این افزایش قیمت را بدانند، محصولات تولیدی شان را افزایش می‌دهند و از این مجرا موجب صدماتی به اقتصاد می‌شوند (لوکاس^۲، ۱۹۷۳).

با توجه به اهمیت تورم در تغییر قیمت نسبی^۳، مطالعات متعددی رابطه میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی را بررسی کردند. این تحقیقات نشان داد که اگر چنین رابطه‌ای خطی باشد، نرخ تورم پایین، تغییر قیمت نسبی پایین تری را می‌رساند؛ بنابراین نرخ تورمی که هزینه رفاهی تغییرات قیمت را کمینه می‌سازد، صفر است. ولی هنگامی که

^۱. Romer

^۲. Lucas

^۳. Relative Price Variability

رابطه تورم و تغییر قیمت نسبی درجه دو باشد، این نتیجه صادق نیست چرا که در اینجا ممکن است نرخ تورمی که تغییر قیمت نسبی را کمینه می سازد، حتی مثبت نیز باشد. همانگونه که در بالا بیان شد چنانچه تغییر قیمت نسبی صرفاً به دلیل تورم باشد، به دلیل تخصیص نامناسب منابع زیان هایی را به اقتصاد تحمیل می کند. در اقتصاد پولی مطالعاتی در یافتن نرخ برای تورم از جنبه کمینه سازی تغییرپذیری قیمت نسبی انجام گرفته است. شواهد تجربی نشان می دهد که رابطه تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی در کشورهای مختلف و در زمان های متفاوت تغییر می کند. اگر نتایج تجربی نشان دهد که این رابطه U شکل است، چنانچه نرخ تورم جاری فراتر از نرخ تورم مطلوب، یعنی نرخ کمینه ساز تغییرپذیری قیمت های نسبی، کاهش نرخ تورم می تواند با کم کردن تغییرپذیری قیمت نسبی، رفاه اقتصاد را افزایش دهد (دابوس و کارابالو ۲۰۱۳).

در ایران هیچ مطالعه ای در یافتن تورم هدف از دیدگاه تغییرپذیری قیمت نسبی انجام نگرفته است، این مطالعه در راستای یافتن این نرخ تورم برای اقتصاد ایران در گام نخست بر پایه داده های ماهانه دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳، قیمت های نسبی گروه های کالایی و خدمات گوناگون تولیدی را محاسبه کرده و به کمک آن معیار مناسب تغییرپذیری قیمت های نسبی را بدست می آورد. در گام دوم نوع رابطه میان تغییرپذیری قیمت های نسبی و تورم را به کمک روش های اقتصادسنجی برآورد کرده و به کمک آن نرخ تورم کمینه ساز تغییرپذیری قیمت های نسبی را برای ایران بدست می آورد.

۱-۲ مبانی نظری

تغییر قیمت های نسبی به طور مستقیم از مجرای تورم منجر به تخصیص نامطلوب منابع شده و رفاه جامعه را تحت تأثیر قرار می دهد. سازوکار قیمت به طور کارا اطلاعاتی را به منظور تخصیص بهینه منابع به عوامل اقتصادی انتقال داده و در این خصوص نقش اساسی بازی می کند (فریدمن ۱۹۷۷)^۱. ولی هنوز اقتصاد دانان در مورد تعیین دقیق آثار واقعی تورم اتفاق نظر نداشته و در این مورد با مسائل اساسی روبرو هستند. در مطالعات آثار تورم در دهه ۱۹۹۰ میلادی پژوهشگران بیشتر به اثرات تورم بر قیمت های نسبی تأکید نموده و رابطه میان تورم و تغییر پذیری قیمت های نسبی را بررسی کردند. در بیشتر مقالات انتشار یافته ارتباط مثبت میان تورم و تغییر قیمت های نسبی عملاً به صورت یک واقعیت روش مند^۲ در اقتصاد ارائه شده است. در ادبیات اقتصادی جدید رابطه میان پراکندگی قیمت های نسبی با جنبه های خاص تورم از قبیل روند تورم، ناطمینانی تورم و تورم انتظاری مورد بررسی قرار گرفته است. در مطالعات انجام شده در این زمینه از نظر فرض هایی که درباره محدودیت داده ها و چسبندگی قیمت ها انجام دادند چهار دیدگاه وجود دارد: الف) الگوی استخراج علایم^۳ ب) الگوی تعمیم- یافته استخراج علایم ج) الگوی هزینه ثابت تغییر قیمت^۴ د) الگوی هزینه فهرست قیمت^۵

در مدل استخراج علایم، پراکندگی قیمت های نسبی با ناطمینانی آتی تورم افزایش می یابد. نوسان زیاد در تکانه های آتی متغیر های کلان باعث می شود فعالان اقتصادی درک و فهم کاملی از شرایط اقتصادی نداشته باشند و بیشتر آنها در پاسخ به تکانه های واقعی تقاضا، قیمت ها را به جای تولید تعدیل نمایند. به عبارتی بنگاه ها قادر نیستند تغییرات خاص قیمتی در بازارهای مربوطه را بین تغییر قیمت ناشی از تقاضای کل و

