Journal of Economic Modeling Research
Kharazmi University
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

The impact of China's economic growth shocks on Iran's macroeconomic variables: application of the GVAR model

Farzaneh Vafadar [1] | **Ghodratollah Emamverdi** [2*] | **Abolfazl Ghiasvand** [3] | **Marjan Damankeshideh** [4]

1. Department of Economics, ST.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran
E-mail: vafadar44f@iau.ac.ir (0000-0002-2197-1063)
2. Corresponding Author, Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran
E-mail: gh.emamverdi@iau.ac.ir (0000-0002-3944-4747)
3. . Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran
E-mail: ab.ghiasvand@iau.ac.ir (0000-0001-6297-0529)
4. Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran
E-mail: m.damankeshideh@yahoo.com (0000-0002-2671-9588)

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 22 Jan. 2025

Received in revised form
12 Aug. 2025

Accepted:
27 Aug. 2025

Keywords:
China's economic growth,
Iran's economic growth,
Inflation,
Non-oil exports,
Global
vector autoregression
model

JEL:
C55, F01, E37, F47

ABSTRACT

Due to the tightening of international sanctions on Iran in recent years, many measures have been taken to expand trade relations with other countries and attract foreign capital, among which the role of China as the main trading partner of Iran is prominent and it is necessary to reduce the shocks caused by To know the changes in China's economic growth and their effect on the macroeconomic indicators of the country Accordingly, the present study examines the effect of China's economic growth shocks on Iran's real GDP, inflation rate, and non-oil exports. In this regard, (GVAR) model and seasonal data from 1992 to 2022 for 34 major trading partner countries of Iran have been used. The results of the study showed that the effect of a positive shock in China's real GDP on Iran's real GDP is positive in the short term, but in the long term, the said shock is negative and in the direction of its reduction. In relation to inflation, the effect of a positive shock to China's real production on Iran's inflation rate has always been positive and negative on Iran's non-oil exports

Economic growth rates in countries increase as their economies become more open, their exports and imports more diverse, and their trading partners more diverse. Developing countries can use trade linkages to compensate for low levels of financial depth, high levels of inflation, and low levels of human capital.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

Cite this article: Vafadar, Farzaneh., Emamverdi, Ghodratollah., Ghiasvand, Abolfazl., & Damankeshideh, Marjan. (2024). The impact of China's economic growth shocks on Iran's macroeconomic variables: application of the GVAR model. *Journal of Economic Modeling Research*, 15 (55), 159-199. DOI: 0000000000000000000

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University
DOI: 00000000000000000000000000
Journal of Economic Modeling Research, Vol, 15, No. 55, 2024, pp. 159-199.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

Journal of Economic Modeling Research
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Kharazmi University
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

میزان اثرگذاری شوک‌های رشد اقتصادی چین بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربرد مدل GVAR

فرزانه وفادار[۱] | قدرت الله امام وردی *[۲] | ابوالفضل غیاثوند [۳] | مرجان دامن کشیده [٤]

۱. گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه‌آزاداسلامی، تهران، ایران.
رایانامه: vafadar44f@iau.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۲-۲۱۹۷-۱۰۶۳)
۲. نویسنده مسئول، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه‌آزاداسلامی، تهران، ایران
رایانامه: gh.emamverdi@iau.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۲-۳۹۴۴-۴۷۴۷)
۳. گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه‌آزاداسلامی، تهران، ایران
رایانامه: ab.ghiasvand@iau.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۱-۶۲۹۷-۰۵۲۹)
۴. گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه‌آزاداسلامی، تهران، ایران
رایانامه: Mar.Daman_Keshideh@iauctb.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۲-۲۶۷۱-۹۵۸۸)

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۳/۱۱/۳

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۴/۵/۲۱

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۴/۶/۵

واژه‌های کلیدی:
رشد اقتصادی چین ، رشد اقتصادی ایران، تورم ، صادرات غیر نفتی، مدل خود رگرسیون برداری جهانی

چکیده

با توجه تشدید تحریم‌های بین المللی بر ایران در سال‌های اخیر، اقدامات زیادی در جهت گسترش روابط تجاری با سایر کشورها و جذب سرمایه های خارجی انجام شده که در این میان نقش چین به عنوان اصلی‌ترین شریک تجاری ایران برجسته بوده و لازم است شوک‌های ناشی از تغییرات رشد اقتصادی چین و اثر آنها بر تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم و صادارت غیر نفتی شناخته شود. بر این اساس در مطالعه حاضر به بررسی اثر شوک‌های رشد اقتصادی چین بر تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، نرخ تورم و صادرات غیر نفتی پرداخته شده است. در همین راستا از مدل خود رگرسیون برداری جهانی ($GVAR$) و داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۲۲ مربوط به ۳۴ کشور طرف عمده تجاری ایران استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان داد که اثر شوک مثبت در تولید ناخالص داخلی واقعی چین بر تولید ناخالص داخلی واقعی ایران در کوتاه مدت مثبت ولی در بلند مدت شوک مذکور منفی و در جهت کاهش آن می‌باشد. در ارتباط با تورم نیز اثر یک شوک مثبت به تولید واقعی چین بر نرخ تورم ایران همواره مثبت و بر صادرات غیر نفتی ایران منفی بوده است. نرخ رشد اقتصادی در کشورها با بازتر شدن اقتصاد، تنوع بیشتر کالا های صادراتی و وارداتی و تنوع شرکای تجاری

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

طبقه‌بندی JEL: C55،F01، E37, F47

افزایش می‌یابد. کشورهای در حال توسعه می‌توانند با استفاده از پیوندهای تجاری، سطح پایین عمق مالی، سطح بالای تورم و سطح پایین سرمایه انسانی را جبران کنند.

استناد: وفادار، فرزانه؛ امام‌وردی، قدرت الله؛ غیاثوند، ابوالفضل؛ دامن‌کشیده ، مرجان (۱۴۰۳). میزان اثرگذاری شوک‌های رشد اقتصادی چین بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربرد مدل GVAR. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۵ (۵۵)، ۱۹۹-۱۵۹. DOI: 00000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

© نویسندگان.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

۱. مقدمه

تاثیر متقابل اقتصادها بر یکدیگر موجب شده است تا حساسیت در انتخاب مبادی وارداتی، بازارهای هدف و بطور کلی شرکای تجاری، بیشتر شود. هر کشوری بر اساس مختصات خود، طرف های تجاری خاص خود را انتخاب می‌کند تا ضمن در امان ماندن از اثرات منفی نوسانات اقتصادی بین الملل، هزینه‌های واردات خود را به حداقل رسانده و حداکثر درآمد صادراتی را ایجاد نماید(مختاری شیره‌جینی و همکاران، ۱۴۰۲). تجزیه و تحلیل سیاست‌های کلان اقتصادی و مدیریت ریسک، مستلزم توجه به افزایش وابستگی‌های متقابل بین بازارها و اقتصادها است. موضوعات اقتصادی باید از دیدگاه جهانی و داخلی مورد توجه قرار گیرد و باید کانال‌های مختلف انتقال شوک مورد توجه قرار گیرد(خرسندی و همکاران، ۱۴۰۱). در واقع لازم است نقاط آسیب پذیر ناشی از این شوک ها در کشور شناسایی و ارزیابی شده تا اقتصاد کشور کمتر آسیب دیده و تاب آور شود، به این معنی که توانایی لازم در به حداقل رساندن زیان‌های رفاهی ناشی از وقوع یک بحران اقتصادی را داشته باشد به نحوی که نخست بتواند آنها را پیش بینی کرده، سپس امکانات لازم برای استفاده از جنبه های مثبت آنها را داشته و حتی در صورت عدم وجود جنبه‌های مثبت، آن‌را ایجاد نماید و در نهایت، راهبردهایی ایجاد کند که بتواند حداکثر بهره مندی از تغییرات را بوجود آورد. همچنین، بررسی اثر شوک های جهانی جهت درک نحوه شکل گیری سیاست‌های مناسب اقتصادی که از طریق خطوط تجاری به هم مرتبط هستند، حائز اهمیت است. با در نظر گرفتن مطالب فوق، فهم تأثیر شوک‌های مختلف، مستلزم درک روابط تجاری و اتخاذ روش‌های مناسب جهت لحاظ کردن چنین ارتباطاتی است. از طرفی روابط ایران و چین در سال‌های اخیر در زمینه اقتصادی به سرعت گسترش یافته است، بصورتیکه بر اساس آمار گمرک چین، حجم مبادلات تجاری این کشور با جمهوری اسلامی ایران در سال ۲۰۲۲ بالغ بر ۱۵,۷۹ میلیارد دلار بوده است که نسبت به سال ۲۰۲۱ حدود ۷ درصد افزایش یافته است، در سال ۲۰۲۱ حجم مبادلات تجاری چین و ایران در آمار اعلام شده از سوی گمرک چین ۱۴,۷۷ میلیارد دلار بود. واردات چین از ایران طی سال ۲۰۲۲ بالغ بر ۶,۳۵ میلیارد دلار و صادرات این کشور به ایران ۹,۴۴ میلیارد دلار بوده و تراز مبادلات تجاری فیمابین بالغ بر ۳,۰۸ میلیارد دلار به نفع طرف چینی می‌باشد(معاونت دیپلماسی

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

وزارت امور خارجه، ۱۴۰۱) اکنون چین مهم‌ترین شریک اقتصادی ایران است که عمده ترین دلیل آن اعمال تحریم‌های اقتصادی و تشدید آن‌ها در سال‌های اخیر بوده است.

پیوندهای تجاری ایران در طول دوره مورد بررسی تغییرات زیادی کرده است. در سال ۱۹۹۰ آلمان بزرگترین مقصد صادراتی و مبدا وارداتی ایران بوده، اما در سال ۲۰۱۹ صادرات این کشور به ایران از ۲,۵۷ به ۰,۵ و واردات آن از ۲۴,۴ به ۵,۷ کاهش یافته است. در این سال‌ها چین به تدریج به بزرگترین شریک تجاری ایران تبدیل شده است. این مطلب نشان میدهد اتحادیه اروپا بزرگترین شریک تجاری ایران در سال ۱۹۹۰ بوده که به تدریج کشورهای آسیایی به ویژه چین به بزرگترین شرکای تجاری ایران بدل شده‌اند (سخایی و همکاران،۱۴۰۱).در نتیجه، وقوع شوک های پولی، مالی و یا تجاری، علاوه بر تاثیر مستقیم بر اقتصاد ایران، بطور غیر مستقیم نیز از طریق آثار سرریزی که توسط کانال های انتقال از چین به ایران منتقل می‌شوند بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور اثر می گذارند. اگرچه مطالعات زیادی وجود دارد که تأثیر شوک‌های تجاری را مورد مطالعه قرار داده است (دیز و همکاران[۱] ۲۰۰۷، سان و حشمتی[۲] ۲۰۱۰ و یا گلزار و ژاووها[۳] ۲۰۱۷)، ولی در زمینه بررسی مسئله شوک‌های تجارت خارجی با فرض وجود ارتباطات بینابینی بین کشورها مطالعات اندکی وجود دارد (گاوین و ربیلارد[۴] ۲۰۱۸ و ابراهیمی و همکاران[۵] ۲۰۲۰). علاوه بر این، با وجود سهم رو به رشد مطالعات بین المللی در زمینه مدل سازی جهانی کشورها، چنین مطالعه‌ای در اقتصاد داخلی انجام نگرفته است. در نتیجه با در نظر گرفتن مطالبی که مطرح شد، هدف عمده مطالعه حاضر بررسی اثر شوک‌های رشد اقتصادی چین بر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی ایران در چارچوب مدل GVAR می باشد. نوآوری تحقیق حاضر، مدل سازی جهانی جامع از کشورهای طرف تجاری ایران و استفاده از چارچوب تجربی در جهت درک اثرات شوک‌های ناشی از تغییرات رشد اقتصادی چین بر اقتصاد ایران است. برای این منظور با استفاده از ماتریس وزن‌ها در مدل

[۱] Dees et al
[۲] Sun and Heshmati
[۳] Gulzar and Zhaohua
[۴] Gauvin and Rebillard
[۵] Ebrahimi et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

GVAR، ماتریس شرکای طرف تجاری ایران نوشته شده و مدل سازی جهانی تدوین می‌شود و برای اولین بار اقتصاد ایران در قالب جهانی مدل سازی می‌شود. در ادامه پس از بررسی مبانی نظری و سابقه پژوهش، روش تحقیق معرفی گردیده و برآوردها انجام شده است و در نهایت نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

انتقال شوک‌های اقتصادی و اثرات متقابل کشورها بر یکدیگر، دیدگاه مهمی در تحلیل‌های مدرن ادوار تجاری به حساب می‌آید که این آثار متقابل شوک‌های اقتصادی تحت عنوان «هم‌زمانی ادوار تجاری» مطرح شده است. بر اساس نظریه منطقه پولی بهینه، پیش‌شرط ادغام‌های تجاری و پولی، هم‌زمانی بین ادوار تجاری است. هرچه ادوار تجاری کشورهای مختلف هم‌زمانی بیش‌تری داشته باشد، انتقال شوک‌های اقتصادی میان آنها قوی‌تر است. بر اساس مبانی نظری هم‌زمانی ادوار تجاری، عواملی مانند یکپارچگی تجاری (تجارت درون صنعت و تجارت بین صنایع) تشابه ساختار اقتصاد کشورهای طرف تجاری و درجه تشابه سیاست‌های پولی و مالی بین کشورها بر هم‌زمانی ادوار تجاری بین کشورها مؤثر است. تجارت بیش‌تر بین کشورها می‌تواند از طریق ایجاد شوک‌های طرف عرضه و تقاضا بر ادوار تجاری کشورها اثر بگذارد. بسته به این‌که کدام‌یک از شوک‌ها غالب می‌شود، هم‌زمانی ادوار تجاری ممکن است، افزایش یا کاهش پیدا کند. از طرف دیگر، هرچه ساختار اقتصادی کشورهای طرف تجاری تشابه و تقارن بیش‌تری داشته باشد، هم‌زمانی ادوار تجاری افزایش پیدا می‌کند(افشاری و امینی، ۱۳۹۰).

انتقال شوک‌ها بین کشورهای شریک تجاری، به طور کامل، مرتبط با وجود عوامل مشترک میان کشورهاست. عوامل مشترک، منعکس‌کننده ترکیب شوک‌های جهانی مؤثر بر همه کشورها، اختلالات خاص هر کشور و اثرات شوک‌های انتقال‌یافته از کشوری به کشور دیگر است(بوردو و هلبلینگ[۱]، ۲۰۰۳)

آثار شوک‌های اقتصادی تنها به اثر مستقیم آنها محدود نمی‌شود بلکه این شوک‌ها از طریق شرکای تجاری نیز بر اقتصاد کشور که اثر سرریز نامیده می‌شود و هرچه رابطه تجاری بین کشورها

[۱] Bordo & Helbling

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

بیشتر باشد آثار سرریز قابل توجهی از طریق آنها بر های دیگر تحمیل می‌شود شوک‌ها از دو راه فعالیت‌های اقتصادی کشور را تحت تاثیر قرار می‌دهند یکی از طریق تاثیر بر سمت عرضه اقتصاد است که این تاثیرات با وقفه نمایان شده و بر ظرفیت تولیدی کشور اثر می‌گذارد .همچنین از طریق اثر برتقاضای کل که در کوتاه مدت آثار خود را بر فعالیت‌های اقتصادی کشور برجای گذارد.

با توجه به اینکه اقتصاد ایران یک اقتصاد تولید کننده نفت است و وابستگی جدی به واردات کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی از کشورهای دارای اقتصادهای توسعه یافته و نوظهور جهان دارد تا نیازهای صنعتی و خانواری را فراهم نماید و از آنجائیکه این دارائی‌ها اقتصادی کشور مرتبط با فعالیت‌های اقتصادی جهانی است، بنابراین اقتصاد ایران با یک اقتصاد باز کوچک در برابر شوک-های خارجی آسیب‌پذیر می‌باشد(قربانزاد و همکاران،۱۳۹۹).

سرریزهای بین‌المللی بطور وسیعی در نتیجه شوک در یک اقتصاد تعریف شده‌اند که بواسطه کانال‌های بی‌شماری به اقتصادهای دیگر منتقل می‌شوند. این تعریف اشاره بر آن دارد که ماهیت کمی و کیفی اثرات سرریز وابسته به چند بعد می‌باشد: کانال‌های انتقال، نوع شوک و ساز و کارهای تقویت یا تثبیت در کشورهای تولیدکننده یا گیرنده سرریز. (کمیسیون اروپا[۱] ،۲۰۱۴) بطورکلی، سرریزهای متفاوتی در ادبیات اقتصادی مطرح شده‌اند که مهم‌ترین آن‌ها به شرح زیر می‌باشند؛ (ویراستراس و همکاران[۲] ،۲۰۰۶)

سرریز خارجی: سرریز خارجی از تعاملات موجود بین یک کشور با بقیه کشورهای جهان، نشات می‌گیرد. بطور خاص، تحولات در اقتصاد توسعه یافته آمریکا تاثیر معناداری بر اقتصاد سایر کشورها، بخصوص از طریق ارتباطات تجاری و نرخ ارز دلار آمریکا می‌گذارد.

سرریز نشات‌گرفته از شوک ناشی از سیاست: این موضوع بطور خاصی از نقطه نظر عملکرد سیاستی ارزیابی می‌شود، سرریز ناشی از سیاست، مستلزم تأثیر مستقیم اقدامات سیاستی (نظیر تغییر در هزینه‌های دولت، درآمد دولت و تعادل بودجه دولتی) است که در یک کشور اعمال می‌شود و

[۱] Gauvin and Rebillard

[۲] Weyerstrass et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

اگر کشور از نظر اقتصادی کشور بزرگی باشد باعث تغییر شاخص‌های اقتصادی سایر کشورها می‌شود. لذا جهت هماهنگی برای کاهش پیامدهای منفی اشتباهات، خط مشی سیاستی و داخلی کردن عواقب ناشی از سیاست‌های غیر هماهنگ شده، توجه به سرریز ناشی از سیاست‌ها توصیه می‌شود.

سرریز مستقیم در برابر غیرمستقیم: سرریز بین‌المللی مستقیم اصولا از طریق ارتباطات تجاری منتقل، ولی سرریز غیرمستقیم از طریق نرخ بهره مشترک و نرخ ارز منتقل می‌شود. به طور مفهومی، بر اساس چارچوب مدل ماندل- فلمینگ با فرض انعطاف‌پذیری قیمت‌ها، انتقال شوک‌های مالی بین کشورها حداقل از طریق سه کانال به شرح زیر صورت می‌گیرد(بتیسما و همکاران[۱]،۲۰۰۶)؛اول انبساط مالی در یک اقتصاد خارجی، باعث رشد تقاضای کل آن کشور شده و از طریق کانال تجاری و نشت واردات تقاضا برای کالاها و خدمات کشور خودی را افزایش می‌دهد، این امر موجب رشد صادرات و افزایش تولید داخلی می‌شود .ثانیا، انبساط مالی خارجی، از طریق کانال نرخ ارز واقعی بواسطه تغییرات شرایط تجارت، بر تولید داخلی تأثیر می‌گذارد. در اقتصاد خارجی، قیمت‌ها پس از انبساط مالی به دلیل رشد تقاضا افزایش می‌یابد و انتظار می‌رود رشد قیمت‌ها بیشتر از رشد قیمت های جهانی باشد. زیرا علاوه بر افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات داخلی، تقاضا برای کالاهای خارجی نیز افزایش یافته و باعلث تشدید رشد قیمت‌ها می‌شود. در نتیجه، تجارت خارجی باعث افزایش نرخ ارز موثر واقعی و واردات می‌شود در حالی که صادرات را کاهش می‌دهد و اقتصاد داخلی کشور خودی از این وضعیت تا زمانی که یک صادر کننده خالص به اقتصاد خارجی باشد در جهت افزایش تولید داخلی بهره‌مند می‌شود.

کانال سوم، کانال نرخ بهره می‌باشد، که تأثیر یک نرخ بهره رو به رشد در یک اقتصاد خارجی را پس از انبساط مالی نشان می‌دهد. افزایش نرخ بهره ممکن است به دلیل تضعیف پولی غیر قابل قبول برای حفظ تورم یا به دلیل فشار بر سرمایه‌گذاری ناشی از تقاضای کل بالاتر باشد. نرخ بهره خارجی بالاتر باعث افزایش نرخ بهره داخلی (با تاثیر منفی بر تولید داخلی) می‌گردد، که نتیجه آن

[۱] Beetsma et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

خروج سرمایه بیشتر از اقتصاد کشور خودی و کاهش ذخایر ارزی و افزایش عرضه پول داخلی می‌باشد.

۳. پیشینه تحقیق

برای بررسی تعامل بین کشورها، تجارت به عنوان یک کانال اصلی در ادبیات مطرح است. در ادبیات مربوط به دوره‌های تجاری بین‌المللی، مطالعات تجربی بسیاری نشان می‌دهند که کشورهایی با روابط تجاری قوی‌تر دوره‌های تجاری مشابه‌تری را نیز تجربه می‌کنند. فرانکل و رز[1] (۱۹۹۸)، کالدرون و همکاران[2](۲۰۰۷)، اینکلار و هان[3] (۲۰۰۸) و سایرین نشان دادند که در میان کشورهای صنعتی، جفت از کشورهایی که تجارت بیشتری با یکدیگر دارند از درجات همگامی دوره‌های تجاری بالاتری برخوردارند. در سال ۲۰۰۵، آرورا و وامواکیدیس[4] نشان دادند که افزایش یک درصدی در رشد اقتصادی شرکای تجاری با افزیش ۰٫۸ واحد درصدی رشد اقتصادی کشور همبسته است. باکستر و کوپاریتساس[5] (۲۰۰۵) نشان دادند که در میان عوامل اثرگذار بر انتقال شوک‌ها، تجارت نقش اساسی‌تری ایفا می‌کند. (مشیری و خیراندیش، ۱۳۹۸).

ساکی و همکاران (۱۴۰۰)،به بررسی سریز شوک‌های تجارت و نرخ ارز شرکای تجاری برزیل، چین، آلمان، هند، ایتالیا، کره جنوبی، ترکیه، روسیه، امارات و سوئیس بر اقتصاد ایران پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از روش خودرگرسیونی جهانی طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۹ انجام شده است و به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش مبادلات تجاری در کشورهای برزیل و چین، سطح مبادلات تجاری ایران را به ترتیب افزایش و کاهش می‌دهد.

سخایی و همکاران(۱۴۰۱) در تحقیقی تحت عنوان"آثار شوک‌های اقتصادی خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران" به این نتیجه دست یافتند که با فرض ثبات سایر شرایط، شوک مثبت یک درصدی بر تولید ناخالص داخلی چین بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تورم ایران

[1] . Frankel and Rose
[2] . Calderon et al.
[3] . Inklaar et al
[4] . Arora and Vamvakidis
[5] .Baxter and Kouparitsas

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

اثرگذار است و با افزایش یک درصد GDP ین، GDP ایران یک دوره بعد از آن ۰/۰۸ و تورم ۱/۲ درصد افزایش می‌یابد و بر نرخ بهره تاثیری ندارد.

مختاری شیره‌جینی و همکاران(۱۴۰۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان" نقش متنوع سازی شرکای تجاری در میزان اثربخشی نوسانات اقتصادی بین المللی در اقتصاد ایران" با به کار گیری مدل خودرگرسیون برداری ساختاری در بازه زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۷ به این نتیجه دست یافتند که در اکثر موارد نوسانات متغیرهای کلان ایران در پاسخ به نوسانات تولید ناخالص داخلی و تورم کشورهای OECD پس از ورود چین کاهش یافته است.

سلمانی و همکاران،(۱۴۰۳) به بررسی اثرات سرریز نااطمینانی شرکای تجاری بر صادرات و واردات ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ با استفاده از روش GVAR پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر این است که ارزش صادرات و واردات ایران در برابر شوک‌های نااطمینانی وارده از عمده شرکای تجاری واکنش منفی نشان می‌دهد؛ به طوریکه سه کشور چین، هند و ترکیب یشترین سرریز منفی را بر ارزش تجارت ایران دارند. همچنین نتایج نشان دادند نااطمینانی پنج شریک تجاری بعدی (امارات متحده عربی، روسیه، کره جنوبی، ایتالیا، آلمان و سوئیس) دارای سرریز معنادار بر تجارت ایران نمی‌باشد. در ضمن صادرات و واردات ایران به افزایش نااطمینانی داخلی ایران واکنش منفی نشان می‌دهد.

وی و لاهری[1] (۲۰۱۹) در تحقیقی با عنوان " تأثیر شوک های قیمت کالا با وجود رابطه تجاری در کشورهای NAFTA : تجزیه و تحلیل GVAR "اثر شوک‌های قیمت کالاها و شوک‌های پولی را در منطقه تحت پوشش توافق‌نامه تجارت آزاد آمریکای شمالی (NAFTA)، با استفاده یک مدل VAR جهانی (GVAR) موردبررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های قیمت کالاها، ازجمله نفت و فلزات، تأثیر بیشتری بر اقتصاد واقعی پس از شروع NAFTA دارند، به‌طوری‌که قیمت فلزات تأثیر کمی بیشتری بر تولید نسبت به قیمت نفت دارد. همچنین سیاست‌های پولی ایالات‌متحده که در شوک به نرخ بهره کوتاه‌مدت منعکس شده است، در دوره پس از

[1] Wei and Lahiri

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

NAFTA تأثیر ضعیف‌تری داشته است. به‌طورکلی، تأثیر شوک‌های قیمت جهانی و کالا در منطقه نسبت به شوک‌های پولی داخلی در دوره پس از NAFTA بیشتر است.

وارگاس و همکاران [۱] (۲۰۱۹) به پیوندهای کارائیب با جهان با استفاده از رویکرد GVAR پرداخته‌اند. این مقاله به بررسی روابط منطقه کارائیبف با شرکای اصلی تجاری خود که ۶۰ درصد تولید ناخالص داخلی جهان را دارا هستند و تاثیر شوک کاهش قیمت نفت و افزایش GDPآمریکا پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که این منطقه به شدت از عوامل خارجی تاثیرپذیر بوده و هر دو شوک بر قیمت‌ها، نوسانات نرخ ارز و متغیرهای مالی تاثیرگذار است.

نووی و تیلور،(۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی بی‌ثباتی تجارت بین‌الملل در مواجهه با شوک-های اقتصادی پرداخته‌اند. این مطالعه به صورت سری زمانی و با استفاده از رویکرد خودرگرسیونی برداری و به صورت ماهانه در بازه زمانی ۱۹۶۲ تا ۲۰۱۲ برای اقتصاد آمریکا انجام شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد شرکت‌ها در پاسخ به شوک عدم قطعیت، سفارشات مواد اولیه خارجی خود را به طور نامتناسبی کاهش می‌دهند.

گروشنی و همکاران (۲۰۲۱) تحقیقی در مورد رابطه بین عدم قطعیت با جریان‌های تجاری اقتصادهای نوظهور انجام داده‌اند؛ در این پژوهش تاثیر نااطمینانی بر جریان‌های تجاری هفت کشور نوظهور برزیل، چین، هند، اندونزی، مکزیک، روسیه و ترکیه و با استفاده از رویکرد رگرسیونی خود بازگشت برداری ساختاری تابلویی بررسی شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد شوک‌های عدم اطمینان اقتصاد جهانی باعث کاهش واردات و صادرات این کشورها می‌شود.

لی و همکاران[۲] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای انتقال شوک عدم قطعیت قیمت نفت به فعالیت‌های اقتصادی واقعی را در کشور چین برر سی نمودند. نتایج نشان داد که کاهش قابل توجهی در فعالیتهای اقتصادی واقعی با افزایش عدم اطمینان قیمت نفت وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که اثر انقباضی عدم قطعیت قیمت نفت تحت استرس مالی بالا، بارزتر است و افزایش هزینه هایناشی از تنگناهای مالی سرمایه‌گذاری ها را سرکوب می‌کند.

---

[۱] Vargas et al

[۲] Li, et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که عمده مطالعات خارجی به اقتصاد ایران نپرداخته اند، از طرفی مطالعات داخلی با جامعه آماری کمتر ، کشورهایی محدود به شرکای تجاری ایران و با متغیرهای متفاوت تری نسبت به بررسی آثار شوک پرداخته‌اند. لذا در این پژوهش سعی برآن است متغیرهای تاثیرگذار بر اقتصاد ایران و همچنین جامعه آماری بیشتری به منظور بررسی آثار سرریز مستقیم و غیر مستقیم بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران بررسی گردند.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

باتوجه به مطالعات صورت گرفته در خصوص کشور ایران و روش اقتصادسنجی GVAR و با درنظرگرفتن متغیرهای پژوهش شاخص مقدار تولید ناخالص داخلی[۱]، شاخص قیمت مصرف‌کننده[۲] ، نرخ تورم[۳] ،شاخص قیمت سهام اسمی[۴] ،لگاریتم طبیعی شاخص قیمت سهام حقیقی[۵] ،صادرات غیر نفتی، نرخ بهره کوتاه‌مدت[۶] و نرخ بهره بلندمدت[۷] است و مدل GVAR طراحی شده در این مطالعه ۳۴ کشور را شامل می‌شود که ۸ مورد از آنها در اول ژانویه ۱۹۹۹ به یورو ملحق شدند و با توجه به دوره زمانی که فصل سوم ۱۹۹۲ تا فصل دوم ۲۰۲۲ را پوشش می‌دهد به‌عنوان یک منطقه یا گروه واحد در نظر گرفته می‌شوند و ۲۶ کشور دیگر به‌صورت انفرادی مدل‌سازی می‌شوند. کشورهای آلمان، فرانسه، ایتالیا، اسپانیا، هلند، بلژیک، اتریش و فنلاند به منطقه یورو[۸] تعلق دارند و به‌عنوان یک گروه یا اقتصاد واحد در کنار سایر ۲۶ اقتصاد منفرد در نظر گرفته می‌شوند. به‌طور کلی، کشورهای گزارش شده به‌لحاظ توزیع جغرافیایی همه قاره‌ها و مناطق جهان را پوشش می-دهند؛ به‌طوری‌که کشورهای آمریکا، کانادا و مکزیک از منطقه آمریکای شمالی؛ کشورهای آرژانتین، برزیل، پرو و شیلی از منطقه آمریکای جنوبی؛ کشورهای اتریش، اسپانیا، انگلستان، ایتالیا،

۱. Gross domestic product (GDP) Volume index
۲. Consumer price index
۳. Inflation rate
۴. Nominal equity price index
۵. Real equity price index
6. Short-term interest rate
۷. Long-term interest rate
۸. Euro

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

آلمان، بلژیک، ترکیه، سوئد، سوئیس، فرانسه، فنلاند، نروژ و هلند از منطقه اروپا؛ کشورهای اندونزی، استرالیا، تایلند، ژاپن، چین، سنگاپور، فیلیپین، نیوزیلند، مالزی، کره جنوبی و هند از منطقه شرق و جنوب آسیا؛ کشور آفریقای جنوبی از آفریقا و کشورهای ایران و عربستان سعودی از منطقه خاورمیانه گزینش شده‌اند. علاوه بر این، کشورهای مذکور درسال ۲۰۲۲ مجموع بیش از ۸۵ درصد تولید جهان را بر حسب معیارهای رایج دلار ثابت و برابری قدرت خرید در اختیار داشته اند[۱]. نکته دیگر اینکه این کشورها شرکای اصلی تجاری ایران در نقاط مختلف جهان محسوب می‌شوند؛ به‌طوری‌که بخش اعظم تجارت ایران با این کشورها صورت می‌گیرد، لذا از این حیث مطالعه مورد نظر از بعد تجارت بین‌الملل و تاثیرپذیری اقتصاد ایران از سایر شرکای تجاری با سایر مطالعات متفاوت بوده و وجود افتراق آن از متغیر و جامعه آماری را شامل می‌گردد.

رویکرد GVAR اجازه می‌دهد مدل VARX* مربوط به هر یک از کشورها فقط یک زیرمجموعه محض از متغیرهای داخلی (و نه الزاماً همه متغیرها) را بر اساس دسترسی به داده‌ها شامل شود. لازم به ذکر است که برخی متغیر ها به‌دلیل عدم دسترسی به داده‌ها از مدل‌های مربوط به برخی کشورها حذف شده‌اند. در واقع، لزومی ندارد که همه متغیرهای داخلی به هر یک از مدل‌های VARX* فردی افزوده شوند. البته این آزادی عمل یکی از محاسن رویکرد GVAR محسوب می‌شود. بر این اساس، متغیرهای داخلی y_{it}، Dp_{it} و EX_{it} وارد مدل مربوط به کشور ایران می‌شوند. ایجاد این متغیرها نیاز به داده‌های مربوط به متغیرهای شاخص مقدار تولید ناخالص داخلی بر حسب سال پایه ۲۰۱۵ ($GDP_{iran,t}$)، شاخص قیمت مصرف‌کننده بر حسب سال پایه ۲۰۱۵ ($CPI_{iran,t}$) و (صادرات غیر نفتی ($EX_{iran,t}$)دارد. این داده‌ها به‌صورت فصلی از نماگرهای اقتصادی و بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌دست آمده‌اند. در ادامه بحث، متغیرهای داخلی و متغیرهای خارجی برای مدل $VARX^*$ مربوط به هر یک از کشورها تعریف می‌شوند. علاوه بر این، متغیرهای جهانی که برای همه کشورها مشترک هستند، معرفی می‌شوند. متغیرهای داخلی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

[۱] U.S. Bureau of Economic Analysis, Gross Domestic Product [GDP], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

$$y_{it} = \text{Ln}(GDP_{it}) \quad (۱)$$

$$Dp_{it} = p_{it} - p_{it-1}; \quad p_{it} = \text{Ln}(CPI_{it}) \quad (۲)$$

$$eq_{it} = \text{Ln}(EQ_{it}/CPI_{it}) \quad (۳)$$

$$EX_{it} = \text{Ln}(EX_{it}) \quad (۴)$$

$$r_{it} = 0.25\text{Ln}(1 + R_{it}^{s}/100) \quad (۵)$$

$$lr_{it} = 0.25\text{Ln}(1 + R_{it}^{l}/100)$$

که Ln نماد لگاریتم طبیعی است؛ اندیس‌های i و t به‌ترتیب نشانگر کشور و دوره زمانی هستند؛ GDP_{it} شاخص مقدار تولید ناخالص داخلی[۱] بر حسب سال پایه ۲۰۱۵ (۲۰۱۵=۱۰۰) است؛ CPI_{it} شاخص قیمت مصرف‌کننده[۲] است؛ Dp_{it} نرخ تورم[۳] بر حسب CPI است؛ EQ_{it} شاخص قیمت سهام اسمی[۴] و eq_{it} لگاریتم طبیعی شاخص قیمت سهام حقیقی[۵] بر حسب CPI است؛ EX_{it} صادرات غیر نفتی کشور iام است؛ R_{it}^{s} نرخ بهره کوتاه‌مدت[۶] و R_{it}^{l} نرخ بهره بلندمدت[۷] است.

در این مطالعه، برای همه کشورها بردار متغیرهای داخلی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\boldsymbol{x}_{it} = [y_{it}, Dp_{it}, eq_{it}, EX_{it}, r_{it}, lr_{it}]' \quad (۶)$$

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، کشورهای آلمان، فرانسه، ایتالیا، اسپانیا، هلند، بلژیک، اتریش و فنلاند به‌عنوان یک کشور واحد تحت عنوان «یورو» در نظر گرفته می‌شوند. هر یک از متغیرهای داخلی مختص این منطقه به‌صورت میانگین وزنی آن متغیر برای کشورهای عضو ایجاد می‌شود که وزن‌ها بر اساس تولید ناخالص داخلی بر حسب شاخص برابری قدرت خرید[۸] (PPP) تعریف می‌شوند. به‌عنوان مثال، متغیر داخلی y برای این منطقه به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$y_{euro,t} = \sum_{j=1}^{8} w_j^{PPP} y_{jt} \,, \quad (۷)$$

۱. Gross domestic product (GDP) Volume index
۲. Consumer price index
۳. Inflation rate
۴. Nominal equity price index
۵. Real equity price index
6. Short-term interest rate
۷. Long-term interest rate
۸. Purchasing Power Parity

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

که وزن مربوط به کشور jام به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$w_j^{PPP} = \frac{GDP_{j,2015}^{PPP}+GDP_{j,2016}^{PPP}+GDP_{j,2017}^{PPP}}{GDP_{2015}^{PPP}+GDP_{2016}^{PPP}+GDP_{2017}^{PPP}} \quad (۸)$$

که

$$GDP_t^{PPP} = \sum_{j=1}^{8} GDP_{jt}^{PPP} \quad (۹)$$

GDP_{jt}^{PPP} بیانگر تولید ناخالص داخلی بر حسب برابری قدرت خرید برای کشور j در سال t است. این وزن‌ها به‌عنوان وزن‌های تجمیعی[۱] شناخته می‌شوند. در مطالعه حاضر، وزن مربوط به هر کشور به‌صورت نسبت میانگین سه ساله (تولید ناخالص داخلی بر حسب شاخص برابری قدرت خرید) محاسبه شده است. پس از تعیین متغیرهای داخلی، در مرحله بعد، متغیرهای خارجی خاص کشورها (یا متغیرهای ستاره‌دار) به‌عنوان میانگین وزنی متغیرهای داخلی به‌صورت زیر ایجاد می-شوند.

$$\boldsymbol{x}_{it}^{*} = \sum_{j=1}^{27} w_{ij}\boldsymbol{x}_{jt}, \quad (۱۰)$$

که $\boldsymbol{x}_{jt} = [y_{jt}, Dp_{jt}, eq_{jt}, EX_{jt}, r_{jt}, lr_{jt}]'$ بردار مقادیر متغیرهای داخلی برای کشور j در دوره زمانی t و $\boldsymbol{x}_{it}^{*} = [y_{it}^{*}, Dp_{it}^{*}, eq_{it}^{*}, EX_{it}^{*}, r_{it}^{*}, lr_{it}^{*}]'$ بردار مقادیر متغیرهای خارجی برای کشور i در دوره زمانی t است. با توجه به رابطه فوق، متغیرهای خارجی از طریق میانگین‌گیری مقطعی متغیرهای داخلی با استفاده از وزن‌های مبتنی بر ماتریس جریان تجاری دوجانبه (w_{ij}) تشکیل می‌شوند؛ به‌طوری‌که به‌ازای هر i داریم $w_{ii} = 0$ و $\sum_{j=1}^{27} w_{ij} = 1$. در این مطالعه، وزن‌های تجاری به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$w_{ij} = \frac{T_{ij,2015}+T_{ij,2016}+T_{ij,2017}}{T_{i,2015}+T_{i,2016}+T_{i,2017}}, \quad (۱۱)$$

که T_{ijt} بیانگر تجارت دوجانبه کشور i با کشور j در طول دوره زمانی (سال) t است که به‌عنوان متوسط صادرات و واردات (مجموع صادرات و واردات تقسیم بر دو) کشور i با کشور j

۱. Aggregation weights

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

محاسبه می‌شود. همچنین، T_{it} بیانگر متوسط صادرات و واردات کشور i با همه کشورهای دیگر در سال t است که به‌صورت $T_{it} = \sum_{j=1}^{27} T_{ijt}$ محاسبه می‌شود ($T_{iit} = 0$ یا $i \neq j$).

بردار متغیرهای خارجی برای هر یک از کشورها به‌جز آمریکا به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$\boldsymbol{x}_{it}^{*} = [y_{it}^{*}, Dp_{it}^{*}, eq_{it}^{*}, r_{it}^{*}, lr_{it}^{*}]' \quad (۱۲)$$

این بردار برای کشور آمریکا به‌صورت زیر است

$$\boldsymbol{x}_{us,t}^{*} = [y_{us,t}^{*}, Dp_{us,t}^{*}, EX_{us,t}^{*}]' \quad (۱۳)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متغیرهای خارجی برای کشور آمریکا متفاوت از دیگر کشورها هستند. دلیل این تفاوت، تسلط آمریکا بر اقتصاد جهانی است. در واقع، به‌دلیل نقش مسلط آمریکا در بازارهای مالی جهان، متغیرهای ستاره‌دار نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ بهره بلندمدت و شاخص قیمت سهام از فهرست متغیرهای خارجی برای این کشور حذف شده‌اند.

تاکنون متغیرهای داخلی ($\boldsymbol{x}_{it}$) و متغیرهای خارجی ($\boldsymbol{x}_{it}^{*}$) برای مدل‌های خاص کشوری معرفی شده‌اند. دسته سوم از متغیرها که متغیرهای جهانی ($\boldsymbol{d}_t$) نامیده می‌شوند، عوامل مشترک قابل مشاهده‌ای هستند که به‌عنوان برون‌زای ضعیف مشابه متغیرهای خارجی وارد مدل‌های خاص کشوری می‌شوند. در این مطالعه، قیمت نفت ($poil_t$) به‌عنوان متغیر جهانی وارد همه مدل‌های $VARX^{*}$ خاص کشوری می‌شوند. بنابراین، بردار مشترک متغیرهای جهانی برای همه کشورها به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$\boldsymbol{d}_t = (poil_t)'$$

در مدل $GVAR$ پیشنهادی دیز و همکاران[۱] (۲۰۰۷)، متغیرهای جهانی به‌صورت درون‌زا (و نه برون‌زا) وارد مدل $VARX^{*}$ مربوط به یک کشور خاص (معمولاً آمریکا) می‌شوند؛ چراکه فرض می‌شود این کشور نقش مسلط در اقتصاد جهانی بازی می‌کند. مدلی که برای تحلیل داد ه ها بکار می رود به این صورت تعریف می شود:

با فرض $N+1$ کشور در اقتصاد جهانی وجود دارد که با $i = 0,1, \dots, N$ اندیس گذاری می‌شوند (که 0 را ایالات‌متحده در نظر گرفته شده است) شماری از متغیرهای اقتصادی کشورها

[۱] Dees et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

مانند GDP حقیقی، تورم، نرخ‌های بهره و نرخ ارز، در بردار X_{it} در زمان $t = 1,2, \dots, T$ و در $N+1$ کشور مدل‌سازی شود. فاکتورهای جهانی مشاهده شده را با $m_d \times 1$ بردار d_t و فاکتورهای جهانی مشاهده نشده را با $m_f \times 1$ بردار f_t نشان می‌دهیم و فرض می‌کنیم که:

(۱۴)

$$x_{it} = \delta_{i0} + \delta_{i1}t + \Gamma_{id}d_t + \Gamma_{if}f_t + \xi_{it}, \text{ for } i = 0,1, \dots, N; t = 1,2, \dots, T,$$

که در آن $\Gamma_i = (\Gamma_{id}, \Gamma_{if})$ ماتریس $k_i \times m$ از فاکتورهای در حال بارگذاری و $m = m_d + m_f$ است. ξ_{it} برداری $k_i \times 1$ است که اثرات خاص کشور شامل مقادیر وقفه X_{it} یا متغیرهای مجازی که تحولات نهادی و سیاسی را نشان می‌دهد؛ δ_{i0} و δ_{i1} ضرایب جمله ثابت و روندهای خطی هستند. با این ملاحظات و با داشتن مبانی مدل خودرگرسیون برداری، مدل $VAR(p_i)$ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\Phi_i(L, p_i)\left(x_{it} - \delta_{i0} - \delta_{i1}t - \Gamma_{id}d_t - \Gamma_{if}f_t\right) \approx v_{it} \qquad (۱۵)$$

بدون فاکتور مشترک مشاهده نشده f_t، مدل کشور iام از دیگر کشورها جدا می‌شود و می‌تواند آن را جداگانه با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی معرفی شده در مطالعات هاربو و همکاران[۱] (۱۹۹۸) و پسران، شین و سمیت (۲۰۰۰) تخمین زد. هنگامی که N نسبتاً بزرگ است، یک راه‌حل برای برآورد مدل، استفاده از رویکرد مطالعه بیندر و همکاران (۲۰۰۵) و محاسبه f_t برحسب متوسط متغیرهای خاص کشور X_{it} در هر مقطع زمانی و اثرات مشترک مشاهده شده d_t است. برای بیان این مسئله، فرض می‌کنیم که $k_i = k$ و از همان مجموعه وزن‌های مشابه w_j به ازای $j = 0,1, \dots, N$ در رابطه (۱) برای محاسبه رابطه زیر استفاده می کنیم:

(۱۶)

$$\sum_{j=0}^{N} w_j x_{jt} = \sum_{j=0}^{N} w_j \delta_{j0} + \left(\sum_{j=0}^{N} w_j \delta_{j1}\right)t + \left(\sum_{j=0}^{N} w_j \Gamma_{jd}\right)d_t + \left(\sum_{j=0}^{N} w_j \Gamma_{jdf}\right)f_t + \sum_{j=0}^{N} w_j \xi_{jt},$$

یا

$$x_t^* = \delta_0^* + \delta_1^* t + \Gamma_d^* d_t + \Gamma_f^* f_t + \xi_t^* \qquad (۱۷)$$

[۱] Harbo et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

چهارچوب $GVAR$ که در PSW توسعه داده شد، به‌جای این وزن‌های مشترک w_j از وزن‌های خاص هر کشوری w_{ij} استفاده می‌کند. به طوریکه به‌جای استفاده از X_t^* یکسان در مدل PSW تمام کشورها، از رابطه زیر در مدل کشور iام استفاده می‌کند:

$$w_{ii} = 0, \quad \text{و} \quad x_{it}^* = \sum_{j=0}^{N} w_{ij}\, x_{jt} \qquad (۱۸)$$

وزن‌های w_{ij} به ازای $j = 0,1, \dots, N$ اهمیت کشور jام در اقتصاد کشور iام نشان می‌دهد. مدل $GVAR$ رابطه (۱۶) می‌تواند به صورت مدل‌های $VARX^*\ (p_i, q_i)$ جدا برای هر کشور بازنویسی شود:

$$\Phi_i(L, p_i)x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Upsilon_i(L, q_i)d_t + \Lambda_i(L, q_i)x_{it}^* + u_{it} \qquad (۱۹)$$

در تحقیق تجربی حاضر، مدل هر کشور به صورت یک مدل $VARX^*\ (2,2)$ در نظر گرفته می‌شود که شکل تصحیح خطای آن به‌صورت زیر است:

(۲۰)

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i\beta_i'\left[\zeta_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)\right] + \Upsilon_{i0}\,\Delta d_t + \Lambda_{i0}\,\Delta x_{it}^* + \Upsilon_{i1}\,\Delta d_{t-1} + \Gamma_i\,\Delta z_{i,t-1} + u_{it}$$

که در آن $z_{it} = (x_{it}', x_{it}^{*\prime})'$، $\zeta_{i,t-1} = (z_{i,t-1}', d_{t-1}')'$ و α_i یک ماتریس $k_i \times r_i$ مرتبه r_i و β_i یک ماتریس $(k_i + k_i^* + m_d) \times r_i$ از مرتبه r_i است. با تقسیم‌بندی β_i به‌صورت $\beta_i = (\beta_{ix}', \beta_{ix*}', \beta_{id}')'$ که ضرایب متغیرهای $\zeta_{it} = (X_{it}', X_{it}^{*\prime}, d_d')'$ است عبارات تصحیح خطا رابطه (۲۰) را می توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\beta_i'(\zeta_{it} - \gamma_i t) = \beta_{ix}'x_{it} + \beta_{ix*}'x_{it}^* + \beta_{id}' + (\beta_i'\gamma_i)t \qquad (۲۱)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

این رابطه امکان هم انباشتگی متغیرهای X_{it}، بین X_{it} و X_{it}^{*} و در نتیجه بین X_{it} و X_{jt} را به ازای $i \neq j$ فراهم می کند. بر طبق یوهانسن[۱] (۱۹۹۲) و گرنجرو لین[۲] (۱۹۹۵) فرض برونزایی ضعیف در زمینه مدل‌های هم‌انباشتگی، بدون خارج کردن بازخوردهای کوتاه مدت وقفه‌های بین دو مجموعه از متغیرها، لزوماً بازخوردهای بلند مدت از X_{it} به X_{it}^{*} را نشان نمی‌دهد. در این حالت، X_{it}^{*} به‌عنوان «مقدار اجباری بلند مدت[۳]» برای X_{it} تعریف شده و بیانگر این مسئله است که عبارات تصحیح خطای $VECM$ جدا برای کشورها در مدل X_{it}^{*} وارد نمی‌شود. برون‌زای ضعیف این متغیرها سپس می‌تواند در مدل هر کشور خاص مورد آزمایش قرار گیرد.

با برآورد مدل‌های کشور منفرد، تمام متغیرهای درون‌زای $k = \sum_{i=0}^{N} k_i$ اقتصاد جهانی که در $k \times 1$ بردار $X_t = (X_{ot}', X_{1t}', \dots, X_{Nt}')'$ انباشته می‌شود، به‌طور هم‌زمان باید حل شود. برای این منظور رابطه (۱۹) را به‌صورت زیر بازنویسی می کنیم:

$$A_i(L, p_i, q_i) z_{it} = \varphi_{it}, \quad for \;\; i = 0, 1, 2, \dots, N \tag{۲۲}$$

که در آن

$$A_i(L, p_i, q_i) = [\Phi_i(L, p_i), -\Lambda_i(L, q_i)], \; z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^{*} \end{pmatrix},$$

$$\varphi_{it} = a_{i0} + a_{i1} t + \gamma_i(L, q_i) d_t + u_{it}$$

به طوری که

$$z_{it} = W_i x_t, \quad i = 0,1,2, \dots, N \tag{۲۳}$$

که در آن W_i یک ماتریس $(k_i + k_i^{*}) \times k$ است که با وزن‌های ویژه کشور w_{ij} تعریف شده است. با توجه به رابطه فوق، رابطه (۲۱) را می‌تواند به‌صورت زیر نوشت:

$$A_i(L, p) W_i x_t = \varphi_{it}, \quad i = 0,1, \dots, N, \tag{۲۴}$$

[۱] Johansen

[۲] Granger and Lin

[۳] long run forcing

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

و سپس برای ایجاد مدل $VAR\ (p)$ برای X_t با هم به صورت فرم ماتریسی زیر نوشته می‌شوند:

$$G(L,p)x_t = \varphi_t \qquad (۲۵)$$

که در آن:

$$G(L,p) = \begin{pmatrix} A_0(L,p)W_0 \\ A_1(L,p)W_1 \\ \vdots \\ A_N(L,p)W_N \end{pmatrix},\quad \phi_t = \begin{pmatrix} \varphi_{0t} \\ \varphi_{1t} \\ \vdots \\ \varphi_{Nt} \end{pmatrix}. \qquad (۲۶)$$

مدل VAR فوق را می توان به وسیله رگرسیون بازگشتی حل کرده و از آن جهت اهداف پیش‌بینی یا محاسبه تابع واکنش آنی در جهت بررسی ارتباط بین متغیرهای مدل استفاده کرد.

در مدلهای VAR توابع واکنش نشان می دهد متغیرهای مدل چگونه به شوک ها واکنش نشان می دهند. بنابر این جهت مطالعه از طریق بررسی اثرات شوک وارده بر یک متغیر را بر سایر متغیرها، روابط بین متغیرها، اثرات جملات اخلال غیر صفر یا شوک های وارده بر سیستم از تحلیل واکنش آنی استفاده می شود. اگر الگوی VARزیر را در نظر بگیریم:

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + A_1 x_{t-1} + \cdots + A_p x_{t-p} + u_t. \qquad (۲۷)$$

شوک ها به واسطه بردار جملات خطا یعنی $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$ وارد شده و یک جز غیر صفر u_t متناظر با تغییر معادل در متغیر وابسته سمت چپ است که در آن تغییرات آینده در سایر متغیرهای سیستم در دوره های آینده نشان داده خواهد شد. اثر نهایی یک عنصر غیر صفر در u_t را براحتی می توان با تبدیل نمایش VAR و بررسی میانگین متحرک متناظر بدست آورد. با نادیده گرفتن روند قطعی که اهمیتی چندانی برای تحلیل واکنش آنی ندارد، داریم:

$$X_t = A(L)^{-1}u_t = \emptyset(L)u_t = \sum_{j=0}^{\infty} \emptyset_j u_{t-j}, \qquad (۲۸)$$

که در آن $\emptyset(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \emptyset_j L^j = A(L)^{-1}$ و $\emptyset_j$ ماتریس $(K \times K)$ هستند. اثر نهایی $X_{n,t+j}$ بواسطه شوک های u_{mt} برابر (n,m) درایه ماتریس ضرایب می باشد. از این رو عناصر

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

ماتریس ضرایب $(\emptyset_j)$ نشان دهنده واکنش به اخلال u_t خواهند بود. اگر $\emptyset_j \to 0$ در حالیکه $j \to \infty$، اثر شوک موقتی است. برای هر j متناهی، ماتریس ضرایب $(\emptyset_j)$ را می توان محاسبه نمود. در نتیجه واکنش آنی برای فرایندهای نا ایستا $I(1)$ قابل محاسبه است. برای چنین فرایندهایی اثرات نهایی یک شوک، منجر به تغییرات دائمی در برخی یا همه متغیرهای سیستم می شود. رویه کلی استخراج توابع واکنش در مدل‌های $GVECM$ شبیه به مدل های $VECM$ است. اگر مدل تصحیح خطای برداری کشور i به شکل زیر باشد:

(۲۹)

$$\Delta x_{it} = c_i - \alpha_i\left[\beta'_{xi}X_{i,t-1} + \beta'_{x^*i}X_{i,t-1}\right] + \Phi_i(L, P_i)\,\Delta X_{it} + \Psi_i(L, P_i)\,\Delta X^*_{it}\Lambda_i(L, s_i)d_t + \varepsilon_{it},$$

می‌توان آن را به شکل کلی زیر بازنویسی کرد:

$$A(L)X_t = B(L)X_t + \varepsilon_t, \qquad (۳۰)$$

در این مدل، متغیرهای جهانی در بردار X_t قرار دارند. اگر این مدل دارای ریشه های خارج از دایره واحد باشد $A(L)$ معکوس پذیر و مدل به شکل میانگین متحرک زیر خواهد شد و توابع واکنش آنی از آن استخراج می شوند:

$$A(L) = X_t A(L)^{-1}B(L)X_t + A(L)^{-1}\varepsilon_t. \qquad (۳۱)$$

البته در $GVECM$ به جای استفاده از خطاهای متعامد[۱] از خطاهای تعمیم یافته [۲]استفاده می شود و در تجزیه چولسکی ترتیب متغیرها اهمیت دارد و در مدل های جهانی که تعداد متغیرها زیاد است، حالت های بسیار مختلفی اتفاق می افتد که انتخاب میان آنها ممکن نخواهد بود.

پس از تخمین مدل $VECMX^*$ مرحله بعدی بررسی فرضیه برون‌زای ضعیف متغیرهای خارجی x^*_{it} است. برون‌زای ضعیف در مطالعه یوهانسن (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران[۳] (۱۹۹۸) موردبحث قرار گرفته است. آزمون برون‌زای ضعیف آزمونی از معنی‌داری توأم عبارات تصحیح خطای برآورد

[۱] Orthogonalized
[۲] Generalized
[۳] Harbo et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

شده در معادله زیر برای متغیرهای خارجی خاص x_{it}^{*} است؛ به‌طوری‌که، برای هر اندیس l ام از x_{it}^{*}، رگرسیون زیر انجام می‌گیرد:

$$\Delta x_{it,l}^{*} = \mu_{il} + \sum_{j=1}^{r_i} \gamma_{ij,l} ECM_{i,t-1}^{j} + \sum_{k=1}^{s_i} \varphi_{ik,l} \Delta x_{i,t-k} + \sum_{m=1}^{n_i} \vartheta_{im,l} \Delta \tilde{x}_{i,t-m}^{*} + \varepsilon_{it,l}, \quad (۳۲)$$

که در آن $ECM_{i,t-1}^{j}$ به ازای $j = 1,2,\dots,r_i$ عبارات تصحیح خطای برآورد شده با توجه به روابط هم انباشتگی r_i به دست آمده برای مدل کشور i ام بوده و $\Delta\tilde{X}_{it}^{*} = (\Delta X_{it}^{\prime *}, \Delta(e_{it}^{*} - p_{it}^{*}), \Delta p_{t}^{o})'$ است. آزمون برای برون‌زادی ضعیف، آزمونی F است که در آن فرض صفر، فرضیه توأم صفر بودن $\gamma_{ij,l}$ به ازای $j = 1,2,\dots,r_i$ است. $\varepsilon_{it,l}$بردار خطا می باشد که فرض می شود همبستگی سریالی ندارد، اگرچه میتواند همبستگی سریالی مقطعی داشته باشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۹ و دی ماریو و پسران ۲۰۱۳).اگر متغیر درونزایی به صورت برونزا در نظر گرفته شود موجب تورش در برآوردها می گردد. بنابراین باید تلاش شود که با انتخاب صحیح درونزایی و برونزایی متغیرها هردو کارایی و سازگاری تامین گردد. آنچه انتظارمی رود آن است که وقفه های متغیرهای داخلی بیشتر از متغیرهای خارجی و جهانی باشد. به عبارت دیگر، پویایی های داخلی بیشتر تحت تاثیر اقتصاد داخلی استمرار می یابد، اگرچه ممکن است منشا شوک اولیه از اقتصاد خارجی باشد.

۵.داده ها و نتایج تجربی

همان‌طور که توضیح داده شد، متغیرهای خارجی خاص هر کشور به‌صورت میانگین وزنی متغیرهای داخلی مربوط به دیگر کشورها ایجاد می‌شوند. در این مطالعه، وزن‌ها بر اساس جریان تجاری دوجانبه محاسبه شده اند. پیش از برآورد مدل‌های خاص هر کشور ابتدا می‌بایست متغیرهای مورد نظر را به لحاظ ایستایی آزمون نمود. در این بخش، آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) و دیکی-فولر تعمیم‌یافته متقارن-وزنی (WS) برای بررسی ویژگی‌ها انباشتگی همه متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی در مدل $GVAR$ به‌کار گرفته می‌شوند. همچنین نتایج آزمون-های ریشه واحد برای متغیرهای جهانی و بازخورد در جدول (۱) ارائه شده است. این آزمون‌ها برای مقادیر سطح متغیرها در دو تصریح مختلف (با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند زمانی)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

و برای تفاضل‌های اول و دوم در تصریح با عرض از مبدأ انجام می‌شوند. همچنین نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای داخلی خاص کشورها در جدول (۲) و برای متغیرهای خارجی خاص کشورها در جدول (۳) تلخیص شده‌اند. اعداد داخل این جداول نشان دهنده تعداد کشورهایی است که متغیر داخلی/خارجی مربوطه برای آنها $I(d)$ است. منظور از $I(d)$ این است که متغیر مورد نظر پس از d مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شود یا دارای d ریشه واحد است. ضمناً، تعداد کل کشورهایی که متغیر داخلی/خارجی مورد نظر وارد مدل $VARX^*$ مربوط به آنها شده است، در جداول نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای جهانی و بازخورد

تصریح	C/T	C/T	C	C	C	C	C	C
آزمون	ADF	WS	ADF	WS	ADF	WS	ADF	WS
مقدار بحرانی	-۳/۴۵	-۳/۲۴	-۲/۸۹	-۲/۵۵	-۲/۸۹	-۲/۵۵	-۲/۸۹	-۲/۵۵
$poil$	-۲/۳۷۷۶۶	-۲/۵۸۱۹۳	-۱/۱۳۶۴۹	-۱/۰۱۲۲۱	-۸/۸۱۳۵۳	-۸/۹۳۷۳۵	-۸/۵۹۶۰۷	-۸/۷۸۳۹۹
$\tilde{y}$	-۱/۸۶۱۰۹	-۲/۱۴۷۱۳	-۰/۸۰۰۰۶	۰/۹۹۲۸۵۹	-۵/۶۶۱۱	-۵/۸۱۹۲۶	-۷/۷۳۷۹۴	-۷/۵۲۳۸۲
$\widetilde{Dp}$	-۲/۹۹۳۲۸	-۲/۵۴۳۷	-۲/۶۴۴۱۸	-۱/۱۲۴۶۸	-۹/۰۱۴۲۴	-۹/۱۰۶۴۹	-۹/۱۴۳۳۶	-۸/۸۰۵۳

ماخذ؛ محاسبات محقق

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای داخلی

آزمون	تصریح	$I(d)$	y	Dp	eq	EX	r	lr
ADF	C/T	$d=0$	۲	۲۳	۲	۳	۱۱	۳
		$d>0$	۲۵	۴	۱۷	۲۳	۱۴	۹
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۱۹	۲۶	۲۵	۱۲
WS	C/T	$d=0$	۴	۲۱	۲	۱	۱۲	۴
		$d>0$	۲۳	۶	۱۷	۲۵	۱۳	۸
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۱۹	۲۶	۲۵	۱۲
		$d=0$	۱	۲۰	۳	۲	۵	۰

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

ADF	C	$d=1$	۲۶	۷	۱۶	۲۴	۲۰	۱۲
		$d=2$	۰	۰	۰	۰	۰	۰
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۱۹	۲۶	۲۵	۱۲
WS	C	$d=0$	۰	۱۸	۲	۰	۴	۰
		$d=1$	۲۷	۹	۱۷	۲۶	۲۱	۱۲
		$d=2$	۰	۰	۰	۰	۰	۰
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۱۹	۲۶	۲۵	۱۲

ماخذ؛ محاسبات محقق

جدول ۳. خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای خارجی

آزمون	تصریح	$I(d)$	y^*	Dp^*	eq^*	EX_{it}^*	r^*	lr^*
ADF	C/T	$d=0$	۰	۸	۱۱	۰	۱	۳
		$d>0$	۲۷	۱۹	۱۶	۲۷	۲۶	۲۴
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷
WS	C/T	$d=0$	۰	۲	۱۴	۰	۲	۵
		$d>0$	۲۷	۲۵	۱۳	۲۷	۲۵	۲۲
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷
ADF	C	$d=0$	۰	۹	۰	۰	۳	۰
		$d=1$	۲۷	۱۸	۲۷	۲۷	۲۴	۲۷
		$d=2$	۰	۰	۰	۰	۰	۰
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷
WS	C	$d=0$	۰	۱	۰	۰	۰	۰
		$d=1$	۲۷	۲۶	۲۷	۲۷	۲۶	۲۷
		$d=2$	۰	۰	۰	۰	۱	۰
		تعداد کل	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷	۲۷

ماخذ؛ محاسبات محقق

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

اطلاعات جدول (۱) نشان می‌دهند که همه متغیرهای جهانی و بازخورد، $I(1)$ هستند. در رابطه با متغیرهای خارجی، با توجه به جدول (۳)، آزمون‌ها دلالت بر $I(1)$ بودن این متغیرها دارند. همچنین، جدول (۲) نشان می‌دهد که جز در مورد متغیر نرخ تورم (Dp)، اکثر آزمون‌ها دلالت بر $I(1)$ بودن متغیرهای داخلی دارند. به‌پیروی از دیگر مطالعات تجربی، می‌توان نتیجه گرفت که اکثر متغیرها برای اکثر واحدها، $I(1)$ هستند. بنابراین، می‌توان رویکرد جوهانسن را در چارچوب مدل‌های تصحیح خطای برداری جهت بررسی روابط هم‌انباشتگی میان متغیرها به‌کار گرفت. و همگی متغیرهای داخلی و خارجی و جهانی با یک بار تفاضلگیری ایستا از مرتبه $I(1)$ می باشد. بنابراین، می‌توان رویکرد جوهانسن را در چارچوب مدل‌های تصحیح خطای برداری جهت بررسی روابط هم‌انباشتگی میان متغیرها به‌کار گرفت.

در مرحله بعد بر اساس معیار AIC، تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای داخلی (p) و متغیرهای خارجی و جهانی (q) برای هر یک از مدل‌های $VARX^*$ خاص کشوری تعیین می‌شود. جدول (۴) این نتایج را گزارش می‌کند. لازم به ذکر است که حداکثر مقدار برای p و q در هر یک از مدل‌های فردی به‌ترتیب معادل ۲ و ۱ در نظر گرفته شده‌اند.

جدول٤. تعداد وقفه‌های بهینه مدل‌های $VARX^*$ خاص کشوری

کشور	p_i	q_i	کشور	p_i	q_i
آرژانتین	۲	۱	نروژ	۲	۱
استرالیا	۲	۱	نیوزلند	۲	۱
برزیل	۲	۱	پرو	۲	۱
کانادا	۱	۱	فیلیپین	۲	۱
چین	۲	۱	آفریقای جنوبی	۲	۱
شیلی	۱	۱	عربستان	۲	۱
یورو	۲	۱	سنگاپور	۲	۱
هند	۲	۱	سوئد	۲	۱
اندونزی	۲	۱	سوئیس	۱	۱
ایران	۱	۱	تایلند	۲	۱

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

ژاپن	۲	۱	ترکیه	۲	۱
کره جنوبی	۲	۱	انگلستان	۲	۱
مالزی	۲	۱	آمریکا	۲	۱
مکزیک	۲	۱	–	–	–

ماخذ؛ محاسبات محقق. نمادهای p_i و q_i به‌ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای داخلی و متغیرهای خارجی و جهانی در مدل $VARX^*$ خاص کشور iام هستند. تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) تعیین شده است.

پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای مدل‌های $VARX^*$ خاص کشوری، رویکرد جوهانسن جهت تشخیص تعداد بردارها یا روابط هم‌انباشتگی میان متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی در چارچوب مدل‌های تصحیح خطای برداری یا $VECMX^*$ خاص کشوری به‌کار گرفته می‌شود. در این رویکرد، دو آماره آزمون تحت عنوان آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر توسط جوهانسن پیشنهاد شده است که توسط پسران و دیگران (۲۰۰۰) برای مدل‌هایی با رگرسورهای برون‌زای ضعیف $I(1)$ و با عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید توسعه یافته‌اند. در مطالعه حاضر، آماره اثر مورد استفاده قرار می‌گیرد، زیرا در مقایسه با آماره مقدار ویژه، ویژگی‌های نمونه کوچک بهتری از نظر قدرت آزمون دارد و در صورتی‌که فرض نرمال بودن پسماندها تأمین نشود نتایج معتبرتری به دست می‌دهد. ضمناً، مقادیر بحرانی آزمون (در سطح معنی‌داری ٪۵) از مطالعه مک‌کینون[۱] و دیگران (۱۹۹۹) به‌دست آمده‌اند. بر اساس معیار AIC، تعداد وقفه‌های بهینه برای تفاضل اول متغیرهای جهانی و بازخورد در معادله اول که متغیر $\Delta poil_t$ وابسته است به‌ترتیب معادل دو و یک وقفه تشخیص داده شده است.

پس از برآورد مدل‌های $VECMX^*$ خاص کشوری و نیز مدل واحد مسلط، لازم است همبستگی سریالی پسماندهای به‌دست آمده از معادلات رگرسیونی مربوط به هر یک از این مدل‌ها بررسی شود. برای این منظور، نسخه F آماره معروف ضریب لاگرانژ[۲] (LM) تحت عنوان آماره "LM اصلاح‌شده[۳]" به‌کار گرفته می‌شود. نتایج این آزمون برای مدل‌های $VECMX^*$ خاص هر

[1]. Mackinnon
[2]. Lagrange Multiplier (LM)
[3]. Modified LM

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

کشور نشان می دهد در اکثر موارد آماره آزمون محاسبه شده برای کشور و معادله مورد نظر کوچکتر از مقدار بحرانی مربوطه (در سطح معنی‌داری ٪۵) است. این نتایج از فرض عدم خودهمبستگی سریالی پسماندها در تحلیل‌های تجربی حمایت می‌کنند.

تاکنون فرض شده است که متغیرهای خارجی خاص کشورها ($\boldsymbol{x}_{it}^{*}$) و نیز متغیرهای جهانی ($\boldsymbol{d}_t$) نسبت به پارامترهای بلندمدت در مدل برون‌زای ضعیف هستند. این فرض در مدل‌سازی $GVAR$ بسیار مهم و اساسی است. با توجه به جوهانسن (۱۹۹۲) و گرنجر و لین[۱] (۱۹۹۵)، فرض برون‌زایی ضعیف در چارچوب مدل‌های هم‌انباشته دلالت بر این دارد که هیچ‌گونه اثر بازخورد بلندمدتی از $\boldsymbol{x}_{it}$ به $\boldsymbol{x}_{it}^{*}$ و $\boldsymbol{d}_t$ وجود ندارد. این فرض لزوماً احتمال وجود اثرات بازخورد کوتاه-مدت باوقفه میان این متغیرها را منتفی نمی‌کند. یک آزمون رسمی برای فرض برون‌زایی متغیرهای خارجی خاص کشوری و متغیرهای جهانی مشاهده‌پذیر توسط و جوهانسن[۲] (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران[۳] (۱۹۹۸) معرفی شده است. نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف برای متغیرهای خارجی و جهانی برای هر یک از کشورها به‌ترتیب در جدول (۵) گزارش شده‌است.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های برون‌زایی ضعیف متغیرهای خارجی و جهانی

کشور	p_i^*	q_i^*	درجه آزادی	مقدار بحرانی	آماره آزمون مربوط به هر یک از متغیرها						
					y_t^*	Dp_t^*	EX_t^*	eq_t^*	r_t^*	lr_t^*	$poil_t$
آرژانتین	۲	۲	F(۳/۸۴)	۲/۷۱۳۲	۱/۱۰۸۸	۱/۱۳۵۱	۳/۲۷۷*	*۱/۰۴۵	۲/۸۴۵*	۰/۶۶۱۶	۰/۴۴۸۵
استرالیا	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲/۴۶۵۵	۰/۳۲۹۱	۲/۶۸۹*	۲/۰۵۷۵	۱/۷۸۴۹	۰/۵۶۴۷	۱/۱۸۹۵	۰/۵۹۷۳
برزیل	۱	۲	F(۲/۹۱)	۳.۰۹۶۶	۰/۱۲۳۴	۱۰/۲۲۸	۰/۰۴۸۸	۱/۱۶۷۹	۲/۴۱۶۸	۰/۸۲۰۲	۱/۹۵۲۳
کانادا	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲.۴۶۵۵	۱.۶۸۲۱	۱/۵۴۹۶	۱/۷۳۲۶	۱/۳۷۶۱	۱/۷۲۷۴	۰/۵۹۶۳	۰/۷۹۹۸
چین	۱	۱	F(۳/۱۰۰)	۲/۶۹۵۵	۱/۱۶۱۱	۲/۱۰۶۱	۲/۳۹۶۶	۲/۱۳۸۹	۸/۷۷۷*	۱/۵۹۸۴	۰/۵۹۵۹
شیلی	۱	۲	F(۳/۸۹)	۲/۷۰۷۰	۱/۷۱۱۸	۰/۷۱۳۵	۱/۱۰۸۳	۱/۴۸۳۹	۱/۴۲۰۶	۰/۶۱۶۲	۲/۴۲۷۷
یورو	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲/۴۶۵۵	۰/۸۰۵۸	۱/۳۶۸۶	۰/۲۴۸۰	۰/۴۷۳۲	۱/۴۹۹۴	۰/۰۶۹۱	۰/۶۳۸۸
هند	۱	۱	F(۳/۹۹)	۲.۶۹۶۵	۰/۸۲۸۷	۰/۵۶۷۴	۰/۲۳۱۸	۱/۶۲۸۱	۲/۸۰۷۰	۰/۴۶۹۱	۰/۷۶۲۹

۱. Granger & Lin

۲ Johansen

۳ Harbo et al

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

اندونزی	۱	۱	F(۳/۱۰۰)	۲/۶۹۵۵	۰/۸۷۴۱	۰/۹۱۵۰	۱/۹۴۸۰	۱/۲۳۲۷	۰/۳۷۷۸	۲/۴۸۹۸	۱/۰۸۱۶
ایران	۱	۱	F(۱/۱۰۳)	۳/۹۳۳۳	۱/۰۱۰۶	۰/۵۹۲۷	۰/۹۱۴۹	۰/۱۱۹۹	۰/۳۲۹۰	۰.۵۸۲۷	۰.۲۷۲۷
ژاپن	۱	۱	F(۲/۹۹)	۳/۰۸۸۲	۱/۴۵۴۵	۲/۵۴۶۴	۰/۵۱۷۰	۰/۲۶۵۵	۰/۲۸۴۸	۰/۱۷۳۹	۰.۹۱۲۹
کره جنوبی	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲/۴۶۵۵	۰/۶۰۹۳	۰/۳۹۸۶	۴/۶۵۹*	۲/۳۹۰۱	۲/۶۷۵۰	۱/۲۲۴۷	۰/۲۳۵۳
مالزی	۱	۱	F(۴/۹۸)	۲.۴۶۴۵	۰/۹۸۶۱	۴/۰۹۸*	۲/۶۹۶*	۱/۳۲۸۱	۱/۳۳۵۱	۰/۹۰۰۵	۲/۰۳۸۱
مکزیک	۱	۱	F(۲/۱۰۱)	۳/۰۸۶۴	۱/۵۷۶۹	۰/۰۹۱۳	۰/۷۵۲۹	۰/۰۱۲۸	۸/۳۸۱*	۰/۱۳۱۶	۰/۰۷۵۸
نروژ	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲/۴۶۵۵	۲.۲۵۲۱	۱/۱۶۱۸	۰/۹۸۴۵	۱/۹۴۳۷	۰/۶۹۲۴	۱/۸۵۲۰	۱/۴۳۲۸
نیوزلند	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲/۴۶۵۵	۱/۷۹۶۸	۱/۲۵۵۰	۰/۶۱۷۱	۰/۷۳۶۸	۰/۵۸۱۳	۰/۵۹۰۷	۰/۷۶۲۷
پرو	۱	۱	F(۳/۱۰۰)	۲/۶۹۵۵	۲/۰۹۸۸	۲/۲۸۴۰	۱/۲۴۱۹	۰/۸۲۴۱	۴/۴۸۳*	۰/۹۴۶۷	۰/۵۴۹۲
فیلیپین	۱	۱	F(۳/۹۹)	۲.۶۹۶۵	۰/۴۰۰۷	۱/۴۳۹۳	۰/۵۹۰۰	۱/۱۴۸۲	۳/۰۵۶*	۱/۸۷۸۹	۱/۴۱۶۵
آفریقای جنوبی	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲/۴۶۵۵	۰/۹۱۳۱	۱/۳۷۵۹	۰/۲۸۶۰	۰/۲۳۱۵	۱/۲۸۳۸	۰/۱۰۲۲	۰/۵۹۳۳
عربستان	۱	۱	F(۲/۱۰۲)	۳/۰۸۵۵	۱/۲۷۸۲	۰/۲۴۵۷	۷/۰۱۸*	۰/۲۳۴۳	۰/۶۹۶۱	۰/۰۹۸۴	۰/۸۳۸۶
سنگاپور	۱	۱	F(۳/۹۹)	۲.۶۹۶۵	۰/۳۷۳۱	۰/۸۶۴۴	۱/۳۰۷۱	۰/۰۲۶۱	۰/۴۱۵۴	۰/۶۲۷۶	۰/۵۹۹۷
سوئد	۱	۱	F(۱/۱۰۰)	۳.۹۳۶۱	۰/۰۰۰۰	۵/۴۷۶*	۰/۰۰۰۲	۱/۳۸۱۲	۲/۰۰۸۵	۱/۷۹۲۱	۱/۶۷۰۵
سوئیس	۱	۱	F(۴/۹۷)	۲/۴۶۵۵	۲/۱۸۷۹	۰/۷۰۶۸	۰/۷۷۲۹	۰/۲۱۳۸	۰/۲۹۲۳	۱/۰۶۶۸	۰.۷۵۰۰
تایلند	۱	۱	F(۳/۹۹)	۲/۶۹۶۵	۰/۲۱۴۵	۰/۷۲۸۳	۰/۸۳۵۸	۱/۱۴۱۲	۱/۰۲۱۳	۰/۳۹۱۴	۰/۰۴۳۹
ترکیه	۱	۱	F(۲/۱۰۱)	۳/۰۸۶۴	۱/۵۶۶۳	۰/۴۹۹۰	۰/۰۱۹۳	۰/۰۹۱۱	۰/۶۵۶۰	۰/۶۶۰۴	۰/۰۳۱۲
انگلستان	۱	۱	F(۱/۱۰۰)	۳/۹۳۶۱	۲/۵۸۵۳	۲/۱۵۴۵	۰/۱۰۳۱	۱/۳۱۶۲	۱/۳۰۲۰	۲/۲۴۲۱	۱/۳۱۷۲
آمریکا	۱	۱	F(۲/۱۰۳)	۳/۰۸۴۶	۱/۴۳۰۸	۱/۸۷۶۲	×	۱/۶۴۸۱	×	×	۲/۱۵۶۸

ماخذ: یافته‌های محقق. مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ٪۵ تعریف شده‌اند. نمادهای p_i^* و q_i^* به‌ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای داخلی و متغیرهای خارجی- جهانی در فرم تفاضل اول هستند که بر اساس معیار AIC با حداکثر دو وقفه تعیین شده‌اند. علامت * نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ٪۵ است.

با مقایسه آماره‌های آزمون با مقادیر بحرانی می‌توان نتیجه گرفت که در اکثر موارد فرضیه صفر دال بر برون‌زایی ضعیف متغیر مورد نظر نمی‌تواند در سطح اطمینان ٪۹۵ رد شود. در خصوص متغیرهای خارجی خاص کشورها، تعداد ۱۳۳ آزمون انجام شده است که در ۱۲۱ مورد از آنها مقدار آماره آزمون کوچکتر از مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ٪۵ است و بنابراین فرضیه صفر برون-زایی ضعیف نمی‌تواند رد شود. در مقابل، فقط در ۱۲ مورد از آزمون‌ها فرضیه صفر برون‌زایی

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

ضعیف رد می‌شود. در مورد متغیرهای جهانی نیز از ۸۱ آزمون فقط در ۵ مورد فرضیه صفر برون‌زایی ضعیف در سطح معنی‌داری ٪۵ رد می‌شود و در ۷۶ مورد دیگر، آماره آزمون کوچکتر از مقدار بحرانی مربوطه بوده بنابراین فرضیه صفر برون‌زایی ضعیف نمی‌تواند رد شود. در مجموع، این نتایج پشتیبانی خوبی از فرض برون‌زایی ضعیف متغیرهای خارجی و جهانی دارند و نگرانی در مورد نقض این فرض وجود ندارد.

احتمال رخداد شکست‌های ساختاری یکی از مسائل اساسی در مدل‌سازی اقتصادسنجی است. چنین احتمالی در مورد نمونه‌های بزرگتر افزایش می‌یابد. مدل $GVAR$ نیز از این مسئله مبرا نیست. در ادامه لازم است ثبات ساختاری پارامترهای برآورد شده (مشتمل بر ضرایب و واریانس‌های خطا) در مدل‌های $VECMX^*$ خاص کشورها آزمون شود. برای این منظور چندین آزمون به‌کار گرفته می‌شود که عبارت‌اند از (۱) آزمون مجموع تجمعی[۱] ($CUSUM$) پلابرگر و کرامر[۲] (۱۹۹۲) که با نماد PK_{sup} نشان داده می‌شود، نسخه میانگین مربعات[۳] این آماره که نماد PK_{msq} نشان داده می‌شود؛ (۲) آزمون نایبلوم[۴] (۱۹۸۹) که با نماد $Nyblom$ نشان داده می‌شود؛ (۳) آزمون‌های نوع والد متوالی[۵] با تغییر (شکست) ساختاری یک دوره‌ای نامعلوم مشتمل بر آزمون نسبت درستنمایی کوانت[۶] (۱۹۶۰) در فرم والد که با نماد QLR نشان داده می‌شود، آزمون والد میانگین[۷] هانسن[۸] (۱۹۹۲) و اندروز و پلابرگر[۹] (۱۹۹۴) که با نماد MW نشان داده می‌شود و آزمون والد مبتنی بر متوسط نمایی[۱۰] که توسط اندروز و پلابرگر (۱۹۹۴) پیشنهاد شده است و با نماد APW نشان داده می‌شود. همچنین، نسخه‌های مقاوم به ناهمسانی واریانس[۱۱] برای آزمون نایبلوم و آزمون‌های نوع والد متوالی معرفی شده است که با نمادهای $Nyblom_{Robust}$، QLR_{Robust}، MW_{Robust} و

---

1. *Cumulative sum*
2. Ploberger & Kramer
3. Mean square
4. Nyblom
5. Sequential Wald type tests
6. Quandt
7. Mean Wald
8. Hansen
9. Andrews & Ploberger
10. Wald statistic based on the exponential average
11. Heteroscedasticity-robust

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

APW_{Robust} مشخص می‌شوند. همه این آزمون‌ها فرضیه صفر ثبات پارامترها را در مقابل فرضیه عدم ثبات پارامترها (وجود شکست ساختاری) آزمون می‌کنند. بنابراین، چنانچه آماره آزمون کوچکتر از مقدار بحرانی تعریف شده در یک سطح معنی‌داری مشخص باشد، فرضیه صفر ثبات ساختاری نمی‌تواند رد شود و بالعکس. در این مطالعه، آزمون‌های PK_{sup}، PK_{sup}، $Nyblom_{Robust}$، QLR_{Robust}، MW_{Robust} و APW_{Robust} جهت بررسی ثبات ساختاری معادلات رگرسیونی برآورد شده در مدل‌های $VECMX^*$ خاص کشورها به‌کار گرفته می‌شوند. نتایج آزمون‌های مختلف ثبات ساختاری در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ٦. آزمون ثبات ساختاری

آزمون	سطح معنی‌داری		
	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$
PK_{sup}	۲۶/۴۷٪	۱۶/۱۸٪	۶/۶۲٪
PK_{sup}	۳۰/۸۸٪	۱۸/۳۸٪	۷/۳۵٪
$Nyblom_{Robust}$	۲۰/۵۹٪	۱۵/۴۴٪	۸/۰۹٪
QLR_{Robust}	۲۵/۰۰٪	۱۶/۹۱٪	۸/۰۹٪
MW_{Robust}	۳۱/۶۲٪	۱۹/۸۵٪	۱۲/۵۰٪
APW_{Robust}	۲۵/۰۰٪	۱۷/۶۵٪	۸/۸۲٪
متوسط	۲۶/۵۹٪	۱۷/۴۰٪	۵۸/۸٪

ماخذ: یافته‌های محقق.

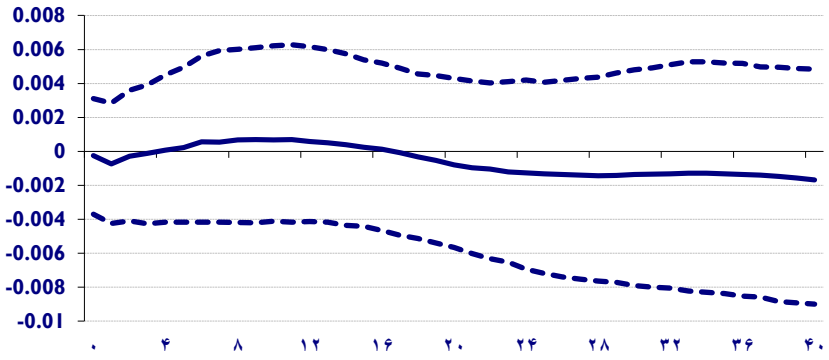
در مجموع، هر یک از آزمون‌های ثبات برای ۱۳۶ معادله رگرسیونی (با توجه به تعداد متغیرهای داخلی) به‌کار گرفته شده است. رد فرضیه صفر بستگی به سطح معنی‌داری دارد. بنابراین، این برای سطوح مختلف معنی‌داری (٪۱۰، ٪۵ و ٪۱) محاسبه شده است. در بدبینانه‌ترین حالت (سطح معنی-داری ٪۱۰)، این آزمون‌ها به‌طور متوسط در ٪۲۶,۵۹ درصد از موارد فرضیه صفر دال بر ثبات

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

پارامترها را رد می‌کنند. در مقابل، در خوشبینانه‌ترین حالت (سطح معنی‌داری ٪۱)، به‌طور متوسط در ٪۵۸,۸ درصد از موارد فرضیه صفر ثبات پارامترها رد می‌شود. در این‌صورت، آزمون‌های شش-گانه به‌طور متوسط در ٪۸۲,۶ موارد ثبات پارامترهای معادلات تصحیح خطا را تأیید می‌کنند. بنابراین، نگرانی در خصوص بی‌ثباتی پارامترهای معادلات برآوردی و غیر قابل اعتماد بودن نتایج برآوردها و استنباط‌های آماری وجود ندارد.

۱,۵ .اثرات شوک‌های رشد اقتصادی چین بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران

در این بخش برای بررسی ویژگی‌های پویایی مدل $GVAR$ و میزان اثرگذاری شوک‌های رشد اقتصادی چین بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران از توابع واکنش آنی تعمیم یافته استفاده می شود. مفهوم تعمیم یافته درتوابع واکنش آنی به این معنی است که شوک های وارد شده متغیرها در سیستم همبستگی ندارند و به طور ضمنی ماتریس واریانس کواریانس آنها صفر می باشد بنابراین می توان اثرات همزمان شوک های مختلف در سیستم را بررسی کرد. لازم به ذکر است که به‌جای برآوردهای نقطه‌ای، برآوردهای بوت استراپ توابع واکنش به ضربه تعمیم یافته و باندهای اطمینان ٪۹۰ مربوط به آنها گزارش می‌شوند. ابتدا به بررسی تأثیر شوک مثبتی معادل یک انحراف معیار به رشد اقتصادی چین بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران در چارچوب مدل $GVAR$ پرداخته می‌شود. نمودارهای (۱) تا (۳) به‌ترتیب تأثیر چنین شوکی بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم و صادرات غیر نفتی ایران را نمایش می‌دهند.



نمودار ۱.واکنش تولید واقعی ایران به یک انحراف معیار شوک مثبت به تولید واقعی چین

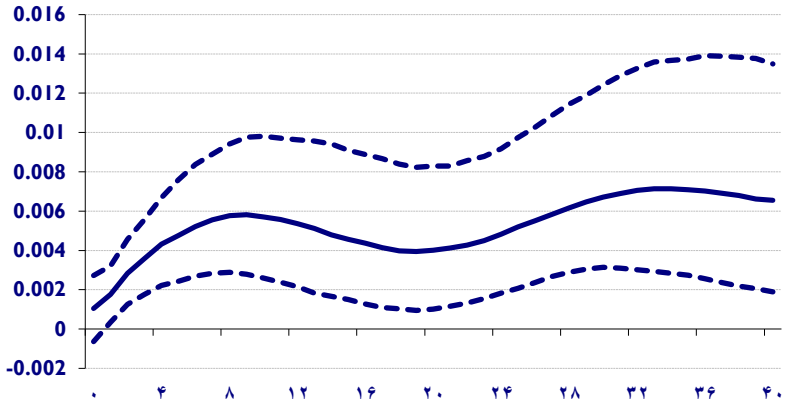
[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

ماخذ: یافته‌های پژوهش. خط ممتد بیانگر برآوردهای بوت‌استرپ تابع واکنش به ضربه تعمیم‌یافته (میانه) برای افق‌های زمانی ۰ تا ۴۰ دوره‌ای (فصول) است و خطوط نقطه‌چین نیز فاصله اطمینان بوت‌استرپ مربوطه در سطح ٪۹۰ (صدک‌های ۵ام و ۹۵ام) را نشان می‌دهند. تعداد تکرارها در اجرای بوت‌استرپ معادل ۱۰۰۰ در نظر گرفته شده است.

نمودار (۱) اثر آنی یک شوک مثبت به تولید واقعی چین بر تولید واقعی ایران؛ شوک بوجود آمده از افزایش تولید ناخالص داخلی چین در ابتدای دوره حاکی از اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی ایران است؛ این درحالی است که در ابتدای دوره به دلیل متکی بودن صنایع داخلی ایران در خصوص تولید، به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای(ماشین آلات و تجهیزات) ؛ شاهد افزایش تولید ناخالص داخلی ایران هستیم؛ لذا در اواسط دوره و با شروع تحریم‌های سال ۲۰۱۰ نیز روند کاهش تولید ناخالص داخلی در ایران آغاز و به تبع آن واردات کالاهای نهایی (مصرفی) از عمده شریک تجاری (چین) افزایش می‌یابد که نتیجه آن تاثیر منفی تولید ناخالص داخلی چین بر تولید ناخالص داخلی ایران است. در نتیجه می‌توان اینطور استنباط نمود که به علت وابستگی صنایع ایران به ماشین آلات و تجهیزات وارداتی و با شروع تحریم‌های اقتصادی شاهد عدم دسترسی به تکنولوژی و به تبع آن کاهش تولید در ایران هستیم که پیامد آن افزایش واردات کالاهای نهایی از چین که یکی از عمده شرکای تجاری مهم ایران و از مبداءهای مهم واردات به حساب می آید. لذا جایگزین شدن کالاهای چینی به جای کالاهای ایرانی تاثیر منفی تولید ناخالص داخلی چین بر تولید ناخالص داخلی ایران را تشدید نموده است.

آغاز تحریم‌های اقتصادی از سال ۲۰۱۰ میلادی باعث شد دسترسی ایران به تجارت بین‌الملل کاهش یابد؛ لذا باتوجه به کاهش صادرات نفتی ایران و به تبع کاهش درآمدهای ارزی، کسری بودجه دولت و افزایش نقدینگی، ارزش ریال ایران در برابر سایر ارزهای خارجی کاهش یافت. از آنجائیکه کشور چین همواره اقدام به کاهش یوان در برابر سایر ارزها نموده است، کالاهای چینی از سایر کالاها مشابه ارزانتر و درنتیجه با توجه به شرایط تحریمی ایران بهترین گزینه به عنوان شریک تجاری درنظر گرفته شد. از این رو با کشور چین بهترین با توجه به شرایط تحریمی و اقصادی کشور ایران را به عنوان یکی از مهمترین مقاصد صادراتی خود در نظر گرفت که نتیجه آن کاهش تولید ناخالص داخلی ایران می‌باشد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]



نمودار ۲ .واکنش نرخ تورم ایران به یک انحراف معیار شوک مثبت به تولید واقعی چین

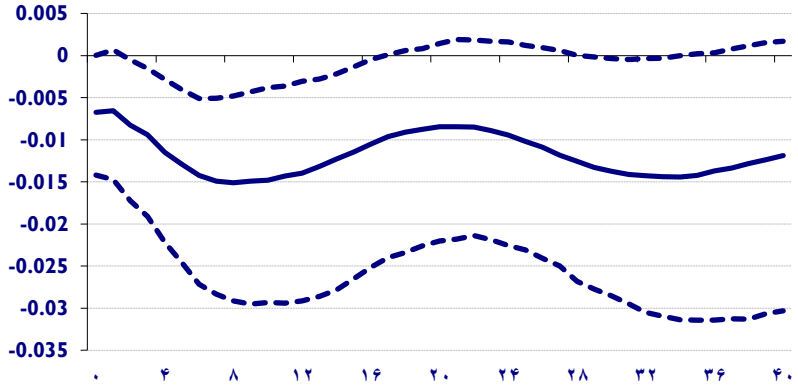
ماخذ: یافته‌های پژوهش. خط ممتد بیانگر برآوردهای بوت‌استرپ تابع واکنش به ضربه تعمیم‌یافته (میانه) برای افق‌های زمانی ۰ تا ۴۰ دوره‌ای (فصول) است و خطوط نقطه‌چین نیز فاصله اطمینان بوت‌استرپ مربوطه در سطح ۹۰٪ (صدک‌های ۵ام و ۹۵ام) را نشان می‌دهند. تعداد تکرارها در اجرای بوت‌استرپ معادل ۱۰۰۰ در نظر گرفته شده است.

با توجه به نمودار (۲)، واکنش نرخ تورم ایران به یک انحراف معیار شوک مثبت به تولید واقعی چین همواره مثبت است. از آنجائیکه طی سال متمادی در ایران با افزایش حجم نقدینگی روبرو هستیم دو اثر را می‌توان در نظر گرفت؛ ابتدا با افزایش حجم نقدینگی به عنوان سیاست پولی انبساطی با افزایش نرخ تورم داخلی بصورت انباشته روبرو خواهیم بود، در نتیجه از آنجائیکه ایران واردات محور می‌باشد همواره شاهد خروج ارز از کشور و باتوجه به تحریم های اقتصادی و عدم کسب درآمدهای ارزی شاهد کاهش ارزش ریال در برابر سایر ارزها خواهیم بود که از آن به عنوان اثر سرریز خارجی(از طریق ارتباطات تجاری و نرخ ارز دلار آمریکا) یاد می‌شود، لذا با افزایش حجم تقاضای کالاها و خدمات از سوی ایران و به تبع آن افزایش عرضه (تولید ناخالص داخلی) کشور چین، خروج ارز شدت یافته، نرخ برابری ریال در برابر سایر ارزها کاسته شده و با افزایش همزمان عرضه پول در ایران نرخ تورم شدت می‌یابد که اثر سرریز نشات‌گرفته از شوک ناشی از سیاست تعریف می گردد، در نتیجه اینطور می‌توان استنباط نمود افزایش تورم در ایران ناشی از دو عامل

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

نقدینگی و کاهش درآمدهای ارزی می‌باشد که با افزایش تقاضای کالاها و خدمات ایران از چین، همزمان تولید ناخالص داخلی کشور چین افزایش و نرخ تورم در ایران شدت می‌یابد. لازم به ذکر است همواره نرخ یوان چین طی سال های اخیر روند کاهشی داشته است، همچنین نرخ تورم در پائین ترین حد ممکن روبروست، لذا با پدیده تورم وارداتی مواجه نیستیم.

اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت و وابستگی زیاد تولیدات داخلی به محصولات واسطه‌ای و وارداتی،حجم تجارت خارجی، نقش قابل توجهی در تغییرات رشد اقتصادی و تورم دارد.



نمودار ۳. واکنش صادرات غیر نفتی ایران به یک انحراف معیار شوک مثبت به تولید واقعی چین

ماخذ: یافته‌های پژوهش. خط ممتد بیانگر برآوردهای بوت‌استرپ تابع واکنش به ضربه تعمیم‌یافته (میانه) برای افق‌های زمانی ۰ تا ۴۰ دوره‌ای (فصول) است و خطوط نقطه‌چین نیز فاصله اطمینان بوت‌استرپ مربوطه در سطح ٪۹۰ (صدک‌های ۵ام و ۹۵ام) را نشان می‌دهند. تعداد تکرارها در اجرای بوت‌استرپ معادل ۱۰۰۰ در نظر گرفته شده است.

نهایتاً، با توجه به نمودار (۳)، اثر یک شوک مثبت به تولید واقعی چین بر صادرات غیر نفتی ایران در طول زمان همواره منفی است. باتوجه به نتایج کسب شده در دو نمودار قبلی، می‌توان با اطمینان کامل نشان داد رابطه تجاری کشور چین و ایران همواره باعث کاهش رشد اقتصادی، افزایش نرخ تورم و در پی آن کاهش ارزش پول ملی خواهد بود. کاهش رشد اقتصادی در ایران باعث افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات وارداتی خواهد شد که از طریق آن تقاضا برای ارز

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

افزایش و باتوجه به افزایش نقدینگی در ایران بر کاهش شدت ریال افزوده می‌شود. از طرفی با شدت یافتن جایگزینی کالاهای چینی بجای کالاهای ایرانی، شاهد کاهش تولید ناخالص داخلی و در پی آن کاهش صادرات غیر نفتی خواهیم بود. لذا سهم بازار کشور ایران در صادرات غیر نفتی کاهش می‌یابد. که این امر سرریز مستقیم در برابر غیر مستقیم تعریف می گردد؛انبساط مالی خارجی، از طریق کانال نرخ ارز واقعی بواسطه تغییرات شرایط تجارت، بر تولید داخلی تأثیر می گذارد. در اقتصاد خارجی، قیمت‌ها پس از انبساط مالی به دلیل رشد تقاضا افزایش می‌یابد و انتظار می‌رود رشد قیمت‌ها بیشتر از رشد قیمت‌های جهانی باشد. زیرا علاوه بر افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات داخلی، تقاضا برای کالاهای خارجی نیز افزایش یافته و باعلث تشدید رشد قیمت‌ها می-شود. در نتیجه، تجارت خارجی باعث افزایش نرخ ارز موثر واقعی و واردات می‌شود.

٦. نتیجه گیری

هدف اصلی این مقاله ارائه چارچوبی پویا و جهانی جهت بررسی میزان اثرگذاری شوک رشد اقتصادی چین بر متغیرهای رشد اقتصادی، تورم و صادرات غیر نفتی ایران می‌باشد. جهت نیل به این مقصود از رهیافت نوین $GVAR$ در بازه زمانی ۱۹۹۲ - ۲۰۲۲ استفاده شده است. مدل پژوهش شامل ۳۴ اقتصاد مهم جهانی که اغلب شرکای عمده تجاری ایران هستند را شامل می شود . بر اساس نتایج به دست آمده واکنش تولید واقعی ایران به یک انحراف معیار شوک مثبت به تولید واقعی چین در کوتاه مدت منفی و در بلند مدت منفی است.

شوک بوجود آمده از افزایش تولید ناخالص داخلی چین در ابتدای دوره حاکی از اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی ایران است؛ این درحالی است که در ابتدای دوره به دلیل متکی بودن صنایع داخلی ایران در خصوص تولید، به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای(ماشین آلات و تجهیزات) ؛ شاهد افزایش تولید ناخالص داخلی ایران هستیم؛ لذا در اواسط دوره و با شروع تحریم‌ها نیز روند کاهش تولید ناخالص داخلی در ایران آغاز و به تبع آن واردات کالاهای نهایی (مصرفی) از عمده شریک تجاری (چین) افزایش می‌یابد که نتیجه آن تاثیر منفی تولید ناخالص داخلی چین بر تولید ناخالص داخلی ایران است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

واکنش نرخ تورم ایران به یک انحراف معیار شوک مثبت به تولید واقعی چین همواره مثبت است. از آنجائیکه طی سال متمادی در ایران با افزایش حجم نقدینگی روبرو هستیم دو اثر را می‌توان در نظر گرفت؛ ابتدا با افزایش حجم نقدینگی به عنوان سیاست پولی انسباطی با افزایش نرخ تورم داخلی بصورت انباشته روبرو خواهیم بود، در نتیجه از آنجائیکه ایران واردات محور می‌باشد همواره شاهد خروج ارز از کشور و باتوجه به تحریم های اقتصادی و عدم کسب درآمدهای ارزی شاهد کاهش ارزش ریال در برابر سایر ارزها خواهیم. لذا با افزایش حجم تقاضای کالاها و خدمات از سوی ایران و به تبع آن افزایش عرضه (تولید ناخالص داخلی) کشور چین، خروج ارز شدت یافته، نرخ برابری ریال در برابر سایر ارزها کاسته شده و با افزایش همزمان عرضه پول در ایران نرخ تورم شدت می‌یابد. در نتیجه اینطور می‌توان استنباط نمود افزایش تورم در ایران ناشی از دو عامل نقدینگی و کاهش درآمدهای ارزی می‌باشد که با افزایش تقاضای کالاها و خدمات ایران از چین، همزمان تولید ناخالص داخلی کشور چین افزایش و نرخ تورم در ایران شدت می‌یابد. لازم به ذکر است همواره نرخ یوان چین طی سال های اخیر روند کاهشی داشته است، همچنین نرخ تورم در پائین ترین حد ممکن روبروست، لذا با پدیده تورم وارداتی مواجه نیستیم. میزان تبادلات ایران و چین در سال ۱۹۹۰ میلادی، ۶ درصد بوده و در سال ۲۰۲۲ به ۵۷درصد رسیده است.

اثر یک شوک مثبت به تولید واقعی چین بر صادرات غیر نفتی ایران در طول زمان همواره منفی است. باتوجه به نتایج کسب شده در دو نمودار قبلی، می‌توان با اطمینان کامل نشان داد رابطه تجاری کشور چین و ایران همواره باعث کاهش رشد اقتصادی، افزایش نرخ تورم و در پی آن کاهش ارزش پول ملی خواهد بود.کاهش رشد اقتصادی در ایران باعث افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات وارداتی خواهد شد که از طریق آن تقاضا برای ارز افزایش و باتوجه به افزایش نقدینگی در ایران بر کاهش شدت ریال افزوده می‌شود. از طرفی با شدت یافتن جایگزینی کالاهای چینی بجای کالاهای ایرانی، شاهد کاهش تولید ناخالص داخلی و در پی آن کاهش صادرات غیر نفتی خواهیم بود. لذا سهم بازار کشور ایران در صادرات غیر نفتی کاهش می‌یابد.

نرخ رشد اقتصادی در کشورها با بازتر شدن اقتصاد، تنوع بیشتر کالا های صادراتی و وارداتی و تنوع شرکای تجاری افزایش می‌یابد. کشورهای در حال توسعه می‌توانند با استفاده از پیوندهای

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

تجاری، سطح پایین عمق مالی، سطح بالای تورم و سطح پایین سرمایه انسانی را جبران کنند. بنابراین، گسترس پیوندهای تجاری از طریق توافق‌نامه‌های تجاری چندجانبه و افزایش شرکای تجاری به خصوص برای کشورهای در حال توسعه مانند ایران توصیه می‌شود.

در ادبیات اقتصاد کلان اشاره شده است که نرخ ارز ارتباط دهنده اقتصاد بیرون با اقتصاد داخلی است و نحوه تعیین نرخ ارز، تأثیر غیر قابل انکاری بر اقتصاد دارد. مهمترین ویژگی نرخ ارز در ارتباط با باز بودن تجارت و متغیرهای کلان اقتصادی، مدیریت شوک‌های خارجی است. تأثیر تجارت خارجی بر اقتصاد عمدتاً از طریق کانال‌های شوک خارجی کار می‌کند، به طوری که رژیم نرخ ارز انعطاف پذیر می‌تواند به عنوان یک جاذب شوک خارجی،کار کند.

در مورد بهبود و ویژگی جذب شوک‌های خارجی رژیم‌های ارز انعطاف پذیر، وقتی نرخ واقعی ارز یا قیمت‌های نسبی با شوک خارجی تغییر پیدا می‌کنند، تغییرات اتوماتیک در نرخ ارز اسمی و رژیم‌های انعطاف‌پذیر تغییرات لازم را در نرخ ارز واقعی ایجاد می‌کند. بنابراین، می‌توان بیان کرد که اثرات شوک‌های خارجی ناشی از بالا بودن حجم تجارت خارجی، می‌تواند توسط یک رژیم انعطاف‌پذیر کاهش یابد.

تحت رژیم‌های انعطاف پذیر، شوک منفی سبب می‌شود که تقاضای داخلی و فروش بنگاه‌ها در بازار داخلی به دلیل افزایش نرخ ارز کاهش یابد. با این حال یک کاهش واقعی در ارزش پول ملی ، رقابت‌پذیری شرکت‌ها را در بازارهای خارجی افزایش می‌دهد. در یک اقتصاد باز که تعداد زیادی از تولیدکنندگان با کالاهای قابل فروش فعالیت می‌کنند، این رقابت‌پذیری افزایش می‌یابد و به جبران تقریبی اثر کاهش تقاضای داخلی کشور منجر می‌شود. بنابراین در یک اقتصاد نسبتا باز، رژیم‌های انعطاف‌پذیر، شوک بیشتری را نسبت به رژیم‌های ثابت جذب می‌کنند. درمقابل در یک اقتصاد بسته که در آن کالاهای غیرقابل فروش غالب می‌شود، رژیم نرخ ارز ثابت بهتر هستند؛ زیرا آن‌ها اجازه کاهش بهای واقعی را نمی‌دهند. این مفاهیم نشان می‌دهند که در کشورهای نسبتا باز، تغییرات نرخ ارز ، سبب جذب شوک شده و از این طریق، ثبات اقتصادی بهتری را به ارمغان می‌آورند.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

یکی از راه‌های سرریز در اقتصادها، کانال تجارت بوده و صادرات و واردات کانال‌های ارتباطی بین کشورها هستند که هر کشوری از طریق صادرات، درآمدهای لازم برای رفع نیازهای وارداتی خود را تامین میکند. حرکت چرخه تجاری در کشورها می‌تواند ناشی از شوک‌های رایج یا انتقال بین‌المللی شوک‌ها از طریق روابط تجاری و مالی باشد .افزایش تولید ناخالص داخلی و شوک‌های تقاضا باعث افزایش تجارت بین دو کشور می‌شود و در نتیجه بر اقتصاد کشورهای شریک تجاری تاثیر می گذارد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

References

Afshari, Zahra and Amini, Tektam. (2011). Investigating the relationship between bilateral trade intensity and the synchronicity of trade cycles between Iran and ECO members using a mixed model. Quarterly Journal of Business Research, 61, 81-111. (in Persian)

Arora, V., & Vamvakidis, A. (2005). How much do trading partners matter for economic growth? IMF Staff Papers, 52(1), 24–40.

Baxter, M., & Kouparitsas, M. A. (2005). Determinants of business cycle comovement: A robust analysis. Journal of Monetary Economics, 52(1), 113–157.

Binder, M., Hsiao, C., & Pesaran, M. (2005). Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. Econometric Theory, 21(4), 795–837.

Bordo, M. D., & Helbling, T. (2003). Have national business cycles become more synchronized? NBER Working Paper.

Beetsma R., M. Giuliodori and F. Klaassen (2006). "Trade Spillovers of Fiscal Policy in the European Union: A Panel Analysis ". Economic Policy, CEPR & CES & MSH, vol. 21(48), 639–687

Çakir, M. Y., & Kabundi, A. (2013). Trade shocks from BRIC to South Africa: A global VAR analysis. Economic Modelling, 32(1).

Calderon, C., Chong, A., & Stein, E. (2007). Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different? Journal of International Economics, 71(1), 2–21.

Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M., & Raissi, M. (2014). The differential effects of oil demand and supply shocks on the global economy. Energy Economics, 44(C), 113–134.

Chen, S. H., Chang, C. L., & Du, Y. R. (2012). Agent-based economic models and econometrics. Knowledge Engineering Review, 27(2).

Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: A global VAR analysis. Journal of Applied Econometrics, 22(1), 1–38.

Di Mauro, F., & Pesaran, M. H. (2013). Introduction: An overview of the GVAR approach and the handbook. In The GVAR Handbook.

Ebrahimi, N., Pedram, M., & Mousavi, M. H. (2020). The effect of central bank's monetary policy on unemployment and inflation in provinces of Iran: A GVAR approach. Journal of Monetary Economics, 15(1), 55–74.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1998). The endogeneity of the optimum currency area criteria. The Economic Journal, 108(449), 1009–1025.

Gauvin, L., & Rebillard, C. C. (2018). Towards recoupling? Assessing the global impact of a Chinese hard landing through trade and commodity price channels. The World Economy, 41(12), 3379–3415.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

Granger, C. W., & Lin, J. L. (1995). Causality in the long run. Econometric Theory, 11(3), 530–536.

Ghorbanzad, Jahangir, Saadat, Rahman, Mohammadi, Timur, Abu Nouri, Ismail. (2010). Studying the spillover effects of shocks resulting from the US government's fiscal policy on the macroeconomic variables of the Iranian economy: GVAR approach. Quarterly of Financial Economics. Year 14. Spring 2010. (in Persian)

Gulzar, A., & Zhaohua, L. (2017). An empirical investigation on the role of exports, imports and its determinants in foreign trade of Pakistan. Information Management and Business Review, 8(6), 39–58.

Hansen, B. E. (1992). Testing for parameter instability in linear models. Journal of Policy Modeling, 14(4), 517–533.

Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B., & Rahbek, A. (1998). Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. Journal of Business & Economic Statistics, 16(4), 388–399.

Inklaar, R., Jong-A-Pin, R., & De Haan, J. (2008). Trade and business cycle synchronization in OECD countries—A re-examination. European Economic Review, 52(4), 646–666.

Johansen, S. (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. Journal of Econometrics, 52(3), 389–402.

Li, L., Chen, H., & Xiang, J. (2023). Oil price uncertainty, financial distress and real economic activities: Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 81, 102103.

MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. Journal of Applied Econometrics, 14(5), 563–577.

Mokhtari Shirhajini, Jafar, Hadian, Ebrahim, Samadi, Ali Hossein and Sedaraei Javaheri, Ahmad. (1402). The role of diversification of trading partners in the effectiveness of international economic fluctuations in the Iranian economy. Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development), 23(4), 107-71. (in Persian)

Moshiri, Saeed and Khairandish, Elham. (2019). The role of trade in the impact of oil shocks on economic growth of oil importing and exporting countries. Economic Research, 54(2), 443-463.. (in Persian)

Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Smith, L. V. (2009). Forecasting economic and financial variables with global VARs. International Journal of Forecasting, 25(4), 642–675.

Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependences using a global error-correcting macroeconometric model. Journal of Business and Economic Statistics, 22(2).

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2000). Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. Journal of Econometrics, 97(2), 293–343.

Ploberger, W., & Krämer, W. (1992). The Cusum test with OLS residuals. Econometrica, 60(2), 271–285.

Raissi, M. (2020). Global VAR (GVAR) quarterly dataset (1979Q2–2019Q4).

Sakhai Emad-Din, Khorsandi Morteza, Mohammadi Teymur, Arbab Hamidreza (1401). The effects of external economic shocks on Iran's macroeconomic variables: A global vector autoregression (GVAR) approach. Iranian Economic Research, 27(91), 50-9. (in Persian)

Sun, P., & Heshmati, A. (2010). International trade and its effects on economic growth in China. IZA Discussion Papers, 5151.

Tian, M., Li, W., Wen, F., (2021). The dynamic impact of oil price shocks on the stock market and the USD/RMB exchange rate: Evidence from implied volatility indices. North Amer. J. Econ. Finance, 55.

Wei, H., & Lahiri, R. (2019). The impact of commodity price shocks in the presence of a trading relationship: A GVAR analysis of the NAFTA. Energy Economics, 80(C), 553–569.

Weyerstrass, K., Johannes Jaenicke, J., Reinhard Neck, R., Haber, G. van Aarle, B., Schoors

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2025-12-08]