Archive of SID

ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران

دکتر محسن مهرآرا *

رامین مجاب **

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۸/۱۰/۲۵ **تاریخ پذیرش مقاله:** ۱۳۸۹/۱/۲۲

چکیده

در این پژوهش، با استفاده از مدل‌سازی واریانس شرطی و آزمون علیت گرنجر به بررسی عوامل تأثیرگذار بر نااطمینانی اسمی (تورم) و حقیقی (تولید) و تأثیر این دو نااطمینانی بر رشد اقتصادی در ایران، طی دوره ۱۳۳۸ـ۱۳۸۵ می‌پردازیم. نتایج، حاکی از آن است که افزایش تورم و کاهش درآمدهای نفت می‌توانند علت افزایش نااطمینانی تورم باشند و منشأ اصلی نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران، ارزش افزوده بخش نفت است. با این حال، نوسانات تورم و تولید در طول دوره نمونه در حدی نبوده است که بر تولید اثرات

---

* دانشیار اقتصاد دانشگاه تهران.
** دانشجوي دوره دکتري دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

www.SID.ir

منفی داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی اسمی، نااطمینانی حقیقی، مدل‌های گارچ، تورم در ایران

طبقه‌بندی JEL: E64, E31 .

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

به طور کلی، مباحث تئوریک و مطالعات تجربی مربوط به اثرات متقابل نااطمینانی تورم بر متغیرهای اسمی، مالی و حقیقی اقتصاد، پس از مقاله فریدمن [۱] و مطرح شدن مدل‌های آرچ [۲] توسط انگل [۳] توسعه یافتند. در دهه ۱۹۷۰، اقتصاد بسیاری از کشورها با پدیده جدیدی به نام رکود تورمی مواجه شد. در این حال، تئوری‌های بسیاری به تبیین این ارتباط مشاهده شده روی آوردند. فریدمن نااطمینانی تورم را به عنوان کانالی معرفی می‌کند که از طریق آن، هزینه‌های حقیقی تورم به اقتصاد منتقل می‌شود. او افزایش تورم را با افزایش نااطمینانی تورم همراه می‌داند، و نااطمینانی به وجود آمده را عاملی برای رشد پایین‌تر اقتصاد معرفی می‌کند. در این میان، بررسی فرضیه فریدمن به تخمین نااطمینانی تورم نیاز دارد. انگل با معرفی مدل‌هایی تحت عنوان مدل‌های آرچ، تخمینی را برای نااطمینانی تورم در اختیار محققین قرار می‌دهد. پس از مقاله انگل، بررسی فرضیه فریدمن بیش از پیش مورد توجه محققین قرار می‌گیرد و فرضیات دیگری میان متغیرهای حقیقی و اسمی و نااطمینانی آنها مطرح می‌شود.

این مقاله، به هدف بررسی هزینه‌های رفاهی ناشی از تورم (که از کانال نااطمینانی تورم به وجود می‌آیند) در اقتصاد ایران انجام می‌گیرد. مطالعات محدودی که در این زمینه صورت گرفته‌اند، لزوم و اهمیت چنین مطالعه‌ای را نشان می‌دهند. البته لازم به ذکر است که روش اقتصادسنجی مورد استفاده، امکان آزمون فرضیات مختلفی را فراهم می‌کند. این فرضیات را در بخش ۲، با عنوان مبانی نظری معرفی می‌کنیم. مطالعاتی که به بررسی این فرضیات می‌پردازند، با توجه به روش تخمین نااطمینانی به دو دسته مشخص تقسیم‌بندی می‌شوند. معرفی این مطالعات موضوع بخش ۳ این مقاله می‌باشد. در این مقاله، نااطمینانی موجود در پیش‌بینی تورم و رشد تولید توسط دو نوع از مدل‌های گارچ [۴] با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۳۸ـ۱۳۸۵ تخمین زده می‌شوند. معرفی مدل‌های مورد استفاده و چگونگی تخمین و اعمال محدودیت بر پارامترهای مورد تخمین در قسمت ۴ بحث می‌شود. نتایج به دست آمده از تحلیل‌های اقتصادسنجی در قسمت ۵ بیان خواهد شد.

1- Friedman (1977).
2- Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH).
3- Engle (1982).
4- Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH).

www.SID.ir

۲. مبانی نظری

مباحث اقتصاددانانی نظیر فلنر[۱]، کیدلند و پرسکات[۲]، بارو و گوردون[۳] بر سر موضوع ناسازگاری زمانی پویا، اعتبار دولت‌ها و استقلال بانک‌های مرکزی، نشان می‌دهد که یکی از منابع اصلی نااطمینانی، سیاستگذاری‌های دولت‌ها می‌باشد. به طور کلی می‌توان گفت که دولت‌ها، با توجه به افق زمانی خود، سیاست‌هایی را طرح‌ریزی می‌کنند. آنها منافع ناشی از بیکاری حال را با هزینه‌های مربوط به تورم در دوره‌های آینده مقایسه کرده و تصمیم به فریب دادن (یا ندادن) بخش خصوصی می‌گیرند (بارو و گوردون، ۱۹۸۳). در اقتصادهای در حال توسعه، این انگیزه به علت کوتاه بودن افق دید دولت‌ها بالا می‌باشد. پس از مطرح شدن این مباحث، توجه وسیعی به عوامل تعیین‌کننده نااطمینانی تورم و هزینه‌های آن در اقتصاد شد. در ادامه، به معرفی مهمترین این موارد در مباحث تئوریک می‌پردازیم.

۱ـ۲. هزینه‌های رفاهی نااطمینانی تورم

یکی از مهمترین هزینه‌های رفاهی تورم از وجود نااطمینانی در پیش‌بینی تورم نشأت می‌گیرد. فریدمن به این نکته اشاره می‌کند که افزایش تغییرپذیری تورم از دو طریق می‌تواند نرخ بیکاری طبیعی را افزایش دهد:

- اول اینکه تورم مورد انتظار، فرایند انعقاد قراردادها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هر قراردادی که بر اساس پرداخت‌های اسمی بسته می‌شود، نیاز به پیش‌بینی نرخ تورم دارد. اگر تورمی بالاتر از آنچه در قرارداد پیش‌بینی شده است به وجود آید، توزیع ثروت رخ می‌دهد: کسانی که در قرارداد پول می‌پردازند نفع می‌برند و کسانی که پول می‌گیرند، ضرر می‌کنند. اگر نرخ تورم واقعی کمتر از نرخ تورم پیش‌بینی شده باشد، توزیع ثروت برخلاف آنچه گفته شد، خواهد بود. بنابراین، هنگامی که نااطمینانی تورم بالاتر است، کارگزاران ریسک‌گریز تلاش می‌کنند طول دوره قراردادهایشان را کاهش دهند، زیرا هرچه طول دوره قرارداد بیشتر باشد، نااطمینانی نیز بیشتر خواهد بود.

1- Fellner (1976).
2- Kydland and Prescott (1977).
3- Barro and Gordon (1983).

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین، منابع اقتصاد از فعالیت‌های دیگر (کاراتر) به فرایند بسته شدن قراردادها منتقل می‌شود.

- دوم اینکه افزایش نااطمینانی تورم باعث کاهش کارآیی سیستم قیمت‌ها می‌شود.[۱] فریدمن به این نکته اشاره می‌کند که هرچه نااطمینانی بیشتر باشد، شناسایی تغییر قیمت‌های نسبی از تغییر قیمت‌های مطلق مشکل‌تر است. زیرا کارگزاران اقتصادی قیمت‌های خود را در نرخ‌های متفاوتی (به دلیل پیش‌بینی ناقص تورم آینده) تنظیم می‌کنند. بنابراین، قیمت‌های نسبی تحت تأثیر قرار می‌گیرند، در نتیجه کارآیی اقتصادی کاهش می‌یابد و تولید کمتری نسبت به حالت بدون نااطمینانی به وجود می‌آید.

۲ـ۲. هزینه‌های رفاهی نااطمینانی تولید

نااطمینانی تولید نیز می‌تواند هزینه‌های رفاهی دربرداشته باشد. پیندیک[۲] رابطه بین نااطمینانی حقیقی و رشد محصول را یک رابطه معکوس می‌داند. وی معتقد است که این ارتباط منفی ناشی از ماهیت برگشت‌ناپذیری[۳] سرمایه‌گذاری است. وجود نااطمینانی در رشد تولید به معنی وجود نااطمینانی در درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری می‌باشد. این نااطمینانی باعث می‌شود که سرمایه‌گذاری کمتری توسط کارگزاران ریسک‌گریز صورت گیرد.[۴]

۱- مطالعه اولیه در این زمینه مربوط به هایک (1945) Hayek می‌باشد.

2- Pindyck (1991).

3- Irreversibility

۴- با این حال، عدم وجود ارتباط و همچنین ارتباط مثبت میان نااطمینانی تولید و تولید نیز در تئوری‌های اقتصادی پیش‌بینی شده است. بعضی از الگوهای ادوار تجاری، مستقل بودن این دو از یکدیگر را نتیجه می‌گیرند. این نظریات، عوامل تعیین‌کننده این دو متغیر را متفاوت از هم می‌دانند. برای مثال، نوسانات به وجود آمده در تولید ناشی از شوک‌های غافلگیرانه پولی معرفی می‌شود، در حالی که عوامل حقیقی نظیر رشد تکنولوژی، نرخ رشد تولید را تعیین می‌کنند. سندمو (۱۹۷۰)، میرمن (۱۹۷۱)، بلک (۱۹۸۷)، بلکبرن (۱۹۹۹) ارتباط مثبت میان این دو متغیر را نتیجه می‌گیرند. برای مطالعه بیشتر به فونتاس و کاراناسوس (۲۰۰۷) مراجعه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

۲ـ۳. علیت از تورم به نااطمینانی تورم

برای اولین بار اوکان[1] و پس از آن چندین محقق دیگر، در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که می‌تواند همبستگی مثبتی میان تورم و واریانس تورم وجود داشته باشد. مبانی نظری این ارتباط را می‌توان به رفتار سیاستگذاری دولت در دوره‌های با تورم بالا مرتبط دانست. اوکان به این نکته اشاره می‌کند که دولت‌ها برای کاهش تورم، نیاز به انجام سیاست‌های غیرمنتظره دارند. فریدمن به این نکته اشاره می‌کند که کاربرد تحلیل‌های اقتصاد در پروسه سیاستگذاری باعث به وجود آمدن اصلاحاتی[2] در سیاست‌های دولت در دوره‌های تورمی بالا می‌شود. این اصلاحات به نوبه خود، نوساناتی را در نرخ تورم واقعی و پیش‌بینی شده به وجود می‌آورد. بال[3] با تحلیل یک بازی، اطلاعات نامتقارنی نشان می‌دهد که تورم‌های بالا منجر به نااطمینانی بیشتر در خصوص تورم‌های آینده خواهد شد.

۲ـ۴. درآمدهای صادرات مواد خام منشأ نااطمینانی در اقتصاد می‌باشند

هر چند برخی از نظریات تجارت بین‌الملل وفور مواد اولیه و صادرات آن را مزیت نسبی کشورهای صاحب آن منابع می‌دانند، ولیکن اغلب اقتصاددانان توسعه، تخصص‌گرایی بین‌المللی را (به دلیل وابستگی شدید اقتصاد به صدور منابع طبیعی به صورت خام) مورد انتقاد قرار می‌دهند. مباحث مربوط به بیماری هلندی و تضعیف رقابت‌پذیری از این جمله دلایل آنها می‌باشد. از طرف دیگر، این اقتصاددانان درآمدهای صادراتی را، به دلیل نامطمئن و غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت‌های جهانی این کالاها، نامطمئن معرفی می‌کنند. آنها عقیده دارند در این کشورها، صادرات مواد خام به صورت یک نهاده عمل می‌کند، زیرا سهم اعظم واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، از طریق منابع آن صادرات تأمین می‌شود. بنابراین نااطمینانی در درآمدهای صادرات این مواد باعث بی‌ثباتی در واردات مواد اولیه و بنابراین اختلال در تولید و رشد می‌شود.[4]

1- Okun (1971).
2- Arrangements.
3- Ball (1992).
۴- برای مطالعه بیشتر در این زمینه به فدر (۱۹۸۲) و سینها (۱۹۹۹) مراجعه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

۳. مطالعات تجربی انجام شده

مطالعات تجربی زیادی در زمینه‌های ذکر شده صورت گرفته است. در بسیاری از آنها، فرضیات زیر آزمون شده‌اند:

- تورم علت نااطمینانی تورم نمی‌باشد؛
- نااطمینانی تورم علت رشد تولید نمی‌باشد؛
- نااطمینانی تورم علت تورم نمی‌باشد؛
- نااطمینانی رشد تولید علت تورم نمی‌باشد؛
- نااطمینانی رشد تولید علت رشد تولید نمی‌باشد.

به طور کلی می‌توان این مطالعات را به دو دسته تقسیم‌بندی کرد: مطالعاتی که قبل از مطرح شدن مدل‌های گارچ انجام شده‌اند و مطالعاتی که پس از آن صورت گرفته‌اند. علت این تقسیم‌بندی، روش‌های مورد استفاده در هر کدام از این دسته مطالعات برای تخمین نااطمینانی تورم می‌باشد. در این قسمت، خلاصه‌ای از برخی از این مطالعات را گزارش می‌کنیم.

۱ـ۳. اندازه‌گیری نااطمینانی تورم در مدل‌های اقتصادی

واریانس خطاهای پیش‌بینی تورم را می‌توان به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورم به حساب آورد. اما در پاسخ به اینکه چگونه می‌توان واریانس خطای پیش‌بینی تورم را محاسبه کرد باید گفت، به طور کلی دو رویکرد عمده وجود دارد:

الف. استفاده از مطالعاتی که در آنها از نمونه‌ای مشخص از افراد درخواست شده است که چندین متغیر کلان اقتصادی از جمله شاخص قیمت مصرف‌کننده را در دوره‌ای از زمان پیش‌بینی کنند. از این تحقیقات می‌توان به تحقیق لیوینگ استون [1] و همچنین تحقیق مرکز مطالعات پرسشنامه‌ای [2] اشاره کرد. با استفاده از این تحقیقات می‌توان واریانس پیش‌بینی تورم توسط افراد مختلف را به عنوان نااطمینانی موجود در پیش‌بینی تورم در یک دوره مشخص به حساب آورد.

ب. روش دوم، مدل‌سازی معادله پیش‌بینی‌کننده تورم و سپس استفاده از

1- Living Stone
2- Survey Research Center (SRC).

www.SID.ir

Archive of SID

باقیمانده‌های این معادله برای مدل‌سازی واریانس خطاهای پیش‌بینی تورم می‌باشد.
مهمترین موضوع در این روش، انتخاب مدلی برای پیش‌بینی تورم است که بتوان آن را به عنوان مدلی که افراد در پیش‌بینی تورم استفاده می‌کنند، معرفی کرد. معمولاً، بر اساس رویکرد انتظارات عقلایی، مدل و روش تخمینی انتخاب می‌شود که تخمینی بدون تورش از تورم دوره آینده را به دست دهد. به طور کلی انتخاب این مدل بدون تورش برای مدل‌سازی میانگین شرطی، به علاوه استفاده از باقیمانده‌های آن معادله برای مدل‌سازی واریانس شرطی را، به عنوان مدل‌سازی‌های گارچ می‌شناسیم.

در این میان، با استفاده از داده‌های پانل [۱] نیز می‌توان مطالعات مربوط به ارتباط میان متغیرها و نااطمینانی آنها را انجام داد. در این حالت، معیاری که برای نااطمینانی تورم به کار برده می‌شود، در واقع، همان واریانس تورم در اقتصادهای مختلف در یک دوره زمانی است. در ادامه، به معرفی مطالعات انجام شده در این زمینه می‌پردازیم.

۲ـ۳. مطالعات تجربی انجام شده پیش از مطرح شدن مدل‌های گارچ

برای اولین بار اوکان و پس از آن، چندین محقق دیگر در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که همبستگی مثبتی میان تورم و واریانس تورم با استفاده از تکنیک تحلیل‌های پانل وجود دارد. دسته دیگر مطالعات از نتایج تحقیق‌هایی نظیر مرکز مطالعات پرسشنامه‌ای و یا لیوینگ استون استفاده می‌کنند. این تحقیقات کم و بیش ارتباط مستقیم میان تورم و نااطمینانی تورم را نتیجه گرفته‌اند. اوکان با در نظر گرفتن داده‌های مربوط به ۱۷ کشور صنعتی عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه [۲] طی دوره ۱۹۵۱ تا ۱۹۶۷ نتیجه می‌گیرد که همبستگی بالا میان متوسط درصد افزایش شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی و انحراف معیار نرخ تورم سالانه وجود دارد. از دیگر مطالعات با استفاده از داده‌های پانل می‌توان به گوردن [۳]، لوگ و ویلت [۴]، فاستر [۵]، تیلور [۶] اشاره کرد. فیشر [۷] با استفاده از داده‌های تحقیقات پرسشنامه‌ای مرکز مطالعات پرسشنامه‌ای به این نتیجه دست

1- Panel Data.
2- Organization for Economic Cooperation and Development (OECD).
3- Gordon (1971).
4- Logue and Willett (1976).
5- Foster (1978).
6- Taylor (1981).
7- Fischer (1981).

www.SID.ir

Archive of SID

می‌یابد که همبستگی مثبت میان تورم و تغییرپذیری آن وجود دارد. از دیگر مطالعات در این زمینه می‌توان به کوکرمن و واچتل[۱] و فروح من، لنی و ویلت[۲] اشاره کرد.