^۱ . Friedman

^۲ . Stylized Fact

^۳ . Signal Extraction Model

^۴ . Fixed Costs of Changing Price

^۵ . Menu Cost Model

تقاضای نسبی تولید تفکیک نمایند؛ بنابراین با تغییر اندک در مقدار عرضه، قیمت‌ها جهت به تعادل رساندن آن با مقدار تقاضا شده به طور گسترده نوسان می‌یابند. در این رویکرد به دلیل اینکه تمام بنگاه‌ها دارای کشش قیمتی عرضه یکسان می‌باشند، تکانه‌های محقق شده تقاضای کل هیچ‌گونه اثری بر روی پراکندگی قیمت‌های نسبی ندارند. مدل طراحی شده استخراج علایم بر پایه الگوی لوکاس (۱۹۷۳) نشان می‌دهد که نوسان قیمت‌های نسبی در شرایط تورمی افزایش می‌یابد؛ زیرا در چنین شرایطی نرخ تورم انتظاری درک ناقصی از تغییرات واقعی و مطلق قیمت‌ها را فراهم می‌نماید. در این رویکرد به دلیل اینکه بنگاه‌ها قادر به تشخیص تفاوت بین تکانه‌های اسمی و واقعی نمی‌باشند در پاسخ به تکانه‌های واقعی تقاضا، بیشتر قیمت محصولات را تعدیل می‌نمایند. بنابراین نااطمینانی تورم باعث می‌شود که مقدار پراکندگی قیمت‌ها افزایش یافته و دامنه پراکندگی آن نیز بیشتر شود.

در رویکرد دوم هرکویتز و کیوکرمین^۱ در مدل تعمیم یافته استخراج علایم نشان داده اند که تکانه‌های واقع شده تقاضای کل به دلیل متفاوت بودن کشش قیمتی عرضه بنگاه‌ها، پراکندگی قیمت‌های نسبی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. با فرض این تفاوت، بنگاه‌هایی که از کشش عرضه بالاتری برخوردارند قیمت تولیدات خود را نسبت به تکانه‌های مشخص تقاضای کل در مقایسه با سایر بنگاه‌ها کمتر تعدیل می‌نمایند؛ بنابراین در مدل تعمیم یافته مقدار پراکندگی قیمت‌های نسبی به اندازه تکانه بستگی دارد. در این الگو علامت تورم انتظاری اهمیت چندانی ندارد و پراکندگی قیمت‌های نسبی فقط از سطح تورم انتظاری تأثیر می‌پذیرد.

بررسی رابطه میان تورم و تغییر قیمت نسبی توسط مدل‌های مختلف دیگری نیز توضیح داده می‌شود. الگوهای با هزینه ثابت تغییر قیمت یکی از معمول‌ترین روش‌هایی است که برای تبیین این ارتباط بکار گرفته می‌شود. بال و سچتی (۱۹۹۱)^۲ بر

^۱ . Hercowitz & Cukierman

^۲ . Ball & Cecchetti

این باورند که روش تعیین دستمزد مرحله ای و یا پله ای می تواند به طور ضمنی رابطه میان تورم و تغییر قیمت های نسبی را تبیین نماید. در این الگوها فرض است که نااطمینانی در مورد نرخ تورم وجود ندارد. با تعدیل هزینه ها، بنگاه ها قیمت تولیداتشان را به طور پیوسته تغییر نمی دهند بلکه در بازه های زمانی جدا تصمیم های قیمت گذاری اتخاذ می شود. یکی از الزامات الگوی یادشده آن است که اگر تعدیل قیمت بنگاه ها مستقل از زمان باشد، پراکندگی تغییر قیمت در میان محصولات تولیدی شکل گرفته و یا اینکه بنگاه های مختلف قیمت محصولات را با نرخ تورم افزایش خواهند داد.

در ادبیات اقتصادی، الگوی هزینه تغییر قیمت، اشاره به این موضوع دارد که میان تورم انتظاری و پراکندگی قیمت های نسبی رابطه وجود دارد. در مدل های بر مبنای هزینه به دلیل وجود ارتباط نزدیک میان هزینه های تولید با تغییر قیمت محصول، بنگاه های رقابت انحصاری قیمت محصول خود را تا جایی که امکان داشته باشد در سطح هدف انتخاب شده قیمت گذاری می نمایند. این امر تا هنگامی که تعدیلات متناوب وجود ندارد، ادامه می یابد. وایس و رومر (۱۹۹۳)^۱ معتقدند زمانی که تورم وجود داشته باشد قاعده قیمت گذاری یک طرفه از طرف بنگاه ها بکار گرفته می شود. در این روش تا زمانی که قیمت واقعی محصولات به کرانه پایین دامنه قیمت کاهش نیابد قیمت اسمی محصولات توسط بنگاه ها تغییر نمی یابد. ولی با رسیدن به سطح کرانه پایین، بنگاه ها قیمت واقعی تولید را تا کرانه بالا افزایش می دهند. در این مدل با نرخ تورم انتظاری کرانه بهینه قیمت گذاری گسترده شده و بخاطر پراکندگی بیشتر قیمت ها، بنگاه ها قیمت تولیدات را به طور همزمان و هماهنگ تعدیل می نمایند.

در مجموع مدل های استخراج علایم و الگوهای هزینه تغییر قیمت ادعا می کنند که پیش بینی مشابهی در ارتباط میان تورم و نوسان قیمت های نسبی ارائه می نمایند. مدل های هزینه بر حسب قیمت به رابطه مثبت تورم انتظاری بر روی پراکندگی قیمت های نسبی تأکید نموده و اثر مثبت تورم انتظاری را تأیید می نماید. در مقابل مدل

¹ . Weiss & Romer

های هزینه بر حسب قیمت رفتار قیمت گذاری فروشندگان گوناگون یک کالا را نمایش داده و پیش بینی های آنها بیشتر به تغییر پذیری بین بازاری مرتبط است.

