نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران

محمدرضا قلی بگلو[۱]

چکیده

هدف این مطالعه بررسی رابطه نااطمینانی[۲] تورم با پراکندگی قیمتهای نسبی[۳] در ایران است. فرضیه مورد آزمون در مطالعه حاضر آن است که پراکندگی قیمت های نسبی با نااطمینانی تورم افزایش می یابد. در بخش اول گزارش بررسی آماره های توصیفی شاخص قیمت مصرف‌کننده و هشت گروه عمده آن طی دوره زمانی ۱۳۸۵:۲-۱۳۶۰:۱ نشان می دهد که گروه "تفریح و تحصیل و مطالعه" و گروه "حمل و نقل و ارتباطات" دارای بیشترین دامنه تغییرات قیمت‌ها می‌باشند در حالی که کمترین میزان انحراف تورم اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده از میانگین تورم کل اختصاص به تورم گروه پوشاک دارد. در بخش دوم مقاله برآورد الگوی تورم با استفاده از سری‌های زمانی فصلی سال‌های ۸۵-۱۳۶۰ به روش GARCH حکایت از آن دارد که رابطه بین تورم و واریانس شرطی آن مثبت بوده و

---

[۱]- محقق اداره بررسیها و سیاستهای اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا

[2] -Uncertainty

[3] - Relative Price Dispersion

در اقتصاد ایران نااطمینانی شکل گرفته از دوره‌های تورمی گذشته باعث تشدید فرآیندهای تورمی در دوره‌های آتی می‌شود. در طی دوره مورد بررسی با افزایش نااطمینانی تورم پراکندگی قیمت‌ها ی نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی افزایش می‌یابد. براساس یافته‌های حاصله تورم غیر منتظره [1] فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت‌های نسبی را در مقایسه با سایر متغیرهای برونزا به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد. در اقتصاد ایران شوک های مثبت و منفی تورم اثر مشابهی بر روی انحراف قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی نداشته و فرضیه اثر متقارن تورم غیرمنتظره مثبت و منفی مورد تایید قرار نمی گیرد. بنابراین هر سیاستی که موجبات افزایش نرخ تورم شود نااطمینانی شکل گرفته از آن شتاب تورم را افزایش داده و باعث می شود بنگاه‌های اقتصادی به دفعات بیشتری قیمت محصولات تولیدی را در پاسخ به افزایش هزینه‌های تولید تغییر دهند.

واژگان کلیدی: تورم ،نااطمینانی تورم، پراکندگی قیمت‌های نسبی، واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی

۱- مقدمه

نرخ تورم بالا و مستمر از پدیده های مضر اقتصادی است که هزینه های اقتصادی و اجتماعی زیادی را بر جوامع تحمیل می‌کند. اما یکی از اصلی ترین و مهمترین زیان های اقتصادی ناشی از تورم، عدم اطمینان از مقدار آن در دوره های آتی است. نااطمینانی تورمی فضایی است که در آن تصمیم فعالان اقتصادی اعم از خانوارها، بنگاه‌ها و یا بخش دولتی در زمینه های مختلف با نااطمینانی تورم آتی همراه است. نااطمینانی درباره نرخ تورم آینده حالت نااطمینانی و بی‌ثباتی در قیمت‌ها را به وجود می‌آورد و از این کانال مداوم سبب تغییرات در تصمیمات اقتصادی می شود. در فضای نااطمینانی فعالان اقتصادی تصمیماتی اتخاذ

[1]-Unexpected Inflation

می‌نمایندکه با انتظارات آنها مغایر است. نااطمینانی تورم با ایجاد انحراف در تصمیمات پس انداز و سرمایه گذاری بنگاهها ی اقتصادی و خانوارها یکی از هزینه های مهم تورم قلمداد می شود. به طور واضح با افزایش نااطمینانی تورم، برآورد هزینه و درآمدهای آتی فعالیت ها غیرشفاف شده و این امر می تواند آثار نامطلوبی بر تخصیص منابع و کارایی فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد. همچنین اثر نااطمینانی بر تصمیمات عاملهای اقتصادی در افق های زمانی مختلف، متفاوت است به طوری که نااطمینانی کوتاه مدت غالبا" تصمیمات گذرا را تحت تاثیر قرار می دهد ولی نااطمینانی تورم در بلندمدت به طور جدی تصمیمات بین دوره ای را متاثر می سازد. نااطمینانی را نمی توان به طور کامل از بین برد ولی امکان حداقل کردن آن از طریق برخی تعدیلات در رژیم های سیاستی وجود دارد. در ادبیات تئوریک مطرح شده نااطمینانی تورم با سطح تورم افزایش می یابد و لذا امکان حداقل کردن هزینه های نااطمینانی از طریق سیاست تثبیت قیمت وجود دارد.

در ادبیات مربوط به ثبات قیمت، مجموع مجذور انحراف تورم اجزا از تورم کل به پراکندگی یا انتشار نسبی قیمتها[1] مرسوم می‌باشد که به نوعی شاخص بی‌ثباتی اقتصادی بوده و رابطه‌ای قوی با رشد اقتصادی و ثبات سرمایه‌گذاری دارد . نوسان تورم به عنوان معیاری از نااطمینانی تورم یکی از عوامل تعیین کننده تکرار تغییرات قیمتی در سطح خرده فروشی می‌باشد. در شرایطی که تورم آینده با نااطمینانی رابطه مثبت داشته باشد حساسیت بنگاهها به شرایط و وضعیت اقتصادی افزایش یافته و نوسان تورم را مهمترین نماگر در قیمت‌گذاری محصولات لحاظ می‌نمایند .بنابراین شرایط اقتصادی اثر مهمی بر رفتار قیمت‌ها دارد به‌طوری‌که در شرایط تورمی و نااطمینانی، قیمت کالاها و خدمات به دفعات بیشتری از طرف بنگاههای تولیدی و توزیعی تعدیل می‌شوند.

[1] -Relative Price Dispersion

باتوجه به مطالب ذکر شده ابتدا معیاری مناسب برای نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت های نسبی ارائه می شود و سپس این موضوع مورد آزمون قرار می گیرد که آیا رابطه ای بین تورم و نااطمینانی آن وجود دارد؟ در صورت وجود رابطه آیا با افزایش تورم و نااطمینانی آن پراکندگی قیمت های نسبی نیز افزایش می یابد؟

۲- مبانی نظری

پراکندگی قیمت‌های نسبی به طور مستقیم از کانال تورم منجر به تخصیص نامطلوب منابع شده و رفاه جامعه را تحت تاثیر قرار می دهد. مکانیزم قیمت به طور کارا اطلاعاتی را به منظور تخصیص بهینه منابع به عوامل اقتصادی انتقال داده و در این خصوص نقش اساسی ایفا می نماید (فریدمن ،۱۹۷۷). اما هنوز هم اغلب اقتصاددانان در مورد تعیین دقیق آثار واقعی تورم اتفاق نظر نداشته و در این مورد با مسائل اساسی روبه‌رو هستند. اخیراً بیشتر آنها به آثار متقابل تورم بر روی قیمت‌های نسبی تاکید نموده و بررسی رابطه بین تورم و تغییرپذیری قیمت‌های نسبی را مدنظر قرارداده‌اند. در بیشتر مقالات انتشاریافته ارتباط مثبت بین تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی عملاً به صورت یک واقعیت مرسوم[1] در اقتصاد ارائه شده است. در ادبیات اقتصادی جدید رابطه بین پراکندگی قیمت‌های نسبی با جنبه‌های خاص تورم از قبیل روند تورم، نااطمینانی تورم، تورم انتظاری مورد بررسی قرار گرفته است. مطالعات انجام شده با در نظر گرفتن فروضی در مورد محدودیت داده‌ها و چسبندگی قیمت‌ها، براساس سه دیدگاه ذیل به این موضوع پرداخته‌اند :

درمدل استخراج علایم[2] ،پراکندگی قیمت‌های نسبی با نااطمینانی آتی تورم افزایش می‌یابد. این ارتباط به آن جهت است که فعالان اقتصادی اطلاعات کاملی در مورد شرایط

[1] - Stylized Fact
[2] - Signal extraction Model (1976)

اقتصادی ندارند. نوسان زیاد درشوک‌های آتی متغیرهای کلان باعث می شود فعالان اقتصادی درک و فهم کاملی از شرایط اقتصادی نداشته باشند و بیشتر آنها در پاسخ به شوکهای واقعی تقاضا قیمت‌ها را به جای تولید تعدیل نمایند. به عبارتی بنگاهها قادر نیستند تغییرات خاص قیمتی در بازارهای مربوطه را بین تغییر قیمت ناشی از تقاضای کل و 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 یکسانی می باشند، شوکهای محقق شده تقاضای کل هیچ‌گونه اثری بر روی پراکندگی قیمت‌های نسبی ندارند. مدل طراحی شده استخراج علایم بارو 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 مطلق و واقعی قیمتها را فراهم می‌نماید. در این رویکرد به دلیل این که بنگاهها قادر به تشخیص تفاوت بین شوکهای اسمی و واقعی نمی‌باشند در پاسخ به شوکهای واقعی تقاضا، بیشتر قیمت محصولات را تعدیل می‌نمایند. بنابراین نااطمینانی تورم باعث می‌شود که مقدار پراکندگی قیمتها افزایش یافته و دامنه پراکندگی آنها نیز بیشتر شود.

