اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.252436.0

عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران با تأکید بر شاخص رقابت‌پذیری نرخ ارز واقعی ترکیبی

شهیاد آبنار[۱]، سیدصفدر حسینی[۲]، رضا مقدسی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۸/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۳

چکیده

ایران از تنوع اقلیمی برخوردار است و یکی از متنوع‌ترین مناطق جهان از لحاظ پوشش گیاهی به‌شمار می‌رود؛ و از این‌رو، تولید بسیاری از محصولات کشاورزی در کشور امکان‌پذیر است. با این همه، اگرچه آمارها حاکی از رشد نسبی صادرات بخش کشاورزی طی سال‌های مختلف است، اما این روند نوسان‌های زیادی دارد و در اکثر سال ها، عملکرد صادرات از مقدار

۱- نویسندهٔ مسئول و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. (abnar_22091@yahoo.com)

۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.

پیش‌بینی‌شده کمتر است. بر این اساس، در مطالعه حاضر، با تأکید بر شاخص رقابت پذیری نرخ ارز، عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران برای دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۴ بررسی و ارزیابی شد. بدین منظور، با محاسبه نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه، از الگوی داده‌های ترکیبی استفاده شد. نتایج مطالعه حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار شاخص نرخ ارز واقعی بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران بود. همچنین، نتایج نشان داد که درآمد ملی کشورهای واردکننده دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تقاضای صادرات بوده و اثر آن به‌مراتب از شاخص رقابت پذیری نرخ ارز واقعی ترکیبی بیشتر است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، در الگوی برآوردشده، با یک درصد افزایش در شاخص رقابت‌پذیری نرخ ارز واقعی ترکیبی و درآمد ملی، به‌ترتیب، تقاضای صادرات به میزان ۰/۱۹ و ۱/۴۱ درصد افزایش می‌یابد. در نهایت، نتایج بیانگر آن بود که برخلاف دو متغیر یادشده، قیمت‌های نسبی صادراتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر تابع صادرات دارند، به‌گونه‌ای که طی دوره بلندمدت، با یک درصد افزایش در قیمت‌های نسبی، تقاضای صادرات به‌میزان ۰/۷۸ درصد کاهش می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: *نرخ ارز واقعی ترکیبی، تقاضای صادرات، محصولات کشاورزی و صنایع غذایی، داده‌های ترکیبی.*

طبقه‌بندی JEL : F1, C23, N5.

مقدمه

بسیاری از کشورها بیشتر با بهره‌گیری از راهبرد توسعه صادرات و نفوذ در بازارهای جهانی، موفق به حفظ و تقویت رشد مداوم اقتصادی خود شده‌اند؛ در ایران نیز توسعه صادرات غیرنفتی و رهایی از اقتصاد تک‌محصولی همواره مورد تأکید سیاست‌گذاران بوده است (Akhavipour, 2015). در این میان، بخش کشاورزی با تأمین نُه درصد تولید ناخالص ملی، هجده درصد اشتغال و ۸۵ درصد مواد غذایی موردنیاز مردم، نقش مهمی در صادرات غیرنفتی

کشور داشته و طی سال‌های اخیر، حدود هفده تا بیست درصد از ارزش صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است (Ministry of Agriculture - Jahad, 2015). بررسی صادرات محصولات کشاورزی طی سال‌های بعد از انقلاب اسلامی ایران نشان می دهد که صادرات این محصولات همواره از رشد برخوردار بوده است. ارزش صادرات محصولات کشاورزی در سال اول برنامهٔ اول، ۴۵۳ میلیون دلار بود که در سال آخر برنامه، به ۱۰۲۹ میلیون دلار رسید. طی برنامه دوم، اگرچه رشد صادرات کاهش یافت، اما متوسط ارزش صادرات طی این دوره ۱۰۳۰ میلیون دلار بوده است. در پرتو راهبرد جهش صادراتی در برنامه سوم توسعه، صادرات مواد غذایی و کشاورزی روندی افزایشی را تجربه کرد، به‌گونه‌ای که حجم صادرات طی برنامه سوم از ۱/۴ میلیون تن در سال اول برنامه به ۱/۷ میلیون تن در سال پایانی افزایش یافت (Ministry of Economy and Finance, 2014). در سال‌های برنامه چهارم توسعه، صادرات محصولات کشاورزی با افت‌وخیز مواجه شد، به‌گونه‌ای که از حدود ۲/۵ میلیون تن در سال ۱۳۸۴ (سال آغاز برنامه) به حدود ۴/۲ میلیون تن در سال ۱۳۸۶ افزایش و سپس، با یک روند کاهشی، به حدود ۲/۶ میلیون تن در سال ۱۳۸۸ کاهش یافت. در طول برنامه چهارم توسعه، متوسط قیمت صادراتی محصولات کشاورزی به ازای هر تن نیز با روندی نوسانی، از ۹۰۸/۲ دلار در سال ۱۳۸۴ به ۷۷۲/۲ دلار در سال ۱۳۸۸ کاهش یافت. با این حال، میانگین قیمت هر تن محصولات کشاورزی صادرشده در برنامه چهارم توسعه ۹۵۶/۳ دلار بود که نسبت به متوسط آن در برنامه سوم توسعه، بیش از سی درصد افزایش را نشان می دهد. لازم به ذکر است که میانگین قیمت صادرات محصولات کشاورزی در برنامه چهارم توسعه ۲/۲ برابر متوسط قیمت واردات طی این دوره بوده است (Jalil-Piran, 2012). طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۹ نیز، ارزش صادرات محصولات کشاورزی با رشد ۵/۸ درصدی از ۵۲۶۱ میلیون دلار به ۵۵۶۷ میلیون دلار افزایش یافت. همچنین، بررسی عملکرد بازرگانی بخش کشاورزی در ده‌ماههٔ اول سال ۱۳۹۴ بیانگر آن است که صادرات محصولات کشاورزی از لحاظ وزنی، با کاهش ۱۰/۱۸ درصدی نسبت به مدت مشابه سال ۱۳۹۳، از ۴/۲ میلیون تن به ۳/۸ میلیون تن و از لحاظ

ارزشی، با کاهش ۱۱/۷۶درصدی، از ۵۰۶۲/۰۵ میلیون دلار به حدود ۴۴۶۶/۷۵ میلیون دلار رسید (Ministry of Agriculture - Jahad, 2015). آمار صادرات بخش کشاورزی نمایانگر ظرفیت بالقوهٔ این بخش در زمینه صادرات نیست. اگرچه این آمار به‌طور نسبی نشان‌دهندهٔ رشد صادرات طی سال‌های مختلف است، اما نوسان‌های زیادی دارد و در اکثر سال ها، عملکرد صادرات از مقدار پیش‌بینی‌شده برای آن سال کمتر است. جایگاه خاص ایران در تولید محصولات کشاورزی در جهان به‌گونه‌ای است که در تولید ۲۲ محصول کشاورزی، جزو پنج کشور اول و در تولید ۵۲ محصول نیز جزو پانزده کشور اول جهان است. متخصصان و صاحب‌نظران تاکنون موانع و مشکلات گوناگون را در قالب عوامل بازدارندهٔ توسعهٔ صادرات مطرح کرده‌اند. در برخی از محصولات، برخی صادرکنندگان بازارهای هدف خود را نمی‌شناسند. همچنین، ایران در سازمان تجارت جهانی عضویت ندارد و از این‌رو، نمی‌تواند از معافیت‌های تعرفه‌ای در ارتباط با تجارت محصولات استفاده کند. فضای نامساعد کسب‌وکار و عدم ثبات قیمت کالاها نیز در بسیاری از موارد سبب شده است که صادرکنندگان، علی‌رغم پیدا کردن بازار و مشتری، در زمان صادرات، از صدور محصول صرف نظر کنند. حضور محدود شرکت‌های بین‌المللی حمل‌ونقل در استان‌ها و بالا بودن هزینه‌های حمل‌ونقل از دیگر مشکلات مهم پیش روی صادرات محصولات کشاورزی در ایران است. همچنین، صادرات بخش عمده‌ای از محصولات کشاورزی، بدون بسته‌بندی و به‌صورت فله‌ای انجام می‌شود. صدور محصولات خام و با ارزش افزوده پایین، نوسان‌های بازار ارز و تأثیر مستقیم آن بر فضای تجاری به‌ویژه صادرات، سخت‌گیری در صدور روادید برخی از کشورها برای تجار ایرانی، کمبود نقدینگی تجار و بالا بودن نرخ بهره بانکی، عدم پرداخت و یا طولانی شدن زمان پرداخت یارانه‌ها و مشوق‌های صادراتی، فقدان صنعت نام و نشان تجاری (برند) بنگاه‌های فعال ایرانی در بازارهای بین‌المللی و همچنین، فقدان پایانه‌های صادرات تخصصی کشاورزی و مشکل ارتباطات بانکی و نقل‌وانتقال ارز حاصل از تجارت به‌علت تحریم از دیگر مشکلات مهم پیش روی صادرات محصولات کشاورزی در ایران به‌شمار می‌آیند

(ICCIMA, 2013; Nategh and Niakan, 2009). در کنار نکات یادشده، بحث رقابت‌پذیری در صادرات محصولات کشاورزی از مهم ترین موضوعاتی است که از یک‌سو، برای اندازه-گیری توان بالقوه صادرات صنایع تبدیلی و از سوی دیگر، برای ارائه راهکارهای مناسب استفاده از فرصت‌ها و همچنین، مقابله با تهدیدها بسیار اهمیت دارد. مجمع اقتصاد جهانی[1] رقابت پذیری را توانایی اقتصاد ملی در رشد پایدار و یا حفظ استاندارد زندگی بر اساس درآمد سرانه می‌داند. از نظر سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی[2]، رقابت پذیری توانایی یک کشور در تولید کالاها و خدمات برای ارائه در بازارهای بین المللی و به‌طور هم زمان، حفظ یا ارتقای سطح درآمد شهروندان در بلندمدت است. از دیدگاه کنفرانس تجارت و توسعهٔ سازمان ملل[3]، واضح‌ترین نگرش به رقابت‌پذیری از مسیر مقایسه عملکرد اقتصاد کلان و استاندارد زندگی جامعه بر اساس بهره‌وری عوامل تولید به‌دست می‌آید. به دیگر سخن، مفهوم دقیق رقابت‌پذیری عبارت است از توانایی کشورها در فروش محصولات خود در بازارهای جهانی. در حال حاضر، رقابت‌پذیری یک موضوع محوری در ادبیات جهانی شدن تلقی می‌شود و از آن در قالب ابزاری برای دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب، توسعه پایدار و مشارکت در عرصه بین‌الملل یاد می‌شود. در همین راستا، هدف مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران با تأکید بر شاخص رقابت پذیری محصولات کشاورزی و صنایع تبدیلی در عرصه بازار جهانی است.

در زمینهٔ عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات، تاکنون مطالعات گوناگون در داخل و خارج کشور انجام شده است که در پی، نخست، پاره‌ای از مطالعات داخلی یادآوری می‌شود. کرمی و زیبایی (Karami and Zibaei, 2008)، با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه توزیع‌شده[4]، تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر عرضه صادرات دو محصول پسته و خرما را بررسی کردند. نتایج

1. World Economic Forum (WEF)
2. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
3. United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)
4. Auto-Regressive Distributed Lag Model (ARDL)

این مطالعه نشان می‌دهد که نوسان‌پذیری نرخ ارز دارای اثرات متفاوت بر صادرات این دو محصولات به کشورهای مختلف است. پورابراهیم و اسماعیلی (Pourebrahim and Esmaeili, 2010)، به‌منظور تعیین الگوی تجاری و ارزیابی مسیرهای صادرات کشاورزی ایران برای عمده‌ترین مقاصد صادراتی کشور، از مدل جاذبه تعمیم‌یافته استفاده کرده، نتیجه گرفتند که صادرات کشاورزی ایران بیشتر به سمت کشورهای مکمل صادراتی متمایل است و الگوی تجاری ایران از مدل هکشر-اُهلین[1] پیروی می کند. پاکروان و همکاران (Pakravan et al., 2010)، با استفاده از روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای، به بررسی متغیرهای تأثیرگذار بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران طی دوره ۸۶-۱۳۴۵ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می دهد که متغیرهای نرخ ارز واقعی، قیمت‌های نسبی، مقدار تولید، قیمت‌های داخلی و متغیر مجازی جنگ بر توابع عرضه و تقاضای صادرات تأثیر می‌گذارند. هوشمند و همکاران (Hooshmand et al., 2010)، با استفاده از روش نظام معادلات هم‌زمان، عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران را طی دوره ۸۸-۱۳۵۰ بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که درآمد جهانی و نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تقاضای صادرات دارند. نوری و نویدی (Nouri and Navidi, 2012)، با استفاده از رهیافت داده‌های پانل و نیز اطلاعات سیزده کشور طرف تجاری ایران، به بررسی تأثیر مخاطرهٔ نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۴ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، مخاطرهٔ نرخ ارز دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات غیرنفتی بوده است. پاکروان و گیلان‌پور (Pakravan and Gilanpour, 2013) به مقایسهٔ توان رقابت پذیری محصولات کشاورزی ایران و کشورهای منطقهٔ خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)[2] در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۵ پرداختند و نتایج نشان داد که در این دورهٔ زمانی، ایران تنها در سال ۱۹۹۸ دارای مزیت نسبی در صادرات محصولات کشاورزی بوده است؛ همچنین، بر پایهٔ

1. Heckscher-Ohlin model

2. Middle East and North Africa (MENA)

نتایج بررسی همبستگی بین شاخص کشورهای این منطقه، ایران در تجارت محصولات کشاورزی با کشورهای لیبی، لبنان، عربستان، عمان و سوریه دارای مزیت نسبی بوده است.