۲-۲ پیشینه پژوهش

کاگلایان و فیلیزتکین^۱ (۲۰۰۲)، رابطه میان تورم و تغییر پذیری قیمت نسبی کشور ترکیه را به روش پانل مطالعه کردند. از طرفی تغییر ساختار تورم که به دلیل فراز و نشیب تورم در دوره های مختلف به وجود می آید می تواند بر روی شکل ارتباط میان تورم و تغییر قیمت نسبی اثر بگذارد؛ به همین دلیل آن ها با برآورد پارامترها نشان دادند که ارتباط میان تورم و تغییر پذیری قیمت نسبی با توجه به تغییر در تورم، چه پیش بینی شده و چه پیش بینی نشده، غیر خطی بوده و هزینه رفاهی تورم با توجه به میزان تغییرات تورم، مقدار قابل ملاحظه ای است.

نث^۲ (۲۰۰۴)، رابطه بلندمدت و کوتاه مدت میان تغییر پذیری قیمت نسبی و تورم را بررسی کرد. این تحقیق که با استفاده از داده های ماهانه شاخص قیمت تولید کننده برای ۱۵ گروه کالایی در ایالات متحده طی دوره ۱۹۴۷-۲۰۰۰ انجام گرفته، نشان داد که همبستگی مثبت میان این دو متغیر نه تنها در کوتاه مدت بلکه در بلند مدت نیز با استفاده از رهیافت خطای پیش بینی مدل خودرگرسیون برداری (var)^۳ تأیید می شود.

بیک و نتز^۴ (۲۰۰۸)، در مقاله آستانه تورم و تغییر قیمت نسبی، با استفاده از مدل آستانه پانل برای چندین شهر ایالات متحده آمریکا، رابطه میان تورم و تغییر قیمت نسبی را مورد بررسی قرار دادند. این بررسی که بر روی شاخص قیمت مصرف کننده و ۸ گروه عمده آن در طی دوره ۱۹۹۸-۲۰۰۵ انجام گرفته است، نشان داد که رابطه

^۱. Caglayan & Filiztekin

^۲. Nath

^۳. Vector Auto Regressive Model

^۴. Bick & Nautz

میان تورم و تغییر قیمت نسبی غیر خطی بوده و نرخ تورم بهینه برای ایالات متحده بین ۱/۸ درصد و ۲/۸ درصد است.

دابوس و کارابالو^۱ (۲۰۰۸) ارتباط میان تورم و تغییر قیمت نسبی در آرژانتین برای دوره ۱۹۹۳-۱۹۶۰ را بررسی کردند. مطالعه آن‌ها به کمک روش باکس-جنکینز و مدل گارچ با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص قیمت عمده-فروشی انجام گرفت و رابطه غیرخطی میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی تأیید شد. افزون‌بر این، آن‌ها نتیجه گرفتند که پراکندگی قیمت نسبی با متغیرهای تورم انتظاری، تورم غیرانتظاری و نااطمینانی تورم رابطه دارد. همچنین با تقسیم‌بندی دوره زمانی به دو دوره (۱۹۷۵-۱۹۶۰) با تورم ثابت و معتدل و (۱۹۹۳-۱۹۷۵) با تورم بالا، تورم بسیار بالا و ابرتورم مشاهده کردند که در دوره دوم بی‌ثباتی با همه اجزای تورم (تورم انتظاری، غیر انتظاری و نااطمینانی) مرتبط است.

قلی بگلو (۱۳۸۷)، نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت های نسبی در ایران را با استفاده از سری زمانی فصلی سال های ۸۵-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج بدست آمده از روش گارچ حکایت از آن دارد که تورم غیر-منتظره فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت های نسبی را افزایش می دهد. بنابراین هر سیاستی که موجب افزایش نرخ تورم شود، نااطمینانی شکل گرفته از آن شتاب تورم را افزایش داده و باعث می شود بنگاه های اقتصادی به دفعات بیشتری قیمت محصولات خود را در پاسخ به افزایش هزینه های تولید تغییر دهند.

مقدسی و باغستانی (۱۳۸۹)، رابطه میان تورم و تغییر قیمت نسبی کالاهای کشاورزی در اقتصاد ایران را به کمک آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری بر پایه داده های شاخص قیمت مصرف کننده طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان می دهد که در کوتاه مدت، ارتباط دو طرفه مثبت و معنی-داری میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی وجود دارد، ولی

^۱. Dabus & Caraballo

در بلند مدت، تنها متغیر تورم تأثیری مثبت و معنی دار بر تغییرپذیری قیمت های نسبی دارد.

فرناندز و گرلینگ^۱ (۲۰۱۰)، ارتباط میان نااطمینانی تورمی و تغییرپذیری قیمت نسبی در کشورهای شرق آفریقا در دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۴ مطالعه کردند. نتایج گویای وجود یک رابطه غیر خطی میان تورم و تغییر قیمت نسبی است. در واقع آن ها نه تنها تاثیر مثبت و قابل توجهی از تورم در عدم قطعیت تورم را شناسایی کردند، بلکه نشان دادند که تورم انتظاری و غیر-انتظاری به عنوان جنبه هایی از تورم، تغییر قیمت نسبی را افزایش می دهد. همچنین یافته-های آن ها نشان می دهد که نگهداری تورم در سطح پایین، ثابت و قابل پیش بینی به نفع اقتصاد هر کشوری است؛ چرا که افزایش قیمت به دو روش می تواند هزینه بر باشد. نخست اینکه تورم بالا اثر منفی مستقیمی در اقتصاد و در میان افراد (با کاهش رشد، تغییر توزیع ثروت میان افراد، افزایش فقر و ...)، بر جای می گذارد. دوم اینکه تورم بالا باعث افزایش نااطمینانی در مورد تورم آینده شده و تنوع قیمت نسبی بالاتر و زیان های رفاهی بیشتری را به همراه دارد.

