مجله اقتصادی
شماره‌های ۳ و ٤، خرداد و تیر ١٣٩٤، صفحات ٢٤-٥

مقایسه فواصل اطمینان خودگردان در توابع واکنش آنی و کاربرد آن در سیستم پولی ایران

محسن ابراهیمی
دانشیار دانشگاه بوعلی سینا
ebrahimimo@yahoo.com

نوشین شکری
کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی
shokri.nooshin@gmail.com

در انواع مدل‌های خودرگرسیون و تصحیح خطای برداری، واکنش‌های آنی ابزار مناسبی در حسابداری اختلالات هستند. توابع واکنش آنی بر اساس ضرایب برآورد شده مدل ساخته می‌شوند. از آنجا که این ضرایب خود به نحو غیر دقیق برآورد شده‌اند، واکنش‌های آنی نیز با خطا برآورد می‌شوند، بنابراین لازم است فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی ایجاد و از آن طریق نااطمینانی موجود در ضرایب برآورد شده لحاظ گردد. این مطالعه به مقایسه فواصل اطمینان خودگردان در توابع واکنش آنی در مدل تصحیح خطای برداری کامل غیر مقید و مقید با اعمال قیود صفر، با استفاده از روش‌های مختلف تک‌معادله و سیستمی در یک تحلیل تجربی برای سیستم پولی ایران می‌پردازد. نتایج کلی مطالعه نشان می‌دهد استراتژی‌های مختلف تصریح مدل به‌کار گرفته شده می‌توانند ابزار مدلسازی مناسبی در تحلیل واکنش‌های آنی باشند. مطابق نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و توابع واکنش‌های آنی رسم شده و همچنین فواصل اطمینان تشکیل شده در مدل Subset VEC و مقایسه آنها در مدل اصلی VEC می‌توان بیان داشت کاربرد استراتژی‌های آماری تصریح مدل نااطمینانی برآوردها را کاهش می‌دهد چرا که پهنای فواصل اطمینان مدل‌های محدود شده از فاصله اطمینان مدل کامل کمتر شده است و نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و توابع واکنش آنی نیز در جهت بهبود مدل اصلی بوده‌اند.

واژه‌های کلیدی: فواصل اطمینان خودگردان، توابع واکنش آنی، سیستم پولی ایران، روش تک‌معادله، روش سیستمی.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

۱. مقدمه

یک مطالعه همواره برآوردهای نمونه‌ای غیردقیقی را از مقادیر کلی جامعه مورد بررسی به‌دست می‌دهد. عدم دقت این برآوردها که از هر دو جنبه؛ میزان تغییرپذیری عامل مورد بررسی و محدودیت حجم نمونه متأثر است دلالت بر نااطمینانی همراه در برآوردها دارد. در ادبیات مدل‌های خودرگرسیون برداری و تصحیح خطای برداری، گروهی از مطالعات به برآورد مجدد مدل‌های یکسان و ارزیابی تفاسیر قوی پرداخته‌اند که نویسندگان پیشین بدون لحاظ نااطمینانی برآورد و ترسیم فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی ارائه داده‌اند. نتایج حاکی است که بدون در نظر گرفتن نااطمینانی برآورد نمی‌توان تفاسیر روشنی را از روابط میان متغیرها ارائه داد، بنابراین تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی برای لحاظ نااطمینانی برآورد مورد تأکید قرار گرفت (بنکویتز و همکاران، ۲۰۰۱).

روش‌های مختلفی برای تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی وجود دارد؛ صحت این فواصل بر اساس توزیع نمونه‌گیری و ویژگی‌های آماری برآوردگر استوار و از آن متأثر است. مطالعات مختلفی در پاسخ به این پرسش که کدام روش مناسب‌تر است، با استفاده از روش مونت کارلو، به مقایسه صحت فواصل مختلف بر اساس معیارهای طول فاصله اطمینان، نسبت در برداشتن برآورد حقیقی و گزارش دادن صحیح علامت برآورد پرداخته‌اند. مطابق نتایج نمی‌توان روشی را به‌طور کلی بهتر از سایر روش‌ها دانست. بر این اساس، یک پیشنهاد و استراتژی مطمئن، به‌کارگیری مجموعه‌ای از روش‌ها در تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی علیرغم طاقت‌فرسا بودن محاسبات است. اما چنین پیشنهادی به لحاظ محاسبات طاقت‌فرسا است، چرا که نرم‌افزارهای موجود در تحلیل اقتصاد سنجی پویا یا فواصل اطمینان را گزارش نمی‌دهند؛ مانند نرم‌افزار PcFiml یا برای برخی مدل‌ها مانند مدل‌های غیرمقید VAR در نرم‌افزار Eviews یا تنها برخی از فواصل مانند انواع فواصل خودگردان در نرم‌افزار JMulTi فواصل اطمینان را گزارش می‌دهند.

بر اساس مطالعات بنکویتز و دیگران (۲۰۰۱) راه حل بعدی اعمال قیود صحیح صفر بر ضرایب پویای مدل بر پایه معیارهای آماری و یا دانش اقتصادی موجود، می‌تواند دقت برآورد و صحت فواصل اطمینان را ارتقا بخشیده و به بهبودهای اساسی در استنباط از نتایج بینجامد. در رویکرد آماری، معمولاً از معیارهای آماری انتخاب مدل و آماره t برای اعمال قیود صفر بر مدل استفاده می‌شود. اعمال قیود صحیح صفر بر ضرایب پویای مدل بر پایه معیارهای آماری را که در اصطلاح مدل‌های SubSet نامیده می‌شوند، می‌توان از این لحاظ که مانع انحراف نتایج به‌سمت یک نظریه خاص در گام‌های ابتدایی تحلیل می‌شوند دارای مزیت دانست. بنابراین اعمال قیود صفر به‌طور صحیح، بر ضرایب بی‌معنای مدل پیش از برآورد

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

توابع واکنش آنی می‌تواند به تصریح دقیق‌تری از مدل بینجامد و در نتیجه با افزایش دقت برآوردها امکان تفسیر محکم‌تری از نتایج برآورد واکنش‌های آنی را فراهم آورد.

این مطالعه به مقایسه فواصل اطمینان خودگردان در توابع واکنش‌های آنی برآوردها و نااطمینانی در مدل تصحیح خطای برداری کامل غیر مقید و مقید با اعمال قیود صفر، با استفاده از روش تک‌معادله حذف متوالی رگرسورها، روش بالا- پایین و روش آزمون t و دو روش سیستمی حذف متوالی رگرسورها و روش آزمون t، در یک تحلیل تجربی برای سیستم پولی ایران می‌پردازد. برای این منظور در ادامه پس از بیان مبانی نظری مورد نظر استراتژی‌های تک‌معادله و سیستمی اعمال قیود صفر بر پویایی‌های کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار گرفته و نتایج مدل تصریح شده مقید در کنار مدل کاملاً غیرمقید برای مثال تجربی ارائه و در نهایت خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری تحقیق

۲-۱. مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی

مفهوم سیاست پولی اتخاذ تدابیری به‌منظور کنترل و تنظیم حجم پول در گردش است. بانک مرکزی با استفاده از ابزارهایی که در دست دارد به این مهم اقدام می‌کند، اما نکته مهمی که باقی می‌ماند تعیین این موضوع است که سیاست پولی اتخاذ شده با استفاده از چه مکانیزمی بخش حقیقی اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

در این خصوص در مباحث مدرن اقتصاد کلان، چندین مکانیزم انتقال که اثرات سیاست پولی را به بخش حقیقی منتقل می‌کند، وجود دارد. در ادامه به بررسی مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی پرداخته خواهد شد (نائینی، ۱۳۷۸).

۲-۱-۱. کانال جانشینی

کانال جانشینی،[1] یکی از مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی است. در این فرایند با تغییر حجم پول (ناشی از اعمال سیاست پولی)، ترکیب دارایی موجود در پورتفوی اشخاص (اعم از پول، دارایی مالی و فیزیکی) تغییر کرده و انواع مختلف دارایی جانشین یکدیگر می‌شوند.

[1]. Substute Channel

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

۲-۱-۲. کانال ثروت

کانال ثروت[1] یکی دیگر از مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی است. مبنای نظری این مکانیزم به اثر پیگو[2] مربوط می‌شود. بر این اساس مکانیزم انتقال سیاست پولی به این صورت است که به‌عنوان مثال، یک سیاست پولی انقباضی که منجر به کاهش حجم پول در گردش می‌شود - نرخ بهره را افزایش می‌دهد و به این ترتیب بازدهی دارایی‌های مالی با افزایش مواجه می‌شود. افزایش بازدهی دارایی‌های مالی به مفهوم افزایش ثروت صاحب این دارایی‌ها است، بنابراین منجر به افزایش مصرف شده و به دنبال آن، رشد تولید را در پی خواهد داشت.

۲-۱-۳. کانال نرخ بهره

در اقتصاد بسته با دستمزدهای اسمی و قیمت‌های چسبنده، تغییرات در عرضه پول از طریق کانال نرخ بهره[3] بر تقاضای کل یا تولید واقعی اثر می‌گذارد. این دیدگاه که بر مبنای نظریه سنتی کینز است توسط برخی از محققان همچون تیلور[4] مورد حمایت قرار گرفته و از آن به‌عنوان بخش کلیدی مکانیزم انتقال نام برده شده است. فرایند اثرگذاری از طریق کانال نرخ بهره به این صورت است که با اعمال سیاست پولی انقباضی حجم پول کاهش یافته و در مقابل نرخ بهره افزایش می‌یابد، افزایش نرخ بهره موجب گران‌تر شدن سرمایه‌گذاری می‌شود و بنابراین سرمایه‌گذاری کاهش یافته و کاهش سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تولید واقعی خواهد شد. سیاست پولی انقباضی به طریق دیگری نیز می‌تواند تولید واقعی را کاهش دهد. مکانیزم کار به این صورت است که سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش حجم پول شده و به این ترتیب نرخ بهره افزایش می‌یابد. با افزایش نرخ بهره خانوارها مصرف آینده را جانشین مصرف امروز نموده و پس‌انداز خانوارها افزایش می‌یابد و در مقابل، مصرف امروز آنها کاهش یافته و در نتیجه تولید واقعی نیز کاهش خواهد یافت.

۲-۱-۴. کانال نرخ ارز

در یک اقتصاد باز و دارای ارتباط با دنیای خارج سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز[5] در حالتی که دستمزدها اسمی و قیمت‌ها چسبنده هستند، بر تولید واقعی اثر می‌گذارد. فرایند اثرگذاری به این صورت است که سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش حجم پول در گردش شده و بنابراین نرخ

---

1. Wealth Channel
2. Pigou Effect
3. Interst Rate Channel
4. Taylor
5. Exchange Rate Channel

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

بهره را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ بهره جذابیت سپرده‌گذاری در داخل کشور را نسبت به خارج کشور افزایش داده و به این دلیل تقاضای پول داخلی زیاد شده و در نتیجه پول داخلی با کاهش نرخ ارز تقویت می‌شود. کاهش نرخ ارز و به‌عبارت دیگر افزایش ارزش پول داخلی موجب گران‌تر شدن کالاهای تولید داخل در نظر خریداران خارجی شده و به این ترتیب خالص صادرات کشور کاهش می‌یابد و در پی آن تولید واقعی نیز کم می‌شود.

۲-۱-۵. کانال اعتباری

در سال‌های اخیر مکانیزم‌های نرخ بهره و نرخ ارز مورد چالش بسیاری واقع شده و مطالب بسیاری در خصوص نقش بازارهای اعتباری به‌عنوان بخش کلیدی مکانیزم انتقال سیاست پولی به بخش حقیقی اقتصاد نوشته شده که تحت‌عنوان مکانیزم کانال اعتباری[1] شناخته شده است. ادبیات موجود نشان می‌دهد که کانال اعتباری از طریق دو کانال ابتدایی، بر انتقال سیاست پولی اثر می‌گذارد که عبارتند از: کانال وام‌دهی بانکی[2] و کانال ترازنامه[3].

۲-۱-۵-۱. کانال وام دهی بانکی

کانال وام‌دهی بانکی فرض می‌کند که اعتبارات بانکی منبع اصلی تأمین مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط هستند، حال آنکه بنگاه‌های بزرگ می‌توانند به‌طور مستقیم از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه به بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند. در صورتی که نیاز مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط بیشتر از وجوه داخلی آنها باشد به سراغ منابع بانکی خواهند رفت، اما دستیابی آنها به منابع بانکی (وام‌های بانکی) به‌طور مستقیم به قیمت و مقدار اعتبارات در دسترس و نیز به سیاست تعیین عرضه اعتبار بستگی دارد. بنابراین، اعتبارات نقش مهمی در انتقال و ایجاد ارتباط بین بخش پولی و مالی و بخش واقعی اقتصاد بازی می‌کنند. فرایند اثرگذاری سیاست پولی از طریق مکانیزم کانال وام‌دهی بانکی به این صورت است که اعمال سیاست پولی انقباضی موجب کاهش سپرده‌های بانکی شده و به‌تبع آن اعتبارات بانکی کاهش می‌یابد. کاهش اعتبارات بانکی باعث کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه افت تولید واقعی خواهد شد. در واقع، سیاست پولی انقباضی موجب کاهش سپرده‌های بانکی شده و بانک‌ها نمی‌توانند به آسانی میزان کاهش در سپرده‌ها را با منابع دیگر جایگزین کنند و به‌ناچار، تعدادی از

[1]. Credit Channel
[2]. Bank Lending Channel
[3]. Balance-Sheet Channel

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

متقاضیان دریافت اعتبار از چرخه اعتبارات حذف می‌شوند و در پی آن سرمایه‌گذاری و تولید واقعی کاهش می‌یابد. عکس این حالت زمانی اتفاق می‌افتد که سیاست پولی انبساطی اعمال شود.

۲-۱-۵-۲. کانال ترازنامه

کانال ترازنامه دیدگاه وسیع‌تری از مکانیزم کانال اعتباری ارائه می‌دهد، چرا که خود را محدود به کانال وام‌دهی بانکی نمی‌کند. در واقع ناهمگنی موقعیت مالی وام‌گیرندگان آنها را به سوی منابع مالی خارجی مختلفی هدایت می‌کند و کیفیت ترازنامه این وام‌گیرندگان بر ساختار مالی آنها اثر می‌گذارد. بر این مبنا سیاست پولی انقباضی به چند طریق موجب تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان می‌شود: نخست؛ باعث تضعیف موقعیت مالی بنگاه می‌شود (از طریق کاهش ارزش و ثیقه‌های وام‌گیرندگان وارزش خالص بنگاه)[1]، دوم؛ خالص جریان وجوه[2] را کاهش می‌دهد و سوم؛ افزایش نرخ بهره با فرض اینکه بدهی‌های بنگاه دارای نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت یا نرخ بهره شناور باشد موجب افزایش مخارج بهره‌ای می‌شود. چهارم؛ تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان به‌دلیل اعمال سیاست پولی انقباضی است که مسئله انتخاب ناسازگار[3] را برای وام دهندگان افزایش می‌دهد و به این ترتیب وام‌دهی کاهش می‌یابد. همچنین، کاهش ارزش خالص بنگاه‌ها آنها را متمایل به این می‌کند که خود را به طرح‌های سرمایه‌گذاری ریسک‌دار متعهد نمایند و این امر خودموجب افزایش مسئله مخاطرات اخلاقی[4] می‌شود. بدیهی است که نتیجه اعمال سیاست پولی انبساطی عکس نتیجه اعمال سیاست پولی انقباضی خواهد بود.

۳. سابقه تحقیق

۳-۱. لتکپول (۱۹۹۰)

ضمن ارائه بیان روابط ریاضی توزیع مجانبی توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مدل‌های خودرگرسیون برداری در ۲ حالت مرتبه فرایند معلوم و نامعلوم، از یک مدل خودرگرسیون برداری استفاده کرده تا در هر دو حالت اهمیت تشکیل فواصل اطمینان را نشان دهد. مطابق نتایج، فواصل اطمینان پهن واکنش‌های آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد برآوردهای معمول مدل کامل خودرگرسیون برداری می‌توانند کاملاً غیر قابل اطمینان باشند.

۳-۲. بنکویتز، لتکپول و ولترز (۲۰۰۱)

---

[1]. Net Worth
[2]. Cash flow
[3]. Adverse – Selection
[4]. Moral - Hazard

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

در مطالعه خود با تأکید بر لحاظ نمودن نااطمینانی برآورد واکنش‌های آنی در تفسیر نتایج، به‌طور تجربی با به‌کارگیری ۲ مدل تصحیح خطای برداری نشان داده‌اند که اعمال قیدهای صفر بر پارامترهای مدل غیر مقید بر پایه معیارهای آماری و یا دانش اقتصادی در دست می‌تواند به بهبودهای اساسی در استنباط از نتایج واکنش‌های آنی بینجامد. نتیجه این مطالعه نشان داد برآورد واکنش‌های آنی از مدل غیر مقید نه تنها نااطمینانی برآوردها را افزایش می‌دهد بلکه ممکن است به برآوردهای متفاوتی نیز بینجامد.

۳-۳. بروگمن (۲۰۰۶)

در مطالعه خود ابتدا با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو مبتنی بر فرایند تولید داده بر اساس چند مطالعه تجربی با مدل‌های ساختاری تصحیح خطای برداری و سپس یک مثال تجربی به ارزیابی صحت فواصل اطمینان مجانبی نرمال و روش‌های متداول خودگردان می پردازد. نتایج مطالعه مونت‌کارلو و مطالعه تجربی تقریباً مشابه بوده و نشان می‌دهند که بین روش مجانبی نرمال و روش‌های خودگردان هال تفاوت چندانی وجود ندارد و روش استیودنتایز هال کمی بهتر است. حال آنکه روش خودگردان افرون کارایی کمتری دارد چرا که در مورد علامت واکنش آنی آگاهی‌بخشی اندکی دارد. نتیجه دیگر مطالعه وی آنست که دقت فواصل مجانبی نرمال در مدل‌هایی با ابعاد بالاتر، حتی در حالاتی که توزیع خطاها دارای چولگی و کشیدگی بودند، بهبود یافت.

۴. معرفی روش‌های متداول تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی

صحت فواصل اطمینان در واقع بر پایه توزیع نمونه‌گیری و ویژگی‌های آماری نمونه محدود و مجانبی برآوردگر بنا می‌شود. یک مسئله این است که محاسبات فواصل اطمینان مرسوم و متداول نیازمند مفروضاتی درباره توزیع نمونه‌ای برآورد مورد نظر است. اگر حجم نمونه بزرگ باشد و بخواهیم فاصله اطمینان را برآورد کنیم پس شکل توزیع جامعه تحت بررسی مهم نیست، زیرا قضیه حد مرکزی این اطمینان را می‌دهد که توزیع نمونه‌ای تقریباً نرمال است. در عمل، معمولاً حجم جامعه آنقدر بزرگ نبوده و اطلاعات ما درباره شکل توزیع جامعه، از روی داده‌های توزیع نمونه‌ای همان جامعه است (رودباری و صانعی، ۱۳۸۳).

روش‌های متعددی برای تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی به‌کار می‌رود. یک راه، کاربرد نظریه مجانبی استاندارد و استفاده از توزیع مجانبی نرمال برای محاسبه خطاهای استاندارد و ساخت فواصل اطمینان متقارن برای واکنش‌های آنی است. روش‌های دیگر شامل کاربرد شبیه‌سازی و خودگردان‌سازی سری‌های زمانی برای تشکیل فواصل اطمینان است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

۴-۱. روش‌های خودگردان‌سازی

فواصل خودگردان گاهی اوقات در نمونه‌های کوچک قابل اعتمادتر از فواصل مبتنی بر توزیع مجانبی نرمال می‌باشند. همچنین بیان تحلیلی واریانس‌های مجانبی ضرایب واکنش‌های آنی که در تشکیل فواصل مبتنی بر توزیع مجانبی نرمال به‌کار می‌رود اغلب پیچیده می‌باشد، اما در روش‌های خودگردان بیان دقیق این واریانس‌ها مورد نیاز نیست (بنکویتز و همکاران، ۲۰۰۱). واژه خودگردان‌سازی توسط (افرون، ۱۹۸۶) برای توصیف روش بازتولید نمونه به‌کار گرفته شد. در آمار و اقتصاد سنجی، خودگردان‌سازی به‌معنای تولید نمونه مکرر و تصادفی از یک نمونه اولیه و استفاده از هر نمونه به‌دست آمده از خودگردان‌سازی برای برآورد آماره‌ها در مدل می‌باشد. توزیع تجربی به‌دست آمده از آماره، به این طریق می‌تواند به‌عنوان تقریبی از توزیع نمونه اصلی به‌کار گرفته شود. ایده اصلی روش خودگردان، جایگزین کردن فرض توزیع نظری در استنباط پارامتریک (معمولاً نرمال استاندارد) با یک برآورد مبتنی بر داده‌ها است که در ساده‌ترین شکل همان توزیع تجربی آماره مورد نظر می‌باشد که توسط تعداد زیادی از نمونه‌های خودگردان حاصل شده است. مزیت عمده روش خودگردان آن است که محققین را از پنداشتن مفروضات نامناسب به‌منظور استنباط در مورد توزیع یک برآوردکننده رهایی می‌بخشد. هنگامی که نتوان فاصله اطمینان را به‌سادگی به‌دست آورد و نیز هنگامی که فرمول‌ها به‌طور تقریبی باشند این روش می‌تواند به‌کار رود (رودباری و صانعی، ۱۳۸۳).

روش‌های مختلفی برای خودگردان‌سازی وجود دارد چرا که اساساً روش‌های متعددی برای بازتولید نمونه و استفاده از نمونه‌های خودگردان شده وجود دارد. در یک نگرش، با یک مجموعه داده نمونه‌ای تصادفی به‌عنوان جایگزینی برای جامعه (شبه‌جامعه)[1] برخورد می‌کند و به این منظور که برآوردها و خطاهای معیار خودگردان نمونه‌ای را تولید کند به دفعات مشخصی نمونه‌گیری مجدد از آن انجام می‌دهد. متوسط این برآوردها و خطاهای معیار خودگردان نمونه‌ای، محاسبه شده و نتایج برای به‌دست آوردن فاصله اطمینان در اطراف برآوردهای خودگردان به‌کار می‌روند.

روش‌های خودگردان مبتنی بر پسماندها توسط بنکویتز و همکاران (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است و در سال‌های اخیر استنباط بر اساس فواصل اطمینان حاصل از روش‌های خودگردان مبتنی بر پسماندها

[1]. Pseudo Population

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

برای واکنش‌های آنی، ابزاری رایج در تفسیر واکنش‌های آنی در مدل‌های خودرگرسیون‌برداری و تصحیح خطای برداری شده است، چرا که در برخی موارد ویژگی‌های بهتری را نسبت به فواصل مجانبی نرمال در نمونه‌های کوچک نشان داده‌اند (برگمن، ۲۰۰۶). نگرش اساسی در پس این روش خودگردان این است که پسماندهای برآورد شده مدل بیانگر نمونه‌ای از اختلالات حقیقی‌اند؛ بنابراین، اینکه اختلالات به چه ترتیبی رخ دهند نباید مهم باشد.

در این روش ابتدا پسماندهای مدل اصلی بر اساس برآوردگر مناسب به‌دست می‌آید، سپس پسماندهای خودگردان $u_1^0,...,u_t^0$، با انتخاب تصادفی با جایگزینی از مجموعه $\hat{u}_t-\bar{\hat{u}}, \bar{\hat{u}}\ u_i$ -، به‌دست می‌آیند که $\bar{u} = T^{-1}\sum \hat{u}_t$. مدل مجدداً توسط سری زمانی خودگردان برآورد می‌شود و بر اساس این برآوردها آماره مورد نظر استخراج می‌شود. تکرار متعدد این مراحل، توزیع تجربی آماره مورد نظر (واکنش‌های آنی) را می‌دهد. بر پایه این توزیع، فواصل اطمینان برای آماره‌های مورد نظر (واکنش‌های آنی) را می‌توان با محاسبه انحراف استاندارد تجربی و چارک‌های توزیع نرمال و یا استفاده مستقیم از چارک‌های توزیع تجربی به‌دست آورد (برگمن، ۲۰۰۶). در ادامه به معرفی انواع مختلف فاصله اطمینان خودگردان می پردازیم:

۴-۱-۱. فاصله اطمینان خودگردان صدکی استاندارد[1]

این روش، توسط افرون و تیبشیرانی (۱۹۸۶) تشریح شده است. در این روش فواصل اطمینان با به‌کارگیری $(\frac{y}{2},(1-\frac{y}{2}))$ چارک‌های توزیع تجربی $\Gamma\left[\Phi_T^{\bullet}|Y,X)\right]$ که آنها را $S_{\frac{y}{2}}^{\bullet}$ و $S_{1-\frac{y}{2}}^{\bullet}$ می‌نامیم به‌دست می‌آید که $y=\{y_{-q+1},...,y_0,...,y_t\}$ و $X=\{X_{-q+1},...,X_0,...,X_t\}$ و حجم نمونه است. این فاصله اطمینان معمولاً با Cls نشان داده می‌شود:

$$\text{CIs} = \left[S_{\frac{Y}{2}}^{\bullet}, S_{(1-\frac{Y}{2})}^{\bullet} \right] \qquad (۱)$$

افرون و تیبشیرانی (۱۹۸۶) متذکر شده‌اند که این روش ممکن است نرخ پوشش واکنش‌های آنی مورد نظر (سطح اطمینان اسمی) را نداشته باشد. این مسئله هنگامی رخ می‌دهد که به‌عنوان مثال، $\hat{\varphi}_T$ برآودگر با تورشی از φ باشد. در این حالت توزیع خودگردان ممکن است حول پارامتر

[1]. Standard Percentile Interval

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

اصلی جامعه(ϕ)به اضافه یک تورش، تمرکز بیابد و بنابراین فاصله اطمینان برای ϕ دارای انحراف زیادی باشد (بنکویتز و همکاران، ۲۰۰۱).

اگر توزیع حدی متناظر $\Gamma\left[\sqrt{T(\hat{\varphi}-\varphi)}\right]$ حول صفر متقارن باشد، این فاصله اطمینان نیز به‌طور مجانبی با افزایش حجم نمونه دارای نسبت پوشش صحیح خواهد بود. اما افرون و تیبشیرانی (۱۹۸۶) و همچنین بنکویتز و همکاران (۲۰۰۰) نشان داده‌اند اگرتوزیع $\hat{\Phi}$ حول Φ متمرکز نشود، CI_s حتی به‌طور مجانبی هم دارای محتوای اطمینان مطلوب نخواهد بود و مجبور خواهیم بود توزیعی را برای برآوردگرهای مورد نظرمان در نظر بگیریم.

برای رفع این مسئله هال (۱۹۹۲) تصحیحی را در روش CI_s بیان نمود که به‌عنوان روش صدکی هال شناخته می‌شود. (بنکویتز و همکاران، ۲۰۰۱).

۴-۱-۲. روش صدکی هال[1]

اگر $t^{\bullet}_{\frac{y}{2}}$ و $t^{\bullet}_{(1-\frac{y}{2})}$ و چارک های $\frac{y}{2}$ و $(1-\frac{y}{2})$ توزیع $\Gamma\left[\sqrt{T(\hat{\phi}^{\bullet}_{T}-\hat{\phi}_{T|}\ Y,X)}\right]$ باشند، مطابق:

$$\Gamma\left(\hat{\phi}_{t}-\phi \approx \Gamma(\hat{\phi}^{\bullet}_{T}-\hat{\phi}_{T|}\ Y,X\right) \qquad (۲)$$

به این صورت خواهد بود: نشان داده می‌شود CI_H فاصله اطمینان هال (۱۹۹۲) که معمولاً با

$$CI_H=\left[\hat{\phi}_T-t^{\bullet}_{(1-\frac{Y}{2})},\hat{\phi}_T-t^{\bullet}_{\frac{y}{2}}\right] \qquad (۳)$$

آنگاه:

$$Pr(\phi \varepsilon CI_H)\rightarrow 1-Y \qquad T\rightarrow\infty \qquad (۴)$$

به این معنا که روش هال به‌طور مجانبی با افزایش حجم نمونه دارای نسبت پوشش صحیح خواهد بود (بنکویتز و همکاران، ۲۰۰۱).

[1]. Hall's Percentile Interval

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

۴-۱-۳. روش استیودنتایز هال[1]

کیفیت تقریب خودگردان از توزیع یک آماره، با کاهش وابستگی‌اش به توزیع ناشناخته حاکم بر فرایند واقعی تولید داده‌ها بهبود می‌یابد. هال (۱۹۹۲) نشان داده است که Studentizing به تقریب‌های خودگردان بهتری می‌انجامد. بنابراین استفاده از آماره Studentized شده $\left(\hat{\phi}_t - \phi\right) \Big/ \sqrt{\hat{var}(\hat{\phi}_t)}$ به‌عنوان مبنای تشکیل فواصل اطمینان، دارای مزیت بیشتری است (بنکویتز و همکاران، ۲۰۰۱). در این روش خودگردان به‌جای آماره $\hat{\varphi}_T^{\bullet} - \hat{\varphi}_T$ از $\left(\hat{\phi}_t - \phi\right) \Big/ \sqrt{\hat{var}(\hat{\phi}_t)}$ استفاده می‌شود. در این روش واریانس‌ها نیز توسط خودگردان برآورد می‌شوند:

$$\hat{var}(\hat{\phi}_t) \ldots\ldots\ldots \frac{1}{B^{\bullet}-1}\sum_{i=1}^{B^{\bullet}}(\hat{\phi}_T^{\bullet,i} - \overline{\hat{\phi}_T^{\bullet}})^2 \qquad (۵)$$

$$\hat{var}(\hat{\phi}_T^{\bullet}) \ldots\ldots\ldots\ldots \frac{1}{B^{\bullet\bullet}-1}\sum_{i=1}^{B^{\bullet\bullet}}(\hat{\phi}_T^{\ast\ast,i} - \overline{\hat{\phi}_T^{\ast\ast}})^2 \qquad (۶)$$

$\hat{\phi}_T^{\ast\ast,i}$ توسط دوبار خودگردان‌سازی به‌دست می‌آید و $B^{\ast}$ و $B^{\ast\ast}$ تعداد تکرارهای خودگردان در هر یک از ۲ مرحله خودگردان‌سازی می‌باشند.

حال چنانچه $t_{\gamma/2}^{\bullet\bullet}$ و $t_{(1-\gamma/2)}^{\bullet\bullet}$، چارک‌های $\frac{\gamma}{2}$ و $(1-\frac{\gamma}{2})$ توزیع $\Gamma((\hat{\phi}_T^{\bullet} - \hat{\phi}_T)/(\hat{var}(\hat{\phi}_T^{\bullet}/Y,X)$ باشند، با استفاده از این مقادیر فاصله اطمینان Studentized هال که معمولاً با CI_{SH} نشان داده می‌شود به این‌صورت خواهد بود:

$$CI_{SH} = \left[\hat{\phi}_T - t_{(1-\gamma/2)}^{\bullet\bullet}\sqrt{\hat{var}(\hat{\phi}_T)}\hat{\phi}_T - t_{\gamma/2}^{\bullet\bullet}\sqrt{\hat{var}(\hat{\phi}_T)}\right] \qquad (۷)$$

$$\Gamma((\hat{\phi}_T - \phi)/\sqrt{\hat{var}}(\hat{\phi}_T), \Gamma((\hat{\phi}_T^{\bullet} - \hat{\phi}_T)/\sqrt{\hat{var}(\phi_T^{\bullet}|Y,X)} \qquad (۸)$$

چنانچه توزیع‌های حدی یکسانی داشته باشند مشابه روش خودگردان صدکی هال، CI_{SH} دارای احتمال پوشش مجانبی صحیحی خواهد بود (بنکویتز و همکاران، ۲۰۰۱).

[1]. Hall's Studentized Interval

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

۴-۲. مدل‌های SubSet

برای بیان نااطمینانی برآورد واکنش‌های آنی با توجه به ضعف روش‌های معمول و استاندارد تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی یک راه کاربرد روش‌های مختلف ساخت فواصل در کنار برآوردهای واکنش‌های آنی است تا مشاهده شود آیا تفسیر نتایج در برابر کاربرد روش‌های مختلف تشکیل فواصل پایدار است یا خیر. بنابراین یک استراتژی، به‌کارگیری مجموعه‌ای از روش‌ها در تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی است که در بخش قبل به آن پرداخته شد.

راه حل بعدی اعمال قیود صحیح صفر بر ضرایب پویای مدل بر پایه معیارهای آماری است که در اصطلاح مدل‌های SubSet نامیده می‌شوند و می‌توانند (و البته نه لزوماً) دقت برآورد و صحت فواصل اطمینان را ارتقا بخشیده و به بهبودهای اساسی در استنباط از نتایج بینجامند. معیارهای آماری اعمال قیود را می‌توان از این لحاظ که مانع انحراف نتایج به سمت یک نظریه خاص در گام‌های ابتدایی تحلیل می‌شوند دارای مزیت دانست. در رویکرد آماری، معمولاً از معیارهای آماری انتخاب مدل و آماره t برای اعمال قیود صفر بر مدل استفاده می‌شود.

مدل کامل VAR را می توان به این صورت نوشت:

$$Y_t = A_1.Y_{t-1} + A_2.Y_{t-2} + ... + A_p.Y_{t-p} + B_0X_t + B_1.X_t + ...B_q.X_{t-q} + CD_t + U_t \quad (۹)$$

Dt ماتریس عبارات قطعی منجمله عرض از مبدأ، روند خطی، متغیرهای فصلی و سایر متغیرها می‌باشد.

در فرم SubSet محدودیت‌های مختلفی را می‌توان بر پارامترهای ماتریس‌های A و B و C اعمال کرد، در این صورت سمت راست متغیرهای معادلات غیر یکسان خواهند بود. به‌عنوان مثال، تنها برخی معادلات دارای متغیرهای مجازی یا برون‌زا هستند که در سایر معادلات ظاهر نمی‌شوند در این مواقع روش برآورد OLS نخواهد بود.

از آنجا که مسئله در روش‌های استاندارد اساساً به‌علت وجود عناصر صفر در ماتریس‌های ضرایب مدل به وجود می‌آید، یک استراتژی می‌تواند اعمال قیود صفر بر این ماتریس‌ها باشد. اگر این قیود صفر به‌طور صحیح گذاشته شوند، آنگاه همه روش‌های استاندارد به‌طور مجانبی صحیح خواهند بود. بنابراین، پیشنهاد این است که پیش از تحلیل برآوردهای آنی زمان بیشتری صرف تصریح بهتر مدل بنکویتز و همکاران (۲۰۰۱) ضمن ارائه روش‌هایی برای رفع و یا کاهش اثر این مسئله، به‌طور مشابه، انتخاب و حذف نقاط مسئله‌ساز پیش از تحلیل واکنش‌های آنی، را به‌عنوان یک استراتژی معرفی نموده‌اند. توصیه این روش، شناسایی تمام محدودیت‌های صفر در گام اول و

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

سپس اعمال این قیود صفر هنگام برآورد واکنش‌های آنی است. البته مشکل این روش نااطمینانی در اعمال محدودیت‌های صفر حقیقی است. بنابراین، کاربرد روش‌های آماری مناسب در شناسایی معناداری و عدم معناداری ضرایب می‌تواند کارایی این روش را در بهبود فواصل اطمینان افزایش دهد. بر این اساس، اعمال قیود صفر به‌طور صحیح بر ضرایب بی‌معنای مدل، پیش از برآورد توابع واکنش آنی می‌تواند به تصریح دقیق‌تری از مدل بینجامد و در نتیجه با افزایش دقت برآوردها امکان تفسیر محکم‌تری از نتایج برآورد واکنش‌های آنی را فراهم آورد.

۴-۳. استراتژی‌های متداول اعمال قیود صفر بر ضرایب پویایی‌های کوتاه‌مدت

اعمال قیود صفر بر پارامترهای مدل می‌تواند بر پایه دانش اقتصادی یا معیارهای آماری گذاشته شود. در رویکرد آماری، معمولاً از معیارهای آماری انتخاب مدل و آماره t برای اعمال قیود صفر بر مدل استفاده می‌شود. براساس آماره t، متغیرها با کمترین مقدار t به‌طور متوالی حذف می‌شوند تا زمانی که مقدار آماره t برای ضرایب متغیرهای باقیمانده، بیش از سطح آستانه مورد نظر باشد. بر اساس معیارهای انتخاب مدل نیز حذف متغیرها تا زمانی ادامه می‌یابد که برای متغیرهای $(i_1,....,i_n)$ باقیمانده $CR\ (i_1,....,i_n)$ مینیمم شود که:

$$CR(i_1,....,i_n) = \log(SSE(i_1,...,i_n)/T) + C_t n/T \qquad (۱۰)$$

T حجم مشاهدات و $SSE(i_1,...,i_n)$ مجموع مجذور خطاها برای $x_{i1t},...,x^{int}$ در رگرسیون می‌باشد؛ C_t، برای AIC برابر با ۲، برای HQ برابر با $2\log\log T$ و برای SC برابر با $\log T$ می‌باشد.

در رویکرد آماری، روش‌های حذف متغیرها (که در مدل‌های خودرگرسیو و تصحیح خطای برداری، در حقیقت حذف وقفه‌های متغیرهای درون‌زا و عبارات همجعی می‌باشند) را می‌توان به روش‌های تک‌معادله و سیستمی تقسیم نمود. روش‌های تک‌معادله بر اساس هر معادله در سیستم اقدام به حذف می‌کند و روش‌های سیستمی الگوریتمی را به‌کار می‌گیرد که در آن کل سیستم به یکباره در فرایند حذف به‌کار گرفته می‌شود (برگمن و لتکپول، ۲۰۰۰).

۴-۳-۱. روش‌های تک‌معادله

در روش حذف تک‌معادله، معادلات سیستم به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شوند:

$$y_t = v + x_{1t}\phi_1 + ...x_{kt}\theta_{K+u_t}..,.....t = 1,.....T \qquad (۱۱)$$

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

که x_{KT} شامل متغیرهای درون‌زا، متغیرهای برون‌زا، عبارات قطعی و متغیرهای درون‌زای همزمان در حالت ساختاری می‌باشد.

۴-۳-۱-۱. روش حذف متوالی رگرسورها[1] (SER)

در این روش رگرسورها به‌ترتیب و مرحله به مرحله از رگرسوری که بزرگترین کاهش را در معیار انتخاب مدل مورد نظر ایجاد کند حذف می‌شوند تا زمانی که دیگر حذف رگرسور این معیار را کاهش ندهد. به‌صورت تحلیل می‌توان بیان نمود، در گام j، x_{kt} می‌شود اگر:

$$CR = (1,.....,k-1,k+1,.....k-j+1) = \min....CR(1,.....i-1,i+1,k-j+1) \quad (۱۲)$$

$$CR(1,.....,k-1,k+1,.....,k-j+1) \pounds CR(1,.....K-j+1) \quad (۱۳)$$

۴-۳-۱-۲. روش آزمون t (TP)[2]

در این روش رگرسورها مرحله به مرحله از کوچکترین مقادیر t حذف شده و این کار تا زمانی که مقدار t از یک آستانه (γ) بزرگتر شود ادامه می‌یابد. به‌عبارت دیگر، اگر $t_k^{(j)}$ نسبت متناظر با θ_k در jامین گام باشد در صورتی در این گام حذف خواهد شد که:

$$\left|t_k^{(j)}\right| = \min_{i=1,.....,K-j+1}\left|t_k^{(j)}\right| \text{and} \left|t_k^{(j)}\right| \pounds \gamma, \text{stop....if.....all} \left|t_{(k)}^{(j)}\right| f \gamma_0 \quad (۱۴)$$

و چنانچه $t_k^{(j)}$ برای همه رگرسورها بزرگتر از γ باشد حذف متوقف خواهد شد.

۴-۳-۱-۳. استراتژی بالا-پایین (TD)[3]

این روش از آخرین رگرسوری که در معادله وجود دارد شروع کرده و چنانچه حذف آن ارزش معیار، انتخاب مدل مورد نظر را افزایش ندهد، آن‌را حذف می‌کند و این عمل را برای $X_{k-1}, t, ...x_{1t}$ نیز تکرار می‌کند تا زمانی که حذف t، X_{k-j+1} معیار انتخاب مدل را افزایش دهد که در این‌صورت حذف متوقف می‌شود.

1. Sequential Elimination of Regressors
2. Testing Procedure
3. Top-down Strategy

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

٤-۳-۲. روش‌های سیستمی

این امکان وجود دارد که تمام سیستم را به‌یکباره برای انتخاب متغیرها و وقفه‌هایی که باید در مدل وارد شوند در نظر گرفت. در این حالت مدل به شکل زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = x_t\theta + u_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots t = 1,\ldots\ldots T \qquad (۱۵)$$

X_t یک ماتریس رگرسیون ($j(m) \times$ و θ یک بردار پارامتر $J)(J \times 1)$

X_t می‌باشد. x_t یک ماتریس قطری به شکل:

$$x_t = \begin{bmatrix} x_{1t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & x_{mt} \end{bmatrix} \qquad (۱۶)$$

که x_{kt} یک بردار $j_k(\times 1)$ از رگرسورها در K امین معادله بوده و $j = j_1 + \ldots + j_m$ اگر وقفه‌ها در برخی معادلات حذف شوند، با تعداد متفات رگرسورها در معادلات مختلف سیستم، برآورد معمولاً توسط GLS و یا SURE به جای OLS انجام می‌شود.

۴-۳-۲-۱. روش سیستمی آزمون t(STP)

این روش مشابه روش تک‌معادله SER بر حذف متوالی ضرایب با کمترین مقدار t بنا می‌شود. منتها در اینجا کل سیستم در نظر گرفته می‌شود. حذف از رگرسور با کمترین t در سیستم آغاز می‌شود تا زمانی‌که مقدار t از مقدار آستانه‌ای که مشخص می‌کنیم بالاتر باشد (برگمن و لتکپول، ۲۰۰۰).

۴-۳-۲-۲. روش سیستمی حذف متوالی رگرسورها (SSER)

معیارهای انتخاب مدل می‌توانند مشابه حالت حذف تک‌معادله مبنای حذف رگرسورها قرار گیرند. در حالت سیستمی حذف از متغیری که بیشترین کاهش را در معیار انتخاب مورد نظر ایجاد کند آغاز می‌شود و تا زمانی ادامه می‌یابد که حذف متغیر معیار انتخاب مدل را بهبود نبخشد.

استراتژی TD در حالت سیستمی به‌کار نمی‌رود چرا که ممکن است به یک تصریح تصادفی بینجامد. همچنین در حالت سیستمی رابطه‌ای که بین SER و TP وجود دارد برقرار نمی‌باشد، چرا که آزمون‌های Wald و LR برای محدودیت‌های خطی در حالت چندمتغیره متفاوت است. طبق (کیلیان، ۱۹۹۸) و (برتنگ و لتکپول، ۲۰۰۴) عوامل متعددی می‌توانند منشأ تورش فواصل خودگردان برآورد شده باشند، از جمله حجم محدود نمونه و روش برآورد. انتقادی که بر مدل‌های VAR غیرمقید می‌شود این است که تعداد پارامترها با افزایش تعداد متغیرها و وقفه‌ها به‌طور فزاینده‌ای

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

افزایش می‌یابد. اگر تعداد وقفه‌ها P و تعداد متغیرهای درون‌زا در سیستم برابر K باشد، K^2p پارامتر برای وقفه‌های متغیرهای درون‌زا در سیستم وجود دارد. به‌عبارت دیگر با اضافه کردن تنها یک متغیر P پارامتر به سیستم اضافه خواهد شد. از آنجا که معمولاً در مطالعات حجم نمونه آنقدر بزرگ نیست؛ در یک مدل از مرتبه متوسط نااطمینانی نمونه‌گیری موجود در برآوردها امکان تمیز بین نظریات گوناگون را مشکل می‌سازد که به نوبه خود، نتیجه برآورد این مقادیر در یک مدل غیرمقید با پارامترهای زیاد است (برگمن و لتکپول، ۲۰۰۰). همچنین از آنجا که تجزیه واریانس و واکنش‌های آنی در مدل‌های VAR توابعی غیر خطی از پارامترهای AR و ماتریس واریانس کواریانس پسماندها می‌باشند، اگر ضرایب منفرد در مدل‌های VAR به لحاظ آماری معنادار نباشد، لحاظ آنها هنگام محاسبه واکنش‌های آنی و تجزیه واریانس موجب خواهد شد خطاهای استاندارد بزرگ آنها دلالت بر خطاهای بزرگتری در برآوردهای تجزیه واریانس و توابع واکنش آنی داشته باشد. بنابراین وقتی واریانس‌های بزرگ به‌طور غیر خطی گسترش می‌یابند، نتیجه نهایی فواصل اطمینان بزرگتر خواهد بود. بر این اساس اعمال قیود صفر به‌طور صحیح، بر ضرایب بی‌معنای مدل، پیش از برآورد توابع واکنش آنی می‌تواند به تصریح دقیق‌تری از مدل بینجامد و در نتیجه با افزایش دقت برآوردها امکان تفسیر محکم‌تری از نتایج برآورد واکنش‌های آنی را فراهم آورد.

۵. تصریح الگو

۵-۱. معرفی متغیرها

داده‌های تحقیق پیش رو، شامل سری‌های زمانی متغیرها می‌باشد که از آغاز فروردین ماه سال ۱۳۷۸ تا آخر اسفند ماه سال ۱۳۸۷ را در بر می‌گیرد. این داده‌ها از نشریات مختلف بانک مرکزی و گزارش‌های آماری ماهانه بورس اوراق بهادار تهران و سایت‌های BLS, OPEC وIFS گردآوری شده‌اند. استفاده از متغیرهای سالانه مانع از شناخت به‌موقع وضعیت جاری اقتصاد می‌گردد. به این دلیل، در این تحقیق از داده‌های ماهانه متغیرها استفاده شده است. بر اساس مطالعات نظری و تجربی، متغیرهای زیر در این تحقیق در نظر گرفته شده‌اند؛ این متغیرها عبارتند از:

LRM: لگاریتم حجم پول حقیقی که از تقسیم حجم پول اسمی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به‌دست آمده است.

LRGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (۱۰۰= ۱۳۸۳)

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (۱۰۰= ۱۳۸۳)

REXR: نرخ ارز حقیقی است که این نرخ از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

$$REXR = (EXR * CPIUSA) / CPI \quad (۱۷)$$

که در آن: EXR، نرخ ارز اسمی بازار آزاد، CPIUSA: شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا (۱۰۰= ۲۰۰۴) و CPI: شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران (۱۰۰=۱۳۸۳) هستند.

۵-۲. توابع واکنش آنی (IRFs)

نتایج حاصل از توابع واکنش آنی حاکی است که حجم پول اثر منفی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت و اثر مثبت و افزایشی بر این شاخص در بلندمدت دارد. حجم پول در دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت دارای اثر مثبت و در بلندمدت دارای اثر منفی و کاهشی بر نرخ ارز است. در عین حال حجم پول بجز در دوره کوتاه‌مدت و میان‌مدت دارای اثر منفی و کاهشی بر تولید ناخالص داخلی است. بر اساس نظریه پولی تورم، افزایش مستمر حجم پول با نرخی بیش از حاصل‌ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به‌شمار می‌آید. بنابراین، به‌طور عمده افزایش حجم پول منجر به افزایش تقاضا و هزینه‌های جاری و چنانچه طرف عرضه کل اقتصاد پاسخگوی این افزایش تقاضا نباشد این امر منجر به ایجاد یک مازاد تقاضا و در نتیجه افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. همچنین تحقیقات انجام شده در زمینه نظریه پولی تورم در ایران نشان داده است که افزایش حجم پول در جامعه همراه و همگام با افزایش تولید ناخالص داخلی نیست و عامل تشدیدکننده تورم به‌شمار می‌آید.

بر اساس الگوهای نظری، با فرض ثبات درآمد و سرعت‌های گردش پول و حجم پول خارجی، همچنین فرض زیربنایی برابری قدرت خرید رابطه‌ای مستقیم بین نرخ ارز و حجم پول وجود دارد. نتیجه بررسی نشان می‌دهد چنین رابطه بلندمدتی در ایران میان نرخ ارز و حجم پول به‌طور معکوس وجود دارد. در رابطه با اقتصاد ایران ملاحظه می‌کنیم که درآمد داخلی در سال‌هایی بیشتر و درسال‌هایی کمتر از درآمد خارجی افزایش یافته و حتی درسال‌هایی شاهد کاهش درآمد داخلی بوده‌ایم. بنابراین، عدم تطابق نتیجه تجربی با نتیجه نظری فوق را می‌توان منسوب به عدم برقراری فرض برابری قدرت خرید یا ثبات سایر شرایط دانست. این فرض با قیمت‌گذاری تبعیضانه نرخ ارز در تعارض است و شاید وجود این مسئله، چنین نتیجه دور از انتظار را ایجاد کرده است.

علاوه بر بحث فوق، در بررسی آمار مربوط به پول و شبه‌پول در سری زمانی داده‌های اقتصادی ایران مشاهده شده که نسبت پول به شبه‌پول در مقاطع حساس تاریخ اقتصاد ایران به‌شدت دچار

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

تحول شده است، به‌گونه‌ای که تا سال‌های پیش از انقلاب، حجم پول کمتر از شبه‌پول بوده که نشان از گستردگی حجم سپرده‌های بانکی دارد و در مقطع انقلاب این نسبت به‌شدت دگرگون شده و آثار دگرگونی آن تا سال‌های جنگ و پس از آن نیز به‌خوبی از آمار قابل مشاهده است. این توضیح از آن جهت لازم است که از دلایلی که حجم پول متناسب با نظریه اقتصادی از نظر تجربی رابطه مورد انتظار را نشان نمی‌دهد احتمالاً به دلایل وقایع ساختاری، از قبیل جنگ و انقلاب بوده است.

۵-۳. مدل SubSet VEC

در این قسمت به برآورد مدل SubSet VEC در الگوی تجربی مورد نظر می‌پردازیم. از آنجا که استراتژی اعمال قیود مهم است، در این مطالعه از روش‌های تک‌معادله (حذف متوالی رگرسورها، روش بالا-پایین و روش آزمونt) و ۲ روش سیستمی (روش سیستمی آزمون t و روش سیستمی حذف متوالی رگرسورها) برای اعمال قیود صفر بر مدل و برای ارزیابی نااطمینانی برآوردها و نیز روش تشکیل فاصله اطمینان خودگردان صدکی هال در تفسیر نتایج استفاده گردیده است.

مطابق نتایج حاصل از توابع و فواصل اطمینان واکنش‌های آنی در مدل SubSet VEC تصریح‌های نهایی توسط روش‌های مختلف تک‌معادله و سیستمی تقریباً مشابه است، اما کاربرد آنها در تصریح الگو موجب شده است واکنش‌های آنی مدل غیر مقید دقیق‌تر برآورد شده و طول فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی کاهش یابد. با مقایسه نتایج برآوردهای واکنش‌های آنی و فواصل اطمینان در مدل غیرمقید VEC و مدل مقید SubSet VEC نتیجه می‌گیریم با وجودی که هر دو مدل برآوردهای مشابهی را از واکنش‌های آنی ارائه دادند، دقت واکنش‌های آنی برآورد شده در مدل SubSet VEC بهبود یافته است، چرا که پهنای فواصل مدل‌های محدود شده از فاصله اطمینان مدل کامل کمتر است و نتایج حاصل از توابع واکنش‌های آنی در جهت بهبود مدل اصلی بوده است و بنابراین می‌توانند با اطمینان بالاتری تفسیر شوند. بنابراین، می‌توان نتیجه‌گیری نمود به‌کارگیری این استراتژی‌های آماری تصریح مدل درکشف مدل اصلی با احتمال نسبتاً بالایی موفق بوده است و نااطمینانی برآوردها را کاهش می‌دهد.

این نتایج با نتایج بنکویتز، لتکپول و ولترز (۲۰۰۱) و بنکویتز (۲۰۰۲) منطبق است. در مطالعات آنها نیز مقایسه نتایج برآوردهای واکنش‌های آنی و فواصل اطمینان در مدل غیر مقید و مقید نشان داد با وجودی که هر دو مدل برآوردهای مشابهی را از واکنش‌های آنی ارائه دادند، فواصل اطمینان در مدل مقید باریک‌تر بوده و مشروط بر اینکه محدودیت‌ها به‌طور صحیح اعمال شده باشند، توابع واکنش آنی می‌توانند با اطمینان بیشتری تفسیر شوند.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

۶. خلاصه و نتیجه‌گیری

برای بیان نااطمینانی برآورد واکنش‌های آنی یک استراتژی، به‌کارگیری مجموعه‌ای از روش‌ها در تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی است. با توجه به ضعف روش‌های معمول و استاندارد تشکیل فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی راه حل بعدی اعمال قیود صحیح صفر بر ضرایب پویای مدل بر پایه معیارهای آماری است که در اصطلاح مدل‌های SubSet نامیده می‌شوند و می‌توانند دقت برآورد و صحت فواصل اطمینان را ارتقا بخشیده و به بهبودهای اساسی در استنباط از نتایج بینجامند.

معیارهای آماری اعمال قیود را می‌توان از این لحاظ که مانع انحراف نتایج به‌سمت یک نظریه خاص در گام‌های ابتدایی تحلیل می‌شوند دارای مزیت دانست. در رویکرد آماری، معمولاً از معیارهای آماری انتخاب مدل و آماره t برای اعمال قیود صفر بر مدل استفاده می شود. این مطالعه به مقایسه برآوردهای واکنش آنی در مدل VEC و SubSet VEC با استفاده از مثال تجربی از سیستم پولی ایران می‌پردازد. از آنجا که استراتژی اعمال قیود مهم است، در این تحقیق از روش تک‌معادله و سیستمی برای اعمال قیود صفر بر مدل استفاده گردیده است. برای ارزیابی نا اطمینانی برآورد نیز روش‌های تشکیل فواصل اطمینان خودگردان صدکی هال در تفسیر نتایج استفاده می‌شود.

بر اساس نتایج حاصل از توابع واکنش‌های آنی رسم شده و همچنین فواصل اطمینان تشکیل شده SubSet VEC و مقایسه آنها در مدل اصلی VEC می‌توان بیان داشت با وجودی که هر دو مدل برآوردهای مشابهی را از واکنش‌های آنی ارائه دادند، کاربرد استراتژی‌های آماری تصریح مدل باعث شده است واکنش‌های آنی مدل غیر مقید دقیق‌تر برآورد شده و طول فواصل اطمینان حول واکنش‌های آنی و نا اطمینانی برآوردها کاهش یابد، چرا که پهنای فواصل اطمینان مدل‌های محدود شده از فاصله اطمینان مدل کامل کمتر گردیده است و توابع واکنش‌های آنی نیز در جهت بهبود مدل اصلی بوده‌اند و می توانند با اطمینان بالاتری تفسیر شوند.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

منابع

اندرس، والتر (۱۳۸۶)، اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه صادقی‌شاهدانی مهدی و سعید شوال‌پورسعید، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پژوهش‌های اداره مطالعات و بررسی‌های اقتصادی سال‌های مختلف.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۵)، تحلیل تجربی تورم و قاعده سیاستگذاری پولی در ایران..

جلالی‌نائینی، محمدرضا (۱۳۷۸)، "گزینه‌های سیاست پولی و ارزی و کنترل تورم"، مجموعه مقالات ارائه شده در دومین همایش اقتصاد ایران، تهران.

رودباری، مسعود و سیدحسن صانعی (۱۳۸۳)، *آمار با اطمینان*، چاپ ۱، تهران: انتشارات اندیشمند.

Benkwitz, A. (2002). The Software JMulTi: Concept, Development, and Application in VAR Analysis. With a detailed discussion of bootstrap confidence intervals for impulse responses. PhD Dissertation , Available Online.

Benkwitz, A.; Lutkepohl, H. & M. H. Neumann (1997). Problems related to Bootstrapping Impulse Response of Autoregressive Processes.

Benkwitz A. & H. Lutkepohl (2001), "Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses for German Monetary Systems Impulse Responses of German Monetary Systems," Macroeconomic Dynamics, No. 5, PP. 81–100.

Benkwitz, A. Lutkepohl, H & J. Wolters.(2001), "Comparison of Bootstrap Confidence Iintervals for Impulse Responses of German monetary Systems," *Macroeconomic Dynamics*, No. 5, PP. 81-100.

Breitung J. R. Bruggemann and H. Lutkepohl .(2004). Structural Vector Autorregressive Modeling and Impulse Responses.

Lutkepohl, H., Breitung, J. (1996). Impulse Response Analysis of Vector Autoregressive process. Humboldt University of Berlin.

Bruggemann R. (2006). Finite Sample Properties of Impulse Response Intervals in SVECMs with Long-Run Identifying Restrictions. Economic Risk.Humboldt-Universitat zu Berlin, Department of Economics.

Bruggemann R .(2004). Model Reduction Methods for Vector Autoregressive Processes,Vol. 536 of Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer, Berlin Heidelberg New York.

Bruggemann, R. (2006), Finite Sample Properties of Impulse Response Intervals in SVECMs with Long-Run Identifying Restrictions. SFB 649 'Economic Risk'.Humboldt-Universit¨at zu Berlin, Department of Economics.

Effron, B, Tibshirani, R. (1986). Bootstrap methods for standard errors, confidence Intervals and other measures of statistical Accuracy. Statistical Science, Vol. 1, No 1, 54-77.

Kilian, L. (1998). Small-sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions. The review of economics and statistics,Vol. 80, No. 2, Pages 218-230.

Lutkepohl, H., Saikonen, P. (1995). Impulse Response Analysis in Unfinite Order Cointegrated Vector Autoregressive Processes. Available online.

Lutkepohl, H. (1990). Aymptotic Distribution pf Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decompositions of Vector Autoregressive Models.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-02]