در رویکرد دوم هرکویتز و کیوکرمن[1] در مدل بسط یافته استخراج علایم نشان داده‌اند که شوکهای واقع شده (تحقق یافته) تقاضای کل به دلیل متفاوت بودن کشش قیمتی عرضه بنگاهها، پراکندگی قیمت‌های نسبی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. با فرض این تفاوت، بنگاههای که از کشش عرضه بالاتری برخودارند قیمت تولیدات خود را نسبت به شوکهای مشخص تقاضای کل در مقایسه با سایر بنگاهها کمتر تعدیل می‌نمایند. بنابراین در مدل تعمیم‌یافته مقدار پراکندگی قیمت‌های نسبی به اندازه شوک بستگی دارد. در این الگو علامت

[1] - Hercowitz (1981) & Cukierman (1983)

تورم انتظاری اهمیت چندانی ندارد و پراکندگی قیمت‌های نسبی فقط ازمقدار(سطح) تورم انتظاری تاثیر می‌پذیرد که ممکن است مثبت یا منفی باشد.

بررسی رابطه بین تورم انتظاری و پراکندگی قیمت‌های نسبی توسط مدلهای مختلف دیگری نیز توضیح داده می‌شود. الگوهای با هزینه ثابت تغییر قیمت[۱] یکی از معمولترین روشهایی است که برای تبیین این ارتباط بکار گرفته می‌شود. بال و سچتی[۲](۱۹۹۱) معتقدند که روش تعیین دستمزد مرحله ای و یا پله ای می‌تواند به طور ضمنی رابطه بین تورم و پراکندگی قیمتهای نسبی را تبیین نماید. در این الگوها فرض می شود که نااطمینانی در مورد نرخ تورم وجود ندارد. با تعدیل هزینه‌ها، بنگاهها قیمت تولیداتشان را به طور پیوسته تغییر نمی‌دهند بلکه در فواصل زمانی مجزا تصمیمات قیمت‌گذاری اتخاذ می‌شود. یکی از الزامات الگوی مذکور آن است که اگر تعدیل قیمت بنگاهها مستقل از زمان باشد، پراکندگی تغییر قیمت در بین محصولات تولیدی شکل گرفته و یا اینکه بنگاههای مختلف قیمت محصولات را با نرخ تورم افزایش خواهند داد.

در ادبیات اقتصادی،الگوی هزینه تغییر قیمت[۳]، اشاره به این موضوع دارد که بین تورم انتظاری و پراکندگی قیمتهای نسبی رابطه وجود دارد. در مدلهای بر مبنای هزینه به دلیل وجود ارتباط نزدیک بین هزینه‌های تولید با تغییر قیمت محصول، بنگاههای رقابت انحصاری قیمت محصولات خود را تا جایی که امکان داشته باشد در سطح هدف انتخاب شده قیمت‌گذاری می‌نمایند. این امر تا هنگامی‌که تعدیلات متناوب وجود نداشته باشد ادامه می‌یابد. وایس و رومر(۱۹۹۳)[۴] معتقدند زمانی‌که تورم وجود داشته‌باشد قاعده قیمت‌گذاری یک طرفه از طرف بنگاه‌ها به‌کار گرفته می شود.در این روش تا زمانی که قیمت واقعی

---

[1] - Fixed costs of changing price
[2] -Ball &Cecchetti
[3] - Menu cost model
[4] - Weiss & Romer

محصولات به کرانه پایین دامنه قیمت کاهش نیابد قیمت اسمی محصولات توسط بنگاهها تغییر نمی‌یابد. ولی با رسیدن قیمت‌ها به سطح کرانه پایین، بنگاهها قیمت واقعی تولید را تا کرانه بالا افزایش می‌دهند.در این مدل با نرخ تورم انتظاری کرانه بهینه قیمت‌گذاری گسترده شده و به خاطر پراکندگی بیشتر قیمتها، بنگاهها قیمت تولیدات را به طور همزمان و هماهنگ تعدیل نمی‌نمایند.

در مجموع مدلهای استخراج علایم و الگوهای هزینه تغییر قیمت ادعا می‌کنند که پیش‌بینی‌های مشابهی در ارتباط بین تورم و نوسان قیمت‌های نسبی ارائه می‌نمایند. مدلهای هزینه بر حسب قیمت به رابطه مثبت تورم انتظاری بر روی پراکندگی قیمتهای نسبی تاکید نموده و اثر مثبت تورم انتظاری را تأیید می‌نمایند. علاوه بر این در مدلهای استخراج علایم، نوسان قیمت کالاهای متفاوت بیشتر در حول سطح عمومی قیمت‌ها متمرکز است که به تغییر پذیری(نوسان) داخل بازار اشاره دارد. در مقابل مدلهای هزینه بر حسب قیمت رفتار قیمت‌گذاری فروشندگان مختلف یک کالا را نمایش داده و پیش بینی‌های آنها بیشتر به تغییر پذیری(نوسان) بین بازاری مرتبط است.

در بیشتر الگوهای تجربی یک مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته تک متغیره برای برآورد تورم، واریانس شرطی و پراکندگی قیمتهای نسبی به کارگرفته شده است. الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته یک صورت بسط یافته از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی [۱] انگل، لیون و روبینز(۱۹۸۷)[۲] می باشد. در این الگوها واریانس شرطی متغیرهای درون زا در مدل میانگین [۳] برآورد شده و به عنوان متغیر توضیحی در معادلات دیگر به کاربرده می‌شود. از آنجایی‌که فرض می‌شود

---

[1] -ARCH
[2] - Engle, Lilien & Robbins (1987)
[3] -Mean -Eqution

واریانس شرطی قیمت‌های نسبی ثابت است، الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته تک متغیره برای تورم و پراکندگی قیمتهای نسبی به صورت ذیل تصریح می‌شود:

$$\pi_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j \varepsilon_{t-j} \qquad (۱)$$

$$\sigma_{\varepsilon t}^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \varphi_j \varepsilon_{t-j}^2 \qquad (۲)$$

$$RPD = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i RPD_{t-i} + \eta_1 \pi_{t-1}^2 + \eta_2 \sigma_{t-1}^2 + \eta_3 V_{t-1} + V_t \qquad (۳)$$

در معادله (۱) نرخ تورم به صورت تابعی از وقفه‌های گذشته متغیر دورنزا و خطاهای آن در نظرگرفته شده است. به عبارتی الگوی تورم از یک فرآیند خود توضیح میانگین متحرک(ARMA) تبعیت می‌نماید که در نوع خود از انعطاف پذیرترین الگوهای سری‌های زمانی تک متغیره می‌باشد.

در معادله (۲) واریانس شرطی تورم تابعی از مجذور خطاهای معادله میانگین (تورم) و واریانس انتظاری پیش‌بینی شده می‌باشد که به صورت یک الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته با درجات p و q تصریح شده است. مقادیر برآوردی واریانس شرطی مدل میانگین به عنوان شاخص نااطمینانی در سایر معادلات لحاظ می‌شود. در واقع در معادله (۲) $\sigma_{\varepsilon t}^2$ واریانس شرطی تورم در معادله (۱) می‌باشد. مقادیر برآورد شده این متغیر شاخصی از نااطمینانی تورم بوده و صرفا" به تغییرپذیری تورم محدود نمی‌شود.

پراکندگی قیمت‌های نسبی(RPD) در معادله (۳) تابعی از وقفه‌های خود متغیر، مجذور تورم با وقفه و واریانس شرطی تورم برآورد شده از معادله (۲) می‌باشد. پارکس به منظور بررسی آثار دوره‌های تورمی و غیرتورمی توان دوم تورم را در معادله RPD به‌کار

می‌گیرد. در برخی از الگوها $(\Delta\pi^2)$ نیز به عنوان تورم غیر پیش‌بینی شده[1] در بررسی پراکندگی قیمت‌های نسبی لحاظ می‌شود. جارامیلو(۱۹۹۹)[2] به منظور تعیین آثار متقارن و غیرمتقارن تورم بر روی پراکندگی قیمت‌های نسبی از سطح تورم استفاده نموده و معتقد است اگرچه تورم با هر علامتی پراکندگی قیمت‌های نسبی را افزایش می دهد ولی تورم منفی، تاثیر بزرگتر و معنی‌دارتری بر روی پراکندگی قیمت‌ها در مقایسه با تورم مثبت دارد.

الگوی دیگر توسط بینته و مارتل(۲۰۰۵)[3] با در نظر گرفتن منحنی فیلیپس غیرخطی برای بررسی رابطه بین جنبه‌های مختلفی از متغیر تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی به صورت بردار خودرگرسیونی برونزا به صورت ذیل تصریح شده است:

$$\pi_t = C_{s,t} + \phi_{s,t-1}\pi_{t-1} + \beta_{s,t-1}ygap_{t-1} + \delta_{s,t-1}re_{t-1} + \theta_{s,t-1}ener_{t-1} + D_{11}gst + D_{12}tob + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2_{\varepsilon s,t}) \qquad (۴)$$

در الگوی فوق فشار طرف تقاضا از طریق شکاف تولید (ygap) در معادله لحاظ می‌شود و از طرف دیگر متغیرهای تورم قیمت وارداتی (re) و تورم قیمت واقعی انرژی (ener) فشارهای طرف عرضه را منعکس می‌نمایند. نرخ تورم کالاها و خدمات وارداتی به صورت رشد نرخ ارز واقعی تعریف شده است. متغیرهای مجازی gst و tob آثار افزایش وکاهش غیرمعمول مالیات بر دخانیات را در برخی از فصول لحاظ می‌نمایند.