دابوس و کارابالو (۲۰۱۳) در مقاله ای دیگر، اثرات تورم بر نوسانات تغییر قیمت نسبی را در اسپانیا برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۷ را مورد مطالعه قرار داده اند. مدل مورد استفاده مبتنی بر مدل دابوس و کارابالو (۲۰۰۸) بوده و در آن تغییرات قیمت های نسبی دوره مورد بررسی به تورم همان دوره و تغییرات ماهانه قیمت های نسبی وابسته است. نتایج حاصل از برآورد روش حداقل مربعات معمولی وجود یک رابطه درجه دو میان تورم و تغییر قیمت نسبی را نشان داد. همچنین یافته های این پژوهش نشان داد که نرخ تورمی که تغییر قیمت نسبی را در اسپانیا کمینه می کند حدود ۴ درصد است. افزون بر این، آنها با تعریف نااطمینانی تورم به عنوان زیر مجموعه ای از تورم و ارتباط آن با

^۱. Fernandez & Gerling

تغییر قیمت نسبی نشان دادند که اهمیت نااطمینانی تورم در دوره های مورد بررسی، بالا است.

۳- معرفی الگو و روش تحقیق

هدف مطالعه حاضر، بررسی تأثیر تورم بر تغییر پذیری قیمت نسبی در راستای دست یابی به نرخ تورم کمینه ساز تغییر پذیری قیمت نسبی برای ایران است. به منظور محاسبه این نرخ تورم با توجه به پژوهش های پیشین و الهام از مدل دابوس و کارابالو (۲۰۱۳) و با اندکی تغییر به منظور سازگاری برای اقتصاد ایران، مدل زیر برآورد می شود:

$$RPV_t = \sum_{h=1}^{12} \delta_h RPV_{t-1h} + g(IN_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

در اینجا تغییر قیمت نسبی، RPV_t ، به تورم، IN_t ، و تغییرات ماهیانه قیمت های نسبی بستگی دارد. همچنین در این معادله $g(IN_t)$ تابعی غیرخطی است که ارتباط تورم و RPV در زمان t را نشان می دهد. بنابراین هدف مطالعه حاضر برآورد $g(IN_t)$ در معادله است. با تخمین معادله (۱) و محاسبه $g(IN_t)$ ، حساسیت RPV به افزایش نهایی تورم مشخص می شود. اگر $g'(IN_t)$ مثبت (منفی) باشد، RPV افزایش (کاهش) می یابد؛ پس نرخ تورم کمینه ساز تغییر پذیری قیمت نسبی در $=0$ $g'(IN_t)$ اتفاق می افتد. برای محاسبه نرخ تورم از تعریف $IN_t = \ln CPI_t - \ln CPI_{t-1}$ استفاده شده که در آن CPI شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی اقتصاد است. در این مطالعه همانند پارکس^۱ (۱۹۷۸) و نت (۲۰۰۴)، تغییرپذیری قیمت نسبی بر پایه رابطه زیر محاسبه می شود:

$$RPV_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum w_{it} (\pi_{it} - \bar{\pi})^2} \quad , \quad w_{it} = \frac{P_{it} Q_{it}}{\sum_{i=1}^n P_{it} Q_{it}} \quad (2)$$

^۱. Parks

در اینجا $P_{i,t}$ و $Q_{i,t}$ نشان دهنده قیمت و مقدار گروه کالای i ام در زمان t بوده و
 نرخ تورم گروه کالای i ام است. همچنین $W_{i,t}$ نشان
 دهنده سهم هزینه ای گروه کالای i ام از n گروه، در زمان t و \bar{w} متوسط نرخ تورم
 کلیه کالاها و خدمات موجود در سبد هزینه شاخص قیمت و n نیز نشانگر تعداد گروه-
 های مورد بررسی است که در این مطالعه برابر ۲۰ می باشد؛ بنابراین الگوی برآوردی
 برابر است با:

$$RPV_t = \alpha + \beta_1 IN_t + \beta_2 IN_t^2 + \sum_{k=1}^{12} \delta_k RPV_{t-k} + \gamma_1 D1 + \gamma_2 D2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن تغییر قیمت نسبی به تورم دوره و تغییرات ماهیانه قیمت های نسبی وابسته
 می شود. از طرفی $D1$ ، متغیر مجازی مربوط به دوره های تورم بالا (در دوره های
 تورمی بالای ۲۰ درصد، تغییر پذیری قیمت نسبی بیشتر است) و $D2$ متغیر مجازی
 مربوط به دوران ریاست جمهوری است (در دولت نهم و دهم تغییر پذیری قیمت نسبی،
 نسبت به سایر دولت ها بیشتر است).

در این مطالعه به منظور محاسبه ناپایداری از روش آرج^۲ و گارج استفاده می شود؛
 در این راستا فرض است که نرخ تورم تحت فرآیند خود رگرسیونی مرتبه p ام به صورت
 رابطه (۴) قرار دارد:

^۱ متغیرهای بکار رفته عبارتند از: شاخص قیمت ماهیانه کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای مصرف کننده
 گروه کالاهای خوراکی و آشامیدنی ودخانیات و ۱۰ زیر گروه فرعی آن {گروه نان و غلات، گوشت قرمز و سفید و
 فرآورده های آنها، شیر، پنیر و تخم مرغ، روغن ها و چربی ها، میوه و خشکبار، سبزیجات (سبزی و حبوبات)، قند
 و شکر و شیرینیها (شکر، مربا، عسل، شکلات و شیرینی)، محصولات خوراکی طبقه بندی نشده در جای دیگر،
 چای، قهوه، کاکائو، نوشابه و آب میوه (نوشابه های غیر الکلی) و دخانیات}، پوشاک و کفش، مسکن، آب، برق و
 سایر سوخت ها، مبلمان و لوازم خانگی و نگهداری معمول آن ها، بهداشت و درمان، حمل و نقل، ارتباطات، تفریح
 و فرهنگ، آموزش، هتل و رستوران، کالاها و خدمات متفرقه بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰، که از گزارش اقتصادی
 بانک مرکزی و مرکز آمار استخراج شده است.

^۲ Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity

$$IN_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i IN_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن ε_t بر اساس اطلاعات موجود در زمان t ، $(\Psi_{\varepsilon_{t-1}})$ شکل می گیرد و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس h_t است. یعنی:

$$\varepsilon_t | \Psi_{\varepsilon_{t-1}} \sim N(0, h_t)$$

مدل ARCH(p) فرض می کند واریانس شرطی تحت فرآیند خود رگرسیون زیر شکل می گیرد:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۵)$$

که در آن σ_t^2 واریانس شرطی، ε_{t-i}^2 جملات خطای رابطه ۱ و a_i عواملی هستند که باید برآورد شوند.

مدل GARH(p,q) حالت توسعه یافته مدل ARCH(p) است که در آن σ_t^2 نه تنها توسط ε_t^2 بلکه توسط وقفه های خود نیز توضیح داده می شود. لذا مدل GARCH(p,q) به صورت رابطه (۶) تعریف می شود:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (۶)$$

شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی، مثبت بودن ضرایب برآورد شده در رابطه فوق است. لذا باید داشت:

$$\begin{aligned} p &\geq 0, & q &\geq 0 \\ a_0 &> 0, & a_i &\geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, p \\ \beta_i &\geq 0, & & i = 1, 2, \dots, q \end{aligned}$$

ساده ترین و متداول ترین مدل گارچ فرایند GARCH(1,1) است که به صورت رابطه (۷) معرفی می شود:

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (۷)$$

$$\beta_1 \geq 1, \quad a_0 > 0, \quad a_1 \geq 0$$

لذا شاخص نااطمینانی تورم به صورت واریانس شرطی (σ_t^2) تعریف می شود. البته به

a_1 ضریب آرچ و به β_1 ضریب گارچ نیز گفته می شود.

۴- نتایج تجربی پژوهش

۴-۱ محاسبه نرخ تورم کمینه ساز تغییر پذیری قیمت نسبی

به طور کلی در مطالعات مربوط به سری های زمانی، تعیین درجه هم بستگی متغیر از اهمیتی ویژه برخوردار است. به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته^۱ و فیلیپس-پرون^۲ استفاده شده است. این آزمون ها دارای فرضیه صفر متفاوت با یکدیگر بوده و در نتیجه، دقت بررسی ایستایی متغیرها را افزایش می دهد. نتایج آمده در جدول (۱) حکایت از آن دارد که همه متغیرهای مدل در سطح ایستا هستند.

جدول ۱- نتایج بررسی ایستایی متغیرهای تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی (۱۳۸۱-۱۳۹۳)

دیکی-فولر تعمیم یافته	فیلیپس-پرون	تغییر قیمت نسبی	
تورم	تغییر قیمت نسبی تورم	متغیر	متغیر
وجود ریشه	وجود ریشه	وجود ریشه	فرضیه صفر
واحد	واحد	واحد	واحد
-۱۰.۶۶	-۳.۷۰	-۱۰.۵۸	-۸.۴۷
		آماره آزمون	
-۳.۴۷	-۳.۴۷	-۳.۴۷	مقادیر بحرانی
			سطح ۱٪

^۱ Augmented Dicky-Fuller(ADF)

^۲ Philips- Perron.

-۲.۸۸	-۲.۸۸	-۲.۸۸	-۲.۸۸	سطح ۵٪
-۲.۵۸	-۲.۵۸	-۲.۵۸	-۲.۵۸	سطح ۱۰٪

منبع: محاسبات تحقیق

به منظور بررسی رابطه علی میان متغیرهای مدل، از آزمون علیت گرنجر^۱ استفاده شده است. نتایج بدست آمده از آزمون علیت گرنجر که در جدول (۲) آمده است، نشان می دهد که با توجه به احتمالات، تورم و تغییر قیمت نسبی هر دو علتی برای یکدیگر هستند.

جدول ۲- آزمون علیت گرنجر

فرضیه صفر	تعداد مشاهده ها	آماره احتمال ^۲	F
تورم نسبی برای تغییرپذیری قیمت نسبی نیست	۱۵۴	۵.۳۲	۰.۰۲
تغییرپذیری قیمت نسبی برای تورم نیست	۱۰.۴۹	۰.۰۰۱	

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین برای اطمینان از نبودن رگرسیون ساختگی آزمون هم انباشتگی جوهانسون^۳ انجام گرفت. نتیجه آزمون هم انباشتگی در جدول (۳) آمده است که بر پایه معیارهای بیش ترین مقادیر ویژه^۴ و آزمون اثر^۵ وجود یک بردار همگرایی میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی در سطح اطمینان ۱ درصد تایید شد.

