فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال اوّل، شماره ۱، بهار ۱۳۹۱
صفحات : ۱۱۸- ۸۱

تورم، نا اطمینانی تورمی، پراکندگی نسبی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران

ابراهیم التجائی*[۱]

تاریخ دریافت : ۹۱/۳/۱ تاریخ پذیرش : ۹۱/۶/۳

چکیده

شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره دغدغه اقتصاددانان بوده است. از متغیرهای مهم در ادبیات رشد، تورم است که بر اساس اغلب مطالعات تجربی، به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. دو منبع مهم تأثیر منفی غیرمستقیم تورم بر رشد، یکی نااطمینانی تورمی و دیگری پراکندگی در قیمت‌های نسبی است. از این روی، به‌نظر می‌رسد این سه متغیر در کنار هم تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر رشد داشته باشند. این مطالعه درصدد است تا با استفاده از یک الگوی VAR، تأثیر تورم، نااطمینانی تورمی و پراکندگی نسبی قیمت‌ها بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۶ با لحاظ متغیر رشد سرمایه‌گذاری خصوصی مورد بررسی قرار دهد. نتایج نشان می‌دهند که شوک‌های تورم و نااطمینانی تورمی طی چهار سال به‌شدت یکدیگر را تقویت می‌کنند و تورم و نااطمینانی تورمی تأثیر منفی بر رشد حقیقی سرمایه‌گذاری خصوصی و بدین ترتیب، بر رشد GDP حقیقی دارند. همچنین، مهم‌ترین تأثیر پراکندگی نسبی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت بر روی تورم بوده است.

کلید واژه: تورم، نااطمینانی تورمی، پراکندگی نسبی قیمت‌ها، رشد اقتصادی، رشد سرمایه‌گذاری خصوصی، الگوی VAR، اقتصاد ایران

طبقه بندی JEL : O4, C3, E3, E2, D8

۱- استادیار پژوهشکده اقتصاد پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی *
Email: e.eltejaei@ihcs.ac.ir

۱- مقدمه

از نخستین کار ابتدایی بارو[1] (۱۹۹۱)، علاقه به پژوهش‌های تجربی درباره رشد به‌طور جدی افزایش یافت. هدف اصلی این نوع ادبیات شناسایی متغیرهایی است که اثری پایدار روی رشد اقتصادی دارند. برای نمونه این نوع مطالعات، می‌توان به لواین و رنلت[2] (۱۹۹۲)، کینگ[3] و لواین (۱۹۹۳)، سالای مارتین[4] (۱۹۹۷)، ساچز و وارنر[5] (۱۹۹۷) اشاره کرد. در نظریهٔ اقتصاد طیف گسترده‌ای از تعیین کننده‌های رشد اقتصادی وجود دارد و شناسایی متغیرهای توضیحی درست، اهمیت بسیار بالایی دارد.

یکی از این متغیرهای مهم در ادبیات رشد، تورم است که وجود و ماهیت ارتباط میان آن با رشد اقتصادی همواره از موضوعات مهم در تحلیل‌های اقتصاد کلان و رشد اقتصادی بوده است. در هر دو گروه مدل‌های پارادایم کلاسیکی و پارادایم کینزی، کم و بیش، می‌توان شواهد نظری و تجربی از وجود این ارتباط یافت. در نیمه دوم سده بیستم میلادی ساختارگرایان نیز تحلیل‌های نظری و تجربی در این خصوص ارائه دادند. از جمله مطالعات تجربی که وجود این ارتباط را تأیید کرده‌اند، می‌توان به مطالعات خان و سن‌هاجی[6] (۲۰۰۰)، غوش و فیلیپس[7] (۱۹۹۸)، کریستوفرسن و دویل[8] (۱۹۹۸) و سارل[9] (۱۹۹۵) اشاره کرد. ادبیات موجود در این زمینه طیف گسترده‌ای از نتایج، شامل تأثیر منفی تورم بر رشد، ارتباط متقابل میان آن‌ها، تأثیر منفی تورم بر رشد در کوتاه‌مدت و بی‌تأثیری آن در بلندمدت یا وجود تأثیر پس از حدود آستانه‌ای تورم را به بار آورده‌اند.

---

1. Barro
2. Levine and Renelt
3. King
4. Sala-i-Martin
5. Sachs and Warner
6. Khan and Senhadji
7. Ghosh and Philips
8. Christoffersen and Doyle
9. Sarel

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همچنین، از جنبه نظری، ادبیات قابل ملاحظه‌ای وجود دارد که بر اهمیت نااطمینانی تورمی و پراکندگی نسبی قیمت‌ها[1] در رشد اقتصادی تأکید می‌کند. اغلب این مطالعات نظری بر تأثیر این دو متغیر بر سرمایه‌گذاری خصوصی و بنابراین به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی تأکید می‌ورزند (از جمله، لوکاس و پرسکات[2] ۱۹۷۱، ارو[3] ۱۹۶۸، ابل[4] ۱۹۸۳، ۱۹۸۳، برنانکه[5] ۱۹۸۳، کابالرو[6] ۱۹۹۱، ابل و ابرلی[7] ۱۹۹۴، دیکسیت و پیندیک[8] ۱۹۹۴). ۱۹۹۴).

در این مقاله، این مسئله بررسی می‌شود که آیا در اقتصاد ایران، تورم بالاتر با نااطمینانی تورمی بیش‌تر و پراکندگی نسبی بیش‌تر قیمت‌ها همراه است و آیا دو پدیده اخیر همراه با تورم، رشد تولید را تحت تأثیر قرار داده‌اند؟ اگر چه مطالعات چندی دربارهٔ ارتباط میان تورم و رشد اقتصادی انجام شده است ولی یافته‌های این مطالعات طیف متفاوتی از نتایج درباره این ارتباط را نشان می‌دهند. با این نتایج متفاوت، بررسی دوباره ارتباط میان دو متغیر تورم و رشد اقتصادی با لحاظ معیار مناسبی از نااطمینانی تورمی و با لحاظ پراکندگی نسبی قیمت‌ها به‌عنوان جانشین نسبتاً نزدیکی از نااطمینانی، ارزشمند خواهد بود. بدین منظور، رویکرد ما محاسبه معیاری کمی برای دو متغیر اخیر و استفاده از آن در یک مدل VAR برای بررسی ارتباط میان متغیرهای تورم، نااطمینانی تورمی، پراکندگی نسبی قیمت‌ها و رشد اقتصادی است. از آنجا که یکی از مهم‌ترین آثار

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Relative Price Dispersion
2. Lucas and Prescott
3. Arrow
4. Abel
5. Bernanke
6. Caballero
7. Abel and Eberly
8. Dixit and Pindyck

نااطمینانی تورمی، تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری است، در این بررسی، رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی به‌عنوان متغیری مهم در مدل وارد می‌شود.

سازماندهی این مقاله بدین ترتیب است. پس از مقدمه، تلاش می‌شود تا ارتباطات میان تورم با نااطمینانی تورمی و پراکندگی نسبی قیمت‌ها و سپس ارتباطات میان دو متغیر اخیر با رشد اقتصادی از دیدگاه نظری و تجربی به‌صورت بسیار اجمالی بررسی شود. سپس، روش‌های اندازه گیری نااطمینانی تورمی و به‌دست آوردن معیار پراکندگی نسبی قیمت‌ها در ایران مدنظر قرار می‌گیرد. مروری اجمالی بر روند داده‌ها در اقتصاد ایران بخش بعدی مقاله را تشکیل می‌دهد و سرانجام، با تصریح مدل‌های میانگین و واریانس سری زمانی تورم، معیار نااطمینانی استخراج و بر اساس نمودارهای واکنش آنی و جدول‌های تجزیه واریانس، روابط میان تورم، نااطمینانی و رشد و همچنین روابط میان تورم، پراکندگی نسبی قیمت‌ها و رشد مورد تحلیل قرار می‌گیرند.

۲- مروری بر ادبیات نظری و تجربی

در نظریه اقتصادی، نااطمینانی دلایل متفاوتی دارد. از جمله دلایل نااطمینانی می‌توان به نااطمینانی تورمی، نااطمینانی ناشی از نوسان‌پذیری نرخ ارز، نااطمینانی ناشی از پیش‌بینی‌پذیری سیاست مالی، نااطمینانی شرکتی و نااطمینانی اقتصاد کلان اشاره کرد. نااطمینانی ناشی از تورم، که در دهه‌های اخیر تمرکز بیش‌تری بر آن صورت گرفته و اغلب به‌عنوان یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم خوانده شده، در واقع به نااطمینانی درباره سطوح آینده تورم اشاره دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

این موضوع که یکی از مهم‌ترین آثار منفی تورم، نااطمینانی است در مطالعات تجربی بسیاری نشان داده شده است. اوکان[1] (۱۹۷۱) برای نخستین بار به این نتیجه رسید که همبستگی مثبتی میان تورم و واریانس تورم، که وی آن را نااطمینانی تورمی نامید، وجود دارد. پس از وی مطالعات بسیاری در زمینه وجود ارتباط میان تورم و نااطمینانی تورمی، که به روش‌های مختلفی اندازه‌گیری شده بود و در ادامه این مقاله توضیح داده خواهند شد، را به شکل ارتباط متقابل یا یک سویه نشان داده‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به جافی و کلیمن[2] (۱۹۷۷)، لاگ و ویلت[3] (۱۹۷۶) و تیلور[4] (۱۹۸۱) اشاره کرد، که از نوسان‌پذیری تورم به‌عنوان جایگزینی برای نااطمینانی تورمی استفاده کردند. مطالعات دیگر مانند کارلسون[5] (۱۹۷۷) و کوکرمن و واکتل[6] (۱۹۷۹) از پراکندگی پیش‌بینی‌های تورم در مطالعات میشیگان و لیوینگستون به‌عنوان جایگزین نااطمینانی تورمی استفاده کردند و نهایتاً مطالعات جدیدتر که نااطمینانی تورمی را با واریانس شرطی تورم اندازه گرفته‌اند، مانند انگل[7] (۳-۱۹۸۲)، هالند[8] (۱۹۸۸) و کازیمانو و جنسن[9] (۱۹۸۸)، همگی بحث ارتباط میان نااطمینانی تورمی و تورم را بررسی کرده‌اند.

گریر و پری[10] (۱۹۹۸) روابط بین تورم و نااطمینانی آن را در هفت کشور صنعتی از ۱۹۱۸ تا ۱۹۹۳ مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که تورم تاثیر مثبت و معناداری بر نااطمینانی تورمی دارد. کونتونیکاس[11] (۲۰۰۲) نااطمینانی تورمی را در

---

1. Okun
2. Jafee and Kleiman
3. Logue and Willett
4. Taylor
5. Carlson
6. Cukierman and Wachtel
7. Engle
8. Holland
9. Cosimano and Jansen
10. Grier and Perry
11. Kontonikas

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

کشورهای آمریکا، انگلستان و کانادا با استفاده از شاخص قیمت خرده‌فروشی ماهانه و با استفاده از روش GARCH مورد مطالعه قرار داد. نتایج وی بیانگر آن بود که نرخ‌های بالاتر تورم باعث نااطمینانی تورمی بیش‌تر شده، به‌طوری که، شوکهای مثبت تأثیر بیش‌تری در افزایش نااطمینانی تورمی داشته‌اند.

در خصوص جهت مخالف اثرگذاری، یعنی از نااطمینانی تورمی به تورم، کوکرمن و ملتزر[1] (۱۹۸۶) نشان دادند که افزایش در نااطمینانی تورم، نرخ متوسط تورم را افزایش خواهد داد. دارات و لوپز[2] (۱۹۸۹) درباره ارتباط میان تورم و نااطمینانی تورمی در دوازده دوازده کشور آمریکای لاتین طی دوره ۱۹۵۳ تا ۱۹۸۴ نتیجه‌ای مشابه گرفتند.

در ایران نیز خیابانی (۱۳۷۵)، تشکینی (۱۳۸۵)، فرزین وش و عباسی (۱۳۸۵)، ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) و مهرآرا و مجاب (۱۳۸۸)، هریک به گونه‌ای، رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی را نشان داده‌اند. تمامی این مطالعات از مدل‌های GARCH برای استخراج جایگزین مناسبی برای نااطمینانی تورمی در ایران استفاده کرده‌اند.

در یک نتیجه‌گیری، می‌توان گفت که اغلب مطالعات تأثیر تورم بر افزایش نااطمینانی تورمی را نتیجه گرفته‌اند، ولی در خصوص منابع نااطمینانی تورمی دیدگاه‌های مختلفی ابراز شده است. میلتون فریدمن در سخنرانی نوبل ۱۹۷۶ خود اشاره کرد که احتمالا منبع رابطه مثبت مشاهده شده میان نرخ تورم و نوسان‌پذیری آن، یعنی نااطمینانی تورمی، به رژیم تورمی بازمی‌گردد. وی یادآوری کرد که تغییر رژیم تورمی در آمریکا پس از جنگ جهانی دوم در حالی که پیش از آن از یک رژیم قیمت ثابت نسبتاً درازمدت دنباله روی می‌کرد، اگرچه موجب تغییر انتظارات مردم متناسب با رژیم تورمی جدید شد ولی این تغییر در دوره‌ای طولانی، حدود چند دهه، صورت پذیرفت. پس از وی، مطالعات

[1]. Cukierman and Meltzer
[2]. Darrat and Lopez

چندی درباره اثر تغییر رژیم تورمی بر نااطمینانی تورمی و ارتباط آن با تورم صورت گرفت. ایوانس و واکتل[1] (۱۹۹۳) با مطرح کردن «نااطمینانی رژیم[2]» اثر آن را در نااطمینانی تورمی با اهمیت دیدند. تیلور (۱۹۸۰) با طرح موضوع قراردادها و شکل قوانین سیاست پولی، تغییر رژیم‌های تورمی را یکی از عوامل مهم و منبع اصلی نااطمینانی تورمی دانست. تحلیل بال[3] (۱۹۹۲) در این‌باره بر نااطمینانی درباره رژیم سیاست پولی تمرکز می‌کند. در تحلیل بال، پایین بودن تورم جاری به شکل‌گیری باور کارگزاران اقتصادی مبنی بر تمایل مقامات پولی به پایین نگهداشتن تورم و از این رو، پایین بودن نااطمینانی تورمی خواهد انجامید. ولی تورم جاری بالا، نااطمینانی درباره سیاست پولی آینده و در نتیجه نااطمینانی تورمی را افزایش می دهد.

اما، نااطمینانی تورمی چه آثاری دارد؟ سخنرانی میلتون فریدمن در مراسم دریافت جایزه نوبل ۱۹۷۶ خود سرآغاز بحث آثار نااطمینانی تورمی شد. وی به اثرگذاری نااطمینانی تورمی بر مبادله[4] میان تورم و بیکاری اشاره کرد، چراکه نااطمینانی و نوسان‌پذیری تورم، قیمت‌های بازاری را به یک سیستم ناکارا برای علامت‌دهی به فعالیت‌های اقتصادی تبدیل می‌کنند. به‌طور کلی، مطالعات موجود در زمینه آثار نااطمینانی تورمی، به مباحثی از قبیل تأثیر آن به‌صورت افزایش ریسک بازدهی‌های واقعی ابزارهای مالی، افزایش نرخ اسمی بهره، کاهش تشکیل سرمایه، بیکاری، افزایش تورم و کاهش رشد اقتصادی اشاره می‌کنند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Evans and Wachtel
2. Regime Uncertainty
3. Ball
4. Trade-off

لوی و مکین[1] (۱۹۸۰) تأثیر نااطمینانی تورمی بر بیکاری بر اساس منحنی فیلیپس را بررسی کردند. دلیل این بررسی مشاهده وجود همزمان تورم و بیکاری بالا برای مدت طولانی در بسیاری از کشورها بود. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که نااطمینانی تورمی تأثیر منفی بر اشتغال دارد که این می‌تواند دلالت بر تأثیر منفی بر رشد نیز باشد. هالند (۱۹۸۸) نیز اثر نااطمینانی تورمی بر رشد اقتصادی را منفی به‌دست آورد. معیار دو مطالعه اخیر برای نااطمینانی تورمی داده‌های لیوینگستون[2] بود. لی و نی[3] (۱۹۹۵) نشان دادند که با تصریح معیار نااطمینانی با استفاده از مدل GARCH، نااطمینانی تورمی بر بیکاری تأثیر مثبت و بر رشد اقتصادی و رشد تولید صنعتی تأثیر منفی دارد. در این مطالعه نحوه تصریح واریانس تورم بر نتایج مطالعه اثرگذار شناخته شد. فونتاس، کارانازوس و کیم[4] (۲۰۰۲) با استفاده از مدل Biv- GARCH[5]، روابط علّی میان تورم و نااطمینانی تورمی و رشد تولید و نااطمینانی رشد تولید را در ژاپن بررسی کردند و نشان دادند که افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورمی و این موجب کاهش رشد واقعی تولید می‌شود. مطالعات دیگری از قبیل فونتاس، کارانازوس و کیم (۲۰۰۶)، ویل[6] (۲۰۰۵) و ویلسون[7] (۲۰۰۶) نیز نیز نااطمینانی تورمی را از تعیین کننده‌های رشد اقتصادی و دارای اثر منفی بر آن دانسته‌اند.

درباره ارتباط مثبت میان تورم و پراکندگی نسبی قیمت‌ها نظریه‌هایی ابراز شده است. نخست آنکه گفته می شود برای تغییر قیمت‌ها هزینه‌های ثابتی وجود دارد (هزینه فهرست

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Levi & Makin
2. Livingston
3. Lee & Ni
4. Fountas, Karanasos, and Kim
5. Bivariate Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroskedastic Model
6. Vale
7. Wilson

بها[1]). بر پایه این نظر، هر بنگاه یک قاعده قیمت‌گذاری (S, s) را به‌کار می گیرد، بدین صورت که بنگاه قیمت‌های اسمی خود را تا هنگامی ثابت نگه‌می‌دارد که تورم موجب کاهش قیمت حقیقی به پایین تر از حد آستانه‌ای s شود. در این نقطه، بنگاه قیمت‌های اسمی خود را چنان تعدیل می‌کند که قیمت حقیقی را به سطح پیشین، S، بازگرداند. اگر هزینه‌های ثابت تغییر قیمت در میان بنگاه‌ها متفاوت باشد یا هر بنگاه با شوک‌های مختص خود مواجه باشد، آنگاه تغییرات قیمت در بخش‌های مختلف اقتصاد یکسان نخواهد بود و تورم‌های بالاتر به پراکندگی نسبی بیش‌تر قیمت‌ها خواهد انجامید.

دوم، نااطمینانی فزاینده تورمی همراه با تورم‌های بالا، مشکلات علامت‌دهی را به وجود می‌آورد. هرچه نااطمینانی تورمی بیش‌تر باشد، بنگاه‌ها تولید خود را در واکنش به شوک‌ها کم‌تر تعدیل می‌کنند (حتی شوک‌های بنیادی تقاضا و عرضه). در این شرایط، در هر بازار برای تضمین تعادل میان تقاضا و عرضه‌ای که تغییرپذیری اندکی دارد، قیمت‌ها باید بیشتر تغییر کنند و بنابراین پراکندگی نسبی قیمت‌ها بیشتر افزایش می یابد.

بنابراین، می‌توان این‌طور نتیجه گرفت که، هر چه پراکندگی نسبی قیمت‌ها بیش‌تر باشد به معنای آن است که نااطمینانی تورمی بالاتر است و آثار منفی نااطمینانی تورمی را باید بیش‌تر انتظار کشید. از این‌روی، در این مقاله، از پراکندگی نسبی قیمت‌ها به‌عنوان جایگزین دیگری برای نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود. ما[2] (۱۹۹۸) نشان داده که تورم بالاتر در کشور کلمبیا با پراکندگی نسبی بیش‌تر قیمت‌ها همراه بوده ولی متغیر اخیر براساس داده‌های فصلی در کوتاه‌مدت تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته است.

۳- اندازه گیری نااطمینانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Menu Costs
2. Ma

برای بررسی اثر نااطمینانی تورمی بر رشد اقتصادی نیازمند کمّی کردن نااطمینانی هستیم. از آنجا که نااطمینانی تورمی به‌طور مستقیم مشاهده نمی شود، اندازه‌گیری آن دشوار است. معیارهای گوناگونی برای اندازه‌گیری نوسان در سری‌های زمانی وجود دارد. یک معیار که بیش‌تر در ادبیات دهه ۱۹۷۰ در مورد نااطمینانی به‌کار گرفته شده و به روش پیشینی نیز معروف است، به‌طور ساده به واریانس تورم مشاهده شده باز می‌گردد. انتقاد آشکار بر این رهیافت این است که اگر اطلاعات موجود به عاملان اقتصادی اجازه دهد تا به پیش‌بینی برخی از نوسان‌ها بپردازند، افزایش واریانس تورم دلالت بر نااطمینانی تورمی نمی‌کند. برخی از مطالعات تجربی اخیر، نااطمینانی تورمی را با استفاده از جایگزین‌های[1] به‌دست آمده از نظرسنجی‌ها یا مدل‌های اقتصادسنجی اندازه‌گیری کرده‌اند. این ادبیات در زیر شرح داده می شود.

۳-۱- جایگزین‌های مبتنی بر بررسی میدانی برای نااطمینانی تورمی

برخی مطالعات از جایگزین‌هایی برای نااطمینانی تورمی استفاده می‌کنند که بر اساس بررسی انتظارات ساخته شده‌اند. در این مطالعات از نمونه‌ای مشخص از افراد درخواست می‌شود که چندین متغیر کلان اقتصادی از جمله شاخص قیمت مصرف‌کننده را در دوره‌ای از زمان پیش‌بینی کنند. از این گروه تحقیقات می‌توان به مطالعه لیوینگستون و نیز پژوهش مرکز مطالعات پیمایشی[2] در ایالات متحده آمریکا اشاره کرد. مطالعه لیوینگستون، نرخ انتظاری تورم برای حدود ۵۰ پیش‌بینی‌کننده را جمع‌آوری کرده است. این مطالعه با توجه به این تخمین‌ها، نااطمینانی تورمی را به‌صورت واریانس پیش‌بینی تورم در بین پیش بینی‌کنندگان انفرادی بیان می‌کند. زارنویتز و لامبروس[3] (۱۹۸۷) یادآوری

---

1. Proxies
2. Survey Research Center (SRC)
3. Zarnowitz and Lambros

می‌کنند که بررسی لیوینگستون معیاری از ناهمگنی[1] در انتظارات افراد ارائه می دهد اما نمی‌تواند نااطمینانی تورمی یک فرد نوعی را اندازه بگیرد زیرا از هر پیش‌بینی‌کننده تنها یک تخمین برای تورم به‌دست می‌آورد. این دو نویسنده با استفاده از داده‌های بررسی صورت گرفته توسط دفتر پژوهش‌های اقتصادی ملی و انجمن آمار آمریکا[2] در مورد پیش‌بینی‌کنندگان حرفه‌ای[3]، نشان دادند که معیار لیوینگستون برای نااطمینانی گرایش به کم‌تر از حد برآوردکردن نااطمینانی توسط هر پیش‌بینی‌کننده انفرادی دارد. با این حال، آن‌ها دریافتند که هر دو معیار، همبستگی مثبتی بین تورم آمریکا و نااطمینانی تورمی نشان می‌دهند.

۳-۲- معیارهای اقتصادسنجی برای نااطمینانی تورمی

دسته دوم مطالعات برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی به مدل‌سازی معادله پیش‌بینی-کننده تورم می‌پردازند و سپس از باقیمانده‌های این معادله برای مدل‌سازی واریانس خطای پیش بینی تورم استفاده می‌کنند. مهم‌ترین مسئله در این گروه مطالعات انتخاب مدلی صحیح برای پیش بینی تورم است که بر اساس آن تخمینی بدون تورش از تورم دوره آینده به‌دست آید. از نخستین پژوهش‌ها در این گروه، مطالعه انگل[4] (۳-۱۹۸۲) است. وی نااطمینانی تورمی را با واریانس شرطی تورم به‌صورت فرایند ARCH اندازه گرفت و آن را با معیارهای موجود در مورد انتظارات مانند لیوینگستون مقایسه کرد. به دنبال کار انگل، سه جایگزین مختلف برای نااطمینانی تورمی مورد استفاده قرار گرفت: واریانس انتظارات، خطای پیش‌بینی به‌طور مطلق و جمع واریانس و خطای پیش‌بینی. در اغلب مطالعات یک

---

1. Heterogeneity
2. American Statistical Association- National Bureau of Economic Research (ASA-NBER)
۳. در بررسی ASA-NBER از هر شرکت کننده در نظرسنجی خواسته می شود تا یک احتمال به پیش‌بینی‌های مختلف خود از تورم نسبت دهد.
4. Engle

ارتباط مثبت بین واریانس پیش‌بینی (یک ساله) و سطح تورم دیده شده است. همچنین خطای پیش‌بینی نیز در دوره‌های تورم بالا گرایش به افزایش داشته است.

مطالعاتی که از واریانس خطای پیش‌بینی تورم، در مدل‌های پیش‌بینی‌کننده تورم، به‌عنوان معیاری از نااطمینانی تورمی استفاده می‌کنند خود می‌توانند به دو زیر گروه تفکیک شوند. به این ترتیب که پارامترهای موجود در معادله تورم ثابت در نظر گرفته شوند یا متغیر در طول زمان[1]. همچنین با طرح مباحثی مانند نامتقارن بودن آثار نااطمینانی مدل‌های مبتنی بر عدم تقارن شوک‌ها معرفی شدند. در این مقاله برای محاسبه نااطمینانی مدل‌های دارای پارامتر ثابت از نوع GARCH مبتنی بر تقارن مورد استفاده قرار می‌گیرند.

علاوه بر روشهای بالا، روش دیگری نیز که گاهی توسط اقتصاددانان در مطالعات میان-کشوری[2] استفاده شده و برای نخستین بار توسط اوکان (۱۹۷۱) مطرح شد، استفاده از واریانس تورم در اقتصادهای مختلف در یک دوره زمانی است. اوکان با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۷ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[3] طی دوره ۱۹۵۱ تا ۱۹۶۷ نتیجه گرفت که همبستگی بالایی میان متوسط درصد افزایش شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی و انحراف معیار نرخ تورم سالانه وجود دارد. از پژوهش‌های دیگر با استفاده از داده‌های میان کشوری می‌توان به مطالعات گوردون[4] (۱۹۷۱)، لاگ و ویلت (۱۹۷۶)، فاستر[5] (۱۹۷۸) و تیلور (۱۹۸۱) اشاره کرد.

۴- پراکندگی نسبی قیمت‌ها

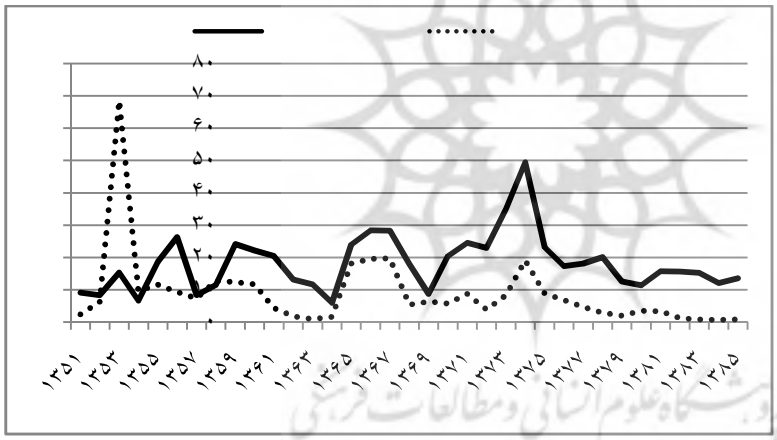
1. Time-Varying
2. Cross-Country
3. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
4. Gordon
5. Foster

یک معیار متداول برای پراکندگی نسبی قیمت‌ها به‌صورت زیر تعریف می شود:

$$RPD_t = \sum_{i=1}^{n} \omega_i \, (\pi_{it} - \pi_t)^2$$

که در آن π_t نرخ تورم کلی است. π_{it} نرخ تغییر قیمت iامین گروه از کالاهایی است که در محاسبه شاخص کل قیمت لحاظ می‌شوند. ω_i ضریب اهمیت هر گروه در محاسبه شاخص قیمت و n نیز شمار این گروه‌ها (برابر ۸) است. این گروه‌ها و ضریب اهمیت آن‌ها بر اساس محاسبه شاخص قیمت بر پایه سال ۱۳۷۶ عبارتند از: خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات (۳۲.۴۵ درصد)، مسکن، سوخت و روشنایی (۲۷.۰۴ درصد)، پوشاک (۹.۵۵ درصد)، اثاث و کالاها و خدمات مورد استفاده در خانه (۷.۲۲ درصد)، حمل و نقل و ارتباطات (۱۱.۴ درصد)، درمان و بهداشت (۴.۵۷ درصد)، تفریح، تحصیل و مطالعه (۳.۵۳ درصد) و کالاها و خدمات متفرقه (۴.۲۴ درصد). نمودار (۱) رفتار این شاخص در طی زمان را در مقایسه با تورم در سال‌های ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۵ نشان می دهد.

نمودار ۱- تورم و پراکندگی نسبی قیمتها



مأخذ: بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و محاسبات تحقیق

۵- بررسی اجمالی روند داده‌ها[۱]

نرخ تورم در اقتصاد ایران طی ۱۴ سال از ۱۳۳۹ تا ۱۳۵۲، همواره یک رقمی بود و بجز ۴ سال، زیر ۵ درصد قرار داشت. در این ۱۴ سال شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به‌طور متوسط حدود ۳/۴ درصد سالانه رشد کرد. تجربه رشد اقتصاد ملی نیز در این دوره نسبتاً مناسب بود، به‌طوری که میانگین رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت در این دوره به ۱۰/۴ درصد رسید. از اوان دهه ۱۳۵۰ اقتصاد ایران نشانه‌های تورم متوسط و بالاتر را از خود بروز داد.

در اوان دهه ۱۳۵۰ پس از آن دوره ثبات گذشته، با افزایش شدید قیمت جهانی نفت خام نخستین تکانه مهم بر اقتصاد نفتی ایران وارد آمد. در نتیجه این تکانه بسیاری از متغیرهای کلان اقتصاد ایران تحت تاثیر قرار گرفت. از جمله کمبود ارز که در بیش‌تر سال‌ها یک تنگنای مهم حساب می‌آمد، با رشد ۲۴۵ درصدی درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز در سال ۱۳۵۲ از میان برداشته شد. از این رو تقاضای کل داخلی (به‌ویژه مخارج عمرانی دولت) به‌شدت افزایش یافت. از سوی دیگر بروز این تکانه، منجر به رشد شدید نقدینگی به دلیل افزایش بخش خالص ذخایر ارزی پایه پولی شد. این دو پیامد مهمِ افزایش قیمت نفت، افزایش سطح قیمت‌ها در نتیجه افزایش تقاضای کل داخلی را درپی‌داشت. از سوی دیگر با بالا رفتن سطح قیمت‌ها و بروز تورم در سطح جهانی که ناشی از افزایش بهای نفت (فشار هزینه) بود، قیمت‌های داخلی کالاها در نتیجه تورم وارداتی دوباره تقویت شد. مجموعه این عوامل باعث شد تا تورم در سال ۱۳۵۳ به حدود دو برابر تورم سال ۱۳۵۲ (که ۸/۳۳ درصد بود) و برای نخستین بار پس از یک دوره نسبتاً بلند به یک نرخ دو رقمی افزایش یابد. در دوره چهار ساله ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۶ شاخص بهای

[۱]. ارقام در این بخش بر مبنای داده‌های بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی محاسبه شده‌اند.

کالاها و خدمات مصرفی به‌طور متوسط حدود ۱۷ درصد سالانه رشد کرد و در پایان این دوره اقتصاد کشور شاهد تورم ۲۶/۳ درصدی بود. متوسط رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت در این دوره نیز به ۶/۴ درصد رسید که از متوسط رشد در دوره قبل بسیار پایین‌تر بود. یکی دیگر از نتایج افزایش درآمدهای نفتی در این دوره، رشد شایان توجه تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بود که در چهار سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۶ به‌طور میانگین به حدود ۳۴ درصد رسید.

در سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۷ اقتصاد ایران در معرض تکانه‌های شدید دیگری قرار گرفت: انقلاب، افزایش دوباره قیمت جهانی نفت و تورم جهانی، کاهش تولید و صادرات نفت ایران، ملی شدن صنایع و کارخانه‌ها، جنگ و افت شدید بهای نفت. مجموعه تکانه‌های وارد شده بر اقتصاد باعث شد تا نرخ‌های تورم دو رقمی در اقتصاد ایران ماندگار شوند. در این دوره شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به‌طور متوسط سالانه حدود ۱۸/۸ درصد رشد کرد و نرخ تورم در پایان دوره به حدود ۲۸/۳ درصد رسید. در هشت سال از این دوره رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت رقمی منفی بود و متوسط این رشد در دوره یادشده به حدود منفی ۱/۹ درصد رسید. میانگین رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز در این دوره ۱۱ ساله حدود منفی ۶ درصد بود.

در سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ با اجرای سیاست‌های تعدیل، به ویژه کاهش رسمی ارزش پول ملی و حرکت به سمت نظام شناور ارزی فشارهای تورمی به‌شدت افزایش یافت و باعث شد تا اقتصاد ایران بالاترین نرخ‌های تورم خود را در این سال‌ها تجربه کند (۴۹/۱ درصد درسال ۱۳۷۴). این وضعیت موجب گرایش دوباره دولت به سیاست‌های تثبیت قیمت‌ها با کنترل بازار ارز، دونرخی شدن مجدد ارز، کنترل اعتبارات بانکی و کنترل حجم نقدینگی شد. در دوره سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۷ شاخص بهای کالاها و خدمات

مصرفی و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به‌طور متوسط سالانه به ترتیب حدود ۲۴ و ۴/۶ درصد رشد کردند. اجرای دو برنامه توسعه اقتصادی در این دوره با گرایش دولت به بازسازی پس از جنگ، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص را سالانه به‌طور میانگین حدود ۸/۷ درصد افزایش داد.

با آغاز اجرای برنامه سوم توسعه درآمدهای حاصل از صادرات نفت به تدریج شروع به افزایش کرد و در سال ۱۳۸۲ ارقام تاریخی این درآمدها را درنوردید. نرخ تورم دو رقمی همچنان از ویژگی‌های جدایی‌ناپذیر اقتصاد ایران ماند و به رغم آن که در اوان دهه ۱۳۸۰ نرخ تورم روندی کاهشی در پیش گرفته بود، از میانه این دهه دوباره شروع به افزایش کرد. شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در دوره ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ به‌طور متوسط سالانه حدود ۱۵ درصد رشد کرد. در این دوره رشد تولید ناخالص داخلی ثابت نیز به‌طور متوسط سالانه به حدود ۶/۴ درصد رسید. میانگین رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در این دوره کم و بیش مشابه دوره پیشین (حدود ۸ درصد) بود.

۶- تخمین و ارزیابی

سری پراکندگی نسبی قیمت‌ها را در بخش ۴ به‌دست آوردیم و نمودار آن را ملاحظه کردیم. در این بخش ابتدا به استخراج سری نااطمینانی تورمی می‌پردازیم و در ادامه، تخمین‌ها و آزمون‌ها را مد نظر قرار می‌دهیم.

۶-۱- سری نااطمینانی تورمی

برای تصریح مدل میانگین شرطی لازم است ابتدا مانایی سری زمانی تورم بررسی شود. بدین منظور، سری تورم سالانه (INF) با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعدیل شده[1]

[1]. Augmented Dickey-Fuller Test

(ADF) و آزمون فیلیپس ـ پرون[1] (PP) مورد واکاوی قرار می‌گیرد. هر دوی این آزمون‌ها قویاً فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در این سری را رد می‌کنند (جدول ۱).

جدول ۱. آزمون ریشه واحد

متغیر	دوره	ADF			PP		
		بدون روند خطی	با روند خطی		بدون روند خطی	با روند خطی	نتیجه
INF	۱۳۸۸- ۱۳۵۱	-3.78***	-3.68**		-3.64***	-3.52*	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت: همه رگرسیون‌ها شامل عرض از مبدأ است. (*)، (**) و (***) دلالت بر رد فرضیه وجود ریشه واحد معنی‌دار در سطح به ترتیب ۱۰، ۵ و ۱ درصد دارد.

۶-۲- مدل‌سازی میانگین شرطی

نخستین گام در این مرحله انتخاب مدل میانگین شرطی است. این مدل را با توجه به آماره‌های AIC[2] و SBC[3] و توابع خودهمبستگی (ACF[4]) و خودهمبستگی جزئی (PACF[5]) و نمودار آن‌ها (همبسته‌نگار[6]) انتخاب می‌کنیم. محاسبات نشان می‌دهد که

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Philips-Perron Test
2. Akaike information criterion
3. Schwarz Bayesian criterion
4. The Autocorrelation Function
5. The Partial Autocorrelation Function
6. Correlogram

PACF سری تورم هیچگاه صفر نمی‌شود. از این رو می‌توان وجود یک فرایند MA[1] را در آن تشخیص داد. بعلاوه، ACF تنها یک مقدار معنی‌دار متفاوت از صفر در وقفه یک دارد و PACF از وقفه یک شروع به کاهش می‌کند. از این رو می‌توان در نخستین گام فرایند MA(1) را برای سری تورم در نظر گرفت. نتایج تخمین مدل میانگین شرطی مورد نظر در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل میانگین شرطی انتخابی

متغیر وابسته	دوره	عرض از مبداء	ضرایب MA(1)		
INF	۱۳۵۱-۱۳۸۸	18.02^{***}	0.58^{***}		
	D-W stat=1.9	F=11.8		SBC=7.02	AIC=6.9

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت: (***) دلالت بر معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۱ درصد دارد.

باقیمانده‌های مدل فوق مانا هستند و بر اساس آماره Q لیونگ-باکس[2] هیچ همبستگی معنی‌داری میان آن‌ها وجود ندارد. از این رو می‌توان درستی مدل انتخابی را تأیید کرد. همچنین بر اساس آماره جارک-برا[3] (۱/۰۸) فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن باقیمانده‌ها رد نمی‌شود. بر اساس آماره t-student نیز فرضیه صفر بودن بودن میانگین باقیمانده‌ها رد نمی‌شود.

۶-۳- آزمون وجود اثرات ARCH و تصریح مدل GARCH

[1]. Moving Average
[2]. Ljung-Box (1978) Q Statistic
[3]. Jarque-Bera Statistic

از آنجا که هدف ما تخمین واریانس شرطی تورم و استفاده از آن به‌عنوان جایگزینی برای نااطمینانی تورمی است، باید در این مرحله وجود اثرات واریانس شرطی اتورگرسیو در سری تورم بررسی شود. بدین منظور از آزمون LM (انگل، ۱۹۸۲) و نیز همبسته نگار مجذور باقیمانده‌های مدل میانگین استفاده می‌کنیم. آماره $T.R^2$ در آزمون LM برابر با ۳/۱ و در سطح ده درصد معنی‌دار است. بررسی همبسته‌نگار مجذور باقیمانده‌های مدل میانگین و محاسبه آماره Ljung-Box Q نشان می‌دهد که دست‌کم یک خود همبستگی در سری مجذور باقیمانده‌های میانگین وجود دارد. بنابراین، نتایج هر دو روش، وجود اثرات ARCH در سری تورم سالانه را تأیید می‌کنند (جدول ۳ را ببینید).

وقفه	ضریب LM
۱	0.29^{*}
۲	0.35^{**}
۳	0.35^{*}

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت: (*) و (**) دلالت بر معنی‌دار بودن ضریب در سطح به ترتیب ۱۰ و ۵ درصد دارد.

اکنون می‌توانیم مدل مورد نظر برای تخمین واریانس شرطی اتورگرسیو تورم را با استفاده از همبسته نگار مجذور باقیمانده‌های تورم و آماره‌های SBC و AIC استخراج کنیم. مجموعه این شواهد الگوی GARCH(1,1) را معرفی می‌کنند، از این رو، به تخمین این مدل با استفاده از روش بیشینه راستنمایی می‌پردازیم. یافته‌های این برآورد در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴. برآورد معادلات میانگین و واریانس همزمان

معادله میانگین			
متغیرها	C	D1	MA(1)

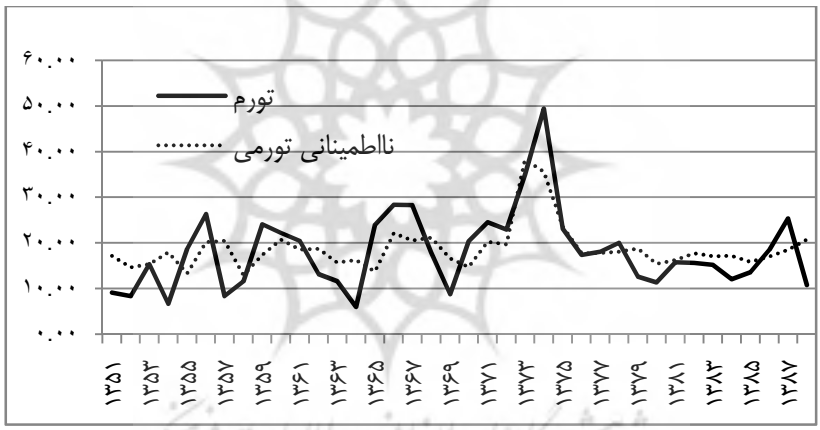
ضرایب	17.86***	19.06***	0.41***
معادله واریانس			
متغیرها	C	RESID(-1)^2	GARCH(-1)
ضرایب	65.24***	0.28*	-0.85***
SBC=6.88	AIC=6.62		
	n=38	D-W=1.98	F=5.85***

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت: معادلات به روش بیشینه راستنمایی برآورد شده‌اند. (*)، (**) و (***) دلالت بر معنی‌دار بودن ضریب در سطح به ترتیب ۱۰، ۵ و ۱ درصد دارد. معنی‌دار بودن ضرایب با آماره z آزمون شده است. متغیر وابسته در معادله میانگین سری زمانی تورم از ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۸ است. متغیر مجازی (D1) به منظور لحاظ تورم شدید سال ۱۳۷۴ اضافه شده است.

پس از استخراج سری نااطمینانی تورمی، نمودار (۲) رفتار این سری را در کنار رفتار سری تورم نشان می‌دهد.

نمودار ۲. تورم و نااطمینانی تورمی



مأخذ: تورم از بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و نااطمینانی از محاسبات تحقیق.

۶-۴- رهیافت VAR

پرتال جامع علوم انسانی

در این بخش، مدل VAR با استفاده از داده‌های سالانه از ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۷ تخمین‌زده می‌شود. مدل‌سازی VAR یک رهیافت جایگزین برای بررسی روابط میان متغیرهای اقتصاد کلانی است که نظریه اقتصاد به اندازهٔ کافی نمی‌تواند آن روابط را توجیه کند. متغیرهای مورد استفاده عبارتند از نرخ تورم سالانه (INF)، شاخص پراکندگی نسبی قیمت‌ها (RPD) و معیار نااطمینانی تورمی (UNCER)، که در بالا استخراج شدند، نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی (GINV) و رشد سالانه تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت‌های بازاری (GGM).

پیش از برآورد مدل، داده‌ها برای بررسی وجود ریشه واحد مورد واکاوی قرار می‌گیرند. متغیر نرخ تورم سالانه در این خصوص پیش‌تر بررسی شد. برای بررسی دو متغیر دیگر از روش‌های آزمون دیکی فولر تعدیل شده (ADF) و آزمون فیلیپس ـ پرون (PP) استفاده می کنیم. هر دوی این آزمون‌ها قویاً فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در این سری‌ها را رد می‌کنند (جدول ۵ را ببینید). با سری‌های مانا، مدل VAR می‌تواند در سطح متغیرها تخمین زده شود.

جدول ۵. آزمون ریشه واحد

		ADF			PP		
متغیر	دوره	بدون روند خطی	با روند خطی		بدون روند خطی	با روند خطی	نتیجه
UNCER	۱۳۸۸- ۱۳۵۱	-3.3***	-3.3*		-3.2***	-3.2*	مانا
GGM	۱۳۸۶- ۱۳۵۱	4.43***	4.34***		4.42***	4.34***	مانا
GINV	۱۳۸۶-	5.23***	5.23***		8.85***	9.24***	مانا

						۱۳۵۱	
مانا	-6.1***	-5.003***		-6***	-5.003***	۱۳۸۵- ۱۳۵۱	RPD

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت‌های زیر جدول (۱) را ببینید.

از آنجا که تفسیر ضرایب تخمین زده شده با مدل VAR، به دلیل لزوم تحمیل قیودی مبتنی بر ذهنیت پیشین از نظریه اقتصادی، معمولاً دشوار است، برای نتیجه‌گیری و بررسی فرضیه‌ها از تجزیه واریانس خطای پیش بینی[1] و توابع واکنش آنی[2] استفاده می‌کنیم. از این‌روی، ضرایب تخمین زده شده ارائه نشده‌اند. به‌جای آن، جدول (۶) تجزیه واریانس و نمودارهای (۳) و (۴) توابع واکنش آنی را نشان می‌دهند. تجزیه واریانس خطای پیش بینی برای هر متغیر نشان می‌دهد که تغییرات یک سری تا چه اندازه از اجزای اختلال خود سری و تا چه اندازه از اجزای اختلال سایر متغیرهای درون سیستم تأثیر پذیرفته است. اگر جزء اخلال ε_{zt} هیچ بخشی از واریانس خطای پیش بینی دنباله $\{y_t\}$ را در تمام طول دوره پیش‌بینی توضیح ندهد، می توان نتیجه گرفت که تغییرات دنباله مستقل از جزء اخلال ε_{zt} و دنباله $\{z_t\}$ است.

تجزیه واریانس بر پایه این ترتیب علّی چولسکی[3] و منطبق با این فرضیه‌ها صورت گرفته است که: ۱) سطوح بالاتر تورم به نااطمینانی تورمی بالاتر و همچنین پراکندگی نسبی بیش‌تر قیمت‌ها می‌انجامد، ۲) پراکندگی نسبی قیمت‌ها و نااطمینانی، سرمایه‌گذاری خصوصی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و ۳) سرمایه‌گذاری خصوصی پایین‌تر، نرخ رشد را کاهش می‌دهد. جدول‌های (۶) و (۷) نتایج را نشان می دهند.

[1]. Forecast Error Variance Decomposition
[2]. Impulse Response Functions
[3]. Cholesky Causal Ordering

جدول (۶) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت تقریباً تمامی واریانس خطای پیش‌بینی در GINV مربوط به شوک‌های خودش می‌شود ولی در یک افق چهار ساله، شوک‌های نااطمینانی تورمی ۱۸ درصد واریانس خطای پیش‌بینی این متغیر را توضیح می‌دهند. جالب این است که شوک‌های INF پس از یک وقفه دو ساله بخش بزرگ‌تری از واریانس خطای پیش‌بینی UNCER را توضیح می‌دهند تا خود شوک‌های UNCER. این نتیجه پشتوانه‌ای قوی برای فرضیه ارتباط میان سطح تورم و نااطمینانی تورمی ایجاد می‌کند. در عین حال، می‌توان دید که شوک‌های نااطمینانی تورمی سهم اندکی در توضیح واریانس خطای پیش بینی تورم دارند. نتایج همچنین نشان می‌دهند شوک‌های INF و UNCER بخش بسیار ناچیزی از واریانس خطای پیش‌بینی GGM را توضیح می‌دهند، در حالی که شوک‌های GINV بخش نسبتاً بزرگ‌تری از آن (حدود ۱۳ درصد) را توضیح می‌دهند، به‌طوری که می‌توان گفت رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی به‌طور مستقیم از تورم و نااطمینانی تورمی تأثیر نمی‌پذیرد ولی به‌طور غیرمستقیم، نااطمینانی تورمی با تأثیر بر سرمایه‌گذاری خصوصی، تا اندازه‌ای رشد تولید را متأثر می‌کند.

جدول ۶. تجزیه واریانس

متغیر	وقفه‌ها	INF	UNCER	GINV	GGM
INF	1	100.0	0.0	0.0	0.0
	2	91.3	7.3	0.5	0.9
	4	82.8	8.7	7.6	0.9
	8	80.2	10.2	8.1	1.6
	10	80.2	10.2	8.1	1.6
UNCER	1	43.3	56.7	0.0	0.0
	2	64.2	31.4	3.2	1.1
	4	63.4	30.0	5.2	1.4
	8	63.5	29.7	5.3	1.5

1.5	5.3	29.7	63.6	10	
					GINV
0.0	88.2	4.4	7.4	1	
14.6	70.1	6.2	9.2	2	
13.0	54.0	18.1	15.0	4	
12.8	52.4	18.4	16.4	8	
12.7	52.4	18.4	16.4	10	
					GGM
87.0	10.5	0.6	1.9	1	
86.3	10.4	1.0	2.3	2	
82.3	13.5	1.8	2.4	4	
81.2	13.1	2.9	2.7	8	
81.2	13.1	2.9	2.8	10	

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت: Cholesky Ordering: INF UNCER GINV GGM

در خصوص پراکندگی نسبی قیمت‌ها جدول (۷) نشان می‌دهد که این متغیر در کوتاه مدت بخش مهمی از واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای تورم و رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص را توضیح نمی‌دهد ولی در بلندمدت حدود ۷/۵ درصد واریانس خطای پیش‌بینی تورم و حدود ۱۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی را توضیح می‌دهد. با این حال، پراکندگی نسبی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت حدود ۱۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی را توضیح می‌دهد. از سوی دیگر، این متغیر در میان متغیرهای مورد نظر (بجز خودش) بیش‌ترین تأثیر را از تورم می‌پذیرد.

به‌طور خلاصه، نتایج تجزیه واریانس بیانگر آن هستند که نخست، تورم یک تعیین‌کننده مهم نااطمینانی تورمی و تا حدودی پراکندگی نسبی قیمت‌ها در ایران بوده است. دوم، ناطمینانی تورمی از طریق تأثیر بر سرمایه‌گذاری نقش مهمی در توضیح رشد داشته است.

جدول ۷. تجزیه واریانس

متغیر	وقفه‌ها	INF	RPD	GINV	GGM
	1	100.0	0.0	0.0	0.0
	2	89.5	7.6	2.6	0.3
	4	79.6	7.4	12.2	0.8
	8	78.2	7.5	13.1	1.2
	10	78.2	7.6	13.1	1.2
RPD	1	5.0	95.0	0.0	0.0
	2	4.8	90.2	1.8	3.1
	4	6.3	85.7	4.4	3.5
	8	6.9	83.3	6.2	3.6
	10	6.9	83.3	6.2	3.6
GINV	1	3.6	2.7	93.7	0.0
	2	4.5	16.7	74.4	4.4
	4	7.0	17.3	69.8	5.9
	8	7.2	17.4	69.5	5.9
	10	7.2	17.4	69.5	5.9
GGM	1	2.3	17.9	22.2	57.6
	2	2.4	17.3	21.6	58.7
	4	2.2	15.9	26.4	55.5
	8	2.3	16.1	26.1	55.5
	10	2.3	16.1	26.1	55.5

مأخذ: محاسبات تحقیق

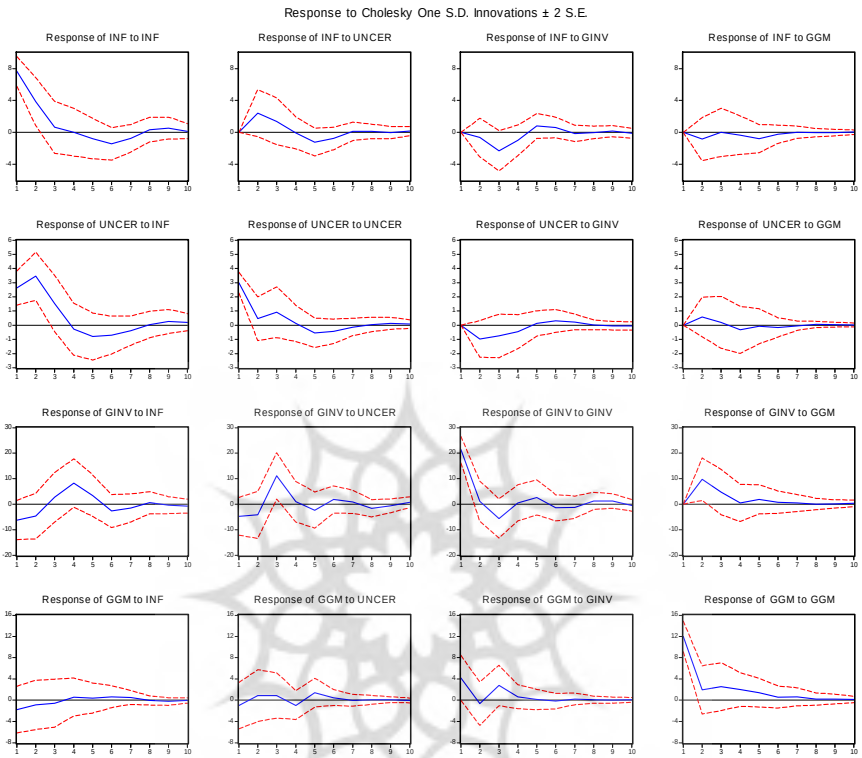
یادداشت زیر جدول ۷ را ببینید.

توابع واکنش آنی نشان‌دهندهٔ این هستند که چگونه شوکی معادل یک انحراف معیار بر یک متغیر، متغیرهای دیگر را در مدل تحت تأثیر قرار می‌دهد. مجموعه نمودارهای(۳)

و (۴) توابع واکنش آنی بر اساس همان ترتیب علّی قبلی در تجزیه واریانس را نشان می‌دهند. بر اساس این نمودارها، شوک‌های تورم تا چهار دوره موجب افزایش نااطمینانی تورمی می‌شوند. شوک‌های INF و UNCER تقریباً با الگویی مشابه، سرمایه‌گذاری و رشد را متأثر ساخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که به‌طور کلی افزایش INF یا UNCER کاهش‌دهندهٔ سرمایه‌گذاری طی یک سال هستند ولی تا اندازه‌ای این دو متغیر را طی دو سال افزایش می‌دهند و سپس دوباره اثر منفی دارند. دوره زمانی تأثیر شوک‌های تورم و نااطمینانی تورمی روی رشد تولید کمی متفاوت است. افزایش تورم، رشد تولید را طی سه سال کاهش می‌دهد و پس از آن تقریباً بی‌اثر می‌شود. افزایش نااطمینانی تورمی ابتدا تولید را کاهش و سپس اندکی افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی تقریباً یک اثر مثبت دائمی روی رشد دارد، در سال‌های اول و سوم این اثر شدید است و در سال پنجم صفر می‌شود. در این میان، یک نتیجه نسبتاً جالب و قوی وجود دارد. اثر تورم بر نااطمینانی طی چهار سال بسیار مثبت و قوی است و در عین حال، اثر نااطمینانی تورمی نیز بر تورم طی چهار سال مثبت و قابل ملاحظه است. بدین معنا که این دو متغیر یکدیگر را تقویت می‌کنند.

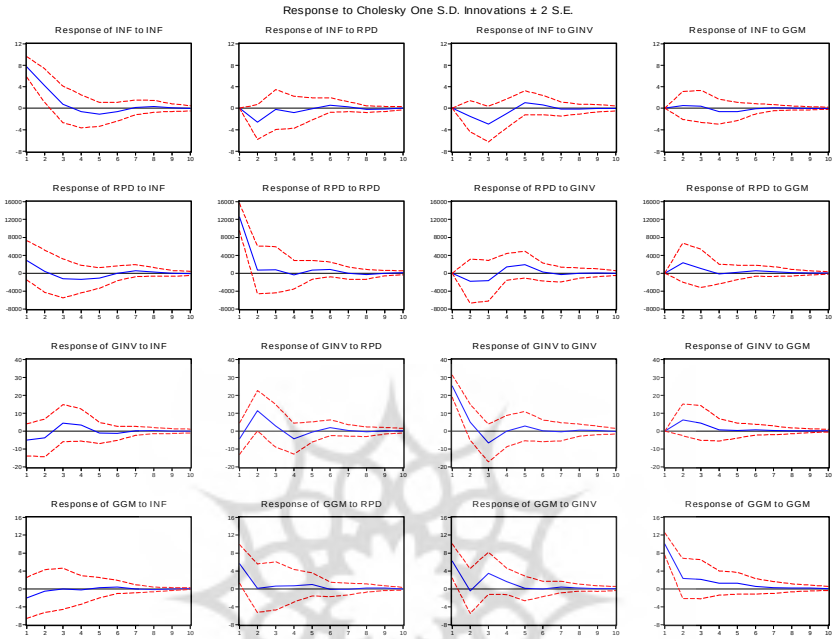
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودارهای ۳. واکنش‌های آنی در مدل VAR تورم، نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد تولید



در خصوص پراکندگی نسبی قیمت‌ها، این شاخص در دوره اول از تورم تأثیر مثبت می‌پذیرد ولی در دوره‌های بعدی این تأثیر قابل چشم پوشی است. تأثیر شاخص یاد شده در دوره اول بر GINV قابل چشم پوشی و بر رشد تولید مثبت است که البته دلیل این نتیجه نیازمند بررسی بیش‌تر است.

نمودارهای ۴. واکنش‌های آنی در مدل VAR تورم، پراکندگی نسبی قیمت‌ها، رشد سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد تولید



۷- نتیجه‌گیری

این مطالعه با استفاده از یک الگوی VAR تأثیر تورم، نااطمینانی تورمی و پراکندگی نسبی قیمت‌ها بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۶ با لحاظ متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی مورد بررسی قرار داد. از آنجا که تفسیر ضرایب تخمین زده شده با مدل VAR معمولاً دشوار است، برای نتیجه‌گیری و بررسی فرضیه‌ها از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و توابع واکنش آنی استفاده شد. تجزیه واریانس و

استخراج توابع واکنش آنی براساس ترتیب علّی تورم به نااطمینانی تورمی و پراکندگی نسبی قیمت‌ها و سپس به رشد حقیقی سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد GDP حقیقی صورت پذیرفت. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و توابع واکنش آنی نشان دادند که شوک‌های تورم و نااطمینانی تورمی طی چهار سال به‌شدت یکدیگر را تقویت می‌کنند. همچنین تورم و نااطمینانی تورمی در دو دوره اول تأثیر منفی بر رشد حقیقی سرمایه‌گذاری خصوصی داشته‌اند. همچنین، تورم در دو دوره اول و نااطمینانی در یک دوره اول تأثیر منفی بر رشد GDP حقیقی داشته است که براساس ترتیب علّی پیش‌گفته می‌توان این تأثیر را از کانال سرمایه‌گذاری خصوصی قلمداد کرد. مهم‌ترین تأثیر پراکندگی نسبی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت بر روی تورم بوده است و تأثیر مثبت کوتاه‌مدت پراکندگی نسبی قیمت‌ها روی رشد تولید نیازمند بررسی بیش‌تر است.

منابع

۱. ابراهیمی، محسن و علی سوری، (۱۳۸۵)، **رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران**، دانش و توسعه، شماره ۱۸، ص ۱۱۱ تا ۱۲۶.

۲. بانک مرکزی، **بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی**.

۳. تشکینی، احمد (۱۳۸۵)، **آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می‌کند؟** تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳، ص ۱۹۳ تا ۲۱۰.

۴. خیابانی، ناصر (۱۳۷۵)، **بررسی رابطه نااطمینانی تورمی و تورم درایران (مطالعه‌ای براساس مدل‌های Kalman Filter, Arch)**، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

۵. فرزین‌وش، اسداله و موسی عباسی، **بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تـورمی در ایران با استفاده از مدل‌هـای GARCH و حالـت - فضـا (۱۳۸۲-۱۳٤۰)**، تحقیقات اقتصادی شماره ۷۴، ص ۲۵ تا ۵۵.

۶. مهرآرا، محسن و رامین مجاب (۱۳۸۸)، "ارتباط میان تورم، نااطمینانی تـورم، تولیـد و نااطمینانی تولید در ایران"، فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۲.

7. Abel, A. B. (1983), "*Optimal Investment under Uncertainty*", American Economic Review 73 (1): 228-233.
8. Abel, A. B., and J. C. Eberly (1994), "*A Unified Model of Investment under Uncertainty*", American Economic Review 84 (5): 1369-1384.
9. Arrow, K. J. (1968), "*Optimal Capital Policy with Irreversible Investment*", In J. N. Wolfe (ed.), Value, Capital and Growth, Essays in Honour of Sir John Hicks. Edinburgh: Edinburgh University Press.
10. Ball, L. (1992), "*Why Does Higher Inflation Raise Inflation Uncertainty?*", Journal of Monetary Economics, 29, 371-378.
11. Barro, R. J. (1991), "*Economic Growth in a Cross-section of Countries*", Quarterly Journal of Economics 106 (2): 407-443.
12. Bernanke, B. S. (1983), "*Irreversibility, Uncertainty and Cyclical Investment*", Quarterly Journal of Economics 98 (1) 85-106.
13. Bollerslev, Tim. (1986), "*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*", Journal of Econometrics, 31, 307–327.
14. Caballero, R. J. (1991), "*On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship*", American Economic Review 81 (1): 279-288.
15. Carlson, John A. (1977), "*A Study of Price Forecasts*", Annals of Economic and Social Measurement, winter, pp. 27-56.
16. Christoffersen, Peter and Peter Doyle, (1998), "*From Inflation to Growth: Eight Years of Transition*", IMF Working Paper, WP/98/100.

17. Cosimano, Thomas F., and Dennis W. Jansen. (1988), "*Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH model*", Journal of Money, Credit and Banking, August, pp. 409-21.
18. Cukierman, A. & Meltzer A. (1986), "*A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information*", Econometrica, 54, 1099-1128.
19. Cukierman, Alex. & Wachtel, Paul. (1979), "*Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation. Theory and Evidence*", American Economic Review, 9, 595-609.
20. Darrat, A. F. and Lopez, F.A. (1989), "*Has Inflation Uncertainty Hampered Economic Growth in Latin America?*" International Economic Journal, 3:1-15.
21. Dixit, A. K., and R. S. Pindyck (1994), "*Investment under uncertainty*", Princeton; N. J.: Princeton University Press.
22. Engle, R. (1982), "*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*", Econometrica 50: 987-1007.
23. Engle, Robert F. (1983), "*Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based Upon the ARCH Model*", Journal of Money, Credit and Banking, 8 ,286-301.
24. Evans, M. and P. Wachtel. (1993), "*Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty*", Journal of Money, Credit and Banking 25: 475-511.
25. Foster, Edward. (1978), "*The Variability of Inflation. Review of Economics and Statistics*", 8, 346-50.
26. Fountas, S., Karanasos, M. and Kim, J. (2002), "*Inflation and output growth uncertainty and their relationship with inflation and output growth*", Economics Letters, Vol. 75, pp. 293–301.
27. Fountas, S., Karanasos, M. and Kim, J. (2006), "*Inflation Uncertainty, Output Growth Uncertainty and Macroeconomic Performance*", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 68, 3, pp. 319-343.

28. Friedman, M. (1977), "*Nobel lecture: Inflation and unemployment*", Journal of Political Economy 85:451–472.
29. Ghosh, Atish and Steven Philips (1998), "*Warning: Inflation May Be Harmful to Your Growth*", IMF Staff Papers, Vol 45, No 4.
30. Gordon, Robert, J. (1971), "*Steady Anticipated Inflation: Mirage or Oasis*", Brookings Papers on Economic Activity, 2, 499-510.
31. Grier, Kevin B. & Perry, Mark J. (1998) "*On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries*", Journal of International Money and Finance, Elsevier, vol. 17(4), pages 671-689, August.
32. Holland, A. S. (1988), "*Indexation and the Effect of Inflation Uncertainty on Real GNP*", Journal of Business, 61, 473-84.
33. Hubbard, Douglas. (2007), "*How to Measure Anything: Finding the Value of Intangibles in Business*", New York: John Wiley & Sons.
34. Jaffee, Dwight. & Ephraim, Kleiman. (1977), "*The Welfare Implications of Uneven Inflation*", in Erik Lundberg, ed., Inflation Theory and Anti- Inflation Policy (285-307). Boulder: Westview Press.
35. Khan, Mohsin S. Abdelhak S. Senhadji, (2000), "*Threshold effects in the relationship between inflation and growth*", IMF Working Paper, WP/00/110.
36. King, R. G., and R. Levine (1993), "*Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right*", Quarterly Journal of Economics 108 (3): 717-737.
37. Kontonikas, A. (2002), "*Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom: Evidence from GARCH modeling*", Public Policy Discussion Papers 02-28, Economics and Finance Section, School of Social Sciences, Brunel University.
38. Lee, K. and Ni, S., (1995), "*Inflation Uncertainty and Real Economic Activities*", Applied Economics Letters, 2, 460-62.
39. Levi, M.D. and Makin, J.H. (1980), "Infl*ation Uncertainty and the Phillips Curve: Some Empirical Evidence*", American Economic Review, vol. 70, pp. 1022–1027.

40. Levine, R., and D. Renelt (1992), "*A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth regressions*", American Economic Review 82 (4): 942-963.
41. Logue, Dennis, E. & Willett, Thomas, D. (1976), "*A Note on the Relation between the Rate and Variability of Inflation*", Economica, 43, 151-58.
42. Lucas, R. E., and E. C. Prescott (1971), "*Investment under Uncertainty*", Econometrica 39 (5): 659-681.
43. Ma, Henry (1998), *Inflation, Uncertainty, and Growth in Colombia*, IMF Working Paper, WP/98/161.
44. Okun, Arthur, M. (1971), "*The Mirage of Steady Inflation*", Brookings Papers on Economic Activity, 2, 485-98.
45. Sachs, J. D., and A. M. Warner (1997), "*Fundamental Sources of Long-Run Growth*", American Economic Review 87 (2): 184-188.
46. Sala-i-Martin, X. (1997a), "I *just Ran Two Million Regressions*", American Economic Review 87 (2): 178-183.
47. Sarel, Michael (1995), "*Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth*", IMF Working Paper No. 95/56.
48. Taylor, J.B., (1980), "*Aggregate dynamics and staggered contracts*", Journal of Political Economy 88 (February), 1–23.
49. Taylor, John, B. (1981), "*On the Relation between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate*", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 15(1), 57-85.
50. Vale, S. (2005), "*Inflation, Growth and Real and Nominal Uncertainty: Some Bivariate GARCH-in-Mean Evidence for Brazil*", RBE, 59(1), pp. 127-145.
51. Wilson, B.K. (2006), "*The links between inflation, inflation uncertainty, and output growth: new time series evidence from Japan*", Journal of Macroeconomics, Vol. 28 pp.609-20.
52. Zarnowitz, V. and L. Lambros. (1987), "*Consensus and Uncertainty in Economic Prediction*", Journal of Political Economy June: 591-621.

پیوست‌ها

جدول ۱. آزمون ریشه واحد

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.779306	0.0067
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Date: 07/09/12 Time: 19:46
Sample (adjusted): 1352 1388
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.574209	0.151935	-3.779306	0.0006
C	10.60997	3.081182	3.443475	0.0015

R-squared	0.289818	Mean dependent var	0.046192
Adjusted R-squared	0.269527	S.D. dependent var	9.226753
S.E. of regression	7.885893	Akaike info criterion	7.020566
Sum squared resid	2176.556	Schwarz criterion	7.107643
Log likelihood	-127.8805	Hannan-Quinn criter.	7.051265
F-statistic	14.28315	Durbin-Watson stat	1.788754
Prob(F-statistic)	0.000588		

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.676494	0.0368
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Date: 07/09/12 Time: 19:48
Sample (adjusted): 1352 1388
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.575995	0.156670	-3.676494	0.0008
C	10.49118	3.639259	2.882778	0.0068
@TREND(1351)	0.007982	0.125206	0.063750	0.9495

R-squared	0.289903	Mean dependent var	0.046192
Adjusted R-squared	0.248133	S.D. dependent var	9.226753
S.E. of regression	8.000544	Akaike info criterion	7.074501
Sum squared resid	2176.296	Schwarz criterion	7.205116
Log likelihood	-127.8783	Hannan-Quinn criter.	7.120549
F-statistic	6.940393	Durbin-Watson stat	1.786410
Prob(F-statistic)	0.002968		

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.640856	0.0095
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	58.82584
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	49.01796

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Date: 07/09/12 Time: 19:48
Sample (adjusted): 1352 1388
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.574209	0.151935	-3.779306	0.0006
C	10.60997	3.081182	3.443475	0.0015

R-squared	0.289818	Mean dependent var	0.046192
Adjusted R-squared	0.269527	S.D. dependent var	9.226753
S.E. of regression	7.885893	Akaike info criterion	7.020566
Sum squared resid	2176.556	Schwarz criterion	7.107643
Log likelihood	-127.8805	Hannan-Quinn criter.	7.051265
F-statistic	14.28315	Durbin-Watson stat	1.788754
Prob(F-statistic)	0.000588		

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.522947	0.0515
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	58.81880
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	49.19333

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Date: 07/09/12 Time: 19:49
Sample (adjusted): 1352 1388
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.575995	0.156670	-3.676494	0.0008
C	10.49118	3.639259	2.882778	0.0068
@TREND(1351)	0.007982	0.125206	0.063750	0.9495

R-squared	0.289903	Mean dependent var	0.046192
Adjusted R-squared	0.248133	S.D. dependent var	9.226753
S.E. of regression	8.000544	Akaike info criterion	7.074501
Sum squared resid	2176.296	Schwarz criterion	7.205116
Log likelihood	-127.8783	Hannan-Quinn criter.	7.120549
F-statistic	6.940393	Durbin-Watson stat	1.786410
Prob(F-statistic)	0.002968		

جدول ۲- نتایج تخمین مدل میانگین شرطی انتخابی

Dependent Variable: INF
Method: Least Squares
Date: 07/09/12 Time: 19:50
Sample: 1351 1388
Included observations: 38
Convergence achieved after 5 iterations
MA Backcast: 1350

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.02532	1.936147	9.309892	0.0000
MA(1)	0.580003	0.143312	4.047133	0.0003

R-squared	0.246163	Mean dependent var	18.19718
Adjusted R-squared	0.225223	S.D. dependent var	8.621352
S.E. of regression	7.588638	Akaike info criterion	6.942377
Sum squared resid	2073.147	Schwarz criterion	7.028566
Log likelihood	-129.9052	Hannan-Quinn criter.	6.973042
F-statistic	11.75566	Durbin-Watson stat	1.904169
Prob(F-statistic)	0.001535		

Inverted MA Roots	-.58

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی