فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال چهاردهم/ شماره ۴۳/ تابستان ۱۳۸۹/صفحات ۲۱۰-۱۸۹

اثرنااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران: مشاهداتی بر پایه مدل‌های GARCH

دکتر حسن حیدری*
دکتر سهیلا پروین**
دکتر عباس شاکری***
سلیمان فیضی ینگجه****

تاریخ ارسال: ۸۸/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱/۲۹

چکیده

در این پژوهش، رابطه بین نااطمینانی رشد اقتصادی و رشد اقتصادی در سال‌های ۱۳۶۷ - ۱۳۸۴ را با استفاده از داده‌های فصلی و کاربرد انواع مدل‌های GARCH و روش برآورد شبه حداکثر راستنمایی (QML) در ایران بررسی می‌نماییم. نتایج فرضیه فریدمن (۱۹۶۸)[1] مبنی بر نبود رابطه مشخص معنادار بین این دو متغیر را رد نمی‌کند. همچنین، بررسی اثر شوک‌های مثبت و منفی رشد بر روی نااطمینانی آن بیانگر وجود اثرات نامتقارن بوده، به نحوی که شوک های منفی رشد اقتصادی، بیشتر از شوک های مثبت بر روی نااطمینانی آن تأثیر می‌گذارند.

طبقه‌بندی JEL: C22، E31، E32

واژگان کلیدی: نااطمینانی رشد اقتصادی، رشد اقتصادی، مدل‌های GARCH، ایران

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* استادیار دانشگاه ارومیه
** دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی
*** استاد دانشگاه علامه طباطبایی
**** مربی دانشگاه ارومیه و دانشجوی دکتری دانشگاه علامه طباطبایی

1. Friedman

مقدمه

ارتباط بین رشد اقتصادی ونوسانات آن برای سیاستگذاری اقتصادی اهمیت بسیاری دارد. اگر ارتباط مثبتی میان این دو متغیر وجود داشته باشد، سیاست اقتصادی که سعی در تثبیت سیکل‌های تجاری کشور داشته باشد، ممکن است رشد بالقوه و بلندمدت کشور را تهدید نمایددر صورت وجود ارتباط منفی بین رشد ونوسانات آن، سیاست اقتصادی طراحی شده برای کاهش نوسانات سیکل تجاری، به افزایش رشد بلندمدت اقتصادی منجر خواهد شد. از این رو تعیین جهت علیت بین این دو متغیر در حوزه های پژوهشی و سیاستگذاری اقتصاد کلان هر کشور اهمیت اساسی دارد.

بررسی تجربی ارتباط یاد شده، یکی از موضوع‌های مورد علاقه اقتصاددانان در سال‌های اخیر بوده است. گرایش اقتصاددان ها به این موضوع به وسیله یک یا چند عامل از عوامل زیر می‌تواند توجیه شود:

- غنای نظریه‌های اقتصادی که شکل های متفاوتی از روابط بین نرخ رشد تولید و تغییرات آن را نشان می‌دهد.
- پیشرفت‌های اخیر در تکنیک‌های اقتصادسنجی که اندازه‌گیری نوسانات یک متغیر اقتصادی را تسهیل می‌نماید.
- نتایج غیر هم جهت و ناهمگون کارهای تجربی صورت گرفته که امکان استنتاج یک رابطه مشخص بین نرخ رشد تولید و نوسانات آن را غیرممکن می‌سازد.

مطالعات کاربردی زیادی را بطه بین این دو متغیر را برای کشورها، در دوره‌های زمانی مختلف و با داده‌های متفاوت مورد بررسی قرار داده‌اند (که برای نمونه می توان به پژوهش‌های هاموری (۲۰۰۰)، گریر و پری (۲۰۰۰) هنری واولکالنز (۲۰۰۲)، بهار وهاموری (۲۰۰۳)، دجان وگور (۲۰۰۴)، دوپک (۲۰۰۴)، فونتاس و دیگران (۲۰۰۴) و وال (۲۰۰۵)[1] اشاره کرد). با توجه به وجود نتایج ناهمگون تجربی موجود در ادبیات موضوع،در این پژوهش، رابطه بین‌نوسانات تولید ناخالص داخلی و رشد در ایران در دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۸۴ را با استفاده از داده‌های فصلی و با استفاده از مدل‌های GARCH-M، M-T-GARCH و E-GARCH-M مورد بررسی قرار می‌دهیم.

این پژوهش به دلایل مختلفی از کارهای تجربی دیگر صورت‌گرفته متفاوت است؛ یکم، در این پژوهش از داده های فصلی تولید ناخالص داخلی جمهوری اسلامی ایران، به عنوان یکی از کشورهایی که نرخ رشد تولید آن دارای نوسانات زیادی است، استفاده می‌نماییم. براساس اطلاعات نویسندگان چنین پژوهشی با داده های ایران صورت نگرفته است. دوم، از مدل‌های GARCH جایگزین مانند GARCH-M، T-GARCH-M و E-GARCH-M برای اندازه‌گیری نااطمینانی رشد تولید استفاده می‌نماییم. سوم، براساس مقاله فونتاس[2] و دیگران (۲۰۰۴) ، در این پژوهش نیز از سه تصریح متفاوت برای نااطمینانی[3] شامل واریانس شرطی، انحراف معیار شرطی و لگاریتم طبیعی واریانس شرطی استفاده

1. Hamori (2000), Grier and Perry (2000), Henry and Olekalns (2002), Bhar and Hamori (2003), Dejuan and Gurr (2004)), Dopke (2004), Fountas et al. (2004), Vale (2005).
2. Fountas et al. (2004)

۳. در مقاله یادشده، بازدهی ریسک (risk premium) مورد استفاده قرار گرفته است.

می‌کنیم. چهارم، در این پژوهش، احتمال وجود عدم تقارن در نوسانات تولید را بررسی می‌نماییم. پنجم، در این پژوهش، براساس استدلال فانگ[1] و دیگران (۲۰۰۸)، فانگ[2] و میلر (۲۰۰۹)، برای پرهیز از برآورد ضرایب کاذب، شکست ساختاری در نرخ رشد تولید را در نظر گرفته‌ایم. ششم، برای جلوگیری از مشکل عدم تصریح صحیح مدل، که مشکل رایج در برآورد مدل‌های خانواده GARCH است، با توجه به توصیه پاگان و اللاه (۱۹۸۸)[3] و براساس کار بولرسلوف و ولدریج (۱۹۹۲)[4]، از روش برآورد تک مرحله‌ای شبه حداکثر راستنمایی[5] استفاده می‌نماییم. نتایج برآورد، نبود رابطه مشخص معنادار بین رشد اقتصادی و نااطمینانی آن در دوره مورد مطالعه را برای جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد.

ساختار مقاله را به این صورت تنظیم کرده‌ایم که در بخش اول، نظریه های موجود در مورد رابطه بین رشد و نااطمینانی آن را به طور مختصر ارائه کرده و برخی نتایج مطالعات کاربردی به همراه بحث و نتیجه‌گیری از مطالب مطرح شده را ارائه می‌دهیم. در بخش دوم، مدل مورد استفاده را ارائه کرده و در قسمت سوم، تحلیل داده و برخی آزمون های تشخیص و در نهایت، مدل ارائه شده را براورد می‌کنیم. بخش چهارم نیز شامل نتیجه‌گیری است.