^۱ Hylleberg Engle, Granger, Yoo Test

^۲ .Probability

^۳ .Johansen Cointegration Test

^۴ .Max-Eigen Value

^۵ .Trace Test

جدول ۳- نتایج آزمون همگرایی جوهانسون

فرضیه	مقدار بحرانی	آماره بیشینه ی آماره آزمون	سطح اطمینان ۵٪	مقادیر ویژه	اثر
نبود بردار هم جمعی	۱۵.۵	۳۴.۵۳			۴۲.۱۱
وجود دست کم یک بردار هم جمعی	۳.۸	۷.۵۸			۷.۵۸

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۴- ضرایب بردار نرمال همگرایی (انحراف معیار داخل پرائنز)

تورم	تغییر قیمت نسبی	تورم	تغییر قیمت نسبی
۱	-۲.۸۵	۱	-۰.۳۳
(۰.۴۰)		(۰.۱۴)	

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به یافته های آمده در جدول های (۳) و (۴) نتیجه می شود که مدل همگرا بوده و مشکل رگرسیون ساختگی پدید نمی آید. همچنین مدل حداقل مربعات معمولی، الگویی مناسب برای برآورد است. برآورد معادله (۳) به روش حداقل مربعات معمولی نتیجه زیر را بدست می دهد:

$$RPV_t = 0.52 - 3.15 IN_t + 7.29IN_t^2 + 0.21RPV_{t-1} - 0.3 D1 + 0.31 D2 \quad (A)$$

(5.66) (-3.43) (2.90) (141) (-7.001) (615)
F = 14.53 **R²_{Adj} = 0.30**

آماره F فیشر که برای بیان فرضیه عدم صفر بودن همزمان ضرایب بکار می آید، معنی داری رگرسیون را نشان می دهد. ضریب نرخ تورم در مدل برابر ۳.۱۵- و از نظر آماری معنی دار است. علامت منفی تضمین کننده وجود یک رابطه منفی در بازه ای از نرخ تورم است. به طور کلی این مقدار منفی نفوذ کمتر نرخ تورم در تغییر قیمت نسبی را نشان می دهد. در واقع می تواند مرتبط با این واقعیت باشد که در این سال ها تورم تقریباً نرخ تثبیت شده ای داشته ولی تغییر قیمت نسبی به شدت افزایش یافته است؛ این خود دلیلی بر رابطه غیر خطی میان تورم و تغییر قیمت نسبی است. همچنین، مربع نرخ تورم ضریبی برابر ۷.۲۹ داشته که از نظر آماری معنی دار می باشد، علامت مثبت مربع نرخ تورم در مدلی با متغیر وابسته تغییر پذیری قیمت نسبی، به وجود یک رابطه غیر خطی و U شکل میان تورم و تغییر پذیری قیمت نسبی دلالت دارد؛ لذا با توجه به یافته های بالا می توان نتیجه گیری کرد که فرضیه تحقیق حاضر، مبنی بر اینکه میان تورم و تغییر پذیری قیمت نسبی یک رابطه U شکل وجود دارد، مورد تأیید قرار می گیرد. ضریب D1 متغیر مجازی مربوط به دوره های تورم بالا اثر منفی و معنی داری از نظر آماری بر تغییر قیمت نسبی دارد؛ یعنی در تورم های بالای ۲۰ درصد، بازیگران اقتصادی (بنگاه ها و مردم) با شاخص بندی فعالیت های خود سعی دارند میزان آسیب تورم را به حداقل برسانند و این موجب کاهش تغییر قیمت نسبی شده است. همچنین D2 متغیر مجازی مربوط به دوران ریاست جمهوری اثر مثبت و معنی داری بر تغییر پذیری قیمت نسبی دارد.

وجود رابطه U شکل میان تورم و تغییر قیمت های نسبی حکایت از وجود یک نرخ تورم کمینه ساز تغییر قیمت نسبی دارد. برای محاسبه این نرخ تورم بر پایه مدل برآوردی به صورت زیر باید عمل کرد:

$$\text{Min } RPV_t = 0.52 - 3.15 IN_t + 7.29 IN_t^2$$

$$\frac{dRPV}{dIN} = 0, -3.15 + 14.58 IN = 0$$

$$IN^{opt} = 0.216$$

نرخ تورم کمینه ساز تغییرات قیمت نسبی ۲۱.۶ درصد است.

۲-۴ تجزیه و تحلیل نتایج برآوردی مدل تورم انتظاری و نااطمینانی

تورم

همان گونه که در مباحث نظری مطرح شد دیدگاه- های مختلفی در مورد نحوه اثرگذاری تورم بر تغییرات قیمت های نسبی وجود دارد. یکی از این دیدگاه ها رابطه میان تغییر قیمت نسبی با جنبه های خاص تورم از قبیل روند تورم، نااطمینانی تورم و تورم انتظاری است. در راستای این نظریه در این جا با به کارگیری یک الگوی اقتصادسنجی آثار نااطمینانی تورم (UN)^۱، تورم انتظاری (EIN)^۲ و تورم پیش بینی- نشده (UIN)^۳ بر تغییر قیمت نسبی تبیین شده و مورد آزمون قرار می گیرد.