۳ـ۳. مطالعات تجربی انجام شده پس از مطرح شدن مدل‌های گارچ

مطالعات بسیاری پس از مطرح شدن مدل‌سازی گارچ در بررسی ارتباط میان تورم و نااطمینانی تورم و همچنین نااطمینانی تورم و تولید در اقتصادهای مختلف انجام شده است. همان طور که پیش‌تر گفته شد، این مطالعات فرضیات بسیاری را مورد توجه قرار می‌دهند. از اولین این مطالعات می‌توان به انگل[۳] و بولرسلو[۴] اشاره کرد. در این دو مطالعه، مطالعه، داده‌های اقتصاد ایالات متحده مدّنظر قرار گرفتند. در این دو مقاله، ارتباط میان تورم و واریانس شرطی آن بررسی شد که شواهدی دال بر وجود چنین ارتباطی یافت نشد. از دیگر مطالعات اخیر می‌توان به فونتاس[۵]، فونتاس، کاراناسوس و کیم[۶]، ویلسون[۷]، آپرگیس[۸]، انتظارخیر[۹]، گریر و گریر[۱۰]، هوانگ[۱۱] و فونتاس و کاراناسوس[۱۲] اشاره کرد. نتایج نتایج مطالعات در رابطه با فرضیات مختلف متفاوت می‌باشد. در این زمینه باید گفت فرضیه فریدمن، مبتنی بر رابطه مثبت میان تورم و واریانس شرطی آن، تقریباً در تمامی این مطالعات تأیید گردیده است، اما دیگر فرضیات در بعضی از مطالعات تأیید و در بعضی دیگر رد شده‌اند.

۴. تحلیل تجربی

۱ـ۴. داده‌ها

1- Cukierman and Wachtel (1979).
2- Frohman, Laney. and Willett (1981).
3- Engle (1983).
4- Bollerslev (1986).
5- Fountas (2001).
6- Fountas, Karanasos and Kim (2002).
7- Wilson (2004).
8- Apergis (2004).
9- Entezarkheir (2006).
10- Grier and Grier (2006).
11- Hwang (2007).
12- Fountas and Karanasos (2007).

www.SID.ir

Archive of SID

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق عبارتند از: شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶، به عنوان جایگزینی برای سطح قیمت‌ها، و شاخص تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶، به عنوان جایگزینی برای حجم تولید. دوره مورد بررسی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ است و تواتر داده‌ها سالانه می‌باشد. نرخ رشد دو متغیر را با تفاضل مرتبه اول لگاریتم آنها به دست می‌آوریم.

نتایج آزمون‌های مربوط به وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق در جدول ۱ نشان داده شده است. با توجه به آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته،[1] فرضیه صفر (مبتنی بر وجود ریشه واحد در سطح لگاریتم سطح قیمت‌ها و لگاریتم حجم تولید) رد نمی‌شود. بنابراین این دو سری ایستا نبوده و آزمون را در مورد تفاضل مرتبه اول آنها یعنی نرخ تورم و نرخ رشد تولید به کار می‌بریم. فرضیه صفر در مورد نرخ رشد تولید در حالت بودن روند در سطح معناداری ۱٪ و در حالت وجود روند در سطح معناداری ۵٪ رد می‌شود. بنابراین با توجه به این آزمون، این متغیر ایستا است. شواهد کافی با توجه به آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مبتنی بر رد فرضیه صفر (به معنی وجود ریشه واحد در سری نرخ تورم) چه در حالت با روند و چه در حالت بدون روند به دست نمی‌آید. بنابراین با توجه به دو آزمون فیلیپس پرون[2] و دیکی فولر این سری ایستا نمی‌باشد.

جدول ۱ـ نتایج آزمون ریشه واحد

	ADF		PP		KPSS	
Series	Without Trend	With Trend	Without Trend	With Trend	Without Trend	With Trend
Q	0.445036	0.484931	0.262044	0.573722	0.799622	0.158054
P	0.997132	0.150108	0.999904	0.245605	0.891217	0.217030
dQ	0.006100	0.023757	0.006100	0.023757	0.270118	0.132129
dP	0.107803	0.093054	0.151745	0.070940	0.551305	0.178303

این جدول، احتمال مربوط به دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون را نشان می‌دهد. تعیین تعداد وقفه‌های مورد نیاز در آزمون دیکی فولر توسط آماره شوارتز و تعیین پهنای باند آزمون فیلیپس پرون توسط آماره نیوی ـ وست[3] صورت گرفته است. در ستون‌های مربوط به آزمون KPSS[4] مقادیر محاسبه شده این آماره نشان داده شده است. مقادیر بحرانی توزیع این آماره برای سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ برای حالت بدون روند به ترتیب ۰/۷۳، ۰/۴۶ و ۰/۳۴ و برای حالت با روند به ترتیب ۰/۲۱، ۰/۱۴ و ۰/۱۱ است. پهنای باند در این

1- Augmented Dickey-Fuller (ADF).
2- Philips-Perron (PP).
3- Newey-West
4- Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون توسط آماره نیوی ـ وست انتخاب می‌شود.

با توجه به اینکه وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول سری‌های اقتصادی چندان پشتوانه تئوریک ندارد، از آزمون KPSS برای آزمون این فرضیه که آیا نرخ تورم ایستا می‌باشد استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود ریشه واحد در سطح معناداری ۵٪ برای سری تورم رد نمی‌شود. بنابراین، با توجه به این آزمون، این سری ایستا می‌باشد.[۱]

۲ـ۴. مدل‌سازی میانگین شرطی

مدل میانگین شرطی را با توجه به آماره‌های AIC و SBC انتخاب می‌کنیم. پس از انتخاب یک مدل مشخص، انجام آزمون‌های آماری، نظیر آزمون وجود خودهمبستگی در اجزای اختلال، آزمون وجود شکست ساختاری، آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها و در نهایت، آزمون وجود اثرات آرچ برای بهبود آن مدل، توصیه می‌شود. در رابطه با آزمون خودهمبستگی اجزای اختلال، باقیمانده‌های هر دو معادله تولید و تورم را توسط آماره یانگ ـ باکس[۲] آزمون می‌کنیم. در معادله تورم، سطح اهمیت نهایی[۳] محاسبه شده توسط توزیع کای‌ـدو برای فرضیه پایه (عدم وجود همبستگی سریالی در باقیمانده‌ها)، مربوط به وقفه‌های یک تا سه به ترتیب ۷۱٪، ۱۰٪ و ۱۸٪ می‌باشد. این احتمالات برای باقیمانده‌های معادله تولید به ترتیب برابر ۹۰٪، ۸۲٪ و ۹۰٪ است. بنابراین با توجه به شواهد آزمون یانگ ـ باکس می‌توان به تصریح صحیح وقفه‌های هر دو معادله اشاره کرد. با توجه به وقایع تاریخی که در اقتصاد ایران روی داده است، در رابطه با سری تورم می‌توانیم فرضیه صفر را عدم وجود شکست ساختاری در این سری در سال ۱۳۵۱ (اولین شوک نفتی) بنا نهیم. در رابطه با معادله تولید، فرضیه صفر را عدم وجود شکست ساختاری در سال ۱۳۵۶(سال شروع جریانات مربوط به انقلاب) قرار می‌دهیم. احتمالات محاسبه شده توسط دو آزمون چاو و والد[۴] برای وجود شکست‌های ساختاری مذکور برای سری تورم به ترتیب ۰/۰۱۴ و ۰/۰۱۱ می‌باشد. این احتمالات برای سری تولید ۰/۰۰۰۱ و ۰/۰۰۰۷ است. نتایج هر دو آزمون از وجود شکست‌های ساختاری ذکر شده خبر می‌دهند. با توجه به آماره‌های

۱- به نظر می‌رسد که وجود شکست ساختاری در سری تورم یکی از عوامل اصلی رد نشدن فرضیه صفر آزمون دیکی فولر است. زیرا همان طور که پرون (۱۹۸۹) اشاره می‌کند، وجود شکست‌های ساختاری باعث می‌شود آزمون‌های دیکی فولر به سمت عدم رد فرضیه صفر تورش داشته باشند.

2- Ljung-Box.
3- P-Value.
4- Chow & Wald

www.SID.ir

Archive of SID

SBC و AIC در نهایت تصمیم به وارد کردن متغیر موهومی پله‌ای [1] در هر دو معادله می‌گیریم. باقیمانده‌های معادله تورم دارای میانگین ۰/۰۰۲ با انحراف معیار ۰/۰۵ می‌باشند. سطح اهمیت نهایی برای نرمال بودن باقیمانده‌های این سری بر اساس آماره جارک ـ برا [2] و توزیع کای‌ـدو، ۱۰٪ است. در معادله تولید، باقیمانده‌ها دارای میانگین صفر و انحراف معیار ۰/۰۵ می‌باشند. سطح اهمیت نهایی برای نرمال بودن باقیمانده‌های معادله تولید، براساس آماره جارک ـ برا و توزیع کای‌ـدو، ۱۳٪ محاسبه می‌شود. لذا فرضیه نرمال بودن باقیمانده‌ها را رد نمی‌کنیم.

با توجه به آزمون‌هایی که از آنها سخن به میان آمد، در نهایت تخمین تصریح مورد نظر به دست می‌آید. نتایج مربوط به تخمین این مدل میانگین شرطی، در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲ـ تخمین تصریح انتخابی میانگین شرطی

میانگین شرطی				
متغیر وابسته	عرض از مبدأ	وقفه اول متغیر وابسته	متغیر موهومی	AIC=-۵/۷۸۷
تورم	-	۰/۵۱۵ (۰/۰۰)	۰/۰۸۰ (۰/۰۰)	SBC=-۵/۵۰۸
تولید	۰/۰۶۹ (۰/۰۰)	۰/۳۱۶ (۰/۰۶)	-۰/۰۵۷ (۰/۰۱)	

تخمین معادلات توسط روش حداکثر درستنمایی صورت گرفته است. دوره تخمین ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۵ می‌باشد. اعداد داخل پرانتز سطح اهمیت نهایی برای صفر بودن ضریب مربوط به آن می‌باشد که توسط توزیع t محاسبه شده‌اند.

۳ـ۴. آزمون وجود اثرات آرچ

با توجه به تخمین به دست آمده، ضریب چولگی باقیمانده‌های معادله تورم، ۰/۶۶ و ضریب کشیدگی آنها، ۳/۷۶ محاسبه شده است. در معادله تولید ضریب چولگی ۰/۵۴- و ضریب کشیدگی ۳/۹۵ می‌باشند. کشیدگی بزرگتر از سه می‌تواند گواهی بر وجود اثرات آرچ در این معادلات باشد. همچنین ضریب چولگی در این باقیمانده‌ها می‌تواند به وجود اثرات اهرمی [3] اشاره داشته باشد. با این حال، آزمون‌های آماری دقیق‌تری در این زمینه انجام می‌شود. نتایج آزمون‌های انجام شده در جدول ۳ ذکر می‌شود. هر دو آزمون

1- Step Dummy Variable
2- Jarque-Bera.
3- Leverage Effect.

www.SID.ir

Archive of SID

باکس ـ پیرس[1] و LM به وجود اثرات آرچ در باقیمانده‌های مدل‌های تورم و تولید اشاره دارند. برای پاسخ به این سؤال که آیا منشأ نااطمینانی در سری تولید درآمدهای نفت می‌باشد به تخمین مدل میانگین شرطی و سپس آزمون وجود اثرات آرچ با استفاده از تولید ناخالص داخلی بدون نفت پرداخته می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۴ نشان داده شده‌اند. نتایج، حاکی از نبود اثرات آرچ در الگوی انتخابی، زمانی که از متغیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت استفاده می‌کنیم، هستند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت نااطمینانی موجود در سری تولید از درآمدهای نفت ناشی می‌شود.

جدول ۳ ـ آزمون وجود اثرات آرچ

معادله	تعداد وقفه	آماره LM	آماره باکس ـ پیرس
تورم	۱	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۶)
	۲	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۲۲)
	۳	(۰/۰۴۲)	(۰/۰۴۸)
تولید	۱	(۰/۸۳۲)	(۰/۷۷۲)
	۲	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۳)
	۳	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۶)

اعداد داخل پرانتز سطوح اهمیت نهایی محاسبه شده توسط توزیع کای ـ دو برای هر دو آماره محاسباتی است. آماره کای ـ دو محاسباتی برای آزمون LM ، از طریق ضرب تعداد مشاهدات در ضریب تعیین معادله رگرسیون مجذور باقیمانده‌های هر معادله بر وقفه‌های آن باقیمانده‌ها به دست می‌آید. آماره کای‌ـدو آزمون باکس ـ پیرس از این فرمول محاسبه می‌شود: $k = T(T+2)\sum_{j=1}^{p}\rho_j^2 / T-J$ که در آن، T تعداد مشاهدات و p تعداد وقفه‌ها، ρ_j ضریب خودهمبستگی مرتبه j برای سری باقیمانده‌های دو معادله تورم و تولید می‌باشد.

جدول ۴ ـ آزمون‌های وجود اثرات آرچ، تولید بدون نفت

معادله	تعداد وقفه	آماره LM	آماره باکس ـ پیرس
تولید	۱	(۰/۰۰۹)	(۰/۷۴)
	۲	(۰/۱۶)	(۰/۱۲)
	۳	(۰/۱۹)	(۰/۱۳)

به زیرنویس جدول ۳ مراجعه کنید.

1- Box-Pierce.

www.SID.ir

Archive of SID

۴ـ۴. تصریح‌های گارچ

نتایج آزمون مربوط به وجود اثرات آرچ، به وجود این اثرات، در دو سری تورم و تولید اشاره دارند. بنابراین در این قسمت، به مدل‌سازی واریانس شرطی در این دو معادله پرداخته می‌شود. به طور کلی، تصریح معادلات میانگین شرطی و واریانس شرطی مدل گارچ به صورت زیر است:

$$\Delta p_t = \mu_p + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{p,i} \Delta p_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_{p,j} \Delta q_{t-j} + d_p + \varepsilon_{p,t}$$

$$\Delta q_t = \mu_q + \sum_{i=1}^{m'} \alpha_{q,i} \Delta q_{t-i} + \sum_{j=1}^{n'} \beta_{q,j} \Delta p_{t-j} + d_q + \varepsilon_{q,t}$$

$$h_{p,t} = h_p + \sum_{i=1}^{r} \theta_{p,i} h_{p,t-i} + \sum_{j=1}^{s} \lambda_{p,j} \varepsilon_{p,t-j}^2$$

$$h_{q,t} = h_q + \sum_{i=1}^{r} \theta_{q,j} h_{q,t-i} + \sum_{j=1}^{s} \lambda_{q,j} \varepsilon_{q,t-j}^2$$

$$h_{pq,t} = \rho \sqrt{h_{p,t} \cdot h_{q,t}}$$

که در آن، Δp_t: تورم در دوره t، Δq_t: نرخ رشد تولید در دوره t، $h_{.,t}$: واریانس شرطی متغیر مورد نظر در دوره t و $h_{pq,t}$: کواریانس شرطی دو متغیر تولید و تورم هستند. همچنین $d_.$ متغیر موهومی مورد استفاده است. تصریح مربوط به کواریانس شرطی، تصریح کواریانس شرطی ثابت (ccc) نام دارد. در تخمین مدل فوق، مهمترین نکته مربوط به انتخاب بهترین محدودیت‌ها بر پارامترهای معادلات فوق می‌باشد. با توجه به نمودارهای خودهمبستگی رسم شده برای مجذور اجزای اختلال هر دو معادله تولید و تورم، مدل‌های مختلفی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برای دو متغیر نرخ تورم و نرخ رشد تولید تخمین زده می‌شوند. با توجه به آماره‌های SBC و HQIC ، تصریح ARCH(1) برای تورم و تصریح ARCH(2) برای تولید انتخاب می‌شود. تخمین این مدل در جدول ۵ نمایش داده شده است. اگر چه ضرایب در سطح ۱۰٪ معنادار نمی‌باشند، اما اگر از تصحیح بولرسلو و وولدریج[1] استفاده شود، این ضرایب در سطح ۱۰٪، معنادار خواهند بود. همان‌طور که در

1- Bollerslev and Wooldridge

www.SID.ir

Archive of SID

جدول مشخص است، مدل‌سازی واریانس شرطی باعث افزایش دو آماره AIC و SBC شده است. این قسمت را برای مقایسه تخمین یک متغیره و دو متغیره گزارش می‌کنیم.

معنادار بودن متغیرهای موهومی به معنی افزایش متوسط تورم پس از سال ۱۳۵۱ به میزان ۸ درصد و کاهش نرخ رشد تولید پس از ۱۳۵۶ به میزان ۵ درصد می‌باشد. وقفه اول تورم در معادله تورم نزدیک به ۰/۳۶ محاسبه می‌شود. این عدد از حالتی که واریانس شرطی مدل‌سازی نشده است کوچکتر می‌باشد، که از یک طرف شواهدی را دال بر لزوم در نظر گرفتن مدل‌سازی واریانس شرطی در آزمون‌های ریشه واحد و از طرف دیگر شواهدی دال بر I(0) بودن سری تورم ارائه می‌کند. وقفه اول متغیر تولید در معادله تولید معنادار و ۰/۲۸ می‌باشد. این بدان معنا است که شوک‌های وارده به سری نرخ رشد تولید چندان پایدار نیستند و در هر دوره از شدت اثرات آنها کاسته می‌شود. مجموع ضرایب تخمین زده شده در معادلات واریانس شرطی هر دو معادله، کوچکتر از واحد می‌باشد و این شرط کافی برای مانا بودن سری‌های تخمین زده شده است. نکته قابل توجه این است که آماره‌های AIC و SBC در مدل دو متغیره نسبت به یک متغیره کاهش یافته‌اند. نتایج مربوط به آزمون علیت گرنجر بر روی مشاهدات در جدول ۶ آمده است.

جدول ۵ـ تخمین تصریح انتخابی گارچ

میانگین شرطی				
	$\mu.$	$\alpha_{.,i}$	$d.$	
Δp_t	-	۰/۳۶۹ (۰/۰۱) [۰/۰۰]	۰/۰۸۸ (۰/۰۰) [۰/۰۰]	
Δq_t	۰/۰۸۰ (۰/۰۰) [۰/۰۰]	۰/۲۸۴ (۰/۰۷) [۰/۰۰]	-۰/۰۴۹ (۰/۰۰) [۰/۰۰]	AIC= -۶/۳۹ SBC= -۵/۹۵
واریانس شرطی				
	$h.$	$\lambda_{.,1}$	$\lambda_{.,2}$	
$h_{p,t}$	۰/۰۰۱ (۰/۰۶) [۰/۰۰]	۰/۸۱۶ (۰/۱۵) [۰/۰۴]	-	
$h_{q,t}$	۰/۰۰۰۲ (۰/۴۱) [۰/۰۰]	۰/۲۱۶ (۰/۳۰) [۰/۰۶]	۰/۷۰۱ (۰/۱۵) [۰/۰۱]	
ρ		-۰/۳۱ (۰/۰۶) [۰/۰۰]		

تخمین مدل توسط روش حداکثر درستنمایی صورت گرفته است. دوره تخمین ۱۳۴۲ تا ۱۳۸۵ می‌باشد . اعداد داخل پرانتز سطح اهمیت نهایی صفر بودن ضریب مربوط می‌باشند که توسط توزیع z محاسبه شده‌اند. اعداد داخل کروشه سطح اهمیت نهایی برای صفر بودن ضریب مربوط می‌باشد که توسط تصحیح بولرسلو و وولدریج و توزیع کای ـ دو محاسبه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۶ـ آزمون علیت گرنجر (نتایج حاصل از تخمین مدل گارچ دو متغیره)

	H1: $\Delta p \to h_p$	H1: $\Delta q \to h_q$	H1: $h_p \to \Delta p$	H1: $h_q \to \Delta q$
۱ وقفه	(۰/۰۰) (+)	(۰/۰۸) (-)	(۰/۷۳)	(۰/۶۲)
۲ وقفه	(۰/۰۰) (+)	(۰/۰۶) (-)	(۰/۷۱)	(۰/۳۳)
۳ وقفه	(۰/۰۰) (+)	(۰/۰۳) (-)	(۰/۸۰)	(۰/۳۵)
	H1: $\Delta p \to \Delta q$	H1: $\Delta q \to \Delta p$	H1: $h_p \to \Delta q$	H1: $h_q \to \Delta p$
۱ وقفه	(۰/۳۷)	(۰/۵۷)	(۰/۴۱)	(۰/۸۴)
۲ وقفه	(۰/۶۹)	(۰/۳۸)	(۰/۷۱)	(۰/۶۶)
۳ وقفه	(۰/۱۵)	(۰/۱۰)	(۰/۸۱)	(۰/۸۹)
	H1: $\Delta p \to h_q$	H1: $\Delta q \to h_p$	H1: $h_p \to h_q$	H1: $h_q \to h_p$
۱ وقفه	(۰/۵۲)	(۰/۰۲) (-)	(۰/۳۵)	(۰/۶۱)
۲ وقفه	(۰/۵۲)	(۰/۰۳) (-)	(۰/۱۹)	(۰/۷۴)
۳ وقفه	(۰/۳۵)	(۰/۰۷) (-)	(۰/۲۳)	(۰/۳۴)

اعداد داخل پرانتز، سطح اهمیت نهایی برای وجود نداشتن رابطه علیت گرنجر میان دو متغیر مورد بحث می‌باشند که با توجه به توزیع F محاسبه شده‌اند. جهت رابطه علیت توسط فلش مشخص شده است. علامت‌های (+) و (-) نشان‌دهنده علامت مجموع ضرایب متغیر مورد نظر (علت) در معادله تخمین زده شده، در صورت معناداری آزمون F می‌باشند. نماد $h.$ به معنی انحراف معیار شرطی می‌باشد. نماد Δ تفاضل را نشان می‌دهد. نمادهای p و q به ترتیب، لگاریتم شاخص قیمت کالاها و لگاریتم تولید هستند.

در تحلیل نتایج آزمون علیت گرنجر، تنها به مواردی که فرضیه پایه مبتنی بر نبود عیلت گرنجر رد شده است، اشاره می‌شود. این موارد به صورت زیر هستند:

۱) شواهد کافی برای این فرضیه که تورم، علیت گرنجر نااطمینانی تورم نیست به دست نیامده است. به عبارت دیگر تورم بیشتر می‌تواند علت نااطمینانی بیشتر در سری تورم باشد.

۲) شواهد کافی برای این فرضیه که نرخ رشد تولید، علیت گرنجر نااطمینانی تولید نیست به دست نیامده است. به عبارت دیگر نرخ رشد تولید بیشتر می‌تواند علت نااطمینانی بیشتر در سری تولید باشد.

۳) شواهد کافی برای این فرضیه که نرخ رشد تولید، علیت گرنجر نااطمینانی تورم نیست، به دست نیامده است. به عبارت دیگر نرخ رشد تولید بیشتر می‌تواند علت

www.SID.ir

Archive of SID

نااطمینانی بیشتر در سری تورم باشد.

بررسی علل وجود چنین شواهدی به بخش بعد واگذار می‌شود.

۵ـ۴. تصریح ای‌ـگارچ[1]

تفاوت تصریح مدل ای‌ـگارچ دو متغیره نسبت به مدل گارچ در ماتریس واریانس شرطی می‌باشد. تصریح واریانس شرطی این مدل به صورت زیر است:

$$h_{p,t} = \exp\left(h_p + \sum_{i=1}^{r} \theta_{p,i} \log h_{p,t-i} + \sum_{j=1}^{s} \lambda_{p,j} \left\{ \left| v_{p,t-j} \right| - E\left| v_{p,t-j} \right| + \xi_p v_{p,t-j} \right\} \right)$$

$$h_{q,t} = \exp\left(h_q + \sum_{i=1}^{r} \theta_{q,i} \log h_{q,t-i} + \sum_{j=1}^{s} \lambda_{q,j} \left\{ \left| v_{q,t-j} \right| - E\left| v_{q,t-j} \right| + \xi_q v_{q,t-j} \right\} \right)$$

که در آن، $v_{.}$ نشانگر باقیمانده‌های استاندارد شده ($\varepsilon_{.} / \sqrt{h_{.}}$) می‌باشد. در ادامه، در جدول ۷ نتایج تخمین مدل انتخابی نمایش داده می‌شود. این انتخاب بر اساس بهترین مقدار به دست آمده توسط دو آماره AIC و SBC می‌باشد . باید توجه کرد که تصریح انتخابی، از تصریح گارچ متفاوت می‌باشد.

جدول ۷ـ تخمین تصریح انتخابی ای ـ گارچ دو متغیره

میانگین شرطی					
	$\mu_{.}$	$\alpha_{.,i}$	$d_{.}$		
Δp_t	-	۰/۴۴۵ (۰/۰۰) [۰/۰۰]	۰/۰۸۱ (۰/۰۰) [۰/۰۰]		
Δq_t	۰/۰۸۴ (۰/۰۰) [۰/۰۰]	۰/۲۶۹ (۰/۰۸) [۰/۰۲]	(۰/۰۰) [۰/۰۱] -۰/۰۵۴		AIC= -۶/۳۹۷ SBC=-۵/۹۱۱
واریانس شرطی					
	$h_{.}$	$\lambda_{.,1}$	$\lambda_{.,2}$	$\theta_{.,1}$	
$h_{p,t}$	-۶/۸۳۲ (۰/۱۱) [۰/۰۸]	۰/۹۷۷ (۰/۱۱) [۰/۰۸]	-	-	
$h_{q,t}$	-۲/۹۷۴ (۰/۰۹) [۰/۰۰]	-۰/۲۰۳ (۰/۶۵) [۰/۰۲]	۱/۱۳۱ (۰/۰۴) [۰/۰۵]	۰/۷۱۷ (۰/۰۱) [۰/۰۲]	
ρ		-۰/۳۶۲ (۰/۰۱) [۰/۰۰]			

به زیرنویس جدول ۵ مراجعه کنید.

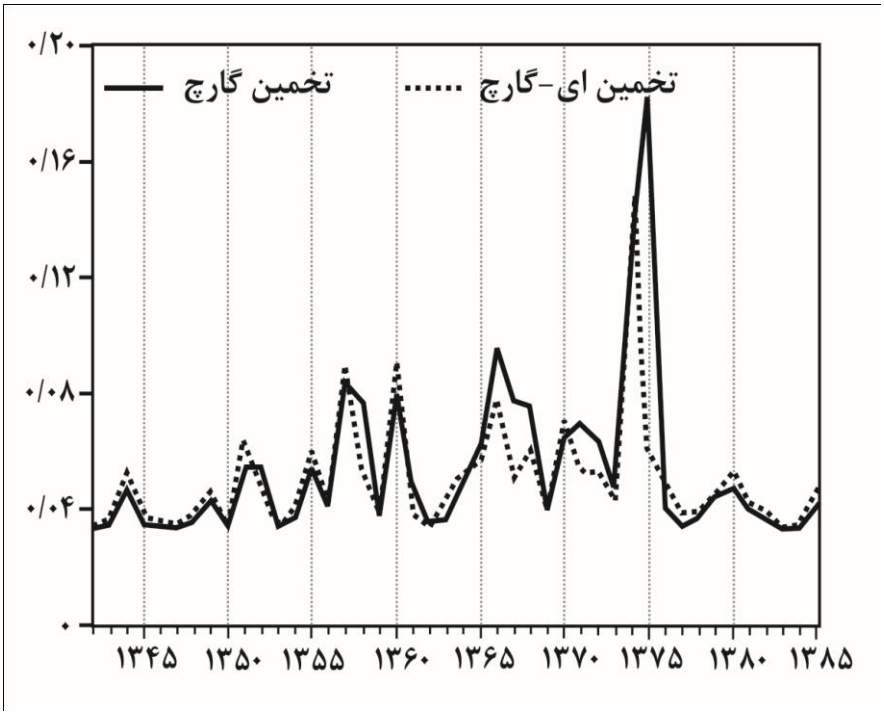
1- Exponentional Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedastiity (EGARCH).

www.SID.ir

Archive of SID

تغییرات ضرایب تخمین زده شده در معادلات میانگین توسط تصریح ای ـگارچ نسبت به حالت گارچ به صورت زیر می‌باشد. در سری تورم ضرایب تخمین زده شده کمی افزایش و در سری تولید بجز عرض از مبدأ این ضرایب کاهش یافته‌اند. با این حال این تغییرات چندان قابل توجه نمی‌باشد. نمودارهای ۱ و ۲، به ترتیب، نمودارهای سری‌های نااطمینانی تورم و نااطمینانی تولید را، که توسط دو مدل گارچ و ای‌ـ گارچ تخمین زده شده است، نمایش می‌دهند. در واقع، تفاوت نااطمینانی تخمین زده شده نسبت به مدل گارچ در سری تورم بسیار ناچیز، اما در سری تولید این تفاوت کمی مشهود است.

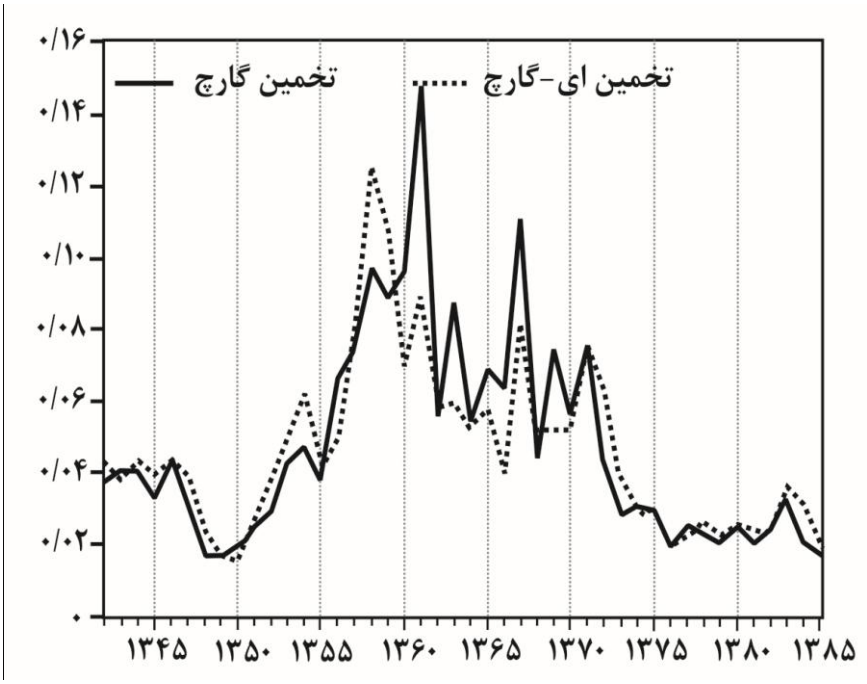
نمودار ۱ـ نااطمینانی تورم، تخمین زده شده توسط دو روش GARCH(2,0) و EGARCH(2,0,1)



www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۲ـ نااطمینانی رشد تولید، تخمین زده شده توسط دو روش GARCH(2,0) و EGARCH(2,0,1)



می‌توانیم این دو نمودار را به عنوان شواهدی دال بر این نکته که نتایج گزارش شده چندان به مدل‌های انتخابی حساس نیستند، ارائه کنیم. به عبارت دیگر، اگرچه تصریح انتخابی ای‌ـگارچ، یک پارامتر گارچ (یعنی $\theta_{.1}$) نسبت به تصریح انتخابی گارچ بیشتر دارد، اما با این حال، تفاوت سری‌های نااطمینانی، خصوصاً در دوره‌هایی که نااطمینانی پایین است، بسیار ناچیز می‌باشد. نتایج آزمون علیت گرنجر با استفاده از تخمین نااطمینانی به وسیله مدل ای‌ـگارچ در جدول ۸ نمایش داده شده است. این نتایج، نشان‌دهنده آن هستند که نسبت به مدل گارچ فرضیه زیر رد نمی‌شود:

- نرخ رشد تولید علیت گرنجر نااطمینانی تولید نیست.

با این حال فرضیه‌ای که در این تصریح رد می‌شود اما توسط تصریح گارچ رد نمی‌شود، به صورت زیر می‌باشد.

- نااطمینانی تورم علیت گرنجر نااطمینانی رشد می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

در این پژوهش تنها مواردی مدّنظر قرار می‌گیرد که توسط هر دو تصریح تأیید شده باشد. تحلیل نتایج و علل وجود چنین اطلاعاتی در سری‌های زمانی و همچنین علل نبود اطلاعاتی در تأیید فرضیات دیگر را در بخش بعد بیان می‌کنیم.

جدول ۸ـ آزمون علیت گرنجر (نتایج حاصل از تخمین مدل ای‌ـگارچ دو متغیره)

	H1: $\Delta p \to h_p$	H1: $\Delta q \to h_q$	H1: $h_p \to \Delta p$	H1: $h_q \to \Delta q$
۱ وقفه	(۰/۰۰) (+)	(۰/۷۳)	(۰/۷۹)	(۰/۱۵)
۲ وقفه	(۰/۰۰) (+)	(۰/۷۶)	(۰/۷۲)	(۰/۳۷)
۳ وقفه	(۰/۰۰) (+)	(۰/۰۷)	(۰/۷۹)	(۰/۳۸)
	H1: $\Delta p \to \Delta q$	H1: $\Delta q \to \Delta p$	H1: $h_p \to \Delta q$	H1: $h_q \to \Delta p$
۱ وقفه	(۰/۳۷)	(۰/۵۷)	(۰/۷۵)	(۰/۲۴)
۲ وقفه	(۰/۶۹)	(۰/۳۸)	(۰/۴۷)	(۰/۳۶)
۳ وقفه	(۰/۱۵)	(۰/۱۰)	(۰/۵۵)	(۰/۴۸)
	H1: $\Delta p \to h_q$	H1: $\Delta q \to h_p$	H1: $h_p \to h_q$	H1: $h_q \to h_p$
۱ وقفه	(۰/۹۳)	(۰/۰۰) (–)	(۰/۰۱) (+)	(۰/۳۳)
۲ وقفه	(۰/۹۵)	(۰/۰۱) (–)	(۰/۰۳) (+)	(۰/۳۰)
۳ وقفه	(۰/۵۸)	(۰/۰۳) (–)	(۰/۰۸) (+)	(۰/۴۸)

به زیرنویس جدول ۶ مراجعه کنید.

همچنین با توجه به مبانی تئوریک، برای بررسی اثرات حقیقی نااطمینانی تورم، سری نااطمینانی تورم تخمین زده شده توسط دو مدل B-GARCH-CCC[1] و B-EGARCH-CCC را در مقابل سری تولید بدون نفت قرار می‌دهیم و آزمون علیت میان این دو سری را انجام می‌دهیم. نتایج این بررسی در جدول ۹ نشان داده شده است. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد که فرضیه عدم وجود علیت از تولید، بدون در نظر گرفتن ارزش افزوده بخش نفت و نااطمینانی تورم پذیرفته نمی‌شود.

1- Constant Conditional Correlation (CCC).

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۹ ـ آزمون علیت گرنجر از تولید (بدون نفت) به نااطمینانی تورم

	GARCH	E-GARCH
۱ وقفه	(۰/۰۸)	(۰/۰۹)
۲ وقفه	(۰/۱۵)	(۰/۲۲)
۳ وقفه	(۰/۳۱)	(۰/۴۱)

اعداد داخل پرانتز احتمال وجود نداشتن رابطه علیت گرنجر میان دو متغیر مورد بحث می‌باشند که با توجه به توزیع F محاسبه شده‌اند.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

این پژوهش به هدف بررسی تأثیر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی انجام گرفت. فریدمن، افزایش تورم را همراه با افزایش نااطمینانی تورم معرفی می‌کند. وی افزایش این نااطمینانی را دلیلی بر کاهش رشد تولید می‌داند. با این حال، تئوری‌های دیگری نیز هستند که ارتباط مستقیم و معکوس از تورم به تولید را توجیه می‌کنند. از طرف دیگر، پس از مطرح شدن فرضیه فریدمن، توجه اقتصاددانان به فرضیه‌سازی در رابطه با ارتباط میان متغیرهای کلان اقتصادی و نااطمینانی موجود در این متغیرها جلب شد.

روش اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق تخمین سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط[1]، با مدل‌سازی واریانس شرطی (توسط مدل‌های گارچ) و سپس آزمون‌های علیت می‌باشد. فرضیاتی که در این قسمت در نظر گرفتیم به صورت زیر هستند:

الف. تورم علت نااطمینانی تورم می‌باشد؛

ب. نااطمینانی تورم علت رشد تولید می‌باشد؛

ج. نااطمینانی تورم علت تورم می‌باشد؛

د. نااطمینانی رشد تولید علت تورم می‌باشد؛

هـ . نااطمینانی رشد تولید علت رشد تولید می‌باشد؛

با توجه به روش اقتصادسنجی مورد نظر و وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای

1- Seemingly Unrelated Regressions (SUR).

www.SID.ir

نفت، در این پژوهش به بررسی تأثیر بخش نفت اقتصاد بر نااطمینانی سری‌های تورم و تولید نیز پرداخته می‌شود. این موضوع باعث می‌شود که دو فرضیه دیگر نیز مدّنظر قرار گیرد. در این زمینه می‌بایست به این نکته توجه کرد که تاکنون فرضیاتی که در تحقیقات اقتصادی به آنها اشاره شده است در نظر گرفته شده است. این فرضیات، بیشتر در مطالعات مربوط به اقتصادهای صنعتی و توسعه یافته مطرح شده‌اند. با در نظر گرفتن روابط علیت دوطرفه، میان چهار متغیر مشخص، می‌توان دوازده فرضیه را مطرح کرد. بر این اساس با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به صادرات نفت، علاوه بر پنج فرضیه مطرح شده، ارتباط‌های دیگر نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. یکی از این موارد که به طور مشخص مطرح است آن است که تولید و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران می‌توانند ارتباط مشخصی با یکدیگر داشته باشند. در این خصوص فرضیه زیر مدّنظر قرار می‌گیرد.

و. تولید، علیت گرنجر نااطمینانی تورم نمی‌باشد؛

دومین فرضیه مورد نظر، از ارتباط میان صادرات نفت و نااطمینانی حقیقی سخن به میان می‌آورد. این فرضیه به صورت زیر مطرح می‌شود:

ز. نااطمینانی رشد تولید در اقتصاد ایران تحت تأثیر درآمدهای نامطمئن نفت قرار دارد.

پس از تخمین واریانس شرطی دو سری تورم و نرخ رشد تولید، از آنها به عنوانی جایگزینی برای نااطمینانی تورم و نرخ رشد تولید با استفاده از دو مدل B-GARCH-CCC و B-EGARCH-CCC استفاده می‌شود. پس از آن، با استفاده از روش علیت گرنجر، آزمون فرضیات تحقیق مورد توجه قرار می‌گیرد. در ادامه، نتایج به دست آمده از مطالعه صورت گرفته در این پژوهش ذکر می‌شود.

با استفاده از آزمون‌های وجود اثرات آرچ (LM و یانگ ـ باکس) در دو سری نرخ رشد تولید نفتی و غیرنفتی، نتیجه گرفته می‌شود که یکی از منشأهای اصلی نااطمینانی در سری تولید (داده‌های سالانه)، نااطمینانی موجود در درآمدهای نفت می‌باشد. این نتیجه، معقول و مطابق با پیش‌بینی تئوری‌های اقتصادی است. به عبارت دیگر می‌توان این‌گونه بیان کرد که نااطمینانی در درآمدهای نفتی باعث نااطمینانی در واردات مواد اولیه و بنابراین، اختلال در تولید و رشد می‌شود. بر این اساس، اطلاعاتی مفید در رابطه با تأیید فرضیه ۷ به دست می‌آید.

نتایج مربوط به ارتباط میان متغیرها و نااطمینانی آنها توسط تخمین سری‌های

www.SID.ir

Archive of SID

نااطمینانی توسط دو مدل B-GARCH و B-EGARCH و استفاده از آزمون علیت گرنجر، به دست می‌آید. در این روش دو فرضیه زیر رد می‌شوند:

- افزایش تورم علت افزایش نااطمینانی تورم و کاهش تورم علت کاهش نااطمینانی تورم نمی‌باشد؛
- افزایش تولید علت کاهش نااطمینانی تورم و کاهش تولید علت افزایش نااطمینانی تورم نمی‌باشد.

مورد اول همان فرضیه (الف) و مورد دوم فرضیه (و) می‌باشد. رد شدن این فرضیه که افزایش تورم علت افزایش نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران نمی‌باشد (توسط آزمون علیت گرنجر) را می‌توان در جهت تأیید فرضیه فریدمن دانست. وجه مشترک میان تحلیل‌های اوکان، فریدمن، دمتریدس[1] و بال در رابطه با ارتباط مثبت میان تورم و نااطمینانی تورم، عدم اطمینان افراد در رابطه با رفتار سیاستگذاری دولت در دوره‌های تورمی بالا می‌باشد. این عدم اطمینان، عاملی برای ضعیف‌تر شدن توانایی کارگزاران اقتصادی در پیش‌بینی تورم است.

مورد دوم، نشان‌دهنده آن است که نااطمینانی تورم، در نتیجه افزایش نرخ رشد تولید کاهش می‌یابد. این نتیجه نیز، مانند دو نتیجه قبل، توسط هر دو مدل گارچ و ای‌ـگارچ تأیید می‌شود. در مورد این نتیجه تاکنون فرضیه‌ای مطرح نشده است. با این حال هنگامی که آزمون علیت گرنجر را با استفاده از سری نرخ رشد تولید بدون نفت و سری نااطمینانی تورم بررسی می‌کنیم، این نتیجه به دست نمی‌آید. به عبارت دیگر، علت این کاهش نااطمینانی تورم، به درآمدهای نفت باز می‌گردد. نتیجه به دست آمده را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که در کشورهایی که تولید در آنها به شدت به درآمدهای مواد خام وابسته است، افزایش رشد تولید در نتیجه افزایش این درآمدها و گشایش‌های ارزی حاصله، باعث کاهش فضای بی‌اطمینانی در اقتصاد این کشورها در رابطه با سیاست‌های مورد نظر دولت می‌شود. بنابراین، کارگزاران اقتصادی، در پیش‌بینی‌های خود، با نااطمینانی کمتری مواجه خواهند شد. با تحلیلی مشابه، زمانی که درآمدهای صادراتی مواد خام کاهش می‌یابند، به دلیل وابستگی شدید مخارج دولت به این درآمدها، کارگزاران اقتصادی در پیش‌بینی سیاست‌های دولت و در نتیجه متغیرهای کلان اقتصاد نظیر تورم با بدبینی و نااطمینانی

1- Demetrides

www.SID.ir

Archive of SID

بیشتری مواجه خواهند شد.[۱]

در اقتصاد ایران با توجه به تخمین نااطمینانی تورم توسط مدل‌های گارچ و استفاده از علیت گرنجر، تأثیر منفی نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی نتیجه گرفته نمی‌شود (فرضیه (ب)). هایک[۲] افزایش نااطمینانی را باعث کاهش کارآیی سیستم قیمت‌ها می‌داند. فریدمن علاوه بر این اثر، انتقال منابع از فعالیت‌های حقیقی اقتصاد به فرایند بسته شدن قرارداد و کاهش طول دوره قرادادها را عامل کاهش رشد و در نتیجه افزایش نااطمینانی (تورم) معرفی می‌کند. با این حال در این تحقیق چنین فرضیاتی تأیید نمی‌شوند. در این زمینه ذکر دو نکته لازم است. در اقتصاد ایران بسیاری از قیمت‌ها طی دوره نمونه بر اساس مداخلات و کنترل‌های دولتی وضع شده‌اند. از طرف دیگر، فرایند بسته شدن قراردادها به دلیل نوع این قراردادها (که ناشی از دولتی بودن اقتصاد ایران است) چندان تحت تأثیر پیش‌بینی‌های اقتصادی نیستند. این دو نکته را می‌توانیم توجیهی برای مشاهده نشدن تأثیر منفی نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی معرفی کنیم. همان طور که پیش‌تر گفته شد، در تحلیل ضریب همبستگی، تخمین معادلات VAR و آزمون علیت گرنجر ارتباطی میان تورم و تولید نتیجه گرفته نشد. این نتیجه می‌تواند با نتایج پیشین هماهنگ باشد.