۱. پایه نظری و نتایج مطالعات تجربی

با توجه به تأثیر مستقیم رشد اقتصادی بر رفاه اجتماعی، تعیین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و نیز نوسانات کوتاهمدت آن از موضوعهای مورد علاقه اقتصاددانان در حوزه‌های پژوهشی و سیاستگذاری است. همچنان که کاپورل و مک کیرنان (۱۹۹۶،۱۹۹۸)[6] و فونتاس و دیگران (۲۰۰۴)[7] بیان می‌کنند، در مورد جهت ارتباط بین رشد اقتصادی و نوسانات آن، اجماع نظری وجود ندارد. به طور خلاصه در این خصوص، سه مکتب فکری گسترده در ادبیات موضوع قابل تشخیص است:

- مکتب فکری اول به بلک (۱۹۸۷)[8] نسبت داده می‌شود. براساس فرضیه بلک ارتباط مثبتی بین رشد تولید و نوسانات آن وجود دارد.[9] به اعتقاد وی سرمایه‌گذاری - و به تبع آن رشد اقتصادی- زمانی صورت می گیرد که نرخ بازگشت انتظاری به اندازه کافی بالا باشد تا ریسک بیشتر را جبران نمایلین نظریه در اقتصاد کلان به فرضیه سیکل تجاری فیشر[10] معروف است.

1. Fang, et al
2. Fang and Miller
3. Pagan and Ullah
4. Bollerslev and Wooldridge
5. Quasi Maximum Likelihood (QML)
6. Caporale and McKiernan
7. Fountas et al
8. Black

۹. همان طور که عنوان شد فرضیه وجود ارتباط مثبت بین رشد اقتصادی و نوسانات آن به Black (1987) نسبت داده می‌شود می شود ولی لازم به توضیح است که این ارتباط می تواند به شکل دیگری نیز توجیه شود. به عنوان نمونه، براساس نظریه Sandmo (1970) نوسانات درآمدی (نااطمینانی) منجر به افزایش نرخ پس انداز و این نیز به نوبه خود و بر اساس نظریه رشد نئوکلاسیک Solow (1956) نرخ بالاتر رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

10. Fisher

برای آزمون این فرضیه، گریر و تولوک (۱۹۸۹)[1] با استفاده از داده‌های سالانه ۱۱۳ کشور و با کنترل کنتر ل متغیرهای دیگر تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، مشاهده کردند که نوسانات رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر روی رشد اقتصادی دارد. کاپورل و مک کیرنان (۱۹۹۶) با استفاده از یک مدل GARCH-M به این نتیجه رسیدند که در دادهای ماهانه کشور انگلستان رابطه مثبت و معناداری بین رشد و نوسانات رشد در دوره زمانی ۱۹۴۸-۱۹۹۱ وجود دارد. در پژوهش دیگری کاپورل و مک کیرنان (۱۹۹۸)وجود چنین ارتباطی را با استفاده از یک مدل ARCH-M برای دادهای سالانه اقتصاد ایالات متحده در دوره زمانی ۱۸۷۱-۱۹۹۳ نشان دادند. فونتاس وکاراناسوس (۲۰۰۶)[2] با استفاده از داده‌های سالانه سه قدرت بزرگ اقتصادی دنیا یعنی کشورهای آلمان، ایالات متحده و ژاپن برای دوره زمانی بیش از یک قرن و نیم و با استفاده از روش برآورد QML یک مدل AR-GARCH-ML به این نتیجه رسیدند که در دو کشور (آلمان و ژاپن) از سه کشور یاد شده نااطمینانی نرخ رشد تأثیر مثبتی روی رشد اقتصادی دارد.

- مکتب فکری دوم به کینز[3] نسبت داده می‌شود. براساس فرضیه کینز یک رابطه معکوس بین رشد اقتصادی و نوسانات رشد وجود دارد.در این فرضیه تأکید اصلی بر اهمیت انتظارات کارآفرینان در تصمیم به سرمایه‌گذاری است. به اعتقاد طرفداران این مکتب فکری، کارآفرینان در تصمیم‌گیری نسبت به سرمایه‌گذاری، نوسانات فعالیت‌های اقتصادی را مد نظر قرار می‌دهند. به این صورت که اگر فعالیت‌های اقتصادی در نوسان باشد، ریسک سرمایه گذاری افزایش یافته و این امر به نوبه خود به کاهش سطح سرمایه‌گذاری و رشد تولید منجر خواهد شد.[4]

برای آزمون این فرضیه، زرنوویتز ومور (۱۹۸۶)[5] با استفاده از داده های ایالات متحده نشان دادند که نرخ‌های رشد GDP واقعی در دوره هایی که انحراف معیار تولید (معیار اندازه‌گیری نوسانات GDP) نسبتاً پایین است، در مقایسه با دوره‌های دیگر بالاست. رمی و رمی (۱۹۹۱)[6] با استفاده از داده‌های ۹۲ کشور و یک نمونه از کشورهای OECD با یک مطالعه تطبیقی به این نتیجه رسیدند که کشورهای با نوسانات رشد بالاتر، رشد اقتصادی کمتری دارند.لنسینک و دیگران (۱۹۹۹)[7] با استفاده از داده‌های مقطعی ۱۳۸ کشور توسعه یافته و درحال توسعه برای دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۵ و با استفاده از تکنیکهای اقتصادسنجی و تعریف سه شاخص متفاوت از نااطمینانی، نشان دادند که نااطمینانی رشد، تأثیر منفی روی رشد اقتصادی دارد.مکری و سینها (۲۰۰۰)[8] با استفاده از داده‌های فصلی تولید صنعتی (متغیر جایگزین تولید ناخالص داخلی) کشور استرالیا برای دوره زمانی ۱۹۵۷-۱۹۹۹ و با استفاده از مدل ARCH-Mبه این نتیجه رسیدند که نوسانات رشد اقتصادی به شکل معناداری با رشد

1. Grier and Tullock 2. Fountas and Karanasos 3. Keynes

۴. برای مطالعه بیشتر راجع به مبانی فکری و نظری این مکتب، به Bernanke (1983)، Woodford (1990) و Pindyck (1991) مراجعه نمایند.

5. Zarnowitz and Moore 6. Ramey and Ramey
7. Lensink, et al. 8. Macri and Sinha

تولید صنعتی ارتباط معکوس دارد. در بررسی تأثیر رکودهای اقتصادی کشور ایالات متحده بر رابطه بین نوسانات رشد و متوسط نرخ رشد اقتصادی، هنری و اولکالنز (۲۰۰۲)[1] نشان دادند که نااطمینانی رشد، تأثیر منفی روی نرخ رشد تولید داشته است. وو و دیگران (۲۰۰۳)[2]نیز با استفاده از داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی حقیقی ایالات متحده برای دوره زمانی ۱۹۵۷-۲۰۰۰ به نتیجه مشابه هنری و اولکالنز (۲۰۰۲) دست یافتند.نوربین و پیناریجیت (۲۰۰۵)[3]نیز با استفاده از تکنیک سری زمانی مقطعی[4] در دوره زمانی ۱۹۶۰-۰۰ و۲برای مجموعه کشورهای مختلف به نتایج مشابه نتایج بالا رسیدند.

- مکتب فکری سوم، به فریدمن (۱۹۶۸)[5] نسبت داده می‌شود. براساس فرضیه فریدمن هیچ دلیلی مبنی بر وجود ارتباط بین رشد اقتصادی و نوسانات آن وجود ندارد. فریدمن (۱۹۶۸) به طور ضمنی چنین بحث می کند که نوسانات تولید و رشد آن مستقل از یکدیگر می‌باشند. به اعتقاد وی، نرخ رشد تولید به وسیله عوامل واقعی مانند مهارت نیروی کار، فنآوری و عوامل واقعی دیگر تعیین می‌شود.