بدین منظور برای برآورد شاخص نااطمینانی تورم یک الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تصریح شده است. در واقع نااطمینانی تورم، UN به کمک روش گارچ محاسبه می شود. از یک سو تورم انتظاری، EIN، به روش ARMA^۴ در یک مدل استاندارد باکس- جنکینز^۵ بدست می آید. همچنین تورم پیش بینی نشده، UIN، از اختلاف تورم واقعی از تورم انتظاری (UIN=IN-EIN) بدست آمد. از سوی دیگر در راستای رویکرد استخراج علائم، تورم پیش بینی نشده به دو گروه تورم پیش بینی نشده مثبت (UIN⁺) و منفی (UIN⁻) تفکیک شده و وارد معادله گشت. در نهایت معادله (۹) برآورد شد:

$$RPV_t = 0.47 + 0.19 EIN_t - 0.66 UIN_t^- + 0.76 UIN_t^+ - 1.35 UN_t + 0.008 RPV_{t-1} \quad (9)$$

¹. Uncertainty Inflation

². Expected Inflation

³. Unexpected Inflation

⁴. Autoregressive Moving Average

⁵. Box - Jenkins

(0.07) (-1.85) (6.9) (-3.5) (0.42) (4.53)

$$F = 15.42$$

$$R_{Adj}^2 = 0.32$$

یافته های حاصل از برآورد معادله (۹)، از اهمیت تورم پیش بینی نشده حکایت می کند. تجزیه تورم پیش بینی نشده به دو جزء تورم پیش بینی نشده مثبت و منفی و آوردن آن ها در معادله (۹) نشان می دهد که هر دو جنبه از تورم پیش بینی نشده علامت مورد انتظار داشته و از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی دار است؛ به عبارتی در اقتصاد ایران فعالان اقتصادی با درک تورم پیش بینی نشده منفی، تعدیل قیمت کالاها و خدمات تولیدی را کاهش داده و بدین ترتیب باعث کاهش پراکندگی قیمت های نسبی در کل بخش ها می شوند. ولی در مقابل هنگامی که تکانه های تورمی مثبت به اقتصاد سرایت می کند، تورم پیش بینی نشده مثبت انگیزه تعدیل قیمت ها را فراهم نموده و باعث می شود بنگاه ها به تناوب قیمت های خود را در پاسخ به تکانه ها تغییر داده و جهت به تعادل رسیدن به طور گسترده نوسان یابند.

نتیجه آزمون والد مربوط به برابری قدر مطلق ضرایب UIN^+ و UIN^- در معادله برآوردی (۹) در جدول (۵) آمده است. اطلاعات این جدول نشان می دهد که در اقتصاد ایران تکانه های مثبت و منفی تورم اثر مشابهی در جهت مخالف هم بر روی انحراف قیمت های نسبی در بخش های مختلف اقتصاد داشته و فرضیه اثر متقارن تورم پیش بینی نشده مثبت و منفی مورد تأیید قرار می گیرد.

جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون والد

آماره	مقادیر	درجه آزادی	احتمال
t	-۰.۶	۱۴۸	۰.۵۵
F	۰.۳۶	(۱۴۸ و ۱)	۰.۵۵
چی-دو	۰.۳۶	۱	۰.۵۵

منبع: محاسبات تحقیق

۵- جمع بندی و نتیجه گیری

بررسی آماره های توصیفی شاخص قیمت مصرف کننده و گروه های مربوط به آن در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ از وجود یک رابطه U شکل میان تورم و تغییر پذیری قیمت های نسبی حکایت دارد که خود می تواند مرتبط با این واقعیت باشد که در این سال ها تورم تقریباً نرخ تثبیت شده ای داشته، ولی تغییر قیمت نسبی به شدت افزایش یافته است. این خود دلیلی بر رابطه غیر خطی میان تورم و تغییر قیمت نسبی است. نخست بخش تجربی مطالعه حاضر، بر پایه این رابطه غیر خطی نرخ تورم کمینه ساز تغییر پذیری قیمت های نسبی ایران در دوره مورد مطالعه حدود ۲۱ درصد برآورد شد. در بخش دوم آن برآورد الگوی اقتصادسنجی با استفاده از سری زمانی ماهانه سال های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ به روش گارچ نشان داد که تورم پیش بینی نشده فارغ از مثبت و منفی بودن آن، نوسان و تغییرات قیمت های نسبی را در مقایسه با سایر متغیرهای تأثیرگذار به مقدار قابل ملاحظه ای تحت تأثیر قرار می دهد. همچنین نتایج تجربی نشان داد فرضیه اثر متقارن تورم پیش بینی نشده مثبت و منفی بر تغییرات قیمت نسبی در اقتصاد ایران تأیید می شود.

نرخ تورم کمینه ساز تغییر پذیری قیمت نسبی در این مطالعه حدود ۲۱ درصد بدست آمده که نسبتاً بزرگ است و از نرخ تورم بهینه که در متون اقتصاد کلان معمولاً کمتر از ۳ درصد است، فاصله دارد؛ این مطالعه نشان می دهد که اثرات نامساعد تورم را افزون بر نوسان در قیمت های نسبی باید در جاهای دیگری مانند بازتوزیع درآمد، ایجاد ناطمینانی نسبت به آینده و در پی آن دشوار کردن تصمیم های سرمایه گذاری و پس انداز جستجو کرد. همچنین با توجه به این واقعیت اقتصاد ایران که در دوره مورد مطالعه رشد سالانه حجم نقدینگی آن به طور متوسط بیشتر از ۳۰ درصد بوده، شاید نرخ تورم کمینه ساز تغییر پذیری قیمت های نسبی بالا چندان شگفت آور نباشد. تجربه فعالیت در شرایط تورمی به عاملان اقتصادی این آموزه را داده که در رویاروی با تورم به

کمک شاخص بندی لازم آسیب کمتری متوجه آنها گردد. البته بخش مهمی از این تورم پدیدار شده به انتظارات تورمی مربوط است. دولت می تواند با اثرگذاری بر انتظارات و بکار بستن سیاست های طرف عرضه همراه با سیاست های کاهش نرخ رشد پول، تورم کمینه ساز تغییر پذیری قیمت نسبی را به سطح پایین تر برساند.

منابع و ماخذ:

- Arandinaki, A (1389). The relationship between inflation and fluctuations in the part of production. *Master's thesis*, University of Mazandaran (In persian.)
- Asgari, M., Kamijani, A. (1382), inflation tax and the optimal rate of inflation, theoretical analysis, *useful letter*, 42, 172-137. (In persian)
- Bick, Alexander, and Dieter, Nautz (2008). Inflation Threshold and Relative Price Variability: evidence from U.S. Cities. *International Journal of Central Banking*. 4:61-76.
- Caglayan, Mustafa, and Filiztekin, Alpay (2003). Nonlinear Impact of Inflation on Relative Price Variability, *Economics Letters*, 79: 213-218
- Caraballo, M^a Ángeles, and Dabús, Carlos (2008). The Determinants of Relative Price Variability: Further Evidence from Argentina. *Cuadernos de Economia, Latin American Journal of Economics*, Vol (45), 235-225.
- Caraballo, M^a Ángeles, and Dabús, Carlos (2013). Price Dispersion and Optimal Inflation: evidence for the Spanish. *Journal of Applied Economics*, Vol Xvi, No. I, 49-70.
- Debelle, G., O. Lamont (1997) . Relative Price Variability and Inflation: Evidence from US Cities. *Journal of Political Economy*, 105 (1): 132-152.
- Ebadtyan A, R. (1391). The optimal rate of inflation in Iran: the cost approach, the ultimate welfare. *Master's thesis*, University of Mazandaran (In persian).
- Fielding, David, and Paul, Mizen (2006). Evidence on the Functional Relationship Between Relative Price Variability and Inflation With Implications for Monetary Policy. *Economica* 75: 683-699.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3, 451-72.

- Jafari Samimi, A and, Shamkhal, R (1376), Importance and Factors Affecting the Inflation Tax in Iran, *Economic Research Journal*, 50, 156-125 (In Persian).
- Jafari Samimi, A., and Azami, K. (1393), the role of economic empowerment in the Economic Strength strategy in developing countries, *Journal of Economic Sciences*, Issue 28 (in persian).
- Lucas, Robert E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, vol. 63, No. 3, pp. 326-34.
- Moqadasi, R and Baqestani, A. (1389). Study the Relationship Between Inflation and Relative Price Variability on Agricultural Products in Iran. *Journal of Agricultural Economics* (In persian).
- Nath, Hiranya K. (2004). Inflation and Relative Price Variability: Short-Run vs. Long-Run. *Economics Letters*, 82: 363-369..
- Pagano Marco. (1985). Relative Price Variability and Inflation. The Ttalian Evidence. *European Economic Review*, 29: 193-223.
- Parks, R. W. (1978). Inflation and Relative Price Variability, *Journal of Political Economy*: 86: 79-95.
- Qoli Begloo, MR (1387). Inflation uncertainty and dispersion in relative prices. *Economic Research of the Bank*, (31) (In persian).
- Roomer David. (2006). *Macroeconomic*, McGraw Hill.
- Sinclair P & Fellow H. (2003). The Optimal Rate Of Inflation: an academic Perspective, Bank of England Quarterly.
- Vitek, F. (2002). An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationship Among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth, Bank of Canada, *Working paper*, 2002-39.
- Vining, D.R.; T. C. Elwertowski, (1976) , The Relationship between Relative Prices and the General Price Level, *American Economic Review* 66(4), pp699-708.

پیوست ها

پیوست ۱: برآورد مدل تورم و تغییر پذیری قیمت نسبی

Dependent Variable: RPV

Sample (adjusted): 2002M03 2014M12

Included observations: 154 after adjustments

Weighting series: IN

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.517113	0.091394	5.658036	0.0000
IN	-3.146198	0.916639	-3.432318	0.0008
IN^2	7.289736	2.514838	2.898690	0.0043
RPV(-1)	0.214169	0.152042	1.408617	0.1610
D1	-0.291283	0.041601	-7.001776	0.0000
D2	0.311295	0.050621	6.149486	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.329256	Mean dependent var	0.130897
Adjusted R-squared	0.306596	S.D. dependent var	0.625076
S.E. of regression	0.106121	Akaike info criterion	-1.610293
Sum squared resid	1.666725	Schwarz criterion	-1.491970
Log likelihood	129.9925	Hannan-Quinn criter.	-1.562230
F-statistic	14.53012	Durbin-Watson stat	1.764481
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	0.623844

اثر تورم بر تغییر پذیری قیمت..... ۱۲۷

پیوست ۲: برآورد مدل نااطمینانی تورم و تورم انتظاری با تغییر قیمت نسبی

Dependent Variable: RPV

Sample (adjusted): 2002M03 2014M12

Included observations: 154 after adjustments

Weighting series: UIN

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.471479	0.104080	4.529976	0.0000
EIN	0.191729	0.453614	0.422670	0.6731
UINN	-0.657495	0.188019	-3.496967	0.0006
UINP	0.760428	0.110157	6.903143	0.0000
UN	-1.351365	0.728503	-1.854989	0.0656
RPV(-1)	0.008058	0.113811	0.070804	0.9436

Weighted Statistics

R-squared	0.342444	Mean dependent var	-8.830259
Adjusted R-squared	0.320229	S.D. dependent var	156.4081
S.E. of regression	55.71178	Akaike info criterion	10.91644
Sum squared resid	459362.8	Schwarz criterion	11.03476
Log likelihood	-834.5660	Hannan-Quinn criter.	10.96450
F-statistic	15.41515	Durbin-Watson stat	1.813830
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	0.813094

پیوست ۳: ارتباط U شکل میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی

