فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی سال سوم، شماره دوم (پیاپی ۹)، بهار ۱۳۹۷ (صفحات ۱۲۳ تا ۱۵۳)

اثر باز بودن تجارت و اندازه دولت بر روی تلاطم اقتصاد کلان در ایران: رهیافت الگوی تلاطم تصادفی (SVM)[1]

مجید دشتبان فاروجی (نویسنده مسئول)
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد
Majiddashtbanf@gmail.com

بهنام الیاس‌پور
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد
Behnam.elyaspour@gmail.com

مسعود عباس‌نژاد
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد
Masoudabbasnezhad@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۳

چکیده

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثر باز بودن تجارت و اندازه دولت بر روی تلاطم اقتصاد کلان است. تئوری‌های اقتصادی به‌وضوح اثرات باز بودن تجارت و اندازه دولت را بر روی تلاطم اقتصاد کلان نشان نمی‌دهند، لذا مسأله مذکور اساساً یک مسأله تجربی است. ازاین‌رو، با ارائه یک مدل تجربی، اثر باز بودن تجارت و اندازه دولت بر روی تلاطم اقتصاد کلان در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ آزمون گردید. برای این منظور، ابتدا نااطمینانی اقتصاد کلان با استفاده از الگوی تلاطم تصادفی با اثرات اهرمی به روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی استخراج شد. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت باز بودن تجارت و مخارج مصرفی دولت بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران اثر مثبت دارند. در کوتاه‌مدت نیز رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مورد نظر و تلاطم اقتصاد کلان وجود ندارد.

طبقه‌بندی JEL: C33، E42، F41، F10

واژه‌های کلیدی: اندازه دولت، باز بودن تجارت، تلاطم اقتصاد کلان، مدل تلاطم تصادفی با اثرات اهرمی.

---

[1] این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد آقای مسعود عباس‌نژاد به راهنمایی آقای دکتر مجید دشتبان فاروجی و مشاور جناب آقای دکتر بهنام الیاس‌پور در دانشگاه بجنورد است.

۱. مقدمه

در عصر جهانی شدن، باز بودن تجارت یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر اقتصاد کلان محسوب می‌شود. در واقع، یکی از آشکارترین ویژگی‌های جهانی شدن، افزایش قابل ملاحظه در باز بودن تجارت بین‌المللی است. در ادبیات نظری جدید که در قالب مباحث اقتصاد باز جدید مطرح می‌شود، اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر تلاطم اقتصاد کلان[۱] را می‌توان از دو جنبه متغیرهای پولی نظیر نرخ تورم و نرخ بهره و متغیرهای غیرپولی نظیر درجه باز بودن تجارت، مخارج دولت و شوک‌های بهره‌وری نیروی‌کار بررسی کرد.

مطالعات بسیاری به مدل‌سازی و برآورد پیامدهای اقتصادی باز بودن تجارت پرداخته‌اند. تمرکز عموم این مطالعات بر ارتباط بین باز بودن تجارت و رشد اقتصادی بوده است، این در حالی است که تقریباً از بررسی ارتباط بین باز بودن تجارت و تلاطم اقتصادی غفلت شده است. بااین‌حال، برخی مطالعات محدود در این زمینه نظیر رِیزن، سادکا و کوری[۲] (۲۰۰۲، ۲۰۰۳) نشان می‌دهد که باز بودن تجارت، پتانسیل لازم برای ایجاد سیکل‌های رونق رکود در سرمایه‌گذاری و بی‌ثباتی اقتصاد را داراست. همچنین گالی و موناسلی[۳] (۱۹۹۹) با استفاده از یک مدل سیاست پولی بهینه نشان دادند که افزایش در درجه باز بودن تجارت منجر به کاهش تلاطم نرخ ارز و افزایش تلاطم تولید می‌شود، اما اثر آن بر روی تلاطم مصرف مبهم است. گوئندر[۴] (۲۰۰۳) با تمایز بین هدف‌گذاری تورم داخلی و تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده نشان داد که اگر هدف‌گذاری براساس تورم داخلی باشد یک رابطه U شکل بین تلاطم تولید و باز بودن تجارت وجود خواهد داشت و اگر هدف گذاری براساس تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده باشد، واریانس تولید نسبت به باز بودن تجارت اکیداً افزایشی خواهد بود. بااین‌حال، مدل نظری هاو[۵] (۲۰۰۲) حکایت از رابطه معکوس بین باز بودن تجارت و تلاطم نرخ ارز واقعی دارد.

یکی از مهمترین ویژگی‌های بارز کشورهای در حال توسعه، تلاطم اقتصاد کلان آن‌هاست. شدت و اندازه کاهش تولید، بحران‌های پولی و حساب جاری نه‌تنها تلاطم اقتصاد کلان را افزایش می‌دهد (ریمی و ریمی[۶] (۱۹۹۵)، ناتکاوسکا و لوئازا[۷] (۲۰۰۴))، بلکه بر رشد

---

1. Macroeconomic Volatility
2. Razin, Sadka & Coury
3. Gali & Monacelli
4. Guender
5. Hau
6. Ramey & Ramey
7. Hnatkovska & Loayza

اقتصادی و رفاه نیز اثرات منفی داشته (پلیج و روب[1] (۲۰۰۳)) و بر روی توزیع درآمد و فقر اثرات مخرب و پایدار دارد (کالدرون و لوی-یِیاتی[2] (۲۰۰۷)). تلاطم اقتصاد کلان نشان می‌دهد که اولاً، کشور در معرض شوک‌ها قرار دارد؛ ثانیاً، کشور در مقابل این شوک‌ها آسیب‌پذیر است. بنابراین، تلاطم اقتصاد کلان می‌تواند پیش‌بینی‌پذیری محیط اقتصاد کلان داخلی را کاهش دهد. نکته نگران‌کننده آن است که این عدم پیش‌بینی پذیری منجر به مختل شدن تخصیص منابع، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود. بااین‌حال، تئوری‌های اقتصادی نظیر مطالعه رازین و رز[3] (۱۹۹۲) نشان می‌دهند که باز بودن مالی منجر افزایش تلاطم سرمایه‌گذاری، هموار شدن تلاطم مصرف و افزایش تلاطم تولید می‌گردد. زیرا کاهش موانعِ تحرک سرمایه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری را افزایش داده و شوک‌های بهره‌وری را متنوع می‌سازد که این امر منجر به افزایش تلاطم سرمایه‌گذاری می‌شود. از طرف دیگر، توانایی استفاده از حساب جاری برای قرض گرفتن و قرض دادن بین‌المللی به‌هموارسازی مصرف کمک می‌کند. حذف موانع برای تجارت کالاها نیز موجب افزایش تخصص‌گرایی شده و درنتیجه تلاطم تولید افزایش می‌یابد.

ثبات اقتصاد کلان از طریق تأثیر بر انگیزه و انباشت سرمایه‌گذاری خصوصی، به رشد اقتصادی کمک می‌کند. اگر سرمایه‌گذاری‌های عمرانی دولت با ایجاد بی‌ثباتی در محیط اقتصاد کلان همراه باشد (که غالباً در اکثر کشورهای در حال توسعه نیز چنین است) نتیجه عملکرد اقتصادی به احتمال زیاد رضایت‌بخش نخواهد بود. تلاطم اقتصاد کلان با ایجاد فضایی از نااطمینانی، اخذ اطلاعات واقعی از قیمت‌های نسبی را دشوار ساخته و به تخصیص ناکارآمد منابع منجر می‌شود. از طرف دیگر، بودجه عمومی دولت در هر کشور تصویر تمام‌نمایی از مجموعه متغیرهای کلان اقتصادی، اجتماعی و سیاسی آن کشور، به‌ویژه تصمیم درباره نقش دولت و بخش عمومی در اقتصاد است. نقش دولت در جامعه از روی قدرت خرج و حوزه دخالت آن درک می‌شود که این خود در نسبت بودجه عمومی دولت در تولید ناخالص داخلی انعکاس پیدا می‌کند. دولت برای رفع نااطمینانی و برگردان فضای مطمئن به بازار ناگزیر به صرف هزینه‌هایی است که این هزینه‌ها موجب بزرگ‌تر شدن نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (اندازه دولت) می‌شود؛ بنابراین بررسی تأثیر اندازه دولت بر نااطمینانی اقتصاد کلان حائز اهمیت است (جعفری صمیمی و اعظمی،۱۳۹۱).

---

[1]. Pallage & Robe
[2]. Calderón & Levy-Yeyati
[3]. Razin & Rose

ازاین‌رو، در مقاله حاضر اثر باز بودن تجارت و اندازه دولت بر روی تلاطم اقتصاد کلان بررسی می‌شود. سازماندهی این مقاله به این صورت خواهد بود که بعد از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری موضوع بحث شده و در بخش سوم برخی از مطالعات تجربی ارائه خواهد شد. بخش چهارم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص یافته و برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تجربی در بخش پنجم بیان شده است. در نهایت و در بخش پایانی مقاله، به ارائه نتیجه‌گیری کلی پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. باز بودن تجارت و تلاطم اقتصاد کلان

از منظر تئوری، رابطه بین باز بودن تجارت و تلاطم رشد اقتصادی از طریق فرضیه جبران[۱] ارائه شده است (دان[۲] (۲۰۰۷) و ارلیچ و هرن[۳] (۲۰۱۳) را ببینید). بر اساس این تئوری، تلاطم رشد اقتصادی را می‌توان به منزله پیامد قرار گرفتن در معرض بازارهای بین‌المللی دانست. طرفداران این تئوری بیان می‌دارند که قرار گرفتن در معرض تجارت فزاینده، تلاطم اقتصاد داخلی را افزایش می‌دهد. در این تئوری فرض می‌شود که هرچه بخش عمومی اقتصاد بزرگ‌تر باشد، قرار گرفتن در معرض شوک‌های اقتصادی، به‌دلیل احتمال ریسک خارجی برای مخارج دولت، بیشتر خواهد بود. بااین‌حال، دان (۲۰۰۷) استدلال می‌کند که توسعه تجارت بین‌الملل در بازارهای بزرگ‌تر و باثبات‌تر به‌دلیل افزایش ثبات اقتصادی، تنوع ریسک را کاهش می‌دهد. روش دیگری که مبتنی بر تئوری اقتصادی است، بیان می‌دارد که اقتصادهای کوچکتر نسبت به اقتصادهای بزرگتر با تلاطم‌های بزرگتری مواجه هستند. این امر موجب وخیم‌تر شدن سطح مخاطره این اقتصادها در بازار جهانی می‌شود (ارلیچ و هرن (۲۰۱۳)). دی جیووانی و لِوچنکو[۴] (۲۰۰۷) استدلال کردند که فقدان اجماع در خصوص رابطه بین باز بودن تجارت و تلاطم اقتصاد کلان به ابهام در مکانیسم رابطه بین این متغیرها باز می‌گردد. به اعتقاد آن‌ها تجارت از طریق سه کانال زیر تلاطم را تحت تأثیر قرار می‌دهد: (الف) افزایش سطح واکنش صنایع به شوک‌های خارجی، (ب) تغییر در الگوی هم‌گرایی بخش‌های تجاری با مابقی اقتصاد و (ج) امکان متنوع‌سازی تولید در میان بخش‌ها. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که (۱) تجارت بالاتر در

---

[1]. Compensation Hypothesis
[2]. Down
[3]. Ehrlich & Hearn
[4]. Di Giovanni & Levchenko

یک بخش، تلاطم تولید آن بخش را افزایش می‌دهد، (۲) تجارت بالاتر در یک بخش، همبستگی آن بخش با مابقی اقتصاد را کاهش می‌دهد و (۳) باز بودن تجارت بالاتر در اقتصاد، تخصص‌گرایی تولید آن اقتصاد را افزایش می‌دهد. بوک، داپکی و استروتمن[۱] (۲۰۰۶) از نظر تئوریک معتقدند که اثر باز بودن صادرات بر روی تلاطم به‌دلیل حضور دو اثر جبرانی مبهم است: (۱) اگر عرضه و تقاضای عامل بنگاه‌های صادراتی از کشش بیشتری برخوردار باشند، این بنگاه‌ها بیشتر در معرض شوک‌های داخلی و خارجی قرار خواهند داشت و درنتیجه تلاطم تولید افزایش می‌یابد و (۲) همبستگی ناقص بین شوک‌های داخلی و خارجی ممکن است اثر کاهشی بر روی تلاطم تولید بنگاه‌هایی داشته باشد که به تجارت بیشتری می‌پردازند. از نظر تجربی این محققین دریافتند که فروش بنگاه‌های صادراتی، تغییرپذیری کمتری را نسبت به بنگاه‌های غیرصادراتی نشان می‌دهد و اینکه اثر حجم صادرات بر روی تلاطم تولید در سطح بنگاه منفی است. کاوالو و فرانکل[۲] (۲۰۰۷) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا باز بودن تجارت منجر به آسیب‌پذیری در برابر بحران‌های خارجی می‌شود. به اعتقاد آن‌ها کشورهای بازتر در برابر شوک‌های خارجی آسیب‌پذیرترند و موانع غیرمنتظره ممکن است به اعتبار تجارت (به‌ویژه برای واردات) آسیب وارد کند، ازاین‌رو کاهش‌های بعدی در تجارت به کشورهایی که بیشتر در بازارهای جهانی ادغام شده‌اند، خسارت زیادتری وارد می‌کند. این در حالی است که رز[۳] (۲۰۰۲) استدلال کرده بود که باز بودن تجارت به‌منزله یک ضربه‌گیر در برابر شوک‌های خارجی عمل می‌کند، زیرا کشورهای بازتر بر روی بدهی بین‌المللی خود حساسیت بیشتری از خود نشان می‌دهند. در همین راستا، مارتین و ری[۴] (۲۰۰۶) نشان دادند که اقتصاد بازارهای نوظهور درصورتی تمایل بیشتری برای تأمین مالی بحران دارند که علی‌رغم رژیم تجاری بسته‌تر از نظر مالی باز باشند. حداد و سابوروکی[۵] (۲۰۱۰) نشان دادند که علی‌رغم باز بودن اقتصاد برای تجارت، تنوع محصول نقش مهمی برای حمایت اقتصاد از تلاطم ایفا می‌کند. آن‌ها معتقدند که سیاست‌های اعمال شده در چنین شرایطی، تنوع محصول را بهبود می‌بخشد. در واقع، با توسعه زیرساخت‌های تجارتِ اقلام مربوطه، تنوع محصول بهبود می‌یابد و بخش خدمات نقش مهمی در مدیریت تنوع صادرات ایفا می‌کند. جیووانی و لِوچنکو (۲۰۱۰) استدلال کردند که اندازه دولت و آزادسازی تجارت، تلاطم را تحت

[1]. Buch, Döpke & Strotmann
[2]. Cavallo & Frankel
[3]. Rose
[4]. Martin & Rey
[5]. Haddad & Saborowki

تأثیر قرار می‌دهد. آن‌ها در مطالعه خود دریافتند که رابطه مثبتی بین آزادسازی تجارت و تلاطم اقتصادی وجود دارد. به‌طورکلی مشاهده می‌گردد که ادبیات نظری در مورد ارتباط بین باز بودن تجارت و تلاطم اقتصاد کلان به نتیجه قاطع و محکمی نرسیده است. مدل نظری زیر به درک بهتر این مسأله نیز کمک می‌کند.

۲-۱-۱. یک مدل نظری ساده

با پیروی از کاراس[1] (۲۰۰۶) می‌توان یک مدل نظری ساده برای نمایش نحوه اثرگذاری باز بودن تجارت بر روی تلاطم اقتصاد کلان از طریق اجرای سیاست پولی طراحی کرد. این رویکرد مبتنی بر مدل مشهور اعتبار سیاست پولی مطرح شده توسط کیدلند و پرسکات[2] (۱۹۷۷) و بارو و گوردون[3] (۱۹۸۳) است که بعدها جهت در نظر گرفتن ملاحظات اقتصاد باز توسط روگوف[4] (۱۹۸۵) و آبسفلد و روگوف[5] (۱۹۹۶) بسط داده شد. با پیروی از آبسفلد و روگوف (۱۹۹۶) تابع زیان دولت[6] به فرم زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$L = \frac{1}{2} E[\alpha(y - \hat{y})^2 + \pi^2] \qquad (۱)$$

که در اینجا y لگاریتم GDP واقعی، $\hat{y}$ هدف‌گذاری دولت برای y، π نرخ تورم، E نشان‌دهنده امید ریاضی و پارامتر مثبت α بیان‌گر اهمیت هدف‌گذاری ستاده نسبت به تورم است.

ستاده توسط منحنی فیلیپس با انتظارات تعمیم‌یافته[7] معین می‌شود؛ یعنی

$$y = \beta(\pi - \pi^e) + u \qquad (۲)$$

که در این رابطه نرخ طبیعی ستاده به صفر نرمال شده است (در واقع، y به‌منزله انحرافات از روند یا جزء سیکلی ستاده تفسیر می‌شود)، π^e معرف تورم انتظاری است، $u \sim iid(0, \sigma_u^2)$ شوک ستاده بوده و پارامتر β (یعنی، شیب عرضه کل) بیان‌گر مبادله منحنی فیلیپس بین تورم و ستاده است.

حال می‌توان دو مفهوم درباره باز بودن اقتصاد در نظر گرفت. اولاً، به منظور اعمال فرضیه "بدتر شدن مبادله بین تورم و ستاده در منحنی فیلیپس در یک اقتصاد باز نسبت به یک اقتصاد بسته"، β به‌صورت تابعی نزولی از باز بودن تعریف می‌شود (آبسفلد و روگوف

---

1. Karras
2. Kydland & Prescott
3. Barro & Gordon
4. Rogoff
5. Obstfeld & Rogoff
6. Government's Loss Function
7. Expectations-Augmented Phillips Curve

(۱۹۹۶)). نکته مشابهی در رویکردهای نظری مختلف همانند روگوف (۱۹۸۵)، رومر[1] (۱۹۹۳) و کاراس (۱۹۹۹) تعریف می‌شود. بنابراین، فرض می‌شود:

$$\beta = \beta(open) \qquad (۳)$$

که در اینجا $\beta' \equiv \partial\beta/\partial open < 0$ بوده و متغیر $open$ درجه باز بودن اقتصاد را اندازه‌گیری می‌کند.

ثانیاً، مجدداً با پیروی از آبسفلد و روگوف (۱۹۹۶)، با درنظر گرفتن رابطه برابری قدرت خرید[2] (PPP) خواهیم داشت:

$$\pi = \Delta e + v = \varepsilon + v \qquad (۴)$$

در رابطه فوق e لگاریتم نرخ ارز اسمی و $\varepsilon \equiv \Delta e$ نرخ تنزل ارزش پول[3] است، جمله خطای $v \sim iid(0,\sigma_v^2)$ بیان‌گر انحراف از برابری قدرت خرید (PPP) است و فرض می‌شود که سطح قیمت خارجی برون‌زا است (و به ۱ نرمال شده است). هدف سیاست این است که ε را طوری انتخاب کند که رابطه (۱) را نسبت به قیدهای (۲)، (۳) و (۴) حداقل کند.

فرض می‌شود که سیاست‌گزاران مسأله فوق را برای ε پس از مشاهده u و قبل از مشاهده v حل می‌کنند، این در حالی است که مردم عادی انتظارات تورمی را قبل از مشاهده u یا v شکل می‌دهند. شرط مرتبه اول بیان می‌کند که نرخ بهینه تنزل ارزش پول بایستی رابطه زیر را تأمین کند:

$$\varepsilon^D = \frac{\alpha\beta^2\varepsilon^e - \alpha\beta u + \alpha\beta\hat{y}}{\alpha\beta^2 + 1}$$

که در اینجا ε^e مبین نرخ انتظاری تنزل ارزش پول و اندیس D نشان‌دهنده صلاحدید[4] می‌باشد. در تعادل، $\varepsilon^e = E(e^D)$ بوده که در آن $\varepsilon^e = \alpha\beta\hat{y}$ است؛ بنابراین رابطه زیر بیان‌گر نرخ تعادل بهینه تنزل ارزش پول (صلاحدیدی) است:

$$\varepsilon^D = \alpha\beta\hat{y} - \frac{\alpha\beta}{\alpha\beta^2 + 1}u \qquad (۵)$$

با جایگذاری از معادله (۵) در معادلات (۴) و (۲) خواهیم داشت:

---

[1]. Romer
[2]. Purchasing Power Parity (PPP)
[3]. Depreciation Rate
[4]. Discretion

$$\pi^D = \alpha\beta\hat{y} - \frac{\alpha\beta}{\alpha\beta^2+1}u + v \qquad (۶)$$

و

$$y^D = \frac{1}{\alpha\beta^2+1}u + \beta v \qquad (۷)$$

معادلات (۶) و (۷) به‌ترتیب به‌عنوان مقادیر تورم و تولید تعادلی هستند.

حال با استفاده از معادله (۳) می‌توان به‌سادگی اثرات درجات مختلف باز بودن را به‌دست آورد. معادله (۶) نشان می‌دهد که متوسط تورم $\bar{\pi}^D = \alpha\beta\hat{y}$ خواهد بود و بنابراین $(d\bar{\pi}^D / dopen) < 0$ است. البته این نتایج مشابه نتایج رومر (۱۹۹۳) است که متوسط تورم کمتری را در اقتصادهای بازتر پیش‌بینی می‌کند.

براساس رابطه (۵) می‌توان نتیجه دیگری برای متوسط نرخ تنزل ارزش پول به‌دست آورد که توسط رابطه $\bar{\varepsilon}^D = \alpha\beta\hat{y}$ معین می‌شود و بنابراین $(d\bar{\varepsilon}^D / dopen) < 0$ است. این امر بدیهی است، زیرا به‌واسطه رابطه PPP مدل پیش‌بینی می‌کند که اقتصادهای بازتر متوسط نرخ تنزل ارزش پول کمتری خواهند داشت. شواهد پشت این مسأله مشابه با نتایج رومر است: یعنی، ازآنجایی‌که مزایای انبساط پولی در اقتصادهای بازتر کمتر است، انگیزه استفاده از مبادله منحنی فیلیپس، کاهش یافته و بنابراین از اریب متوسط تورم و تنزل ارزش پول کاسته می‌شود.

با توجه به تغییرپذیری ستاده، معادله (۷) بیان می‌کند که

$$Var(y^D) = \left(\frac{1}{\alpha\beta^2+1}\right)^2 \sigma_u^2 + \beta^2\sigma_v^2 + \left(\frac{2\beta}{\alpha\beta^2+1}\right)\rho_{uv}\sigma_u\sigma_v \qquad (۸)$$

که در اینجا ρ_{uv} ضریب همبستگی بین u و v است. این بدان معنی است که علامت $dVar(y^D) / dopen$ مبهم است. بااین‌حال، توجه داشته باشید که علامت نسبت مذکور به انحرافات از PPP بستگی خواهد داشت. برای مثال، اگر این انحرافات کوچک باشند، یعنی $\sigma_v^2 \to 0$ و $(dVar(y^D) / dopen) > 0$ باشد، در نتیجه واریانس عملاً فقط به جمله اول سمت راست معادله (۸) بستگی خواهد داشت. ایده نهفته در این حالت حدی به‌صورت زیر است: چنان‌که در بالا بیان شد، یک افزایش در باز بودن، مزایای دخالت پولی را کاهش می‌دهد؛ این بدان معنی است که انگیزه واکنش به شوک ستاده کاهش یافته و درنتیجه با تلاطم بیشتر ستاده مواجه خواهیم بود. بااین‌حال، با درنظر گرفتن عبارات دوم و سوم سمت راست معادله (۸)، اثر کلی مبهم می‌گردد. نهایتاً، با توجه به تغییرپذیری

نرخ ارز، توجه کنید که معادله (۵) دلالت بر $Var(\varepsilon^D)=\left(\alpha\beta/(\alpha\beta^2+1)\right)\sigma_u^2$ دارد و بنابراین علامت $dVar(\varepsilon^D)/dopen$ نیز مبهم خواهد بود.

۲-۲. اندازه دولت و تلاطم اقتصاد کلان

برای سنجش اهمیت نقش دولت در اقتصاد دو روش وجود دارد: سهم GDP از مخارج دولت و سهم GDP از مالیات (یا نرخ متوسط مالیات). تمایز بین این دو معیار به‌خاطر تفاوت کانال‌هایی که از طریق آن‌ها بر تلاطم تولید تأثیر می‌گذارند، حائز اهمیت است. موهانتی و زامپولی[1] معتقدند که حداقل به دو دلیل مخارج دولت نقش مهم بألقوه‌ای در تثبیت تقاضای کل و در نتیجه ستاده دارد: (۱) این امکان وجود دارد که سهم بالاتر مخارج دولت با بخش بزرگ‌تری از کالاها و خدمات عمومی و نیز نسبت بزرگ‌تری از کارگران شاغل در بخش عمومی مرتبط باشد. هرچه مخارج دولت نسبت به سایر اجزای تقاضای کل باثبات‌تر باشد، این امر بایستی تلاطم درآمد و تولید کل را کاهش دهد (اثر ترکیبی[2]). و هرچه سهم کارگران در بخش عمومی بیشتر باشد، این امر بایستی تلاطم درآمد قابل تصرف فردی کل و مصرف خصوصی کل را کاهش دهد (اثر امنیت شغلی[3]). (۲) این امکان وجود دارد که سهم بالاتر مخارج دولت منعکس‌کننده یک نظام تأمین اجتماعی قوی‌تر باشد، این نظام تأمین اجتماعی مشتمل بر انتقالات تأمینی به تعداد زیادی از شهروندان نظیر مزایای بیکاری و مستمری‌های بازنشستگی است. متشابهاً، یک نظام جامع‌تر نیز می‌تواند نقش بزرگ‌تری برای انتقالات خودکار به کمپانی‌ها ایفا کند. به‌طور معمول، انتقالات خودکار به کارگران و کمپانی‌ها با طراحی مالیات‌های موازی منجر به کاهش در تلاطم درآمد قابل‌تصرف آن‌ها می‌شود (تثبیت خودکار[4]). تثبیت درآمد قابل‌تصرف برای تلاطم تولید تا آنجایی حائز اهمیت است که واکنش عمده خانوارها و بنگاه‌ها به درآمد جاری باشد نه به انتظارات درآمد آتی. برای مثال، این امر درصورتی اتفاق می‌افتد که کسر قابل‌توجهی از خانوارها یا بنگاه‌ها با کاهش درآمد با محدودیت نقدینگی مواجه گردند و درنتیجه قادر به هموار ساختن مصرف یا سرمایه‌گذاری از طریق قرض گرفتن نباشند.

سهم مالیات نیز می‌تواند به تثبیت تلاطم تولید کمک کند. در واقع، سهم بالاتر مالیات، تلاطم درآمد قابل‌تصرف خانوارها و جریانات نقدی بنگاه‌ها را در مواجه با نوسانات درآمد

---

1. Mohanty& Zampolli
2. Composition Effect
3. Job Safety Effect
4. Automatic Stabilisation

ناخالص آن‌ها کاهش می‌دهد. مالیات از طریق این کانال، اثر شوک‌ها را بر روی تولید کاهش می‌دهد. هرچه سیستم مالیاتی، تصاعدی‌تر و مخارج خصوصی، حساس‌تر به جریانات نقدی جاری باشد، این اثر بزرگ‌تر خواهد بود (موهانتی و زامپولی، ۲۰۰۹).

استدلال‌های فوق به‌طور شهودی قابل‌درک هستند. استدلال‌های دیگری نیز وجود دارند که کمتر شهودی‌اند و بر نقش اثرات طرف عرضه اقتصاد در مقایسه با طرف تقاضا تأکید می‌کنند. این استدلال‌ها ممکن است منجر به تقویت، تضعیف و یا حتی معکوس کردن ارتباط نظری منفی بین اندازه دولت و تلاطم تولید شوند. توجه کنید که مخارج دولت یا مالیات بالاتر می‌تواند واکنش‌پذیری تصمیمات سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار را تغییر دهند (به کالدارا و کمپس[1] (۲۰۰۸) رجوع کنید). یک موضوع چالش برانگیز، اثر ممکن مالیات-های تصاعدی بر روی تصمیمات عرضه نیروی‌کار است. به اعتقاد آیورباخ و فین‌برگ (۲۰۰۰)، همانند طرف تقاضای کل، مالیات تصاعدی می‌تواند از طریق عرضه نیروی‌کار اثرات تثبیتی بر روی تولید داشته باشد.

در کنار اثرات طرف عرضه و تقاضا می‌توان بر روی نقش تثبیت‌کننده اندازه دولت محدودیت‌هایی را درنظر گرفت. یک عامل مهمی که می‌تواند به‌طور جزئی یا کلی ویژگی-های تثبیت‌کننده مالیات و مخارج بالاتر را جبران کند، سطح بالای بدهی عمومی است. اگر بدهی عمومی به اندازه کافی بالا باشد، بحران اقتصادی حاصله ممکن است منجر به انتظار کنترل مالی اختیاری یا تغییر نامساعد در قوانین حاکم بر مالیات‌ها و مزایای بلندمدت شود. این امر می‌تواند مصرف‌کنندگان و بنگاه‌ها را به کنترل بیشتر مخارج هدایت کند. همچنین، سطوح ناپایدار بدهی عمومی می‌تواند علاوه بر هرج و مرج ساختن بازارهای مالی، نرخ بهره بلندمدت را افزایش دهد. بنابراین، انتظار بر این است که دولت-های بزرگ (با هر اندوخته‌ای از سطح بالای بدهی عمومی) سبب افزایش تلاطم تولید شوند نه کاهش آن (گالی[2]، ۱۹۹۴).

۳. مروری بر مطالعات پیشین

۳-۱. مطالعات خارجی

کاراس (۲۰۰۶) معتقد است که اثرات باز بودن تجارت بر روی تلاطم اقتصاد کلان به لحاظ نظری مبهم است؛ ازاین‌رو وی در بررسی تجربی اثر باز بودن تجارت بر روی تلاطم

[1]. Caldara & Kamps
[2]. Galí

اقتصاد کلان دو مجموعه داده درنظر می‌گیرد: یک مجموعه متشکل از ۵۶ کشور در بازه زمانی ۱۹۵۱-۱۹۹۸ و دیگری متشکل از ۱۰۵ کشور در بازه زمانی ۱۹۶۰-۱۹۹۷ می‌باشد. نتایج نشان داد که اگر اثرات کشورها به‌طور مشترک تخمین‌زده شود، هم اندازه اقتصاد و هم باز بودن تجارت اثر منفی معنی‌دار و پایدار بر روی تغییرپذیری تولید، مصرف، سرمایه-گذاری و نرخ مبادله خواهد داشت. همچنین کاراس دریافت که نرخ تنزل ارزش پول با اندازه اقتصاد و باز بودن تجارت رابطه عکس دارد.

بیجان[1] (۲۰۰۶) اثر باز بودن تجارت را بر روی تلاطم تولید بررسی می‌کند. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که باز بودن تجارت سبب افزایش تلاطم تولید می‌شود، منتها این اثر در طول سال‌های ۱۹۵۰-۱۹۷۵ در مقایسه با سال‌های ۱۹۷۵-۲۰۰۰ قوی‌تر و کارآمدتر می‌باشد. دیگر یافته مهم این مقاله آن است که درصورت کنترل اندازه دولت و برخی معیارهای ریسک خارجی نظیر تلاطم رابطه مبادله و شاخص تمرکز صادرات، اثر باز بودن تجارت بر روی تلاطم تولید منفی خواهد بود.

کالدرون و اشمیت-هِبِل[2] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های ۸۲ کشور در باز زمانی ۱۹۷۵-۲۰۰۵ اثر باز بودن مالی و تجاری را بر روی تلاطم رشد بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که واکنش تلاطم رشد به افزایش باز بودن مالی و تجاری به ویژگی‌های کشورها بستگی دارد. نتایج نشان داد که (۱) باز بودن تجارت منجر به تثبیت نوسانات تولید در کشورهایی می‌شود که ساختار اقتصادی متنوعی دارند. (۲) باز بودن مالی تلاطم رشد را در کشورهایی که نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام پایینی دارند کاهش می‌دهد. (۳) عمق مالی داخلی به هموارسازی اثر بی‌ثبات‌کننده باز بودن مالی بر روی تلاطم رشد کمک می‌کند. (۴) کشورهایی که از باز بودن تجارت بالاتری برخوردارند کمتر متمایل به کاهش تولید هستند. (۵) کشورهایی که از باز بودن مالی بالاتری برخوردارند به احتمال زیاد فقط درصورتی کاهش شدید در تولید واقعی را تجربه می‌کنند که تورش بدهی‌های خارجی آن‌ها به سمت بدهی باشد تا حقوق صاحبان سهام.

چن و وانگ[3] (۲۰۰۹) اثر باز بودن مالی را بر روی تلاطم اقتصاد کلان برای نمونه‌ای متشکل از ۳۵ کشور صنعتی و در حال توسعه در بازه زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۳ بررسی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که جریان ورود سرمایه، تلاطم رشد GDP را افزایش

---

1. Bejan
2. Calderón & Schmidt-Hebbel
3. Chen & Wang

می‌دهد که این امر در کشورهای در حال توسعه معنی‌دار است. همچنین جریان خروج سرمایه به کاهش در تلاطم مصرف کمک می‌کند.

مجاهد و همکاران[1] (۲۰۱۵) به بررسی ارتباط بین آزادسازی تجارت، اندازه دولت و تلاطم اقتصاد کلان در بازه زمانی ۱۹۶۷-۲۰۱۰ برای کشور پاکستان پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که در بلندمدت، آزادسازی تجارت و اندازه اقتصاد منجر به تلاطم تولید می‌شوند. تلاطم مصرف مستقیماً با آزادسازی تجارت و اندازه دولت ارتباط می‌یابد و آزادسازی تجارت و اندازه دولت سبب کاهش در تلاطم سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین مدل تصحیح خطا نشان داد که در کوتاه‌مدت، تلاطم تولید، آزادسازی تجارت و اندازه اقتصاد رابطه منفی دارند، در حالی که در کوتاه‌مدت اندازه دولت با تلاطم تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری رابطه مستقیم دارد.

کیم و همکاران[2] (۲۰۱۶) رابطه تجارت را با رشد اقتصادی و تلاطم رشد بررسی کرده‌اند. آن‌ها برای درنظر گرفتن ناهمگنی پویای بألقوه و وابستگی مقطعی در اثرات تجارت از روش داده‌های پنل باوقفه توزیع شده اتورگرسیو تعمیم‌یافته مقطعی[3] (*CS-ARDL*) استفاده کردند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که (۱) هرچه تجارت بین‌الملل بیشتر باشد، رشد اقتصادی بیشتر بوده و تلاطم رشد در بلندمدت بزرگ‌تر می‌شود که این امر منجر به رابطه بلندمدت مثبت بین رشد اقتصادی و تلاطم رشد می‌شود. (۲) تجارت بین‌الملل بزرگ‌تر فعالیت‌های اقتصادی را تشدید کرده و در کوتاه‌مدت نوسانات اقتصادی را کاهش می‌دهد که این امر منجر به رابطه کوتاه‌مدت منفی بین رشد اقتصادی و تلاطم رشد می‌شود. (۳) بسته به سطح توسعه کشورها، سیستم مالی، سیاست‌های اقتصاد کلان، سرمایه انسانی، فساد و مقررات کار، ناهمگنی بزرگی در اثرات تجارت وجود دارد.

میرِکو و همکاران[4] (۲۰۱۷) اثر باز بودن تجارت را بر روی تلاطم رشد اقتصادی غنا در بازه زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۳ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از تکنیک‌های هم‌انباشتگی و تصحیح خطا نشان دادند که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تغییرات در باز بودن تجارت به‌طور مثبتی تلاطم رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده است.

---

1. Mujahid et al
2. Kim et al
3. Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag Panel Data
4. Mireku et al

۳-۲. مطالعات داخلی

جعفری صمیمی و اعظمی (۱۳۹۱) به بررسی رابطه بین نااطمینانی اقتصاد کلان و اندازه دولت در کشورهای منتخب درحال توسعه پرداخته‌اند. در این مقاله نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص نااطمینانی در اقتصاد کلان و نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان اندازه دولت درنظر گرفته شده است. آن‌ها با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی در سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۹ و استفاده از الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (Garch) اثر نااطمینانی در اقتصاد کلان را بر اندازه دولت بررسی کردند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی در اقتصاد کلان سبب افزایش شدید مخارج دولت شده است، به‌گونه‌ای که اندازه دولت را نیز در کشورهای موردنظر بزرگ‌تر کرده است.

کریمی و همکاران (۱۳۹۴)، تأثیرپذیری ثبات اقتصادی از مخارج دولت در ایران را برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۷ با استفاده از روش یوهانسون-جوسیلیوس بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص قیمت کالا و خدمات و مخارج سرمایه‌گذاری دولت تأثیر مثبت بر روند رشد اقتصادی داشته است.

۴. روش‌شناسی تحقیق

در این بخش با توجه به مدل نظری ارائه شده و با الهام از رویکرد به‌کار گرفته شده توسط کاراس (۲۰۰۶) مدل زیر تصریح می‌شود:

$$LnMV_t = A + \beta_1 LnTO_t + \beta_2 LnGC_t + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

که در اینجا MV_t شاخص تلاطم اقتصاد کلان، TO_t شاخص باز بودن تجارت، GC_t شاخص اندازه دولت (یا مخارج مصرفی دولت به‌صورت درصدی از GDP) و ε_t جمله خطا است. عوامل مختلفی بر تلاطم اقتصاد کلان مؤثر هستند که عبارتند از: باز بودن تجارت، مخارج دولت، درآمد مالیاتی دولت، اندازه دولت، تلاطم نرخ تورم، توسعه بخش مالی، یکپارچگی مالی، تلاطم رابطه مبادله، تلاطم نرخ ارز، اضافه بهای نرخ ارز در بازار سیاه و شاخص آزادی‌های مدنی (اسپیلیوپولوس[1]، ۲۰۱۰). در مقاله حاضر از سه متغیر که بیان‌گر تلاطم اقتصاد کلان هستند، استفاده شده است که عبارتند از: تلاطم تولید ($VGDP_t$)، تلاطم مخارج مصرفی خصوصی (VC_t) و تلاطم سرمایه‌گذاری (VI_t)، با ترکیب این سه متغیر با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه های اصلی (PCA)، شاخص تلاطم اقتصاد کلان

[1]. Spiliopoulus

MV_t به‌دست می‌آید. با الهام از مطالعه نیرانجان[1] (۲۰۱۷) شاخص باز بودن تجارت (TO) به‌صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP اندازه‌گیری می‌شود. در فرآیند برآورد مدل، داده‌های تحقیق از منابع بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده است. همچنین داده‌ها در این مطالعه به‌صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۵ می‌باشند.

۴-۱. مدل تلاطم تصادفی (SV)

مدل تلاطم تصادفی (SV) به‌عنوان جایگزینی برای مدل‌های نوع ARCH انگل (۱۹۸۲) توسط تیلور[2] (۱۹۸۲) معرفی شد. یکی از دلایل اصلی استفاده از مدل‌های SV توانایی این مدل‌ها برای مدل‌سازی تلاطم می‌باشد. مدل‌های تلاطم تصادفی در مقایسه با سایر مدل‌ها به دلیل دو جزء اخلال که یکی برای مشاهدات و دیگری برای تلاطم پنهان است، واقعی‌تر و انعطاف‌پذیرتر از مدل‌های نوع ARCH هستند. مدل ساده SV استفاده شده توسط تیلور (۱۹۸۶، ۱۹۹۴)، جاکویر و دیگران[3] (۱۹۹۴)، کیم و دیگران[4] (۱۹۹۸) و یو و میر[5] (۲۰۰۰) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} &Y_t = \exp(h_t/2)\varepsilon_t \ , \ \ \varepsilon_t \sim N(0,1) \\ &h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t \ , \ \ \eta_t \sim N(0,\sigma_\eta^2) \\ &Corr(\varepsilon_t, \eta_t) = \rho \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

که در اینجا Y_t مشاهدات در زمان t است. $h_t = \log\sigma_t^2$ لگاریتم تلاطم است و فرض می‌شود که یک فرآیند پایای خودبازگشتی مرتبه اول (AR(1)) با پارامتر $\phi < 1$ است. در شرایط استاندارد، جملات اخلال ε_t و η_t مستقل هستند (یعنی $COV(\varepsilon_t, \eta_t) = 0$ یا $\rho = 0$)، اما اگر جملات اخلال ε_t و η_t مستقل نباشند (یعنی، $COV(\varepsilon_t, \eta_t) \neq 0$ یا $\rho \neq 0$)، در این صورت مدل تلاطم تصادفی با اثر اهرمی یا مدل تلاطم تصادفی نامتقارن خواهد بود (یو و میر، ۲۰۰۰ و لیسنفلد و ریچارد[6]، ۲۰۰۳).

روش‌های مختلفی برای برآورد مدل‌های تلاطم تصادفی معرفی شده است. روش‌هایی با کارایی کمتر همانند روش تعمیم‌یافته گشتاورها[7] (GMM)، روش شبه‌حداکثر

---

1. Niranjan
2. Taylor
3. Jacquier et al.
4. Kim et al.
5. Yu & Meyer
6. Liesenfeld & Richard
7. Generalized Method of Moments

راست‌نمایی[۱] و روش تابع مشخصه تجربی[۲]. روش‌های بر مبنای راست‌نمایی کامل همانند روش حداکثر راست‌نمایی شبیه‌سازی‌شده[۳] (SML)، روش حداکثر راست‌نمایی عددی[۴] و روش بیزی مونت کارلوی زنجیره مارکوف[۵] (MCMC).

اندرسون و دیگران[۶] (۱۹۹۹) روش‌های مختلفی را در مطالعات مونت کارلو با یک نمونه محدود مورد مقایسه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که روش MCMC یکی از کارآترین ابزار برآورد می‌باشد. روش MCMC معمولاً در ادبیات به‌عنوان معیاری برای کارایی مورد توجه قرار می‌گیرد. به‌علاوه (به‌عنوان یک نتیجه جانبی برآورد پارامتر) روش MCMC برآوردهای مطمئن‌تر و هموارتری[۷] را از متغیرهای پنهان ارائه می‌دهد، زیرا روش MCMC فضای پارامترها را با اضافه کردن متغیرهای پنهان افزایش می‌دهد. همچنین برخلاف اغلب روش‌های تکرارشونده که منطق‌شان بر اساس استدلال‌های مجانبی[۸] است، منطق روش MCMC بر مبنای توزیع دقیق پسین پارامترها و متغیرهای پنهان است. دیگر مزیت روش MCMC این است که به‌طورکلی در این روش، بهینه‌سازی عددی نیاز نیست. این مزیت به‌ویژه هنگامی‌که یک مدل پارامترهای برآوردی زیادی دارد از اهمیت فراوانی برخوردار است. بنابراین در ادبیات، روش MCMC به میزان زیادی در برآورد مدل‌های SV تک متغیره استفاده شده است (یو و میر، ۲۰۰۶). در مطالعه حاضر نیز با توجه به مزیت‌های بیان شده برای روش برآورد MCMC، از این روش برای برآورد تلاطم رابطه مبادله و تلاطم اقتصاد کلان استفاده می‌گردد.

۵. نتایج حاصل از برآورد الگو

۵-۱. محاسبه نااطمینانی اقتصاد کلان

در این بخش ابتدا مقادیر نااطمینانی سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل تلاطم تصادفی (SV) و نرم‌افزار WinBUGSاستخراج می‌شود. توجه کنید که در برآورد مدل SV برای متغیرهای تولید

---

1. Quasi-Maximum Likelihood
2. Empirical Characteristic Function
3. Simulated Maximum Likelihood
4. Numerical Maximum Likelihood
5. Bayesian Markov Chain Monte Carlo
6. Andersen et al
7. Smoothed Estimates
8. Asymptotic Arguments

ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری توزیع پیشین پارامترهای این مدل همانند توزیع پیشین پارامترهای مدل SV برآوردشده در مطالعه اسماعیلی فلاح (۱۳۸۹) است. همچنین مدل تلاطم تصادفی با استفاده از دو زنجیره در نرم‌افزار اجرا گردید تا مقادیر آماره بروکس-جلمن-روبین[1] (BGR) برای بررسی هم‌گرایی برآوردهای پسین به‌دست آید.

۵-۱-۱. محاسبه نااطمینانی تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه-گذاری با استفاده از مدل SV

جداول (۱)، (۲) و (۳) نتایج برآوردهای پسین مدل SV برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری مربوط به معادله (۱۰) را با انجام ۱۰۰۰۰۰ تکرار و به ترتیب با کنار گذاشتن ۵۰۰، ۳۰۰۰ و ۲۰۰۰ تکرار اول برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد. ستون دوم این جداول ضرایب برآوردی پسین و ستون سوم انحراف معیار هر یک از ضرایب برآوردی را نشان می‌دهد. ستون چهارم خطای مونت کارلو هر یک از ضرایب برآوردی پسین است که در ادامه برای بررسی دقت برآوردهای پسین استفاده شده است، ستون پنجم فاصله اطمینان برای هر یک از ضرایب برآوردی پسین را نشان می‌دهد و در نهایت ستون ششم، ۵ درصد انحراف معیار هر یک از ضرایب برآوردی پسین است که برای مقایسه با خطای مونت کارلو هر ضریب جهت بررسی دقت برآوردهای پسین محاسبه شده است.

جدول۱. نتایج برآورد مدل SV برای تولید ناخالص داخلی

پارامتر	ضرایب برآوردی	انحراف معیار	MCE	فاصله اطمینان ٪۹۵	٪۵ انحراف معیار	دقت برآورد پسین
μ	-۵/۰۳۳	۰/۶۳۸۶	۰/۰۰۵۷۱۴	[۶/۱۶۸ ، -۳/۷۸۷]	۰/۰۳۱۹۳	مناسب
ϕ	۰/۹۱۶۵	۰/۰۷۶۴۱	۰/۰۰۰۹۷۶۸	[۰/۹۹۴۴ ، ۰/۷۰۹۷]	۰/۰۰۳۸۲۱	مناسب
σ_η	۰/۱۶۱۴	۰/۰۷۱۸۷	۰/۰۰۱۳۶۷	[۰/۳۴۵۸ ، ۰/۰۷۲۵۳]	۰/۰۰۳۵۹۴	مناسب

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. Brooks–Gelman–Rubin (BGR) Statistic

جدول ۲. نتایج برآورد مدل SV برای مخارج مصرفی خصوصی

پارامتر	ضرایب برآوردی	انحراف معیار	MCE	فاصله اطمینان ٪۹۵	٪۵ انحراف معیار	دقت برآورد پسین
μ	-۳	۰/۳۳۵۵	۰/۰۰۶۵۶۹	[،-۲/۳۶۶ -۳/۵۸۳]	۰/۰۱۶۷۷۵	مناسب
ϕ	۰/۸۴۶۶	۰/۱۱۲۴	۰/۰۰۰۸۱۲۶	[،۰/۹۸۷۳ ۰/۵۶۵۵]	۰/۰۰۵۶۲	مناسب
σ_η	۰/۱۰۸۵	۰/۰۳۶۹۹	۰/۰۰۰۴۴۳۵	[،۰/۲۰۱۷ ۰/۰۶۰۷۸]	۰/۰۰۱۸۵	مناسب

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج برآورد مدل SV برای سرمایه‌گذاری

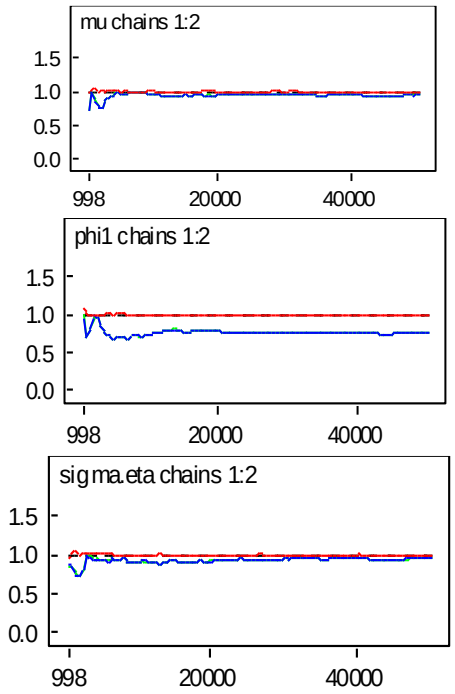
پارامتر	ضریب	انحراف معیار	MCE	فاصله اطمینان ٪۹۵	٪۵ انحراف معیار	دقت برآورد پسین
μ	-۳/۶۴۴	۰/۴۹۶۴	۰/۰۰۶۰۵۹	[،-۲/۷۵۴ -۴/۵۴۳]	۰/۰۲۴۸۲	مناسب
ϕ	۰/۸۹۱۱	۰/۰۹۶۶۶	۰/۰۰۱۲۳۸	[،۰/۹۹۳۱ ۰/۶۳۱۹]	۰/۰۰۴۸۳۳	مناسب
σ_η	۰/۱۲۸۲	۰/۰۵۳۹۳	۰/۰۰۰۹۷۶۱	[،۰/۲۶۶۲ ۰/۰۶۴۷۳]	۰/۰۰۲۶۹۷	مناسب

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۱-۱-۱. تشخیص هم‌گرایی در مدل SV برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری

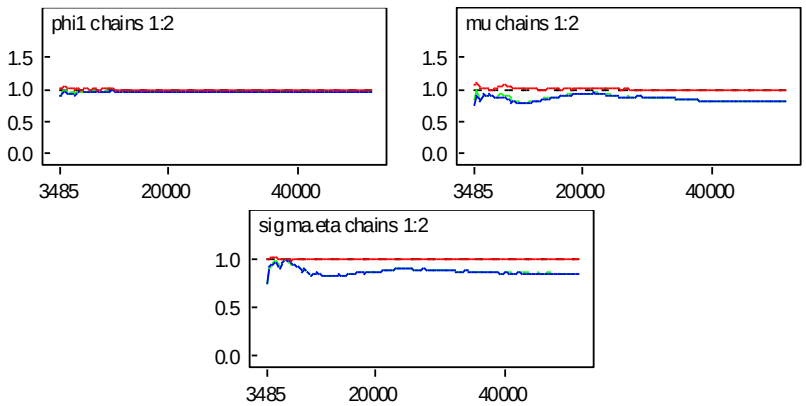
طبق قاعده هرگاه مقادیر آماره BGR در محدوده یک باشد، به‌معنای وقوع هم‌گرایی است (کانگدان، ۲۰۰۶). نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب مقادیر مربوط به آماره BGR (در این اشکال، نموداری که مقادیر آن به یک نزدیکتر است همان آماره BGR می‌باشد) برای پارامترهای پسین مربوط به تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه-گذاری را نشان می‌دهد، ازآنجاکه در همه نمودارها مقادیر این آماره در محدوده یک قرار دارد، بنابراین هم‌گرایی در همه برآوردهای پسین مربوط به تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری رخ داده است.

نمودار ۱. مقادیر آماره BGR برای برآوردهای پسین مدل SV برای تولید ناخالص داخلی



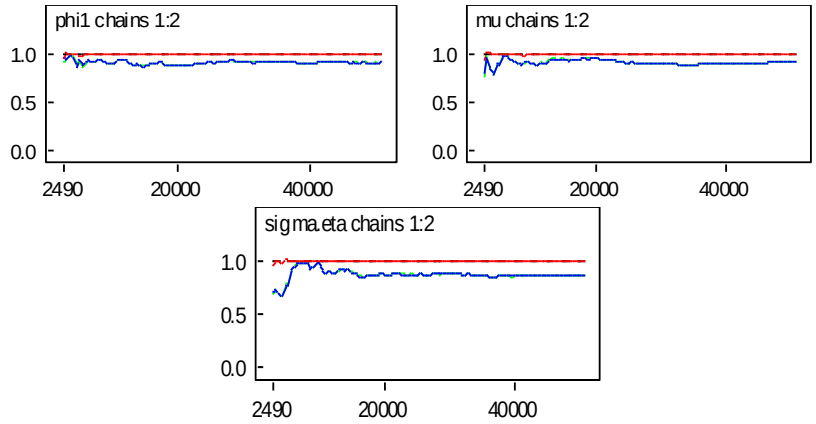
ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲. مقادیر آماره BGR برای برآوردهای پسین مدل SV برای مخارج مصرفی خصوصی



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳. مقادیر آماره BGR برای برآوردهای پسین مدل SV برای سرمایه‌گذاری



ماخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۱-۱-۲. دقت برآوردهای پسین مدل SV برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری

برای ارزیابی دقت برآوردهای پسین می‌توان از یک قاعده سرانگشتی استفاده کرد، برای این منظور، اگر خطای مونت کارلوی[1] (MCE) هر پارامتر برآوردی، کوچکتر از ۵ درصد انحراف معیار آن پارامتر باشد، آن پارامتر برآوردی مناسب است (اشپیگل‌هالتر و دیگران، ۲۰۰۳). با توجه به نتایج مربوط به جداول (۱)، (۲) و (۳) و قاعده سرانگشتی بیان‌شده، همه پارامترهای پسین برآوردی برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری از دقت لازم برخوردار و مناسب هستند. پس از برآورد پارامترها و انجام آزمون‌های مربوطه، به‌راحتی مقادیر عددی نااطمینانی تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری به‌دست می‌آیند.

۵-۱-۲. ترکیب نااطمینانی سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه های اصلی (PCA)

با استفاده از روش PCA برای هر یک از سه متغیر نااطمینانی تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری یک مقدار ویژه (λ_i) به‌دست می‌آید و سهم (وزن) هر متغیر در نااطمینانی ترکیبی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$W_i = \frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3}$$

[1]. Monte Carlo Error

جدول (۴) سهم (وزن) هر یک از سه متغیر نااطمینانی را نشان می‌دهد. این نتایج با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و ماتریس واریانس-کوواریانس به‌دست آمده است.

جدول ۴. سهم (وزن) هر یک از متغیرهای نااطمینانی در شاخص نااطمینانی کل

متغیر	UI	UGDP	UC
سهم (وزن)	۰/۷۶۰۱	۰/۲۲۶۶	۰/۰۱۳۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که نااطمینانی سرمایه‌گذاری با وزن ۰/۷۶۰۱ بیش‌ترین سهم را در نااطمینانی ترکیبی دارد و پس از آن نااطمینانی تولید ناخالص داخلی با وزن ۰/۲۲۶۶ و نااطمینانی مخارج خصوصی با وزن ۰/۰۱۳۲ قرار دارند.

۵-۳. آزمون ریشه واحد

الف) آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته

در این بخش پایایی کلیه متغیرهای الگو از طریق آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد همه متغیرهای الگو در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح ناپایا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. بنابراین متغیرهای الگو هم‌جمع از مرتبه یک (یعنی، I(۱)) هستند و می‌توان از روش هم‌جمعی پیشنهادی یوهانسن (۱۹۹۱) و یوهانسن- جوسلیوس (۱۹۹۰) برای آزمون وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده کرد. این روش با استفاده از روش برآورد حداکثر راست‌نمایی وجود بردارهای همجمعی را در یک الگوی VAR مشخص می‌کند. بنابراین در ادامه تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR تعیین می‌گردد.

جدول ۵. نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و بدون روند

متغیرها	آماره دیکی-فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم-جمعی
LMV	-۲/۲۷۴۸	ΔLMV	-۲/۹۷۳۵	$I(1)$
LTO	-۲/۹۰۵۵	ΔLTO	-۵/۸۳۵۷	$I(1)$
LGC	-۱/۰۳۳	ΔLGC	-۶/۳۶۱۳	$I(1)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند -۲/۹۳				

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و روند

متغیرها	آماره دیکی-فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم‌جمعی
LMV	۰/۱۵۷۶	ΔLMV	-۳/۸۵۷۸	$I(1)$
LTO	-۲/۵۸۴۶	ΔLTO	-۵/۸۰۷۱	$I(1)$
LGC	-۳/۴۴۲	ΔLGC	-۶/۴۸۷۸	$I(1)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و روند -۳/۵۳				

منبع: یافته‌های تحقیق

ب) آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز[1]

آزمون زیوت-اندریوز در واقع شکل تعمیم‌یافته آزمون پرون است که برای پیدا کردن درون‌زای تاریخ تغییر ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد عبارت است از:

$$H_0 : y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

و فرضیه مقابل آن از سه الگوی (A)، (B) و (C) تبعیت می‌کند:

H_1 :

$$Model\,(A):\ y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T_b}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$Model\,(B):\ y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T_b}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$Model\,(C):\ y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T_b}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T_b}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1}$$
$$+ \sum_{j=1}^{k} \hat{c}^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود الگوی A بیان‌گر تغییر در عرض از مبدأ، الگوی B بیان‌گر تغییردر شیب تابع روند و الگوی C بیان‌گر تغییر در عرض از مبدأ و تغییر در شیب تابع روند است.

DU یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های $t > T_b$، یک و برای بقیه سال‌ها صفر است و DT_t یک متغیر مجازی روند است که کمیت آن برای سال‌های $t > T_b$ برابر با $t - T_b$ و برای بقیه سال‌ها صفر است که در آن T_b زمان شکست ساختاری است. زیوت و اندروز پیشنهاد می‌کنند که نقاط شکستگی (تاریخ تغییر ساختاری) مابین ۷۰ درصد حجم نمونه قرار دارد، یعنی: $0.15T \le T_b \le 0.85T$.

[1]. Zivot and Andrews

برای هر یک از سال‌ها، الگوهای A، B و C بسته به فرضیه رقیب به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و کمترین آماره t مربوط به ضریب y_{t-1} هر یک از رگرسیون-ها با توجه به مقدار وقفه بهینه به‌عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود.

تحت صحت فرضیه صفر، آماره t مربوط به ضریب y_{t-1} (یعنی $t_{\hat{\alpha}}$) دارای توزیع حدی است. کمیت‌های بحرانی مورد نیاز برای انجام آزمون (با توجه به کمیت λ که نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه ($\lambda = TB/n$) را نشان می‌دهد) توسط پرون استخراج و جدول‌بندی شده است. آماره آزمون مربوط به سایر ضرایب برآورد شده، وقتی H_0 رد می‌شود، دارای توزیع حدی استاندارد نرمال است. بنابراین می‌توان از مقادیر بحرانی توزیع استاندارد نرمال برای آزمون معنادار بودن ضرایب استفاده کرد.

آنچه که در برآورد رگرسیون الگوهای A، B و C برای ما مهم است، کمیت ضریب مربوط به y_{t-1}، یعنی $\hat{\alpha}$ و کمیت آماره t آن است. به‌منظور انجام آزمون ریشه واحد (ناپایایی)، فرضیه صفر و مقابل زیر مورد توجه قرار می‌گیرد:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = 1 \\ H_1 : \alpha < 1 \end{cases}$$

کمیت آماره آزمون براساس صحت فرضیه H_0 با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\tau = \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{S_{\hat{\alpha}}}$$

این آماره با مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون $t_{\hat{\alpha}}$ که تغییر ساختاری را نشان می‌دهد، مقایسه می‌شود. اگر مقدار این آماره (از لحاظ جبری) از مقادیر تمامی کمیت‌های بحرانی ارائه شده در سطوح مختلف معناداری کوچکتر باشد، فرضیه H_0 رد نمی‌شود.

جدول ۷. آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز

متغیر	الگوی A		الگوی B		الگوی C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
LMV	۱۳۷۰	-۱/۷۳۷۵	۱۳۸۲	-۳/۴۹۹۳	۱۳۸۰	-۳/۲۱۶۵
LTO	۱۳۸۳	-۴/۲۳۸۱	۱۳۷۹	-۳/۷۰۳۶	۱۳۷۲	-۴/۱۹۵۹
LGC	۱۳۶۵	-۴/۰۰۴۷	۱۳۸۸	-۶/۲۳۷	۱۳۸۹	-۳/۳۶۹۴
ΔLMV	۱۳۷۰	-۶/۱۷۷۳	۱۳۷۴	-۴/۹۹۷۳	۱۳۷۰	-۶/۸۰۲۸
ΔLTO	۱۳۷۹	-۶/۴۱۳۳	۱۳۸۸	-۴/۳۲۸۹	۱۳۷۹	-۶/۳۳۲۲
ΔLGC	۱۳۷۲	-۳/۱۴۲۹	-	-	۱۳۶۱	-۶/۹۶۶۶
مقادیر بحرانی در ۵ درصد	-۴/۹۳		-۴/۴۲		-۵/۰۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون زیوت-اندروز در جدول فوق نشان می‌دهد که بر اساس الگوی A تمام متغیرها در سطح ناپایا بوده اما تفاضل مرتبه اول آن‌ها به جزء متغیر LGC در سطح ۵ درصد پایا می‌باشد. همچنین بر اساس الگوی B همه متغیرها به جزء LGC در سطح ناپایا می‌باشند، اما تفاضل مرتبه اول برخی از آن‌ها در سطح ۵ درصد پایا می‌شود. بر اساس الگوی C همه متغیرها در سطح ناپایا هستند، اما تفاضل مرتبه اول همه آن‌ها در سطح ۵ درصد پایا می‌باشد. ازآنجایی‌که الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کامل‌تر است، بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای الگو با لحاظ یک شکست ساختاری پس از یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. به‌عبارت دیگر، این متغیرها انباشته شده از درجه یک (یعنی، I(۱)) می‌باشند.

۵-۴. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR

در این بخش تعداد وقفه‌های بهینه الگوی خودبازگشت برداری از طریق معیار شوارتز-بیزین (SBC) (که در تعداد وقفه‌های بهینه صرفه‌جویی می‌کند) و آزمون LR تعدیل شده تعیین می‌شود. با توجه به نتایج این معیار تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR، ۱ وقفه تعیین می‌گردد. بنابراین الگوی خودبازگشت برداری با ۱ وقفه برآورد می‌شود.

جدول ۸. تعیین طول وقفه بهینه

طول وقفه	معیار AIC	معیار SBC	LR تعدیل شده آزمون
۸	۱۷۷/۶۵۵۶	۱۲۰/۶۴۸۹	-
۷	۱۷۱/۲۲۱۱	۱۲۱/۳۴۰۳	۰/۳۲۸
۶	۱۷۱/۰۴۱۲	۱۲۸/۲۳۷۸	۰/۵۶۴
۵	۱۷۲/۰۶۹۰	۱۳۶/۴۳۹۹	۰/۷۵۱
۴	۱۷۲/۸۱۰۸	۱۴۴/۳۰۷۵	۰/۸۵۳
۳	۱۶۹/۰۹۴۳	۱۴۷/۷۱۶۸	۰/۸۳۸
۲	۱۶۵/۶۸۲۳	۱۵۱/۴۳۰۶	۰/۸۳۳
۱	۱۵۹/۱۸۲۴	۱۵۲/۰۵۶۶	۰/۷۷۴
۰	-۱۲۳/۱۸۳۹	-۱۲۳/۱۸۳۹	۰/۰۰۰

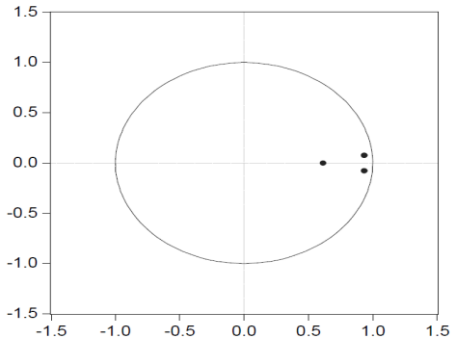
منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۵. تعیین آزمون پایداری و آزمون‌های نقض فروض الگوی VAR

در تحلیل الگوهای خودرگرسیون برداری بررسی شرایط پایداری ضروری است. شرط پایداری الگو مستلزم آن است که معکوس ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای وقفه برآوردی،

درون دایره واحد قرار گیرد (لوتکی‌پول[1]، ۱۹۹۱). برای بررسی الگو از آزمون AR Roots استفاده می‌شود. چنان‌که در شکل زیر ملاحظه می‌شود ریشه‌های مشخصه الگوی برآوردی درون دایره واحد قرارگرفته است، لذا پایداری الگوی VAR تأمین می‌شود.

نمودار ۴. بررسی پایداری الگوی خودرگرسیون برداری



منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای بررسی خودهمبستگی پسماندهای الگوی VAR برای ۱۲ وقفه ارائه شده است که ضرایب لاگرانژ و احتمال‌ها در جدول (۹) مشاهده می‌شود. فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، با توجه به ارزش‌های احتمال بالای موجود در جدول نتایج، رد نمی‌شود. بنابراین الگوی برآورد شده مشکل خودهمبستگی در پسماندها را ندارد و نتیجه می‌شود که ترتیب ورود متغیرها در برازش الگوی VAR، تغییری در نتایج الگو به‌وجود نمی‌آورد.

جدول ۹. آزمون خودهمبستگی پسماندهای الگوی VAR

وقفه	آماره نسبت درست‌نمایی	احتمال	آماره F رائو	احتمال
۱	۹/۹۸۷۷۱۶	۰/۳۵۱۵	۱/۲۹۹۰۲	۰/۳۵۲۲
۲	۱۴/۴۸۳۵۷	۰/۱۰۶۱	۱/۶۸۵۴۸۱	۰/۱۰۶۶
۳	۱۳/۴۱۳۲۰	۰/۱۴۴۸	۱/۷۹۸۶۵۰	۰/۱۴۵۴
۴	۶/۵۶۷۶۴۷	۰/۶۸۲۰	۱/۳۸۱۰۲۸	۰/۶۸۲۶
۵	۹/۳۰۶۶۵۱	۰/۴۰۹۵	۰/۹۹۳۹۴۸	۰/۴۱۰۲
۶	۸/۶۷۲۳۰۲	۰/۴۶۸۱	۱/۸۴۲۸۰۹	۰/۴۶۸۸
۷	۱۴/۸۳۲۹۰	۰/۰۹۵۶	۱/۶۱۹۴۶۶	۰/۰۹۶۱
۸	۸/۱۰۱۱۴۶	۰/۵۲۴۰	۰/۷۰۱۷۰۵	۰/۵۲۴۷
۹	۸/۷۴۳۲۶۶	۰/۴۶۱۳	۰/۸۸۲۱۶۸	۰/۴۶۲۰
۱۰	۳/۱۰۷۹۷۵	۰/۹۵۹۹	۱/۰۳۷۶۸۳	۰/۹۵۹۹
۱۱	۸/۶۵۷۷۳۰	۰/۴۶۹۴	۰/۸۱۷۸۲۲	۰/۴۷۰۲
۱۲	۶/۳۷۹۰۷۹	۰/۷۰۱۵	۰/۷۶۴۵۰۰	۰/۷۰۲۰

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. Lütkepohl

همچنین نتیجه آزمون بررسی واریانس ناهمسانی در جدول (۱۰) نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۱۰. بررسی وجود واریانس ناهمسانی پسماندهای الگوی VAR

	نام آزمون	مقدار آماره	احتمال	وضعیت
آزمون واریانس ناهمسانی	آماره کای‌دو	۵۳/۵۰۹۵۸	۰/۲۷۱۱	عدم وجود واریانس ناهمسانی

منبع: یافته‌های تحقیق

در عین حال برای آزمون نرمال بودن جملات خطا، لوتکی‌پول معتقد است که برآورد پارامترهای الگوی VAR، به فرض نرمالیتی بستگی ندارد (لوتکی‌پول، ۱۹۹۱؛ ۳۵۹).

۵-۶. آزمون همجمعی یوهانسن-جوسلیوس

پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو بایستی آزمون همجمعی یوهانسن-جوسلیوس را انجام داد. بر اساس نتایج این آزمون اگر حداقل یک بردار همجمعی بین متغیرهای الگو وجود داشته باشد می‌توان گفت که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو به اثبات می‌رسد.

جدول ۱۱. تعیین تعداد بردارهای همجمع براساس آزمون اثر

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪
$r = ۰$	$r \geq ۱$	۳۱/۵۸۳۹۷	۲۹/۷۹۷۰۷
$r \leq ۱$	$r \geq ۲$	۱۴/۱۳۷۱۰	۱۵/۴۹۴۷۱
$r \leq ۲$	$r \geq ۳$	۳/۰۲۰۴۱۸	۳/۸۴۱۴۶۶

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۲. تعیین تعداد بردارهای همجمع براساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪
$r = ۰$	$r \geq ۱$	۱۷/۴۴۶۸۶	۲۱/۱۳۱۶۲
$r \leq ۱$	$r \geq ۲$	۱۱/۱۱۶۶۹	۱۴/۲۶۴۶۰
$r \leq ۲$	$r \geq ۳$	۳/۰۲۰۴۱۸	۳/۸۴۱۴۶۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج، آزمون اثر تعداد ۱ بردار همجمعی و آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد صفر بردار همجمعی را بین متغیرهای الگو نشان می‌دهد. بنا به آزمون اثر، ازآنجایی‌که

یک بردار همجمعی بین متغیرهای الگو وجود دارد، لذا یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود داشته و بردار همجمعی مربوط به متغیرهای الگو بعد از نرمال‌سازی (اعمال قید برابر یک بودن ضریب متغیر وابسته، یعنی LMV) و مرتب کردن به‌صورت زیر است:

جدول ۱۳. نتایج رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت
LMV	۱	-	-
LGC	-۰/۷۳۷۹	۰/۳۹۲۶۷	-۱/۸۷۹۱۹
LTO	-۰/۵۲۵۹۶۹	۰/۱۵۶۲۴	-۳/۳۶۶۳۷
عرض از مبدأ	۶/۸۱۸۳۷۸	-	-

منبع: یافته‌های تحقیق

$$LMV = -۶/۸۲ + ۰/۷۴LGC + ۰/۵۲۶LTO$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که در بلندمدت، باز بودن تجارت و مخارج مصرفی دولت بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران اثر مثبت دارند. تفسیر ضرایب در معادله هم‌جمعی بدین ترتیب است که یک درصد افزایش در باز بودن تجارت و مخارج مصرفی دولت سبب می‌شوند که تلاطم اقتصاد کلان به‌ترتیب ۷۴ درصد و ۵۲ درصد افزایش یابد.

۵-۷. الگوی تصحیح خطای برداری

پس از تعیین وقفه بهینه مدل خودرگرسیون برداری، مدل $VECM$ با تعداد یک وقفه برآورد شده است (جدول ۱۴). همانطور که از جدول ۱۴ مشخص است، آماره F معنی‌دار بودن ضرایب را در مجموع تأیید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۵۲ است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً مناسب الگو می‌باشد. با توجه به جدول ۱۴، ضریب جمله تصحیح خطا و مقدار باوقفه شاخص تلاطم اقتصاد کلان در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. ضرایب سایر متغیرها نیز از نظر آماری معنی‌دار نیستند، به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مورد نظر و تلاطم اقتصاد کلان وجود ندارد.

جدول ۱۴. نتایج برآورد مدل تصحیح خطای برداری

عنوان متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
$ECM\ (-1)$	-۰/۰۱۵۷۸۶	۰/۰۰۷۷۱	-۲/۰۴۶۷۰
$\Delta LMV(-1)$	۰/۶۱۴۹۸۸	۰/۱۱۶۴۴	۵/۲۸۱۷۸
$\Delta LGC(-1)$	۰/۰۱۰۳۳۳	۰/۰۱۸۸۵	۰/۵۴۸۰۸

$\Delta LTO(-1)$	-۰/۰۰۰۶۹۷	۰/۰۰۸۲۳	-۰/۰۸۴۶۷
C	-۰/۰۰۳۵۸۳	۰/۰۰۲۳۹	-۱/۴۹۷۶۷
DUM	-۰/۰۰۱۹۳۸	۰/۰۰۴۱۳	-۰/۴۶۸۹۸
$\bar{R}^2 = ۰/۵۲$		$F = ۷/۷۲$	

منبع: یافته‌های تحقیق

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در عصر جهانی شدن، باز بودن تجارت یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر اقتصاد کلان محسوب می‌شود. در واقع، یکی از آشکارترین ویژگی‌های جهانی شدن، افزایش قابل ملاحظه در باز بودن تجارت بین‌المللی است. در ادبیات نظری جدید که در قالب مباحث اقتصاد باز جدید مطرح می‌شود، اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر تلاطم اقتصاد کلان را می‌توان از دو جنبه متغیرهای پولی نظیر نرخ تورم و نرخ بهره و متغیرهای غیرپولی نظیر درجه باز بودن تجارت، مخارج دولت و شوک‌های بهره‌وری نیروی‌کار بررسی کرد. با مرور ادبیات تحقیق می‌توان دریافت که یافته‌های تجربی در زمینه ارتباط باز بودن تجارت و تلاطم اقتصاد کلان معطوف به نوع کشورها و دوره زمانی مورد مطالعه است و لذا نمی‌توان یک رابطه از پیش تعیین شده قطعی را درنظر گرفت. ازاین‌رو، با ارائه یک مدل تجربی، اثر باز بودن تجارت و اندازه دولت بر روی تلاطم اقتصاد کلان در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ آزمون گردید.

برای این منظور، ابتدا مقادیر نااطمینانی سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل تلاطم تصادفی (SV) و نرم‌افزار WinBUGSاستخراج گردید. سپس، با ترکیب این سه متغیر با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه های اصلی (PCA)، شاخص تلاطم اقتصاد کلان به‌دست آمد. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که در کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مورد نظر و تلاطم اقتصاد کلان در ایران وجود ندارد، اما در بلندمدت باز بودن تجارت و اندازه دولت بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران اثر مثبت و معنی‌داری دارند. این نتیجه نشان می‌دهد که باز بودن تجارت، پتانسیل لازم برای ایجاد سیکل‌های رونق-رکود و بی‌ثباتی اقتصاد را داراست. در واقع، باز بودن تجارت، اقتصاد را در معرض شوک‌های خارجی قرار می‌دهد که این امر باعث افزایش تلاطم اقتصاد کلان می‌شود. بنابراین، اگر هدف سیاست‌گزار از دنبال کردن سیاست باز بودن تجارت، دستیابی به ثبات اقتصادی باشد، ممکن است نتواند به این اهداف در بلندمدت دست یابد. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود ازآنجایی‌که قسمت اعظم درآمد

کشور ما ناشی از صادرات تک محصولی مواد اولیه و خام (نفت) می‌باشد که آن هم در معرض شوک‌های قیمتی است و خود می‌تواند منشأ بی‌ثباتی اقتصاد تلقی شود، لذا با تأکید بر تقویت صادرات صنعتی می‌توان از شدت بی‌ثباتی اقتصاد ایران کاست.

همچنین، حجیم بودن بخش عمومی در اقتصاد ایران سبب شده است که قرار گرفتن در معرض شوک‌های اقتصادی به‌خاطر احتمال ریسک خارجی برای مخارج دولت بیشتر باشد؛ لذا این امر موجب افزایش تلاطم اقتصاد کلان شده است. بنابراین، با تنظیم و مدیریت کارآمد بودجه دولت که یکی از الزامات آن ایجاد یک نظام مالیاتی کارآمد است، می‌توان به کنترل تکانه‌های خارجی اقتصاد ایران پرداخت. لذا پیشنهاد می‌شود که حجم و اندازه دولت و نقش تصدی‌گری آن کاهش یابد تا بدین وسیله از شدت تلاطم اقتصاد کلان کاسته شود.

فهرست منابع:

جعفری صمیمی، احمد و اعظمی، کوروش (۱۳۹۱)، نااطمینانی اقتصاد کلان و اندازه دولت: شواهد کشورهای منتخب درحال توسعه، فصلنامه راهبردی اقتصادی، ۱(۳): ۱۶۸-۱۴۹.

کریمی، کیوان، رحیمی، نگین و پیری، گلاویژ (۱۳۹۴)، تأثیرپذیری ثبات اقتصادی از مخارج دولت در ایران، اولین همایش ملی پژوهش های کاربردی حسابداری، مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد دامغان.

Alesina, A. & Waciarg, R. (1998), Openness, Country size and the Government, National Bureau of Economic Research, Working Paper 6024.

Alesina, A., Spolaore, E. & Waciarg, R. (2005), Trade, Growth and the Size of Countries, Handbook of Economic Growth, Vol. 1b, Chapter 23: 1499-1542.

Barro, R. J. & Gordon, D. B. (1983), Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy, National Bureau of Economic Research, Working Paper 1079.

Bejan, M. (2006), Trade Openness and Output Volatility, MPRA Paper 2759, University Library of Munich, Germany.

Benarroch, M. & Pandey, M. (2008), Trade openness and government size, Economics Letters, 101: 157-159.

Caldara, D. & Kamps, C. (2008), what are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR Based Comparative Analysis, European Central Bank, Working Paper Series, No 877.

Calderon, C. & Schmidt-Hebbel, K. (2008), Openness and Growth Volatility, Working Papers Central Bank of Chile 483, Central Bank of Chile.

Calderon, C. & Yeyati, E. L. (2009), Zooming in: From Aggregate Volatility to Income Distribution, Policy Research Working Paper Series 4895, the World Bank.

Cameron, D. R. (1978), the Expansion of the Public Economy: A Comparative Analysis, The American Political Science Review, 72(4): 1243-1261.

Cavallo, E. A. & Frankel, J. A. (2008), Does Openness to Trade Make Countries More Vulnerable to Sudden Stops, or Less? Using Gravity to Establish Causality, Journal of International Money and Finance, Elsevier, 27(8): 1430-1452.

Chen, S. & Wang, C. (2009), Financial Openness and Macroeconomic Volatility: An Empirical Investigation, 1-23.

Dawson, J. W. (2010), Macroeconomic Volatility and Economic Freedom: A Cross-Country Analysis, Appalachian state university Department of Economics Working Paper.

Di Giovanni, J. & Levchenko, A. A. (2008), Trade Openness and Volatility, IMF working paper WP/08/146.

Di Giovanni, J. & Levchenko, A. A. (2010), Country Size, International Trade, and Aggregate Fluctuations in Granular Economies, NBER paper series, working paper 17335.

Down, I. (2007), Trade Openness, Country Size and Economic Volatility: The Compensation Hypothesis Revisited, Business and Politics, 9(2): 1–20.

Enders, W. (2004), Applied Econometric Time Series, 2nd Ed, New York: John Wiley & Sons, 439.

Epifani, P. & Gancia, G. (2008), Openness, Government Size and the Terms of Trade, Institute for Empirical Research in Economics University of Zurich, Working Paper N 359.

Ehrlich, S. D. & Hearn, E. (2013), Does Compensating the Losers Increase Support for Trade? An Experimental Test of the Embedded Liberalism Thesis, Foreign Policy Analysis, Doi: https://doi.org/10.1111/fpa.12001.

Furceri, D. & Karras, G. (2007), Country Size and Business Cycle Volatility: Scale Really Matters, Journal of the Japanese and International Economies, 21(4): 424-434.

Gali, J. & Monacelli, T. (1999), Optimal Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, Boston College Working Papers in Economics 438.

Gali, J. (1994), Government Size and Macroeconomic Stability, European Economic Review, 38:117-l32.

Guender, A. V. (2003), Optimal Monetary Policy under Inflation Targeting Based on an Instrument Rule, Economics Letters, Elsevier, 78(1): 55-58.

Haddad, M. E., Lim, J. J. & Saborowski, C. (2010), Trade Openness Reduces Growth Volatility When Countries Are Well Diversified, world bank, Policy Research Working Paper 5222.

Hnatkovska, V. & Loayza, N. (2004), Volatility and Growth, Policy Research, Working Paper Series 3184, the World Bank.

Head, A. (1995), Country Size, Aggregate Fluctuations, and International Risk Sharing, Canadian Journal of Economics, 28(4b): 1096-1119.

Hau, H. (2002), Real Exchange Rate Volatility and Economic Openness: Theory and Evidence, Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, 34(3): 611-630.

Jetter, M. & Parmeter, C. F. (2012), Country Size and Government Size: A Reassessment.
http://www2.binghamton.edu/economics/research/Parmeter.pdf.

Karras, G. (2006), Trade Openness, Economic Size, and Macroeconomic Volatility: Theory and Empirical Evidence, Journal of Economic Integration, 21(2): 254-272.

Kim, D. H., & Lin, S., & Suen, Y. (2016), Trade, Growth and Growth Volatility: New Panel Evidence, International Review of Economics & Finance, Elsevier, 45: 384-399.

Mireku et al. (2017), Trade openness and economic growth volatility: An empirical investigation, Cogent Economics & Finance, 5: 1385438.

Mujahid, H., Bilgrami, N. & Shahista, A. (2015), Trade Liberalization, Economic Size and Macroeconomic Volatility: Empirical Evidence from Pakistan, Economic Studies journal, Bulgarian Academy of Sciences, Economic Research Institute, 3: 156-169.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1996), Foundations of International Macroeconomics. MIT Press.

Pancaro, C. (2010), Macroeconomic Volatility after Trade and Capital Account Liberalization, Policy Research Working Paper 5441.

Pallage, S. & Robe, M. A. (2003), on the welfare cost of economic fluctuations in developing countries, International Economic Review, 44(2): 677-698.

Pesaran, H. H. & Shin, Y. (1998), Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, Economics Letters, 58(1): 17-29.

Raddatz, C. E. (2007), Are External Shocks Responsible for the Instability of Output in Low-Income CountriesJournal of Development Economics, 84(1): 155-187.

Ramey, G. & Ramey, V. A. (1995), Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth, The American Economic Review, 85(5): 1138-1151.

Razin, A. & Rose, A. (1992), Business Cycle Volatility and Openness: An. Exploratory Cross-Section Analysis, NBER Working Paper No. 4208.

Razin, A., Efraim, S. & Tarek, C. (2003), Trade Openness, Investment Instability, and Terms-of-Trade Volatility, Journal of International Economics, 61(2): 285–306.

Rose, A. (2002), One Reason Countries Pay Their Debts: Renegotiation and International Trade, Working Papers 042002, Hong Kong Institute for Monetary Research.

Spiegelhalter, D., Thomas, A., Best, N. & Lunn, D. (2003), Winbugs User Manual. Congdon, P. (2006). Bayesian Statistical Modelling, John Wiley & Sons Ltd.

Strotmann, H., Döpke, J. & Buch, C. M. (2006), Does Trade Openness Increase Firm-Level Volatility? Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2006, 40, Deutsche Bundesbank.

Verbeek, M. (2004), A Guide to Modern Econometrics, 2nd Ed. New York: John Wiley & Sons, 234.

Zivot, E. & Andrews, D. (1992), further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics, 10: 251-270.