در یک شکل کلی پراکندگی قیمت نسبی در معادله (۵) به صورت خودرگرسیونی و تابعی از متغیرهای برونزا تصریح شده است :

$$RPD_t = C_{rpd} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i RPD_{t-i} + \gamma Pux_t + \tau Nux_t + \varphi\hat{\pi}_t^2 + \lambda unce_t + \beta d_t + d_{21}gst + d_{22}tob + v_t$$

(۵)

---

[1] - Unanticipated inflation
[2] - Jaramillo(1999)
[3] -Binette & Martel (2005)

براساس مبانی نظری مذکور تورم انتظاری، تورم غیرمنتظره و نااطمینانی تورم که در فرآیند برآورد معادله میانگین ایجاد می‌شوند به صورت متغیرهای توضیحی برونزا به منظور آزمون دیدگاههای مختلف در معادله (۵) لحاظ می‌شوند. تورم انتظاری ($\hat{\pi}_t$) مقدار پیش‌بینی شده معادله (۴) در زمان آینده می‌باشد و به‌کار بردن مجذور آن براساس ادبیات موجود برای آزمون این ادعا است که مقادیر مثبت و منفی تورم اثر یکسانی بر روی RPD دارند و علاوه بر آن می‌تواند امکان غیرخطی بودن را نیز لحاظ نماید.

در الگوی مذکور زمانی که خطاها (ε_t)در معادله تورم مثبت باشند متغیر pux نشان‌دهنده مجذور تورم غیرمنتظره خواهد بود. متغیر Nux تورم غیرانتظاری براساس همین منطق با خطاهای منفی می‌باشد. نااطمینانی تورم(uncer) به صورت متوسط موزون از خطای واریانس پیش‌بینی تعریف می‌شود. در این الگو شاخص نااطمینانی کوتاه‌مدت (یک فصل پیش‌رو) به کار گرفته شده است، هرچند که تصمیمات اقتصادی دارای افقهای زمانی بلندمدت‌تر(بیش از یک فصل) می‌باشند و استفاده از شاخص نااطمینانی بلندمدت مفید به نظر می رسد. البته بایستی به این واقعیت توجه داشت که معیارهای مختلف نااطمینانی تورم از همبستگی بالایی برخوردارند.در این الگو متغیرهای مجازی معادله (۴) به منظور در نظر گرفتن آثار مستقیم آنها و متغیر مجازی (d) انحرافات آماری در سری‌های فصلی را به دلیل شرایط و وقایع خاص اقتصادی وسیاسی در الگوی پراکندگی قیمت های نسبی لحاظ می شود.

۳- پیشینه پژوهش

میلز(۱۹۲۷) و گراهام (۱۹۳۰)[1] از پیشگامان بررسی ارتباط بین تورم و پراکندگی قیمتهای نسبی می‌باشند. این محققان با استفاده از مطالعات توصیفی نشان داده‌اند که

[1] - Mills & Graham

پراکندگی قیمتهای نسبی با سطح تورم افزایش می یابد. ونینگ(۱۹۷۶) و پارکس(۱۹۷۸)[۱] براساس ادبیات نظری موجود نه تنها یافته‌های مطالعات گذشته را تایید نموده‌اند بلکه با روشهای مختلف این رابطه مهم را به یک واقعیت سبک شده در اقتصاد تبدیل نموده‌اند. با این وجود در مورد تأثیر جنبه‌های مختلف تورم (روند تورم، نااطمینانی تورم و تورم انتظاری ....) بر روی پراکندگی قیمتهای نسبی اجماع نظر کلی وجود ندارد.

گریر و پری(۱۹۹۶)[۲] با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت تولیدکننده آمریکا یک شاخص پراکندگی قیمت نسبی غیروزنی ایجاد نمودند. به منظور برآورد واریانس شرطی تورم مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته [۳] طراحی نموده و اثر آن را بر روی پراکندگی قیمت نسبی در سیستم تک معادله بررسی کردند. واریانس شرطی برآورد شده از الگوی فوق یعنی نااطمینانی تورم تبیین کننده مهمی برای پراکندگی قیمت‌های نسبی بوده است. این نتیجه در کلیه زیر مجموعه های دوره مورد بررسی (نمونه) و حتی الگوی تصریح شده بر حسب متغیر روند تورم نیز صادق بوده است.

به منظور آزمون سه تئوری پیش‌گفته ارستول(۱۹۹۹)[۴] با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت تولید کننده آمریکا یک شاخص غیروزنی پراکندگی قیمت نسبی ایجاد نمود. او با استفاده از مدل ARMA تورم ماهانه، فرضیه استقلال مجذور خطاها را رد نمود و از روش GARCH برای تصریح واریانس شرطی تورم کمک گرفت. مدلهای استخراج علایم و الگوی بر مبنای هزینه براساس سری‌های تولید شده با به کارگیری مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته بعضی از نتایج فوق را تایید نموده‌اند. در این الگو ضرایب نامتقارن برآورد شده برای تورم غیرمنتظره مثبت و منفی به طور ضمنی به معنای رد مدل استخراج

---

[1] -Vining & Parks
[2] - Grier & Perry
[3] - Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
[4] - Aarstol

علایم کوکرمن می‌باشد حتی اگر ضرایب تورم غیرمنتظره مثبت و منفی در سطح اعتماد بالایی معنی دار باشند. ارستول معتقد است که چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها به رد فرضیه اثر متقارن کمک نموده و با نتایج الگوهای بال و منکیو نیز مطابقت دارد.

وایتک(۲۰۰۲)[1] روابط پویای بین تورم و نااطمینانی آن، پراکندگی قیمت‌های نسبی و رشد تولید را با به‌کارگیری یک مدل سه متغیره GARCH بررسی نمود. او با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت تولید صنعتی کانادا نتیجه گرفت که پراکندگی قیمت‌های نسبی با متغیرهای روند تورم و نااطمینانی تورم رابطه مثبت داشته و افزایش می‌یابد. ولی انتخاب اینکه شاخص پراکندگی قیمت نسبی به صورت وزنی و یا غیر وزنی استفاده شود و نااطمینانی تورم نیز از ویژگی تقارنی برخوردار باشد در نتیجه‌گیری تعیین کننده می‌باشد. براساس یافته‌ها ضریب متغیر نااطمینانی تورم معنی دار بوده و متغیر روند تورم در الگوی شاخص وزنی بر دیگران برتری دارد. در مقابل متغیر روند تورم فقط زمانی معنی دار است که از شاخص غیروزنی پراکندگی قیمت نسبی استفاده شود با فرض اینکه ضریب نااطمینانی تورم بزرگ و متقارن نیز باشد.

تشکینی(۱۳۸۵) این فرضیه را که نااطمینانی تورم در سطح بالاتر تورم افزایش می یابد در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار داده است. این مطالعه بر اساس مدل های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته (GARCH) استوار است. از آنجا که واریانس شرطی به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورم است، ارتباط مثبت بین این واریانس و تورم به عنوان شاهدی بر اینکه نااطمینانی تورم همراه با سطح تورم افزایش می یابد، تفسیر می شود. یافته‌ها نشان می دهد رابطه مثبت و معنا داری بین تورم و نا اطمینانی آن وجود دارد و براین اساس بانک مرکزی با اعمال سیاست های ضد تورمی می تواند در جهت کاهش نااطمینانی

[1] - Vitek

تورم گام بردارد.

در مطالعه دیگری اندازه گیری نااطمینانی تورمی در ایران و هم چنین تعیین ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت، و بلند مدت توسط «فرزین وش» و«عباسی» (۱۳۸۵) انجام گرفته است.نتایج حاصله نشان می دهد در ایران بین تورم و نااطمینانی تورمی ارتباط مثبت کوتاه مدت وجود داشته و این ارتباط در بلند مدت معنی دار نمی باشد. هم چنین، در کوتاه مدت، شوک های تورمی منفی، کمتر از شوک های تورمی مثبت، بر روی نااطمینانی تاثیر داشته اند. نااطمینانی تورمی کوتاه مدت، از طریق مدل های GARCH و نااطمینانی بلند مدت، به‌وسیله مدل حالت - فضا محاسبه شده اند.

«ابراهیمی»و«سوری» (۱۳۸۵) به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم پرداخته اند. بدین منظور از مدلهای GARCH که امکان برآورد نااطمینانی یک متغیر و همچنین تاثیر نااطمینانی بر مقدار آن متغیر را فراهم می کند استفاده شده است. در این مطالعه با استفاده از داده های ماهانه تورم طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۴۷ نشان می دهند که اولا نااطمینانی تورم طی دوره مطالعه وجود داشته است، ثانیا نااطمینانی تورم با سطوح بالاتر تورم، افزایش یافته است و تاثیر متقابلی بین تورم و نااطمینانی آن وجود دارد.

۴- برآورد پراکندگی قیمت های نسبی

فرض کنید که q_{it} و p_{it} به ترتیب بیانگر مقدار و قیمت کالا ویا خدمت (i) در زمان (t) باشد. سپس تغییر قیمت کالا و یا خدمت در زمان t به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\pi_{i,t} = (Lnp_{it} - Lnp_{i,t-1}) \qquad (۶)$$

که در آن π_{it} نرخ رشد قیمت اقلام مختلف کالا و خدمات در سبد شاخص قیمت می‌باشد. با فرض اینکه p_t بیانگر سطح عمومی قیمت‌ها باشد نرخ تورم شاخص قیمت کل

براساس رابطه فوق به صورت $\pi_t = (Lnp_t - Lnp_{t-1})$ بوده که با متوسط نرخ تورم کلیه کالاها و خدمات موجود در سبد هزینه شاخص قیمت به صورت فرمول ذیل برابر خواهد شد:

$$\pi_t = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\pi_{i,t} \qquad (۷)$$

n: تعداد کالاها و خدمات موجود در سبد هزینه شاخص قیمت می باشد.

به منظور محاسبه شاخص پراکندگی قیمت نسبی از روش پارکس (۱۹۷۸) استفاده می‌شود. براساس این روش شاخص RPD در زمان t از طریق فرمول ذیل قابل محاسبه می‌باشد:

$$RPD = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\pi_{it} - \pi_t)^2 \qquad (۸)$$

اگر سهم هزینه برای کالا و خدمات (i) از n گروه یا بخش به این صورت باشد:

$$w_{it} = \frac{p_{it}q_{it}}{\sum_{i=1}^{n} p_{it}q_{it}} \qquad (۹)$$

شاخص موزون پراکندگی قیمت نسبی در زمان t به شکل زیر خواهد شد:

$$WRPD = \frac{1}{n}\sum w_{it}(\pi_{it} - \pi_t)^2 \qquad (۱۰)$$

۵- بررسی مشخصات تورم گروههای اصلی شاخص قیمت مصرف کننده و پراکندگی قیمت های نسبی

در بخشهای قبل رابطه بین سطح تورم، نااطمینانی تورم و بعضاً جنبه های خاصی از آن با پراکندگی قیمت های نسبی از دیدگاههای مختلف مورد بررسی قرار گرفت. در رویکرد هزینه ثابت تغییر قیمت، مکانیزم تعیین دستمزد مرحله‌ای رابطه بین روند تورم و پراکندگی قیمتهای نسبی را تبیین می نماید.در الگوها ی برحسب قیمت، نااطمینانی در مورد نرخ تورم

وجود نداشته و تصمیمات قیمت‌گذاری بنگاهها در مورد تولیدات به تعدیل هزینه‌ها در فواصل زمانی معین بستگی داشته و مداوم تغییر نمی‌یابد. در دیدگاه مذکور اگر بنگاهها فرآیند تعدیل قیمت محصولات را مستقل از زمان در نظر بگیرند، پراکندگی تغییر قیمت در بین محصولات تولیدی ایجاد شده و بنگاههای مختلف قیمت محصولات خود را با نرخ تورم افزایش خواهند داد. در مجموع رویکرد هزینه تغییرقیمت به رابطه مثبت تورم انتظاری بر روی پراکندگی قیمتهای نسبی تاکید می‌نمایند در حالی که در مدلهای استخراج علایم، نوسان قیمت کالاهای مختلف بیشتر در حول سطح عمومی قیمت‌ها متمرکز است که به تغییر پذیری(نوسان) داخل بازار اشاره دارد.

در این قسمت قبل از تبیین رابطه تورم و پراکندگی قیمت های نسبی در ایران ابتدا نرخ تورم فصلی شاخص قیمت[1] گروههای هشتگانه شاخص قیمت مصرف کننده(گروه خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن و سوخت و روشنایی، اثاث و کالاها و خدمات مورد استفاده،حمل و نقل و ارتباطات، درمان و بهداشت و تفریح، تحصیل و مطالعه وکالاها و خدمات متفرقه)به صورت درصد تغییر شاخص قیمت فصل جاری به یک فصل قبل تعریف شده و سپس شاخص پراکندگی قیمت های نسبی به صورت فصلی استخراج می شود. به منظور تجزیه و تحلیل های توصیفی با استفاده از اطلاعات سری زمانی فصلی دوره زمانی ۸۵:۲- ۱۳۶۰:۱ آماره های مختلف گروههای هشتگانه شاخص قیمت و شاخص پراکندگی قیمت های نسبی مورد محاسبه قرار گرفته است. مقادیر مجموعه آمار توصیفی در جدول شماره۱ نشان می‌دهد در طی دوره مذکور گروه تفریح و تحصیل مطالعه و حمل و نقل به ترتیب با ۵/۱ و ۴/۸ درصد تورم فصلی دارای بیشترین رشد قیمت‌ها در بین اجزای هشتگانه بوده‌اند.در این دوره بیشترین دامنه تغییرات قیمت‌ها نیز متعلق به این دو

---

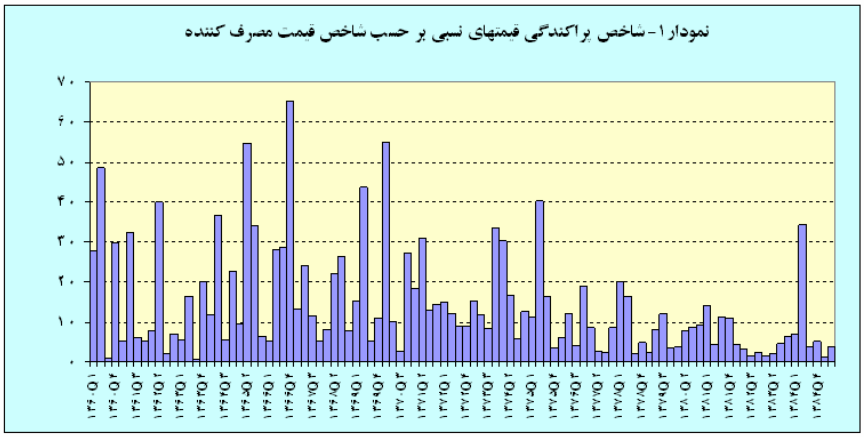
[1]- $\Pi_{it} = (cpi_{it} - cpi_{it-1} / cpi_{it-1}) * 100$

گروه می‌باشد به طوری‌که گروه تفریح و تحصیل و مطالعه با انحراف معیار ۷/۱ دارای بالاترین نوسان بوده و سپس گروه حمل و نقل با ۶/۴ در جایگاه دوم قرار گرفته است. در بین گروه‌های هشتگانه شاخص کل، شاخص قیمت گروه مسکن و سوخت و روشنایی و گروه پوشاک با انحراف معیاری معادل ۲/۴ و ۳/۹ با حداقل نوسانات همراه بوده است. متوسط رشد شاخص قیمت فصلی مصرف‌کننده معادل ۴/۴ درصد می‌باشد که در دامنه ۱۹/۵ و ۵/۳- درصد نوسان داشته و با انحراف معیاری معادل ۳/۶ در حول متوسط فصلی توزیع شده است.

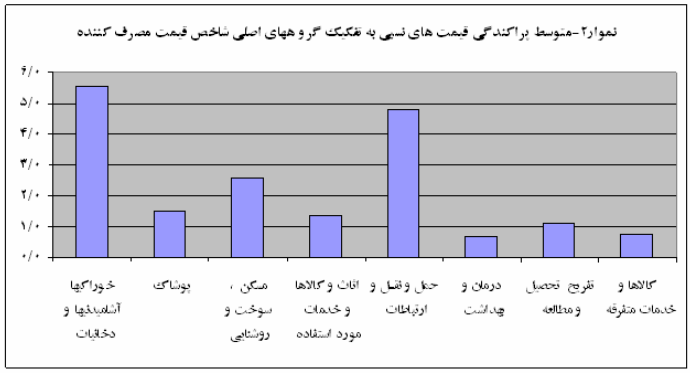
جدول ۱- مشخصات تورم در گروههای عمده شاخص قیمت مصرف کننده در دوره ۸۵:۲-۱۳۶۰:۱

گروههای تورم	کل	خوراکیها آشامیدنیها و دخانیات	پوشاک	مسکن ، سوخت و روشنایی	اثاث و کالاها و خدمات مورد استفاده	حمل و نقل و ارتباطات	درمان و بهداشت	تفریح تحصیل و مطالعه	کالاها و خدمات متفرقه
میانگین	٤/٤	٤/٥	٤/٣	٤/٤	٤/٣	٤/٨	٤/٦	٥/١	٤/٦
میانه	٤/٢	٥/١	٣	٤/٤	٣/١	٣/٣	٣/٢	٣/٢	٣/٦
ماکزیمم	١٩/٥	٢٥	١٩	١٠/٩	٢٤/٨	٣٧/٣	٢٠/٥	٤١/٣	٢٤/٥
مینیمم	-٥/٣	-١٢	-١/٩	-٣/١	-٦/٤	-١٦/٩	-٢/٦	-٩/٦	-٧/١
انحراف معیار	٣/٦	٦/٥	٣/٩	٢/٤	٤/٧	٦/٥	٤/١	٧/٢	٤/٧

در جدول شماره ۱ انحراف تورم اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده از مقدار متوسط تورم کل نشان می‌دهد در دو دهه اخیر تورم گروه پوشاک دارای کمترین انحراف از متوسط تورم فصلی شاخص کل می‌باشد. رشد شاخص قیمت فصلی گروه‌های تفریح و تحصیل و مطالعه و حمل و نقل و ارتباطات به طور متوسط معادل ۰/۷۵ و ۰/۵۸ درصد از متوسط نرخ تورم شاخص کل بیشتر می‌باشد. در نمودار شماره ۱ پراکندگی قیمت‌های نسبی طی دوره سال‌های ۱۳۸۵:۲-۱۳۶۰:۱ حکایت از دو دوره کم نوسان و پرنوسان می‌باشد. از ابتدای دوره مطالعه تا اواخر سال ۱۳۷۰ پراکندگی قیمت‌های نسبی تقریباً در سطحی بالاتر بوده است. در حالی‌که در سال‌های بعد از برنامه‌اول توسعه‌اقتصادی و اجتماعی‌تا فصل‌دوم سال۱۳۸۵ پراکندگی‌قیمت‌های نسبی کاهش یافته و در طی این دوره از روند کاهنده برخوردار شده است.



پراکندگی قیمت‌های نسبی به تفکیک گروه‌های اصلی شاخص قیمت مصرف‌کننده در نمودار شماره۲ نشان می‌دهد در طی سال‌های مورد بررسی گروه خوراکیها، آشامیدنی‌ها و دخانیات با متوسط ضریب پراکندگی معادل ۵/۵۳ از بیشترین میزان انحراف قیمت های نسبی برخوردار بوده‌است. سپس گروه حمل‌ونقل و ارتباطات با ضریب پراکندگی ۴/۸ در رتبه دوم و مسکن‌و سوخت و روشنایی‌در جایگاه سوم در بین اجزای هشتگانه قرار دارند. در همین دوره گروه درمان و بهداشت وکالاها و خدمات متفرقه با کمترین ضریب پراکندگی دارای حداقل نوسانات می‌باشند.



۶- تجزیه و تحلیل نتایج برآوردی مدل میانگین تورم و نااطمینانی آن

همان‌طوری‌که در مباحث تئوریک مطرح شد دیدگاه‌های مختلفی در مورد نحوه اثرگذاری نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت های نسبی وجود دارد. در این بخش از مقاله با استفاده از یک الگوی اقتصادسنجی آثار نااطمینانی تورم بر پراکندگی قیمت های نسبی تبیین شده و فرضیه مورد نظر مورد آزمون قرارمی گیرد. بدین منظور برای برآورد شاخص نااطمینانی تورم یک الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگروسیونی تصریح شده است. در معادله (۱۱) نرخ تورم تابعی از وقفه‌های تورم، ،عوامل فصلی و نااطمینانی آن در نظرگرفته شده است. در رابطه (۱۲) واریانس خطای تورم به منظور بررسی آثار شوک‌های تورمی و همچنین میزان پایداری آنها تابعی از مقادیر با وقفه مربعات خطا و واریانس شرطی می‌باشد. در این معادله ضریب γ_4 بیانگر سایر متغیرهای مستقل تاثیرگذار بر شاخص نااطمینانی تورم می‌باشد. ابتدا معادله تورم با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۵:۲-۱۳۶۰:۱، نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده به منظور آزمون ثابت بودن واریانس جملات اختلال به روش حداقل مربعات معمولی برآورد گردیده است. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی خودرگرسیونی (ARCH) نشان می دهد فرضیه واریانس ثابت جملات اختلال رد شده و واریانس تورم در طی زمان افزایش می یابد.

ARCH-Test

F-statistic	3/1	Probability	0/05
Obs*R-squared	5/9	Probability	0/05

در مرحله دوم به منظور استخراج واریانس شرطی تورم الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته ذیل مورد برازش قرار گرفته است. نتایج حاصل از تخمین مدل میانگین و واریانس در جدول شماره ۲ ارائه شده است که به طور خلاصه می‌توان به صورت ذیل نوشت :

$$\pi_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{6} \beta_i \pi_{t-6} + \sum_{j=1}^{4-1} \alpha_j S_{it} + \lambda_1 D73 + \varphi \sigma_t^2 \qquad (۱۱)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 e_{t-1}^2 + \gamma_2 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_3 \sigma_{t-2}^2 + \gamma_4 d(Log(wer_{t-1})) \qquad (۱۲)$$

در معادلات فوق

π_t: نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده

σ_t^2 : واریانس معادله تورم که به عنوان شاخصی برای نااطمینانی تورم می‌باشد

D73 : متغیر مجازی سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در فصول پایانی سال ۱۳۷۳

S_{ti}: متغیر موهومی فصلی می‌باشد که برای فصول موردنظر مقدار یک و برای سایر صفر می‌باشد.

e_t^2 : مجذور خطای مدل میانگین (معادله تورم)

D(Log(wer)) : رشد نرخ ارز موزون

جدول۲- نتایج برآوردی معادله تورم (مدل میانگین)

نام متغیر	ضرایب برآوردی	آماره Z
C	۳/۳	۷/۶
σ_t^2	۰/۱۴	۱/۸
π_{t-1}	۰/۲۲	۲/۰۴
π_{t-3}	۰/۳۲	۴/۵
π_{t-5}	-۰/۱۳	-۱/۹
π_{t-6}	-۰/۰۹	-۱/۳
S_1	۱/۴	۳/۰۶
S_2	-۳/۳	-۴/۷
S_3	-۱/۹	-۴/۲
	۷/۸	۴/۱
AIC = 4/3 SC = 4/7	F = 12/8 D.W = 2/01	$R^2 = 0/65$ $\overline{R}^2 = 0/60$
نتایج برآوردی معادله واریانس شرطی تورم		
C	۰/۱۳	-۳/۳
e_{t-1}^2	۰/۱۴	۱/۸
σ_{t-1}^2	۰/۷۹	۱۰/۸
$D(\log(wer_{t-1}))$	۰/۱۲	۲/۸

در معادله ۱۱ (مدل میانگین) نرخ تورم تابعی از وقفه‌های[1] اول،سوم،پنجم و ششم متغیر وابسته و متغیرهای موهومی فصلی تصریح شده است و غالبا" در سطح احتمال کمتر از ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.نتایج آزمونهای تشخیص نظیرآزمون همبستگی سریالی جملات اختلال و آزمون وایانس ثابت بیانگر خوبی برازش و تصریح مناسب در الگوهای مذکور می باشد. در معادله تورم متغیر موهومی فصلی اول اثر مثبت و فصل‌های دوم و سوم اثر منفی بر روی تورم دارند. براساس نتایج ارائه شده در جدول شماره۲ رابطه بین تورم و واریانس شرطی آن مثبت بوده و حاکی از آن است که در اقتصاد ایران نااطمینانی شکل گرفته از دوره‌های تورمی گذشته باعث تشدید فرآیندهای تورمی در دوره‌های آتی می‌شود. به عبارتی در اقتصاد ایران تغییرپذیری و یا ناپایداری در سیاست‌های مختلف اقتصادی در طی سال‌های مختلف با ایجاد شوک‌های تورمی اثر مثبت بر روی واریانس تورم داشته و با افزایش نااطمینانی، بنگاه‌ها به شرایط و وضعیت اقتصادی در امر قیمت‌گذاری حساس شده و قیمت کالا و خدمات خود را به دفعات بیشتری تعدیل می‌نمایند.

در معادله ۱۲ (مدل واریانس شرطی) واریانس معادله میانگین از یک فرآیند مشخص تبعیت نموده و در طول زمان ثابت نمی‌باشد. نتایج ارائه شده در جدول شماره۲ نشان می‌هد شوکهای تورمی با یک وقفه،اثر مثبت بر روی نااطمینانی تورم داشته و درمقایسه با وقفه‌های واریانس شرطی اثر کوچکتری در تبیین رفتار نااطمینانی دارد.طی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۶۰ وجود نظامهای ارزی متنوع و تغییر سیاستهای ارزی متفاوت باعث شده است که تغییرات نرخ ارز در بازارهای رسمی و غیررسمی آثار قابل توجهی بر روی انتظارات تورمی ایجاد نماید؛ به‌طوری‌که لحاظ‌کردن آن به عنوان‌یک متغیر توضیحی‌در معادله واریانس شرطی تورم نشان می‌دهد تغییرات نرخ ارز بایک وقفه اثرمثبت ومعنی داری بر روی نااطمینانی تورم خواهد

[1] تعیین وقفه های بهینه الگوی فصلی تورم بر مبنای نتایج آزمونهای شوارتز وآکائیک صورت گرفته است.

داشت.

۷- تجزیه و تحلیل نتایج برآوردی مدل پراکندگی قیمت‌های نسبی

همان‌طور که در ادبیات نظری اشاره شد الگوهای مختلفی برای بررسی رابطه بین تـورم و پراکندگی قیمت نسبی به کارگرفته شده است. بیشتر مطالعات صورت گرفته در زمینه تبیین رفتار پراکندگی قیمت های نسبی به آزمون‌های جنبه‌های خاصـی از تـورم شـامل نااطمینـانی تورم، تورم انتظاری و غیرانتظاری، ناپایداری آن و یا آثار متقارن و نامتقارن آنها پرداخته‌اند. در این بخش از مطالعه تلاش شده است با استفاده از سری‌هـای زمـانی فـصلی، مفـاهیم فـوق در قالب الگوهای ذیل به صورت تجربی در اقتصاد ایران مورد آزمون قرارگیرد:

$$\omega rpd_t = \beta_0 + \beta_1 \omega rpd_{t-1} + \beta_2 \sigma^2_{t-1} + \beta_3 |e_t| + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 D69 \quad (۱۳)$$

$$\omega rpd_t = \alpha_0 + \alpha_1 \omega rpd_{t-1} + \alpha_2 \sigma^2_{t-1} + \alpha_3 |e_t| + \alpha_4 \Delta(\pi_{t-1}) + \alpha_5 D69 \quad (۱۴)$$

$$\omega rpd_t = \gamma_0 + \gamma_1 \omega rpd_{t-1} + \gamma_2 \sigma^2_{t-1} + \gamma_3 ene_t + \gamma_4 epe_t + \gamma_5 \pi^2_t + \gamma_5 D69 \quad (۱۵)$$

$$\omega rpd_t = \lambda_0 + \lambda_1 \omega rpd_{t-1} + \lambda_2 \sigma^2_{t-1} + \lambda_3 ene_t + \lambda_4 epe_t + \lambda_5 \Delta(\pi_{t-1}) + \lambda_5 D69 \quad (۱۶)$$

در معادلات فوق σ^2_t بیانگر واریانس شرطی معادله تورم بوده ودر معادلـه پراکنـدگی قیمتهای نسبی آثار نااطمینانی را لحاظ می‌نماید. مقادیر خطای معادله تورم به صـورت مطلـق شاخصی از تورم غیرمنتظره بوده که به تفکیک تورم غیرمنتظره مثبت $epe_t = e_t \rangle 0$ و منفـی $ene_t = e_t \langle 0$ به منظور آزمون فرضیه اثرمتقارن درمعادلات پراکنـدگی قیمـت هـای نـسبی وارد شده است. متغیر توضیحی تورم با جنبه‌های خاصی از تورم برای ارزیـابی آثـار دوره‌هـای تورمی و غیرتورمی، ناپایداری و بی‌ثباتی تورم بر پراکندگی قیمت‌هـای نـسبی در نظـر گرفتـه شده است.

الگوهای (۱۶-۱۳)با استفاده از اطلاعات فصلی سال‌های ۸۵-۱۳۶۰ بـه روش حـداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده و نتایج آنها در جدول شماره ۳ ارائـه شـده اسـت. تمـام ضرایب برآورد شده الگوهای مـذکور علامـت مـورد انتظـار داشـته و از نظـر آمـاری در سـطح اطمینان بالایی معنی دار می‌باشد. در معادلات برآورد شده واریانس تورم با یـک وقفـه معـادل ۰/۱۴ واحد درصد پراکندگی قیمت‌های نسبی را افزایش می‌دهد. به عبارتی در طی دوره مورد بررسی با افزایش نااطمینانی تورم که غالبا"از بی ثباتی سیاست‌های پولی و مالی و ارزی کشور در مقاطع زمانی مختلف ناشی می‌شود پراکندگی قیمـت‌هـای نـسبی در بخـش‌هـای مختلـف اقتصادی از قبیل مسکن، حمل و نقل و ارتباطات، بهداشت و درمان و... نیز افزایش می‌یابد. در شرایطی که نااطمینانی وجود داشته باشد بنگاه‌ها به شرایط و وضعیت اقتصادی در امر قیمـت گذاری حساس شده و به دفعات بیشتری قیمت کالا و محصولات تولیدی را تعدیل می‌نماینـد. براساس یافته‌های حاصله تورم غیرمنتظره، فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمـت‌هـای نسبی را در مقایسه با سایر متغیرهای برونزا به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد.

تجزیه تورم غیرانتظاری به دو جزء تورم غیرانتظاری مثبت و منفی و لحاظ کردن آنها در معادله (۱۵) نشان می‌دهد که هر دو جنبه از تورم غیرانتظاری علامت مورد انتظار داشته و از نظر آماری در سطح بالایی معنی دار می‌باشد. به عبارتی در اقتصاد ایران فعـالان اقتـصادی با درک تورم غیرانتظاری منفی تعدیل قیمت کالاها و خدمات تولیدی را کـاهش داده و بـدین ترتیب باعث کاهش پراکندگی قیمت‌های نسبی در کل بخش‌ها می‌شوند. اما در مقابـل وقتـی که شوک‌های تورمی مثبت به اقتصاد سرایت می‌کند تورم غیرانتظـاری مثبـت انگیـزه تعـدیل قیمت‌ها را فراهم نموده و باعث می‌شود بنگاه‌ها به تـــناوب قیمـت‌هـای خـود را در پاسـخ بـه شوک ها تغییر داده و جهت به تعادل رسیدن به طور گسترده نوسان یابند.

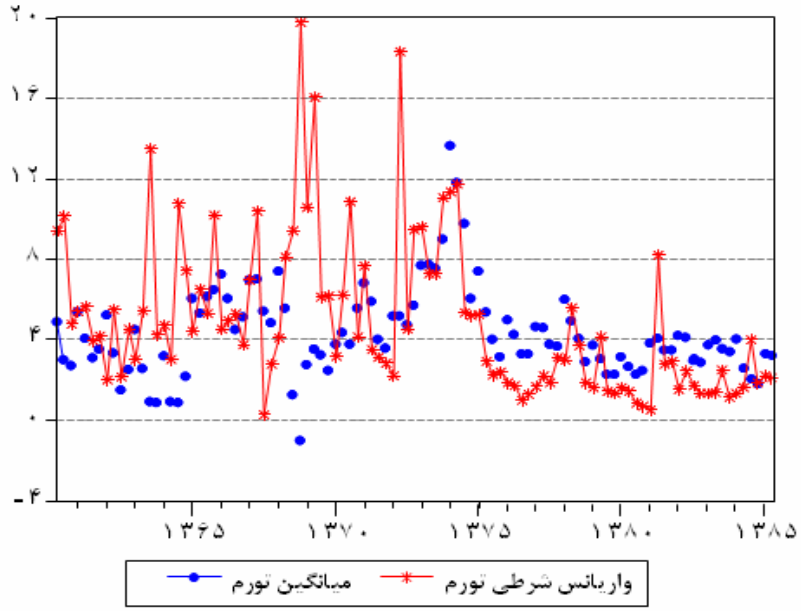
بنابراین نتایج به دست آمده نشان می‌دهد در اقتصاد ایران شوک های مثبت و منفی تورم اثر مشابهی بر روی انحراف قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصاد نداشته و فرضیه اثر متقارن‌تورم غیرانتظاری مثبت و منفی مورد تایید قرار نمی‌گیرد. همچنین در معادلات برازش شده WRPD تورم کل مصرف کننده تابعی از تورم با وقفه، تغییر تورم و یا مجذور تورم نیز در نظر گرفته شده است. ضرایب متغیرهای توضیحی مذکور در چهار الگوی WRPD از نظر آماری در سطح بالایی معنی‌دار می‌باشد ولی تاثیرگذاری آنها بر پراکندگی قیمت‌های نسبی در مقایسه با سایر متغیرها کوچک می‌باشد. در واقع عامل‌های اقتصادی در کلیه فعالیت‌های اقتصادی اعم از تولیدی و خدماتی در قیمت‌گذاری و یا تعدیل قیمت محصولات وزن کمتری به تورم دوره گذشته و یا ناپایداری آن در مقایسه با نااطمینانی و یا تورم غیرانتظاری می‌دهند. در جدول شماره ۳ ضرایب D69 متغیر مجازی تغییر سال پایه شاخص قیمت مصرف کننده در سال ۱۳۶۹ نشان می‌دهد تغییر وزن کالاها و خدمات در سبد مصرف کننده تاثیر معنی‌دار بر پراکندگی قیمت‌های نسبی دارد.

جدول۳- نتایج برآوردی معادله پراکندگی قیمت‌های نسبی

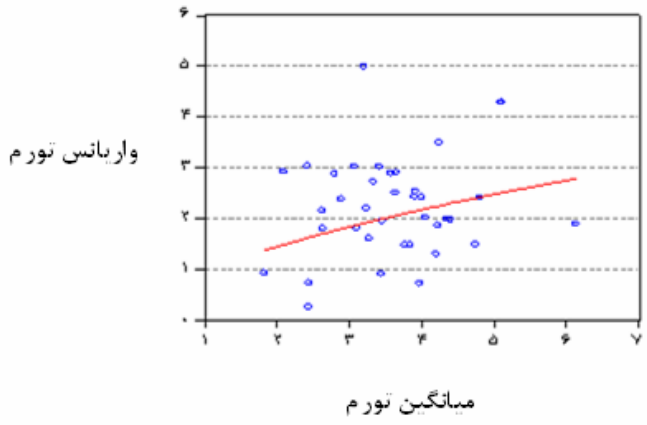
نوع مدل	متغیرها	ضریب برآوردی	t آماره	ملاحظات
الگوی اول(۱۳)	C	۸	۰/۸	$R^2 = 0/75$
	$wrpd_{t-1}$	-۰/۲۱	-۲/۸	$\overline{R}^2 = 0/74$
	σ^2_{t-1}	۰/۱۴	۲/۵	F= 57/8
	$/ e_t /$	۰/۴۷	۴/۱	D.W = 1/86
	π_{t-1}	۰/۰۹	۲/۷	AIC = 3/56
	D69	۱۰/۶	۷/۹	SC = 3/7
الگوی دوم(۱۴)	C	۰/۵۳	۱/۸	$R^2 = 0/75$
	$wrpd_{t-1}$	-۰/۱۹	-۲/۷	$\overline{R}^2 = 0/73$
	σ^2_{t-1}	۰/۱۵	۲/۸	F = 56
	$/ e_t /$	۰/۴۹	۴/۳	D.W = 1/85
	$\Delta(\pi_{t-1})$	۰/۰۵	۲/۲	AIC = 3/6
	D69	۱۰/۴	۸/۶	SC = 3/7
الگوی سوم(۱۵)	C	۰/۵۵	۱/۹۸	$R^2 = 0/75$
	$wrpd_{t-1}$	-۰/۱۸	-۲/۲	$\overline{R}^2 = 0/74$
	σ^2_{t-1}	۰/۱۳	۲/۳	F = 44/4
	ene_t	-۰/۴۳	-۳/۸	D.W = 1/92
	epe_t	۰/۳۳	۱/۹۷	AIC = 3/6
	$(\pi_t)^2$	۰/۰۰۷	۲/۸	SC = 3/8
	D69	۱۰/۷	۷/۷	
الگوی چهارم(۱۶)	C	۰/۵۶	۱/۹	$R^2 = 0/75$
	$wrpd_{t-1}$	-۰/۱۸	-۲/۱	$\overline{R}^2 = 0/73$
	σ^2_{t-1}	۰/۱۵	۲/۸	F = 43/8
	ene_t	-۰/۴۷	-۳/۸	D.W = 1/84
	$epne_t$	۰/۴۵	۲/۸	AIC = 3/6
	$\Delta(\pi_{t-1})$	۰/۰۶	۳/۲	SC = 3/8
	D69	۱۰/۳	۸/۳	

در نمودار شماره ۳ و۴ روند تاریخی و پراکنش نرخ تورم فصلی و واریانس شرطی تورم در دوره ۸۵-۱۳۶۰ ترسیم شده است. روند زمانی میانگین تورم با نااطمینانی آن در مقاطع زمانی مختلف نشان می‌دهد از ابتدای دوره مورد بررسی تا فصول اول سال ۱۳۷۵ نه تنها سطح هر دو متغیر بالاتر می باشد بلکه همچنین پراکندگی آن‌ها نیز در طی این دوره افزایش یافته است. به نظر می رسد در طی سال‌های جنگ تحمیلی ملاحظات اقتصادی و سیاسی خاص و در دوران برنامه اول توسعه اقتصادی نیز بازسازی‌های ناشی از جنگ تحمیلی مانع از رعایت انضباط مالی و یا اجرای سیاست‌های ارزی و پولی مناسب گردیده است. لذا طی این دوره برآیند تمام عوامل اقتصادی، سیاسی در سطوح داخلی و بین‌المللی، بی‌ثباتی را افزایش داده و نهایتاً مانع از تثبیت نرخ تورم در سطح پایین گردیده است. اما از سال ۱۳۷۵ با اجرای سیاست‌های پولی و ارزی مناسب و حاکم شدن شرایط ثبات نسبی در صحنه بین‌المللی سطح و پراکندگی نااطمینانی تورم کاهش یافته و به تبع آن نرخ تورم نیز روند نزولی گرفته و دامنه نوسان آن نیز محدود گردیده است. به بیان دیگر با فراهم کردن شرایط ثبات در تمام زمینه‌های اقتصادی و سیاسی، انتظارات تورمی عامل‌های اقتصادی کاهش یافته و با یک هدف تورمی معین در افق زمانی میان‌مدت می‌توان سطح آن را کاهش داد. بنابراین در شرایطی که سیاست‌های پولی، ارزی و مالی به طور ناگهانی و بدون در نظر گرفتن شرایط اقتصادی موجود اتخاذ شوند و پایبندی و تعهدی نیز به اهداف وجود نداشته باشد، نااطمینانی شکل گرفته نه تنها بی‌ثباتی تورم را افزایش می‌دهد بلکه در اثر فشارهای ایجاد شده امکان افزایش سطح آن نیز به آسانی فراهم می شود.

نمودار ۳ - روند زمانی تورم و واریانس شرطی (۸۵:۴ - ۱۳۶۰:۱)



نمودار ۴- پراکنش تورم و واریانس شرطی (۸۵:۴-۱۳۶۰:۱)



روند واریانس شرطی تورم[1] در گروه‌های هشتگانه شاخص قیمت مصرف‌کننده نشان می‌دهد در اکثر گروه‌ها سطح نااطمینانی از اواسط برنامه دوم توسعه اقتصادی-اجتماعی با کاهش سطح و پراکندگی همراه بوده است. در طی دوره مورد بررسی گروه مسکن و سوخت و روشنایی، پوشاک، درمان و بهداشت به ترتیب با متوسط واریانس معادل ۲/۵، ۵/۷ و ۶/۱ واحد دارای کمترین سطح نااطمینانی بوده است. ماتریس ضرایب همبستگی بین واریانس گروه‌های عمده شاخص قیمت مصرف‌کننده در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد نااطمینانی در گروه‌های مسکن و سوخت و روشنایی، اثاث و کالاها و خدمات موردنیاز و حمل و نقل و ارتباطات دارای بالاترین سطح همبستگی با نااطمینانی تورم کل می‌باشد. همچنین ضرایب برآوردی در ماتریس همبستگی بین گروه‌های هشتگانه حکایت از آن دارد که در طی دوره مورد مطالعه واریانس تورم گروه‌های مختلف به طور متقاطع بر یکدیگر اثر دارند. به عبارتی نااطمینانی شکل گرفته در یک بازار منجر به کاهش یا افزایش نااطمینانی در بازارهای دیگر خواهد شد.

جدول٤- مشخصات واریانس تورم در گروههای عمده شاخص قیمت مصرف کننده در دوره ۸۵:۲-۱۳٦۰:۱

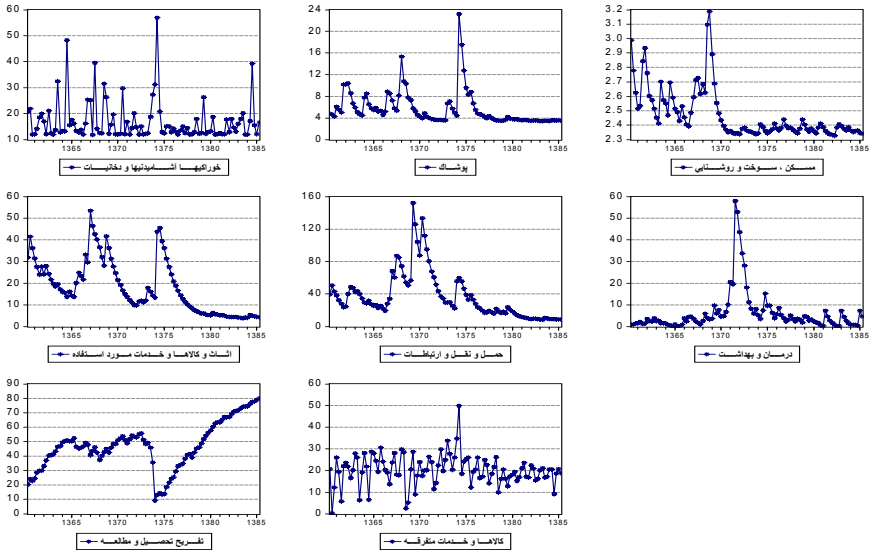
گروههای تورم	کل	خوراکیها آشامیدنیها و دخانیات	پوشاک	مسکن ، سوخت و روشنایی	اثاث و کالاها و خدمات مورد استفاده	حمل و نقل و ارتباطات	درمان و بهداشت	تفریح تحصیل و مطالعه	کالاها و خدمات متفرقه
میانگین	٤/۹	۱٦/۹	٥/۷	۲/٥	۱۸/۲	۳۷/۰	٦/۱	٤۷/۲	۲۰/۲
میانه	٤/۰	۱۳/۸	٤/٦	۲/٤	۱٥/٦	۲۸/۲	۳/٥	٤۷/۱	۲۰/۳
ماکزیمم	۱۹/۸	٥٦/۹	۲۳/۲	۳/۲	٥۳/٤	۱٥۲/۳	٥۸/۰	۸۰/۲	٤۹/۹
مینیمم	۰/۳	۱۱/۹	۳/٤	۲/۳	۳/۹	۸/٤	۰/۲	۹/۲	۰/۲
انحراف معیار	۳/۹	۷/۸	۳/۱	۰/۲	۱۲/٤	۲۹/۰	۹/۷	۱٦/٤	۷/۱

[1]- واریانس شرطی تورم در گروه‌های هشتگانه شاخص قیمت مصرف کننده از طریق الگوهای مختلف واریانس ناهمسانی شرطی خودرگروسیونی برآورد شده است.

جدول۵- ماتریس همبستگی واریانس تورم بین گروههای عمده شاخص قیمت مصرف کننده در دوره ۸۵:۲-۱:۱۳۶۰

گروههای تورم	کل	خوراکیها آشامیدنیها و دخانیات	پوشاک	مسکن ، سوخت و روشنایی	اثاث و کالاها و خدمات مورد استفاده	حمل و نقل و ارتباطات	درمان و بهداشت	تفریح تحصیل و مطالعه	کالاها و خدمات متفرقه
کل	۱/۰۰	۰/۳۵	۰/۲۴	۰/۴۵	۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۱۰	-۰/۲۷	۰/۱۶
خوراکیها آشامیدنیها و دخانیات	۰/۳۵	۱/۰۰	۰/۳۵	۰/۲۷	۰/۲۳	۰/۱۵	-۰/۰۸	-۰/۱۲	-۰/۰۹
پوشاک	۰/۲۴	۰/۳۵	۱/۰۰	۰/۳۰	۰/۶۷	۰/۲۵	-۰/۱۰	-۰/۵۶	۰/۳۳
مسکن ، سوخت و روشنایی	۰/۴۵	۰/۲۷	۰/۳۰	۱/۰۰	۰/۵۹	۰/۲۸	-۰/۲۴	-۰/۳۰	-۰/۲۸
اثاث و کالاها و خدمات مورد استفاده	۰/۴۲	۰/۲۳	۰/۶۷	۰/۵۹	۱/۰۰	۰/۵۴	-۰/۰۹	-۰/۶۹	۰/۱۰
حمل و نقل و ارتباطات	۰/۴۱	۰/۱۵	۰/۲۵	۰/۲۸	۰/۵۴	۱/۰۰	۰/۲۱	-۰/۳۰	۰/۰۷
درمان و بهداشت	۰/۱۰	-۰/۰۸	-۰/۱۰	-۰/۲۴	-۰/۰۹	۰/۲۱	۱/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۴
تفریح تحصیل و مطالعه	-۰/۲۷	-۰/۱۲	-۰/۵۶	-۰/۳۰	-۰/۶۹	-۰/۳۰	۰/۰۱	۱/۰۰	-۰/۲۰
کالاها و خدمات متفرقه	۰/۱۶	-۰/۰۹	۰/۳۳	-۰/۲۸	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۰۴	-۰/۲۰	۱/۰۰

روند زمانی واریانس تورم در گروههای عمده شاخص قیمت مصرف کننده



۸- جمع‌بندی و نتیجه گیری

بررسی آماره های توصیفی شاخص قیمت مصرف‌کننده و هشت گروه عمده آن در دوره زمانی ۱۳۸۵:۲-۱۳۶۰:۱ نشان می دهد که گروه "تفریح و تحصیل و مطالعه" و گروه "حمل و نقل و ارتباطات" دارای بیشترین دامنه تغییرات قیمت‌ها می‌باشند . در این دوره انحراف تورم اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده از متوسط تورم کل نشان می‌دهد تورم گروه "پوشاک" دارای کمترین میزان انحراف می‌باشد در حالی‌که رشد شاخص قیمت فصلی گروه‌های "تفریح و تحصیل و مطالعه" و"حمل و نقل و ارتباطات" به طور متوسط دارای بیشترین میزان انحراف از نرخ تورم شاخص کل می‌باشد.

میزان شاخص پراکندگی قیمت‌های نسبی طی دوره مذکور حکایت از دو دوره کم نوسان و پرنوسان دارد. در دهه ۶۰ تا اواخر سال ۱۳۷۰ پراکندگی قیمت‌های نسبی تقریباً در سطحی بالاتر بوده است اما از برنامه اول توسعه تا فصل دوم سال۱۳۸۵، پراکندگی قیمت‌های نسبی کاهش یافته است.در این دوره گروه "خوراکیها، آشامیدنی‌ها و دخانیات" با متوسط ضریب پراکندگی ۵/۵ از بیشترین میزان انحراف قیمت های نسبی برخوردار بوده است ولی گروه های "درمان و بهداشت" و "کالاها و خدمات متفرقه" با کمترین ضریب پراکندگی دارای حداقل نوسانات می‌باشند.

در بخش دوم مطالعه برآورد الگوهای اقتصاد سنجی با استفاده از سری‌های زمانی فصلی سال‌های ۸۵-۱۳۶۰ به روش ARCH نشان می دهد بین تورم و نااطمینانی آن رابطه مثبت وجود دارد و این باعث تشدید فرآیندهای تورمی در دوره‌های آتی می‌شود. به عبارتی در اقتصاد ایران تغییرپذیری و یا ناپایداری در سیاست‌های مختلف اقتصادی طی سال‌های مختلف با ایجاد تغییرات ناگهانی در تورم، واریانس تورم را افزایش داده است . نهایتا" با افزایش نااطمینانی،فعالان اقتصادی بخصوص بنگاه‌های تولیدی و خدماتی در

تصمیمات قیمت‌گذاری به شرایط و وضعیت اقتصادی حساس شده و قیمت کالاها و خدمات خود را به دفعات بیشتری تعدیل می‌نمایند.

مطالعه پراکندگی قیمت های نسبی نشان می دهد تغییرات تورم پس از یک فصل، نوسان قیمت‌های نسبی را افزایش می‌دهد. به عبارتی با افزایش نااطمینانی تورم که غالبا"از بی ثباتی سیاست‌های پولی و مالی کشور در مقاطع زمانی مختلف ناشی می‌شود نوسان قیمت‌ها ی نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی از قبیل مسکن، حمل و نقل و ارتباطات و بهداشت و درمان نیز افزایش می‌یابد.

در این مطالعه تورم غیر منتظره ، فارغ از مثبت و منفی بودن آن، نوسان قیمت‌های نسبی را در مقایسه با سایر متغیرهای تاثیر گذار به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد. همچنین نتایج بررسی نشان می دهد تغییرات ناگهانی تورم فارغ از کاهشی یا افزایشی بودن اثر یکسانی بر روی انحراف قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف نداشته و فرضیه اثر متقارن تورم غیرمنتظره مثبت و منفی در اقتصاد ایران مورد تایید قرار نمی گیرد. به بیان دیگر در اقتصاد ایران فعالان اقتصادی با درک تورم غیرمنتظره منفی، تغییرات قیمت کالاها و خدمات تولیدی را کاهش داده و بدین ترتیب باعث کاهش نوسان قیمت‌های نسبی در کل بخش‌ها می‌شوند. اما زمانی که تغییرات ناگهانی تورم در اقتصاد مثبت باشد، این تورم غیرمنتظره انگیزه تعدیل قیمت‌ها را فراهم نموده و باعث می‌شود بنگاه‌های اقتصادی قیمت کالاها و خدمات خود را به دفعات بیشتری در پاسخ به تغییرات ناگهانی تغییر دهند. در چنین شرایطی به منظورحاکم شدن تعادل جدید، قیمت های نسبی در کلیه بخشهای اقتصادی به طور قابل ملاحظه نوسان خواهند داشت.همچنین بررسی ضرایب همبستگی بین گروه‌های عمده (هشتگانه) شاخص قیمت مصرف کننده نشان می دهد تغییرات تورم گروه‌های مختلف به طور متقاطع بر یکدیگر اثر دارند. به عبارت دیگر نااطمینانی شکل گرفته در یک بازار منجر

به کاهش یا افزایش نااطمینانی در بازارهای دیگر خواهد شد.

بنابراین در شرایطی که تورم آینده با نااطمینانی رابطه مثبت داشته باشد حساسیت بنگاهها به شرایط و وضعیت اقتصادی افزایش یافته و نوسان تورم را مهمترین نماگر در قیمت‌گذاری محصولات لحاظ می‌نمایند. لذا هر سیاستی که موجبات افزایش نرخ تورم شود نااطمینانی شکل گرفته از آن شتاب تورم را افزایش داده و باعث می شود بنگاه‌های اقتصادی به دفعات بیشتری قیمت محصولات تولیدی را در پاسخ به افزایش هزینه‌های تولید تغییر دهند.لذا سیاستگذاران اقتصادی بایستی در حوزه های پولی و مالی با اتخاد سیاست های هدف تورمی، دامنه نوسان تورم را محدود نموده و بدین ترتیب با کاهش نااطمینانی آن هزینه های اقتصادی و اجتماعی تورم را حداقل نمایند.

فهرست منابع و ماخذ

الف: فارسی

۱- تشکینی، احمد (۱۳۸۵) " آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می کند؟" دانشگاه تهران، مجله تحقیقات اقتصادی ،خرداد و تیر، شماره۷۳.

۲- فرزین وش اسداله و موسی عباسی(۱۳۸۵) "بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدلهای GARCH وحالت - فضا (۱۳۸۲- ۱۳۴۰) "دانشگاه تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، مرداد و شهریور، شماره۷۴.

۳- ابراهیمی محسن و علی سوری(۱۳۸۵)" رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران" دانش و توسعه،شماره ۱۸.

۴- گزارش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره آمارهای اقتصادی. سالهای مختلف.

ب:انگلیسی

1- Aarstol, M. (1999),"Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Variability." Southern Economic Journal 66: 414-23.

2- Ball, L. and D. Romer,(1993),"Inflation and the Informativeness of Prices," National Bureau of Economic Research Working Paper: No.: 4267.

3- Binette.A and S. Martel,(2005),"Inflation and Relative Price Dispersion In Canada: An Empirical Assessment" Bank of Canada Working Paper 2005-28.

4- Cukierman, A. (1983),"Relative Price Variability and Inflation: A Survey and Further Results." In Variability in Employment, Prices and Money, edited by K. Brunner and A. Meltzer, 103-57. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.

5- Crawford.A and M.Kasumovich,(1996)," Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?" Bank of Canada, Ottawa Ontario Canada K1A 0G9.
6- Engle, R. F., Lilien, D. M. and Robins, R. P. (1987), "Estimating Time-varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", Econometrica 55, 391–408.
7- Hercowitz, Z.(1981) "Money and the Dispersion of Relative Prices," Journal-of-Political-Economy 89(2), pp. 328-56.
8- Lucas E. R., (1973),"Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs," American Economic Review 63, pp 326-34.
9- Friedman, M. (1977),"Nobel Lecture: Inflation and Unemployment." Journal of Political Economy 85: 451-72.
10- Longworth, D. (2002),"Inflation and the Macroeconomy: Changes from the 1980s to the 1990s." Bank of Canada Review : 3-18.
11- Grier, K.B. and M.J. Perry. (1996), "Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate GARCH-M Models." Journal of Monetary Economics 38: 391-405.
12- Mills, F. (1927), The Behavior of Prices, New York: Arno.
13- Parks, R. W. (1978), "Inflation and Relative Price Variability," Journal-of-Political-Economy; 86(1),pp 79-95.
14- Vitek, F. (2002), "An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth." Bank of Canada Working Paper No. 2002-39.

15- Jaramillo, Carlos Felipe, (1999), "Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Parks' Results," Journal of Money,Credit, and Banking 31(3),pp 375-85.
16- Vining,D.R.;T. C. Elwertowski,, (1976) ,“The Relationship between Relative Prices and the General Price Level,”American-Economic-Review 66(4),pp699-708.