

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شماره ۱۱۶، زمستان ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2022.353489.1313

مقاله پژوهشی

بررسی اثر آزادسازی تجاری بر رشد و تجارت کشاورزی ایران: کاربرد الگوی مارکوف-سوئیچینگ

فریبا عباسی^۱، رضا مقدسی^۲، علی کیانی راد^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۴/۹

چکیده

ایران از سال ۱۹۹۵ در تلاش است که رژیم تجاری خود را آزاد کند تا عملکرد رشد و تجارت بالاتری داشته باشد. با وجود دوره طولانی آزادسازی، واردات هنوز هم سریع‌تر از صادرات رشد می‌کند و کسری تجارت را افزایش می‌دهد. از این‌رو، پژوهش حاضر با هدف بررسی اثرات آزادسازی تجارت بر رشد و تجارت محصولات کشاورزی با استفاده از رویکرد الگوی مارکوف-سوئیچینگ و

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۲- مدیر مسئول و دانشیار اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
(r.moghaddasi@srbiau.ac.ir)

۳- استادیار مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران.

داده‌های سری زمانی سالانه (از ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۸) انجام شد. نتایج نشان داد که آزادسازی، از طریق کاهش نرخ تعرفه واردات، در کوتاه‌مدت، صادرات را به میزان ۱/۵۶ درصد افزایش می‌دهد؛ اما در بلندمدت، میزان واردات حدود ۷/۶۵ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، نتایج تخمین الگوی رشد نشان داد که شاخص آزادسازی در هر دو رژیم اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد کشاورزی دارد، بدین معنی که اعمال سیاست آزادسازی تجاری در دوره مورد مطالعه به میزان ۱/۹۸ درصد تأثیر مثبت بر رشد بخش کشاورزی داشته است. بنابراین، آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت منجر به رشد در صادرات می‌شود و در بلندمدت نیز با افزایش تولید، به افزایش حجم صادرات و کاهش واردات و از این‌رو، به رشد اقتصادی می‌انجامد. با توجه به نتایج به دست آمده و بهمنظور افزایش توان تجارت در بخش کشاورزی، پیشنهاد می‌شود که تنظیم سیاست‌های تعرفه‌ای در خصوص آزادسازی تجاری همگام و مطابق با اهداف برنامه‌های سند چشم‌انداز انجام شده و شرایط لازم برای حفظ قدرت چانه زنی در مذاکرات تجاری آتی نیز مورد توجه قرار گیرد.

کلیدواژه‌ها: آزادسازی تجاری، تجارت کشاورزی، رشد اقتصادی، مارکوف-سوئیچینگ، ایران.

طبقه‌بندی JEL: F4, F15, F41, Q17

مقدمه

آزادسازی تجاری از طریق تخصصی شدن و پیشرفت‌های فنی، رشد و توسعه اقتصادی را تقویت می‌کند، که تجارت بین‌الملل کشورها را قادر می‌سازد تا با تحریک رقابت و ترویج تغییرات فناوری مبتنی بر «مزیت مقایسه‌ای و رقابتی»، در کالاها و خدمات تخصص داشته باشند. در نتیجه، مصرف کنندگان می‌توانند محصولات بیشتری با کیفیت بهتر و با قیمت ارزان‌تر مصرف کنند و بنابراین، رفاه انسان افزایش می‌یابد (Monjurul Hoque (and Zulkornain, 2010).

آزادسازی اقتصادی یکی از اصول مهم در ارزیابی توسعه‌یافته‌گی اقتصاد کشورها در سطح جهان است (Fetros et al., 2013). از این‌رو، می‌توان از آن به عنوان جزء کلیدی در هر

تلاش به سمت بهتر شدن اقتصاد و اجتماع نام برد (Friedman, 1962). اصطلاح آزادسازی اقتصادی گویای بینشی مبتنی بر بیشترین حد ممکن بهره‌برداری از بازار و نیروهای رقابت به منظور هماهنگ کردن فعالیت‌های اقتصادی است (Moridi, 1993). در مفهوم کلی، آزادسازی اقتصادی به از میان برداشتن کلیه تخربهای، محدودیت‌ها و سدهایی که معمولاً سیاست‌گذاران و اربابان سیاست طی زمان بر سر راه حرکت طبیعی متغیرهای کلان اقتصادی در بازارهای اقتصادی ایجاد می‌کنند، گفته می‌شود (Rahimi Boroujerdi, 2017). از این‌رو، هدف از آزادسازی اقتصادی از بین بردن عدم تعادل‌های برآمده از تلاش برای حذف عدم تعادل‌های دیگر است؛ بدین ترتیب، باید آزادسازی اقتصادی نه با رها کردن اقتصاد به حال خود بلکه با تصحیح و نظارت بر حرکت اقتصاد و متغیرهای اقتصادی صورت پذیرد (Hozar, 2013). بنابراین، آزادسازی بر حذف مالکیت دولت از واحدهای تولیدی و عدم مداخله آن در امور اقتصادی و نظام بازار دلالت دارد (Zahedi Mazandarani, 1993). ابعاد نظری و تجربی آزادسازی اقتصادی حیطه‌های متفاوتی از جمله آزادسازی قیمتی، آزادسازی مالی، آزادسازی تجاری، آزادسازی نرخ ارز، آزادسازی سرمایه‌گذاری و آزادسازی حساب سرمایه و بخش امور مالی را شامل می‌شود (Rahimi Boroujerdi, 2017). آزادسازی تجاری عبارت است از حذف یا کاهش موانع تجاری در تجارت بین‌الملل. در این تعریف، عمده‌ترین موانع تجاری عبارتند از تعرفه‌ها و یارانه‌های صادراتی که در سطح وسیع، در مبادلات بین‌المللی به کار برده می‌شوند. از این‌رو، تعرفه روی کالاهای وارداتی وضع می‌شود تا قیمت داخلی این گونه کالاهای در کشور وارد کننده افزایش یابد و بدین ترتیب، از صنایع داخلی حمایت شود. سهمیه‌بندی نیز از جمله موانع تجاری به شمار می‌رود که بر اساس اهداف مختلف اقتصادی دولت از قبیل کنترل مصرف و حمایت از صنایع داخلی به کار بسته می‌شود. در اعمال سهمیه‌بندی، دولت برای واردات کالاهای سهمیه‌بندی شده در حد تعیین شده تعرفه‌ای کمتر قائل می‌شود و مقدار بیش از سهمیه با تعرفه‌ای به مراتب بالاتر همراه است (Salem and Yousefpour, 2012).

برابر واردات و صادرات ممنوع است و اعضا اجازه ندارند که با استفاده از ابزارهایی نظری سهمیه‌بندی، ممنوعیت‌های ورود یا سایر تدابیر اداری و تشریفاتی، مانع ورود کالا شده یا آن را محدود سازند (Zahed-Talabani, 2006). محدودیت‌های غیرتعرفه‌ای شامل ممنوعیت واردات، سهمیه‌بندی واردات و محدودیت‌های فنی و استانداردهای خاص در واردات است. در واقع، دولت می‌تواند در حیطه محدودیت‌های غیرتعرفه‌ای، با وضع قوانینی، واردات یک کالا را ممنوع کند یا با ایجاد سهمیه‌بندی، به کترل و محدودسازی واردات یک کالا پردازد و یا با وضع استانداردها و محدودیت‌های فنی خاص، واردات یک کالا را کترل کند (Zamanzadeh, 2010). بنابراین، اصل آزادسازی تدریجی تجارت شامل حذف موانع غیرتعرفه‌ای و کاهش تدریجی و برنامه‌ریزی شده تعرفه‌های وارداتی است. حذف موانع غیرتعرفه‌ای بدین معنی است که کشورها مجازند تنها با وضع تعرفه‌های وارداتی، از صنایع داخلی حمایت کنند (Tilabi and Asghari, 2016). نظریه‌های اقتصادی و تجارب کاربردی حاکی از آن است که بازار آزاد و آزادسازی تجاری، از بین موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای تجارت، راهی برای رسیدن به تولید و توسعه است. از این‌رو، کشورهای دارای بازاری آزاد از ثروت بیشتر، حقوق کارگری و استانداردهای زیست‌محیطی بهتر و فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب‌تر برخوردارند؛ بر عکس، موانع تجاری ممکن است باعث سودرسانی کوتاه‌مدت شوند، اما در نهایت، کشور را در وضع بسیار بدی از لحاظ ثروت ازدست‌رفته و رشد آهسته‌تر قرار خواهد داد و در نتیجه، منابع کمتری برای رفع مشکلات ضروری جامعه در اختیار خواهد داشت (Zaroki et al., 2016). در واقع، امکان وجود یک رابطه مثبت بین «سیاست باز تجاری» و «رشد»، یک عامل مهم در تحریک موج بی‌سابقه اصلاحات تجاری در بسیاری از کشورها طی سال‌های اخیر بوده است (Azizi et al., 2015). مبنای عقلایی و منطقی برای به اجرا درآوردن برنامه‌های اصلاحات تجاری، این اعتقاد است که آزادسازی پیش‌نیاز انتقال از یک اقتصاد نسبتاً بسته به یک اقتصاد نسبتاً باز است. در واقع، باز بودن اقتصاد رابطه‌ای مثبت با رشد داشته و بنابراین، آزادسازی پیش‌نیاز رشد اقتصادی است (Zaroki et al., 2016). بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که

سیاست‌های آزادسازی تجاری دو هدف اساسی را دنبال می‌کنند: الف- کمک به افزایش رشد اقتصادی و اشتغال از طریق بهبود در تخصیص منابع و کارآیی اقتصادی؛ و ب- کمک به بهبود تراز پرداخت‌ها از طریق تقویت رقابت‌پذیری بخش صادرات، رشد و تنوع اقلام صادراتی و کارآتر شدن بخش کالاهای جانشین واردات (Najanzadeh et al., 2012). بنابراین، آثار آزادسازی، اعم از مثبت و منفی، در بسیاری از متغیرهای اقتصادی منعکس می‌شود (Salem, 2012). ایران در ۱۹ جولای ۱۹۹۶ درخواست خود را برای عضویت به سازمان تجارت جهانی ارسال کرد و در ۲۶ می ۲۰۰۵، کارگروهی در این سازمان بهمنظور بررسی درخواست ایران تشکیل شد. اکنون شانزده سال از تشکیل این کارگروه می‌گذرد و ایران، به دلیل اعمال تحریم‌ها و عدم برخورداری از شرایط لازم برای الحاق به سازمان تجارت جهانی، همچنان به عنوان عضو ناظر این سازمان تلقی می‌شود. علاوه بر رفع موانع و مشکلات قانونی تجارت، یکی از مهم‌ترین گام‌هایی که باید برای الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی برداشته شود، ساماندهی تعرفه‌های تجاری کشور است. بر اساس گزارش سازمان تجارت جهانی، نرخ تعرفه واردات حدود هفتاد درصد محصولات کشاورزی و بیش از شصت درصد محصولات صنعتی به ایران بالاتر از میانگین جهانی است. مادامی که چنین ارقام بالایی برای تعرفه کشور وضع شود، امکان الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی وجود نخواهد داشت. تحقق این هدف مستلزم تغییر سیاست‌های تعرفه‌ای و نیز فراهم‌سازی زیرساخت‌های تجاری، صنعتی، فناوری و سرمایه‌گذاری لازم خواهد بود. افزون بر این، بهتر است بخش‌های آسیب‌پذیر اقتصادی که رقابت‌پذیری نسبتاً پایین دارند، شناسایی شوند و مطابق قوانین سازمان تجارت جهانی مورد حمایت قرار گیرند. عدم عضویت ایران در سازمان تجارت جهانی یا تأخیر در روند الحاق، کشور را از اثرات منفی مصون نمی‌دارد و مدیریت عدم عضویت در شرایط کنونی اقتصاد جهان بسیار دشوار است؛ از این‌رو، احتمالاً عدم عضویت ایران در این سازمان به تحمل زیان‌های جبران‌ناپذیر بر اقتصاد ایران و محرومیت کشور از امکانات بهره‌برداری از فرصت‌های محتمل خواهد انجامید (Ara Research Center, 2017).

جهانی، واردات کالا به ایران در سال ۲۰۲۰ برابر با ۴۳ میلیارد دلار بود، که بیش از سی درصد آن به محصولات کشاورزی مربوط می‌شد. از این‌رو، با توجه به مطالب پیش‌گفته، بررسی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد و تجارت در بخش کشاورزی لازم و ضروری می‌نماید. بر این اساس، در پژوهش حاضر، الگوی تجارت و رشد محصولات کشاورزی با تأکید بر آزادسازی تجاری با رویکرد مدل مارکوف-سوئیچینگ که امکان بررسی روابط غیرخطی میان متغیرها را میسر می‌سازد، مورد توجه بوده است. در سال‌های اخیر، آزادسازی تجاری در فعالیت‌های اقتصادی در کانون توجه اقتصاددانان و سیاستمداران بوده، به‌گونه‌ای که تحقیقات تجربی و نظری متعدد با روش‌های مختلف در این زمینه صورت گرفته است. اما تأثیر فرآیند آزادسازی تجاری بر تجارت و رشد بخش کشاورزی با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ در سطح کشور چنان بررسی نشده و بیشتر مطالعات بر تراز تجاری، واردات، صادرات و رشد به صورت مجزا و با استفاده از سایر مدل‌های اقتصادی متمرکز بوده است.

ابریشمی و همکاران (Abrishami et al., 2005) به بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر تراز تجاری و حساب تجاری تراز پرداخت‌های برخی از کشورهای در حال توسعه منتخب (از جمله ایران) پرداختند و یافته‌های تحقیق حاکی از آن بوده که با آزادسازی تجاری، با توجه به بیشتر شدن افزایش رشد واردات نسبت به رشد صادرات، وضعیت تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها وخیم‌تر شده است. همچنین، گرجی و علی‌پوریان (Gorji and Alipourian, 2006)، با استفاده از رگرسیون داده‌های پانل و بهره‌گیری از روش اثرات ثابت^۱ و روش حداقل مربعات معمولی^۲، به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده، آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک تأثیر مثبت داشته و محدودیت‌های تجاری سبب کندی رشد اقتصادی این کشورها شده

1. Fixed Effects
2. Ordinary Least Squares (OLS)

است. محسنی (Mohseni, 2006)، در پژوهشی با عنوان «تأثیر آزادسازی تجاری بر تقاضای واردات در ایران»، به تبیین رابطه آزادسازی تجاری و عملکرد واردات کالایی در کشورهای در حال توسعه پرداخت و نتایج نشان داد که با آزادسازی تجاری، تقاضای واردات در تمامی گروههای کالایی منتخب، بیش از ۱/۵ برابر افزایش می‌یابد؛ اما بعد از آزادسازی تجاری، ترکیب واردات بیشتر به سمت کالای سرمایه‌ای میل می‌کند. اسماعیلی و رحمتی (Esmaeili and Rahmati, 2008) اثر آزادسازی تجاری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی را بررسی کردند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که اقتصاد کشاورزی ایران در برهم کش مثبت با اقتصاد جهانی است. این امر نشان‌دهنده همسو بودن بخش کشاورزی با اقتصاد ایران در زمینه اثرباری مثبت از این فرآیند جهانی است. همچنین، اسماعیلی و مقدسی (Esmaeili and Moghaddasi, 2009) به مطالعه روند آزادسازی تجاری در بخش‌های کشاورزی و صنعت پرداختند و یافته‌های تحقیق بیانگر آن بود که در دوره مورد مطالعه، هیچ‌گونه تغییری به لحاظ آزادسازی تجاری در مورد محصولات خام صورت نگرفته است. افزون بر این، سیاست‌های دولت در مورد محصولات فرآوری شده گویای حرکت در راستای آزادسازی با نرخی معادل ۸/۶۹ درصد بوده و در بخش محصولات صنعتی نیز سیاست‌های دولت عمدتاً بر اصل حمایت متمرکر بوده و بنابراین، شاخص آزادسازی رشدی منفی معادل ۳/۴۵ درصد داشته است. شریفی‌رنانی و همکاران (Sharifi Renani et al., 2013)، با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری، به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی تجاری بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۸ پرداختند. نتایج نشان داد که برقراری سیاست آزادسازی در بلندمدت و در قالب الگوی محاسباتی تحقیق منجر به افزایش حجم تولید و بهره‌وری و نیز کاهش تورم می‌شود، ولی بر تراز تجاری تأثیری ندارد. همچنین، اثر منفی آزادسازی بر حجم پول در کشور معنی‌دار نیست. احمدیان یزدی و همکاران (Ahmadian et al., 2015) نیز با استفاده از چارچوب الگوی اسکویی و بروکس، اثرات آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی بر جریان تجاری غیرنفتی ایران و چین طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰ را

بررسی کردند و نتایج نشان داد که با افزایش آزادی تجاری ایران و چین در کوتاهمدت و بلندمدت، تراز تجاری کشور دچار کسری می‌شود. همچنین، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاهمدت دارای اثر منفی بر تراز تجاری غیرنفتی دو جانبه ایران و چین است. عزیزی و همکاران (Azizi et al., 2015)، با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده^۱، به مطالعه آثار آزادسازی تجاری بر تراز تجاری بخش کشاورزی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۴۰۱ پرداختند. بر اساس نتایج این تحقیق، متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص قیمت واردات و نرخ ارز در کوتاهمدت و بلندمدت دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با تراز تجاری بوده و متغیر درآمدهای ارزی بخش نفت و شاخص قیمت صادرات نیز در کوتاهمدت معنی‌دار ولی در بلندمدت غیر معنادار و دارای رابطه منفی با تراز تجاری بخش کشاورزی است. بدین ترتیب، آزادسازی تجاری باعث وخیم تر شدن تراز تجاری بخش کشاورزی شده است. همچنین، برقی اسکویی و همکاران (Barghi Oskouei et al., 2017) اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که نرخ پس‌انداز در رژیم اول اثر منفی و در رژیم دوم اثر مثبت بر تراز تجاری دارد و تأثیر ضرایب نرخ ارز مؤثر واقعی در رژیم‌های اول و دوم بر تراز تجاری منفی شد.

از مطالعات مرتبط خارج از کشور، گنزاوو و اتمن (Gonzalo and Ataman, 2006) نرخ رشد قبل و بعد از آزادسازی تجاری را بررسی کردند و با تخمین رگرسیون طی دوره ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۴، بدین نتیجه رسیدند که پس از اصلاحات تجاری، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سالانه تا ۲/۶ درصد افزایش یافته است. همچنین، آزادسازی تجاری به دنبال شتاب در سرمایه‌گذاری، صادرات کالاهای خدمتی و صادرات تولید بوده و برخلاف تصور رایج، جهت‌گیری بیرونی منجر به تغییر شکل قابل توجه نشده است. این شتاب صرف نظر از درآمد سرانه رخ داده و در واقع، در جنوب صحرای آفریقا، کاملاً قابل توجه بوده است و کشورهای کوچک از

1. Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL)

اصلاحات بیشترین بهره را برده‌اند. همچنین، منجورال هوک و ذوالقرنین (Monjurul Hoque and Zulkornain, 2010) به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر واردات کل در بنگلادش با رویکرد الگوی ARDL و داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۷۲-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج تجربی نشان داد که آزادسازی تجاری از طریق کاهش نرخ تعرفه وارداتی، کل واردات را در کوتاه‌مدت، به گونه‌ای چشمگیر افزایش می‌دهد؛ اما در بلندمدت، تغییرات ناچیز است. آزادسازی تجاری با استفاده از کاهش موانع غیرتعرفه‌ای نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر کل واردات در بلندمدت دارد. تعامل آزادسازی با افزایش قیمت، واردات را اندکی کاهش می‌دهد و در نتیجه، تعادل تجاری را بهبود می‌بخشد، در حالی که تعامل با درآمد باعث بدتر شدن تعادل تجاری شده و افزایش واردات عمده‌ای با افزایش درآمد تحریک می‌شود. زکریا (Zakaria, 2014) نیز به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر صادرات، واردات و تراز تجاری پاکستان پرداخت. نتایج نشان داد که آزادسازی تجاری منجر به افزایش صادرات و واردات این کشور می‌شود، اما میزان افزایش واردات بیش از صادرات بوده و از این‌رو، در نهایت، منجر به بدتر شدن تراز تجاری این کشور شده است. همچنین، آزادسازی صادرات و واردات باعث افزایش قیمت و افزایش درآمد صادراتی، وارداتی و تراز تجاری شده است. ورقیس (Varghese, 2014)، با استفاده از مدل مارکوف- سوئیچینگ و با تقسیم‌بندی دوره مطالعه به سه دوره بر اساس سیاست دولت در مورد آزادسازی تجاری، تأثیر آزادسازی تجاری بر صادرات کشاورزی هند را بررسی کرد. نتایج تحقیق وی نشان داد که طی دوره زمانی قبل از آزادسازی، واردات بادام زمینی هند تغییر کرده است. در حالی که انگلیس و هلند در دوره قبل از آزادسازی از مهم‌ترین واردکنندگان بادام زمینی هند بوده‌اند، سهم آنها در دوره پس از عضویت در سازمان تجارت جهانی رو به کاهش گذاشته است. وی پیش‌بینی کرد که اگرچه صادرات هند به اندونزی بسیار زیاد است، اما احتمالاً تا پایان دهه، سهم آن کاهش می‌یابد. همچنین، صادرات نخود از هند

به طور مداوم در حال افزایش است. حضوری (Hozouri, 2017) به بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب منا^۱ و همچنین اثرات ترکیبی تجارت بین‌المللی و نرخ تعرفه بر رشد اقتصادی پرداخت. بدین منظور، طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۲، نمونه‌ای از دوازده کشور انتخاب و با استفاده از مدل داده‌های پانل پویا، تأثیر آزادسازی تجارت بر رشد اقتصادی آنها برآورد شد. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی با تغییرات تعرفه رابطه معنی‌دار و معکوس دارد، اگرچه ارتباط آن با حجم تجارت مثبت است. امره و همکاران (Emrah et al., 2019) نیز با استفاده از آزمون علیت گرنجر در دوره زمانی ۱۹۵۰ تا ۲۰۱۴، به تحلیل و بررسی رابطه آزادسازی تجارت و رشد اقتصادی در ترکیه پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد که آزادسازی تجارت باعث رشد واقعی اقتصادی و رشد اقتصادی نیز به تجارت آزادتر در ترکیه منجر می‌شود. افزایش صادرات موجب کاهش نرخ ارز و از بین رفن شکاف‌های ارزی شده و افزایش واردات (به‌ویژه کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای) منجر به بازده بالاتر در کوتاه‌مدت شده است و در میان‌مدت نیز آزادسازی تجارت ممکن است به افزایش کارآیی بینجامد.

سرانجام، با توجه به بررسی ادبیات موضوع آزادسازی تجارت و استناد به برخی مطالعات دیگر (Eslamloueyan et al., 2010; Salem and Yousefpour, 2012; Fathi and Yousefi, 2018; Sharifi Renani et al., 2013; Li et al., 2011) متفاوت، از آنجا که موضوع بهبود تجارت و رشد کشاورزی کشور همواره مورد توجه سیاست‌گذاران بوده ولی در بیشتر پژوهش‌های پیشین در زمینه آزادسازی تجارت، اثر گذاری هم‌زمان آن با سایر متغیرهای کلان مؤثر از جمله رشد اقتصادی، نرخ ارز و ارزش افزوده بررسی نشده است، پژوهش حاضر به بررسی اثر گذاری هم‌زمان شاخص آزادسازی تجارت، رشد اقتصادی بخش کشاورزی، نرخ ارز حقیقی و ارزش افزوده به عنوان متغیرهای توضیحی اثر گذار بر تجارت و رشد محصولات کشاورزی کشور می‌پردازد.

1. Middle East and North Africa (MENA)

روش تحقیق

از دیدگاه نظری و تجربی در زمینه آزادسازی تجاری، بر اثر موانع تجاری و سیاست‌های ضد صادراتی، رشد صادرات تا پایین‌تر از وضعیت بالقوه آن کاهش می‌یابد. کنترل‌های وارداتی نیز اگرچه به حمایت تراز پرداخت‌ها می‌پردازد، اما در عین حال، کارآیی را کاهش می‌دهد. بنابراین، از لحاظ نظری، آزادسازی تجاری بر میزان واردات و صادرات می‌افزاید و بیشتر به اثرات نسبی صادرات و واردات و همچنین، به تغییرات نرخ ارز بستگی دارد. افزون بر این، از دیدگاه عرضه، آزادسازی تجاری منجر به رشد اقتصادی و از دیدگاه تقاضا، این سیاست به وخیم‌تر شدن تراز پرداخت‌ها منجر می‌شود که اثر معکوس بر رشد اقتصادی خواهد داشت، زیرا کسری تراز پرداخت‌ها ناشی از آزادسازی تجاری غیرقابل کنترل است و به سادگی توسط تغییرات در نرخ ارز برای حصول شرایط تعادلی، قابل جبران و تصحیح نیست (Khan and Zahlar, 1985). بنابراین، از دیدگاه نظری و تجربی، آزادسازی تجاری به بهبود وضعیت تجارت و رشد می‌انجامد، اما میزان آن به طور دقیق مشخص نیست (Azizi et al., 2015).

تغییر سطوح نسبی قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی یکی از عوامل اثربخش بر تجارت است، به گونه‌ای که ارزش کل دریافتی‌های صادراتی نه تنها به حجم فروش کالاهای صادراتی بلکه به قیمت آنها نیز بستگی دارد. چنانچه قیمت کالاهای صادراتی کاهش یابد، باید مقدار بیشتری کالای صادراتی فروخته شود تا کل دریافتی‌ها ثابت بماند؛ و از سوی دیگر، این تغییر می‌تواند به ایجاد بازارهای جدید و افزایش صادرات منجر شود. در طرف واردات نیز ارز خارجی مصرف شده به میزان و قیمت کالاهای وارداتی بستگی دارد. از این‌رو، افزایش قیمت واردات می‌تواند به کاهش واردات و بهبود در تجارت یک کشور منجر شود (Nematollahi and Mojedzadeh Tabatabaei, 2009).

رشد اقتصادی به مفهوم افزایش مستمر تولید ملی واقعی سرانه در یک دوره بلندمدت در یک کشور است. بر اساس این مفهوم، می‌توان گفت که رشد اقتصادی به دو صورت امکان

تحقیق دارد: رشد اقتصادی متعادل که به شکل موزون و هماهنگ، در همه ارکان و اجزا و بخش‌های اقتصادی جامعه در مناطق مختلف شهری و روستایی صورت می‌گیرد؛ و رشد اقتصادی نامتعادل که در مسیر رشد، تنها بر یکی از بخش‌های اقتصادی یا مناطق جغرافیایی و یا ارکان اجتماعی تکیه دارد. در مجموع، می‌توان گفت که رشد اقتصادی پدیده‌ای مستمر و طولانی با پیچیدگی فراوان است و در مسیر آن، باید مراحل مختلف سپری شود تا رشد اقتصادی تحقق یابد (Mehnatfar et al., 2015).

نرخ ارز، به عنوان نشانگر قیمت‌های نسبی، نقشی به سزا در تعیین ارزش داخلی کالاهای خارجی در نتیجه تجارت بین کشورها دارد و نوسان‌های آن همواره در کانون توجه سیاست‌گذاران و فعالان اقتصادی بوده است (Akbari, 2016). نرخ ارز واقعی عبارت است از میانگین وزنی از قیمت سبد کالایی در کشورهای طرف تجاری بر حسب پول داخلی که نسبت به قیمت آن در کشور به دست می‌آید. نرخ ارز مؤثر را می‌توان بر اساس یک سال پایه معین تعديل و روند آن را متناسب با مقدار سال پایه با عدد یک یا حاصل ضرب آن در عدد صد تحلیل کرد. در صورت مقایسه نرخ ارز مؤثر با عدد یک، افزایش آن به مقادیر بزرگ‌تر از یک، به معنی تقویت پول داخلی و کاهش آن به مقادیر کمتر از یک به معنی تضعیف پول داخلی خواهد بود. در صورت برابری شاخص با عدد یک، پول داخلی قدرت خرید سال پایه را خواهد داشت. افزایش شاخص نرخ ارز مؤثر واقعی به معنی کاهش هزینه واردات نسبت به کالاهای تولید داخل است و باعث افزایش تمایل مصرف‌کننده داخلی برای جایگزینی کالاهای خارجی به جای کالاهای تولید داخل بوده و روند صعودی نرخ ارز مؤثر در طول زمان به معنی کاهش قدرت رقابت صادراتی است (Akbari, 2016).

شاخص آزادسازی تجاری (KOF) در بررسی روند جهانی شدن اقتصادی، دو جریان اصلی را بررسی می‌کند. این شاخص، با نگاهی به روند تجارت، سرمایه‌گذاری‌های مستقیم داخلی و خارجی و همچنین درآمدهای اتباع خارجی، تلاش می‌کند تا جریان واقعی و روند جاری همگام شدن اقتصاد هر سرزمین با جریان‌های جهانی را مورد سنجش قرار دهد. از سوی

دیگر، با پرداختن به موانع واردات، بررسی متوسط نرخ تعرفه‌ها، مالیات بر تجارت بین‌المللی و محدودیت حساب سرمایه، در راستای تحلیل محدودیت‌های اقتصادی مسیر جهانی شدن گام برمی‌دارد. این شاخص شامل سه جنبه بسیار مهم اقتصادی، اجتماعی و سیاسی است. جنبه اقتصادی شاخص KOF شامل جریان‌های واقعی تجارت از قبیل تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفوی (سبد سهام) و همچنین، موانع تجارت از قبیل محدودیت‌ها و تعرفه‌ها بر جریان‌های واقعی است. از این‌رو، این شاخص دارای قدرت بالایی در تبیین و انعکاس رشد وابستگی متقابل اقتصادی کشورها در سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاهای، خدمات و جریان سرمایه و ... و همچنین رفع حصار از بازارهای مختلف جهان است (Golkhandan, 2016).

بنابراین، بر اساس مبانی نظری موضوع و با پیروی از پژوهش‌هایی همچون لی و همکاران (Li et al., 2011) و کولوگنی و مانرا (Cologni and Manera, 2009)، الگوی تجارت و رشد بخش کشاورزی ایران با تأکید بر شاخص آزادسازی تجاری به صورت زیر شناسایی و در قالب روابط زیر تصریح شده است:

$$\Delta IN_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^o \alpha_i(s_t) \Delta RVAA_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j(s_t) \Delta KOF_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j(s_t) \Delta RER_{t-i} \sum_{m=1}^s \delta_m(s_t) \Delta IN \times KOF)_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta EX_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^o \alpha_i(s_t) \Delta RVAA_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j(s_t) \Delta KOF_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j(s_t) \Delta RER_{t-i} \sum_{m=1}^s \delta_m(s_t) \Delta EX \times KOF)_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta GR_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^o \alpha_i(s_t) \Delta KOF_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j(s_t) \Delta RVAA_{t-i} + \sum_{k=1}^q \theta_k(s_t) \Delta RER_{t-i} + \sum_{m=1}^s \delta_m(s_t) \Delta GR \times KOF)_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در این روابط، Δ تغییرات، EX ارزش ریالی صادرات محصولات بخش کشاورزی، IN ارزش ریالی واردات محصولات بخش کشاورزی، RVAA نرخ ارزش افزوده بخش

کشاورزی، RER نرخ واقعی ارز، GR نرخ رشد بخش کشاورزی و KOF شاخص آزادسازی تجاری بوده و S_t متغیر وضعیت یا رژیمی است که یک فرآیند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می‌شود .. متغیر گستنی S_t تابعی از مقادیر گذشته خود است؛ همچنین، ε_t جزء اخلال یا جمله خطای دارای توزیع نرمال بوده و O, p, q, r, s حداکثر وقفه‌های متغیرها و $\alpha, \beta, \theta, \gamma, \delta$ پارامترهای الگو است.

مدل‌سازی را می‌توان به گونه‌ای انجام داد که عرض از مبدأ و یا ضرایب و یا هر دو از رژیمی به رژیم دیگر متفاوت باشند. از این‌رو، در الگوهای فوق $\alpha, \beta, \theta, \delta$ به متغیر وضعیت یا رژیم وابسته‌اند. برای تعیین سازوکار تصحیح خطا برای تجارت و رشد بخش کشاورزی ایران، از سه معادله به صورت زیر استفاده شد:

در مدل اول، از صادرات کشاورزی به عنوان متغیر وابسته و از نرخ ارزش افزوده بخش کشاورزی و شاخص آزادسازی تجاری و نرخ واقعی ارز به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شد. در مدل دوم، از واردات کشاورزی به عنوان متغیر وابسته و از نرخ ارزش افزوده بخش کشاورزی و شاخص آزادسازی تجاری و نرخ واقعی ارز به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شد. در مدل سوم نیز از نرخ رشد بخش کشاورزی به عنوان متغیر وابسته و از نرخ واقعی ارز، ارزش افزوده بخش کشاورزی و شاخص آزادسازی تجاری به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شد.

برای مطالعه رفتار متغیر ایستای y_t می‌توان مقدار آن را از طریق فرآیند خودتوضیح مرتبه اول طی دوره $t=1, 2, \dots, T$ به صورت زیر به دست آورد:

$$Y_t = C_1 + \rho_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در آن $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. با استفاده از متغیر مجازی D ، این دو مدل را می‌توان به صورت یک معادله نوشت. فرآیند تغییرات متغیر y_t در مدل زیر قابل مشاهده است:

$$Y_t = C_1 + \rho_1 Y_{t-1} + \partial D_t + \gamma D_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

متغیر مجازی D برای دوره‌های $t < T_1$ ، مقدار صفر و برای دوره‌های $t \geq T_1$ مقدار یک را می‌گیرد. این مدل دو ساختار پویای مختلف را نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت s_t بستگی دارد. وقتی s_t برای دوره $t = 1, 2, \dots, T$ مقدار یک و برای دوره $t = T+1, T+2, \dots, T$ مقدار دو را بگیرد، این مدل، مدلی با یک متغیر ساختاری در زمان T_1 است. زمانی که s_t متغیر مستقل تصادفی بُرنولی^۱ باشد، این مدل نشان‌دهنده مدل انتقال تصادفی^۲ کوانت (۱۹۷۲) است. اگر s_t به عنوان متغیر شاخص^۳ در نظر گرفته شود، به گونه‌ای که مقدار آن برای c برابر با یک ($s_t = 1$) و برای c برابر با دو ($s_t = 2$) باشد (c مقدار آستانه‌ای است)، این مدل را مدل آستانه‌ای می‌نامند. وقتی فرآیند مارکوف را دنبال کند، این مدل را مدل مارکوف-سوئیچینگ می‌نامند. با فرض اینکه متغیر y_t با فرآیند خودتوضیح مرتبه p و با m رژیم مدل‌سازی شود، $MS(m)-AR(P)$ خواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^m [\sum_{j=1}^p (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it}] I_i(s_{t-i}) \quad (6)$$

$$I_i(s_{t-i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t = i \rightarrow 0 \end{cases} \quad (7)$$

در مدل ساده، که تنها دو رژیم دارد، ماتریس به صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} P_r(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) P_r(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \\ P_r(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) P_r(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (8)$$

-
1. Independent Benoulli Random Variables
 2. Random Switching Model
 3. Indicator Variable

که در آن، $p_{ij}(i,j = 1,2)$ نشان‌دهنده احتمالات انتقال $s_t = j$ است، به گونه‌ای که $p_{i1} + p_{i2} = 1$ و $s_{t-1} = i$ است. بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، می‌توان احتمال وضعیت زرا در هر دوره زمانی بر اساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات ۱ تا T) محاسبه کرد، که این مجموعه از احتمالات به عنوان احتمالات هموارشده^۱ شناخته می‌شوند. اگر مدل معرفی شده در بخش قبلی شامل m رژیم و P وقفه باشد، بسته به اینکه کدام‌یک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت است، چند حالت کلی پیش می‌آید (Pishbar et al., 2015). در عمل، مدل انتقال مارکوف را می‌توان با توجه به اینکه کدام قسمت مدل خودتوضیحین وابسته به رژیم باشد و بر اثر آن انتقال یابد، به انواع مختلف طبقه‌بندی کرد. آنچه در مطالعات اقتصادی، بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ضرایب جملات خودتوضیحین (MSA) و واریانس جملات خطأ (MSH) و یا ترکیبی از آنهاست. در حالت کلی، می‌توان انواع مختلف مدل‌های خودتوضیح مارکوف-سوئیچینگ را با استفاده از مدل خودتوضیح خطی تبیین کرد. با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم، می‌توان مدل جزئی‌تری را به دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ و خلاصه آن در جداول ۱ و ۲ آمده است.

جدول ۱- حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

نام مدل	توزیع جملات اخلاق	جزء وابسته به رژیم
MSM (m)-AR (p)	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2)$	میانگین
MSI (m)-AR (p)	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2)$	عرض از مبدأ
MSH (m)-AR (p)	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2(\zeta_t))$	واریانس جملات خطأ
MSA (m)-AR (p)	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2)$	ضرایب جملات خودتوضیحین

مأخذ: پیش‌بهار و همکاران (2015)، کروزلیگ (Krolzig, 1997) (Pishbar et al., 2015)

1. Smoothed Probabilities

جدول ۲- خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

MSI		MSM		
ثابت	عرض از مبدأ متغیر	میانگین ثابت	میانگین متغیر	واریانس ثابت
AR خطی	MSI-AR	MAR خطی	MSM-AR	واریانس ثابت A
MSH-AR	MSIH-AR	MSH-MAR	MSMH-AR	واریانس متغیر
MSA-AR	MSIA-AR	MSA-MAR	MSMA-AR	واریانس ثابت A متغیر
MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-MAR	MSMAH-AR	واریانس متغیر

مأخذ: پیش‌بها و همکاران (Pishbahar et al., 2015)، کروزلیگ (Krolzig, 1997)

در مطالعه حاضر، داده‌های مورد نیاز برای برآورد الگوی تجارت و رشد بخش کشاورزی ایران به صورت سالانه طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۵۷ (۱۹۷۹-۲۰۱۸) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ شامل ارزش واردات و صادرات محصولات بخش کشاورزی بر حسب میلیون ریال، شاخص نرخ ارز غیررسمی و ارزش افزوده بخش کشاورزی بر حسب میلیارد ریال به روش مطالعه استنادی، از گمرک جمهوری اسلامی ایران، وزارت جهاد کشاورزی، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نیز شاخص آزادسازی تجاری KOF از مؤسسه تحقیقات جهانی KOF گردآوری شد. همچنین، برای برآورد الگوی مارکوف-سوئیچینگ، از نرم‌افزار EViews8 استفاده شد.

در مقاله حاضر، نخست، متغیرها از نظر ایستایی مورد آزمون قرار گرفتند؛ سپس، برای بررسی ارتباط خطی و غیرخطی، به برآورد رابطه بلندمدت پرداخته شد و برای این کار، از الگوی ARDL استفاده شد. در نهایت، تخمین مدل مارکوف-سوئیچینگ به روش‌هایی نظری برآورد نسبت درست‌نمایی^۱، حداقل‌سازی انتظار^۲ و نمونه‌گیری گیبس^۳ انجام گرفت.

-
1. LikeLihood Ratio (LR)
 2. Expectation Maximization (EM)
 3. Gibbs sampling approach

به طور کلی، برای انتخاب مدل بهینه از بین مدل‌های مختلف مارکوف-سوئیچینگ،
به ترتیب، چهار گام برداشته شده است:

- آزمون وجود رابطه غیرخطی در داده‌ها

در تحلیل با فرضیه صفر (تغییر رژیم وجود ندارد)، از آماره χ^2 استفاده شده و (q)

نشان‌دهنده تعداد محدودیت‌ها می‌باشد (Ang and Bekaert, 1998).

- تعیین حالات یا رژیم‌ها

باید تعداد بهینه رژیم در مدل MS مورد استفاده تعیین شود. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم (احتمالات انتقال) در فرضیه صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود و از این‌رو، نمی‌توان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد (Krolzig, 1997). علاوه بر آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعات هنان کوئین، شوارتز و آکائیک نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد (Garcia, 1988; Hansen, 1992). در این زمینه، مطالعه اسپاگنو و همکاران (Spagnolo et al., 2005) نشان می‌دهد که در موارد کفایت تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترهای، با استفاده از معیار آکائیک، تعداد رژیم‌ها تعیین می‌شود. با این همه، در بیشتر مطالعات تجربی، تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود. در مطالعه حاضر، ابتدا مدل دو رژیم و سه رژیم مختلف تخمین زده می‌شود و سپس، با استفاده از آماره آکائیک، مدل بهینه مشخص گردید.

- تعیین وقفه بهینه

با استفاده از آماره‌های آکائیک و آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)، درجه‌های اجزاء خودتوضیح و میانگین متحرک تعیین می‌شود. مدل‌های MS مختلف تخمین زده شده و در نتیجه، از بین مدل‌های مختلف، مدلی که حداقل مقدار آماره آکائیک را داشته باشد، بهترین مدل انتخاب نامیده می‌شود.

- مقایسه انواع مدل‌های انتخاب شده از لحاظ تغییر در پارامترها

هر کدام از مدل‌های تخمین زده شده در گام سوم با یک مجموعه آزمون تشخیصی مورد آزمون قرار می‌گیرد، که عبارت‌اند از مدل تخمین زده شده، مقدار تابع درست‌نمایی، مقدار میانگین و یا عرض از مبدأ تخمینی در رژیم‌های اقتصادی مختلف، معنی‌داری ضرایب و ارتباط بین احتمالات تغییر رژیم.

نتایج و بحث

برای بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق، از آزمون دیکی - فولر تعیین یافته بهره گرفته شد. نتایج جدول (۳) حاکی از آن است که متغیرهای صادرات، واردات، شاخص آزادسازی، نرخ ارز واقعی و نرخ ارزش افزوده بخش کشاورزی با یک‌بار تفاضل‌گیری (در سطح ۹۵ درصد) پایا هستند؛ و بر اساس همین منطق، متغیر نرخ رشد بخش کشاورزی دارای ریشه واحد (در سطح) است. اما در تفاضل مرتبه اول، با توجه به بزرگ بودن قدر مطلق آماره محاسباتی از قدر مطلق آماره مک‌کینان، فرضیه صفر پذیرفته نشده، که نشان‌دهنده وجود یک ریشه واحد در این متغیرها (در سطح) دارد.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد ADF با عرض از مبدأ

نام متغیرها	نماد	t آماره	سطح احتمال
لگاریتم صادرات محصولات کشاورزی	LEX	-۶/۸۲۶۶۶۸	۰/۰۰۰
لگاریتم واردات محصولات کشاورزی	LIN	-۶/۷۲۶۴۲۶	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص آزادسازی	LKOF	-۴/۹۲۱۵۱۲	۰/۰۰۰۳
لگاریتم نرخ رشد	LGR	-۶/۰۸۲۷۰۹	۰/۰۰۰
لگاریتم نرخ ارزش افزوده	LRVAA	-۷/۸۲۷۶۴۳	۰/۰۰۰
لگاریتم نرخ ارز واقعی	LRER	-۴/۵۳۱۹۷۰	۰/۰۰۰۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی اثرات آزادسازی بر تجارت محصولات کشاورزی ایران

بر اساس نتایج، در مدل صادرات، مقدار آماره آزمون LR برابر با $5/161970$ و در مدل واردات، مقدار این آماره برابر با $34/88192$ است، که از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری 95 درصد بزرگ‌تر است، از این‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که الگوی خطی در آن سطح اطمینان، الگویی مناسب نیست و به جای مدل‌های خطی، بهتر است که از الگوی غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ استفاده شود.

ویژگی‌های هر کدام از رژیم‌ها در جداول 4 و 5 آمده است. ستون اول تعداد مشاهدات و ستون دوم احتمال ماندن در رژیم مورد نظر را نشان می‌دهد؛ ستون سوم نیز نشان‌دهنده میانگین طول دوره‌ای است که مشاهدات به‌طور پیاپی در رژیم مورد نظر قرار دارند. برای نمونه، اگر به‌طور تصادفی، یکی از مشاهدات الگوی صادرات بررسی شود، با احتمال $0/83$ درصد، می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم یک قرار دارد؛ به دیگر سخن، اگر صادرات کشاورزی از رژیم یک به رژیم دو منتقل شود، به‌طور میانگین، حدود شش سال در این رژیم باقی خواهد ماند.

جدول ۴- ویژگی هر کدام از رژیم‌ها در مدل صادرات

میانگین دوره قرار گرفتن	احتمال قرار گرفتن	تعداد مشاهدات قرار گرفته	در رژیم یک	در رژیم دو
در رژیم مورد نظر	در رژیم مورد نظر	در هر رژیم	۱۸	۱۷
$6/095320$	$0/835940$			
$5/326184$	$0/812248$			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- ویژگی هر یک از رژیم‌ها در مدل واردات

میانگین دوره قرار گرفتن	احتمال قرار گرفتن	تعداد مشاهدات قرار گرفته	در رژیم یک	در رژیم دو
در رژیم مورد نظر	در رژیم مورد نظر	در هر رژیم	۱۶	۱۸
$5/079549$	$0/803122$			
$18/81709$	$0/946857$			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر و به دیگر سخن، میزان پایداری و ناپایداری هر رژیم نسبت به رژیم دیگر در جداول ۶ و ۷ نشان داده شده است.

جدول ۶- احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مدل صادرات

	رژیم یک	رژیم دو
رژیم یک	۰/۸۳۵۹۴۰	۰/۱۶۴۰۶۰
رژیم دو	۰/۱۸۷۷۵۲	۰/۸۱۲۲۴۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مدل واردات

	رژیم یک	رژیم دو
رژیم یک	۰/۸۰۳۱۳۲	۰/۱۹۶۸۶۸
رژیم دو	۰/۰۵۳۱۴۳	۰/۹۴۶۸۵۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو در صادرات برابر با $0/16$ و در واردات برابر با $0/19$ است. احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک برای صادرات، $0/18$ و برای واردات، $0/05$ است. بر این اساس، در صادرات، پایداری رژیم اول نسبت به رژیم دوم و در واردات، پایداری رژیم دوم نسبت به رژیم اول بیشتر است.

همچنین، در مدل صادرات، احتمال ماندن در وضعیت (رژیم) یک برابر با $0/83$ و احتمال ماندن در وضعیت دو برابر با $0/81$ است، در حالی که در مدل واردات، احتمال ماندن در وضعیت یک برابر با $0/80$ و احتمال ماندن در وضعیت دو برابر با $0/94$ است. بنابراین، همان‌گونه که در جداول مشخص شده است، در مدل صادرات، رژیم‌های یک و دو، به ترتیب، با احتمال پایداری $0/16$ و $0/18$ و در مدل واردات نیز رژیم‌های یک و دو، به ترتیب، با احتمال پایداری $0/19$ و $0/05$ ، از ثبات نسبتاً بالا برخوردارند. از این‌رو، در صادرات، احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو حدود 84 درصد ($0/164060$) و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک

تقریباً ۸۲ درصد (۰/۱۸۷۷۵۲) است؛ این مقادیر احتمال نشان می‌دهد که در مدل صادرات، رژیم یک نسبت به رژیم دو از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است. در مدل واردات، احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو حدود ۸۱ درصد (۰/۱۹۶۸۶۸) و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک تقریباً ۰/۹۵ درصد (۰/۰۵۳۱۴۳) است؛ این مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم دو نسبت به رژیم یک از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

با توجه به ساختار اقتصاد ایران و همچنین، تعداد رژیم و وقفه‌های تعیین شده بر اساس آماره آکائیک در حالت بهینه مارکوف-سوئیچینگ، سرانجام، الگوی دو رژیم با شش وقفه برای صادرات و با هفت وقفه برای واردات انتخاب و برآورد شد. با در نظر گرفتن معیارهای یادشده، انتخاب حالت بهینه برای صادرات کشاورزی (MSMH(2)-AR(6)) در جدول ۸ و برای واردات (MSMH(2)-AR(7)) در جدول ۹ و در نهایت، نتایج برآورد حالت بهینه برای مدل صادرات در جدول ۱۰ و برای مدل واردات در جدول ۱۱ آمده است.

جدول ۸- تعیین حالت بهینه الگوی مارکوف-سوئیچینگ مدل صادرات

MSM-AR	۱۲/۴۴
MSH-AR	۱/۴۴
MSAH-AR(1)	۰/۰۰۲
MSAH-AR(2)	-۰/۳۶
MSAH-AR(3)	۰/۳۳
MSAH-AR(4)	-۰/۳۰
MSAH-AR(5)	-۰/۱۳
MSAH-AR(6)	-۰/۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی اثر آزادسازی تجارت بر رشد و.....

جدول ۹- تعیین حالت بهینه الگوی مارکوف- سوئیچینگ در مدل واردات

MSM-AR	۱۲/۹۷
MSH-AR	۱/۱۹
MSAH-AR(1)	۰/۶۱
MSAH-AR(2)	-۰/۰۸
MSAH-AR(3)	-۰/۱۷
MSAH-AR(4)	-۰/۲۴
MSAH-AR(5)	-۰/۱۲
MSAH-AR(6)	۰/۱۹
MSAH-AR(7)	-۰/۳۱

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۱۰- نتایج برآورد پارامترهای الگوی مارکوف- سوئیچینگ مدل صادرات (6)-AR(6)-SMH(2)

رژیم یک	متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
LKOF	۱/۵۶	۰/۵۲	۰/۰۰۲۸	
LRER	۰/۶۶	۰/۰۴	۰/۰۰۰۱	
LRVAA	۱/۴۶	۰/۱۳	۰/۰۰۰۱	
رژیم دو				
LKOF	۲/۰۱	۰/۶۸	۰/۰۰۳۵	
LRER	۰/۷۵	۰/۰۳	۰/۰۰۰۱	
LRVAA	۱/۱۷	۰/۱۳	۰/۰۰۰۱	
ضرایب خودتوضیحی و مشترک				
AR(1)	۰/۰۰۲	۰/۱۸	۰/۹۸۸۷	
AR(2)	-۰/۳۶	۰/۱۶	۰/۰۳۰۳	
AR(3)	۰/۳۳	۰/۱۴	۰/۰۲۲۶	
AR(4)	-۰/۳۰	۰/۱۰	۰/۰۰۴۷	
AR(5)	-۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۲۱۴۰	
AR(6)	-۰/۳۹	۰/۱۲	۰/۰۰۱۲	
LOG (SIGMA)	-۲/۵۳	۰/۱۵	۰/۰۰۰۱	
متغیرهای مؤثر بر احتمال انتقال/ تغییر رژیم				
P11-C	۱/۶۲	۰/۷۴	۰/۰۲۹۷	
P21-C	-۱/۴۶	۰/۷۶	۰/۰۵۶۴	
ACI	-۰/۲۸			
SC	۰/۳۸			
Hannan-Quinn criter	-۰/۰۵			
LR-Test	۵/۱۶			
Normality test	۸/۲۹			
مأخذ: یافته های پژوهش				

**جدول ۱۱- نتایج برآورد پارامترهای الگوی مارکوف-سوئیچینگ در مدل واردات
MSMH(2)-AR(7)**

متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
رژیم یک			
	-۷/۶۵	۴/۵۸	۰/۰۹۵۳
	-۱/۴۷	۰/۵۳	۰/۰۰۶۱
	۴/۸۴	۱/۲۶	۰/۰۰۰۱
رژیم ۵			
	۳/۰۲	۱/۱۵	۰/۰۰۸۵
	۰/۵۹	۰/۰۷	۰/۰۰۰۱
	۱/۱۱	۰/۲۹	۰/۰۰۰۲
ضرایب خودتوضیحی و مشترک			
	۰/۶۱	۰/۱۷	۰/۰۰۰۴
	-۰/۰۸	۰/۲۵	۰/۷۴۷۰
	-۰/۱۷	۰/۲۱	۰/۴۱۴۴
	-۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۱۴۵۴
	-۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۱۹۷۳
	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۰۵۰۲
	-۰/۳۱	۰/۱۳	۰/۰۱۸۳
	-۲/۲۲	۰/۱۶	۰/۰۰۰۱
متغیرهای مؤثر بر احتمال انتقال / تغییر رژیم			
	۱/۴۰	۱/۳۳	۰/۲۹۰۸
	-۲/۸۸	۱/۰۱	۰/۰۰۴۶
		-۰/۰۵	
		۰/۶۶	
		۰/۱۹	
		۳۴/۸۸	
		۱/۳۴	
مأخذ: یافته‌های پژوهش			

بررسی انحراف معیار برآورده شده در دو رژیم در هر دو مدل تخمینی نشان می‌دهد که واریانس رژیم دو بیش از رژیم یک است. شاخص آزادسازی در هر دو رژیم اثر معنی‌دار بر صادرات و واردات دارد. بر این اساس، چنانچه شاخص آزادسازی تجارت یک درصد افزایش یابد، در بلندمدت، صادرات در رژیم یک $1/56$ درصد و در رژیم دو $2/01$ درصد و واردات در رژیم یک $7/65$ درصد کاهش و در رژیم دو $3/02$ درصد افزایش می‌یابند. به دیگر سخن، یک درصد کاهش در عوارض صادراتی به بهبود معنی‌دار صادرات کشاورزی در حدود $1/56$ درصد منجر می‌شود، در حالی که در مقابل، یک درصد کاهش در عوارض وارداتی صادرات کشاورزی را حدود $2/01$ درصد وخیم‌تر می‌سازد. این در حالی است که یک درصد افزایش در تعریفهای گمرکی منجر به حدود $3/02$ درصد کاهش واردات می‌شود، در حالی که در مقابل، با یک درصد کاهش در تعریفهای گمرکی، واردات کشاورزی حدود $7/65$ درصد افزایش می‌یابد. نتایج برآورد در رژیم‌های یک و دو نشان می‌دهد که اعمال سیاست آزادسازی تجاری در دوره مورد بررسی به تأثیر مثبت بر تجارت و حجم پول ارزی انجامیده، اگرچه در رژیم دو، این اثر کمتر است.

ارزش افزوده کشاورزی در هر دو رژیم و در هر دو مدل تخمینی اثر مثبت و معنی‌دار بر واردات و صادرات گذاشته و با افزایش ارزش افزوده، واردات و صادرات در هر دو رژیم بهبود یافته است؛ به دیگر سخن، کاهش واردات به افزایش در صادرات، بهبود بهره‌وری و در نهایت، به رشد اقتصادی خواهد انجامید. از این‌رو، نتایج بهدست آمده در رژیم‌های یک و دو نشان از کاهش میزان واردات نسبت به صادرات دارد.

نرخ ارز مؤثر واقعی در هر دو رژیم مدل‌های صادرات و واردات اثر معنی‌دار بر این مدل‌ها گذاشته است، که این اثر در صادرات، در رژیم دو بیش از رژیم یک است؛ با این همه، در مدل واردات، نرخ ارز در رژیم یک اثر منفی بر واردات دارد، به گونه‌ای که با افزایش نرخ ارز، صادرات بخش کشاورزی در هر دو رژیم و با کاهش نرخ ارز واردات بخش کشاورزی

در رژیم یک بهبود می‌یابد، نشانگر آنکه تغییرات نرخ واقعی ارز در بلندمدت عامل مؤثر بر تجارت کشاورزی ایران است.

بر اساس نتایج مدل‌ها، می‌توان دوره‌های زمانی قرار گرفتن مدل بهینه در رژیم‌های یک و دو را نیز محاسبه کرد، که این دسته‌بندی در جداول ۱۲ و ۱۳ آمده است.

جدول ۱۲- دوره‌های رژیم‌های یک و دو در مدل صادرات

رژیم یک	۱۳۶۳-۱۳۷۵
رژیم دو	۱۳۸۰-۱۳۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۳- دوره‌های رژیم‌های یک و دو در مدل واردات

رژیم یک	۱۳۶۴-۱۳۷۱
رژیم دو	۱۳۷۲-۱۳۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اثرات آزادسازی بر رشد محصولات کشاورزی

بر اساس نتایج مدل رشد کشاورزی، مقدار آماره آزمون LR برابر با ۱۹/۲۳۲۴۰ است؛ از این‌رو، می‌توان به جای مدل‌های خطی، از روش غیرخطی استفاده کرد. از مجموع مشاهدات بررسی شده در رژیم‌ها، ۳۷ مشاهده برآورد شده است. اگر رشد بخش کشاورزی از رژیم یک به رژیم دو منتقل شود، به طور میانگین، حدود یازده سال در این رژیم باقی خواهد ماند. جدول ۱۴ این ویژگی‌های رژیم را در مدل رشد کشاورزی نشان می‌دهد.

جدول ۱۴- ویژگی هر یک از رژیم‌ها در مدل رشد

میانگین دوره قرار گرفتن	احتمال قرار گرفتن	تعداد مشاهدات قرار گرفته	در رژیم مورد نظر	در رژیم مورد نظر
در هر رژیم	در هر رژیم	در رژیم مورد نظر	در رژیم مورد نظر	در هر رژیم
رژیم یک	۱۷	۰/۹۱۵۵۹۸	۱۱/۸۴۸۰۳	رژیم یک
رژیم دو	۲۰	۰/۵۲۳۹۵۴	۲/۱۰۰۶۳۵	رژیم دو

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی اثر آزادسازی تجاری بر رشد و.....

همانگونه که در جدول ۱۵ مشاهده می‌شود، احتمال انتقال رژیم یک به رژیم دو برابر با $0/08$ و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک نیز برابر با $0/47$ است پس، رژیم یک نسبت به رژیم دو دارای پایداری بیشتر است. همچنین، احتمال ماندن در وضعیت یک برابر با $0/91$ و احتمال ماندن در وضعیت دو برابر $0/52$ است. بنابراین، رژیم‌های یک و دو، به ترتیب، با احتمال پایداری $0/08$ و $0/47$ از ثبات نسبتاً بالا برخوردارند. احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو حدود 92 درصد ($0/084402$) و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک تقریباً 53 درصد ($0/476046$) است. بنابراین، رژیم یک نسبت به رژیم دو از ثبات بیشتری برخوردار است.

جدول ۱۵- احتمال انتقال از یک رژیم به دو رژیم در مدل رشد

رژیم دو	رژیم یک
$0/084402$	$0/915598$
$0/476046$	$0/523954$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مدل بهینه برای رشد کشاورزی، با توجه به تعداد رژیم و وقته به دست آمده، MSMH(2)-AR(4) برآورد شد، که نتایج آن در جدول ۱۶ مشاهده می‌شود.

جدول ۱۶- تعیین حالت بهینه الگوی مارکوف-سوئیچینگ در مدل رشد

MSM-AR	$0/57$
MSH-AR	$0/56$
MSAH-AR(1)	$-0/14$
MSAH-AR(2)	$-0/86$
MSAH-AR(3)	$-0/13$
MSAH-AR(4)	$-0/63$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد پارامترهای مربوط به الگوی (AR(4)-MSMH(2)، به منظور استخراج سیکل های تجاری مؤثر بر رشد کشاورزی، حاکی از آن است که دوره زمانی مورد مطالعه رشد کشاورزی قابل تفکیک به دو رژیم رونق و رکود و یا رشد کشاورزی بالا و رشد کشاورزی پایین تقسیم شده است، به گونه ای که رژیم یک با میانگین رشد ۳۲/۹۳-درصد نشانگر دوره رونق و رژیم دو با میانگین رشد ۲۹/۴۴-درصد نشانگر دوره رکود است. بررسی میزان ثبات هر کدام از سیکل های تجاری مؤثر بر رشد در جدول ۱۷ آمده است.

جدول ۱۷- نتایج برآورد پارامترهای الگوی مارکوف-سوئیچینگ در مدل رشد MSMH(2)-AR(4)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
رژیم یک			
	۱/۹۸	۰/۷۰	۰/۰۰۵۰
	-۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۰۰۵۹
	-۰/۳۷	۰/۱۸	۰/۰۳۸۸
رژیم دو			
	۷/۲۰	۲/۳۳	۰/۰۰۲۱
	-۰/۳۸	۰/۰۸	۰/۰۰۰۰
	-۱/۹۸	۰/۶۷	۰/۰۰۳۲
ضایع خودتوضیحی و مشترک			
	-۰/۱۴	۰/۱۵۳	۰/۳۳۵۹
	-۰/۸۶	۰/۱۵۱	۰/۰۰۰۰
	-۰/۱۳	۰/۱۴۴	۰/۳۵۷۵
	-۰/۶۳	۰/۱۴۶	۰/۰۰۰۰
	-۱/۳۴	۰/۱۴۷	۰/۰۰۰۰
متغیرهای مؤثر بر احتمال انتقال / تغییر رژیم			
	۲/۳۸	۰/۷۵	۰/۰۰۱۶
	-۰/۰۹	۱/۲۱	۰/۹۳۷۰
		۱/۵۴	
		۲/۱۱	
		۱/۷۴	Hannan-Quinn criter
		۱۹/۲۳	LR-Test
		۱۰/۶۹	Normality test

مأخذ: یافته های پژوهش

ضرایب تخمین نشان می دهد که شاخص آزادسازی در هر دو رژیم اثر مثبت و معنی دار بر رشد کشاورزی دارد. بر این اساس، چنانچه شاخص آزادسازی یک درصد افزایش یابد، در بلندمدت، رشد کشاورزی در رژیم یک حدود دو درصد و در رژیم دو به میزان هفت درصد افزایش می یابد. نتایج برآورد در رژیم های یک و دو نشان می دهد که اعمال سیاست آزادسازی تجاری در دوره مورد بررسی تأثیر مثبت بر رشد کشاورزی و ارزآوری بخش کشاورزی داشته، که این اثر در رژیم یک کمتر و در رژیم دو بیشتر بوده است. به دیگر سخن، با اعمال آزادسازی تجاری در کل بخش کشاورزی و در زیربخش های مالیاتی، هزینه های دولت و بخش پولی، حجم تولید و خالص صادرات در بخش کشاورزی در هر دو دوره افزایش و رشد بخش کشاورزی بهبود می یابد.

نرخ ارز مؤثر واقعی در هر دو رژیم اثر منفی ولی معنی دار بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد؛ یعنی، با افزایش نرخ ارز، رشد بخش کشاورزی در هر دو رژیم کاهش می یابد. به دیگر سخن، با فرض وجود نوسان های نرخ ارز، اگر تغییر نرخ ارز در یک دوره به ضرر بنگاه باشد، بنگاه متضرر شده و از سود بنگاه کاسته می شود. بر اثر این کاهش سود، چنانچه بنگاه نتواند نقدینگی مورد نیاز برای نوآوری را از بازار اعتبار جذب کند، نوآوری صورت نمی گیرد و در نهایت، از میزان تولید بنگاه کاسته می شود.

نرخ ارزش افزوده کشاورزی در رژیم های اثر منفی و معنی دار بر رشد کشاورزی گذاشته، بدین معنی که با افزایش نرخ ارزش افزوده کشاورزی، رشد کشاورزی در این رژیم کاهش یافته است. بر اساس نتایج مدل، دوره های زمانی دو رژیم را می توان به صورت جدول ۱۸ ارائه داد.

جدول ۱۸- دوره های رژیم های یک و دو در مدل رشد

رژیم یک
۱۳۶۱-۱۳۷۷

رژیم دو
۱۳۷۸-۱۳۹۷

مأخذ: یافته های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر، اثرات آزادسازی تجاری بر تجارت و رشد محصولات کشاورزی طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۷ با استفاده از روش خودتوضیح با وقتهای گسترد و برآورد مدل مارکوف-سوئیچینگ بررسی شد. نتایج تحقیق نشان داد که متغیر شاخص آزادسازی KOF بر صادرات و رشد اثر مثبت و معنی‌دار واردات در رژیم یک اثر منفی و معنی‌دارداشته و ارزش افزوده کشاورزی در هر دو رژیم یک اثر مثبت بر صادرات و واردات گذاشته است؛ به دیگر سخن، با افزایش ارزش افزوده، صادرات در هر دو رژیم بهبود یافته است. طرفداران راهبرد توسعه صادرات بر این باورند که افزایش صادرات باعث بهبود بهره‌وری می‌شود و در نهایت، به رشد اقتصادی منجر خواهد شد؛ همچین، بر تجارت مثبت تأکید دارند که بر اساس آن، باید میزان صادرات بیش از واردات باشد. نتایج بهدست آمده در مدل واردات و صادرات پژوهش حاضر با این نظریه همخوانی دارد. نرخ ارز مؤثر واقعی در مدل صادرات در هر دو رژیم اثر مثبت و معنی‌دار بر صادرات گذاشته، که این اثر مثبت در رژیم دو بیش از رژیم یک است. نرخ ارز مؤثر واقعی در مدل واردات در هر دو رژیم اثر معنی‌دار بر واردات دارد، ولی در رژیم یک، این اثر منفی بوده است؛ یعنی، بر اساس نتایج بهدست آمده و اثرات مثبت نرخ ارز بر صادرات کشاورزی در رژیم‌های یک و دو، از آنجا که در رژیم یک، اثر نرخ ارز افزایش و سپس، در رژیم دو کاهش داشته است، می‌توان گفت که در دوره زمانی مورد مطالعه، منحنی J در ایران صادق نیست. این نتیجه، با مطالعه راسخی و همکاران (2014) Rasekhi et al., 2015)، عزیزی و همکاران (Azizi et al., 2015)، برقی Irhan et al., 2017)، ایرهان و همکاران (Barghi Oskouei et al., 2011)، یایا و لو (Yaya and Lu, 2012) و کنندی (Kennedy, 2013) سازگار بوده، ولی با مطالعه پدرام و همکاران (Pedram et al., 2011) و یافته‌های تحقیق ری (Ray, 2012) ناسازگار است. افزون بر این، در مدل رشد، نرخ ارز مؤثر واقعی در هر دو رژیم اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد. در حقیقت، این مسئله در سطح کل اقتصاد به معنی رشد اقتصادی کمتر است. بر این اساس، در یک بنگاه کشاورزی، اگر نوسان‌های نرخ ارز

باعث کاهش سود بنگاهها شود، کاهش تولید در بنگاههای کشاورزی منجر به کاهش رشد اقتصادی در بخش کشاورزی می‌شود. بنابراین، بر اساس نتایج تحقیق، پیشنهادهایی به‌شرح زیر ارائه می‌شود:

- از آنجا که آثار کاهش محدودیت‌های صادراتی روی تجارت و رشد اقتصادی بسیار بزرگ‌تر از افزایش آزادی‌های وارداتی است، شایسته است که نخست، نسبت به شناخت دقیق و برداشتن محدودیت‌های صادراتی اقدام شود و سپس، به‌منظور افزایش نرخ رشد اقتصادی، برای آزادی‌های تجاری در بخش واردات مصرفی، محدودیت‌های جدید اتخاذ شود.
- رابطه بین آزادسازی تجاری در بخش صادرات با رشد اقتصادی مثبت است و هرچه آزادی‌های تجاری در بخش صادرات گسترش یابد و از محدودیت‌های آن کاسته شود، رشد اقتصادی بیشتر خواهد شد. از این‌رو، لازم است که به‌منظور بهبود رشد اقتصادی، آزادی‌ها و مشوق‌های بیشتری برای صادرات در نظر گرفته شود.
- بر اساس نتایج تحقیق، افزایش نرخ ارز به‌منظور کاهش کسری تجارتی در بخش کشاورزی موثر است، اما اجرای موفق‌تر چنین سیاستی نیازمند اتخاذ سیاست‌های مالی و پولی درست است.
- در برنامه‌های پنج‌ساله سوم تا ششم توسعه و سند چشم‌انداز، تأکید زیادی بر آزادسازی تجاری در بخش‌های مختلف اقتصادی شده است؛ بنابراین، باید اتخاذ سیاست‌های تعریفهای در خصوص آزادسازی تجاری همگام و مطابق با اهداف برنامه باشد.

منابع

1. Abrishami, H., Mehrara, M. and Mohseni, R. (2005). The effect of trade liberalization on the trade balance and the current account of the balance of payments (an econometric analysis). *Journal of Knowledge and Development*, 17: 11-36. (Persian)
2. Ahmadian Yazdi, F., Salimifar, M. and Ahmadi Shadmehri, M. (2015). The impact of trade liberalization and economic growth on non-oil bilateral trade

- flow between Iran and China over the period 1981-2012. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 5(20): 11-30. (Persian)
3. Akbari, M. (2016). Calculation of effective nominal and real exchange rates in the Iranian economy. *Trend*, 23(74): 135-162. (Persian)
 4. Ang, A. and Bekaert, G. (1998). Regime switches in interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2): 163-182.
 5. Ara Research Center (2017). Challenges of Iran's accession to the World Trade Organization. Department of Industry and Commerce. First Edition: Strategic Report on Management and Economics - 46.
 6. Azizi, V., Mehregan, N. and Yavari, Gh. (2015). The effects of trade liberalization on the trade balance of the agricultural sector in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 23(92): 141-168. (Persian)
 7. Barghi Oskouei, M., Kazerouni, A., Salmani, B. and Khodaverdizadeh, S. (2017). Asymmetric effects of the trade balance on savings rates and real effective exchange rates: Markov-Switching approach. *Journal of Economic Research*, 52(4): 821-858. (Persian)
 8. Cologni, A. and Manera, M. (2009). The asymmetric effects of oil shocks on output growth: a Markov-Switching analysis for the G-7 countries. *Economic Modelling*, 1(26): 1-29.
 9. Emrah, İ., Çevik , E. and Turhan, K. (2019). Trade openness and economic growth in Turkey: a rolling frequency domain analysis. *International Journal of Economics*, 7(2): 1-16.
 10. Eslamloueyan, K., Shafiee Sarvestani, M. and Jafari, M. (2010). Investigating the effect of trade openness on macro variables in the Iranian economy (1961-2007). *Iranian Journal of Economic Research*, 14(43): 1-21. (Persian)
 11. Esmaeili, S. and Moghaddasi, R. (2009). Study of trade liberalization process in agriculture and industry. *Journal of Agricultural Extension and Economics*, 2(2): 16-24. (Persian)
 12. Esmaeili, A. and Rahmati, D. (2008). The effect of trade liberalization on Iran's agricultural sector. *Journal of Agricultural Economics (Agriculture and Economics)*, 2(1): 119-128. (Persian)
 13. Fathi, Y. and Yousefi, M. (2018). The Impact of trade openness on manufacturing sector growth in WTO NACs: dynamic panel data approach. *Journal of Economic Research*, 18(69): 69-105. (Persian)
 14. Fetros, M.H., Akbari Shahrestani, F. and Mirzaei, M. (2013). Effect of economic freedom on life expectancy: a panel data analysis of selected countries, including Iran. *Journal of Economic Strategy*, 1(3): 169-193. (Persian)

15. Friedman, M. (1962). Capitalism and freedom. Chicago: The University of Chicago.
16. Garcia, R. (1988). Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov-Switching models. *International Economic Review*, 39(3): 763-788.
17. Golkhandan, A. (2016). Globalization and the size of government in Iran: with the introduction of a new index of globalization, KOF. *Journal Economic*, 1(11-12): 5-38. (Persian)
18. Gonzalo, S. and Ataman, A. (2006). Growth before and after trade liberalization. World Bank Policy Research Working Paper 4062, November, 1: 1-50.
19. Gorji, E. and Alipourian, M. (2006). Analysis of the effect of trade liberalization on economic growth of OPEC member countries. *Iranian Journal of Trade Studies*, 10(40): 187-203. (Persian)
20. Hansen, B. (1992). The likelihood ratio test under non-standard conditions: testing the Markov-Switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, 7(1): 61-82.
21. Hozar Moghaddam, N. and Abdoli, Gh. (2013). The effects of trade liberalization on industry productivity. *Journal of Economic Strategy*, 2(4): 7-38. (Persian)
22. Hozouri, N. (2017). The effect of trade liberalization on economic growth: selected MENA countries. *International Journal of Economics and Finance*, 9(1): 88-95.
23. Irhan, H.B., Alacahan, N. and Korap, L. (2011). An empirical model for the Turkish trade balance: new evidence from ARDL bounds testing analyses. *Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal*, 14: 38-61.
24. Kennedy, O. (2013). Kenya's foreign trade balance: an empirical investigation. *European Scientific Journal*, 9(19): 176-189.
25. Khan, M. and Zahlar, R. (1985). Trade and financial liberalization in the context of external shocks and inconsistent domestic policies. *IMF Staff Papers*, 1(32): 22-55.
26. Krolzig, H.M. (1997). Markov-Switching Vector Autoregressions modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis. Berlin: Springer.
27. Li, D., Song, Z. and Fan, L. (2011). A Markov Regime-Switching model on foreign trade: the case of China. *International Conference on Management and Service Science*, pp. 1-4, DOI: 10.1109/ICMSS.2011.5999256.
28. Mehnatfar, Y., Soleimani, H. and Babaei, S. (2015). The effect of value added of different economic sectors on the economic growth of the

- provinces in the Fourth Development Plan (with emphasis on the agricultural sector) using panel data. *Journal of Macroeconomics*, 10(20): 1-16. (Persian)
29. Mohseni, R. (2006). The impact of trade liberalization on import demand in Iran: a commodity study. *Iranian Journal of Trade Studies*, 10(41): 92-126. (Persian)
30. Monjurul Hoque, M. and Zulkornain, Y. (2010). Impacts of trade liberalization on aggregate import in Bangladesh: an ARDL bounds test approach. *Journal of Asian*, 21: 37-52.
31. Moridi, S. (1993). Iran's economic and agricultural liberation policy. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 1 (Special Issue of Agricultural Liberation and Development Seminar): 175-205. (Persian)
32. Najarzadeh, R., Tamannaefar, S. and Goli, Y. (2012). The impact of trade liberalization on total factor productivity in group of Islamic countries. *Journal of Quantitative Economics (Economic Studies)*, 9(2): 129-152. (Persian)
33. Nematollahi, F. and Mojedzadeh Tabatabaei, S. (2009). The impact of OPEC oil price fluctuations on Iran's trade balance. *Journal of Economic Modeling*, 3(4): 151-169. (Persian)
34. Pedram, M., Shirinbakhsh, S. and Rahmani, M. (2011). Dynamics of J curve in Iran's foreign trade. *Journal of Economic Research and Policy*, 19(60): 5-18. (Persian)
35. Pishbahar, E., Asadollahpour, F. and Ferdowsi, R. (2015). Investigating the effects of input price shocks on chicken meat prices: Markov-Switching nonlinear approach. *Journal of Animal Science Research*, 25(1): 79-94. (Persian)
36. Rahimi Boroujerdi, A. (2017). Economic liberalization from theory to practice. Tehran: The Organization for Researching and Composing University Textbooks in the Islamic and Human Sciences (SAMT). (Persian)
37. Rasekhi, S., Montazeri, M. and Pashazanus, P. (2014). Asymmetric nonlinear response of the trade balance to real exchange rate changes: a case study of Iran. *Journal of Fiscal and Economic Policy*, 3(1): 41-62. (Persian)
38. Ray, S. (2012). An analysis of determinants of balance of trade in India. *Research Journal of Finance and Accounting*, 3(1): 73-83.
39. Salem, B. (2012). Study of agricultural production and trade trends in Iran and selected countries with regard to trade liberalization in the last decade. *Economic Journal (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies)*, 12(4-5): 39-60. (Persian)

40. Salem, B. and Yousefpour, N. (2012). A study of the effects of trade liberalization in developing countries. *Economic Journal (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies)*, 12(1): 93-104. (Persian)
41. Sharifi Renani, H., Shoaei, H., Mirfattah, M. and Tavakolnia, M. (2013). Investigating the effects of economic liberalization on macroeconomic indicators in Iran: with emphasis on trade liberalization. *Journal of Strategic Studies in Public Policy*, 4(10): 29-58. (Persian)
42. Spagnolo, F., Psaradakis , Z. and Sola, M. (2005). Testing the unbiased forward exchange rate hypothesis using a Markov Switching model and instrumental variables. *Journal of Applied Econometrics*, 20(3): 423-437.
43. Tilabi, A. and Asghari, A. (2016). Familiarity with the status, structure and process of accession to the World Trade Organization. The Second National Conference on New Research in the Humanities and Social Studies. Iran. (Persian)
44. Varghese, N. (2014). The effect of trade liberalization on Indian groundnut exports: a markova analysis. *Journal of Business and Economic Policy*, 1(1): 1-8.
45. Yaya, M.E. and Lu, X. (2012). The short-run relationship between real effective exchange rate and balance of trade in China. *International Journal of Applied Economics*, 9(1): 15-27.
46. Zahed-Talaban, A. (2006). Changes in Iran's trade policy: moving towards tariff instruments. *Journal of World Trade Research*, 2-3: 43-85. (Persian)
47. Zahedi Mazandarani, M.J. (1993). Economic liberalization: freedom or necessity. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 1 (Special Issue of Seminar on Agricultural Liberation and Development): 12-35. (Persian)
48. Zakaria, M. (2014). Effects of trade liberalization on exports, imports and trade balance in Pakistan: a time series analysis. *Prague Economic Papers*, 1: 121-139.
49. Zamanzadeh, H. (2010). Import management: necessity, tools and policy strategy. *Journal of Economic News*, 8(129): 25-43. (Persian)
50. Zaroki, Sh., Motameni, M. and Nataj Fereidooni, M.A. (2016). Trade liberalization and applied agricultural performance of intra-sectoral and general indicators of international trade. *Journal of Agricultural Economics Research*, 8(29): 129-159. (Persian)