در رابطه با فرضیات (ج)، (د) و (هـ) شواهد قطعی در رد آن فرضیات به دست نمی‌آید. به عبارت دیگر نمی‌توان نااطمینانی تورم و نااطمینانی تولید را علت تورم دانست. همچنین نمی‌توان نااطمینانی رشد تولید را علت رشد تولید معرفی کرد. این موضوع که اهمیت تغییرات نااطمینانی‌های تورم و تولید در تغییرات تورم ناچیز است را می‌توان به دلیل اهمیت دیگر نیروها نظیر تغییرات حجم پول در تغییرات تورم نسبت داد.

۱- در واقع این فرضیه در راستای فرضیه فریدمن قرار دارد. فریدمن افزایش تورم را علت تغییرات غیر قابل پیش‌بینی در سیاست‌های دولت و در نتیجه افزایش نااطمینانی تورم معرفی می‌کند. این تحقیق درصدد است تغییرات تولید ناشی از تغییرات درآمدهای مواد خام صادراتی مانند نفت را علت دیگری در به وجود آوردن تغییرات غیر قابل پیش‌بینی سیاست‌های دولت در کشورهای صادرکننده این منابع معرفی کند.

2- Hayek

www.SID.ir

فهرست منابع و مآخذ

ـ فارسی

۱ـ دادگر، یداله و صالحی رزوه، مسعود. (۱۳۸۳). *کاربرد مدل « بارو» جهت ارزیابی رابطه بینتورمو رشد اقتصادی در ایران. پژوهشنامه بازرگانی* ، زمستان ، جلد ۹، شماره ۳۳، صفحات ۵۵ـ۸۲.

۲ـ دادگر، یداله.، کشاورزحداد، غلامرضا و تیاترج، علی. (۱۳۸۵). *تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران. جستارهای اقتصادی*، بهار و تابستان ، جلد ۳، شماره ۵، صفحات ۸۸-۵۹.

۳ـ عباسی نژاد ، حسین و کاظمی زاده، غلام رضا . (۱۳۷۹). *بررسی و تحلیل منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بیکاری در ایران. تحقیقات اقتصادی* ، پاییز و زمستان ، شماره ۵۷ ، صفحات ۱۳۳-۱۶۰.

ـ انگلیسی

1- Apergis, Nicholas.(2004). Inflation, Output Growth, Volatility and Causality: Evidence from Panel Data and The G7 Countries. *Economics Letters*, 83, 185–191.

2- Ball, L. (1992). Why Does Higher Inflation Raise Inflation Uncertainty*? Journal of Monetary Economics*, 29, 371-378.

3- Barro, Robert J. & Gordon, David B.(1983). Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101-121.

4- Black, F. (1976). *Studies of Stock Market Volatility Changes*. New York: American Statistical Association, Business and Economic Statistics, Section.

www.SID.ir

Archive of SID

5- Blackburn, Keith. (1999). Can Stabilization Policy Reduce Long-Run Growth. *The Economic Journal*, 109, 67–77.

6- Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *Review of Economics and Statistics*.72,498–505.

7- Bollerslev, Tim. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.

8- Cukierman, A. & Gerlach, S. (2003). The Inflation Bias Revisited: Theory and Some International Evidence. *The Manchester School Journal*, 71 (5), 541-565.

9- Cukierman, A. & Meltzer A. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, 54,1099-1128.

10- Cukierman, Alex. & Wachtel, Paul. (1979). Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation. Theory and Evidence. *American Economic Review*, *9*, 595-609.

11- Demetriades, P. (1988). Macroeconomic Aspects of the Correlation Between the Level and Variability of Inflation. *Economics Letters*, 26(2), 121–124.

12- Devereux, M. (1989). A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance. *Economic Inquiry*, 27 (1), 105-116.

13- Dotsey, M. & Sarte, P.D. (2000). Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-In-Advance Economy. *Journal of Monetary Economics*, 45, 631– 655.

14- Enders, Walters. (2003). *Applied Econometric Time Series, 2endEd* .Newyork: John Wiley & Sons.

15- Engle, Robert, F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 987–1008.

www.SID.ir

16- Engle, Robert F. (1983). Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based Upon the ARCH Model. *Journal of Money, Credit and Banking,* 8 ,286-301.

17- Engle, Robert F. & Kroner, K. F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, *EconometricTheory*, 11, 122-150.

18- Engle, Robert. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 987–1008.

19- Entezarkheir, Mahdiyeh. (2006). The Relation Between Inflation and Inflation Uncertainty In Iran. *Iranian Economic Review*, 10,17.

20- Fellner, W. (1976). *Towards a Reconstruction of Macro-Economics: Problems of Theory and Policy. New York:* American Enterprise Institute for Public Policy Research.

21- Foster, Edward. (1978). The Variability of Inflation. *Review of Economics and Statistics,* 8, 346-50.

22- Fountas, Stilianos. & Karanasos, Menelaos. (2007). Inflation, Output Growth, and Nominal and Real Uncertainty: Empirical Evidence for The G7. *Journal of International Money and Finance*, 26, 229– 250.

23- Fountas, Stilianos., Karanasos, Menelaos. & Kim, Jinki. (2002). Inflation and Output Growth Uncertainty and Their Relationship With Inflation and Output Growth. *Economics Letters*, 75, 293-301.

24- Friedman, Milton. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.

25- Frohman, Deborah A., Leroy, O. Laney. & Willett, Thomas D. (1981). Un-certainty Costs of High Inflation. *Federal Reserve Bank of Dallas*, July, 1-9.

www.SID.ir

26- Gordon, Robert, J. (1971). Steady Anticipated Inflation: Mirage or Oasis. *Brookings Papers on Economic Activity,* 2, 499-510.

27- Greene, W. H. (2006). *Econometric Analysis*. 5th Edition New York: New York University Press.

28- Grier, Robin. & Grier, Kevin, B. (2006). On The Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico. *Journal of Development Economics,* 80, 478– 500.

29- Hamilton J. D. (1994). *Time Series Analysis. Princeton*: Princeton University Press.

30- Hayek, F.A. (1945). The Use of Knowledge in Society. *American Economic Review,* 35, 519-530.

31- Hodrick, R. & Prescott, E.(1997). Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking,*29(1),1-16.

32- Holland, Steven,A. (1995). Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering. *Journal of Money Credit and Banking,* 27,(3) 827-837.

33- Hubbar,Douglas. (2007). *How to Measure Anything: Finding the Value of Intangibles in Business*. New York: John Wiley & Sons.

34- Hwang, Y. (2007). Causality Bet Ween Inflation and Real Growth. *Economics Letters*, 94, 146-153.

35- Irving, Fisher. (1973). I Discovered the Phillips Curve: A statistical Relation Between Unemployment and Price Changes. *Journal of Political Economy,* 81 (2), 496-502.

36- Jaffee, Dwight. & Ephraim, Kleiman. (1977). *The Welfare Implications of Uneven Inflation. in Erik Lundberg, ed., Inflation Theory and Anti- Inflation Policy (285-307)*. Boulder: Westview Press.

www.SID.ir

Archive of SID

37- Keynes, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money.* London: Macmillan.

38- Kydland, F., & Prescott, E.C. (1977). Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*,85, 473-492.

39- Logue, Dennis, E. & Willett, Thomas, D. (1976). A Note on the Relation Between the Rate and Variability of Inflation. *Economica*, 43, 151-58.

40- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36, 394-419.

41- Nelson, Daniel, B & Cao, Charles Q. (1992). Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(2), 229-35.

42- Nelson, Daniel, B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59, 347-370.

43- Newey, Whitney & Kenneth West. (1987). A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, 703-708.

44- Okun, Arthur, M. (1971). The Mirage of Steady Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 485-98.

45- Pindyck, R.S. (1991). Irreversibility, Uncertainty, and Investment. *Journal of Economics Literature*, 29, 1110-1148.

46- Pourgerami, A. & Maskus, K. (1987). The Effects of Inflation on The Predictability of Price Changes in Latin America: Some Estimates and Policy Implications. *World Development*, 15 (1), 287-290.

47- Sandmo, A. (1970). The Effect of Uncertainty on Saving Decision. *Review of Economic Studies*, 37, 353-360.

www.SID.ir

Archive of SID

48- Sargent, T J. (1987). *Macroeconomic Theory*, 2endEd. Amesterdam: Academic Press.

49- Fountas, Stilianos. (2001). The Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty in The UK: 1885-1998. *Economics Letters*, 74, 77–83.

50- Taylor, John, B. (1981). On the Relation Between The Variability of Inflation and the Average Inflation Rate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15(1), 57-85.

51- Ungar, M. & Zilberfarb, B. (1993). Inflation and Its Unpredictability: Theory and Empirical Evidence. *Journal of Money, Credit and Bankin*g, 25 (4), 709-720.

52- Wachtel, Paul. (1975). *Survey Measures of Expected Inflation and Their Potential Usefulness.* In Joel Popkin,ed.Chapter in NBER Book Analysis of Inflation (1965-1974, Cp.361-402). Massachusetts: National Bureau of Economic Research and New York University.

53- White, Halbert. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817–838.

54- Bradley, Wilson, Kemp. (2006). The Links Between Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth: New Time Series Evidence from Japan. *Journal of Macroeconomics*, 28, 609-620.

www.SID.ir