



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال هفتم، شماره‌ی ۱۳، نیمه‌ی اول ۱۳۹۱

## تورم، رشد، نااطمینانی تورم و رشد در ایران:

### کاربردی از مدل گارچ چند متغیره

\* سعید راسخی

\*\* امیر خانعلی‌پور

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۷/۳

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱/۱۵

#### چکیده

هدف مقاله‌ی حاضر، آزمون رابطه میان متغیرهای تورم، نااطمینانی تورم، رشد اقتصادی و نااطمینانی رشد اقتصادی است. برای این منظور، با به کارگیری داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۷:۰۱ تا ۱۳۸۶:۱۲ و با استفاده از الگوی گارچ چند متغیره، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد اقتصادی اندازه‌گیری و در مرحله‌ی بعد بر اساس آزمون علیت گرنجری، رابطه‌ی علی میان متغیرهای مورد بررسی مشخص شده و نهایتاً برای روابط علی تعیین شده است. بر اساس نتایج تحقیق حاضر، (۱) تورم علت گرنجری نااطمینانی تورم بوده و اثر مثبت بر آن دارد. بدین ترتیب، سیاست‌های عجولانه‌ای که موجب افزایش تورم می‌شوند، نااطمینانی قیمت و تورم آتی را افزایش می‌دهند. هم‌چنین، سیاست‌های هدف تورمی می‌تواند نااطمینانی تورم و هزینه‌های ناشی از آن را کاهش دهد. (۲) رشد در جهت منفی و یک طرفه علت گرنجری نااطمینانی رشد است. این یافته مؤید آن است در نرخ‌های رشد پایین اقتصادی عوامل نسبت به آینده بدبین می‌شوند و در نهایت به کاهش رشد منجر خواهد شد. (۳) افزایش نااطمینانی رشد باعث افزایش تورم خواهد شد. بدین معنی که با افزایش نااطمینانی رشد، احتمالاً بانک مرکزی با اعمال سیاست انبساطی باعث افزایش تورم خواهد شد. (۴) شواهدی مبنی بر وجود رابطه‌ی علی بین متغیرهای نااطمینانی تورم و رشد و نیز نااطمینانی رشد و تورم در اقتصاد ایران وجود ندارد.

**واژه‌های کلیدی:** نااطمینانی تورم، نااطمینانی رشد، گارچ چندمتغیره، علیت گرنجری، ایران

طبقه بندی JEL: C22, C51, C52, E31

\* نویسنده مسئول - دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران (Srasekhi@umz.ac.ir)

\*\* کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه مازندران (Amir\_khanalipour@yahoo.com)

## ۱- مقدمه

فریدمن<sup>۱</sup> (۱۹۷۷) اثرات تورم را در دو مرحله مورد بررسی قرار داده است: در مرحله ی اول، افزایش تورم موجب سیاست‌های عجولانه و غیرقابل پیش‌بینی نهادهای پولی می‌شود که در نتیجه ی آن نااطمینانی در زمینه ی تورم‌های آتی افزایش می‌یابد.<sup>۱</sup> در مرحله ی دوم، افزایش نااطمینانی تورم باعث اختلال در تخصیص بهینه ی منابع، و بنابراین موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود (هلند<sup>۲</sup>، الف: ۱۹۹۳). از طرف دیگر، نااطمینانی تورم ممکن است موجب تورم شود. در این رابطه، کوکیرمن و ملتز<sup>۳</sup> (۱۹۸۶) استدلال می‌کنند که بانک مرکزی با غافلگیر کردن مردم برای دستیابی به رشد بیشتر، تورم پیش‌بینی نشده را افزایش می‌دهد. رشد اقتصادی علاوه بر تورم و نااطمینانی تورم، احتمالاً تحت تأثیر نااطمینانی رشد نیز است. در عین حال، میرمن<sup>۴</sup> (۱۹۷۱) معتقد است که وجود نوسانات در رشد اقتصادی می‌تواند موجب افزایش رشد اقتصادی شود. هم‌چنین، دوریوکس<sup>۵</sup> (۱۹۸۹) اثر مثبت نااطمینانی رشد بر تورم را مورد تأکید قرار داده است.

در مجموع می‌توان دوازده امکان را درباره ی رابطه ی علی میان چهار متغیر نااطمینانی تورم، نااطمینانی رشد، تورم و رشد مطرح کرد. به نظر می‌رسد از این تعداد، تنها ۴ فرضیه دارای پشتوانه ی نظری هستند. در این چارچوب، سؤالات پژوهش حاضر عبارتند از: (۱) آیا افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم می‌شود؟ (۲) آیا رابطه ی تورم و نااطمینانی تورم دو طرفه است؟ و آیا هم‌چنان که فریدمن استدلال می‌کند، افزایش نااطمینانی تورم مانع رشد اقتصادی محسوب می‌شود؟ (۳) چه رابطه ای علی میان نااطمینانی رشد و تورم وجود دارد؟ و آیا نااطمینانی رشد عامل بازدارنده ی رشد است؟ و (۴) چه رابطه ای علی میان رشد و نااطمینانی رشد وجود دارد؟ برای پاسخ به این سؤالات، ابتدا با به کارگیری الگوی واریانس ناهمسان شرطی یا گارچ<sup>۶</sup> چند متغیره ی نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی طی دوره ی زمانی ۱۳۶۷:۰۱ تا ۱۳۸۶:۱۲ اندازه‌گیری شده است.

1-Friedman

2-Holland

3-Cukierman and Meltzer

4-Mirman

5-Devereux

6-GARCH

سپس با آزمون علیت گرنجری، برای علیت میان متغیرهای مورد مطالعه مشخص شده است. لازم به ذکر است که مطالعات تجربی مشابه عموماً مربوط به کشورهای توسعه یافته هستند و تحقیق جامعی برای کشورهای در حال توسعه به ویژه ایران صورت نگرفته است. این مقاله در پنج بخش ارائه شده است. بعد از مقدمه در بخش اول، بخش دوم به مبانی نظری تحقیق اشاره دارد. بخش سوم نیز به روش شناسی تحقیق اختصاص دارد. بخش چهارم به تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های تحقیق می‌پردازد. نتیجه‌گیری و پیشنهادها بخش پنجم تحقیق را در بر می‌گیرد و در نهایت، کتاب نامه پایان‌بخش مقاله است.

## ۲- مبانی نظری تحقیق و پیشینه‌ی تحقیق

### ۲-۱- مبانی نظری تحقیق

#### ۲-۱-۱- ارتباط تورم و نااطمینانی تورم

بال<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) ضمن تمرکز بر مرحله‌ی اول استدلال فریدمن، سیاست‌گذاران را به دو دسته تفکیک می‌کند: دسته‌ی اول، سیاست‌گذارانی که برنامه‌هایی را دنبال می‌کنند که موجب تورم می‌شود و دسته‌ی دوم، سیاست‌گذارانی که کنترل تورم را در دستور کار خود قرار می‌دهند. حال، در صورتی که در دوره‌ی جاری تورم بالا باشد، سؤال اساسی این خواهد بود که در دوره‌ی بعد کدام سیاست‌گذار روی کار خواهد آمد؟ آیا سیاست‌هایی را اتخاذ خواهد کرد که نتیجه‌ی آن افزایش تورم است و یا برعکس به دنبال سیاست‌های کنترل و کاهش تورم خواهد بود؟ بال نشان می‌دهد که در شرایط تورمی، چگونه مردم درباره‌ی واکنش سیاست‌گذاران نسبت به تورم بالا، نااطمینان خواهند بود. طبق تحلیل بال، سطح بالای تورم موجب نااطمینانی بیشتر درباره‌ی تورم آتی خواهد شد.

دمتریادز<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) با فرض وجود اطلاعات نامتقارن میان سیاست‌گذاران و مردم به رابطه‌ی مثبت میان تورم و نااطمینانی تورم دست یافته است. به هر حال، وی به رابطه‌ی علی این دو متغیر اشاره نکرده است. البته، تحلیل‌های دیگری نیز ارائه شده

---

1-Ball

2-Demetriades

است که بر اساس آن ها با افزایش تورم، کاهش نااطمینانی تورم نیز امکان پذیر است. به عنوان نمونه، آنگار و زیلبرفارب<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) و پورگرامی و ماسکوس<sup>۲</sup> (۱۹۸۷) نشان می دهند که در تورم بالا، عواملان اقتصادی با پیش بینی افزایش قیمت ها، سرمایه گذاری بیشتری انجام می دهند که باعث کاهش نااطمینانی تورم می شود.

بر خلاف استدلال فریدمن، برای معکوس علی از نااطمینانی تورم به تورم نیز قابل بررسی است. کوکیرکن و ملتزر معتقدند سیاست مداران پولی. این استدلال دربردارنده ی اثر مثبت علی از نااطمینانی تورم به تورم است. مطابق نظر آنان با افزایش نااطمینانی تورم سیاست گذاران پولی برای غافلگیر کردن عوامل تولید و ایجاد رشد اقتصادی ناشی از آن، از سیاست های پولی انبساطی استفاده می کنند که نتیجه ی آن افزایش تورم است. در مقابل، بر اساس نظر هلند (۱۹۹۵) زمانی که نهادهای پولی با نااطمینانی تورم بالا مواجه می شوند، برای تثبیت اقتصادی و زدودن اثرات رفاهی منفی نااطمینانی تورم دست به اعمال سیاست پولی انقباضی می زنند که نتیجه ی آن کاهش تورم است. این اثر بعدها به فرضیه ی ایجاد تثبیت<sup>۳</sup> شهرت یافت. این اثر دلالت بر اثر علی منفی از نااطمینانی تورم به تورم است.

#### ۲-۱-۲- اثر نااطمینانی تورم بر رشد

بر اساس بخش دوم استدلال فریدمن، افزایش نااطمینانی تورم به افزایش هزینه های رفاهی تورم منجر می شود. تصمیم گیری عوامل اقتصادی در مواردی هم چون خرید یا فروش، خرید اوراق قرضه یا انجام سرمایه گذاری، تصمیم گیری برای کار یا فراغت به قیمت های آتی بستگی دارد. لذا، با نااطمینانی تورمی که به منزله ی نااطمینانی در خصوص قیمت های آتی است، تصمیمات بین دوره ای<sup>۴</sup> (از طریق نرخ بهره) و تصمیمات درون دوره ای<sup>۳</sup> (از طریق قیمت های نسبی) موجب تخصیص غیر بهینه ی منابع و لذا باعث کاهش رشد اقتصادی می شود. هم چنین، نااطمینانی تورم می تواند از کانال سرمایه گذاری اثر معکوسی بر رشد داشته باشد. برخی محققان مانند پیندیک<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) بر وجه بازگشت ناپذیری سرمایه گذاری تأکید داشته اند. به طوری که نااطمینانی تورم، میزان نااطمینانی در خصوص سوددهی مورد انتظار پروژه های سرمایه گذاری را افزایش داده که

1-Ungar and Zilberfarb

2-Pourgerami and Maskus

3-Pindyck

در نهایت به تأخیر افتادن پروژه‌های سرمایه‌گذاری و کاهش سرمایه‌گذاری و تولید منجر می‌شود. برایت<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) نیز بر وجود اثرگذاری معکوس نااطمینانی تورم و رشد اشاره دارد. طبق این نظریه، با فرض عدم توهم پولی، عوامل اقتصادی اثر تورم و نااطمینانی در خصوص قیمت‌های آتی را بر ارزش دارایی‌های اسمی و واقعی درک کرده و لذا مردم نسبت به پس‌اندازهای بلندمدت تمایل کمتری نشان می‌دهند. نتیجه‌ی این فرآیند، کاهش منابع بانک‌ها برای وام‌دهی و در نتیجه افزایش هزینه‌ی قرض از بانک است. بنابراین، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کاهش یافته و از این طریق، نااطمینانی تورم اثر بازدارنده‌ای بر رشد خواهد داشت.

بر خلاف فریدمن و پیندیک، دوتسی و سارت<sup>۲</sup> (۲۰۰۰) معتقدند که نااطمینانی تورم با فرض ریسک‌گریزی عوامل اقتصادی می‌تواند موجب افزایش رشد اقتصادی شود. آنان استدلال می‌کنند که با افزایش تغییرپذیری عرضه‌ی پول (تورم)، بازدهی پول کم می‌شود. بنابراین، تقاضای واقعی پول و به دنبال آن مصرف کاهش می‌یابد. کاهش مصرف موجب افزایش پس‌انداز با انگیزه‌ی احتیاطی می‌شود. سرانجام، وجوه پس‌انداز شده از طریق سرمایه‌گذاری موجب افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود.

### ۲-۱-۳- اثر نااطمینانی رشد بر تورم

دوریوکس (۱۹۸۹) نشان می‌دهد که نااطمینانی در خصوص رشد تولیدات آینده، دستمزد را کاهش می‌دهد. این امر باعث می‌شود تا سیاست‌گذاران برای افزایش سطح تولید واقعی سیاست‌هایی را اتخاذ کنند که نتیجه‌ی آن افزایش تورم است. وجود رابطه‌ی علی‌مثبت از نااطمینانی رشد به تورم توسط کوکیرمن و گراچ<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) نیز نشان داده شده است. آنان نشان می‌دهند که اگر هدف سیاست‌گذاران رسیدن به میزان بیکاری طبیعی باشد، تورم با افزایش نااطمینانی رشد افزایش می‌یابد. این استدلال قویاً به حساسیت بانک‌های مرکزی به بالا بودن میزان بیکاری در مقایسه با نرخ بیکاری طبیعی بستگی دارد. به هر حال، وجود رابطه‌ی علی‌منفی از نااطمینانی رشد به تورم نیز دور از ذهن نیست. مشخصاً، نااطمینانی رشد باعث کاهش نااطمینانی تورم<sup>۴</sup> و سپس، کاهش نااطمینانی تورم موجب کاهش تورم می‌شود (کوکیرمن و ملتزر، ۱۹۸۶).

1-Briault

2-Dotsey and Sarte

3-Cukierman and Gerlach

### ۲-۱-۴- اثر نااطمینانی رشد بر رشد

درباره ی رابطه ی علی میان نااطمینانی رشد و رشد، و علامت آن اتفاق نظر وجود ندارد. بر اساس نظریه ی ادوار تجاری، دو متغیر نوسانات رشد و رشد مستقل از یک دیگرند. بر اساس این نظریه، نوسانات تولید حول سطح طبیعی آن، ناشی از شوک های پولی و درک نادرست عوامل تولید نسبت به سطح قیمت هاست. در حالی که تغییرات نرخ رشد ناشی از تغییرات عوامل تولید و تکنولوژی است (فریدمن، ۱۹۶۸). نظریه ی دیگری توسط پیندیک (۱۹۹۱) مطرح شده است که حاکی از ارتباط منفی میان رشد و نوسانات رشد است. وی معتقد است که این رابطه ی منفی ناشی از ماهیت برگشت ناپذیری سرمایه گذاری است. در مقابل، میرمن معتقد است که وجود تغییرپذیری بالا در درآمد موجب افزایش نرخ پس انداز می شود. طبق مدل رشد نئوکلاسیکی سولو این افزایش نرخ پس انداز، افزایش نرخ تعادلی رشد اقتصادی را در پی دارد (کنلر و یونگ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱).

جدول شماره ی یک - خلاصه ی ارتباط علی میان متغیرهای مورد بررسی را ارائه می کند.

#### جدول شماره ی یک - خلاصه ی ارتباط علی میان متغیرهای مورد بررسی

جهت علیت	فرضیه های ارائه شده
	(۱) تورم علت گرنجری نااطمینانی تورم است.
+	فریدمن (۱۹۷۷)، بال (۱۹۹۲)
-	پورگرامی و ماسکوس (۱۹۸۷)، آنکار و زیلبرفاب (۱۹۹۳)
	(۲) نااطمینانی تورم علت گرنجری رشد است.
-	فریدمن (۱۹۷۷)
+	دوتسی و سارت (۲۰۰۰)
	(۳) نااطمینانی تورمی علت گرنجری تورم است.
+	کوکیرمن و ملتزر (۱۹۸۶)
-	هلند (۱۹۹۵)
	(۴) نااطمینانی رشد علت گرنجری تورم است.
+	دوریکس (۱۹۸۹)، کوکیرمن و گولاچ (۲۰۰۳)
-	کوکیرمن و ملتزر (۱۹۸۶)

۵) نااطمینانی رشد علت گرنجری رشد است.	
مدل های ادوار تجاری	صفر
پیندیک (۱۹۹۱)	-
میرمن (۱۹۷۱)	+

منبع : یافته های تحقیق حاضر

## ۲-۲- پیشینه تحقیق

درباره‌ی رابطه میان تورم و نااطمینانی تورم، مطالعات محدودی در داخل کشور صورت گرفته است. فرزین وش و عباسی (۱۳۸۴) با الگوی گارچ، نااطمینانی تورم را محاسبه و وجود رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نااطمینانی تورم و تورم را آزمون کرده‌اند. بر اساس این مطالعه، در کوتاه‌مدت مرحله‌ی اول استدلال فریدمن برای ایران صادق بوده ولی در بلندمدت رابطه‌ی معناداری میان نااطمینانی تورم و تورم وجود ندارد.

تشکینی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای مشابه، به وجود علیت گرنجری از نااطمینانی تورم به تورم و رابطه‌ی مثبت میان این دو، دست یافته است.

هم چنین ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) با استفاده از مدل گارچ، رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که تأثیر متقابلی بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد.

در مجموع، اکثر مطالعات تجربی، مرحله‌ی اول استدلال فریدمن را تأیید می‌کنند.<sup>۵</sup> در مقابل، مطالعات صورت گرفته در ارتباط با مرحله‌ی دوم استدلال فریدمن به نتایج یکسان دست نیافته‌اند. گریر و پری (۲۰۰۰) و گریر و دیگران (۲۰۰۴) به اثر علی منفی نااطمینانی تورم بر رشد رسیده‌اند. از طرف دیگر، جانسن<sup>۱</sup> (۱۹۸۹) در مطالعه‌ی خود به رابطه معنادار میان نااطمینانی تورم و رشد دست نیافته است. هم چنین، گریر و پری (۲۰۰۰) و گریر و دیگران (۲۰۰۴) به رابطه معنادار بین دو متغیر نااطمینانی رشد و تورم دست نیافته‌اند.

درباره‌ی اثر علی نااطمینانی تورم بر تورم، بایلی و دیگران<sup>۲</sup> (۱۹۹۶)، به همبستگی دو متغیر مذکور برای انگلستان و برخی از کشورهای با تورم بالا دست یافته‌اند. در مطالعه‌ی گریر و دیگران (۱۹۹۸) برای تعدادی از کشورها، فرضیه‌ی کوکیرمن و ملترز و برای برخی

1-Jansen

2-Baillie et al.

دیگر، فرضیه ی هلند تأیید شده است. فونتاس و دیگران (۲۰۰۴) و کونراد و کاراناسوس (۲۰۰۵) نیز به نتایج غیر قطعی دست یافته‌اند. گریر و پری (۲۰۰۰) به رابطه معنادار میان نااطمینانی تورم و تورم دست پیدا نکرده‌اند. گریر و دیگران (۲۰۰۴) و کاراناسوس و دیگران (۲۰۰۴) به رابطه ی منفی میان نااطمینانی تورم و تورم رسیده‌اند. درباره ی اثر بی‌ثباتی رشد بر رشد نیز نتایج غیرقطعی به دست آمده است. کنلر و یونگ (۲۰۰۱) به اثر منفی نوسانات رشد بر رشد، و مطالعات کاپورال و مک‌کیرن<sup>۱</sup> (۱۹۹۶)، گریر و پری (۲۰۰۰) و گریر و دیگران (۲۰۰۴) به اثر مثبت نااطمینانی رشد بر رشد دست یافته‌اند. اسپیت<sup>۲</sup> (۱۹۹۹) و هنری و اولکالنز<sup>۳</sup> (۲۰۰۲) به رابطه ی معنادار میان این دو متغیر دست نیافته‌اند.

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱- مدل GARCH تک متغیره:

قبل از معرفی الگوی آرچ<sup>۴</sup> توسط انگل<sup>۵</sup> (۱۹۸۲)، واریانس یا انحراف معیار به عنوان شاخص نااطمینانی در نظر گرفته می‌شد.<sup>۶</sup> در مدل آرچ، واریانس متغیر وابسته به عنوان تابعی از مقادیر با وقفه این متغیر و یا متغیرهای برون را در نظر گرفته می‌شود. برای توضیح بیشتر، فرآیند اتورگرسیو زیر را در نظر بگیرید:<sup>۷</sup>

$$\Pi_t = \beta(L)\Pi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن  $\Pi$  متغیری است که نااطمینانی اش اندازه‌گیری می‌شود،  $\beta$  چندجمله‌ای از ضرایب برآورد شده،  $L$  عملگر وقفه و  $\varepsilon_t$  جمله خطاست که فرض می‌شود بر اساس مجموعه اطلاعات قابل دسترس در زمان  $t-1$  ( $\Omega_{t-1}$ ) و به صورت نرمال با میانگین صفر و واریانس ( $h_t$ ) توزیع شده است یعنی:

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

در اغلب مطالعات از واریانس (انحراف معیار) شرطی  $\varepsilon_t$  به عنوان شاخص نااطمینانی استفاده شده است. ولی در صورتی که به ازای تمام  $t$  ها  $h_t = \sigma^2$  باشد، واریانس شرطی

1-Caporal and McKierman

2-Speight

3-Henry and Olekalns

4-ARCH

5-Engel



و غیرشرطی در رابطه‌ی (۱) ثابت می‌ماند. در مقابل، در مدل آرچ، واریانس شرطی ( $h_t$ ) بر اساس مقادیر تحقق یافته گذشته  $\Pi_t$  برآورد می‌شود. مدل عمومی آرچ با مرتبه‌ی  $p$  به صورت زیر است:

$$h_t = h(\Pi_{t-1}, \Pi_{t-2}, \dots, \Pi_{t-p}, \alpha) \quad (۳)$$

که در آن  $\alpha$  بردار پارامترهاست که باید برآورد شوند. به عبارت دیگر:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \varepsilon_{t-p}^2 \quad (۴)$$

انگل به طور صریح میان واریانس شرطی و غیرشرطی تفاوت قایل شده و هم چنین، واریانس شرطی را تابعی از خطاهای گذشته فرض کرده است. بولرسلو<sup>۱</sup> (۱۹۸۶) با افزایش میزان انعطاف‌پذیری و مجموعه اطلاعات مدل‌های آرچ، علاوه بر جملات خطا، وقفه‌های خود واریانس شرطی را نیز وارد مدل می‌کند. مدل (p,q) گارچ تک متغیره معرفی شده توسط بولرسلو (۱۹۸۶) به شکل زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (۵)$$

$$p, q \geq 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, q$$

$$\beta_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, p$$

شرط مثبت بودن واریانس ایجاب می‌کند که ضرایب معادله‌ی واریانس غیرمنفی باشند. هم چنین، بولرسلو (۱۹۸۶) نشان می‌دهد که شرط کافی برای مانایی فرآیند (p,q) گارچ عبارت است از:

$$A(L) + B(L) = \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (۶)$$

در این صورت فرآیند گارچ را مانای ضعیف می‌گویند. در این شرایط، اثر شوک‌ها دائمی نیست و ناپایدار خواهد بود. ساده‌ترین شکل مدل گارچ، مدل (1,1) گارچ است که شامل جزء ثابت ( $\alpha_0$ )، جزء آرچ ( $\varepsilon_{t-1}^2$ ) و جزء گارچ ( $h_{t-1}$ ) است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (۷)$$

### ۳-۲-مدل GARCH چند متغیره<sup>۱</sup>

پس از مقاله ی انگل (۱۹۸۲)، جدای اهمیت مدل سازی نوسانات متغیره های اقتصادی و مالی، تلاش های گسترده ای برای فهم چگونگی حرکت هم زمان بازدهی های دارایی های مالی صورت پذیرفت که نتیجه ی آن معرفی مدل های گارچ چند متغیره بود. این مدل ها در ابتدا برای بررسی اثر کواریانس بازدهی دارایی های مالی بر قیمت آن ها استفاده شد. برای آشنایی با این مدل بردار تصادفی  $\{r_t\}$  با مرتبه  $N \times 1$  با میانگین صفر  $(Er_t = 0)$  با فرض عدم وجود همبستگی خطی را در نظر می گیریم. با توجه به مجموعه اطلاعات در دسترس تا قبل از زمان  $t$   $(\Omega_{t-1})$  ماتریس  $H_t = [h_{ij}]$  با مرتبه ی  $N \times N$ ، ماتریس کواریانس شرطی  $r_t$  بوده و  $\varepsilon_t$  بردار خطاها می باشد که در آن  $E\varepsilon_t \varepsilon_t' = I$  به صورت زیر است:

$$r_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (7)$$

که تصریح عمومی گارچ چند متغیره است. حال، برای حل مدل و برآورد درایه های ماتریس  $H_t$  روش های متعددی پیشنهاد شده است.

#### ۱- مدل VEC-GARCH

این مدل توسط بلسلو، انگل و وولدریج<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) معرفی شده است. در این مدل، واریانس و کواریانس های شرطی تابعی از وقفه هایی از واریانس و کواریانس شرطی و هم چنین، وقفه های مربعات سری بازدهی است. این مدل به شکل زیر قابل ارائه است:

$$vech(H_t) = c + \sum_{j=1}^q A_j vech(r_{t-j} r_{t-j}') + \sum_{j=1}^p B_j vech(H_{t-j}) \quad (8)$$

که در آن  $vech(\cdot)$  عملگری است که ستون های پایین مثلثی ماتریس مربع را پشته می کند،  $c$  بردار جملات ثابت است با مرتبه ی  $1 \times \frac{N(N+1)}{2}$  و  $A_j$  و  $B_j$  ماتریس پارامترها است با مرتبه ی  $\frac{N(N+1)}{2} \times \frac{N(N+1)}{2}$ . ایراد این مدل در تعداد زیاد پارامترها یعنی  $\frac{N(N+1)}{2} + (p+q)(\frac{N(N+1)}{2})^2$  است. بلسلو، انگل و وولدریج (۱۹۸۸) نسخه ی ساده شده این مدل را با فرض این که  $A_j$  و  $B_j$  یک ماتریس قطری باشند، ارائه کردند. در مدل قطری VEC تعداد پارامترها

1-Bollerslev, Engle, and Wooldridge

کمتر است.  $(p+q+1)N(N+1)/2$  است که این تعداد پارامتر از مدل عمومی VEC بسیار

### (۱) مدل BEKK

این روش نیز نسخه ی محدود شده ی مدل VEC است که توسط انگل و کرونر<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) معرفی شده است. شکل کلی این مدل به صورت زیر است:

$$H_t = CC' + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A'_{kj} r_{t-j} r'_{t-j} A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B'_{kj} H_{t-j} B_{kj} \quad (۹)$$

که در آن  $A_{kj}$  و  $B_{kj}$  ماتریس پارامترها با بعد  $N \times N$  و  $C$  ماتریس مثلثی است. تجزیه ی جزء ثابت به دو ماتریس مثلثی جهت تأمین شرط مثبت بودن  $H_t$  صورت می گیرد. حال، رابطه ی (۹) را برای یک وقفه در نظر بگیرید:

$$H_t = CC' + A' r_{t-1} r'_{t-1} A + B' H_{t-1} B. \quad (۱۰)$$

با فرض  $B=AD$  که  $D$  ماتریس قطری است، رابطه ی (۱۰) به صورت زیر تبدیل می-شود:

$$(۱۱)$$

$$H_t = CC' + A' r_{t-1} r'_{t-1} A + DE[A' r_{t-1} r'_{t-1} A | \Omega_{t-2}] D.$$

کرونر و انجی<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) ماتریس  $B$  را به صورت  $B = \delta D$  در نظر می گیرند که در آن  $\delta$  یک عدد است. نسخه ی دیگری از مدل عمومی BEKK، مدل BEKK قطری است که در آن فرض می شود  $A$  و  $B$  ماتریس قطری هستند.

### ۳- مدل همبستگی شرطی ثابت

مدل های همبستگی بر تجزیه ی ماتریس کوواریانس شرطی به انحراف معیار شرطی و همبستگی استوار هستند. ساده ترین نوع همبستگی چند متغیره، مدل همبستگی شرطی ثابت<sup>۳</sup> (ccc-GARCH) است که توسط بلورسلو<sup>۳</sup> (۱۹۹۰) معرفی شده است. در این مدل، ماتریس همبستگی شرطی در طول زمان ثابت است و در نتیجه ماتریس کوواریانس شرطی به صورت زیر نوشته می شود:

$$H_t = D_t P D_t \quad (۱۲)$$

1-Engle and Kroner

2-Kroner and NG

3-Bollerslev

که در آن  $D_t = \text{diag}(h_{1t}^2, \dots, h_{Nt}^2)$  و  $P = [\rho_{ij}]$  و  $\rho_{ii} = 1, i = 1, \dots, N$  و عناصر غیرقطری ماتریس  $H_t$  نشان دهنده ی کواریانس شرطی است که به صورت زیر شکل می گیرد:

$$[H_t] = \rho_{ij} h_{it}^{1/2} h_{jt}^{1/2}, \quad i \neq j \quad (۱۳)$$

که در آن  $i \geq 1, j \leq N$  است.

در این مقاله از مدل دو متغیره ی گارچ به طور هم زمان برای تخمین میانگین، واریانس و کواریانس شرطی تورم و رشد اقتصادی استفاده می شود. مشخصاً در ابتدا، مدل  $AR(p)$  دو متغیره ی زیر در نظر گرفته می شود:

$$x_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

که در آن:

$$\Phi_0 = \begin{bmatrix} \phi_{DP} \\ \phi_{DY} \end{bmatrix}, \quad \Phi_i = \begin{bmatrix} \phi_{DPDP,i} & \phi_{DPDY,i} \\ \phi_{DYDP,i} & \phi_{DYDY,i} \end{bmatrix}$$

بردار  $x_t$  یک بردار ستونی  $2 \times 1$  به صورت  $(DPDY)'$  و  $\Phi_0$  بردار مقادیر ثابت و نیز  $\Phi_i, i = 1, \dots, p$  ماتریس  $2 \times 2$  پارامترهای خودرگرسیون است. شایان گفتن است که در این مقاله، مدل های متعدد خودرگرسیون برداری برای تورم و رشد اقتصادی برآورد شد که با توجه به معیارهای آکادیک و شوارز وقفه ی ۴ انتخاب گردید. از این مدل برای آزمون علیت گرنجری استفاده شده است.<sup>۱</sup>

$\varepsilon_t = (\varepsilon_{DP,t}, \varepsilon_{DY,t})'$  نیز بردار باقیمانده ها می باشد. فرض می شود  $\varepsilon_t$  به صورت نرمال با استفاده از تمامی اطلاعات در دسترس در زمان  $t$  (یعنی  $\Omega_{t-1}$ ) با میانگین صفر و واریانس  $H_t$  توزیع می شود. مطابق بلسلو (۱۹۹۰)، همبستگی ثابت شرطی بر اساس ماتریس کواریانس شرطی  $H_t$  زیر فرض می شود:

$$h_{DP,t} = \omega_{DP} + a_{DP} \varepsilon_{DP,t-1}^2 + \beta_{DP} h_{DP,t-1} \quad (الف ۱۵)$$

$$h_{DY,t} = \omega_{DY} + a_{DY} \varepsilon_{DY,t-1}^2 + \beta_{DY} h_{DY,t-1} \quad (ب ۱۵)$$

$$h_{DPDY,t} = \rho \sqrt{h_{DP,t}} \sqrt{h_{DY,t}} \quad (ج ۱۵)$$

که در آن  $h_{DP,t}$  و  $h_{DY,t}$  به ترتیب واریانس شرطی (شاخص نااطمینانی) تورم و رشد اقتصادی و  $h_{DPDY,t}$  کواریانس شرطی بین  $\varepsilon_{DP,t}$  و  $\varepsilon_{DY,t}$  می‌باشد. هم چنین فرض می‌شود  $-1 \leq \rho \leq 1$ ,  $\beta_i \geq 0$ ,  $\omega_i > 0$ .

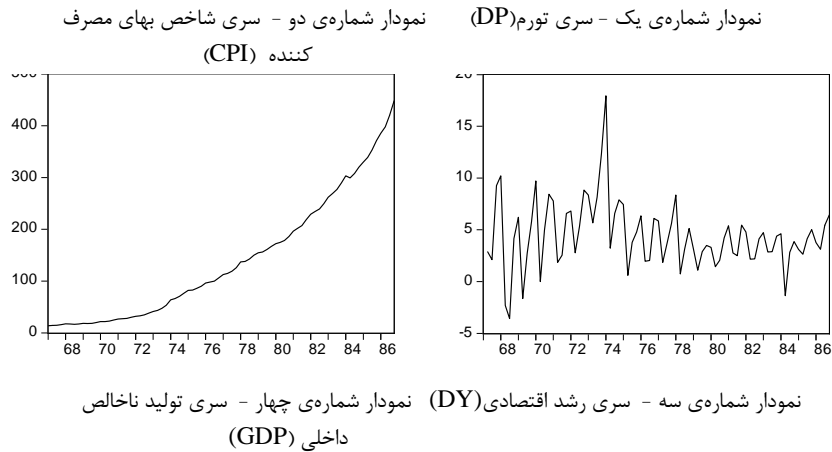
#### ۴- تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های تحقیق

مقاله‌ی حاضر برای اندازه‌گیری تورم و نااطمینانی آن، از داده‌های فصلی شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI) به قیمت ثابت ۱۳۷۶ برای محاسبه‌ی رشد اقتصادی و نااطمینانی آن از داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی (GDP) پس از تعدیل فصلی ۱۳۷۶ طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۷:۰۱ تا ۱۳۸۶:۰۴ استفاده کرده است. این داده‌ها از سایت بانک مرکزی<sup>۱۱</sup> گرفته شده است. هم چنین برای محاسبه‌ی تورم (DP) و رشد اقتصادی (DY) از روابط زیر استفاده شده است:

$$DP_t = \ln\left(\frac{CPI_t}{CPI_{t-1}}\right) * 100 \quad (۱۶) \quad , \quad DY_t = \ln\left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}}\right) * 100 \quad (۱۷)$$

نمودار (۱)، (۲)، (۳) و (۴) به ترتیب روند سری‌های شاخص بهای مصرف‌کننده، تورم، تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی را طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۷:۰۱ تا ۱۳۸۶:۰۴ نشان می‌دهند. همان‌طور که از نمودارهای (۲) و (۴) مشاهده می‌شود، شاخص بهای مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی تقریباً روند افزایشی دارند و به نظر می‌رسد ناپایا باشند؛ در حالی که بر اساس نمودارهای تورم و رشد اقتصادی (نمودارهای ۱ و ۳) به نظر می‌رسد این سری‌ها پایا باشند.<sup>۱۲</sup> نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلپس-پرون (PP) موارد اخیر را تایید می‌کند.<sup>۱۳</sup> هم چنین، این نمودارها نشان می‌دهند که در سال‌های ۱۳۷۱ و ۱۳۸۱ رشد اقتصادی دارای نوسان بالا بوده و نیز تورم نیز در سال ۱۳۷۴ نوسان بالایی داشته است. همچنین، میانگین، میانه و انحراف معیار تورم فصلی طی دوره‌ی مورد بررسی به ترتیب ۴/۴۱، ۳/۹۱ و ۳/۳۸ به دست آمده است که نشانه‌ی وجود نوسان بالا در این سری است. میانگین و میانه‌ی رشد اقتصادی به ترتیب برابر ۱/۳۲ و ۱/۳۵ بوده و دارای انحراف معیار ۳/۷۱ می‌باشد. هر دو سری تورم و رشد اقتصادی دارای چولگی به سمت راست بوده و کشیدگی بالایی نسبت به توزیع نرمال

دارند. این یافته‌ها حاکی از آن است که هر دو سری انحراف معناداری از توزیع نرمال دارند.



منبع: نتایج تحقیق حاضر

مطابق لونت<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) این یافته‌ها مؤید وجود خودهمبستگی معنادار و هم چنین نشانه‌ی وجود اثرات ARCH در هر دو سری است.

پس از اطمینان از وجود اثرات آرچ در هر دو سری تورم و رشد اقتصادی، مدل‌های BEKK، ccc-GARCH و نیز VEC قطری برای برآورد ماتریس کوواریانس شرطی اجرا شدند. بر اساس هر سه معیار آکاییک (AIC)، شوارز (SC) و حداکثر درست

1-Levent

نمایی (ML) برآورد مدل‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. مدل  $ccc-GARCH(1,1)$  بر مدل  $dvec-GARCH(1,1)$  و  $dvec-BEKK-GARCH(1,1)$  ارجحیت دارد و لذا، برای تفسیر نتایج از الگوی  $ccc-GARCH(1,1)$  استفاده می‌شود.<sup>۱۴</sup>

جدول شماره‌ی دو - مقایسه‌ی مدل‌های جانشین $ccc-GARCH$			
	AIC	SB	ML
$ccc-GARCH(1,1)$	۹/۸۰۳	۱۰/۳۲۸	-۳۵۰/۶۳
$dvec-GARCH(1,1)$	۹/۹۵	۱۰/۳۵	-۳۶۰/۲۶
$Dvec-BEKK$ $GARCH(1,1)$	۹/۹۸	۱۰/۴۴	-۳۵۹/۴۴

منبع: نتایج تحقیق با استفاده از بسته نرم افزاری EViews 6

در ادامه، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد اقتصادی به ترتیب توسط معادلات (۱۵الف) و (۱۵ب) محاسبه شده‌اند. برای آزمون این که بین معادلات میانگین و واریانس شرطی ارتباط علی وجود دارد یا خیر از آزمون دو مرحله‌ای در چارچوب مدل  $AR(p)-GARCH$  تصریح شده در معادلات (۱۵الف) و (۱۵ب) استفاده می‌شود. در این آزمون برای علی چهار متغیر تورم، رشد و نااطمینانی آن‌ها مشخص می‌شود. برای انتخاب وقفه‌ی بهینه‌ی الگوی  $AR(p)$  معادلات بسیاری برآورد شد و در نهایت با توجه به معیارهای آکاییک و شوارز وقفه‌ی ۴ برای معادلات میانگین شرطی انتخاب شد. در این رابطه فرض شده است که  $\varepsilon_t$  دارای توزیع نرمال شرطی است. جدول شماره‌ی سه برآورد مدل  $AR(p)-ccc-GARCH(1,1)$  را نشان می‌دهد. پارامترهای معادلات میانگین و واریانس شرطی برای تورم در معادلات (۱-۴) و (۲-۴) پارامترهای معادلات میانگین و واریانس شرطی برای رشد اقتصادی در معادلات (۳-۴) و (۴-۴) جدول شماره‌ی سه گزارش شده است.

جدول شماره ی سه - برآورد مدل **AR(4)-constant conditional correlation**  
**GARCH(1,1)**

معادلات میانگین و واریانس شرطی تورم

$$(4-1) \quad DP_t = 2.025 + 0.169 DP_{t-1} - 0.224 DP_{t-2} + 0.08 DP_{t-3} + 0.445 DP_{t-4}$$

2.186
(1.094)\*
(-1.713)
(0.795)
(5.163)

$$(4-2) \quad h_{DP,t} = 1.54 + 0.08 \varepsilon_{DP,t-1}^2 + 0.445 h_{DP,t-1}$$

(1.882)
(0.795)
(5.163)

معادلات میانگین و واریانس شرطی رشد اقتصادی

$$(4-3) \quad DG_t = 2.347 - 0.343 DG_{t-1} - 0.263 DG_{t-2} - 0.151 DG_{t-3} + 0.016$$

(3.497)
(-2.327)
(-1.68)
(-0.991)
(0.111)

$$(4-4) \quad h_{DG,t} = 2.557 + 0.191 \varepsilon_{DG,t-1}^2 + 0.561 h_{DG,t-1}$$

(0.678)
(0.865)
(1.045)

همبستگی شرطی ثابت

$$(4-5) \quad h_{DPDY,t} = -0.135 \sqrt{h_{DP,t}} \sqrt{h_{DY,t}}$$

(-0.627)

\* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده ی آماره ی Z است.

منبع: نتایج تحقیق با استفاده از بسته ی نرم افزاری **EViews 6**

مجموع ضرایب وقفه های تورم برابر ۰/۴۷۱ است. بدین ترتیب در مجموع، بالا بودن تورم در دوره های گذشته باعث بالا رفتن تورم در فصل جاری شده است. مجموع ضرایب جملات آرچ و گارچ نیز برابر ۰/۷۲۷ و کوچک تر از یک است. به عبارت دیگر واریانس شرطی انباشته در واریانس نبوده و اثر شوکها دائمی نیست. ضریب جمله آرچ در سطح ۰/۰۵ خطا معنی دار است. بر این اساس، اخبار و اطلاعات منتشره در فصل قبل به ایجاد نوسانات تورم در دوره ی جاری و در نتیجه ایجاد نااطمینانی تورمی منجر می شود. ولی ضریب جمله ی گارچ معنی دار به دست نیامده است که نشان می دهد نوسانات تورمی در فصل گذشته منبع ایجاد تورم در دوره ی جاری نمی باشد. این در حالی است که در معادله ی میانگین شرطی رشد اقتصادی، مجموع ضرایب وقفه های رشد اقتصادی برابر ۰/۷۴- است. بدین ترتیب و در مجموع، رشد اقتصادی بالا در دوره های گذشته به کاهش اقتصادی در دوره ی جاری منجر می شود. به نظر می رسد در ایران بالا بودن رشد



اقتصادی به پر شدن ظرفیت بیکار منابع و در نتیجه کاهش منجر رشد شده است. ضریب جمله‌ی آرچ و گارچ نیز معنی‌دار به دست نیامده است که نشان می‌دهد اطلاعات و اخبار منتشره و نیز نوسانات و نااطمینانی رشد دوره‌ی گذشته اثر معناداری بر نااطمینانی رشد فصل جاری نداشته است. مجموع ضرایب آرچ و گارچ نیز برابر ۰/۷۵۲ به دست آمده است یعنی اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی رشد اقتصادی دائمی نیست و اثر این شوک‌ها به مرور زمان به سمت صفر میل می‌کند. هم‌چنین، ضریب کواریانس شرطی به صورت معناداری مخالف صفر نیست. به عبارت دیگر، کواریانس باقیمانده‌های مدل-های تورم و رشد اقتصادی معنادار نیست.

برای ارزیابی مناسب بودن تصریح مدل، آماره‌ی Q مدل منتخب در جدول شماره‌ی چهار آمده است.

جدول شماره‌ی چهار - نتایج آزمون همبستگی باقیمانده‌های سیستمی دو متغیره

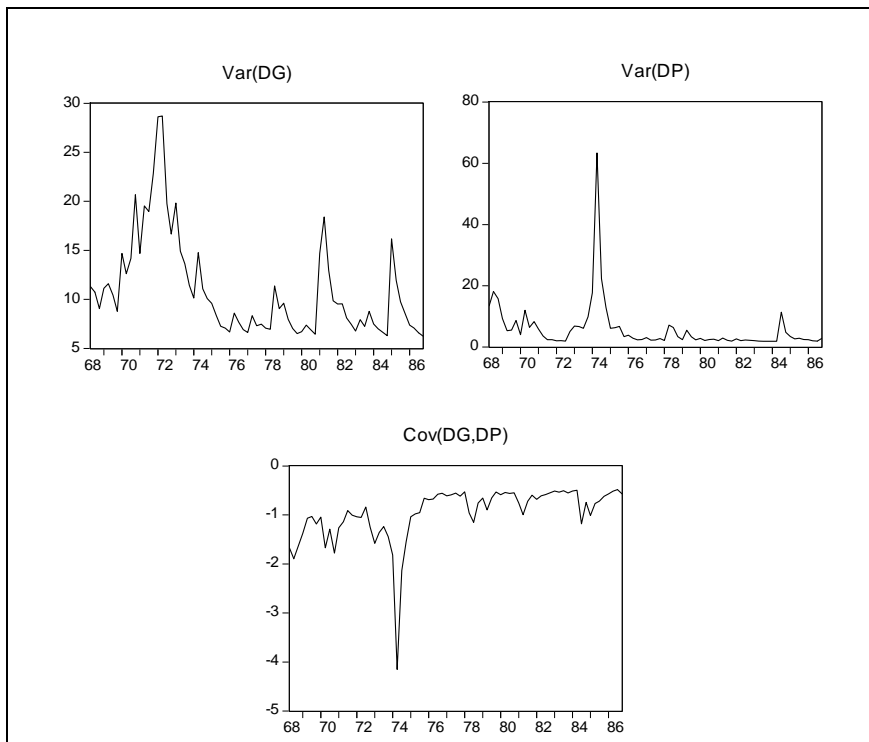
وقفه	آماره‌ی Q	سطح احتمال	آماره‌ی Q تعدیل یافته	سطح احتمال	درجه‌ی آزادی*
۱	۵/۵۴	۰/۲۳۶	۵/۶۱۵	۰/۲۲۹	۴
۴	۲۳/۹۳	۰/۱۲۵	۲۴/۶۴۹	۰/۱	۱۶
۸	۴۳/۵۸	۰/۰۹	۴۶/۲۵۵	۰/۰۷۶	۳۲
۱۲	۵۹/۲۵	۰/۱۲۷	۶۴/۵۰۲	۰/۰۹	۴۸

\* درجه‌ی آزادی تقریبی توزیع  $\chi^2$  است.

منبع: نتایج تحقیق با استفاده از بسته‌ی نرم افزاری EViews 6

نتایج این جدول نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر مبنی بر باقی‌نماندن مشکل خودهمبستگی در باقیمانده‌های مدل در وقفه‌های مختلف رد نمی‌شود که به معنی تصریح مناسب مدل است. نمودار شماره‌ی پنج نیز نمودار واریانس شرطی و کواریانس شرطی برآوردی را نشان می‌دهد.

نمودار شماره ی پنج - نمودار واریانس شرطی تورم و رشد اقتصادی و کوواریانس آن  
ها



منبع: نتایج برآورد مدل  $AR(4)\text{-ccc-GARCH}(1,1)$  توسط بسته ی نرم افزاری **EViews 6**

آن چه از نمودار شماره ی پنج مشهود است، وجود نااطمینانی بالای رشد اقتصادی در سال های ۱۳۷۱ و ۱۳۷۲، سه فصل اول سال ۱۳۸۱ و نیز فصل اول سال ۱۳۸۵ است. بیشترین میزان نااطمینانی تورم نیز مربوط به فصل دوم سال ۱۳۷۴ است که به میزان بی سابقه ی ۶۳/۳۵ رسیده است. در فصل سوم سال ۱۳۸۴ نیز نااطمینانی تورمی جهش بالایی داشته و ۱۱/۳۹ را اختیار کرده است. نکته ی جالب وجود نوسان بالای نااطمینانی رشد نسبت به نااطمینانی تورمی است. نمودار کوواریانس مؤید موارد یاد شده است.

حال، پس از اندازه گیری واریانس شرطی تورم و رشد اقتصادی، در ادامه، مطابق فونتاس و دیگران (۲۰۰۶) و کراپ (۲۰۰۹) آزمون عمومی علیت گرنجری برای تعیین جهت علی بین ۴ متغیر تورم، رشد اقتصادی و نااطمینانی آن ها انجام می شود. از آن جا که امکان

دارد نتایج نسبت به وقفه‌های آزمون حساس باشد این آزمون برای وقفه‌های متعدد صورت می‌گیرد. پس از تعیین جهت علی و برای تعیین علامت اثر برای متغیرهای مدل، از تکنیک VAR استفاده می‌شود. از آن جاکه هدف از این مرحله تنها تعیین علامت اثر احتمالی متغیر مستقل بر متغیر وابسته است، از ذکر نتایج این مرحله صرف نظر می‌کنیم.

بر اساس نتایج آزمون علیت گرنجر مندرج در جدول شماره‌ی پنج اولاً مطابق مرحله‌ی اول استدلال فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)، تورم در جهت مثبت، علت گرنجری نااطمینانی تورم است. بدین ترتیب، سیاست‌های عجولانه‌ای که به افزایش تورم منجر می‌شود، نااطمینانی در خصوص قیمت‌ها و تورم‌های آتی را نیز افزایش خواهد داد. هم‌چنین، سیاست‌های هدف تورمی می‌تواند نااطمینانی تورم و هزینه‌های ناشی از آن را کاهش دهد. در مقابل، به جز سطح خطای ۰/۱۰ آن هم تنها در دو وقفه، شواهدی مبنی بر وجود رابطه‌ی علی از نااطمینانی تورم به تورم در ایران وجود ندارد. لذا، استدلال کوکیرمن و ملتز (۱۹۸۶) و هلند (۱۹۹۵) برای اقتصاد ایران مورد تأیید آماری قرار نمی‌گیرد. هم‌چنین، نتایج نشان دهنده‌ی وجود علیت گرنجری معنی‌دار رشد اقتصادی بر نااطمینانی رشد آن هم در جهت منفی است. بدین معنی که رشد اقتصادی پایین باعث به وجود آمدن نااطمینانی رشد اقتصادی خواهد شد. لذا، رساندن رشد اقتصادی به سطحی منطقی باعث کاهش نوسانات در رشد و در نتیجه کاهش نااطمینانی خواهد شد. و نیز این رابطه در جهت عکس مورد تأیید آماری قرار نمی‌گیرد. هم‌چنین، نتایج حاکی از آن است نااطمینانی رشد اقتصادی در جهت یک طرف مثبت علت گرنجری تورم است. لذا، استدلال دوریکس (۱۹۸۹)، کوکیرمن و گرلاچ (۲۰۰۳) برای اقتصاد ایران مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. یعنی، با افزایش نااطمینانی رشد و نگرانی از کاهش رشد اقتصادی، بانک مرکزی احتمالاً با اعمال سیاست انبساطی پولی به افزایش تورم منجر شده است. هم‌چنین، شواهدی بر اثر گذاری تورم بر نااطمینانی رشد وجود ندارد. هم‌چنین، به نظر می‌رسد مرحله‌ی دوم استدلال فریدمن برای اقتصاد ایران صادق نیست. هرچند مطابق نظر دوتسی و سارت (۲۰۰۰) این اثر مثبت و از لحاظ آماری غیرمعنادار برآورد شده است.

جدول شماره ی پنج - نتایج آزمون علیت گرنجری بین متغیرهای مدل

وقفه	$H_0 : DP_t \rightarrow h_{DP,t}$	$H_0 : DP_t \rightarrow DY_t$	$H_0 : DP_t \rightarrow h_{DY,t}$
۲	(+) ۱۴/۳۳۳***	(-) ۰/۷۲۷۹	(+) ۲/۱۴۵
۴	(+) ۱۲/۹۸***	(-) ۰/۴۱۴	(+) ۱/۱۳۹
۸	(+) ۸/۰۴۲***	(-) ۰/۴۵۵	(+) ۰/۷۹۶
وقفه	$H_0 : h_{DP,t} \rightarrow DP_t$	$H_0 : h_{DP,t} \rightarrow DY_t$	$H_0 : h_{DP,t} \rightarrow h_{DY,t}$
۲	(-) ۲/۸۹۱*	(+) ۰/۰۹۶۵	(+) ۰/۱۶۷
۴	(-) ۱/۹۸۱	(+) ۰/۶۱۹	(+) ۰/۳۳۳
۸	(-) ۱/۱۱۶	(+) ۰/۳۶۹	(+) ۰/۳۲۶
وقفه	$H_0 : DY_t \rightarrow DP_t$	$H_0 : DY_t \rightarrow h_{DP,t}$	$H_0 : DY_t \rightarrow h_{DY,t}$
۲	(-) ۰/۹۷۴۱	(-) ۲/۶۸۲*	(-) ۴/۱۴۹۷***
۴	(-) ۰/۶۶۱	(-) ۱/۶۱۷	(-) ۴/۰۶۸***
۸	(-) ۲/۱۲۷*	(-) ۱/۱۲۶	(-) ۳/۲۶۵***
وقفه	$H_0 : h_{DY,t} \rightarrow DP_t$	$H_0 : h_{DY,t} \rightarrow h_{DP,t}$	$H_0 : h_{DY,t} \rightarrow DY_t$
۲	(+) ۵/۱۳۲***	(-) ۰/۲۸۱	(-) ۱/۶۱۸۲
۴	(+) ۱/۹۲۱*	(-) ۰/۷۶۲	(-) ۰/۷۸۰
۸	(+) ۳/۵۰۵***	(-) ۳/۹۵۱***	(+) ۰/۳۵۹

توضیح: نشانه ی ستاره دار \*\* ، \* و \* به ترتیب مبین معناداری آزمون علی در سطح ۰/۰۱ ، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ خطا می باشند. علامت (+) و (-) به ترتیب به مفهوم مثبت بودن علامت اثرگذاری متغیر مستقل بر متغیر وابسته در مدل VAR است.

منبع: نتایج تحقیق حاضر با استفاده از بسته نرم افزاری EViews 6

۵- نتیجه گیری

مطالعه ی حاضر، روابط علی گرنجری میان تورم، رشد اقتصادی، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد اقتصادی را مورد آزمون قرار داده است. بدین منظور، ابتدا نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد توسط واریانس شرطی منتج از الگوی گارچ چند متغیره اندازه گیری، و سپس با استفاده از آزمون علیت گرنجری برای وقفه های مختلف جهت علی

آن ها مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس مجموع ضرایب متغیر مستقل در هر معادله VAR علامت اثر متغیر مستقل بر متغیر وابسته تعیین شد.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که اولاً مطابق مرحله‌ی اول استدلال فریدمن، تورم در جهت مثبت، علت گرنجری نااطمینانی تورم می‌باشد. بدین ترتیب، سیاست‌های عجولانه‌ای که به افزایش تورم منجر می‌شود، نااطمینانی در خصوص قیمت‌ها و تورم‌های آتی را نیز افزایش خواهد داد. هم چنین، سیاست‌های هدف تورمی می‌تواند نااطمینانی تورم و هزینه‌های ناشی از آن را کاهش دهد. در مقابل، شواهدی قوی مبنی بر وجود رابطه‌ی علی از نااطمینانی تورم به تورم در ایران وجود ندارد. ثانیاً، نااطمینانی رشد در جهت مثبت علت گرنجری تورم است. به عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی رشد بانک مرکزی احتمالاً با اعمال سیاست‌های انبساطی پولی به افزایش تورم منجر می‌گردد. ثالثاً، رشد اثر منفی معناداری بر نااطمینانی رشد دارد. بر اساس این یافته، در رشد اقتصادی پایین، عوامل اقتصادی نسبت به چشم‌انداز آتی اقتصاد بدبین شده و این موضوع به کاهش رشد اقتصادی می‌انجامد.

#### پی‌نوشت‌ها:

۱- بر اساس نایت (Knight, 1921) نااطمینانی (Uncertainty) به دو شکل مطرح می‌شود: عدم اطمینان کامل (Perfect uncertainty) که در آن پیشامدهای آتی ممکن معلوم نباشند و ریسک (Risk)، که در این حالت پیشامدهای آتی معلوم و مشخص هستند ولی احتمال مربوط به وقوع این پیشامدها معلوم و مشخص نمی‌باشد. نااطمینانی تورمی فضایی است که در آن عاملین اقتصادی و تصمیم‌گیران نسبت به میزان تورم آینده نامطمئن هستند (فرزین وش و عباسی، ۱۳۸۴). برای اندازه‌گیری نااطمینانی شاخص‌های مختلفی معرفی شده است که ساده‌ترین آنها شاخص انحراف معیار می‌باشد. ولی این شاخص در صورتی که نوسانات به طور کامل پیش بینی شده باشند، شاخص مناسبی نخواهد بود. برای مطالعه‌ی بیشتر درباره‌ی مفهوم و اندازه‌گیری نااطمینانی به سامانتا (Samanta, 1998) و هلند (۱۹۹۳) مراجعه نمایید.

2- Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedastic (GARCH)

3- Stabilizing Fed Hypothesis.

4- Intratemporal

۵- به اثر منفی نااطمینانی رشد بر نااطمینانی تورم اثر تیلور (Taylor Effect) اطلاق می‌شود.

۶- به عنوان نمونه می توان به مطالعات گریب و دیگران (Grier et al, 1998)، فونتاس (Fountas, 2001)، فونتاس و دیگران (Fountas et.al, 2004)، کاراناسوس و دیگران (Karanasos et al., 2004) و کنراد و دیگران (Conrad et al., 2005) اشاره کرد. خلاصه ای از تحقیقات انجام شده در خصوص رابطه ی نااطمینانی تورم و تورم توسط هلند (Holand, 1993b) و دیویس و کاناگو (Davis and Kanago, 2000) ارائه شده است.

#### 7- AutoRegressive Conditional Heteroscedastic (ARCH)

۸- شاخص دیگر برای اندازه گیری نااطمینانی، انحراف معیار میانگین متحرک (Moving Average Standard Divination) می باشد. در مطالعات تجربی عمدتاً زمانی از دو شاخص اخیر استفاده می شود که تعداد مشاهدات کمتری در دسترس باشد. برای ارزیابی و آشنایی با شاخص های نااطمینانی می توان به مطالعه ی کوتاه (Cote, 1994) اشاره کرد. بر اساس این مطالعه، از سال ۱۹۸۲ به بعد در اکثر مطالعات صورت گرفته از ARCH و خانواده ی آن برای اندازه گیری نااطمینانی استفاده شده است.

۹- برای مطالعه ی بیشتر به انگل، بلورسلو و نلسون (۱۹۹۴) مراجعه کنید.

۱۰- برای مطالعه ی دقیق تر در خصوص مدل های گارچ چند متغیره به سیلونینون و تراسویرتا (۲۰۰۸) مراجعه نمایید.

#### 11- Conditional Constant Correlation (ccc).

۱۲- ویلاسوسو (۲۰۰۱) نشان می دهد آزمون علیت گرنجری علاوه بر وجود ناهمسانی واریانس کماکان اعتبار دارد.

#### 13- www.cbi.ir

۱۴- هم چنین بر اساس نمودارهای تورم و رشد اقتصادی، نوسانات کمتر با نوسانات کمتر و برعکس نوسانات بیشتر با نوسانات بیشتر همراه می باشند. این امر بر وجود اثرات آرچ در این سری ها دلالت دارد.

۱۵- نتایج آزمون های ریشه ی واحد برای صرفه جویی نیامده است و در صورت نیاز قابل ارائه است.

منابع و مأخذ:

- Arman S. A. and Zare R. (2005). «An Investigation Granger Causal Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Iran (1967-2002)», *Iranian Economic Research*, No. 24, PP. 117-143 (in Persian).
- Azman-Saini, W. N. W.; M. S. Habibullah; Siong Hook Law and A. M. Dayang-Afizzah (2006)«Stock Price, Exchange Rates and Causality in Malaysia: A Note», *MPRA Paper*, No. 656.
- Ball, L.(1992)«Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?», *Journal of Monetary Economics*, 29 (3): 371–388.
- Bollerslev, T. (1990)«Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model»,*Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge (1988)«A capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances», *The Journal of Political Economy*, 96, 116–131.
- Bollerslev, T., R.F. Engle and D.B. Nelson (1994)«ARCH Models», *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland.
- Briault, C. (1995)«The Costs of Inflation», *Quarterly Bulletin*, Bank of England, February, PP.33-45.
- Conrad, C. and M. Karanasos (2005)«On the Inflation-Uncertainty Hypothesis in the USA, Japan and the UK: a Dual Long-Memory Approach»,*Japan and the World Economy*, 17, PP. 327–343.
- Cote, Agathe (1994)«Exchange Rate Volatility and Trade: a Survey», *Working Paper*, 94-5, Bank of Canada.
- Cukierman A. and S. Gerlach (2003)«The Inflation Bias Revisited: Theory and Some International Evidence», *The Manchester School*, 71 (5), PP. 541–565.
- Davis, G. and B. Kanago (2000)«The Level and Uncertainty of Inflation: Results from OECD Forecasts», *Economic Inquiry*, 38(1), PP. 58–72.

- Dotsey, M. and P. Sarte (2000)«Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-in-Advance Economy», *Journal of Monetary Economics*, 45 (3), PP. 631-655.
- Ebrahimi M. and Souri A. (2006)« The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran», *Science and Development*, No. 18, PP. 111-126 (in Persian).
- Engle, R. F., and K. F. Kroner (1995)«Multivariate simultaneous generalized ARCH», *Econometric Theory*, 11, PP.122-150.
- European Commission (2007) *Quarterly Report on the Euro Area*. 6(1).
- Farzinvas A. and Abbasi M. (2006)« The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran, Evidence from GARCH and State-Space Modeling (1961-2003)», *Tahghighat-E-Eghtesadi*, No. 74, PP. 25-55 (in Persian).
- Fountas, S. (2001)«The Relationship between Inflation and Inflation-Uncertainty in the UK: 1885-1998», *Economics Letters*, 74 (1), PP. 77-83.
- Fountas, S., A. Ioannidis and M. Karanasos (2004)«Inflation, Inflation Uncertainty, and a Common European Monetary policy», *The Manchester School*, 72(2), PP. 221-242.
- Friedman M. (1977)«Nobel Lecture: Inflation and Unemployment», *Journal of Political Economy*, 85(3): 451-472.
- Grier, K. and M. Perry (1998)«On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries», *Journal of International Money and Finance*, 17 (4), PP. 671-689.
- Grier, K. and M. Perry (2000)«The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence», *Journal of Applied Econometrics*, 15(1), PP. 45-58.
- Holland, S. (1993a)«Uncertain Effects of money and The Link between the Inflation rate and Inflation Uncertainty», *Economic Inquiry*, 31: 39-51.
- Kneller, R. and G. Young (2001)«Business Cycle Volatility, Uncertainty, and Long-Run Growth», *The Manchester School*, 69 (5), PP. 534-552.



- Korap, Levent, (2009)«On The Links between Inflation, Output Growth and Uncertainty: System-GARCH Evidence from Turkish economy», *MPRA Paper*, No.19054.
- Kroner, K. F., and V. K. Ng (1998)«Modeling asymmetric comovements of asset returns», *The Review of Financial Studies*, 11, PP.817-844.
- Kuper , Gerard H. and Daan P van Soest (2006)«Does Oil Price Uncertainty affect Energy Use?», *The Energy Journal*, 27, 1, PP. 24-55.
- Pindyck, R. (1991)«Irreversibility, Uncertainty, and Investment», *Journal of Economic Literature*, 29(3), PP. 1110-1148.
- R. Scott Hacker and Abdunasser Hatemi-J. (2006)«Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application», *Applied Economics*, 38(13), PP. 1489-1500.
- Rodrik, Dani (1999)«Where Did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict, and Growth Collapses», *Journal of Economic Growth*, 4(4), PP. 385-412.
- Samanta, Subrana K. (1998)«Exchange rate Uncertainty & foreign Trade for a Developing Country: an Empirical Analysis», *The Indian Economic Journal*, 45(3), PP. 51-65.
- Silvennoinen, A and Teasvirta, Timo, (2008)«Multivariate GARCH Models», *SSE/EFI Working Paper Series in Economic and Finance*, No.669.
- Sonmaz Saryal, Fatma (2007)«Does Inflation Have an Impact on Conditional Sock Market Volatility?», *International Research Journal of Finance and Economics*, 11, PP. 123-133.
- Soytaş, Ugur (2006)«Long Run Relationship between Entry and Exit: Time Series Evidence from Turkish Manufacturing Industry», *Economics Bulletin*, 12(10), PP.1-12.
- Speight, A. (1999)«UK Output Variability and Growth: Some Further Evidence», *Scottish Journal of Political Economy*, 46 (2), PP. 175-184.
- Tashkini A. (2006)«Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?», *Tahghighat-E-Eghtesadi*, No. 73, PP. 193-210 (in Persian).

- Ungar, M. and B. Zilberfarb (1993)«Inflation and its unpredictability: theory and empirical evidence», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(4), PP.709-720.
  - Websites: <http://www.cbi.ir>, <http://www.Heritage.org>
-