فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیست و یکم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۰ ـ صفحات ۲۷-۱

رابطه بین شاخص قیمت صادراتی و رشد اقتصادی ایران: کاربرد الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و گراف‌های جهت‌دار غیرمدور (DAG)

رضا شاکری بستان آباد[1]
محسن صالحی کمرودی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۵/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۸/۱۹

چکیده

در ایران، پس از جهش‌های نرخ ارز، مسأله قیمت صادرات، بویژه تأثیر آن بر رشد اقتصادی اهمیت بیشتری یافته است. برخی از کارشناسان، استدلال می‌کنند که با افزایش نرخ ارز، با هر واحد پول خارجی، پول داخلی بیشتری خریداری می‌شود؛ پس کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی، ارزان‌تر شده و صادرات حقیقی افزایش می‌یابد. در مقابل، برخی معتقدند با توجه به ضعف زیرساخت‌های توسعه صادرات، افزایش نرخ ارز، تأثیر زیادی روی افزایش صادرات ندارد. ازاین‌رو، هدف این مطالعه، بررسی تأثیر قیمت صادرات بر رشد اقتصادی ایران با استفاده الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری و گراف‌های جهت‌دار غیرمدور در دوره زمانی ۹۵-۱۳۵۷ است. نتایج مطالعه، حاکی از آن است که قیمت صادرات، اثر مثبت اندکی بر رشد اقتصادی دارد و رشد اقتصادی موجب کاهش قیمت صادرات می‌شود؛ اما به‌دلیل اینکه صادرات و همچنین رشد اقتصادی کشور، وابستگی زیادی به واردات، بویژه قیمت واردات دارد، نمی‌توان به افزایش تولید و صادرات از طریق افزایش نرخ ارز امیدوار بود؛ بویژه که تأثیر مثبت افزایش قیمت صادراتی بر رشد اقتصادی، نسبتاً کم می‌باشد.

واژگان کلیدی: الگوی خودتوضیح برداری ساختاری، رشد اقتصادی، قیمت صادرات، گراف‌های جهت‌دار غیرمدور
طبقه‌بندی JEL: F10، O4، O24، O11

۱.دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران. (نویسنده مسؤول) reza.shakeri@ut.ac.ir
۲.دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز . salehi205@gmail.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

۱. مقدمه

مطالعات متعددی مانند (Liu *et al.*, 2002)، (Belloumi, 2014)، (Nasreen & Anwar, 2014)، (Işik *et al.*, 2017)، (Hassine & Harrathi, 2017)، شاکری و مالکی (۱۳۸۹)، بخشی و همکاران (۱۳۹۱) و کهنسال و دادرس مقدم (۱۳۹۴)، تأثیر ارزش صادرات روی رشد اقتصادی را نشان داده‌اند؛ با این استدلال که صادرات با بهبود تخصیص منابع، دستیابی به تکنولوژی، استفاده از صرفه‌های مقیاس و ایجاد محیط مناسب ابداعات، بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد (مرادی و مهدی‌زاده، ۱۳۸۴). اما باید توجه داشت که ارزش از دو جزء مقدار و قیمت تشکیل شده است؛ بیشتر مطالعات بر تأثیر مقدار صادرات تأکید داشته، و کمتر به تأثیر قیمت صادرات روی رشد اقتصادی پرداخته‌اند؛ در حالی که قیمت کالاهای صادراتی، بسیار تعیین کننده است.

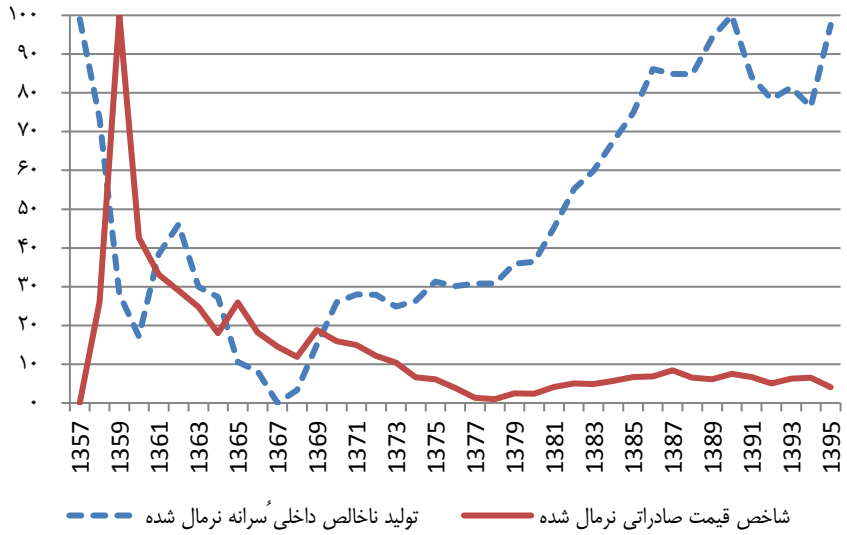
مسأله قیمت صادرات، با وجود جهش نرخ ارز در سال‌های اخیر، اهمیت دوچندانی یافته است. برخی از کارشناسان استدلال می‌کنند که با افزایش نرخ ارز، با هر واحد پول خارجی، پول داخلی بیشتری خریداری می‌شود؛ پس کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی، ارزان‌تر شده و صادرات حقیقی افزایش می‌یابد (رحمانی، ۱۳۹۴ و Hoque & Razzaque, 2004). در مقابل، برخی معتقدند با توجه به ضعف زیرساخت‌های توسعه صادرات، افزایش نرخ ارز، تأثیر زیادی روی افزایش صادرات ندارد.

همچنین با توجه ساختار اقتصاد ایران، این مسأله موجب افزایش هزینه‌های تولید، کاهش حاشیه سود و کاهش توان رقابتی، کمبود سرمایه در گردش بنگاه‌ها، اختلال در سیستم خریدها و معاملات اقتصادی در اقتصاد کشور می‌شود. در این زمینه، مقایسه آمار تولید ناخالص داخلی سرانه با شاخص قیمت صادراتی در بازه ۱۳۹۵-۱۳۵۷ (نمودار[۱])، نشان می‌دهد که این دو متغیر تقریباً رابطه معکوسی با یکدیگر دارند و تا حدودی نشان‌دهنده تأثیر منفی افزایش این شاخص بر رشد اقتصادی ایران است. با توجه به نقش و جایگاه صادرات در رشد اقتصادی که در نظریه‌ها و پژوهش‌های اقتصادی مطرح بوده، در این مطالعه، سعی شده است که تأثیر شاخص قیمت صادراتی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری و گراف‌های غیرچرخشی غیرمدور در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ بررسی شود.

۱. لازم به ذکر است که جهت قابل مقایسه کردن، این دو متغیر، با استفاده از روش Min-Max در بازه ۰-۱۰۰ نرمال سازی شده‌اند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]



نمودار ۱. مقایسه روند شاخص قیمت صادراتی و تولید ناخالص داخلی سرانه

در این راستا این مقاله، در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم و سوم، مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی می‌شود. در بخش چهارم، مدل و روش برآورد تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرند و در ادامه، نتایج تجربی و نتیجه‌گیری پژوهش بیان می‌شود.

۲. مبانی نظری

براساس چارچوب و نظرات اقتصاددانان کینزی، افزایش نرخ ارز و به تبع آن، افزایش قیمت واقعی صادرات، از طریق افزایش خالص صادرات و افزایش تقاضای کل، باعث افزایش تولید می‌شود. اما این مسأله، تنها یک شرط لازم، نه کافی برای انبساطی بودن افزایش قیمت صادرات است؛ به‌طوری‌که تئوری کروگمن (Krugman & Taylor, 1978) بیان می‌کند که افزایش نرخ ارز، بخصوص در کشورهای در حال توسعه، اثر منفی بر تولید و اشتغال و بالتبع رشد اقتصادی دارد؛ زیرا در این کشورها، رکود ناشی از کاهش ارزش پول داخلی، بیشتر از احتمال رونق آن است. علاوه بر آثار طرف تقاضا، تعدادی زیادی کانال‌های طرف عرضه نیز وجود دارد که از طریق آنها، کاهش ارزش پول، می‌تواند اثری منفی بر تولید و رشد اقتصادی برجای گذارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

جیرانیاکول (Jiranyakul, 2012) معتقد است که فعالیت‌های R&D جهانی و تولید جهانی تجهیزات سرمایه‌ای، در معدود کشورهای پیشرفته متمرکز شده، و از این رو، واردات کالاهای سرمایه-ای برای کشورهای در حال توسعه، امری اجتناب ناپذیر است.

دولک و فاستر (Dulleck & Foster 2008) نیز بیان می‌کنند که حتی برای بخشی از کشورها، نسبت کالاهای سرمایه‌ای به کالاهای سرمایه‌ای داخلی، به بیش از ۸۰ درصد نیز می‌رسد.

همچنین برونو (Bruno 1979) در تأیید این نظریه، مطرح می‌کند که اولاً، چون بیشتر نهاده‌های مورد نیاز بخش صنعت در کشورهای درحال توسعه وارداتی بوده و به‌راحتی قابلیت جایگزینی با نهاده‌های داخلی را ندارند، لذا کاهش ارزش پول داخلی، باعث بالا رفتن هزینه تولید بخش صنعت می‌شود؛ ثانیاً، کاهش ارزش پول داخلی، نیاز بنگاه‌ها به سرمایه در گردش را که وابسته به بانک‌ها و سهمیه‌بندی اعتبارات آنها است، افزایش خواهد داد. این امر، نرخ‌های بهره و تقاضای وجوه را افزایش می‌دهد که ممکن است، به کاهش تولید بنگاه‌ها منجر شود.[۱]

از طرف دیگر باگواتی (Bhagwati, 1958)، در نظریه رشد رو به زوال[۲] نسبت به تأثیر منفیِ کاهش قیمت صادراتی بر رشد اقتصادی هشدار می‌دهد. این نظریه، بیان می‌کند که رشد اقتصادی می‌تواند شرایط یک کشور را به وضعیتی بدتر از قبل رشد برساند، مخصوصاً اگر رشد، صادرات‌گرا باشد و افزایش صادرات، قیمت صادراتی را کاهش دهد. از این رو، کاهش ارزش تجارت، ممکن است به حدی بزرگ باشد که سود حاصل از رشد را از بین ببرد. البته این مطلب زمانی صادق است که کشورِ مورد نظر بتواند بر قیمت‌های جهانی تأثیر داشته باشد.

در این راستا، فرضیه پربیش- سینگر[۳] (PSH) بیان می‌کند که در بلندمدت، در صورت کاهش قیمت صادرات کالاهای اولیه نسبت به کالاهای تولیدی، اقتصاد آسیب می‌بیند. به بیان دیگر، اقتصادهایی که به صادرات کالاهای اولیه وابستگی دارند، ممکن است از کاهش قیمت نسبی صادرات نسبت به واردات (منفی شدن رابطه مبادله) زیان ببینند. بر اساس این نظریه، امکان دارد افزایش موقت درآمد به دلیل افزایش قیمت جهانی کالاها رخ دهد، اما این قیمت‌ها، ممکن است به بی‌ثباتی اقتصادی منجر شود. به عبارت دیگر، تقاضا برای کالاهای اولیه و به‌تبع، قیمت این کالاها کاهش پیدا می‌کند که به افزایش هزینه‌های دولت، در مقایسه با درآمد حاصل از این کالاهای اولیه و ایجاد کسری تجاری منجر خواهد شد (Grimes، 2006).

---

۱. این مسأله در اقتصاد ایران بسیار حائز اهمیت است، چون بر اساس آمار اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران (۱۳۹۸)، به‌طور متوسط، ۸۰ درصد واردات کشور شامل کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای می-گردد. بنابراین، افزایش نرخ ارز می‌تواند بخش تولید و عرضه اقتصاد ایران را به‌طور جدی تحت تأثیر قرار دهد.

2. Immiserizing Growth

3. Prebisch-Singer Hypothesis

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

بنابراین به اقتصادهای تک محصولی، توصیه می‌شود که درآمد حاصل از صادرات کالاهای اولیه را به بخش‌های مولد اقتصادی تخصیص دهند (Sapsford & Chen, 1998).

کالومبو (Kalumbu, 2014) بُعد دیگری به فرضیه PSH اضافه کرد. به گفته وی، به‌علت ماهیت تجدیدناپذیر منابع طبیعی، در بلندمدت پس از کاهش ذخایر این منابع، اقتصادهای وابسته به منابع طبیعی با کسری تجاری و در نتیجه، کاهش رشد اقتصادی مواجه می‌شوند. در این زمینه، آرزکی و همکاران (Arezki, *et al.*, 2014) کشش درآمد تقاضا را نیز تعیین‌کننده می‌دانند. از نظر آنها، کشش درآمد تقاضا برای اکثر کالاهای اولیه کم است، لذا زمانی که درآمد افزایش می‌یابد، تقاضای کالا کمتر از آن رشد می‌یابد و در نتیجه، توسعه آسیب می‌بیند.

با این حال، تیلتون (Tilton, 2012) نظرات متفاوت از فرضیه PSH داشت. او اظهار داشت که توصیه‌های سیاستی پریبیش[1] در خصوص تولید کالاهای اولیه، ضعیف است.

طبق نظر تیلتون (Tilton, 2012) قیمت اکثر کالاها وابسته به هزینه تولید آنها است. از این رو، کاهش قیمت مواد اولیهٔ صادراتی، اغلب موجب کاهش هزینه تولیدِ سایر تولیدکنندگان داخلی می‌شود. وی اثبات کرد که کاهش هزینه‌های تولید، می‌تواند احتمالاً اثرات نامطلوب قیمت‌های پایین‌تر و افت رابطه مبادله را جبران کند. در مجموع، می‌توان گفت که افزایش نرخ ارز و قیمت واقعی صادرات، دو اثر متضاد بر رشد اقتصادی می‌تواند داشته باشد؛ یک اثر، از طریق ارزان‌تر شدن نسبی قیمت کالاهای صادراتی و گران‌تر شدن نسبی قیمت کالاهای وارداتی که موجب تقویت توان رقابتی تولیدات داخل در مقایسه با رقبای خارجی می‌شود و در نتیجه، با تقویت صادرات تولید داخل به افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود. اثر دیگر، از طریق افزایش هزینه‌های تولیدکنندگان به دلیل گران‌تر شدن مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای وارداتی است که می‌تواند به تضعیف تولید داخل و کاهش رشد اقتصادی منجر شود.

از طرف دیگر افزایش صادرات، ممکن است که قیمت صادراتی را کاهش داده و افت ارزش تجارت به حدی باشد که سود ناشی از افزایش صادرات را از بین ببرد. در چنین وضعیتی، کاهش قیمت صادرات کالاهای اولیه نسبت به کالاهای تولیدی، اقتصاد را متضرر خواهد کرد. به بیان دیگر، اقتصادهایی که به صادرات کالاهای اولیه وابستگی دارند، ممکن است از کاهش قیمت نسبی صادرات نسبت به واردات (منفی شدن رابطه مبادله) زیان ببینند.

1. Prebisch

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

۳.پیشینه تحقیق

چندین مطالعه در خصوص رابطه بین قیمت کالاهای صادراتی و رشد اقتصادی وجود دارد که در ادامه تشریح می‌شوند.

اولاکوجو (Olakojo, 2015)، رابطه بین قیمت صادراتی کالاهای اولیه و رشد اقتصادی کشورهای منتخب آفریقایی را با استفاده از PMG[1] در طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ بررسی کرد. نتایج مطالعه وی، حاکی از تأثیر مثبت افزایش قیمت صادراتی بر رشد کشورها است اما در بلندمدت، تأثیر افزایش قیمت‌ها کاهش می‌یابد و در برخی از موارد ناچیز است.

کاوالاکانتی (Cavalcanti *et al.*, 2015)، رابطه نوسانات قیمت کالاها و رشد ۱۱۸ کشور را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که نوسان قیمت کالاهای صادراتی، تأثیر منفی بر رشد اقتصاد دارد.

اولاکوجو (Olakojo, 2015)، تأثیر شرایط تجارت در اقتصاد نامیبیا را با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ با مدل VAR[2] بررسی کرد. نتایج تحقیق وی نشان داد که بین رشد اقتصادی نامیبیا و شرایط تجارت (رابطه مبادله)، رابطه معنادار و منفی وجود دارد.

آرزکی و همکاران (Arezki *et al.*, 2014)، فرضیه PSH را آزمون کردند و نشان دادند در روند توسعه اقتصادی، اهمیت بخش کالاهای اولیه در اقتصاد ملی، کاهش می‌یابد

کولیر و گودریز (Collier & Goderis, 2007)، رابطه بین قیمت کالاها و رشد اقتصادی را در کشورهای آفریقایی با استفاده از روش VAR بررسی کردند. مطالعه آنها نشان داد که افزایش قیمت کالاها به‌طور چشمگیری، رشد صادرات کالاهای اولیه را افزایش می‌دهد.

به همین ترتیب دیتون، (Deaton, 1993)، تأثیرات قیمت کالاها را بر رشد ۳۵ اقتصاد آفریقا با استفاده از روش OLS و VAR بررسی کرد. نتیجه مطالعه وی نشان داد که قیمت صادراتی کالاها بر رشد اقتصادی آفریقا تأثیر می‌گذارد.

در داخل کشور، مطالعات زیادی نظیر مطالعه بخشی و همکاران (۱۳۹۱)، علی‌پوریان و همکاران (۱۳۹۲)، آل عمران و آل عمران (۱۳۹۳)، کهنسال و دادرس مقدم (۱۳۹۴)، نصابیان و جعفری (۱۳۹۵) و خلیلی ملکشاه و قهرمان‌زاده (۱۳۹۵) در خصوص رابطه ارزش صادرات و رشد بخش‌های مختلف اقتصادی انجام شده اما کمتر به تأثیر قیمت صادرات بر رشد توجه شده است. البته چندین مطالعه رابطه بین قیمت نفت و رشد را بررسی کرده‌اند که می‌توان به مطالعه ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷) اشاره کرد. نتایج این مطالعه نشان داد که اثرات افزایش و کاهش قیمت نفت بر رشد اقتصادی

1. Pooled Mean Group
2. Vector Autoregression

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

کشورهای مورد مطالعه یکسان نبوده است و کاهش قیمت نفت، اثری بر رشد GDP آنها نداشته، در صورتی که اثر افزایش قیمت نفت در تمام موارد، معنی‌دار بوده است. به‌عبارت دیگر، نوسانات قیمت نفت اثر نامتقارن بر رشد GDP دارد.

از سایر مطالعات در این زمینه، می‌توان به مطالعات صمدی و همکاران (۱۳۸۸)، مهدوی عادلی و همکاران (۱۳۹۱)، حیدری و بابایی بالدرلو (۱۳۹۳) و میرانی و همکاران (۱۳۹۴) اشاره کرد. در زمینه ارتباط رابطه مبادله و رشد بخش‌های اقتصادی نیز می‌توان به مطالعات کازرونی و سجودی (۱۳۸۹)، نونژاد و روشن قیاس (۱۳۹۱)، کاظمی و همکاران (۱۳۹۳) و زینیوند و همکاران (۱۳۹۵) اشاره کرد.

به هر حال، مرور مطالعات انجام‌شده، نشان می‌دهد که به ندرت، مطالعه‌ای تأثیر شاخص قیمت صادرات را بر رشد اقتصادی بررسی کرده است. با توجه به مطالب فوق‌الذکر، هدف این مطالعه، بررسی رابطه بین قیمت صادراتی و رشد اقتصادی می‌باشد.

۴. مدل و روش برآورد تحقیق

در این بخش، نخست الگوی تحقیق، سپس روش اقتصاد سنجی (روش SVAR و روش گراف‌های جهت‌دار غیرمدور) و در پایان، منابع داده‌ها تشریح می‌شود.

۴-۱. الگوی تحقیق

ارتباط تئوریک قیمت کالاها و رشد اقتصادی در این مطالعه، بر اساس مدل رشد نئوکلاسیک سولو و با ایده گرفتن از مطالعه اولاکوجو (Olakojo, 2015) تبیین می‌شود. بر این اساس، تولید ناخالص داخلی به فرم زیر است:

$$Y(t) = C(t) + I(t) + G(t) + X(t) - M(t) \qquad (۱)$$

در این رابطه، C، I، G، X و M به ترتیب، نشان‌دهنده مخارج داخلی برای کالای داخلی، مخارج سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولیدی داخلی، مخارج دولت، ارزش صادرات و ارزش واردات می‌باشند. این رابطه را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$Y(t) = DA(t) + I(t) + NX(t) \qquad (۲)$$

که در آن، DA نشان‌دهنده جمع مصارف داخلی و هزینه‌های دولت و NX خالص صادرات می‌باشد. از آنجا که قیمت‌ها با صادرات (p_x) و واردات (p_m) مرتبط است، منطقی است که معادله (۲) به‌صورت $YDA = I(r,y) + P_x ex(y, y^*) - P_m em(y, y^*)$ بیان شود که در آن، YDA بیانگر Y-

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

DA (پس انداز ملی، خصوصی و عمومی)، I سرمایه‌گذاری داخلی به‌صورت تابعی از نرخ بهره واقعی (r) و تولید داخلی (y)، y^* تولید کشورهای خارجی و e نرخ ارز (ارزش ارزهای خارجی نسبت به پول داخلی کشورهای صادرکننده) است.

کشش صادرات نسبت به نرخ ارز، بستگی به کشش عرضه و تولید محصولات دارد که در اغلب کشورهای در حال توسعه، کشش عرضه در حد پایینی است و از این رو، کشش صادرات نسبت به نرخ ارز بی‌کشش و کشش قیمت صادرات، تقریباً با کشش کامل است (ویژگی اقتصادهای باز کوچک گیرنده بودن قیمت). از طرف دیگر، با توجه به اینکه کشورهای درحال‌توسعه، متخصص در تولید و صادرات کالاهای اولیه و کشورهای توسعه‌یافته، متخصص در تولید و صادرات کالاهای تولیدی هستند، بنابراین، تجارت خارجی بر اساس صادرات مواد اولیه خام کشورهای درحال‌توسعه در جهت افزایش تولید کشورهای توسعه یافته خواهد بود. از این رو، صادرات هر یک از این کشورها، تابعی از درآمد داخلی کشور و درآمد کشورهای خارجی خواهد بود. با این حال، در مورد واردات، فقط به دلیل تفاوت در تخصص نیست که کشورهای در حال توسعه، به وارد کننده خالص کالاهای تولیدی تبدیل می‌شوند، بلکه دلیل دیگر، آن است که بیشتر کشورهای در حال توسعه، وابسته به واردات هستند و کشش تقاضای آنها نسبت به نرخ ارز و قیمت وارداتی بی‌کشش است.

نکته دیگر اینکه، کشورهای توسعه‌یافته، لزوماً گیرنده‌های قیمت نیستند. آنها به اندازه کافی بزرگ هستند تا بتوانند بر روی قیمت جهانی در زمینه تخصص‌شان تأثیر بگذارند. علاوه بر این، تغییرات در تقاضای کشورهای توسعه‌یافته برای محصولات اولیه، ممکن است به اندازه کافی بزرگ باشد تا بر قیمت جهانی این کالاها تأثیر بگذارد. به‌طور خلاصه، می‌توان گفت که صادرات محصولات اولیه نسبت به درآمد کشورهای خارجی بی‌کشش است. از این رو، افزایش درآمد خارجی، لزوماً با افزایش تقاضا برای محصولات اولیه همراه نخواهد بود. به هر حال، با مشتق‌گیری کلی از معادله مذکور و فرض بر این که Px و Pm قیمت‌های بین المللی و برونزا هستند و در پاسخ به تغییرات درآمد داخلی تغییر نمی‌کنند، به‌صورت ساده‌سازی شده، می‌توان معادله زیر را نوشت:

(۳)

$$d(YDA) = \frac{d(P_x) - d(P_m)}{\left[1 - \frac{\partial X(y, y^*)}{\partial YDA}\left[\frac{\partial X}{\partial y}dy + \frac{\partial X}{\partial y^*}dy^*\right] + \frac{\partial m(y, y^*)}{\partial YDA}\left[\frac{\partial m}{\partial y}dy + \frac{\partial m}{\partial y^*}dy^*\right] + \frac{\partial I(y, r)}{\partial YDA}\left[\frac{\partial I}{\partial y}dy + \frac{\partial I}{\partial r}dr\right]\right]}$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

با توجه به اینکه $\frac{\partial X\,(y,y^{*})}{\partial YDA}\left[\frac{\partial X}{\partial Y}dy+\frac{\partial X}{\partial Y}dy^{*}\right]$ میل نهایی به صادرات (MPE)، $\frac{\partial m\,(y,y^{*})}{\partial YDA}\left[\frac{\partial m}{\partial y}dy+\frac{\partial m}{\partial y^{*}}dy^{*}\right]$ میل نهایی به واردات (MPM) و $\frac{\partial I\,(y,r)}{\partial YDA}\left[\frac{\partial I}{\partial y}dy+\frac{\partial I}{\partial r}dr\right]$ میل نهایی به سرمایه‌گذاری می‌باشد و هر کدام از اینها کمتر از یک، و از این رو، $\frac{d\,(YDA)}{d\,(P_x)}\succ 0$ و $\frac{d\,(YDA)}{d\,(P_m)}\prec 0$ می‌باشند.

این روابط نشان می‌دهند که تنها زمانی که درآمد داخلی بیشتر از مصرف داخلی و میل نهایی برای صادرات و سرمایه‌گذاری بزرگتر از صفر باشد، تغییر مثبت در قیمت کالاهای صادراتی، پس انداز ملی را بهبود می‌بخشد. در حالی که اگر مصرف داخلی بالاتر از درآمد داخلی و میل نهایی برای واردات و سرمایه‌گذاری بزرگتر از صفر باشد، افزایش قیمت‌های وارداتی، مانع از پس انداز ملی می‌شود.

۲-۴. پویایی اقتصاد

با فرض اینکه پویایی اقتصاد همان تغییر موجودی سرمایه است، تغییر موجودی سرمایه را می‌توان به‌صورت $K^{*}(t)=sY\,(t)-\rho K\,(t)$ نوشت. این رابطه به این معنا است که تغییر موجودی سرمایه برابر با اختلاف نرخ پس انداز و استهلاک سرمایه موجود است. با تقسیم این معادله بر k(t) رابطه $\frac{K^{*}(t)}{K\,(t)}=s\frac{Y\,(t)}{K\,(t)}-\rho$ به‌دست می‌آید. از طرف دیگر، با استفاده از مدل نئوکلاسیک سولو، سهم سرمایه به ازای هر واحد نیروی کار (که از تابع تولیدی کاب - داگلاس حاصل می‌شود) به فرم $k\,(t)=\frac{K\,(t)}{A(t)L\,(t)}$ است. با خطی‌کردن و مشتق‌گیری از رابطه بالا نسبت به t (با توجه به اینکه K(t)، A(t) و L(t) به t بستگی دارند) و جایگذاری در رابطه (۳)، در نقطه سر به سر بلندمدت، می‌توان رابطه (۴) را نوشت که در آن رابطه، n نرخ رشد جمعیت، G نرخ رشد سرمایه به ازای نیروی کار و P نرخ استهلاک در سرمایه موجود است. از این رو، می‌توان نوشت:

$$y\,(t)=(n+g+\rho)k\,(t)\left[\begin{array}{l}1-\frac{\partial X\,(y,y^{*})}{\partial YDA}\left[\frac{\partial X}{\partial y}dy+\frac{\partial X}{\partial y^{*}}dy^{*}\right]+\\ \frac{\partial m\,(y,y^{*})}{\partial YDA}\left[\frac{\partial m}{\partial y}dy+\frac{\partial m}{\partial y^{*}}dy^{*}\right]+\\ \frac{\partial I\,(y,r)}{\partial YDA}\left[\frac{\partial I}{\partial y}dy+\frac{\partial I}{\partial r}dr\right]\end{array}\right]((d\,(P_X)-d\,(P_m))^{-1} \qquad (۴)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

در بلندمدت، معادله (۴) به این معنی است که وضعیت کشورهایِ وابسته به صادراتِ کالاهای اولیه، بدتر خواهد شد، زیرا افزایش قیمت کالاهای اولیه و میل نهایی به صادرات، مانع رشد تولید به ازای هر نفر نیروی کار می‌شود؛ و ریشه در نظریه رشد روبه زوال دارد که در آن، رشد صادرات‌گرا، به کاهش تجارت کشورهای صادرکننده و در نتیجه، کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود. دلیل دیگر مبتنی بر PSH، کشش درآمدی تقاضای صادرات و اثر ثروت است؛ به این صورت که محصولات اولیه، بر خلاف محصولات تولیدی، کالاهای ضروری با کشش درآمدی کم هستند. از این رو، با افزایش درآمد جهانی، قیمت محصولات تولیدی (که اکثر کشورهای در حال توسعه واردکننده آن می‌باشند) نسبت به کالاهای اولیه (که اکثر کشورهای در حال توسعه آن را صادر می‌کنند) افزایش می‌یابد؛ زیرا درآمد بیشتر با افزایش تقاضا برای محصولات تولید شده همراه است (اثر کشش درآمدی تقاضا صادرات).

از این رو، برای کشورهای در حال توسعه جهت وارد کردن مقداری مشخص، نیاز به صادرات بیشتر، حتی با قیمت بسیار پایین، برای افزایش درآمد کافی برای تأمین مالی واردات (اثر ثروت) بوده، که برای اقتصاد آنها زیان‌آور است؛ زیرا این امر، بر رفاه و کیفیت زندگی مردم در کشورهای در حال توسعه، تأثیر منفی دارد.

بر اساس معادله (۴)، الگوی تجربی مطالعه به شرح زیر است:

$$GDP = f\ (P_x, P_m, X, M, I, R, G, P) \qquad (۵)$$

که در این رابطه، GDP تولید ناخالص داخلی سرانه، P_X قیمت‌های صادراتی، P_m قیمت‌های وارداتی (نماینده نرخ ارز)، X صادرات تقسیم بر GDP (نماینده میل نهایی به صادرات)، M واردات تقسیم بر GDP (نماینده میل نهایی به واردات)، I تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر GDP (نماینده میل نهایی به سرمایه‌گذاری)، R نرخ رشد جمعیت، G نرخ رشد سرمایه به ازای نیروی کار و P نرخ استهلاک در سرمایه موجود است. انتظار می‌رود P_x، X و I دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی و P_m، P، M (در صورتی که تجارت توسط کالاهای نهایی تحت سلطه باشد)، تأثیر منفی داشته باشند. تأثیر R مبهم است و به سطح بیکاری، جمعیت وابسته و ساختار سنی جمعیت بستگی دارد.

اگر Px و X ضریب مثبت و غیرمعنی‌داری داشته باشند، به این معنی است که نشتی وجود دارد و درآمد حاصل از صادرات به‌طور مؤثر سرمایه‌گذاری نمی‌شود (بویژه در شرایط تنوع کم صادرات اولیه، رخ می‌دهد). اگر Px و X به طور معنی‌داری منفی باشند، شواهدی وجود دارد که در طولانی مدت، رشد رو به زوال رخ می‌دهد. همچنین اگر P_m و M به‌طور معنی‌داری منفی بود، یعنی اقتصاد وابسته به واردات نیست، اما اگر مثبت و معنی‌دار باشد، واردات به‌طور عمده به عنوان ورودی‌های تولیدی شناخته می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

۳-۴. رهیافت الگو خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR)

در این مطالعه جهت بررسی ارتباط قیمت کالاهای صادراتی با رشد اقتصادی، از رهیافت الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR[1]) استفاده می‌شود. این رهیافت، کامل‌کننده سیستم معادلات همزمان و الگوی VAR است، چراکه در سیستم معادلات همزمان، مدل مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی ساخته می‌شود، اما به‌صورت پویا نیست. در مقابل، VAR روش اقتصاد سنجی مناسبی برای مطالعه پویا، بین متغیرهایی است که امکان وجود اثرات متقابل و مبهم بین آنها وجود دارد؛ اما عیب بزرگ روش VAR این است که مبتنی بر نظریه نیست، یا به عبارت دیگر، پایه تئوریک ندارد. در الگوی SVAR، هم مدل‌سازی مبتنی بر نظریه و ساختار اقتصادی صورت می‌گیرد و هم، پویایی VAR لحاظ می‌شود. در الگوی VAR، یک متغیر، تابعی از وقفه‌های خود و سایر متغیرهای مدل در نظر گرفته می‌شود اما در الگوی SVAR، محقق بر اساس نظریه‌ها و ساختار اقتصادی کشور مورد مطالعه، مشخص می‌کند که هر متغیر، تابعی از وقفه‌های خود و کدام متغیر در مدل باشد (بابکی و همکاران، ۱۳۹۶).

مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه، این است که برخلاف الگو VAR غیرمقید که در آنها، شناسایی شوک‌های ساختاری به‌طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، به‌طور صریح، دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر تئوری اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است (Kilian, 2011).

این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشند. پس از اعمال محدودیت‌ها، شناسایی شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند، که می‌توانند برای ایجاد توابع عکس‌العمل و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا بر روی متغیرهای مختلف به‌کار گرفته شوند (توکلی قوچانی و همکاران، ۱۳۹۶). (Bernanke, 1986) و (Sims, 1986) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری روی اثرات همزمان شوک‌ها، الگوی SVAR را توسعه دادند. سپس (Blanchard & Quah, 1989)، (Clarida & Gali, 1994) و (Ashli & Great, 1996)، با اعمال محدودیت روی اثرات بلندمدت شوک‌ها، توابع واکنش به تکانه را شناسایی کردند.

۴-۴. معرفی فرم کلی SVAR

بردار K بعدی سری زمانی Y_t را در نظر بگیرید که می‌تواند با یک بردار خودرگرسیون مرتبه محدود p تبیین شود:

$$\beta_0 Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \cdots + \beta_p Y_{t-p} + \delta\varepsilon_t \qquad (۶)$$

1. Structural Vector Autoregression

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

که در آن، بردار ε_t، بردار جملات اخلال ناهمبسته سریالی با میانگین صفر می‌باشند که از آن، تحت عنوان شوک‌های ساختاری نام برده می‌شود. ماتریس واریانس-کوواریانس جز اخلال ساختاری، طوری نرمال‌سازی می‌شود که $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sum \varepsilon = I_k$. این معادله، بدین مفهوم است که اولاً، به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری، شوک ساختاری وجود دارد؛ ثانیاً، شوک‌های ساختاری طبق تعریف، به‌طور متقابل ناهمبسته‌اند که بیانگر این است که $\Sigma\varepsilon$ قطری می‌باشد؛ ثالثاً، واریانس تمام شوک‌های ساختاری جهت سادگی به عدد یک نرمال می‌شوند و در عین حال، عناصر قطری β_0 محدود نمی‌شوند. مدل SVAR به‌طور مستقیم، قابل تصریح نیست.

جهت تخمین مدل ساختاری، لازم است ابتدا فرم تعدیل یافته آن، استخراج شود که عبارت است از تصریح Y_t بر حسب وقفه‌های آن. جهت استخراج فرم تعدیل یافته هر دو طرف، فرم ساختاری بر β_0^{-1} ضرب می‌شود. در این صورت:

$\beta_0^{-1}\beta_0 Y_t = \beta_0^{-1}\beta_1 Y_{t-1} + \beta_0^{-1}\beta_2 Y_{t-2} + \cdots + \beta_0^{-1}\beta_p Y_{t-p} + \beta_0^{-1}\delta\varepsilon_t$. بنابراین مدل مشابه بر و حسب اجزای قابل مشاهده، به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + u_t \qquad (۷)$$

که در آن، $A_i = \beta_0^{-1}\beta_i$، $i = 1,2,\ldots, p$ و $u_t = \beta_0^{-1}\delta\varepsilon_t$ است. امکان به‌دست آوردن مدل ساختاری از فرم تعدیل یافته به جواب شناسایی بستگی دارد. به همین دلیل در تجزیه اجزای اخلال به روش مثلثی یا به عبارت دیگر همان تجزیه چولسکی، دقیقاً $\frac{k(k-1)}{2}$ از عناصر ماتریس δ برابر صفر قرار داده می‌شود (K=تعداد متغیر در مدل).

تجزیه چولسکی، مستلزم آن است که تمامی عناصر بالای قطر اصلی ماتریس δ، صفر شود. براین‌اساس، اگر تعداد قیود، برابر با $\frac{k(k-1)}{2}$ باشد، سیستم دقیقاً مشخص است؛ اما رهیافت SVAR به‌دنبال استفاده از تئوری‌های اقتصادی به جای تجزیه چولسکی برای استخراج جملات اخلال ساختاری از جملات پسماند می‌باشد (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۳).

متداول‌ترین و پرکاربردترین قیدهایی که بر مدل SVAR اعمال می‌شود، سه حالت هستند: در حالت اول، ماتریس δ به‌صورت ماتریس واحد در نظر گرفته می‌شود و حداقل قیود مورد نیاز برای شناسایی این سیستم، $\frac{k(k-1)}{2}$ قید است که بر ماتریس β وضع می‌گردد. در حالت دوم، $\beta = I_k$ فرض می‌شود و تعداد قیود لازم بر ماتریس δ برابر با حالت اول است. در حالت سوم،

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

محدودیت هم بر هر دو ماتریس δ و β وضع می‌شود که حداقل قیود لازم برای شناسایی برابر است با $k^2 + \frac{k(k-1)}{2}$ (پروین و همکاران، ۱۳۹۱).

۵-۴. گراف‌های جهت‌دار غیرمدور[1] (DAG)

یکی از راه‌های شناسا کردن مدل VAR ساختاری، استفاده از گراف‌های جهت‌دار غیرمدور (DAG) می‌باشد که در سال‌های اخیر در مطالعات اقتصادی، مورد استفاده قرار گرفته است. در این زمینه، می‌توان به مطالعات (Becerra *et al.*, 2015)، (Chan *et al.*, 2016)، (Guerini & Moneta, 2017)، خلیلی ملکشاه و قهرمان‌زاده (۱۳۹۵) و پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۵) اشاره کرد. این روش، در ادامه توضیح داده می‌شود.

تئوری گراف‌های جهت‌دار غیرمدور، یکی از روش‌های مناسب در تحلیل علیت است که توسط (Sprites *et al.*, 2000) معرفی شده است و در مطالعات (Awokuse & Bessler, 2003)، (Bessler & Yang, 2003)، (Yang *et al.*, 2006) و (Yang & Bessler, 2008) توسعه یافته است. با این روش در اقتصاد، می‌توان روابط علی را از داده‌های مشاهده شده استنباط کرد (زیبایی و رحمانی، ۱۳۸۸).

گراف‌های جهت‌دار غیرمدور، بیانگر رابطهٔ علّی میان مجموعه‌ای از متغیرها با گراف است که در آن، هیچ چرخش سودار وجود ندارد، یعنی این امکان وجود ندارد که با آغاز از یک رأس و دنبال کردن لبه‌های جهت‌دار در گراف، دوباره به همان رأس برگشت. رأس‌های این نمودارها نشان‌دهنده متغیرها و پاره‌خط‌های متصل‌کننده رأس‌ها (پیکان جهت‌دار) نشان‌دهنده جهت علیت بین متغیرها می‌باشد که با محاسبات آمار همبستگی شرطی یا به عبارت دیگر، استقلال شرطی میان جفت متغیرها به دست می‌آیند (خلیلی ملکشاه و قهرمان‌زاده، ۱۳۹۵). برای مثال، اگر یک پیکان جهت‌دار از $X \rightarrow Y$ وجود داشته باشد، متغیر X والد Y و Y فرزند X می‌باشد. در این حالت، X علتِ مستقیم Y می‌باشد. همچنین گرافی که به‌صورت $Z \leftarrow X \rightarrow Y$ باشد، بیانگر این است که X علت Y و Z است. این رابطه، نشان می‌دهد که ارتباط غیرمشروط بین Y و Z غیرصفر است اما ارتباط مشروط بین Y و Z با توجه به اثر مشترک X صفر است. در حالتی که Y و Z علت X باشند ($Z \rightarrow X \leftarrow Y$)، ارتباط غیرشرطی بین Y و Z صفر است، اما ارتباط شرطی بین Y و Z با توجه به اثر مشترک X، غیرصفر است (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۵).

1. Directed Acyclic Graphs

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

در این مطالعه، از یک الگوریتم PC[1] که توسط اسپرایت و همکاران (Sprites *et al.*, 2000) برای ساخت گراف‌های جهت‌دار غیرمدور در نرم افزار TETRAD استفاده می‌شود. بر اساس نظر (Ji, 2012)، الگوریتم PC از دو گام اساسی تشکیل شده است.

در مرحله اول، یک گراف کامل نامحدود ساخته می‌شود که در آن، تمام متغیرها مرتبط هستند. ماتریس همبستگی بدون قید و شرط محاسبه شده و اگر همبستگی بدون قید و شرط بین متغیرها معنی‌دار نباشد، پیکان‌ها از گراف غیرقابل هدایت حذف می‌شوند. در مرحله دوم، همبستگی جزئی مرتبه اول برای پیکان‌های باقی‌مانده آزمون می‌شود و پیکان‌های اتصال دو متغیر که همبستگی جزئی نسبی اول آن‌ها معنی‌دار نیست، حذف می‌شوند. سپس پیکان‌هایی که از آزمون مرتبه اول باقی می‌مانند، با همبستگی جزئی دوگانه و غیره مورد بررسی قرار می‌گیرند. الگوریتم ادامه می‌یابد تا زمانی که تمام پیکان‌ها حذف شوند یا N-2 آزمون همبستگی جزئی برای N متغیر به پایان برسد.

متغیرهای شرطی روی پیکان‌های حذف شده به عنوان یک مجموعه جداگانه از متغیرهای دو جانبه تعریف می‌شوند. اگر یک پیکان با همبستگی بدون قید و شرط حذف شود، مجموعه جداگانه آن خالی است. تمام پیکان‌های باقیمانده بر اساس دو مرحله فوق، می‌تواند با استفاده از مجموعه جداگانه هدایت شود (Bessler & Yang, 2003).

روابط بین متغیرها، بدین‌گونه تعیین می‌شود که اگر X و Y و همچنین Y و Z مجاور هم باشند ولی X و Z مجاور نباشند و از طرف دیگر، Y در مجموعه جداگانه X و Z قرار نگرفته باشد، در آن صورت، رابطه این سه متغیر، به فرم $X \rightarrow Y \leftarrow Z$ خواهد بود. در غیراین‌صورت، سه نتیجه جداگانه دیگر ممکن است: $X \rightarrow Y \rightarrow Z$، $X \leftarrow Y \rightarrow Z$ و یا $X \leftarrow Y \leftarrow Z$.

برای تعیین جهت درست روابط متغیرها، از اطلاعات اضافی دیگر متغیرها که شناسایی شده‌اند، (مانند $Y \rightarrow Z \leftarrow L$ و محدودیت خارجی مانند $X \rightarrow Y$) مورد نیاز است. با استفاده از این الگوریتم‌های منطقی، تمام پیکان‌های باقیمانده را می‌توان هدایت کرد و DAG را به‌دست آورد (Ji *et al.*, 2018).

در این مطالعه، رابطه علّی متغیرها جهت تعریف قیود و شناسایی الگو SVAR از گراف‌های جهت‌دار غیرمدور بهره گرفته می‌شود. داده‌های مورد نیاز این مطالعه شامل تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه خالص، مقدار و ارزش صادرات، مقدار و ارزش واردات، جمعیت، جمعیت شاغل، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و نرخ استهلاک در طی دوره ۹۵-۱۳۵۷ از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

1. Peter Spirtes and Clark Glymour

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

۵. نتایج تجربی

در تحقیق حاضر، ابتدا مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بررسی، و نتایج آن در جدول (۱) گزارش شده است. بر اساس نتایج این جدول، متغیرهای شاخص قیمت صادراتی (PX)، نرخ رشد سرمایه به ازای نیروی کار (G) و نرخ رشد جمعیت (R) در سطح مانا بوده و بقیه متغیرها مانا از درجه یک هستند. از این‌رو، در برآورد مدل از نرخ رشد این متغیرها بهره گرفته می‌شود (نماد L در ابتدای این متغیرها نشان‌دهندهٔ رشد است).

برای بررسی ارتباط قیمت صادراتی و رشد اقتصادی در ابتدا مدل VAR برای نه متغیر مورد بررسی، برآورد شد. ماتریس زیر، نتایج همبستگی بین پسماندهای مدل VAR را نشان می‌دهد. بر اساس آماره شوارتز- بیزین، وقفه مناسب یک تشخیص داده شد. این ماتریس به عنوان داده‌های اولیه برای بررسی رابطه علّی بین متغیرها با استفاده از روش گراف‌های غیرچرخشی سودار، مورد استفاده قرار گرفت.

$$
corr\begin{bmatrix}
1 & & & & & & & & \\
-0.16 & 1 & & & & & & & \\
0.003 & -0.02 & 1 & & & & & & \\
-0.02 & -0.04 & 0.01 & 1 & & & & & \\
-0.06 & 0.38 & 0.29 & 0.03 & 1 & & & & \\
-0.08 & 0.12 & -0.65 & 0.13 & -0.20 & 1 & & & \\
0.16 & -0.02 & 0.38 & -0.12 & 0.28 & -0.20 & 1 & & \\
-0.63 & 0.34 & 0.23 & 0.06 & 0.33 & -0.07 & -0.08 & 1 & \\
0.12 & -0.05 & 0.14 & -0.07 & 0.01 & -0.03 & 0.65 & -0.12 & 1
\end{bmatrix}
\begin{matrix}
LGDP & LI & LM & LP & LPM & R & LX & PX & G
\end{matrix}
$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مطالعه

	در سطح داده‌ها		در وقفه اول داده‌ها	
متغیر	t-ratio	Prob.	t-ratio	Prob.
تولید ناخالص داخلی (GDP)	-۲/۹۴	۰/۶۰	-۴/۰۲	۰/۰۰
میل نهایی به سرمایه‌گذاری (I)	-۲/۴۰	۰/۱۴	-۷/۷۷	۰/۰۰
نرخ رشد سرمایه به ازای نیروی کار (G)	-۳/۸۰	۰/۰۰	-	-
میل نهایی به واردات (M)	۳/۳۵	۱/۰۰	-۴/۹۹	۰/۰۰
نرخ استهلاک (P)	-۰/۷۱	۰/۸۳	-۵/۰۵	۰/۰۰
شاخص قیمت وارداتی (PM)	-۱/۸۹	۰/۳۳	-۵/۹۳	۰/۰۰
شاخص قیمت صادراتی (PX)	-۴/۴۲	۰/۰۰	-	-
نرخ رشد جمعیت (R)	-۶/۳۲	۰/۰۰	-	-
میل نهایی به صادرات (X)	۵/۱۵	۱/۰۰	-۳/۹۵	۰/۰۰

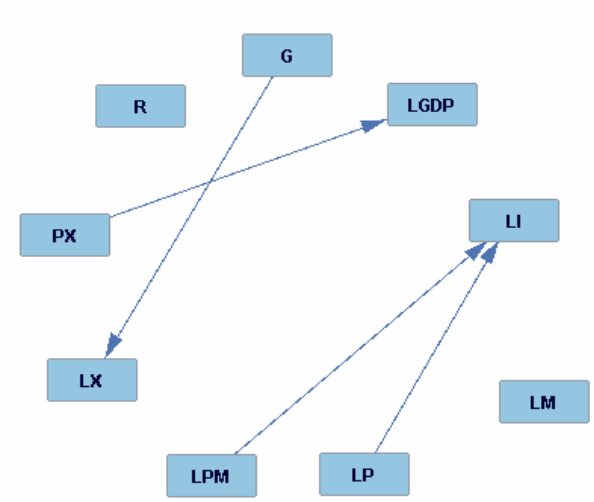
مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل (۱)، نتایج گراف جهت‌دار غیرمدور در سطح احتمال ۵ درصد برای متغیرهای مطالعه را نشان می‌دهد. در این شکل، دیده می‌شود که یک پیکان جهت‌دار از شاخص قیمت صادراتی (PX) به سمت رشد تولید ناخالص داخلی (LGDP) وجود دارد. این امر، بیانگر آن است که شاخص قیمت صادراتی به‌طور مستقیم بر رشد اقتصادی اثرگذاری دارد. همچنین دو پیکان جهت‌دار دیگر از سمت رشد شاخص قیمت وارداتی و رشد نرخ استهلاک به سمت رشد میل نهایی به سرمایه‌گذاری وجود دارد که حاکی از وجود رابطه علیت بین این متغیرها است. آخرین پیکان جهت دار موجود از سمت نرخ رشد نسبت سرمایه به ازای نیروی کار به سمت نرخ رشد میل نهایی به صادرات بوده که همانند موارد قبلی، قابل تفسیر است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

شکل ۱. گراف جهت‌دار غیرمدور متغیرهای مطالعه در سطح احتمال ۵ درصد



همان‌گونه که ذکر شد، از روابط علّی به‌دست آمده برای اعمال قیود بر ماتریس A استفاده شد که به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{18} & 0 \\ 0 & 1 & 0 & a_{24} & a_{25} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & a_{79} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{LGDP} \\ e_{LI} \\ e_{LM} \\ e_{LP} \\ e_{LPM} \\ e_{R} \\ e_{LX} \\ e_{PX} \\ e_{G} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{LGDP} \\ u_{LI} \\ u_{LM} \\ u_{LP} \\ u_{LPM} \\ u_{R} \\ u_{LX} \\ u_{PX} \\ u_{G} \end{bmatrix}$$

در این رابطه، u_iها پسماندهای فرم خلاصه شده و e_iها پسماندهای ساختاری می‌باشد. بر اساس روابط به‌دست آمده از تحلیل گراف‌های جهت‌دار غیرمدور:

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

$a_{31} = a_{32} = a_{34} = a_{35} = a_{36} = a_{37} = a_{38} = a_{39} = 0$ است؛ چون هیچ پیکان جهت‌داری به سمت LM وجود ندارد. همچنین به‌دلیل اینکه بین GDP و PX رابطه علّی وجود دارد، $a_{18} \neq 0$ می‌باشد. سایر قیود نیز بر این اساس اعمال شده‌اند.

بعد از اعمال این قیود، مدل SVAR برآورد گردید و در ادامه برای بررسی تأثیر تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای مورد مطالعه، از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و تابع عکس‌العمل استفاده شد که نتایج آن در جدول ۲ و شکل (۲) و (۳) آورده شده است. در جدول (۲) مشاهده می‌گردد که در دوره (سال) اول یا دوره جاری، تمام تغییرات متغیر رشد GDP (LGDP) توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. در دوره دوم (دوره بعدی)، نزدیک ۹۰ درصد تغییرات رشد اقتصادی توسط خودش و بقیه توسط سایر متغیرها تبیین می‌شود.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، قیمت صادرات (PX) در دوره اول و دوم، تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد اما از دوره دوم به بعد، تأثیر آن بر رشد ظاهر می‌شود، به‌طوری که در دوره هشتم، نهم و دهم، ۱۵ درصد تغییرات رشد اقتصادی را تبیین می‌کند. در مقابل، در همه دوره‌ها بین ۴۰ تا ۴۵ درصد تغییرات قیمت صادرات (PX) توسط رشد GDP (LGDP) و بین ۳۴ تا ۴۴ درصد توسط خود این متغیر تبیین می‌شود. بنابراین، رابطه علی از رشد به سمت قیمت صادرات، بسیار قوی‌تر از رابطه علی از قیمت صادرات به سمت رشد است.

تأثیر مثبت و اندک شاخص قیمت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب آفریقایی در مطالعه اولاکوجو (Olakojo, 2015) نشان داده شده است. بر اساس نظر اولاکوجو (Olakojo, 2015)، تأثیر مثبت این شاخص بر رشد اقتصادی به ساختار اقتصادی و ترکیب کالاهای صادراتی هر کشور بستگی دارد. وی معتقد است که به دلیل سطح پایین تنوع (هم از نظر تنوع اقتصادی و هم، تنوع صادرات کالاهای اولیه) در میان بسیاری از اقتصادهای آفریقایی، آنها توانایی محدودی برای مانور در صورت سقوط قیمت کالاها را دارند.

کولیر و گودریز (Collier & Goderis, 2007) در مطالعه خود که قیمت صادراتی کالاهای کشاورزی و غیرکشاورزی را تفکیک کرده، نشان داده‌اند که افزایش قیمت صادراتی غیرکشاورزی در کوتاه مدت، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد اما در بلندمدت، تأثیر آن معکوس می‌شود. کالاهای کشاورزی به‌رغم دارا بودن ضریب مثبت، تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

جدول ۲. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

متغیر	Step	LGDP	LI	LM	LP	LPM	R	LX	PX	G
LGDP	۱	۱۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۸۹/۷۵	۰/۰۴	۰/۰۱	۱/۲۴	۱/۶۶	۲/۷۹	۰/۹۹	۰/۰۰	۳/۵۳
	۳	۸۶/۴۴	۰/۰۸	۰/۱۲	۲/۶۰	۱/۵۹	۲/۸۹	۱/۸۷	۰/۰۶	۴/۳۴
	۸	۸۵/۳۵	۰/۰۸	۰/۱۸	۳/۰۳	۱/۶۰	۲/۹۲	۲/۱۲	۰/۱۵	۴/۵۷
	۹	۸۵/۳۵	۰/۰۸	۰/۱۸	۳/۰۳	۱/۶۰	۲/۹۲	۲/۱۲	۰/۱۵	۴/۵۷
	۱۰	۸۵/۳۵	۰/۰۸	۰/۱۸	۳/۰۳	۱/۶۰	۲/۹۲	۲/۱۲	۰/۱۵	۴/۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

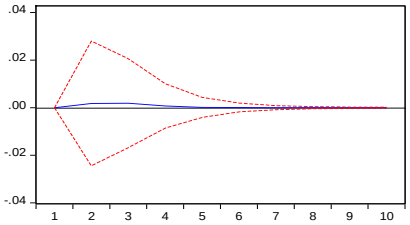
شکل (۲)، تغییر رشد GDP (LGDP) را در واکنش به تغییر سایر متغیرها به صورت نموداری نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متغیرهای رشد سرمایه (G)، میل نهایی به سرمایه‌گذاری (LI)، میل نهایی به واردات (LM)، میل نهایی به صادرات (LX)، قیمت صادرات (PX) و رشد جمعیت (LR)، اثر مثبت بر رشد اقتصادی، و در مقابل، رشد استهلاک (LP) و رشد قیمت واردات (LPM)، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند. اثر مثبت رشد واردات در کنار اثر منفی رشد قیمت واردات، نشان‌دهنده وابستگی اقتصاد ایران به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای است. در مقابل، اثر مثبت رشد ارزش صادرات و رشد قیمت صادرات، نشان‌دهنده اهمیت صادرات برای رشد اقتصادی ایران است.

اثر قیمت صادرات ناشی از اثر آن بر افزایش درآمدها (بویژه درآمدهای نفتی) و همچنین بهبود رابطه مبادله است. البته مشاهده می‌شود که اثر قیمت صادرات، نسبتاً کم است و تأثیر متغیرهای دیگر مانند میل نهایی به صادرات (سهم صادرات از GDP) و بویژه سرمایه‌گذاری، بیشتر است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

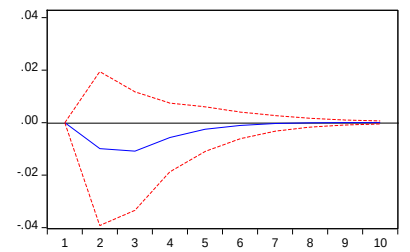
[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

شکل ۲. توابع عکس‌العمل تولیدناخالص‌سرانه به یک انحراف معیار تغییر در متغیرهای مطالعه



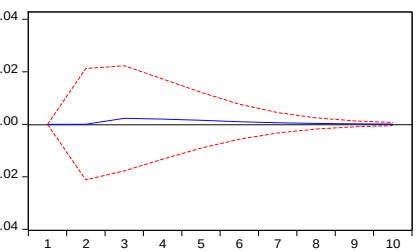
الف) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در G

ب) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در LI



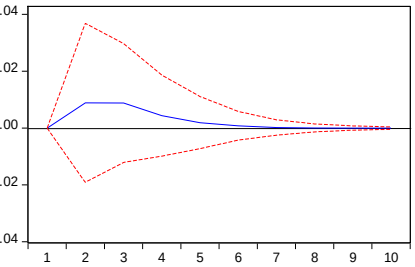
ج) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در LM

د) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در LP



ه) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در LP_M

و) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در P_X



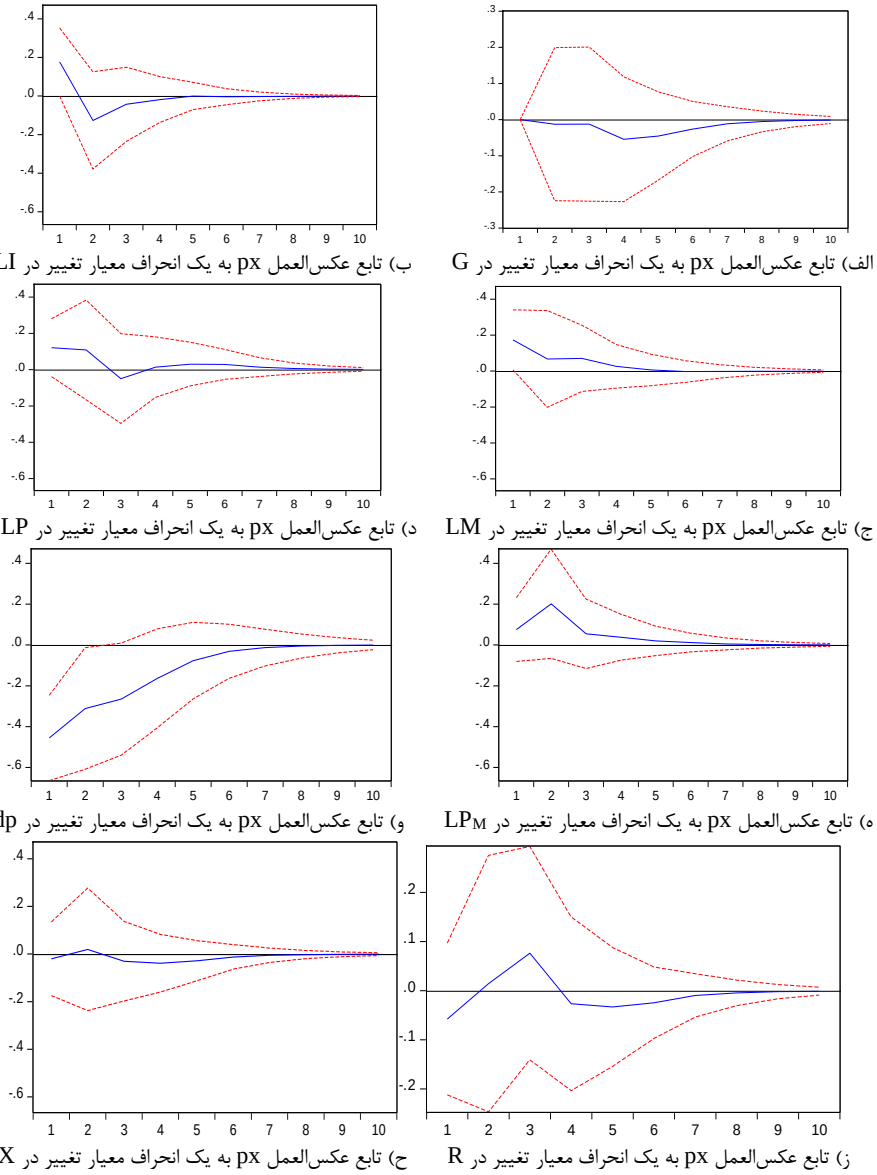
ز) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در R

ح) عکس‌العمل LGDP به یک انحراف معیار تغییر در LX

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

شکل ۳. توابع عکس‌العمل قیمت صادرات به یک انحراف معیار تغییر در متغیرهای مطالعه



الف) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در G

ب) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در LI

ج) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در LM

د) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در LP

ه) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در LP_M

و) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در lgdp

ز) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در R

ح) تابع عکس‌العمل px به یک انحراف معیار تغییر در LX

شکل (۳) تغییر رشد قیمت صادرات (PX) را در واکنش به تغییر سایر متغیرها به صورت نموداری نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، رشد قیمت واردات (LPM)، اثر مثبت بر رشد اقتصادی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

دارد؛ احتمالاً به این علت که تولید کالاهای صادراتی به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای وابسته است و افزایش قیمت واردات، موجب افزایش قیمت صادرات نیز می‌شود.

در شکل ۳، افزایش میل نهایی به واردات نیز موجب افزایش قیمت صادرات می‌شود؛ زیرا تمایل به واردات، در بسیاری از مواقع، به معنی کمبود کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای موردنیاز تولیدکنندگان در داخل است. علاوه بر این، در بسیاری از سالها افزایش واردات در پی افزایش قیمت صادراتی نفت رخ داده، و بیماری هلندی و به تبع آن، آسیب دیدن بخش صادرات غیرنفتی را به دنبال داشته است.

در مقابل، رشد سرمایه (G) و رشد GDP (LGDP)، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند؛ احتمالاً به این علت که افزایش سرمایه‌گذاری و بهره‌وری در اقتصاد، موجب کاهش هزینه تولید کالاها می‌شود. تأثیر رشد صادرات بر قیمت صادرات، ابتدا مثبت و سپس منفی است. بنابراین صادرات بیشتر، می‌تواند در بلندمدت موجب کاهش قیمت صادراتی شود اما این اثر منفی، فقط موجب روند کاهشی اثر مثبت صادرات بر رشد اقتصادی می‌شود (نمودار ح در شکل ۲)؛ ولی آنقدر زیاد نیست که موجب اثر منفی صادرات بر رشد اقتصادی شود؛ بنابراین، نمی‌توان نظریه رو به زوال را برای ایران تأئید کرد.

۶. نتیجه‌گیری

این مطالعه به دنبال بررسی تأثیر قیمت صادرات بر رشد اقتصادی ایران بود. نتایج مطالعه بر اساس SVAR و گراف جهت‌دار غیرمدور برای دوره ۹۵-۱۳۵۷ نشان داد که افزایش قیمت صادرات، تأثیر مثبتی روی رشد اقتصادی دارد. البته تأثیرگذاری رشد اقتصادی بر قیمت صادرات، قوی‌تر است؛ به‌طوری که ارتقاء رشد اقتصادی، موجب کاهش قیمت کالاهای صادراتی می‌شود. با توجه به یافته‌های این پژوهش، پیشنهاد می‌شود برای افزایش رشد اقتصادی، علاوه بر توسعه مقداری صادرات، به نقش قیمت در توسعه صادرات نیز توجه شود.

همچنین بر اساس نتایج مطالعه، نمی‌توان نظریه رو به زوال را برای ایران تأیید کرد؛ یعنی افزایش صادرات، موجب کاهش رشد اقتصادی از رهگذر کاهش قیمت صادراتی نمی‌شود. طبق نتایج مطالعه، صادرات و همچنین رشد اقتصادی کشور، وابستگی زیادی به واردات، بویژه قیمت واردات دارد. بنابراین، نمی‌توان به افزایش تولید و صادرات از طریق افزایش نرخ ارز امیدوار بود؛ بویژه که تأثیر مثبت افزایش قیمت صادراتی بر رشد اقتصادی، نسبتاً کم می‌باشد. پیشنهاد می‌شود که مطالعات آتی، اثر قیمت صادراتی بر رشد اقتصادی را منحصراً برای محصولات غیرنفتی و همچنین به تفکیک بخش‌های اقتصادی بررسی کنند تا شواهد بیشتر و نتایج دقیق‌تر برای سیاست‌گذاری حاصل شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

منابع و مآخذ

ابریشمی، ح.؛ مهرآرا، م.؛ غنیمی‌فرد، ح. و کشاورزیان، م. (۱۳۸۷). اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۳، شماره ۲.

آل عمران، ع. و آل عمران، ر. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، جلد ۱۴، ۶۶-۳۹.

بابکی، ر.؛ همایونی‌فر، م.؛ مهدوی عادلی، م. و سلیمی‌فر، م. (۱۳۹۶). تأثیر هزینه‌های جاری و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در دو بخش ماشین آلات و ساختمان در اقتصاد ایران (با رویکرد الگوهای خودبازگشت برداری ساختاری). *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۴، شماره ۳: ۱۳۵-۱۰۵.

بخشی، ر.؛ موسوی محسنی، ر. و جعفری، س. (۱۳۹۱). بررسی اثر صادرات بر رشد اقتصادی ایران: یک الگوی تعادل عمومی محاسباتی (CGE). *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره هشتم: ۴۰-۱۷.

بهرامی، ج.؛ محمدی، ت. و بزرگ، ش. (۱۳۹۳). انتقال نامتقارن نرخ ارز به شاخص‌های قیمت داخلی با رویکرد SVAR. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. سال نوزدهم. شماره ۶: ۶۵-۳۷.

پروین، س.؛ بهرامی، ج. و وحیدی، س. (۱۳۹۱). تأثیر شوک‌های مالی بر تولید و سطح قیمت در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ششم، شماره ۴: ۳۹-۲۱.

پیش‌بهار، ا.؛ دشتی، ق. و خلیلی ملکشاه، س. (۱۳۹۷). بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت محصولات کشاورزی ایران: رویکرد الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) و گراف‌های غیرچرخشی سودار (DAG). *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۲۴، شماره ۹۵: ۴۷-۲۵.

توکلی قوچانی، س.؛ هوشمند، م.؛ سلیمی‌فر، م. و گرجی، ا. (۱۳۹۶). بررسی اثر سیاست مالی به عنوان مکانیسم انتشار شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری. *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال ششم، شماره ۲۲: ۹۸-۷۷.

حیدری، ح. و بابائی بالدرلو، س. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت خام بر رشد بخش صنعت و معدن در ایران: کاربردی از مدل‌های تبدیل مارکف. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دهم، شماره ۴۱: ۷۰-۴۳.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

خلیلی ملکشاه، س. و قهرمان‌زاده، م. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین صادرات و رشد بخش کشاورزی ایران: کاربرد الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) و گراف‌های غیرچرخشی سودار (DAG). *مجله اقتصاد کشاورزی*، س. ۱۰، ش. ۴: ۹۹-۸۱.

رحمانی، ت. (۱۳۹۴). *اقتصاد کلان* (جلد یک). انتشارات برادران.

زیبایی، م. و رحمانی، ر. (۱۳۸۸). درونزایی قیمت و مقدار در تجزیه و تحلیل تقاضای گوشت مرغ و گاو: شواهدی از گراف‌های غیرچرخشی سودار. *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*. سال سیزدهم. شماره ۴۸: ۳۵۴-۳۴۱.

زینیوند، ع.؛ داب، آ. و عسگری، ح. (۱۳۹۵). بررسی اثر رابطه مبادله و تلاطم آن بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۳؛ شماره ۱: ۶۷-۴۹.

صمدی، س.ی.؛ یحیی آبادی، ا. و معلمی، ن. (۱۳۸۸). تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران. *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، سال هفدهم. شماره ۵۲: ۲۶-۵.

علی پوریان، ف.؛ آرش، د. و شاهپوری، ا. (۱۳۹۲). بررسی اثر صادرات بر رشد اقتصادی، زیر بنای توسعه پایدار (مطالعه موردی: ده کشور در حال توسعه جهان). اولین همایش سراسری کشاورزی و منابع طبیعی پایدار، تهران: مؤسسه آموزش عالی مهر اروند، گروه ترویجی دوستداران محیط زیست و و انجمن حمایت از طبیعت ایران.

کازرونی، ع. و سجودی، س. (۱۳۸۹). بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر رشد اقتصادی ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*. شماره ۹۰: ۱۳۹-۱۱۹.

کاظمی، ف.؛ حبشی زاده، ن. و فشاری، م. (۱۳۹۳). اثر رابطه مبادله بر رشد اقتصادی ایران (آزمون نظریه رشد بگواتی)، دومین کنفرانس ملی پویایی مدیریت، توسعهٔ اقتصادی و مدیریت مالی، شیراز: شرکت پندار اندیش رهپو.

کهنسال، م. و دادرس مقدم، ا. (۱۳۹۴). عوامل مؤثر بر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی با تأکید بر صادرات و سرمایه‌گذاری. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۳(۹۱): ۲۵-۱.

مرادی، محمدعلی و مهدی‌زاده، م. (۱۳۸۴). تجارت خارجی و رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره ۳: ۷۲-۳۸.

مهدوی عادلی، م.؛ قزلباش، ا. و دانش‌نیا، م. (۱۳۹۱). اثر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران. *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*. سال اول. شماره ۳: ۱۷۰-۱۳۱.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

میرانی، ن.؛ برادران خانیان، ز. و سلمانی بیشک، م. (۱۳۹۴). تحلیل تجربی نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، دانشگاه الزهرا (س). سال سوم. شماره ۶: ۱۶۶-۱۴۳.

نصابیان، ش. و جعفری، س. (۱۳۹۵). اثر صادرات زعفران بر رشد بخش کشاورزی (مطالعه موردی: ایران و اسپانیا). *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، س. ۸، ش. ۳: ۳۶-۱۷.

نونژاد، م. و روشن‌قیاس، م. (۱۳۹۱). اثر رابطه مبادله و تلاطم آن بر رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)*. سال دوازدهم. شماره ۴۶: ۲۰۰-۱۸۳.

Arezki, R.; Hadri, K.; Loungani, P., & Rao, Y. (2014). Testing the Prebisch-Singer hypothesis since 1650: Evidence from panel techniques that allow for multiple breaks. *Journal of International Money and Finance*, 42: 208-223.

Awokuse, T.O., & Bessler, D.A. (2003). Vector autoregression, policy analysis, and directed graphs: an application to the US economy. *J. Appl. Econ*. 6: 1-24.

Belloumi, M. (2014). The relationship between trade, FDI and economic growth in Tunisia: An application of the autoregressive distributed lag model. *Economic Systems*, 38(2): 269-287.

Bernanke, B.S. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 25: 49-99), North-Holland.

Bessler, D.A., & Yang, J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets. *J. Int. Money Financ*. 22 (2): 261-287

Bhagwati, J. (1958). Immiserizing growth: A geometrical note. *The Review of Economic Studies*, 25(3): 201-205.

Blanchard, Oliver and Danny Quah (1989). The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review* 79: 655-673.

Bruno, M. (1979). Stabilization and stagflation in a semi-industrialized economy. in R. Dornbusch and J. Frankel, eds. International Economic Policy, Johns Hopkins University press, Baltimore, MD.

Carbaugh, R.J. (2009). *International Economics*. 12th. edition, Mason: South-Western Cengage Learning.

Cavalcanti, D. V.; Tiago, V.; Mohaddes, K., & Raissi, M. (2015). Commodity price volatility and the sources of growth. *Journal of Applied Econometrics*, 30(6): 857-873.

Chan, S.; Han, G., & Zhang, W. (2016). How strong are the linkages between real estate and other sectors in China?. *Research in International Business and Finance*, 36: 52-72.

Clarida, R., & Gali, J. (1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?. Carnegie-Rocherster Conference Series on Public Policy 41: 1-56.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

Collier, P. and Goderis, B., (2007), Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum, No 2007-15, CSAE Working Paper Series, Centre for the Study of African Economies, University of Oxford

Deaton, A. (1999). Commodity prices and growth in Africa. *Journal of Economic Perspectives* 13 (3): 23-40

Dulleck, U., & Foster, N. (2008). Imported equipment, human capital and economic growth in developing countries. *Economic Analysis and Policy*, 38(2), 233-250.

Grimes, A. (2006). A smooth ride: Terms of trade, volatility and GDP growth. *Journal of Asian Economics*, 17(4): 583-600.

Guerini, M., & Moneta, A. (2017). A method for agent-based models validation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 82: 125-141.

Hassine, M. B., & Harrathi, N. (2017). The causal links between economic growth, renewable energy, financial development and foreign trade in gulf cooperation council countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 7(2).

Hoque, M. M., & Razzaque, A. (2004). Exchange Rate Pass-Through in Bangladesh's Export Prices: An Empirical Investigation. *The Bangladesh Development Studies*, 30(1-2): 35-64.

Işik, C.,; Kasımatı, E., & Ongan, S. (2017). Analyzing the causalities between economic growth, financial development, international trade, tourism expenditure and/on the CO2 emissions in Greece. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 12(7): 665-673.

Ji, Q. (2012). System analysis approach for the identification of factors driving crude oil prices. *Compute. Ind. Eng*. 63 (3): 615-625.

Ji, Q., & Fan, Y. (2016). How do China's oil markets affect other commodity markets both domestically and internationally?. *Finance Res. Lett.* 19: 247-254.

Ji, Q.; Zhang, H. Y., & Geng, J. B. (2018). What drives natural gas prices in the United States?. A directed acyclic graph approach. *Energy Economics*, 69: 79-88.

Jiranyakul, K. (2012). Are Thai manufacturing exports and imports of capital goods related?. *Modern Economy*, 3(2), 237-244.

Kalumbu, S. (2014). Terms of trade and economic growth in Namibia. *An Online International Research Journal*, 1(3)

Kilian, L. (2011). Structural Vector Autoregressions. Working paper, University of Michigan.

Krugman P., & Taylor, L. (1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of international economics*, Vol. 8: 445-456.

Liu, X.; Burridge, P., & Sinclair, P. J. (2002). Relationships between economic growth, foreign direct investment and trade: Evidence from China. *Applied economics*, 34(11): 1433-40.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]

Melo-Becerra, L. A.; Ramos-Forero, J. E., & Zárate-Solano, H. (2015). Sovereign bond markets and financial stability in an emerging economy: An application of directed acyclic graphs and SVAR models. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 8(3): 306-319.

Menon, J. (1995). Exchange rate pass- through. *Journal of Economic Surveys*, 9(2): 197-231.

Nasreen, S., & Anwar, S. (2014). Causal relationship between trade openness, economic growth and energy consumption: A panel data analysis of Asian countries. *Energy Policy*, 69: 82-91.

Olakojo, S. A. (2015). Export Commodity Prices and Long-Run Growth of Primary Commodities-Based African Economies. CSEA Working Paper WPS/15/02

Sapsford, D., & Chen, J. R. (1998). The Prebisch-Singer terms of trade hypothesis: Some (very) new evidence. Development Economics and Policy: 27-34, Palgrave Macmillan, London.

Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis?. *Quarterly Review*, (Win): 2-16.

Sprites, P.; Glymour, C., & Scheines, R. (2000). *Causation, Prediction, and Search*. MIT Press, Cambridge: 1-130.

Tilton, J. (2012). The Terms of Trade Debate and the Policy Implications for Primary Product Producers. Division of Economics and Business Working Paper Series.

Yang, J., & Bessler, D.A. (2008). Contagion around the October 1987 stock market crash. *Eur.J. Oper. Res.* 184: 291-310.

Yang, J.; Guo, H., & Wang, Z. (2006). International transmission of inflation among G-7 countries: A data-determined VAR analysis. *J. Bank. Financ.* 30: 2681-2700.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-10]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.1.1]