همچنین، از جمله مطالعات خارج از کشور، اختر حسین (Akhtar Hossain, 2009)، با بهره‌گیری از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسلیوس[1] و خودبازگشتی با وقفه توزیع‌شده (ARDL) و اطلاعات دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۳، به برآورد تابع تقاضای صادرات اندونزی پرداخت. در این مطالعه، از متغیرهای ارزش صادرات، سطح درآمد جهانی و نسبت قیمت شاخص قیمت صادراتی استفاده شد و نتایج نشان داد که درآمد جهانی بر صادرات اندونزی اثر مثبت اما قیمت نسبی بر صادرات این کشور اثر منفی داشته است. بهمنی اسکویی و راتا (Bahmani-Oskooee and Ratha, 2008)، با استفاده از روش هم‌انباشتگی، تراز تجاری (صادرات و واردات) آمریکا و نوزده شریک عمده تجاری این کشور را بررسی کردند. در این مطالعه، درآمد ملی شرکای تجاری و نرخ ارز در قالب عوامل مؤثر بر تابع تقاضای صادرات در نظر گرفته شدند و نتایج نشان داد که در همهٔ این کشورها به‌جز بلژیک، دو متغیر درآمد ملی و نرخ ارز تأثیر معنی‌دار بر صادرات داشته‌اند. چئونگ و همکاران (Cheung et al., 2012) به ارزیابی رقابت‌پذیری صادرات چین پرداختند و نتایج نشان داد که افزایش ارزش نرخ ارز باعث کاهش صادرات چین خواهد شد. این مسئله به‌ویژه در مورد کالاهایی مانند کفش و اسباب‌بازی که بخش عمده ارزش افزوده آنها از نهاده‌های داخلی تأمین می‌شود، نمود بیشتری دارد. توربک (Thorbecke, 2015) میزان رقابت‌پذیری چین در زمینه کالاهای فرآوری‌شده را بررسی و ارزیابی کرد و نتایج حاکی از تأثیر تغییرات نرخ ارز کشورهای جنوب شرق آسیا بر قیمت کالاهای تولیدشده در چین بود. این مطالعه با محاسبه شاخص نرخ ارز مؤثر حقیقی مبتنی بر ارزش افزوده برای کالاهای فرآوری‌شده در طول سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۳ نتیجه‌گیری می‌کند که این شاخص تأثیر معنی‌دار بر صادرات دارد.

1. Johansen and Juselius

با بررسی کلی مطالعات پیشین می توان گفت که هر گاه سخن از شاخص‌های رقابت پذیری به میان آمده، عمدهٔ نتایج غالباً حاکی از تأثیر این شاخص بر صادرات بوده است، گرچه موارد نقض آن را نیز می‌توان یافت. علاوه بر این، بیشتر مطالعات انجام‌شده نقش متغیرهای حقیقی درآمد ملی و طرف‌های تجاری در صادرات کشاورزی را مهم‌تر از شاخص‌های رقابت پذیری ارزیابی کرده‌اند. واقعیت دیگری که بیشتر در مطالعات داخلی به‌چشم می‌خورد، استفاده از شاخص‌های رقابت‌پذیری (انواع نرخ‌های ارز واقعی یا مؤثر) صادرات کل اقتصاد برای توضیح تقاضای صادرات بخش کشاورزی است. از سوی دیگر، این مطالعات از توجه کافی به تغییرات ساختاری الگوهای تجارت در سال‌های اخیر و نقش روز افزون زنجیره‌های تأمین مواد اولیه غافل بوده‌اند. از این‌رو، در راستای رفع این مشکلات، مطالعه حاضر بر آن است که پس از محاسبهٔ شاخص رقابت‌پذیری نرخ ارز واقعی ترکیبی بر مبنای سهم عوامل تولید، به بررسی و ارزیابی اثر آن در کنار سایر متغیرهای مهم بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران در طول سال‌های ۹۳-۱۳۷۰ (۲۰۱۴-۱۹۹۱ میلادی) بپردازد.

روش تحقیق

به‌طور کلی، معادلهٔ تراز پرداخت‌ها از حساب جاری، حساب سرمایه و حساب پرداخت‌های انتقالی تشکیل شده است. حساب جاری، دریافتی خالص ناشی از تفاضل بین درآمد حاصل از فروش کالاها و خدمات تولیدی جاری به خارج و پرداخت‌های مربوط به کالاها و خدمات تولیدی خارجی است. حساب جاری به یک سطح معین و ارائه‌شده از تقاضای کل و قیمت‌های خارجی صادرات حقیقی بر حسب قیمت‌های داخلی و نرخ ارز به‌ازای هر دلار پول داخلی بر حسب واحدهای ارز خارجی بستگی دارد. بر این اساس، تابع تقاضای صادرات به نرخ ارز و سطح قیمت‌های داخلی وابسته است. افزایش قیمت‌های داخلی و یا نرخ ارز با بالا رفتن قیمت‌های خارجی کالاهای داخلی و کاهش صادرات همراه خواهد شد.

بنابراین، تغییرات قیمت‌های داخلی و نرخ ارز با تابع تقاضای صادرات رابطهٔ معکوس دارد، به‌گونه‌ای که افزایش این متغیرها باعث کاهش مقدار صادرات می‌شود (Pakravan and Gilanpour, 2013). بر این اساس، در مطالعهٔ حاضر نیز همانند مطالعات کرمی و زیبایی (Karami and Zibaei, 2008)، پورابراهیم و اسماعیلی (Pourebrahim and Esmaeili, 2010)، حسینی و شهبازی (Hosseini and Shahbazi, 2013)، گلدشتین و خان (Goldstein and Khan, 1985)، بهمنی اسکویی و گوسواوی (Bahmani-Oskooee and Goswawi, 2004) و تور بک (Thorbecke, 2015)، مؤلفه‌های مؤثر بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی به لحاظ نظری به‌صورت رابطه رگرسیون (۱) در نظر گرفته شده است:

$$EX = f\ (RINC, {PF}/{PD}, IRER) \quad (۱)$$

که در آن، EX متغیر وابسته بوده و بیانگر ارزش صادرات به قیمت ثابت است (در مطالعات مختلف، عموماً از این متغیر به‌عنوان مقیاسی برای اندازه‌گیری تقاضای صادرات محصولات استفاده شده است)؛ همچنین، متغیرهای مستقل عبارت‌اند از RINC درآمد واقعی طرف‌های تجاری، PF/PD قیمت‌های نسبی محصولات صادراتی و IRFR نرخ ارز. در توضیح ارتباط بین متغیرهای لحاظ‌شده در رابطه (۱)، باید گفت که مصرف‌کنندگان، با افزایش سطح درآمد خود، مقدار بیشتری از کالاهای داخلی و خارجی را مصرف خواهند کرد. بنابراین، سطح درآمدهای کشورهای عمده شریک تجاری نقش مهمی در تعیین مقدار تقاضای کالاهای صادراتی دارد. همچنین، صادرات هر کشور به سایر کشورها به قیمت کالاهای صادراتی نیز وابسته است؛ به دیگر سخن، اگر قیمت کالاهای صادراتی در کشوری بالاتر از کشورهای دیگر باشد، مقدار صادرات آن کشور کاهش خواهد یافت؛ از سوی دیگر، اگر قیمت‌ها پایین‌تر از سایر کشورها باشد، مقدار صادرات آن کشور بیشتر خواهد شد. قیمت‌های نسبی صادراتی به‌طور عمده برابر با نسبت شاخص ضمنی قیمت کالاهای صادراتی به شاخص ضمنی قیمت

کالاهای صادراتی جهانی در نظر گرفته می‌شوند. چنانچه شاخص ضمنی قیمت صادراتی نسبتاً بزرگ‌تر از شاخص قیمت جهانی باشد، تقاضای مصرف‌کنندهٔ داخلی برای کالاهای داخلی کاهش و کالاهای کشورهای دیگر جانشین آن خواهد شد. سرانجام، باید گفت که افزون بر قیمت و سطح درآمد، نرخ ارز نیز بر تابع صادرات مؤثر است، به‌گونه‌ای که افزایش نرخ ارز (تضعیف پول ملی) افزایش صادرات را در پی خواهد داشت (Branson, 2004). در رابطه (۱)، که تصریح الگوی نظری عوامل اثرگذار بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی است، شناسایی متغیرهای اثرگذار بر میزان صادرات بر اساس مبانی نظری اقتصادی صورت گرفت. با این همه، تصریح الگوی نظری یادشده لزوماً به معنی وجود ارتباط حتمی میان این متغیرها نیست و چه‌بسا بر اساس شرایط زمانی و با توجه به شرایط کشورمان، رابطه‌ای معنی‌دار میان متغیرها شکل نگرفته باشد. از این‌رو، در ادامه، برای تصریح الگوی نهایی عوامل اثرگذار بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران، از روش تحلیل اکتشافی داده‌ها[1] استفاده و ارتباط میان صادرات و تک تک متغیرهای توضیحی مدل تحلیل شد تا بر این اساس، ارتباط میان این متغیرها شناسایی و مدل نهایی مشخص شود. بر این اساس، با تایید ارتباط متغیرها در رابطه (۱)، الگوی تجربی عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران در قالب رابطه (۲) تصریح شده و از آنجا که جامعه آماری مطالعه حاضر نُه کشور عمدهٔ طرف تجاری ایران شامل چین، افغانستان، هنگ‌کنگ، آلمان، هند، عراق، پاکستان، روسیه و ترکیه است، $i=1,...9$ خواهد بود:

$$\mathrm{LEX}_{it} = f\left(LRINC_{it}, \mathrm{L}\left(\mathrm{PF}_{it} / PD_{it}\right), L\mathrm{IRER}_{it}\right) \qquad (۲)$$

چنان‌که پیش‌تر گفته شد، در رابطه (۲)، LEX_{it} متغیر وابسته مطالعه حاضر بوده و بیانگر لگاریتم ارزش صادرات ایران (به قیمت ثابت) به کشور i در سال t است؛ همچنین، LRINC_{it} لگاریتم درآمد واقعی کشور i در سال t، $\mathrm{L}(\mathrm{PF}_{it} / \mathrm{PD}_{it})$ لگاریتم قیمت نسبی محصولات

1. Exploratory Data Analysis (EDA)

صادراتی نسبت به کالای مشابه کشور i در سال t و $LIRER_{it}$ لگاریتم نرخ ارز کشور i در سال t است. شایان یادآوری است که در مطالعه حاضر، برای متغیر نرخ ارز، از نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه استفاده شده که نشان‌دهندهٔ میزان تغییر در هزینه صادرات محصولات تبدیلی به ازای یک واحد تغییر در نرخ برابری ارز است. این شاخص برای رفع کاستی‌های شاخص متداول نرخ ارز واقعی مؤثر معرفی شده است. شاخص متداول نرخ ارز واقعی مؤثر با فرض مصرف کالا در کشور واردکننده محاسبه شده که با توجه به واقعیت‌های موجود در عرصه تجارت بین الملل و نیز به‌دلیل پیچیدگی‌های تولید و آنچه اصطلاحاً «تقسیم تولید» خوانده می شود، فاقد اعتبار لازم است، زیرا در حال حاضر، بخشی مهم از واردات کالاها نه برای مصرف بلکه به‌منظور صادرات در قالب محصولات تبدیلی صورت می گیرد. شاخص نرخ ارز واقعی ترکیبی با در نظر گرفتن سهم عوامل تولید داخلی و خارجی در تولیدات صادراتی محاسبه شده و از این‌رو، معیاری مناسب‌تر برای سنجش رقابت‌پذیری است (Thorbecke, 2015). این نرخ ارز با استفاده از رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$irer_{j,t} = VA_{Iran,t} \times rer_{Iran,j,t} + (1 - VA_{Iran,t}) \times wrer_{j,t} \qquad (۳)$$

که در آن، $VA_{Iran,t}$ سهم عوامل تولید ایران در صادرات کالاها، $rer_{i,j,t}$ نرخ ارز واقعی دوجانبه بین کشورهای واردکننده محصولات نهایی از ایران و کشورهای صادرکننده نهاده‌های تولید به ایران و $wrer_{j,t}$ نرخ ارز وزنی دوجانبه بین کشورهای زنجیره تأمین و کشور واردکننده محصولات ایران است. با توجه به رابطه (۳)، محاسبه شاخص نرخ ارز واقعی ترکیبی دارای مراحل متعددی است که نقطه شروع آن محاسبه سهم عوامل تولید ایران و کشورهای صادرکننده در تولید کالاهای کشاورزی و صنایع غذایی صادراتی است. اگرچه این مرحله تنها یکی از مراحل متعدد محاسبه شاخص نرخ ارز واقعی ترکیبی است، اما با توجه به نتیجهٔ آن که محاسبه سهم عوامل تولید داخلی و خارجی است، می‌تواند تصویری مناسب از میزان وابستگی بخش تولید محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران به بازارهای بین‌المللی به‌دست دهد و به تبع آن، درجه تأثیرپذیری تولیدات این بخش از نوسان بازارهای بین‌المللی را مشخص

خواهد کرد. پس از محاسبه سهم عوامل تولید داخلی و خارجی، می توان به محاسبه سایر متغیرهای مطالعه شامل نرخ ارز واقعی دوجانبه (rer) و نرخ ارز وزنی دوجانبه (wrer) پرداخت. نرخ ارزهای wrer و rer ، گرچه مفهوم خاص خود را دارند، اما از آنجا که مختص به حالت-های دوجانبه بین کشورها می باشند، اطلاعات دقیق به‌دست نمی دهند و تنها با محاسبه نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه (irer)، می‌توان به شاخصی سودمند برای اندازه‌گیری میزان رقابت‌پذیری دست یافت.[۱]

از آنجا که آمار و اطلاعات متغیرهای مورد استفاده در بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران مربوط به کشورهای مختلف طرف تجاری ایران است، لازم است به‌منظور برآورد و تفسیر نتایج الگوی رابطه (۲)، از الگوی داده‌های پانل استفاده شود. داده‌های پانل ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی است؛ یعنی،

۱- سهم عوامل تولید ایران در صادرات کالاها، نرخ ارز وزنی دوجانبه بین کشورهای زنجیره تامین و کشور j که واردکنندهٔ محصولات ایران ($wrer_{j,t}$) است و نیز نرخ ارز واقعی دوجانبه بین کشورهای واردکنندهٔ محصولات نهایی از ایران و کشورهای صادرکنندهٔ نهاده‌های تولید به ایران ($rer_{i,j,t}$) را می‌توان به‌ترتیب با استفاده از روابط (الف)، (ب) و (ج) محاسبه کرد:

$$wrer_{i,j,t} = \sum_i w_{i,t} \times rer_{i,j,t} \quad \text{(الف)}$$

$$rer_{i,j,t} = ex_{i,j,t} \frac{Pjt}{Pit} \quad \text{(ب)}$$

$$VA_{iran,t} = (VPE_j - \sum_i VIP_{i,j}) / VPE_j = 1 - \sum_i VIP_{i,j} / VPE_j \quad \text{(ج)}$$

که در این روابط، $VA_{Iran,t}$ سهم عوامل تولید ایران در صادرات کالاها، VPE_t ارزش صادرات کالاها و $VIP_{i,t}$ ارزش واردات نهاده‌های تولید از کشور i برای تولید کالاهای صادراتی است؛ همچنین، $w_{i,t}$ وزن کشور تأمین‌کننده است که از تقسیم کل صادرات نهاده‌های تولید محصولات کشاورزی و صنایع غذایی کشور i به ایران بر کل واردات نهاده‌های تولید ایران در بخش یادشده محاسبه می‌شود؛ همچنین، $ex_{i,j,t}$ نرخ برابری ارز کشور jر(از گروه واردکننده) در برابر کشور i (از گروه صادرکننده)، $P_{j,t}$ و $P_{i,t}$ نیز به‌ترتیب، شاخص قیمت محصولات کشاورزی و صنایع غذایی در دو کشور j و i است (Thorbecke, 2015).

اطلاعات مربوط به داده‌های مقطعی در طول زمان مشاهده می‌شود. داده‌های مقطعی و سری زمانی صرف، ناهمسانی‌های فردی را لحاظ نمی‌کنند و از این‌رو، ممکن است که برآوردی تورش‌دار به‌دست دهند، در حالی که در روش پانل، با لحاظ کردن متغیرهای مخصوص انفرادی، می‌توان این ناهمسانی‌ها را لحاظ کرد. همچنین، داده‌های پانل دارای اطلاعات بیشتر، تغییرپذیری بیشتر، هم‌خطی کمتر، درجه آزادی بالاتر و کارآیی بالاتر نسبت به سری زمانی و داده‌های مقطعی است. در استفاده از الگوی داده‌های پانل، پس از بررسی پایایی متغیرهای مورد بررسی از طریق آزمون‌هایی مانند «لوین، لین و چو[1]»، بریتونگ[2]، هادری[3]، «ایم، پسران و شین[4]»، «فیشر-ADF»[5] و «فیشر-PP»[6]، چنانچه همه متغیرها در سطح ایستا باشند، می توان از اطلاعات مربوط به سطح متغیرها برای برآورد الگو استفاده کرد؛ در غیر این صورت، باید هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو از طریق آزمون‌هایی نظیر آزمون پدرونی، کائو و یا فیشر بررسی شود. همچنین، در استفاده از الگوی داده‌های پانل، پیش از برآورد الگو، افزون بر انجام آزمون ریشه واحد و آزمون هم‌انباشتگی، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن[7] نیز بسیار مهم است. بر اساس آزمون همگنی، اگر ناهمگنی پارامترها در بین افراد و مقاطع یا در طول سری نادیده گرفته شود، ممکن است برآوردهایی ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها به‌دست آید (تورش ناهمگنی). در این حالت‌ها، آشکار است که نباید از رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبدأهای ناهمگن را نادیده می‌گیرند، استفاده کرد (Fetres etal., 2010). برای انجام آزمون همگنی در ادبیات اقتصادسنجی، به‌طور معمول، از آزمون F استفاده و بر این اساس، مدل برتر انتخاب می‌شود. این آزمون را می‌توان به‌صورت رابطه زیر بیان کرد:

1. Levin, Lin and Chu (LLC)
2. Breitung
3. Hadri
4. Im, Pesaran and Shin (IPS)
5. Fisher-ADF
6. Fisher-PP
7. Hausman's test

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{POOLED})/n-1}{1-R^2_{LSDV}/nt-n-k} \quad (۴)$$

که در آن، R_{LSDV} و R_{POOLED}، به‌ترتیب، ضریب تعیین الگوهای متغیر دامی و رگرسیون ادغامی است؛ همچنین، n تعداد مقطع‌ها، T تعداد مشاهدات در هر مقطع و K تعداد رگرسورها را نشان می‌دهند. بر همین اساس و بر پایه فرضیه صفر، می‌توان الگوی برتر را انتخاب کرد. پس از انجام آزمون همگنی برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگو، باید مشخص شود که کدام‌یک از روش‌های اثرات ثابت[1] یا اثرات تصادفی[2] مناسب است. بدین منظور نیز در مطالعات، به‌طور معمول، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آماره آزمون هاسمن که دارای توزیع کی‌دو است، بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$h = (beta_f - beta_r)(var_f - var_r)^{-1}(beta_f - beta_r) \quad (۵)$$

که در آن، $beta_f$ و $beta_r$، به‌ترتیب، بردار ضرایب معادلات اثرات ثابت و اثرات تصادفی است؛ همچنین، var_f و var_f، ماتریس واریانس- کواریانس معادله‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را نشان می‌دهند. بر اساس فرضیه صفر در آزمون هاسمن، در تخمین معادلات لازم است اثرات تصادفی در نظر گرفته شود؛ با این همه، فرضیه مقابل در آزمون هاسمن بر اثرات ثابت در تخمین الگو تأکید دارد (Hausman, 1978).

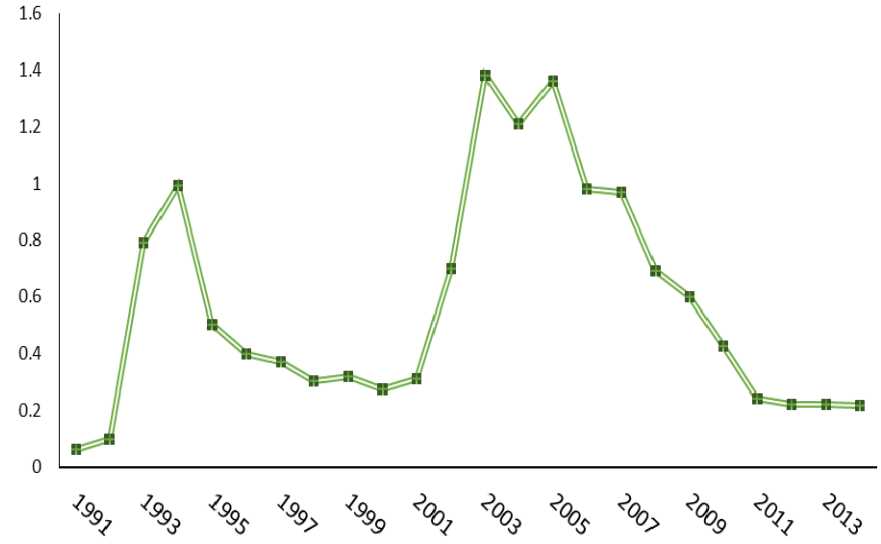
با تبیین مراحل برآورد الگوی داده‌های پانل، کلیه مراحل مربوط به انجام آزمون‌ها و برآورد مدل در مطالعه حاضر با استفاده از نرم‌افزار Eviews8 انجام گرفته است. همچنین، کلیه اطلاعات مورد نیاز برای انجام مطالعه حاضر مربوط به متغیرهایی بوده که در روابط (۲) و (۳) برای کشورهای عمده طرف تجاری ایران (شامل چین، افغانستان، هنگ‌کنگ، آلمان، هند، عراق، پاکستان، روسیه و ترکیه) آمده است. این انتخاب‌ها بدین دلیل صورت پذیرفته است که جمعاً در حدود هشتاد درصد صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران به همین

1. fixed effects
2. random effects

کشورها انجام می‌شود؛ همچنین، از میان این کشورها، با وجود نقش بسیار پررنگ عراق و افغانستان در تجارت با ایران در سال‌های اخیر، به‌دلیل نواقص بسیار گسترده در اطلاعات در سال‌های پیشین، از مجموعه کنار گذاشته شدند. اطلاعات مربوط به متغیرهای عنوان‌شده در روابط یادشده با مراجعه به پایگاه داده‌های نهادها و سازمان‌های ملی و بین‌المللی مرتبط با تجارت خارجی جمع‌آوری شده‌اند. این سازمان‌ها عبارت‌اند از سازمان ملل، سازمان خواربار و کشاورزی (FAO)، بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول (IMF) و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. دوره زمانی مورد مطالعه بر اساس میزان دسترسی به داده‌ها و میزان هم‌پوشانی اطلاعات ارائه‌شده از سوی سازمان‌ها و نهادهای پیش‌گفته انتخاب شده است. بدین ترتیب، سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۴ دوره‌ای است که کامل ترین حجم اطلاعات از آن دریافت شده است. علاوه بر این، برای رعایت همگنی در جمع‌آوری اطلاعات، تمامی داده‌ها به سال‌های میلادی جمع‌آوری شده و از ذکر سال شمسی، به‌دلیل عدم انطباق با گزارش‌های بین‌المللی، صرف نظر شده است.

نتایج و بحث

نتایج محاسبه نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه (irer) در نمودار ۱ آمده است. بر اساس این نمودار، مشخص است که تغییرات در رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران در بازار کشورهای واردکننده از دو عامل تأثیر می‌پذیرد که به لحاظ تأثیر بر رقابت‌پذیری، در جهت مخالف هم عمل کرده‌اند. عامل اول سیاست تضعیف ریال در برابر ارزهای خارجی است که برای نمونه، در دو مقطع ۱۹۹۲ و ۲۰۰۱ به‌گونه‌ای چشمگیر باعث ارزان شدن محصولات ایرانی در بازار کشورهای واردکننده و در نتیجه، افزایش شاخص رقابت‌پذیری شده (rer) و عامل دیگر تورم موجود در قیمت محصولات کشاورزی و صنایع غذایی است که به‌مرور زمان، اثر عامل اول را تا حدود زیادی خنثی کرده است (wrer).



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱- روند تغییرات نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه (irer) در طول زمان

پس از محاسبه شاخص رقابت‌پذیری، این پرسش مهم مطرح می‌شود که نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه به چه میزان بر صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران به کشورهای واردکننده تأثیر داشته که در ادامه، برای پاسخ بدین پرسش، اثر نرخ ارز واقعی ترکیبی در کنار دو متغیر درآمد ملی و قیمت‌های نسبی صادراتی بر تابع تقاضای صادرات بررسی شده است.

در مدل‌های پانل، همانند مدل‌های سری زمانی، پیش از برآورد الگو و بررسی نتایج، لازم است پایایی متغیرهای موجود در الگو بررسی شود. بر این اساس، در مطالعه حاضر، ابتدا پایایی متغیرها از طریق آزمون «لوین، لین و چو» (LLC) بررسی شده است. در این آزمون، فرضیه صفر «وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی» است. بنابراین، رد فرضیه صفر به معنی عدم وجود ریشه واحد و ایستا بودن متغیرهاست. جدول ۱ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد که بر اساس آن، هر چهار متغیر لگاریتم ارزش صادرات ایران به قیمت ثابت (LEX_{it})،

لگاریتم درآمد واقعی ($LRINC_{it}$)، لگاریتم قیمت نسبی محصولات صادراتی ($L(PF_{it} / PD_{it})$) و لگاریتم نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه ($LIRER_{it}$) در سطح پایا نیستند و هر چهار متغیر هم‌انباشته از درجه یک (I(1)) می‌باشند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد در متغیرهای مدل

متغیر	آماره LLC	درجه ایستایی
LEX_{it}	-۱/۶۸	I(1)
ΔLEX_{it}	۴/۷۵*	
$LRINC_{it}$	-۲/۷۲	I(1)
$\Delta LRINC_{it}$	۴۱/۵۹*	
$L(PF_{it} / PD_{it})$	-۲/۰۹	I(1)
$\Delta L(PF_{it} / PD_{it})$	۵/۷۷*	
$LIRER_{it}$	-۱/۸۱	I(1)
$\Delta LIRER_{it}$	۷/۴۶*	

* معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل بررسی شده و بدین منظور، از آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانل با عنوان «آزمون هم‌انباشتگی پدرونی» (Pedroni, 2001) استفاده شده است. در این آزمون، با بررسی وجود همگرایی میان متغیرهای اقتصادی، امکان وجود روابط بلندمدت میان متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در جدول ۲ آمده است. همان‌گونه که از نتایج پیداست، بر اساس آماره‌های آزمون هم‌انباشتگی پدرونی، وجود هم‌انباشتگی میان ارزش صادرات، درآمد واقعی، قیمت‌های نسبی محصولات صادراتی و نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۲- نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

آماره آزمون	مقدار آماره
Panel v-Statistic	-۲/۲۲**
Panel rho-Statistic	-۷/۶۸*
Panel PP-Statistic	-۸/۹۱*
Panel ADF-Statistic	-۲/۹۰*
Group rho-Statistic	-۳/۰۹*
Group PP-Statistic	-۸/۶۸*
Group ADF-Statistic	-۲/۲۷*

* معنی‌دار دری سطح یک درصد ** معنی‌داری در سطح پنج درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با تأیید وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگوی مورد بررسی از طریق آزمون هم‌انباشتگی پدرونی، می‌توان از اطلاعات مربوط به سطح متغیرها استفاده کرد. با این همه، در استفاده از الگوی داده‌های پانل، پیش از برآورد الگو، اقزون بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن نیز بسیار مهم است، چراکه در برآورد الگو به روش داده‌های پانل، پرسش اصلی این است که «آیا باید اثرات گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا خیر؟». از این‌رو، این دو آزمون نیز انجام و نتایج آن در جدول ۳ آمده است. بر اساس نتایج آزمون همگنی، با توجه به معنی‌دار بودن آماره F در سطح احتمال یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبدأها رد شده و در نتیجه، در برآورد الگو، لازم است اثرات گروهی در نظر گرفته و مدل به‌صورت پانل برآورد شود. همچنین، بر اساس آزمون هاسمن، با توجه به معنی‌داری آماره کی‌دو در سطح احتمال حداقل یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر به‌کارگیری روش اثرات تصادفی رد شده و بر این اساس، لازم است برای برآورد ضرایب الگو، از روش اثرات ثابت استفاده شود.

جدول ۳- نتایج آزمون‌های همگنی و هاسمن

آزمون همگنی	
آماره F	**سطح معنی‌داری**
۴/۵۹	۰/۰۰
آزمون هاسمن	
آماره X_1	**سطح معنی‌داری**
۱۱/۱۷	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با انجام آزمون‌های یادشده و اطمینان از مناسب بودن مدل پانل، ارتباط میان تقاضای صادرات، درآمد خارجی واقعی، نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه و قیمت نسبی صادرات برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱ در قالب الگوی یادشده و به روش اثرات ثابت برآورد و نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است.

مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگوی برآوردی که در انتهای جدول ۴ آمده است، اعتبار بالای مدل مورد بررسی را تأیید می‌کنند. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، مقدار آماره R^2 نسبتاً مناسب بوده و آماره F نیز در سطح صد درصد معنی‌دار است و بر این اساس، معنی‌داری کلی الگو را تأیید می‌کند، به‌گونه‌ای که بر اساس این آماره و با اطمینان صد درصد، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد کرد. در ادامه، از آنجا که متغیرها در مدل به‌صورت لگاریتمی لحاظ شده‌اند، ضرایب برابر کشش بوده و به‌صورت درصد تفسیر خواهند شد. نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که تأثیر متغیرهای درآمد خارجی واقعی و نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه بر تقاضای صادرات مثبت و این اثر از لحاظ آماری در سطح کمتر از یک درصد معنی‌دار است. بر اساس این نتایج، با یک درصد افزایش در شاخص رقابت‌پذیری نرخ ارز واقعی ترکیبی و درآمد ملی، تقاضای صادرات به‌ترتیب ۰/۱۹ و ۱/۴۱ درصد افزایش می‌یابد. در توضیح اثر مثبت متغیر نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه بر تقاضای صادرات، باید گفت که افزایش این متغیر یا به دیگر سخن، کاهش ارزش پول ملی و کاهش

تورم محصولات تبدیلی و صنایع غذایی با کاهش هزینه صادرات محصولات تبدیلی، افزایش رقابت‌پذیری و به تبع آن، افزایش حجم صادرات کشور را در پی خواهد داشت. همچنین، نتایج بیانگر آن است که قیمت نسبی صادراتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر تقاضای صادرات دارد و این اثر از لحاظ آماری در سطح کمتر از یک درصد معنی‌دار است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، طی دوره بلندمدت، با یک درصد افزایش در قیمت‌های نسبی کالاهای صادراتی نسبت به کالاهای مشابه کشور، میزبان تقاضای صادراتی کشورهای طرف تجاری با ایران به میزان ۰/۷۸ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به آنچه گفته شد، می‌توان ادعا کرد که وجود شرکای تجاری با درآمد ملی واقعی بالاتر به احتمال بسیار زیاد دارای نقشی دوسویه در ارتباط با نحوه اثرگذاری بر صادرات واقعی خواهد بود. اگرچه حالت ایده‌آل آن است که شرکای تجاری ایران در گروه واردکننده کشورهایی با درآمد ملی بالا و نرخ تورم بالا باشند، اما در عمل، این اتفاق بسیار نادر بوده و داشتن درآمد ملی بالا به احتمال فراوان به معنی کاهش نرخ تورم در گروه کشورهای واردکننده و در نتیجه، کاهش شاخص رقابت‌پذیری و از دست رفتن بخشی از صادرات حقیقی بر اثر کاهش شاخص رقابت‌پذیری خواهد بود. از این‌رو، در عمل، تأثیر درآمد ملی از آنچه مدل‌های برآوردشده در این بخش پیشنهاد می‌کنند، کمتر خواهد بود. اما این مسئله رسیدن به قضاوتی قاطع در ارتباط با تأثیرگذاری هر کدام از متغیرهای واردشده در مدل را چندان دشوار نمی‌کند، زیرا تفاوت بسیار عمده ضرایب متغیر درآمد ملی واقعی با ضرایب برآوردشده برای شاخص رقابت‌پذیری در این بخش تضمین می‌کند که عامل تعیین‌کننده در صادرات واقعی محصولات کشاورزی همچنان درآمد ملی واقعی خواهد بود و نه شاخص رقابت‌پذیری و به‌طور غیرمستقیم، عوامل مؤثر بر آن شامل قیمت‌های نسبی و سیاست ارزی. از این‌رو، کشورهایی چون عراق و افغانستان که در حال حاضر، واردات قابل توجهی از ایران دارند، با توجه به نداشتن رابطه تجاری با ایران در بخش قابل توجهی از سال‌های دوره مورد بحث عمدتاً به‌دلیل جنگ و تنش‌های سیاسی در این کشورها، از تحلیل کنار گذاشته شده‌اند. این واقعیت نشان می‌دهد که علاوه بر اهمیت داشتن شرکای تجاری قوی

از نظر اقتصادی، ثبات سیاسی شرکای تجاری نیز نکته‌ای است که باید بدان توجه شود، زیرا در کنار استفاده ار فرصت‌های تجاری در ارتباط با این کشورها، باید توجه داشت که تکیه کردن بیش از حد به کشورهایی از این دست می‌تواند تکانه‌هایی ناگهانی و بزرگ را به صادرات محصولات کشاورزی وارد سازد که چه‌بسا جبران آن نیازمند گذشت مدت نسبتاً طولانی باشد.

جدول ٤- نتایج برآورد الگوی پانل تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران

	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
Intercept	عرض از مبدأ	۳/۱۸	۱/۶۵	۰/۱۳
$LRINC_{it}$	لگاریتم درآمد واقعی کشور i در سال t	۱/۴۱	۳/۴۳	۰/۰۰
$L(PF_{it} / PD_{it})$	لگاریتم قیمت‌های نسبی محصولات صادراتی	-۰/۷۸	-۲/۸۷	۰/۰۰
$LIRER_{it}$	لگاریتم نرخ ارز واقعی ترکیبی دوجانبه	۰/۱۹	۳/۰۲	۰/۰۰
	$F= ۶۰/۸(۰/۰۰)$		$R^2 =۰/۷۸$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جمع‌بندی و پیشنهادها

در تلاش برای محاسبه رقابت‌پذیری و همچنین، بررسی تأثیر آن بر صادرات محصولات کشاورزی و صنایع غذایی ایران، مطالعه حاضر، پس از شناسایی مهم‌ترین شرکای تجاری کشور در بخش کشاورزی و تهیه اطلاعات لازم، در گام نخست، به محاسبه شاخص نرخ ارز واقعی ترکیبی بر پایه وزن‌های مبتنی بر سهم عوامل تولید داخلی و خارجی و در گام بعدی، به بررسی تأثیر این شاخص بر صادرات واقعی محصولات کشاورزی در چارچوب الگوی تقاضای صادرات پرداخت. تأثیر نوسان‌های نرخ ارز واقعی ترکیبی در قالب شاخص رقابت پذیری بر صادرات واقعی با استفاده از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی برای داده‌های ترکیبی بررسی شد. در این الگو، مقدار صادرات حقیقی محصولات کشاورزی و صنایع غذایی به‌عنوان متغیر وابسته و نرخ ارز واقعی ترکیبی، درآمد ملی واقعی کشورهای

واردکننده و نیز قیمت‌های نسبی صادرات به‌عنوان متغیرهای مستقل لحاظ شدند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در الگوی برآوردشده، یک درصد افزایش در شاخص رقابت‌پذیری نرخ ارز واقعی ترکیبی و درآمد ملی، به‌ترتیب، باعث افزایش تقاضای صادرات به مقدار ۰/۱۹ و ۱/۴۱ درصد خواهد شد. شایان یادآوری است که از میان مطالعات خارجی، نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعات اخترحسین (Akhavipour, 2015)، بهمنی اسکویی و راتا (Bahmani-Oskooee and Ratha, 2008)، چئونگ و همکاران (Cheung et al., 2012) و ثوربک (Thorbecke, 2015) شباهت فراوان دارد. در میان مطالعات داخل کشور نیز نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعات پورابراهیم و اسماعیلی (Pourebrahim and Esmaeili, 2010)، هوشمندو همکاران (Hooshmand et al., 2010)، نوری و نویدی (Nouri and Navidi, 2012) و پاکروان و گیلان‌پور (Pakravan and Gilanpour, 2013) شباهت زیادی دارد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه حاضر، به‌طور کلی، پیشنهاد می‌شود که با تغییرات قیمتی ارز در سال‌های مختلف و حقیقی‌سازی این شاخص، توان رقابتی صادرات محصولات کشاورزی حفظ شود و در عین حال، با متنوع کردن کشورهای واردکننده، کشورهای با درآمد بالا به‌عنوان هدف صادراتی انتخاب شوند. در همین راستا، از آنجا که بیشتر کشورهای منطقه خاورمیانه از درآمد سرانه بالا برخوردارند و در عین حال، امکان کشت محصولات کشاورزی برای آنها وجود ندارد، ارتباط مؤثر و کارآی سیاسی و اقتصادی با این کشورها می‌تواند زمینه دستیابی به اهداف مورد نظر را فراهم سازد. از سوی دیگر، باید توجه شود که در تدوین و کاربست سیاست‌های ارزی، نباید برای کاهش مخاطره و عدم اطمینان نرخ ارز، از نظام‌های ارزی دستوری استفاده و نرخ ارز ثابت نگهداشته شود، چراکه برخلاف نوسان‌های نرخ ارز، اثر نرخ واقعی ارز بر صادرات و به‌ویژه صادرات بخش کشاورزی «مثبت» است. استفاده از «نظام نرخ ارز شناور مدیریت‌شده» را می‌توان یکی از راهکارهای سودمند در این زمینه برشمرد، زیرا با تعیین سقف و کف نوسان برای نرخ ارز در این نظام ارزی، از نوسان‌های شدید نرخ ارز جلوگیری می‌شود؛ به دیگر سخن، با بهره‌گیری از این نظام در مقایسه با سایر نظام‌های

ارزی، می‌توان نوسان‌های گستردهٔ نرخ ارز با اثرات ناسازگار احتمالی بر سطح قیمت، مخاطره‌پذیری و حرکت منابع را تعدیل کرد و در عین حال، با کاستن از آسیب‌پذیری بخش‌های مختلف اقتصادی و به‌ویژه کشاورزی، به ثبات نسبی این بخش‌ها یاری رساند.

منابع

1. Akhtar Hossain, A. (2009). Structural change in the export demand function for Indonesia: estimation, analysis and policy implications. *Journal of Policy Modeling*, 31(2): 260-271.
2. Akhavipour, M. (2015). Strategies to increase non-oil exports. *World Economy Newspaper*, 3471. (Persian)
3. Bahmani-Oskooee, M. and Goswawi, G.G. (2004). Exchange rate sensitivity of Japan's bilaterd flows. *Journal of Japan and the World Economy*, 16: 25-38.
4. Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2008). Exchange rate sensitivity of US bilateral trade flows. *Economic Systems*, 32(2): 129-141.
5. Branson, W.H. (2004). Macroeconomic theory and policies. Translated by A. Shakeri, Seventh Edition. Tehran: Ney Publishing. (Persian)
6. Cheung, Y.W., Chinn, M.D. and Qian, X. (2012). Are Chinese trade flows different? *Journal of International Money and Finance*, 31(8): 2127-2146.
7. Fetres, M.H., Ghaffari, H. and Shahbazi, A. (2010). Examining the relationship between air pollution and economic growth in oil exporting countries. *Journal of Economic Growth and Development Research,* 1(1): 59-77. (Persian)
8. Goldstein, M. and Khan, M.S. (1985). Income and price effects in foreign trade. *Handbook of International Economics*, 2: 1041-1105.
9. Hausman, J. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46: 1251-1271.
10. Hooshmand, M., Daneshnia, M., Abdollahi, Z. and Eskandari, Z. (2010). Factors affecting the Iranian non-oil exports. *Knowledge and Development*, 17: 126-145. (Persian)
11. Hosseini, S.S. and Shahbazi, H. (2013). Estimation of collective supply and demand in the Iranian agricultural sector during 2007-2009. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 27(1): 16-24. (Persian)

12. ICCIMA (2013). A look at the challenges of developing the non-oil exports of Iran. Tehran: ICCIMA (Iranian Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture). (Persian)
13. Jalil-Piran, H. (2012). Investigating the foreign trade of agricultural products during the Third and Fourth Development Plans. *Journal of Economic Issues and Policies*, 1: 145-158. (Persian)
14. Karami, A. and Zibaei, M. (2008). Effects of exchange rate volatility on agricultural exports in different countries. *Economic Research*, 8(3): 59-71. (Persian)
15. Ministry of Agriculture - Jahad (2015). Agricultural export and import statistics. Tehran: Ministry of Agriculture – Jahad. (Persian)
16. Ministry of Economy and Finance (2014). Investigating the foreign trade performance of the agricultural sector. Tehran: Ministry of Economy and Finance. (Persian)
17. Nategh, M. and Niakan, N. (2009). Export development with emphasis on restrictions. *Journal of Business Review*, 37: 43-55. (Persian)
18. Nouri, M. and Navidi, H. (2012). Exchange rates risk and non-oil exports in Iran. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 3(9): 59-70. (Persian)
19. Pakravan, M.R. and Gilanpour, O. (2013). Investigating the vision of Iran's exporting and competitiveness of Iranian agricultural products in the Middle East and North Africa. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 27(1): 51-63. (Persian)
20. Pakravan, M.R., Mehrabi Boshrabadi, H. and Gilanpour, O. (2010). An investigation of factors affecting the supply and demand of Iran's agricultural exports. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 24(4): 471-478. (Persian)
21. Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4): 727-731.
22. Pourebrahim, F. and Esmaeili, A. (2010). Evaluation of Iran's agricultural exports using the trade equality index. *Economic Research and Iranian Agricultural Development*, 41(4): 447-454. (Persian)
23. Thorbecke, W. (2015). Measuring the competitiveness of China's processed exports. *China and World Economy*, 23(1): 78-100.