مجلهٔ دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال شانزدهم، شمارهٔ ۲۹، زمستان ۱۳۸۸

اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران
(کاربرد مدل‌های EGARCH و VECM (۸۶-۱۳۵۰))

دکتر مهدی صفدری
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
فرشید پورشهابی*
دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

چکیده

در مطالعه حاضر، رابطه بین تورم و رشد اقتصادی ایران با لحاظ نمودن نااطمینانی ناشی از تورم بررسی شده است. مطالعه صورت گرفته بر پایه‌ی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH) است، که این امکان را فراهم می‌آورند تا واریانس شرطی جمله خطا در طول زمان تغییر نماید و همچنین بر الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، استوار است. جهت بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل نیز از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون استفاده شده است. دوره زمانی بررسی سالهای ۸۶-۱۳۵۰ و منبع داده‌های مورد استفاده بانک مرکزی ایران است. علت انتخاب دوره زمانی از سال ۱۳۵۰ این مسأله است که تورم از دهه ۱۳۵۰ به‌طور ملموس وارد اقتصاد ایران شده است. جهت تحلیل رابطه بین متغیرهای مورد بررسی از تحلیل واکنش ضربه‌ای (IR) و تجزیه واریانس (VD) که دارای استفاده فراوانی در مدل‌های خودرگرسیو برداری (VAR) می‌باشد، استفاده شده است. در این مطالعه از واریانس شرطی تورم به عنوان جانشین نااطمینانی تورم استفاده کردیم. نتایج مطالعه نشان می‌دهدکه با افزایش تورم، نااطمینانی تورم افزایش یافته و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران شده است و این مسأله اثر منفی بلندمدت بر نرخ رشد اقتصادی کشور داشته است.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی تورم، رشد اقتصادی، مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH)، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، تحلیل واکنش ضربه‌ای (IR)، تجزیه واریانس (VD).

طبقه‌بندی JEL: E31 و C22

---

* - (نویسنده مسئول) pourshahabi.f@gmail.com

تاریخ دریافت : ۱۳۸۷/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش : ۱۳۸۸/۸/۶

Impact of Inflation Uncertainty on Iran Economic Growth (Using EGARCH and VECM methods (1971-2007))

Dr. Mahdi Safdari
Assistant professor of Economics, Sistan & Baluchestan University
Farshid Pourshahabi
MA Student in Economics, Sistan & Baluchestan University

Abstract

In this study, the relationship between inflation and economic growth of Iran is conciliated with a perspective on uncertainty of inflation. We use a Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) model that make possible this advantage that Conditional variance of error term changes along the time, also, Vector Error Correction model (VECM) is stable. For surveying the co-integration relation between variables of model, we use Johansen Co-integration test. The source of used data is Central Bank of Iran from 1971 to 2007. The cause of this selection is that the impact of inflation on Iran economy started from 1971 with a palpable effect. For analysis of relation between variables of model, Impulse Response (IR) and Variance Decomposition (VD), that are so useful in Vector Autoregressive (VAR) models, are used. For this study the Conditional variable of inflation that is lead to uncertainty of inflation and it redound to decrease of investment of private sector of Iran economy and this had a long run negative effect on economic growth of Iran.

Keywords: Inflation Uncertainty; Economic growth; GARCH; VECM; Impulse Response; Variance Decomposition (VD).

JEL Classification: C22, E31

مقدمه

موضوع مورد توجه در این مطالعه، بررسی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی با در نظر گرفتن اثر نااطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران است. نااطمینانی در شرایطی وجود دارد که یا اتفاقات آینده مشخص و معلوم نمی‌باشد و یا اینکه با وجود مشخص بودن اتفاقات آینده احتمال آنها قابل پیش‌بینی نباشد. در چنین شرایطی تصمیم‌گیری‌های آینده پیچیده و مشکل بوده و این نااطمینانی، تصمیمات عاملان اقتصادی را متأثر می‌سازد. با این تعریف می‌توان نااطمینانی تورم را شرایطی دانست که در آن عاملان اقتصادی در تصمیمات اقتصادی خود نسبت

به میزان تورم آینده نامطمئن هستند.

گالوب[1] نااطمینانی تورم را یکی از مهمترین هزینه‌های تورم می‌داند. وی معتقد است نااطمینانی تورم مانند ابری بر تصمیمات عاملان اقتصادی سایه می‌افکند و موجب کاهش رفاه آنها می‌شود. زیرا آنها بدون وجود نااطمینانی می‌توانند تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند. وی معتقد است نااطمینانی تورمی دو نوع اثر دارد. اولین اثر آن است که عاملان اقتصادی تصمیماتی را اتخاذ نمایند که متفاوت از آن چیزی باشد که انتظار داشته‌اند، آنها این تصمیمات را با توجه به تورم پیش‌بینی شده اتخاذ می‌نمایند (اثرات ex-ante). دومین اثر زمانی رخ می‌دهد که تورم واقعی متفاوت از تورم پیش‌بینی شده باشد (اثرات ex-post)، این اثرات مربوط به جریان بعد از اخذ تصمیم می‌باشند (Golob, 1994; Fazinvash and Abbasi, 2006).

بنابراین اثر نااطمینانی تورم به این صورت ظاهر می‌شود که تورم منجر به درک اشتباه از سطوح قیمت‌های نسبی و انحراف نشانه‌های قیمتی شده و در نتیجه برنامه‌های سرمایه‌گذاری را ناکارا نموده و از سطح سرمایه‌گذاری می‌کاهد. با کاهش سرمایه‌گذاری، انباشت سرمایه کاهش یافته و این کاهش اثر پایدار و بلندمدت بر اقتصاد داشته و سبب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. در سالهای اخیر رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم موضوع معمول مورد بحث بسیاری از تئوری‌های اقتصادی و کارهای کاربردی شده است. همچنین مطالعات موجود نشان‌دهنده آن است که نااطمینانی در زمینه تورم آینده، تصمیمات عاملان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و منجر به انحراف تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذری، پس‌انداز، تخصیص منابع و ... می‌گردد.

با توجه به وجود تورم‌های بالا در اقتصاد ایران و شوک‌های قیمتی رخ داده در سال‌های اخیر می‌توان به اهمیت مطالعه اثرات ناشی از این شوک‌های قیمتی که نااطمینانی تورم بالا، بخشی از آثار آن می‌باشد و رشد اقتصادی کشور را متأثر می‌نماید پی برد. با توجه به این مسأله که مطالعات اندکی در زمینه نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران صورت گرفته است که در حد اندازه‌گیری و مدل‌سازی نااطمینانی تورم بوده‌اند، سعی شده است در این مطالعه گامی به جلو برداشته و اثر این متغیر را بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار دهیم. روش‌های مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از مدل‌های EGARCH که به دلیل در نظر گرفتن اثر نامتقارن شوک‌های قیمتی بر

1-Golob

نااطمینانی تورم استفاده شده و همچنین روش VECM که جهت مشخص نمودن رفتار پویای متغیرهای الگو مورد استفاده قرار گرفته و مزیت این روش در بدست آوردن چندین بردار هم-انباشتگی می‌باشد. در ادامه بخش دوم مطالعه به بیان مبانی نظری تحقیق پرداخته است و در بخش سوم نیز مطالعات تجربی صورت گرفته توسط سایر محققین و نتایج آنها مرور شده است. در بخش چهارم روش‌شناسی مورد استفاده در مطالعه معرفی گردیده و نتایج تجربی مطالعه در بخش پنجم ارائه شده است. در نهایت بخش ششم به نتیجه‌گیری و بیان پیشنهاد تحقیق پرداخته است.

مبانی نظری تحقیق

منکیو[1] هزینه‌های تورم و هزینه‌های کاهش آن را یکی از چهار سوال بسیار مهم حل نشده در اقتصاد کلان می‌داند و همین نکته اهمیت مطالعه در زمینه تورم را نشان می‌دهد (Mankiw, 1994). یکی از مبانی نظری قوی در حوزه تورم و رشد اقتصادی، منحنی فیلیپس[2] است که، بر اساس این منحنی رابطه معکوسی بین تورم و بیکاری وجود دارد. زیرا به دلیل وجود توهمات پولی، آثار تغییرات قیمت از سوی کارگران به درستی پیش‌بینی نشده و در نتیجه با افزایش قیمت، دستمزدها به همان اندازه افزایش نمی‌یابد و لذا دستمزد حقیقی کاهش پیدا کرده، استخدام از سوی بنگاه‌ها بالا رفته، تولید و اشتغال افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به این منحنی، رابطه تورم و تولید مثبت می‌باشد (Branson, 2007).

فریدمن[3] و فلپس[4] با وارد نمودن انتظارات تورمی[5] در منحنی فیلیپس[6] نشان دادند که رابطه مذکور تنها در کوتاه‌مدت برقرار است و در بلندمدت و با تعدیل انتظارات تورمی، منحنی فیلیپس عمودی می‌گردد. لذا بر خلاف الگوی سنتی، رابطه تورم و بیکاری معکوس نبوده و در نتیجه رابطه مثبت بین تورم و تولید الگوی سنتی نفی می‌گردد (Branson, 2007). از دیگر نظریه‌های

1-Mankiw
2-Philips
3-Friedman
4-Phelps
5-Inflation Expectation
6-Philips Curve

مهم در بحث تورم دیدگاه لوکاس[۱] و دیگر نظریه‌پردازان انتظارات عقلایی[۲] است. آنها می‌گویند در صورتی که سیاست‌های پولی به صورت پیش‌بینی شده و اعلام شده اجرا شوند، حتی در کوتاه‌مدت نیز منحنی فیلیپس عمودی بوده و سیاست اقتصادی اثری بر تولید و اشتغال ندارد. بنابراین رابطه مثبت بین تورم و تولید، نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت قابل قبول نخواهد بود (Branson, 2007).

در تئوری‌های رشد نیز دیدگاه‌های متفاوتی در رابطه با تورم و رشد اقتصادی ملاحظه می‌شود. یکی از این دیدگاهها از جانب سیدروسکی[۳] ارائه شده است. وی با کمک روش بهینه‌سازی رفتار عوامل اقتصادی و با در نظر گرفتن مانده حقیقی پول در تابع مطلوبیت، نشان داد که اثر پولی بر رشد خنثی است. مطالعه دوم از جیمز توبین[۴] است. وی با فرض اینکه پول به عنوان جانشینی برای سرمایه است، اثر مثبت تورم بر رشد را ثابت نمود. سومین مطالعه مربوط به استاکمن[۵] است که دامنه اثر توبین را محدود نمود. به نظر استاکمن اثر منفی تورم بر رشد عمدتاً مربوط به مدل‌های پیش پرداخت نقدی می‌باشد، وی پول را به عنوان مکمل برای سرمایه در نظر می‌گیرد (Sidrauski, 1967; Stockman, 1981; Tobin, 1965).

اوکان[۶] و فریدمن جزو اولین کسانی بودند که رابطه بین تورم بالا و نااطمینانی تورم را بدیهی دانستند. بال[۷] توضیح تئوریکی از این رابطه ارائه نمود، که با افزایش نرخ تورم تصمیم‌گیرندگان اقتصادی، نااطمینانی بیشتری نسبت به رفتار بانک مرکزی در برابر تورم پیدا می‌کنند. زیرا در مورد تورم‌های بالا، بانک مرکزی تصمیم بر کاهش نرخ تورم می‌گیرد، در حالی که پایین آوردن رشد و بالا بردن بیکاری ممکن است آنها را از این سیاست باز دارد. بنابراین در مورد تورم بالا واکنش بانک مرکزی کمتر قطعی می‌باشد (Ball, 1992). فریدمن در ارائه سخنرانی نوبل خود بر محورهای دو سازوکار در رابطه با اثرات نااطمینانی تورم بحث کرد. اولاً نااطمینانی تورم باعث تغییراتی در طول قرارداد دستمزد بهینه و شاخص دستمزد می‌گردد که می‌تواند بیکاری را افزایش

1-Lucas
2-Rational Expectation
3-Sidrauski
4-James Tobin
5-Stockman
6- Okun
7-Ball

دهد و بر اساس قانون اوکان[1] رشد کاهش می‌یابد. ثانیاً افزایش نااطمینانی تورم، باعث کاهش کارایی سیستم هماهنگی فعالیت‌های اقتصادی می‌گردد (Friedman, 1977).

تورم بالا نااطمینانی به وجود می‌آورد که باعث تغییر اساسی در سیاست‌های اقتصادی می‌شود. اما تصمیم‌گیری کارا در بازار اقتصادی بستگی به سیگنال‌های قیمتی واضح و آشکار دارد و نیز بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها درباره مصرف و سرمایه‌گذاری ارتباط نزدیک با ساختار انتظارات قیمتی دارد. به هر حال در مورد نااطمینانی درباره قیمت‌های آینده، ارزش حقیقی پرداختها و دریافتی‌های آینده به سمت نااطمینانی می‌رود. در نتیجه جهت اجتناب نمودن از آثار منفی نااطمینانی تورم، عاملان اقتصادی می‌توانند تصمیم‌گیری‌شان را تعدیل نمایند. برای نمونه بنگاه‌ها می‌توانند افزایش سرمایه خود را به تعویق اندازند، بنابراین نااطمینانی تورم به‌واسطه نرخ تورم بالا ایجاد می‌شود و از مخارج سرمایه‌گذاری می‌کاهد و رشد اقتصادی را نیز کاهش می‌دهد.

فرضیه لاینتنر[2] عبارتست از این مسأله که تورم، ارزش حقیقی وجوه داخلی را کاهش می‌دهد. بنابراین در شرایط تورمی برای هر مقیاس معین از پروژه سرمایه‌گذاری، بنگاه نیازمند مقادیر بیشتری از اعتبارات خارجی جهت بر طرف نمودن نیازهای مالی خود است. همچنین بی‌ثباتی تورم منجر به بر هم زدن تصمیمات مالی داخلی بنگاه می‌شود. افزایش اختلاف اطلاعات در بازارهای مالی نیز منجر به کاهش سطح کارای سرمایه‌گذاری می‌گردد و تولید ناخالص داخلی کشور را کاهش می‌دهد (Lintner, 1975). دوتسی و سارتی[3] رابطه تئوریکی بین تورم، بی‌ثباتی تورم و رشد اقتصادی را در یک مدل رشد پولی ساده ارائه نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان دهنده آن است که بی‌ثباتی مفهوم جدیدی از رشد اقتصادی را ارائه می‌نماید. به عنوان مثال مدل آنها نشان داد که تورم و رشد اقتصادی می‌توانند در بلندمدت رابطه منفی داشته باشند، هنگامی‌که رابطه بین آنها در سیکل‌های تناوبی مثبت است. همچنین مطالعه آنها نشان دادکه امکان دارد رابطه کوتاه‌مدت مثبت بین تورم و رشد اقتصادی در کشورهای با بازارهای مالی محدود، از هم بپاشد و حتی ممکن است در این‌گونه کشورها این رابطه منفی شود (Dotsey and Sarte, 2000).

1-Okun’s Role
2-Lintner
3-Dotsey, Sarte

مروری بر مطالعات انجام شده

افزایش تورم اثرات مثبتی بر انباشت سرمایه و در نتیجه رشد اقتصادی دارد. اما این نتیجه توسط مطالعات انجام شده به صورت اساسی به چالش کشیده شده است. اکثر مقالات تجربی یک رابطه منفی بین تورم و رشد را بدون ارائه دلیل تئوریک نشان می‌دهند. برای مثال دو مقاله زیر از این نمونه‌اند: بارو[۱] نشان داد که رابطه منفی بین تورم و رشد اقتصادی در نرخ‌های تورم بالاتر از ۱۵٪ وجود دارد. جودسون و اورفانیدز[۲] آستانه‌ی ۱۰٪ را برای وجود این رابطه منفی ارائه نمودند و برانو و استرلی[۳] بر طرفداری از حد آستانه‌ی ۴۰٪ بحث نمودند. بارو دریافت که نااطمینانی تورم ضریب معنی‌داری ندارد، اگر چه نتایج مطالعه جودسون و اورفانیدز اثر منفی معنی داری را نشان داد (Barro, 1996; Judson and Orphanides, 1996; Bruno and Esterly, 1996).

اندرس و هرناندو[۴] اثر تورم را بر سرمایه‌گذاری آزمون نمودند. آنها دریافتند که تورم از سطح سرمایه‌گذاری می‌کاهد. همچنین نتایج مطالعه آنها نشان داد که حتی سطح پایین و معتدل نرخهای تورم، اثر منفی موقتی بر رشد اقتصادی دارد. هنری‌ما[۵] رابطه بین تورم، نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی را برای کشورکلمبیا بررسی نمود. وی دریافت که تورم بالا رابطه منفی با سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی دارد (Andres and Hernando, 1998; Henry Ma,1998).

کانتونیکاس[۶] در مطالعه‌ای برای کشور انگلیس به این نتیجه رسید که رابطه مثبتی بین تورم گذشته و نااطمینانی جاری وجود دارد. در مطالعه مشابهی توسط فونتاس[۷] طی دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۸۸۵ نتایج مشابهی برای کشور انگلیس بدست آمد. نتایج مطالعه سورنتون[۸] برای کشور آرژانتین طی دوره ۲۰۰۵-۱۸۱۰ نیز این فرضیه را که دوره‌های تورم بالا با نااطمینانی تورم بالا همراه می‌باشد تأیید نمود. هوانگ[۹] شواهدی مبنی بر آنکه تورم بالا منجر به واریانس بالای تورم می‌شود

1-Barro
2-Judson and Orphanides
3-Bruno and Easterly
4-Andres and Hernando
5-Henty Ma
6-Kontonikas
7-Fountas
8-Thornton
9-Hwang

مشاهده ننمود. مطالعه وی بر اساس داده‌های ماهیانه کشور آمریکا صورت گرفته بود. نتایج مطالعه دال و دیگران[1] نشان‌دهنده آن است که شوک‌های مثبت تورمی اثر بزرگی بر نااطمینانی تورم کشورهای آمریکای لاتین دارد. نتایج مطالعه ویلسون[2] نیز برای کشور ژاپن نشان‌دهنده آن است که سطح تورم بالا با نااطمینانی تورم بالا و متوسط رشد اقتصادی پایین همراه می‌باشد (Kontonikas, 2004; Fountas, 2001; Thornton, 2008; Hwang, 2001; Daal and et al, 2005; Wilson, 2006).

در ایران نیز در زمینه رابطه بین تورم و رشد اقتصادی پژوهش‌هایی انجام شده است. نتایجی که از تصریح خطی استخراج شده، حاکی از آن است که تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعات کوروش لقایی، محمد هاشم صفار، علی حسن نوروزی، ژیان مردوخی، اکبر کمیجانی و محمود علوی، زهرا طباطبائی و حسین ربیعی اشاره نمود. نتایج مطالعه‌ی دادگر و صالحی رزوه نیز رابطه معکوسی بین تورم و رشد اقتصادی ایران در طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۰ تأیید نمود. از جمله مطالعات صورت گرفته در زمینه نااطمینانی تورم نیز می‌توان به مطالعه تشکینی و همچنین فرزین‌وش و عباسی اشاره نمودکه به اندازه‌گیری نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران پرداخته‌اند (Dadgar and Salehi Rezve, 2004; Tashkini, 2006; Farzinvash and Abbasi, 2006).

همچنین برخی مطالعات به بررسی رابطه غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند، نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که تورم تا ۱۵/۵ درصد اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران نداشته است ولی پس از آن به عنوان یک عامل ضد رشد، عمل می‌نماید. مطالعه‌ی مشیری و سلطان احمدی از این جمله می‌باشد (Moshiri and Soltan Ahmadi, 2002). نکته قابل توجه در مورد مطالعات صورت گرفته برای اقتصاد ایران آن است که در هیچ یک از مطالعات مشاهده شده، اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار نگرفته است.

1-Daal, Naka, Sanchez
2-Wilson

روش‌شناسی تحقیق

مدلهای واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو[1] (ARCH)

انگل[2] مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) را معرفی نمود. از این مدل جهت گرفتن تغییرات نااطمینانی در طی زمان استفاده می‌شود، که به ما اجازه می‌دهد تا واریانس شرطی را در طی تغییرات زمان محاسبه نماییم (Engle, 1982). h_t به صورت زیر است :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_1 \varepsilon_{t-j}^2 \qquad (۱-۴)$$

که به صورت ARCH(q) نشان داده می‌شود.

بالرسلو[3] تعیین واریانس شرطی را بوسیله وارد نمودن ارزش‌های وقفه‌دار h_t در سمت راست معادله بالا بسط داد (Bollerslev, 1986). بالرسلو h_t را به صورت زیر بیان نمود:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j} h_{t-j} \qquad (۲-۴)$$

این معادله به صورت GARCH(p , q)[4] نشان داده می‌شود. برای مشخص شدن GARCH، معادله $\sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j}$ باید کوچکتر از یک باشد تا شرط مانایی برقرار باشد و همچنین α_{1j}ها و α_{2j}ها باید شرط نامنفی بودن را دارا باشند (Enders, 2007).

مدل دیگری که امکان محاسبه اثرات نامتقارن[5] جملات خطای گذشته را روی واریانس خطای شرطی فراهم می‌نماید، مدل GARCH نمایی (EGARCH) می‌باشد. یکی از مشکلات مدل‌های GARCH استاندارد آن است که می‌بایست مثبت بودن تمامی ضرایب را به نوعی تضمین نماییم. نلسون[6] h_t را به گونه‌ای مدل سازی نمود که در آن الزامی به اعمال قید غیرمنفی وجود ندارد، بنابراین امکان منفی بودن ضرایب در اینجا وجود دارد (Nelson, 1991).

1-Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity
2- Engle
3-Bollerslev
4-Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity
5-Asymmetric effects
6-Nelson

معادله زیر را یک مدل EGARCH می‌نامیم:

$$\ln\left(\delta_t^2\right)=\alpha_0+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{t-i}}\right|+\sum_{j=1}^{q}\beta_j\ln\left(\delta_{t-j}^2\right)+\sum_{i=1}^{p}\gamma_t\left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}}\right) \qquad (۳-۴)$$

آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسیلسیوس[1]

سه محدودیت مهم در استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. این محدودیت‌ها عبارتند از: ۱- تخمین‌ها، کارایی مجانبی ندارند. ۲- آزمون فرضیه را بطور مستقیم نمی‌توان روی ضرایب انجام داد. ۳- اگر بیش از یک بردار تعادلی وجود داشته باشد، روش OLS[2] تخمین‌های سازگاری از هیچ یک از بردارهای هم‌انباشته ارائه نمی‌کند. یوهانسون و یوسیلیوس با ارائه روشی، محدودیت‌های ارائه شده را برطرف نمودند. اساس کار آنها را یک مدل VAR [3] جهت بدست آوردن بردار یا بردارهای همجمعی تشکیل می‌دهد.

آزمون اثر[4] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[5] دو نوع آزمون برای بدست آوردن تعداد بردارهای هم‌جمعی موجود می‌باشند. آزمون اثر به بررسی این فرضیه می‌پردازد که تنها r مقدار ویژه اولیه، مخالف صفر است و بقیه برابر صفر هستند. یعنی:

$$H_0:\lambda_i=0 \quad , \quad \mathrm{i}=\mathrm{r}+1,\mathrm{K},\mathrm{k} \qquad (۴-۴)$$

این فرضیه با آماره آزمون اثر (λ_{Trace})، آزمون می‌شود:

$$\lambda_{Trace}=-2Ln(Q)=-n\sum_{i=r+1}^{t}Ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad \mathrm{r}=0,1,\ldots k-1 \qquad (۵-۴)$$

که در آن Q نسبت تابع حداکثر درست‌نمایی، مقید به تابع حداکثر درست‌نمایی غیر مقید، $\hat{\lambda}$ برآورد ریشه‌های مشخصه حاصل از تخمین π و n تعداد مشاهدات است. یوهانسون و یوسیلسیوس مقادیر بحرانی λ_{Trace} را از طریق مطالعات شبیه‌سازی بدست آورده‌اند. مطابق آزمون حداکثر مقدار ویژه، فرضیه صفر مبنی بر وجود r بردار هم‌جمعی، در مقابل وجود r+1 بردار هم‌جمعی آزمون می‌شود. هنگامی وجود r بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره

1-Johansen- Juselius Cointegration Test
2-Ordinary Least Square
3-Vector Autoregressive
4-Trace Test
5-Maximal Eigen Value Test

آزمون، از مقدار بحرانی کوچکتر باشد (Noferesti, 2008).

الگوی تصحیح خطای برداری[1] (VECM)

یک الگوی خود توضیح برداری VAR که دارای K متغیر درونزا و P وقفه زمانی برای هر متغیر است در شکل ماتریسی به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_T = A_1 Y_{T-1} + A_2 Y_{T-2} + ... + A_P Y_{T-P} + U_T \qquad (۶-۴)$$

$$U_T = N(0, \delta)$$

در این رابطه Y_T و وقفه‌های آن بردارهای $K \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو هستند. A_i برای i=1,...,p ماتریس‌های $K \times K$ ضرایب الگو هستند و U_T بردار $K \times 1$ مربوط به جملات اخلال الگو است. اکنون برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت Y_T به مقادیر تعادلی بلندمدت آن می‌توان رابطه بالا را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری VECM بصورت زیر درآورد:

$$\Delta Y_T = \beta_1 \Delta Y_{T-1} + \beta_2 \Delta Y_{T-2} + ... + \beta_{P-1} \Delta Y_{T-P-1} + \pi Y_{T-P} + U_T \qquad (۷-۴)$$

$$\beta_1 = -(I - A_1 - A_2 - ... - A_i) \qquad (۸-۴)$$

$$\pi = -(I - A_1 - A_2 - ... - A_P) \qquad (۹-۴)$$

i=1,2,...,P-1 (۱۰-۴)

ماتریس π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است. بنابراین جمله $\beta' Y_{T-P}$ آورده شده در معادله (۴-۷) معادل جمله تصحیح خطا[2] (ECT) در الگوی تک معادله‌ای $U_T = Y_T - \beta X_T$ است با این تفاوت که حداکثر دارای (K-1) بردار مستقل است.

در واقع $\beta' Y_{T-P}$ دارای K ستون برداری است اما حداکثر فقط (K-1) عدد از این بردارها می‌توانند بیانگر روابط تعادلی بلندمدت باشند. اغلب تعداد روابط تعادلی بلندمدت از (K-1) کمتر است. لازم به ذکر است که در هر یک از معادلات، علامت ضرایب تصحیح خطای بدست آمده

1-Vector Error Correction Model
2-Error correction term

به نوعی با علامت ضریب متغیر وابسته این معادله در بردار هم‌جمعی مرتبط است به گونه‌ای که اگر در رابطه تعادلی به دست آمده ضریب مورد نظر مثبت باشد انتظار می‌رود علامت سرعت تعدیل منفی باشد و برعکس. برای تخمین ضرایب الگوی VECM کافی است که هر یک از معادلات الگو را به روش OLS برآورد کنیم زیرا از آنجا که مجموعه متغیرهای (باوقفه) توضیح‌دهنده در همه معادلات الگو یکسان است برآوردکننده‌های OLS کارا خواهند بود. در عین حال با توجه به اینکه تمامی متغیرهای الگو I(0) هستند انجام آزمون‌های فرضیه با استفاده از آماره‌های t و F از اعتبار لازم برخوردار است (Tashkini, 2005).

مطالعه تجربی

قصد داریم تا با استفاده از تکنیک خودتوضیح برداری غیرمقید (UVAR)، یک الگوی خودتوضیح برداری چهار متغیره را بر اساس تحلیلهای نظری بیان شده برآورد نماییم. متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: P: لگاریتم طبیعی نرخ رشد شاخص قیمت خرده فروشی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶. UNC: لگاریتم طبیعی واریانس شرطی تورم که با استفاده از فرآیند EGARCH(1,1) و سری زمانی نرخ تورم ایجاد شده است که جانشین نااطمینانی تورم می‌باشد. I: لگاریتم طبیعی مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و Y: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

جدول (۵-۱)- نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرها

متغیر	آماره ADF محاسبه شده	آماره ADF در سطح ۰/۹۹	آماره ADF در سطح ۰/۹۵	آماره ADF در سطح ۰/۹۰
Y	۱/۳۴۲۱۶۷	-۳/۶۳۲۹۰۰	-۲/۹۴۸۴۰۴	-۲/۶۱۲۸۷۴
d(y)	-۳/۰۸۳۳۶۸	-۳/۶۳۲۹۰۰	-۲/۹۴۸۴۰۴	-۲/۶۱۲۸۷۴
P	-۳/۴۶۳۶۹۲	-۴/۱۶۵۷۵۶	-۳/۵۰۸۵۰۸	-۳/۱۸۴۲۳۰
d(P)	-۹/۹۲۰۶۱۵	-۳/۵۸۱۱۵۲	-۲/۹۲۶۶۲۲	-۲/۶۰۱۴۲۴
I	-۰/۶۵۱۵۹۲	-۳/۶۲۶۷۸۴	-۲/۹۴۵۸۴۲	-۲/۶۱۱۵۳۱
d(I)	-۴/۹۴۰۰۰۸	-۳/۶۳۹۴۰۷	-۲/۹۵۱۱۲۵	-۲/۶۱۴۳۰۰
UNC	-۲/۲۹۲۳۲۰	-۳/۶۲۶۷۸۴	-۲/۹۴۵۸۴۲	-۲/۶۱۱۵۳۱
d (UNC)	-۶/۳۰۷۴۴۱	-۳/۶۳۲۹۰۰	-۲/۹۴۸۴۰۴	-۲/۶۱۲۸۷۴

مأخذ: نتایج تحقیق

قبل از برآورد مدل لازم است که مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی-فولر

تعمیم یافته (ADF) نشان‌دهنده آن است که کلیه متغیرها با سطح اطمینان ۹۹٪ در سطح نامانا بوده اما پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و در نتیجه کلیه متغیرهای موجود در مدل I(1) می‌باشند.

از آنجایی که در برآورد مدل‌های UVAR متغیرهای وارد شده در مدل باید مانا باشند، بنابراین ضروری است که قبل از برآورد مدل، هم‌انباشتگی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. پس از تعیین مرتبه هم‌انباشتگی متغیرها، گام بعدی تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR می‌باشد. بدلیل آنکه روش هم‌انباشتگی یوهانسون- یوسیلسیوس مبتنی بر خوش رفتار بودن جملات اخلال (داشتن فروض کلاسیک) می‌باشد، ضروری است که آزمون‌های تشخیص مدل صورت گیرد و تعیین تعداد وقفه‌های بهینه که خودهمبستگی را منتفی می‌نماید، تعیین شود. با توجه به نتایج جدول ۵-۲ تعداد وقفه بهینه بر اساس کلیه‌ی آماره‌ها برابر با ۱ می‌باشد. در مرحله بعد الگوی VAR را با ۱ وقفه برای هر متغیر برآورد می‌نماییم و نسبت به بهبود معادلات برآوردی اقدام می‌کنیم.

جدول (۵-۲)- نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه مدل VAR

وقفه	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۲۳/۶۹۷۴۰ -	NA	۰/۰۰۰۰۸۱	۱/۹۲۹۵۸۹	۲/۴۵۲۰۴۹	۲/۱۱۳۷۸۱
۱	۴۰/۷۰۲۴۹	۱۰۴/۴۳۲۳	/۰۰۰۰۰۰۶ ۰	۰/۶۸۶۶۲۱ -	۰/۵۳۲۴۵۲	۰/۲۵۶۸۴۱ -
۲	۵۴/۴۲۳۱۷	۱۹/۲۸۳۱۳	/۰۰۰۰۰۰۷ ۰	۰/۵۶۳۴۱۵ -	۱/۳۵۲۲۷۱	۰/۱۱۱۹۵۴

مأخذ: نتایج تحقیق

از آنجایی که معمولاً اضافه نمودن وقفه متغیرها بهبود چندانی در از بین بردن مشکلاتی همانند: خودهمبستگی سریالی، واریانس ناهمسانی و یا تورش تصریح مدل ایجاد نمی‌کند و بویژه آنکه وقفه‌های بالاتر متغیرها بدلیل ایجاد مشکل همخطی از نظر آماری بی‌معنی هستند، لذا از متغیرهای مجازی برای بهبود مدل استفاده می‌نماییم. بنابراین متغیرهای دامی روند انقلاب و جنگ را به مدل اضافه می‌کنیم. مدل VAR برآوردی عبارتست از:

LOG(Y) = 0.6040129384*LOG(Y(-1)) + 0.09427556869*LOG(I(-1)) - 0.006078394349*LOG(UP(-1)) - 0.004255676063*LOG(PP(-1)) + 3.844992608 + 0.008232137885*D57 - 0.0149901266*D59

LOG(I) = 0.3656668276*LOG(Y(-1)) + 0.5611074621*LOG(I(-1)) -

0.05440180135*LOG(UP(-1)) - 0.05308482698*LOG(PP(-1)) + 0.4625907158 - 0.00385851412*D57 - 0.01042581567*D59

LOG(UP) = - 0.3278201868*LOG(Y(-1)) - 0.330054928*LOG(I(-1)) + 0.3881313245*LOG(UP(-1)) + 0.7389713869*LOG(PP(-1)) + 6.331396134 - 0.06098812423*D57 + 0.01431071868*D59

LOG(PP) = 1.313398858*LOG(Y(-1)) - 0.6872250936*LOG(I(-1)) - 0.05820796091*LOG(UP(-1)) + 0.3586867311*LOG(PP(-1)) - 6.856079327 - 0.02109637038*D57 + 0.04070342317*D59

مدل برآوردی مشکل ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و تورش تصریح را نداشته و همچنین کلیه ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای AR در درون دایره واحد قرار گرفته است. لازم به ذکر است که اگر قدر مطلق ریشه‌ها کمتر از یک باشند، برآورد مدل VAR پایدار می‌باشد. اما اگر قدر مطلق کلیه‌ی ریشه‌ها کمتر از یک نباشد، مدل VAR برآوردی ناپایدار بوده و نتایج حاصل از مدل برآوردی صحیح نمی‌باشد.

در این مرحله با استفاده از آماره آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، به بررسی وجود و یا عدم وجود بردار یا بردارهای هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو می‌پردازیم. آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود r بردار هم‌انباشته‌کننده را در برابر وجود r+1 بردار هم‌انباشته کننده مورد آزمون قرار می‌دهد. r بردار هم‌انباشته‌کننده زمانی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن کوچکتر باشد. آزمون اثر، وجود حداکثر r بردار هم‌انباشته را در مقابل وجود بیشتر از r بردار هم‌انباشته آزمون می‌نماید.

نتایج حاصل از آزمون‌های اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته بین متغیرهای مدل در جداول ۵-۳ و ۵-۴ ارائه شده است.

جدول (۵-۳)- نتایج حاصل از آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته

آزمون اثر			مقدار بحرانی
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	سطح اطمینان ۹۵%
$r=0$	$r\geq 1$	۸۱/۷۵۲۷۹	۴۷/۸۵۶۱۳
$r\leq 1$	$r\geq 2$	۴۸/۰۶۸۰۱	۲۹/۷۹۷۰۷
$r\leq 2$	$r\geq 3$	۲۱/۷۱۵۶۷	۱۵/۴۹۴۷۱
$r\leq 3$	$r\geq 4$	۶/۰۷۴۳۵۹	۳/۸۴۱۴۶۶

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول (۵-۴)- نتایج حاصل از آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته

آزمون حداکثر مقدار ویژه		مقدار بحرانی

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	سطح اطمینان ۹۵٪
$r=0$	$r=1$	۳۳/۶۸۴۷۸	۲۷/۵۸۴۳۴
$r\leq 1$	$r=2$	۲۶/۳۵۲۳۴	۲۱/۱۳۱۶۲
$r\leq 2$	$r=3$	۱۵/۱۶۴۱۳۱	۱۴/۲۶۴۶۰
$r\leq 3$	$r=4$	۶/۰۷۴۳۵۹	۳/۸۴۱۴۶۶

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به وجود ۴ متغیر در مدل و نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود حداکثر ۳ رابطه هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود. در نتیجه اقدام به برآورد مدل VECM با در نظر گرفتن ۳ رابطه هم‌انباشتگی می‌نماییم. حال لازم است قیدهایی را بر اساس مبانی نظری اقتصادی و یا هرگونه اطلاعات قبلی خارج از الگو بر ضرایب بردارهای هم‌جمعی تحمیل نماییم تا روابط تعادلی بلندمدت ارائه شده شناسا[1] شوند. تحت این شرایط (وجود ۳ بردار هم‌انباشتگی) به سه محدودیت مستقل بر هر یک از این روابط هم‌انباشتگی جهت شناسایی دقیق نیاز است.

جدول (۵-۵)- نتایج حاصل از برآورد مدل VECM مقید شده

متغیر ها	بردار ۱	بردار ۲	بردار ۳
Y(-1)	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
I(-1)	-۰/۳۶۴۱۲۰ (-۹/۲۰۸۷۰)	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
UNC(-1)	۰/۰۰۰۰	۰/۴۰۶۸۱۹ (۵/۵۴۹۸۳)	۱/۰۰۰۰
P(-1)	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-۴/۳۴۳۱۵۳ (-۶/۶۶۴۹۰)
C	-۸/۴۳۸۶۹۹	-۱۰/۷۸۰۳۵	۱۱/۴۷۲۶۲

مأخذ: نتایج تحقیق
(توضیحات: اعداد داخل پرانتز آماره‌های t می‌باشد)

بر اساس نتایج جدول ۵-۵ با افزایش یک درصدی تورم، نااطمینانی تورم به میزان ۴/۳۴ درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان‌دهنده آن است که با افزایش یک درصدی نااطمینانی تورم، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۴۰ درصد کاهش می‌یابد. وجود رابطه مستقیم بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی نیز تأیید می‌گردد و نتایج جدول

1-Identified

نشان‌دهنده آن است که با افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۵-۶ برآورد ضرایب تعدیل را نشان می‌دهد. این ضرایب سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به بی‌تعادلی‌های دستگاه یا جملات تصحیح خطا اندازه‌گیری می‌نمایند. در صورت بی-تعادلی یعنی انحراف از روابط تعادلی بلندمدت، باید برخی متغیرها بار تعدیل برای رسیدن به روابط تعادلی مذکور را به عهده بگیرند. در غیر این صورت، تضمینی برای هم‌انباشتگی متغیرهای سیستم وجود نخواهد داشت.

جدول (۵-۶)- نتایج حاصل از برآورد ضرایب تعدیل

روابط هم انباشتگی	D(Y)	D(I)	D(UNC)	D(P)
بردار ۱	-۰/۳۷۹۲۸۵ (-۲/۸۱۱۴۷)	۰/۹۳۷۰۳۴ (۱/۸۵۳۲۳)	-۰/۵۸۰۰۹۴ (-۰/۴۷۴۰۷)	۱/۱۲۴۷۵۵ (۱/۲۳۱۹۵)
بردار ۲	-۰/۰۵۵۴۹۸ (-۱/۷۷۵۱۶)	-۰/۴۰۵۲۱۷ (-۳/۴۵۸۲۴)	-۰/۵۹۵۱۱۲ (-۲/۰۹۸۶۳)	-۰/۳۳۲۰۲۱ (-۱/۵۶۹۲۶)
بردار ۳	-۰/۰۰۶۵۴۷ (-۰/۸۸۸۵۶)	-۰/۰۳۰۸۶۱ (-۱/۱۱۷۴۷)	-۰/۱۳۸۳۳۵ (-۲/۰۶۹۸۱)	۰/۱۴۲۸۰۱ (۲/۸۶۳۶۶)

مأخذ: نتایج تحقیق

(توضیحات: اعداد داخل پرانتز آماره‌های t می‌باشد)

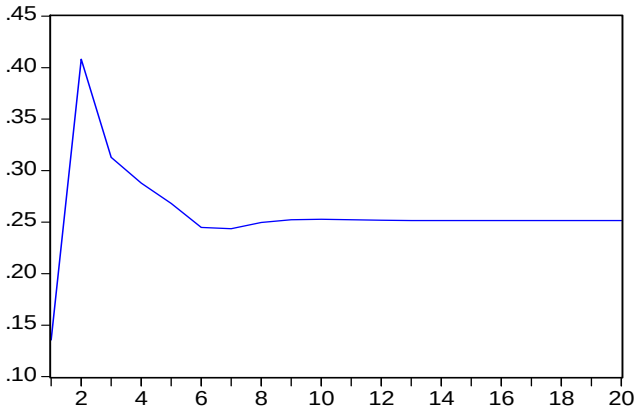
در مرحله بعد، اثر شوک وارده به متغیر خاص بر متغیرهای دیگر را با استفاده از تابع واکنش ضربه‌ای (IR) مورد بررسی قرار می‌دهیم. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه واریانس و توابع واکنش ضربه‌ای انجام می‌شود.

توابع واکنش ضربه‌ای (IR) رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (تکانه) واحد بر هر یک از متغیرهای الگو در طول زمان نشان می‌دهد. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند. مبدأ مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) می‌باشد. از آنجایی که توابع واکنش آنی متعامد[1] به قرار

1- Generalized

گرفتن متغیرها حساس هستند، در این مطالعه نیز از توابع واکنش آنی پسران و شین[1] استفاده شده است.

نمودار (۵-۱)- پاسخ نااطمینانی تورم به شوک مثبت وارده به اندازه یک انحراف معیار بر تورم



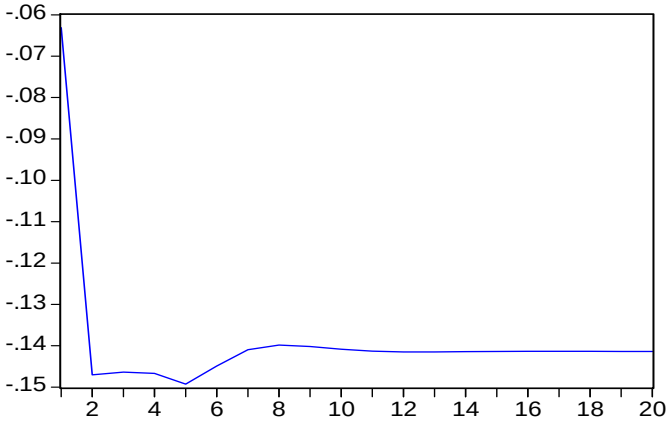
مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که در نمودار ۵-۱ مشاهده می‌شود و مطابق با مطالب ذکر شده در مبنای نظری با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار بر تورم، نااطمینانی تورم در دوره اول ۱۳٪ افزایش یافته و در دوره دوم به حداکثر مقدار خود یعنی ۴۰٪ بالاتر از تعادل اولیه رسیده و سپس اثر تکانه مذکور مضمحل شده و در بلندمدت در سطح ۲۵٪ بالاتر از تعادل اولیه به حالت پایدار می‌رسد.

در نمودار ۵-۲ اثر تکانه مثبت وارده به اندازه یک انحراف معیار به متغیر نااطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نشان داده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود بر اثر تکانه مذکور سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در دوره اول به میزان ۶/۳٪ کاهش یافته است و در دوره دوم با کاهشی چشمگیر به ۱۴/۶۹٪- از سطح تعادل اولیه رسیده و در دوره پنجم به کمترین میزان یعنی ۱۴/۹٪ پایین‌تر از تعادل اولیه کاهش می‌یابد. در نهایت اثر تکانه مذکور مضمحل شده و در بلندمدت در سطح ۱۴٪ پایین‌تر از سطح تعادل اولیه پایدار می‌شود.

1-Pesaran and Shin

نمودار (۵-۲)- پاسخ مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی به شوک مثبت وارده به اندازه یک انحراف معیار بر نااطمینانی تورم



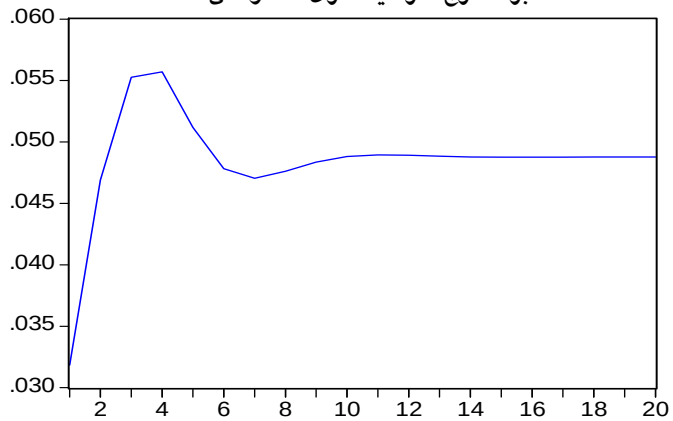
مأخذ: نتایج تحقیق

در نمودار ۵-۳ اثر تکانه مثبت وارده به اندازه یک انحراف معیار به متغیر مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر تولید ناخالص داخلی نشان داده شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، با ایجاد تکانه مذکور تولید ناخالص داخلی در اولین دوره به میزان ۳/۲٪ افزایش می‌یابد و در دوره چهارم به حداکثر مقدار خود به میزان ۵/۵٪ بالاتر از سطح تعادل اولیه افزایش می‌یابد. سپس اثر تکانه مذکور مضمحل شده و در بلندمدت در سطح ۴/۸٪ بالاتر از سطح تعادل اولیه به پایداری می‌رسد.

طبق تحلیل‌های اثر ضربه‌ای در می‌یابیم که با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار بر تورم، نااطمینانی تورم افزایش یافته و با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار بر نااطمینانی تورم، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش یافته و در نهایت با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. بنابراین می‌توانیم انتظار داشته باشیم که با افزایش تورم، نااطمینانی تورم افزایش و سپس سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش و در نتیجه آن رشد اقتصادی کاهش یابد. در نتیجه توانسته‌ایم با استفاده از نااطمینانی تورم، رابطه منفی بین تورم و رشد اقتصادی را در اقتصاد ایران توضیح دهیم. نمودار ۵-۴ نیز این رابطه را به وضوح نشان می‌دهد.

نمودار (۵-۳)- پاسخ تولید ناخالص داخلی به شوک مثبت وارده به اندازه یک انحراف معیار

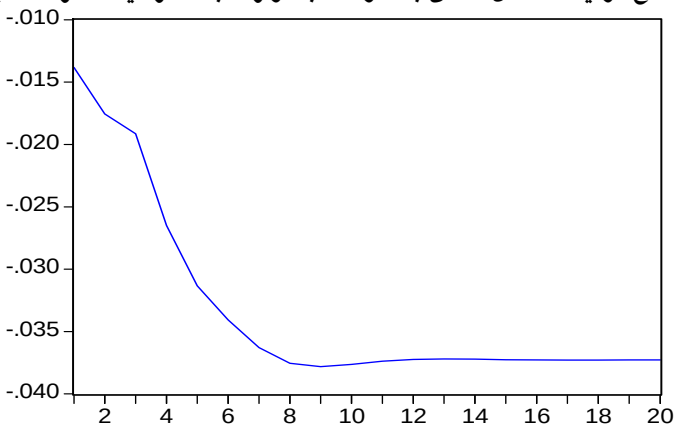
بر مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی



مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که نمودار ۵-۴ به خوبی نشان می‌دهد، با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار بر تورم، تولید ناخالص داخلی در دوره اول به میزان ۱/۳٪ کاهش می‌یابد و در دوره‌های بعدی نیز کاهش می‌یابد تا این‌که از دوره هشتم به بعد در سطح ۳/۷٪ پایین‌تر از سطح تعادل اولیه به پایداری دست می‌یابد.

نمودار (۵-۴)- پاسخ تولید ناخالص داخلی به شوک مثبت وارده به اندازه یک انحراف معیار بر تورم



مأخذ: نتایج تحقیق

روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. لذا تجزیه واریانس را می‌توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نام‌گذاری کرد. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس

خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. در نتیجه قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری نماییم. سهم متغیرهای مورد نظر را در کوتاه‌مدت (سال اول)، میان‌مدت (سال دوم تا ششم) و بلندمدت (از سال ششم به بعد) بررسی می‌نماییم.

نتایج تجزیه واریانس نشان‌دهنده آن است که نااطمینانی تورم در افق‌های زمانی مختلف عمدتاً از سوی تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود و این میزان در حدود ۹۰٪ از واریانس خطای پیش‌بینی در کوتاه‌مدت، حدود ۵۰٪ در میان‌مدت و حدود ۴۰٪ در بلندمدت می‌باشد. در این رابطه تورم در کوتاه‌مدت به میزان حدود ۱۴٪ و در بلندمدت حدود ۷٪ را توضیح می‌دهد. در مورد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز حدود ۶۷٪ در کوتاه‌مدت، ۳۵٪ در میان‌مدت و ۳۰٪ در بلندمدت از سوی تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود و میزان توضیح‌دهندگی نااطمینانی تورم بر این متغیر در میان‌مدت حدود ۲۰٪ و در بلندمدت حدود ۳۳٪ می‌باشد.

در نهایت نتایج نشان‌دهنده آن است که در مورد متغیر تولید ناخالص داخلی، در حدود ۱۰۰٪ در کوتاه‌مدت، ۷۶٪ در میان‌مدت و حدود ۴۰٪ در بلندمدت از سوی تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. همچنین سهم متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در میان‌مدت و بلندمدت حدود ۱۲٪ و ۲۵٪ می‌باشد. در مورد نااطمینانی تورم نیز این میزان در میان‌مدت و بلندمدت حدود ۱۲٪ و ۳۳٪ می‌باشد. در انتها سهم متغیر تورم نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر ۰/۳٪ و ۳٪ می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه سعی شده است تا با استفاده از اثر نااطمینانی تورم بر مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، رابطه معکوس بین تورم و رشد اقتصادی را در ایران توضیح داده و برای این رابطه معکوس دلیلی تئوریکی ارائه شود. جهت نیل به این هدف از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH)، که این امکان را فراهم می‌آورند تا واریانس شرطی جمله خطا در طول زمان تغییر نماید و همچنین مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. جهت محاسبه نااطمینانی تورم، از واریانس شرطی تورم که با استفاده از فرآیند EGARCH(1,1) ایجاد شده است، استفاده کردیم. همچنین جهت تحلیل رابطه بین متغیرهای

تورم، نااطمینانی تورم، مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی، از تحلیل واکنش ضربه‌ای (IR) و روش تجزیه واریانس (VD) که دارای استفاده فراوانی در مدل‌های VAR می‌باشند کمک گرفته شده است.

نتایج تجربی مطالعه انجام شده نشان می‌دهد که بطور کلی تورم بر رشد اقتصادی ایران اثر منفی داشته است و همچنین می‌توان رابطه منفی بین تورم و رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از اثر نااطمینانی تورم بر مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی به صورت عبارت زیر توضیح داد: «با افزایش تورم، نااطمینانی تورم افزایش پیدا نموده و این موضوع سبب کاهش مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی در ایران شده است.» با افزایش یک درصدی تورم، نااطمینانی تورم به میزان ۴/۳۴ درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان‌دهنده آن است که با افزایش یک درصدی نااطمینانی تورم، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۴۰ درصد کاهش می‌یابد. وجود رابطه مستقیم بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی نیز تأیید می‌گردد و با افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد.

ایران در دهه‌های اخیر با تورم بالا روبه‌رو بوده است و نتایج مطالعه نیز نشان‌دهنده آن است که تورم اثرات مضری بر سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد اقتصادی در ایران داشته است، که این مسأله خود نشان‌دهنده آن است که ایران علاوه بر روبه‌رو بودن با خود مسأله تورم، با هزینه تورم بالا که همانا سطح پایین رشد اقتصادی می‌باشد نیز روبه‌رو بوده است. در نتیجه، سیاستهای ثبات قیمت ها و کاهش تورم و نیز پرهیز از سیاست‌هایی که موجب شوک‌های قیمتی و در نتیجه بی-ثباتی قیمتی می‌شوند باید به عنوان راهکارهایی در جهت افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه آن افزایش رشد اقتصادی در ایران مورد توجه سیاست گذاران اقتصادی کشور قرار گیرند.

References:

1- Andres, J. and I. Hernando (1997), **Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence for the OECD Countries**. *NBER Working Paper* No. 6062.
2- Ball, Laurence (1992), **Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty**? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, pp. 371-88.

3- Barro, R. J. (1996), **Inflation and Growth**. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June, vol. 78, pp. 69-153.
4- Berument, H., Metin-Ozcan, K. & Neyapti, B.,(2001), **Modeling inflation uncertainty using EGARCH: An application to Turkey**, *Federal Reserve Bank of Louis Review* . 66, 15-26.
5- Branson, W.H., (2007), **Macroeconomic theory and policy**, translated by Shakeri, A., 10th edition, Ney Publisher (in Persian).
6- Bruno M. and W. Easterly (1996), **Inflation and growth: In Search of Stable Relationship**. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 78(3), pp. 139-46
7- Daal, E. Nakat , And Sanchez, B (2005), **Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries**, *Economics Letters*, 89 ; 180–186.
8- Dadgar, Y., Salehi Rezve, M., (2004), **Usage Barro's Model to Evaluate the Relationship Between Inflation and Economic Growth in Iran**, *Commercial Bulletin* Quarterly, No. 33, pp. 55-82 (in Persian).
9- Dotsey , M, Sarte , P. D.(2000), **Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy**, *Journal of Monetary Economics*, 45; 631-655.
10- Enders, W., (2007), **Applied econometrics times series, translated by Sadeghi**, M. and Shavvalpour, S., 1th edition, Imam Sadegh University (in Persian).
11- Farzinvash, A., and Abbasi, M., (2006), **The Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran**, Evidence From GARCH and State-Space Moddeling (1961-2003), *journal of Economic Researches*, No. 74, pp. 25-55 (in Persian).
12- Friedman, Milton (1977), **Nobel Lecture Inflation and Unemployment**, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp. 451-72.
13- Fountas, Stilianos (2001), **The relationship between inflation and inflation uncertainty in the UK**: 1885–1998, *Economics Letters*, 74; 77–83.
14- Golob, John, (1994), **Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation**?, *Federal Reserve Bank of Kansas City*, Economic Review, third quarter, pp. 27-38.
15- Gujarati, D., (2005), **Basic Econometrics, translated by Abrishami**, H., 3th edition, Tehran university (in Persian).
16- Hwang, Y., (2001), **Relationship between inflation rate and inflation uncertainty**, *Economics Letters* 73, 179–186.
17- Judson, R. and A. Orphanides (1996), **Inflation, Volatility and Growth, Board of Governors of the Federal Reserve System**, *Finance and Economics Discussion Papers* No. 96-16.
18- Kontonikas, A. (2004), **Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence GARCH modeling**, *Economic Modeling*, 21, 525-543.
19- Lintner, J., (1975). **Inflation and security returns**. *Journal of Finance* 30, 259–280.
20- Ma, Henry. (1998), **Inflation, Uncertainty, and Growth in Colombia**, *Working Paper* WP/98/161 (Washington: International Monetary Fund).
21- Mankiw, N.G., (1994), **Macroeconomics, 2nd Edition. Worth Publishers**, New York.
22- Moshiri, S., and Soltan Ahmadi, F., (2002), **Nonlinear Relationship between**

Growth and Inflation, case study of Iran, 12th currency and monetary policies, central bank of Iran (in Persian).
23- Nelson, D.B., (1991), **Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach**, *Econometrica* (59): 347–370.
24- Noferesti, M., (2008), **Unit Roots and Cointegration in Econometrics**, 2th edition, Rasa Cultural Services institute (in Persian).
25- Sidrauski, M., (1967), **Inflation and Economic Growth**, *journal of political economy*, vol. 75, pp. 796-810.
26- Stockman, A., (1981), **Anticipated Inflation and Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy**, *journal of monetary economics*, vol.8, pp. 387-393.
27- Tashkini, A., (2005), **Applied Econometrics with Microfit, 1th edition**, Tehran's Dibagaran publisher (in Persian).
28- Tashkini, A., (2006), **Does Inflation Uncertainty changing with the level of inflation**? *Journal of Economic researches*, No. 73, pp. 193-210.
29- Thornton, John (2008), **Inflation and inflation uncertainty in Argentina**, 1810–2005, *Economics Letters*, 98; 247–252.
30- Tobin, J., (1965), **Money and Economic Growth, Econometrica**, vol. 33, pp. 671-684.
31- Wilson, Bradley Kemp (2006), **The links between inflation, inflation uncertainty and output growth**: New time series evidence from Japan, *Journal of Macroeconomics*, 28; 609–620.

Received: 4 Feb 2009
Accepted: 28 Oct 2009