اسپیت (۱۹۹۹)[6]با استفاده از دادهای ماهانه کشور انگلستان برای دوره زمانی ۱۹۴۸-۱۹۹۴ و مدل‌های ARMA-GARCH-M به یک رابطه مثبت ولی از لحاظ آماری بی‌معنی از تأثیر نوسانات تولید روی نرخ رشد تولید رسید. در بررسی رابطه بین رشد تولید و نوسانات آن، فونتاس و دیگران (2004)[7] با استفاده از مدل‌های مختلف GARCH و داده های فصلی کشور ژاپن برای دوره زمانی ۱۹۶۱-۲۰۰۰ به نتایج مشابه اسپیت (1999) برای کشور انگلستان رسید. به این معنی که در کشور ژاپن نیز نوسانات تولید تأثیری بر رشد آن ندارد. یاووز و گوریس (2004)[8]با استفاده از داده‌های فصلی GNPواقعی کشور ترکیه برای دوره زمانی ۱۹۸۷-۲۰۰۳ و با استفاده از مدل‌های GARCH نشان دادند که نااطمینانی رشد، با وجود رخدادهای سیاسی و اقتصادی و همین طور زلزله بزرگ، تأثیری روی رشد اقتصادی کشور ترکیه در دوره مورد بررسی نداشته است. وال (2005) [9]نیز با استفاده از داده‌های ماهانه کشور برزیل برای دوره زمانی ۱۹۷۵-۲۰۰۱ و با استفاده از یک مدل GARCH دومتغیره به نتایج مشابهی رسید.چاترجی و شوکایف (۲۰۰۶)[10]نیز با استفاده از داده های کشورهای مختلف و با تعاریف مختلف از رشد اقتصادی، نتیجه‌گیری نمودند که هیچ رابطه معناداری بین نرخ رشد و نااطمینانی آن وجود ندارد.

فونتاس و کاراناسوس (۲۰۰۶)[11] با استفاده از دادهای سالانه کشور ایالات متحده برای دوره زمانی بیش از یک قرن و نیم نشان دادند که هیچ رابطه ای بین نرخ رشد اقتصادی و نوسان آن وجود ندارد.

1. Henry and Olekalns
2. Wu, et, al
3. Norrbin and Pinaryigit
4. Crros-Sectional time series technique
5. Friedman
6. Speight
7. Fountas et al.
8. Yavuz and Guris
9. Vale
10. Chatterjee and Shukayev
11. Fountas and Karanasos

فانگ و دیگران (۲۰۰۸)[1] نیز به نتایج کما بیش مشابه اسپیت (1999) ، برای تمامی کشورهای گروه گروه ۷ بجز کشور فرانسه دست یافتند. این پژوهشگران برای بررسی تأثیرات احتمالی نوسانات تولید بر رشد تولید و نیز تأثیر رشد تولید روی نوسانات آن در شش کشور آلمان، ایالات متحده، انگلستان، ایتالیا، ژاپن و کانادا، داده‌های فصلی GDP این کشورها در دوره زمانی ۱۹۵۷-۲۰۰۶ را با استفاده از مدل‌های GARCH و با لحاظ شکست ساختاری در نوسانات تولید مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که نوسانات تولید در هیچکدام از این کشورها بجز ژاپن تأثیری روی رشد ندارد. در مورد کشور ژاپن نیز این ارتباط را منفی گزارش کرده‌اند. در مورد تأثیر نرخ رشد تولید روی نوسانات آن، نتایج مطالعات این اقتصاددانان نشان می دهد که در مورد چهار کشور ایالات متحده، ایتالیا، انگلستان و کانادا، نرخ رشد تولید تأثیر معناداری روی نوسانات آن ندارد. در مورد کشورهای آلمان و ژاپن نیز این تأثیر به ترتیب منفی و مثبت گزارش شده است.

۱-۱. بحث

همانطور که در پیشتر اشاره شد، می توان مطالعات تجربی متعددی در تأیید یکی از سه سناریوی تئوریکی موجود در ادبیات موضوع، پیدا کرد. در برخی موارد نتایج دو مطالعه جداگانه برای یک کشور واحد نیز بسیار متفاوت است. به عنوان نمونه، در حالی که کاپورل و مک کیرنان (۱۹۹۶) با استفاده از یک مدل GARCH-M و داده های ماهانه کشور انگلستان رابطه مثبت و معناداری بین رشد و نوسانات تولید در دوره زمانی ۱۹۴۸-۱۹۹۱ به دست می‌آورند، اسپیت (۱۹۹۹) با تغییر جزئی در داده و مدل، یعنی برای دوره زمانی ۱۹۴۸-۱۹۹۴ و با استفاده از مدل‌های ARMA-GARCH-M به یک رابطه مثبت ولی از لحاظ آماری بی معنی از تأثیر نوسانات تولید روی نرخ رشد آن رسید. مطالعات فانگ و دیگران (۲۰۰۸) نیز نتایج اسپیت (۱۹۹۹) مبنی بر نبود رابطه معنادار بین این دو متغیر برای کشور انگلستان را تأیید می‌کند.

البته، وجود چنین نتایج در برخی موارد متضاد با توجه به نوع مدل‌ها، روش‌های براورد و داده‌های مورد استفاده چندان جای تعجب ندارد. چاترجی وشوکایف (۲۰۰۶)[2] برای بررسی بیشتر نتایج رمی و رمی (۱۹۹۱)[3] و با انجام بار دیگر پژوهش آنها به این نتیجه رسیدند که نتایج کار رمی و رمی (۱۹۹۱) نسبت به تعریف نرخ رشد و یا نمونه مورد مطالعه حساس می‌باشد. به عنوان مثال، چاترجی وشوکایف (۲۰۰۶) با تغییر محاسبه رشد از لگاریتم تفاوت نرخ‌های رشد به محاسبه استاندارد رشد، هیچ رابطه معناداری بین این دو متغیر به دست نیاوردند.این دو اقتصاددان حتی با اثبات ریاضی نشان دادند که استفاده از لگاریتم تفاوت نرخ‌های رشد به نتیجه گیری وجود ارتباط منفی بین رشد و نوسانات آن (حتی در صورت نبود چنین ارتباطی) منجر خواهد شد.

علاوه بر رشد و نمونه مورد بررسی از مواردی که بر نتایج تحقیقات تجربی تأثیر می‌گذارد، وجود شکست ساختاری در داده های رشد و همین طور شاخص نااطمینانی رشد است. همان طور که پیشتر

1. Fang et al 2. Chatterjee and Shukayev 3. Ramey and Ramey

نیز اشاره شد، فانگ و دیگران (۲۰۰۸) با لحاظ شکست ساختاری در داده‌ها و نوسانات آن در کشورهای گروه ۷ بجز کشور فرانسه، به این نتیجه رسیدند که نوسانات تولید در هیچ کدام از کشورهای مورد بررسی بجز کشور ژاپن تأثیری روی رشد ندارد. در مورد ژاپن نیز ارتباط این دو منفی است.

در مورد ژاپن نیز این پژوهشگران یک مورد را مورد غفلت قرار داده بودند و آن، وجود مشاهدات دورافتاده[1] و شکست ساختاری در داده ژاپن بود، به نحوی که فاگ و میلر (۲۰۰۹)[2] با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۹۵۵-۲۰۰۸و در یک بررسی عمیق‌تر و تصریح یک مدل ARCH-M جمع و جور[3] که در آن معیار اندازه‌گیری نااطمینانی نسبت به وجود مشاهدات دورافتاده و شکست ساختاری تعدیل شده است، نشان دادند که نه نااطمینانی رشد روی رشد تأثیر دارد و نه رشد اقتصادی نااطمینانی رشد را متأثر می‌سازد.

به طور خلاصه آنچه که می‌تواند نتایج این نوع از مطالعات را تحت تأثیر قرار دهد، عبارت از نحوه تعریف نرخ رشد، حجم نمونه (طول دوره در داده‌های سری زمانی) و ترکیب نمونه در داده‌های مقطعی، وجود شکست ساختاری و نیز مشاهدات دورافتاده در داده‌ها و نوسانات آن است. لذا در این پژوهش تلاش می کنیم با یک تعریف مشخص از رشد اقتصادی و با لحاظ شکست ساختاری و مشاهدات دورافتاده (در صورت وجود) در داده‌های جمهوری اسلامی ایران با یک الگوی معین و با روش براورد QML ارتباط بین رشد اقتصادی و نوسانات آن را بررسی نماییم.

۲. معرفی مدل

برای اندازگیری نااطمینانی رشد از واریانس شرطی خودرگرسیون و میانگین متحرک جملات اخلال معادله رشد استفاده شده است (مدل GARCH). در این مدل، واریانس شرطی جمله خطا از یک فرایند ARMA پیروی می‌کند. در اینجا q رتبه قسمت میانگین متحرک ARCH و p رتبه قسمت خود بازگشت GARCH را نشان می‌دهد. مدل GARCH(p,q) را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \lambda x_t + \varepsilon_t$$

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

$$p \geq 0 \,,\; q > 0 \,,\; \omega > 0 \,,\; \alpha_i \geq 0 \,,\; \beta_j \geq 0$$

$$i = 1,2,\ldots,p \qquad j = 1,2,\ldots,q$$

که در آن، y_t نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در دوره t، x_t بردار سایر متغیرهای توضیحی، ω پارامتر ثابت، ε_{t-j}^2 مجذور مقادیر جملات خطای پیشین تا وقفه q و σ_{t-i}^2، واریانس‌های شرطی وقفه‌ای تا وقفه p است.

1. Additive outlier 2. Fang and Miller 3. Parsimonious

برای مطالعه تأثیر نااطمینانی رشد روی نرخ رشد اقتصادی، واریانس شرطی جمله اخلال به عنوان متغیر توضیحی وارد معادله رشد می‌شود. این روش GARCH-in-Mean یا به طور خلاصه GARCH-M نامیده می‌شود که توسط انگل و لیلین و رابینز[1] (۱۹۸۷) معرفی شد.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad (۲)$$

λ ضریب تأثیر واریانس شرطی در متغیر y_t است. اگر λ معنادار باشد نشان می‌دهد که واریانس شرطی جمله‌اخلال که به عنوان متغیر اندازه‌گیرنده نااطمینانی است، بر روی رشد تأثیر می‌گذارد. در صورتی که λ از نظر آماری معنادار نباشد، به معنی این خواهد بود که نااطمینانی در رشد تولید بی‌تأثیر است.

محدودیت مهم مدل GARCH-in -Mean متقارن بودن آن است. بدین معنی که در این مدل تنها قدرمطلق تغییرات اهمیت دارند و علامت آنها به دلیل مجذور بودن جملات خودرگرسیون و میانگین متحرک اهمیت ندارد. در نتیجه، یک شوک منفی در تغییرات آینده همان تأثیر شوک مثبت همسان خود را دارد. برای مشاهده تفاوت بین تأثیر شوک های منفی و مثبت از دو روش دیگر یعنی GARCH-M نمایی[2](EGARCH-M) و GARCH-M آستانه‌ای[3] (TGARCH-M) استفاده شده است.

مدل T-GARCH که به وسیله زاکویان[4] (۱۹۹۴) و کولستن، جاناتان و رانکل[5] (۱۹۹۳) معرفی شد، با اضافه شدن یک متغیر موهومی مانند D به مدل GARCH به دست می‌آید. تصریح واریانس شرطی در این مدل به شکل زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad (۳)$$

به طوری که $D = 0$ است اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ و $D = 1$ خواهد بود اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد. اگر $\gamma \neq 0$ باشد اثر شوک‌ها نامتقارن و اگر $\gamma = 0$ باشد اثر شوک‌ها متقارن خواهد بود.

تصریح درجات بالاتری از مدل T-GARCH، به صورت زیر خواهد بود:

$$\sigma^2{}_t = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k} \qquad (۴)$$

در این مدل، شوک‌های مثبت (با $\varepsilon_{t-j} > 0$) و شوک‌های منفی (با $\varepsilon_{t-j} < 0$) اثرات متفاوتی بر روی واریانس شرطی خواهند داشت. شوک‌های مثبت اثر α را بر مدل می‌گذارند در صورتی که شوک‌های منفی اثری به اندازه $\alpha + \gamma$ در مدل خواهند داشت. اگر $\gamma > 0$ باشد شوک‌های منفی نوسانات را افزایش می‌دهند و می توان نتیجه گرفت که اثرات اهرمی[6] وجود دارد. برای بررسی اثر نامتقارن شوک‌ها،

1. Engle, Lilien and Robins. (1987).
2. Exponential GARCH-in-Mean
3. Threshold GARCH-in –Mean
4. Zakoian. (1994).
5. Glosten, Jaganathan and Runkle (1993)
6. Leverage effect

می‌توان فرضیه صفر ($H_0 : \gamma = 0$)را در مقابل فرضیه جایگزین ($H_1 : \gamma \neq 0$) آزمون کرد که اگر فرضیه H_0 رد شود آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که اثرات نامتقارن[1] وجود دارد. اگر واریانس شرطی به دست آمده از معادلات ۳ یا ۴ را به عنوان متغیر توضیحی در معادله رشد قرار بدهیم، مدل TGARCH –M را خواهیم داشت.

تصریح واریانس شرطی در مدل EGARCH نمایی که در سال ۱۹۹۱ توسط نلسون[2] ارائه شد به شکل زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \frac{|\varepsilon_{t-j}|}{\sigma_{t-j}} + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \qquad (۵)$$

باید توجه داشت که سمت چپ لگاریتم واریانس شرطی است. این مطلب نشان می‌دهد که اثر اهرمی نمایی است و نه درجه دوم، همچنین تضمین می‌کند که پیش‌بینی‌های واریانس شرطی غیرمنفی باشد. در مورد آزمون وجود اثر اهرمی نیز می‌توان فرضیه $\gamma_i < 0$ را آزمون نمود. اگر $\gamma_i \neq 0$ باشد اثرات نامتقارن شوک وجود دارد.

این رابطه، با آنچه که نلسون ارائه داده بود کمی متفاوت است. اول اینکه نلسون فرض می‌کرد جزء اخلال دارای توزیع تعمیم‌یافته[3] است (GED)، در حالیکه این معادله فرض می‌کند که جزء اخلال از توزیع نرمال یا t استیودنت پیروی می‌کند. دومین تفاوت در مورد تصریح مدل است، تصریح مدل نلسون برای واریانس شرطی شکل مقید از معادله زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} - E\left(\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right) \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \qquad (۶)$$

برآوردهر دو مدل به یک پاسخ یکسان منجر می‌شود و فقط جزء ω متفاوت است. تفاوت به طریقی است که بستگی به فروض توزیع و درجه q دارد. برای مثال در q=۱ با توزیع نرمال تفاوت به اندازه $\beta_1\sqrt{2/\pi}$ خواهد بودوارد نمودن واریانس شرطی به دست آمده از دو رابطه بالا در رابطه رشد مدل GARCH-M نمایی را به دست می‌دهد.

۳. تحلیل داده و کاربرد مدل

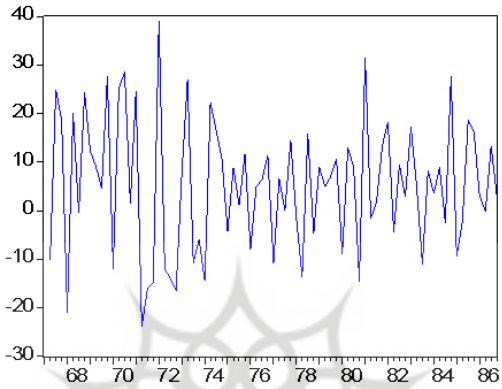
در این پژوهش از داده‌های تولید ناخالص داخلی (GDP) به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ به صورت فصلی برای محاسبه نرخ رشد اقتصادی استفاده کرده‌ایم. این داده‌ها از ترازنامه‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.برای محاسبه نرخ رشد اقتصادی از رابطه زیر استفاده می‌کنیم:

$$y_t = (\ln GDP_t - \ln GDP_{t-1}) * 400 \qquad (۷)$$

1. Asymmetric 2. Nelson. (1991). 3. Generalized Error Distribution

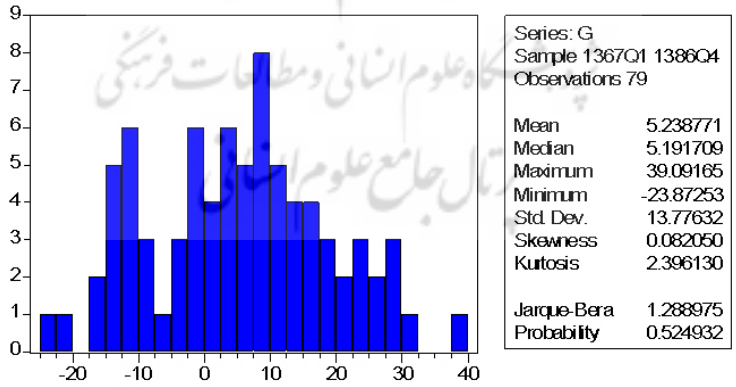
که در آن، y_t نرخ رشد اقتصادی و GDP_t تولید ناخالص داخلی در زمان t است. بدین ترتیب، نرخ رشد برای دوره Q۴ ۱۳۸۴-۱۳۶۷Q۱ محاسبه شده است. نمودار ۱، نرخ رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد.

نمودار ۱. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی



نمودار ۲ ، نیز میانگین، میانه، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی و آماره جارگ- برا[1] و احتمال مربوط به آن را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه ارزش احتمال محاسبه شده برای آماره جارگ– برا بزرگتر از ۰/۵۲ است و فرضیه توزیع نرمال رد نمی‌شود.

نمودار ۲. آماره‌های توصیفی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی



1. Jarque- Bera

۳-۱. بررسی ایستایی نرخ رشد

برای آزمون ایستایی نرخ رشد از آزمون فیلیپس پرون[1] استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که سری زمانی نرخ رشد در سطوح معنادار ۱، ۵ و ۱۰ درصد ریشه واحد نداشته و ایستا است[2].

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی در نرخ رشد اقتصادی

	PP
با عرض از مبدأ و بدون روند	-۱۱/۲۷۷
با عرض از مبدأ و با روند	-۱۱/۲۰۴
بدون عرض از مبدأ و بدون روند	-۹/۴۴۶

۳-۲. تصریح مدل و برآورد آن

برای تصریح و برآورد مدل با استفاده از نمودار همبستگی نگار،[3] تعدادی از معادلات را برآورد کرده و براساس معیار اطلاعات آکایک (AIC)[4] و شوارتز (SBC)[5] و با توجه به معیارهای دیگر از جمله انحراف معیار خطاها، لگاریتم درستنمایی[6] و $\overline{R}^2$ مدل زیر انتخاب شد. مقادیر داخل پارانتز احتمال محاسبه شده را نشان می‌دهد:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

ضرایب برآورد شده مدل بالا به صورت زیر است:

$$y_t = \underset{(0.0001)}{۶/۶۶۸} - \underset{(0.0375)}{۰/۲۳۴} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

۳-۳. آزمون نیکویی برازش

آزمون نیکویی برازش مدل براورد شده در آزمون های زیر مورد بررسی قرار گرفته است:

۳-۳-۱. آزمون وجود یا نبود خودهمبستگی

برای آزمون وجود یا نبود خودهمبستگی در مدل برآورد شده از آزمون ضریب لاگرانژ[7] بروش-گادفری[8] استفاده کرده که نتایج آن را در جدول ۲، آورده‌ایم.

---

1. Phillips-Perron

۲. آزمون ایستایی با در نظر گرفتن شکست ساختاری در داده نتایج بالا را تأیید می نماید که به دلیل اختصار از آوردن نتایج آن خودداری کرده‌ایم.

3. Correlogram
4. Akaike Information Criterion
5. Schwarz Bayesian Criterion
6. Log Likelihood
7. Lagrange Multiplier
8. Breusch - Godfrey

جدول ۲. آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری

F-statistic	۱/۶۲۳۳۰۹	Probability	۰/۲۰۴۱۸۹
LM test	۳/۲۷۸۲۸۲	Probability	۰/۱۹۴۱۴۷

همان‌طور که در جدول ۲ مشخص است، آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری برای خودهمبستگی، نشان دهنده نبود خودهمبستگی بین پسماندهای حاصل از مدل می‌باشد.

۳-۳-۲. آزمون ناهمسانی واریانس و تشخیص وجود اثر ARCH

از آنجا که وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال دلیلی بر وجود اثر ARCH است، لذا در این قسمت به بررسی ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل می‌پردازیم. برای تشخیص ناهمسانی واریانس از آزمون ضریب لاگرانژ (LM)[1] که توسط انگل (۱۹۸۲) مطرح شده، استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون را در جدول ۳ نشان داده‌ایم.

جدول ۳. آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH

LM test	۷/۷۹۷۸۶۴	Probability	۰/۰۰۵۲۳۱

همان‌طور که مشخص است، فرض وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال رد شده، لذا اثر ARCH وجود دارد.

۳-۴. آزمون شکست ساختاری در داده

با توجه به طول نسبت زیاد دوره زمانی مورد مطالعه و نیز با توجه به اتفاقات رخ داده در اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد مطالعه، احتمال وجود شکست ساختاری در داده وجود دارد. پدیده شکست (تغییر) ساختاری در داده های کشورهای دیگر نیز مشاهده شده است: به عنوان نمونه، کیم و نلسون (۱۹۹۹)[2]، مک کانل وپرز-کویروس (۲۰۰۰)[3] بلانچارد وسیمون (۲۰۰۱)،[4] احمد و دیگران (۲۰۰۴)[5] تغییرات ساختاری در رشد GDP امریکا را نشان داده‌اند. و استاک و واتسون (۲۰۰۳)[6]، بهار و هاموری (۲۰۰۳)[7]، (۲۰۰۳)،[7] میلز و وانگ (۲۰۰۳)[8]، سامرز (۲۰۰۵)[9]، فانگ و دیگران (۲۰۰۸)[10] چنین شکست‌هایی را در در نرخ رشد GDP کشورهای دیگر عضو گروه هفت مستندسازی نموده‌اند.

1. Lagrange Multiplier
2. Kim and Nelson
3. McConnell and Perez-Quiros
4. Blanchard and Simon
5. Ahmed et al.
6. Stock and Watson
7. Bhar and Hamori
8. Mills and Wang
9. Summers
10. Fang, et al

برای آزمون وجود شکست ساختاری در نرخ رشد GDP و نوسانات آن، از مجموعه آزمون‌های معرفی شده در بای و پرون (۲۰۰۳)[1]، استفاده می‌کنیم[2]. در کاربرد آزمون بای و پرون (۲۰۰۳) ابتدا ثبات ساختاری در یک معادله که تنها یک متغیر توضیحی (جزء عرض از مبدأ) در معادله رگرسیون آن وجود دارد، در نظر می‌گیریم[3] همچنین، با توجه به نتایج بند ۳-۳، وجود همبستگی سریالی در اجزای اخلال و نیز ناهمسانی واریانس را در اجرای آزمون یاد شده مد نظر قرار می‌دهیم. افزون بر این، با توجه به مجموعه اتفاقاتی داده در اقتصاد ایران و نیز دوره مورد بررسی، حداکثر تعداد ۵ شکست ساختاری درونزا (بدون تعیین تاریخ آنها) در داده را می‌آزماییم. جدول ۴، نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۴. آزمون شکست ساختاری (۲۰۰۳) Bai and Perron

	مقدار محاسبه شده	مقدار بحرانی در سطح معنادار ۱۰ درصد	مقدار بحرانی در سطح معنادار ۵ درصد	مقدار بحرانی درسطح معنادار ۲/۵ درصد	مقدار بحرانی در سطح معنادار ۱ درصد
$\sup F_T(1)$	۹/۲۶	۷/۰۴	۸/۵۸	۱۰/۱۸	۱۲/۲۹
$\sup F_T(2)$	۵/۰۰	۶/۲۸	۷/۲۲	۸/۱۴	۹/۳۶
$\sup F_T(3)$	۴/۰۶	۵/۲۱	۵/۹۶	۶/۷۲	۷/۶۰
$\sup F_T(4)$	۴/۴۰	۴/۴۱	۴/۹۹	۵/۵۱	۶/۱۹
$\sup F_T(5)$	۳/۴۶	۳/۴۷	۳/۹۱	۴/۳۴	۴/۹۱
$UD\max$	۹/۲۶	۷/۴۶	۸/۸۸	۱۰/۳۹	۱۲/۳۷
$WD\max$	۹/۲۶	۸/۲	۹/۹۱	۱۱/۶۷	۱۳/۸۳
$SupF(2\mid 1)$	۳/۵۲	۷/۰۴	۸/۵۸	۱۰/۱۸	۱۲/۲۹
$SupF(3\mid 2)$	۲/۱۹	۸/۵۱	۱۰/۱۳	۱۱/۸۶	۱۳/۸۹
$SupF(4\mid 3)$	۳/۶۵	۹/۴۱	۱۱/۱۴	۱۲/۶۶	۱۴/۸۰
$SupF(5\mid 4)$	۰/۰۹	۱۰/۰۴	۱۱/۸۳	۱۳/۴۰	۱۵/۲۸

آزمون‌های $SupF_T$، $UD\max$ و Sequential وجود یک شکست در داده‌ها را در سطح معنادار ۵ درصد نشان می‌دهد که براساس آزمون Sequential این شکست در تاریخ زمستان سال ۱۳۷۰ است.

1. Bai and Perron

۲. استفاده از آزمون Bai and Perron (2003) در ادبیات نااطمینانی توسط Fang et al. (2008) و Fang and Miller (2009) صورت گرفته استدر اقتصاد ایران نیز، حیدری و پروین (۲۰۰۸) برای تعیین تعداد شکست‌های ساختاری در میانگین داده های فصلی تورم کشور برای تصریح یک مدل BVAR زمان-متغیر (Time-Varying Bayesian Vector Autoregressive) از این آزمون استفاده کرده‌اند.

۳. برنامه GAUSS برای انجام این آزمون از آرشیو داده‌های مجله Journal of Applied Econometrics قابل دسترسی است.

این در حالی است که آزمون‌های $SupF$ شرطی، $WD\max$، BIC و LWZ هیچ شکست معناداری را نشان نمی‌دهند. با این حال، براساس پیشنهاد بای و پرون (۲۰۰۳) مبنی بر کارکرد بهتر Sequential در تعیین تعداد و تاریخ شکست وجود یک شکست ساختاری در داده پذیرفته می‌شود، هرچند در ادامه نشان می دهیم که وجود این شکست تأثیری بر نتایج برآورد مدل ندارد. در تبین این نکته می‌توان گفت همان طور که از جدول ۴ مشخص است، معنادار بودن شکست در تاریخ یاد شده چندان قوی نیست[۱]، و در سطح ۲/۵ درصد و ۱ درصد رد شده است.

۳-۵. تصریح و برآورد مدل GARCH

برای تصریح مدل‌های GARCH مناسب کافی است تا با رسم همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از مدل، مدل GARCH مناسب را به دست آوریم. از بین معادلات تصریح شده، GARCH(1,1) از نظر معیارهای انتخابی باکس- جنکینز[۲] از همه مناسبتر است. لذا این مدل به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل GARCH(1,1) را در جدول ۵ آورده‌ایم.

جدول ۵. برآورد مدل GARCH(1,1)

معادله میانگین				
پارامتر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
β_0	۶/۷۴۰۰۱۱	۱/۳۹۵۰۶۵	۴/۸۳۱۳۲۵	۰/۰۰۰۰
β_1	-۰/۲۷۵۲۱۸	۰/۱۱۰۷۳۹	-۲/۴۸۵۲۹۷	۰/۰۱۲۹
معادله واریانس				
ω	۱۹/۰۸۴۳۸	۲۶/۶۷۳۹۹	۰/۷۱۵۴۶۸	۰/۴۷۴۳
ε_{t-1}^2	۰/۱۶۳۸۸۴	۰/۱۶۰۹۳۹	۱/۰۱۸۳۰۱	۰/۳۰۸۵
σ_{t-1}^2	۰/۷۰۴۵۲۵	۰/۲۸۳۷۱۲	۲/۴۸۳۲۳۶	۰/۰۱۳۰

تمامی ضرایب برآورد شده در مدل بجز عرض از مبدأ معادله واریانس، معنادار هستند. که σ_t^2 همان واریانس شرطی مدل و معیار اندازه‌گیری نوسانات رشد می‌باشد.

پس از برآورد مدل GARCH(1,1)، برای بررسی وجود اثر ARCH بین باقی‌مانده‌های مدل از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) استفاده می‌کنیم که نتایج این آزمون را در جدول ۶ آورده‌ایم.

---

۱. برای آشنایی بیشتر با این آزمون و کاربرد آن به حیدری و پروین (۲۰۰۸) مراجعه شود.

2. Box-Jenkins

جدول ۶. آزمون LM برای بررسی وجود اثر ARCH

LM test	Probability
۰/۰۷۹۲۳۲	۰/۷۷۸۳۴۱

براساس نتایج جدول بالا، نمی‌توان وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال را رد کرد، لذا اثر ARCH وجود ندارد.

۳-۶. برآورد مدل GARCH-M

برای بررسی رابطه بین رشد و نااطمینانی رشد با توجه به پیشنهاد پاگان و اللاه (۱۹۸۸)[1] بر استفاده از روش برآورد حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل(FIML)، از این روش برای برآورد مدل M-GARCH استفاده می‌کنیم. بدین‌ترتیبکه براساس کار بریومنت و دینسر[2] (۲۰۰۵) واریانس شرطی اجزای اخلال را که در واقع همان نوسانات رشد اقتصادی است، وارد معادله میانگین می‌نماییم تا با برآورد ضریب آن و آزمون معنادار بودن ضریب یاد شده، تأثیر نوسانات رشد بر روی رشد را بررسی نماییم. لذا تصریح معادله میانگین و معادله واریانس به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t \qquad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

برای تصریح تابع ضمنی واریانس شرطی اجزای اخلال در معادله میانگین سه شکل جایگزین، در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است($\sigma_t^2, \sigma_t, \ln \sigma_t^2$). به عنوان نمونه کاپورل و مک کیرنان (۱۹۹۶)نشان دادند که استفاده از واریانس شرطی به شکل لگاریتمی در معادله میانگین در برآورد نااطمینانی کارکرد بهتری دارد. در حالی که پاگان و هانگ (۱۹۹۱)[3] وارد کردن واریانس شرطی به شکل لگاریتمی در معادله میانگین را به چند دلیل رضایت‌بخش نمی‌دانند:

۱. اگر واریانس شرطی کوچکتر از یک و تصریح تابع ضمنی آن در معادله میانگین منفی شود، باعث علامت منفی برای پاداش ریسک[4] می‌شود.

۲. وقتی واریانس شرطی به سمت صفر میل می کند، لگاریتم واریانس شرطی خیلی بزرگ می شود، بنابراین، رابطه بین واریانس شرطی و نرخ رشد اغراق آمیز[5] می‌شود.

با توجه به استدل‌های بالا، اسپیت (۱۹۹۹) رابطه خطی بین و اریانس شرطی و رشد را در معادله وارد نمود. البته، هنری و اولکالنز (۲۰۰۲)[6] نیز انحراف معیار واریانس شرطی را در معادله میانگین وارد نمودند. از این رو برای برآورد انواع مدل‌های GARCH و برای نشان دادن محکم[7] بودن نتایج برآورد نسبت به تصریح تابع ضمنی واریانس شرطی در معادله میانگین، در این پژوهش واریانس شرطی را به

1. Pagan and Ullah
2. Berument and Dincer
3. Pagan and Hong
4. risk premium
5. Overstated
6. Henry and Olekalns
7. Robust

سه شکل σ_t^2، σ_t و $\ln\sigma_t^2$ در معادله میانگین لحاظ می‌نماییم. نتایج برآورد این مدل را در جدول ۷ نشان داده‌ایم.

جدول ۷. برآورد مدل GARCH-M(1,1)

	σ_t^2	σ_t	$\ln\sigma_t^2$
λ	-۰/۰۰۲۰۳۲ (۰/۹۱۷۵)	۰/۰۵۲۲۲۶ (۰/۹۱۶۴)	۰/۸۹۹۴۰۵ (۰/۷۷۴۲)
ω	۲۰/۷۸۵۵۰ (۰/۵۱۱۰)	۲۱/۴۹۶۲۱ (۰/۴۹۳۷)	۲۱/۴۴۳۳۱ (۰/۴۷۸۰)
α	۰/۱۷۵۳۴۱ (۰/۳۲۰۴)	۰/۱۸۲۷۶۵ (۰/۳۰۲۴)	۰/۱۸۷۶۶۰ (۰/۲۸۲۸)
β	۰/۶۸۷۵۵۷ (۰/۰۳۶۸)	۰/۶۷۵۷۵۷ (۰/۰۳۷۱)	۰/۶۷۱۳۰۹ (۰/۰۳۰۶)

براساس نتایج جدول ۷، λ، یعنی ضریب GARCH-M در هر سه حالت، معنادار نیست. بی‌معنا بودن این ضریب بیانگر عدم تأثیر نوسانات رشد بر رشد اقتصادی است[1]. این نتیجه با نتایج تجربی به دست آمده توسط اسپیت (۱۹۹۹)، فونتاس و دیگران (۲۰۰۴)، یاووز و گوریس (۲۰۰۴)، وال (۲۰۰۵)، چاترجی و شوکایف (۲۰۰۶)، فونتاس و کاراناسوس (۲۰۰۶)و فانگ و دیگران (۲۰۰۸) همخوانی داشته و تأیید تجربی دیگری بر نظریه فریدمن (۱۹۶۸) است.

۳-۷. برآورد مدل TGARCH

برای بررسی اثر شوکهای مثبت و منفی رشد اقتصادی با بزرگی یکسان بر روی نااطمینانی آن از مدل‌های نامتقارن استفاده می‌کنیم. بدین منظور یک مدل TGARCH را با توجه به ویژگی‌های آن به صورت زیرتصریح می‌کنیم:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 D + \beta\sigma_{t-1}^2 \qquad (11)$$

اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ باشد، $D = 0$ بوده و اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ شود، $D = 1$ خواهد بود. نتایج برآورد مدل TGARCH را در جدول ۸ ارائه کرده‌ایم.[2]

۱.نتایج مدل GARCH-M با در نظر گرفتن شکست ساختاری در داده، نتایج بالا را تأیید می نماید که به دلیل اختصار از آوردن نتایج آن خودداری کرده‌ایم.

۲. بهترین رتبه آستانه (Threshold) با توجه به معیارهای AIC و SBC برای برآورد مدل بالا، یک انتخاب شده است.

جدول ۸. برآورد مدل T-GARCH

	σ_t^2	σ_t	$\ln\sigma_t^2$
λ	-۰/۰۳۹۱۳۵ (۰/۰۶۱۲)	-۰/۷۹۹۹۰۲ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۷۴۸۹۴۲ (۰/۱۷۳۹)
ω	۱۳/۶۰۷۲۴ (۰/۰۸۰۹)	۱۰/۷۶۹۵۰ (۰/۰۹۸۰)	۵/۲۳۱۳۶۰ (۰/۴۴۶۹)
α	۰/۰۷۴۲۵۴ (۰/۱۴۵۶)	۰/۰۸۸۶۱۵ (۰/۰۳۷۰)	۰/۰۹۲۷۴۳ (۰/۲۰۴۰)
β	۰/۹۵۲۴۸۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۷۰۱۱۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۹۹۶۰۸ (۰/۰۰۰۰)
γ	-۰/۲۵۶۰۴۷ (۰/۰۳۱۸)	-۰/۲۷۶۱۵۸ (۰/۰۵۹۷)	-۰/۲۳۶۸۰۱ (۰/۰۸۰۱)

ضریب GARCH-M در دو حالت σ_t^2 و σ_t، معنادار بوده،و در حالت لگاریتمی معنادار نیست. معنادار بودن γ (ضریب D ε_{t-1}^2) در جدول بالا نشان می‌دهد که شوک‌های رشد منفی و مثبت با بزرگی یکسان،اثرات متفاوتی را بر روی نوسانات آن دارد، بدین روی، شاهد عدم‌تقارن در اثرگذاری شوک‌های رشد متفاوت روی نوسانات آن خواهیم بود.

برای آزمون نامتقارن[1] بودن اثر شوک‌ها، می‌توان فرضیه صفر ($H_0 : \gamma = 0$) را در مقابل فرضیه جایگزین ($H_1 : \gamma \neq 0$)با استفاده از آزمون والد انجام داد. براساس این آزمون نیز شوک‌ها در سطح معنادار ۰/۰۵اثرات نامتقارنی روی نااطمینانی رشد دارند.

۳-۸. برآورد مدل EGARCH

همان‌طور که ویلسون (۲۰۰۶)[2] بیان می نماید، یکی از مشکلات مدل‌های GARCHدر بررسی رابطه بین نرخ رشد اقتصادی و نااطمینانی آن در این است که معادله واریانس مدل GARCH تنها به اندازه شوک نرخ رشد، بدون توجه به علامت آن شوک (مثبت/منفی) وابسته است، در حالی که اگر شوک‌های مثبت و منفی اثرات نامتقارنی روی نااطمینانی رشد داشته با شند، مدل واریانس دچار خطای تورش خواهد شدبرای رفع این مشکل و در نظر گرفتن علامت شوک‌ها در معادله واریانس، براساس مقاله نلسون (۱۹۹۱)،[3] در این قسمت از مدل GARCH نمایی[4] استفاده می‌کنیم. از آنجایی که در مدل‌های E-GARCHمعادله واریانس به صورت لگاریتمی بیان می‌شود، این مدل‌ها از یکسری ویژگی‌های منحصر به فرد نیز برخوردار می‌باشند. به عنوان نمونه ضمن اینکه مقادیر غیرمنفی پارامترها را در نظر

1. Asymmetric
2. Wilson
3. Nelson
4. Exponential GARCH (EGARCH)

نگیرند، مانع تأثیرگذاری مشاهدات پرت روی نتایج برآوردها می‌شوند، از این رو برآوردهای حاصل از این مدل نسبت به وجود مشاهدات پرت حساس نخواهند بود .

نتایج برآورد مدل E-GARCH نشان داده شده در رابطه ۱۲ را در جدول ۹، ارائه کرده‌ایم:

جدول ۹. برآورد مدل EGARCH

	σ_t^2	σ_t	$\ln \sigma_t^2$
λ	-۰/۰۱۳۱۰۳ (۰/۵۹۵۳)	-۰/۲۹۳۶۱۴ (۰/۶۲۱۵)	-۱/۴۵۱۶۱۶ (۰/۶۹۴۲)
ω	۷/۱۱۹۱۸۲ (۰/۰۰۰۰)	۷/۲۸۹۲۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۷/۳۵۳۱۴۷ (۰/۰۰۰)
α	۰/۶۶۶۳۸۴ (۰/۰۳۷۸)	۰/۶۷۴۴۷۱ (۰/۰۳۷۸)	۰/۶۵۶۱۴۷ (۰/۰۴۵۱)
γ	-۰/۳۳۶۹۲۸ (۰/۰۵۰۶)	-۰/۳۵۱۵۱۴ (۰/۰۴۷۳)	-۰/۳۲۸۲۹۳ (۰/۰۵۷۷)
β	-۰/۵۰۹۰۶۰ (۰/۰۴۹۱)	-۰/۵۴۰۴۱۳ (۰/۰۲۵۸)	-۰/۵۴۹۰۰ (۰/۰۲۶۵)

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta\log(\sigma_{t-1}^2) \qquad (۱۲)$$

تمام ضرایب بجز ضریب GARCH-Mدر هر سه حالت، معنادار هستند. بی‌معنا بودن این ضریب بیانگر عدم تأثیر نوسانات بر رشد است. مثبت بودن ضریب α نشان می‌دهد که افزایش این متغیر باعث افزایش نااطمینانی رشد می‌شود.همین طور منفی بودن γ نشان می‌دهد که نااطمینانی رشد نسبت به شوک های منفی رشد در مقایسه با شوک های مثبت افزایش بیشتری خواهد داشت[۱].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. نتایج مدل EGARCH با در نظر گرفتن شکست ساختاری در داده نتایج بالا را تأیید می‌نماید که به دلیل اختصار از آوردن نتایج آن خودداری کرده‌ایم.

۴. نتیجه‌گیری

با توجه به وجود سه نظریه جایگزین در مورد رابطه بین رشد و نااطمینانی آن و نیز نتایج ناهمگون تجربی موجود در ادبیات موضوع،در این پژوهش رابطه بین این دو متغیر را با توجه به اهمیت آن در سیاستگذاری اقتصاد کلان مورد بررسی قرار داده‌ایم. برای این منظور، مدل‌های GARCH شامل GARCH-M، TGARCH-M و EGARCH-M را با داده های فصلی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ برآورد نمودیم. برای برآورد این مدل ها روش شبه حداکثر راستنمایی را مورد استفاده قرار دادیم. نتایج به دست آمده با دو مدلGARCH-M و EGARCH-M فرضیه فریدمن (۱۹۶۸) مبنی بر نبود رابطه مشخص معنادار بین این دو متغیر را تایید می‌نماید، و با مدل TGARCH-M فرضیه کینز را رد نمی‌نمایدهمچنین، بررسی اثر شوک‌های مثبت و منفی بر روی نااطمینانی رشد نشان می‌دهد که شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت بر روی نااطمینانی رشد تأثیر می‌گذارد که نشان دهنده وجود اثرات نامتقارن در شوک‌های تولید ناخالص داخلی است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

Bernanke, B. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. Quarterly Journal of Economics,Vol. 98, pp 85-106.
Bia, J. and Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. Journal of Applied Econometrics, Vol. 18, pp 1-22.
Black, F. (1987). Business cycles and equilibrium. New York: Basil Blackwell.
Berument, H. and N., Nergiz Dincer (2005). Inflation and inflation uncertainty in the G-7 countries. Physica A, Vol.348, pp 371-370.
Bhar, R. and Hamori, S. (2003). Alternative characterization of volatility in the growth rate of real GDP. Japan and World Economy, Vol. 15, pp 223-231.
Bollerslev, T. (1986). Generalised autoregressive conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, Vol. 31, pp 307-327.
Caporale, T. and Mckiernan, B. (1996). The relationship between output variability and growth: evidence from post war UK data. Scottish Journal of Political Economy, Vol.43, pp 229-36.
Caporale, T. and Mckiernan, B. (1998). The Fischer black hypothesis: some time-series evidence. Southern Economic Journal, Vol. 64, pp 765-71.
Chatterjee, P. and M. Shukayev. (2006). Are average growth rate and volatility related? Bank of Canada. Working Paper 2006-24.
Dejuan, J.and Gurr, S. (2004). On the link between volatility and growth: evidence from Canadian Provinces. Applied Economics Letters, Vol. 11, pp 279-82.
Dopke, J. (2004). How robust is the empirical link between business- cycle volatility and long-run growth in OECD countries? International Review of Applied Economics, Vol. 18, pp 1-23.
Engel, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation. Econometrica, Vol. 50, 987-1007.
Fang, W.; S., Miller, and C. Lee (2008). Cross-Country evidence on output growth volatility: Nonstationary variance and GARCH models. Scottish Journal of Political Economy, Vol. 55, pp 509-541.
Fang, W. S. and S.M. Miller.(2009). Modeling the volatility of real GDP growth: The case of Japan revisited. Japan and the World Economy, Vol.21, pp 312-324
Fountas, S., and M., Karanasos. (2006). The relationship between economic growth and real uncertainty in the G3. Economic Modelling. Vol. 23, pp 638-647.
Fountas, S., Karanasos, M.; and A., Mendoza. (2004). Output variability and economic growth: the Japanese case. Bulletin of Economic Research, Vol.56, pp 353-363.
Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. American Economic Review, Vol. 58, pp 1-17.
Grier, K. and Perry, M. (2000). The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence. Journal of Applied Econometrics, Vol.15, pp 45-58.
Grier, K. and Tullock, G. (1989). An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-80. Journal of Monetary Economics, Vol.24, pp 259-276.

Hamori, S. (2000). Volatility of real GDP: some evidence from the United States, the United Kingdom and Japan. Japan and World Economy, Vol. 12, pp 143-152.
Heidari, H. and Bashiri, S. (2009). Does Inflation Increase with Inflation Uncertainty in Iran? An Application of M-GARCH-M Model with FIML Method of Estimation. EconAnadolu 2009. Eskisehir, Turkey.
Heidari, H. and Parvin, S. (2008). Modeling and Forecasting Iranian Inflation with Time Varying BVAR Models. Quarterly Iranian Economic Research, Vol. 36, pp 63-92.
Henry, O. and N. Olekalns. (2002). The effect of recessions on the relationship between output variability and growth. Southern Economic Journal, Vol. 68, pp 683-692.
Lensink, R.; Hong Bo; and E. Sterken. (1999). Does uncertainty affect economic growth? An empirical analysis. Weltwirtschaftliches Archiv, Vol.135, pp 379-396.
Macri, J. and Sinha, D. (2000). Output variability and economic growth: the case of Australia. Journal of Economics and Finance. Vol. 24, pp 275-282.
Nelson, B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica, Vol. 59, pp 347-370.
Norrbin, S. and F., Pinar Yigit (2005). The robustness of the link between volatility and growth of output. Review of World Economics, Vol. 141, pp 343-356.
Pagan, A. and Hong, Y.S. (1991). Nonparametric estimation and the risk premium, in Barnett, W. A., Powell, J. and Tauchen, G. (eds.), Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics and Statistics, Cambridge: Camberidge Univercity Press, pp 51-75.
Pagan, A. and Ullah, A. (1988). The econometric analysis of models with risk terms. Journal of Applied Econometrics, Vol.3, pp 87-105.
Pindyck, R.(1991). Irreversibility, uncertainty, and investment. Journal of Economic literature, 29, pp 1110-1148.
Ramey,G. & Ramey, v.(1991).Technology commitment and the cost of economic fluctuation. NBER Working paper, n.3755.
Sandmo, A. (1970). The effect of uncertainty on saving. Review of Economic Studies, Vol.37, pp 353-360.
Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. Quarterly Journal of Economics, Vol. 70, pp 65-94.
Speight, A. (1999). UK output variability and growth: some further evidence. Scottish Journal of Political Economy, Vol. 46, pp 175-84.
Vale, S. (2005). Inflation, Growth and Real and Nominal Uncertainty: Some Bivariate GARCH-in-Mean Evidence for Brazil. RBE, Vol. 59, pp 127-145.
Wilson, B. (2006). The link between inflation, inflation uncertainty and output growth: New time series evidence from Japan. Journal of Macroeconomics, Vol. 28, pp 609-620.
Woodford, M.(1990). Learning to believe in sunspots. Econometrica, Vol. 58, pp 277-307.
Wu, J-L, Chen, S-L and Lee, H-Y. (2003). Sources of inflation uncertainty and real economic activity. Journal of Macroeconomics, Vol. 25, pp 397-409.

Zarnowitz, V. and Moore, G. (1986). Major changes in cyclical behavior. In The American Business Cycle: Continuity and Change, edited by Robert J. Gordon. Chicago: University of Chicago Press.
Yavuz, N. and B. Guris (2004). Volatility in the growth rate of real GNP: Evidence from Turkey. Kocaeli Universitesi Sosyal Bilimler Enstitusu Dergisi, Vol. 7, pp 93-103.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی