آثار آزادسازی تجاری بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران

فریبا عباسی[۱]، رضا مقدسی*[۲]، علی کیانی‌راد[۳]

چکیده

این مطالعه اثر آزادسازی تجاری بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. هدف از این مطالعه ارائه بینشی عمیق از موضوع است که ذینفعان وابسته به تجارت را نگران کرده است. از سال ۱۹۹۵ در ایران تلاش بر این است که رژیم تجاری آزاد شود، تا عملکرد تجارت بهبود یابد. اگرچه طولانی آزادسازی، واردات هنوز هم سریعتر از صادرات رشد می‌کنند و کسری تجاری را افزایش می‌دهند. این مقاله با استفاده از رویکرد سوئیچینگ مارکوف با داده‌های سالانه سری زمانی از ۱۹۸۶–۱۹۸۷ تا ۲۰۱۷–۲۰۱۸، تأثیر آزادسازی تجاری بر تجارت کشاورزی در ایران را بررسی می‌کند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که آزادسازی از طریق کاهش نرخ عوارض واردات در کوتاه مدت صادرات را به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد، اما در بلند مدت میزان واردات را کاهش می‌دهد. نتایج تجربی حاکی از آن است که در رژیم اول و دوم اجرای سیاست آزادسازی تأثیر مثبتی بر تجارت داشته است. همچنین اقدامات آزادسازی تجاری تأثیر مثبت صادرات بر واردات را در دراز مدت نشان می‌دهد. آزادسازی تجاری از طریق افزایش نرخ ارز ، رقابت در بازارهای خارجی را افزایش می‌دهد و منجر به توسعه صادرات و بهبود تجارت می‌شود.

واژه‌های کلیدی: آزادسازی تجاری، تجارت کشاورزی، مارکوف سوئیچینگ، ایران

[۱] گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

[۲] دانشیار گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

(نویسنده مسئول) r.moghaddasi@srbiau.ac.ir ، r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

[۳] استادیار موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران

مقدمه

بیشتر اقتصاددانان معتقدند که تجارت، موتور توسعه در جوامع امروزی است. آنان ادعا می‌کنند که تجارت بین‌الملل امکان بهره‌گیری از توانمندی‌های اقتصادی بالقوه را، با توجه به مزیت‌های نسبی موجود و قابل خلق، به وجود می‌آورد و علائم روشنی را برای سرمایه‌گذاری در طرح‌های اقتصادی سودآور و قابل‌رقابت در عرصه جهانی پدیدار می‌سازد. در عصر کنونی جهانی سازی، آزادسازی تجاری به عنوان یکی از جدی‌ترین نگرانی‌های سیاست برای دولت‌ها در سراسر جهان، به ویژه برای کشورهای در حال توسعه به شمار می‌آید. اعتقاد بر این است که آزادسازی تجاری از طریق تخصصی شدن و پیشرفت‌های فنی، رشد و توسعه اقتصادی را تقویت می‌کند. ادعا می‌شود 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 با قیمت ارزان‌تر مصرف کنند و بنابراین رفاه انسان افزایش می‌یابد (MonjurulHoque & Zulkornain،2010). آزادسازی اقتصادی یکی از اصول مهم در ارزیابی توسعه‌یافتگی اقتصاد کشورها در سطح جهان می‌باشد (Fetros et al.,2012). از این رو می‌توان از آن به عنوان جزء کلیدی درتلاش 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 (Mouridi,1993). به طورکلی آزادسازی اقتصادی به از میان برداشتن کلیه تخریب‌ها، محدودیت‌ها و سدهایی که معمولاً سیاست گذاران و اربابان سیاست طی زمان بر سر راه حرکت طبیعی متغیرهای کلان اقتصادی در بازارهای اقتصادی ایجاد می‌کنند گفته می‌شود (Rahimi Boroujerdi,2017). بنابراین، آزادسازی بر حذف مالکیت دولت از واحدهای تولیدی و عدم مداخله آن در امور اقتصادی و نظام بازار دلالت دارد. 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 مالیه را شامل می‌شود (Rahimi Boroujerdi,2017). آزادسازی تجاری اصطلاحی است که بیانگر حذف کامل یا جزئی سیاست‌ها یا یارانه‌های دولتی در جهت تأثیرگذاری عکس بر تجارت است و در شکل کاهش موانع بر سر راه واردات و صادرات کالاها و خدمات ظاهر (Hazar Moghaddam & Abdoli,2013). به عبارت دیگر آزادسازی تجاری، حذف یاکاهش موانع تجاری در تجارت بین‌الملل است. این تعریف کوتاه اگرچه تا حد زیادی مشخص‌کننده آزادسازی است، اما نیازمند تبیین و روش سازی بیشتری است. در این تعریف عمده‌ترین موانع تجاری تعرفه‌ها و یارانه‌های صادراتی هستند که در سطح وسیع در مبادلات بین‌المللی به‌کار برده می‌شوند (Salami & Yousef Pour,2012). به موجب ماده ۱۱ گات، استفاده از محدودیت‌های مقداری و کمّی در برابر واردات و صادرات ممنوع است و اعضا اجازه ندارند با استفاده از این ابزارها نظیر سهمیه‌بندی، ممنوعیت‌های ورود یا سایر تدابیر اداری و تشریفاتی مانع ورود کالا شده یا آن را محدود سازند (Zahed Talaban,2006). بنابراین اصل آزادسازی تدریجی تجارت شامل حذف موانع غیرتعرفه‌ای و کاهش تدریجی و برنامه‌ریزی‌شده تعرفه‌های وارداتی است. حذف موانع غیرتعرفه‌ای، یعنی کشورها مجازند تنها با وضع تعرفه‌های وارداتی از صنایع داخلی حمایت کنند (Tilabi & Asghari,2016).

با توجه به اهمیت آزادسازی تجاری و ضرورت عضویت در سازمان تجارت جهانی (WTO) ، ایران درخواست خود را برای عضویت در این سازمان در ۱۹ ژوئیه ۱۹۹۶ ارائه داد. یک گروه کاری در WTO در تاریخ ۲۶ مه ۲۰۰۵ تشکیل شد تا درخواست ایران را بررسی کند. اکنون ۱۴ سال از تشکیل این کارگروه می‌گذرد و با توجه به اعمال تحریم ها و نبود شرایط لازم برای پیوستن به WTO، ایران همچنان به عنوان عضو ناظر این سازمان در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر رفع موانع و مشکلات قانونی در تجارت، یکی از مهمترین اقداماتی که برای پیوستن ایران به WTO باید انجام شود، تنظیم تعرفه‌های تجاری آن است. براساس WTO، حدود ۷۰ درصد خطوط تعرفه محصولات کشاورزی و بیش از ۶۰ درصد تعرفه‌های محصولات صنعتی ایران دارای نرخ تعرفه واردات بالای ۵ درصد است. تا زمانی‌که چنین ارقام بالایی برای خطوط تعرفه کشور تعیین شود، ایران نمی‌تواند به WTO بپیوندد. تحقق این امر نیاز به تغییر سیاست‌های تعرفه ای ، فراهم آوردن زیرساخت‌های تجاری، صنعتی، فناوری و سرمایه‌گذاری لازم دارد(Zali et al.,2013). بسیاری از اقتصاددانان بر این اعتقادند که سیاست‌های آزادسازی تجاری دو هدف اساسی را دنبال می-کنند: الف- کمک به افزایش رشد اقتصادی و اشتغال از طریق بهبود در تخصیص منابع و کارایی اقتصادی و ب- هدف کمک به بهبود تراز پرداخت‌ها به وسیله تقویت رقابت‌پذیری بخش صادرات و تنوع اقلام صادراتی و کاراتر نمودن بخش کالاهای جانشین واردات (Najat Zadeh & Tamnaeifar,2012). بنابراین آثار آزادسازی اعم از مثبت و منفی بر بسیاری از متغیرهای اقتصادی منعکس می‌شود (Salami,2012). لذا با توجه به مطالب بیان شده بررسی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله واردات و صادرات (تجارت) در بخش کشاورزی لازم و ضروری می‌باشد. براین اساس در این پژوهش، به مطالعه الگوی تجارت محصولات کشاورزی با تاکید بر آزادسازی تجاری با رویکرد مدل مارکوف سوئیچینگ پرداخته شده است. در سال‌های اخیر تحقیقات تجربی و نظری متعددی در زمینه آزادسازی تجاری در فعالیت‌های اقتصادی مورد علاقه اقتصاددانان و سیاستمداران بوده است. بطوری‌که مطالعات متعددی با روش‌های مختلف صورت گرفته است. اما در مورد تأثیر فرایند آزادسازی تجاری بر تجارت بخش کشاورزی مطالعاتی در سطح کشور با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ صورت نگرفته است و بیشتر مطالعات بر تراز تجاری، واردات، صادرات به صورت مجزا و با استفاده از سایر مدل‌های اقتصادی متمرکز شده‌اند.

Sharifi Renani et al (2013) با هدف بررسی تأثیرات آزادسازی اقتصادی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی تجاری بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۸ پرداختند. نتایج تخمین حاکی از آن است که برقراری سیاست آزادسازی در بلندمدت و در قالب الگوی محاسبه‌شده توسط محقق، 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 نیز معنادار نیست.

Azizi et al (2015) به مطالعه آثار آزادسازی تجاری بر تراز تجاری بخش کشاورزی در ایران با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۱ پرداختند. براساس نتایج تحقیق، متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص قیمت واردات و نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمت معنادار و دارای رابطه مثبت با تراز تجاری بودند. متغیر درآمدهای ارزس بخش نفت و شاخص قیمت صادرات در کوتاه‌مدت معنادار ولی در بلندمدت

بی‌معنی و دارای رابطه منفی با تراز تجاری بخش کشاورزی بود. بر این اساس آزادسازی تجاری باعث وخیم‌تر شدن تراز تجاری بخش کشاورزی شد.

Barghi Oskoui et al (2017) با هدف بررسی تأثیر غیرخطی نرخ پس انداز بر تراز تجاری ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۰ اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ پس انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که نرخ پس انداز در رژیم اول اثر منفی و در رژیم دوم اثر مثبتی بر تراز تجاری دارد. همچنین ضرایب نرخ ارز مؤثر واقعی در رژیم‌های اول و دوم تأثیر منفی بر تراز تجاری شدند. همچنین نتایج حاکی از عدم تأیید منحنی J در ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه بود. سایر نتایج مطالعه نشان‌دهنده اثرگذاری نامتقارن درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم‌های اول و دوم بر تراز تجاری بود.

Zakaria (2014) به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر صادرات، واردات و تراز تجاری پاکستان طی دوره زمانی ۱۰۰۸-۱۹۸۱ پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد آزادسازی تجاری منجر به افزایش صادرات و واردات این کشور می‌شود. اما میزان افزایش واردات، بیشتر از صادرات بوده و لذا درنهایت 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.

Varghese (2014) تأثیر آزادسازی تجاری بر صادرات هندوانه هند را با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ بررسی کرد. وی دوره مطالعه را بر اساس سیاست دولت در مورد آزادسازی تجاری به سه دوره تقسیم کرد. نتایج نشان داد در طی دوره زمانی قبل از آزادسازی ، واردات بادام زیرزمینی هند تغییر کرده است. درحالی‌که انگلیس و هلند در دوره قبل از آزادسازی یکی از مهم‌ترین واردکنندگان بادام زیرزمینی بوده‌اند، سهم آن‌ها در دوره پس از WTO رو به کاهش بوده است. وی پیش‌بینی کرد اگرچه سهام صادرات هند به اندونزی به میزان قابل‌توجهی زیاد است، اما احتمالاً تا پایان دهه کاهش می‌یابد. همچنین صادرات نخود از هند به‌طور مداوم در حال افزایش است.

Saieed Abu, Abu Bakkar (2015) تأثیر آزادسازی تجاری بر واردات و توسعه صادرات در اقتصاد بنگلادش با استفاده از مدل تعادل عمومی بررسی کرد. وی به بررسی فرایند آزادسازی تجاری در بنگلادش و تأثیر آن بر رشد و ساختار صادرات، واردات و دیگر متغیرهای اقتصاد کلان مرتبط با تأکید خاص بر صادرات و واردات پرداخت. نتایج شبیه‌سازی حاکی از آن است که تحت لغو کامل نرخ تعرفه‌ها، صادرات همه بخش‌ها به‌طور قابل‌توجهی افزایش می‌یابد. صادرات بخش کشاورزی و تولید افزایش می‌یابد.

با توجه به بررسی ادبیات موضوع و به استناد مطالعات انجام‌شده سایر محققین از جمله (Islamluian et al., 2010. Salami & Yousef Pour, 2012. Sharifi Renani rt al., 2013. Dongmei Li, Zhilong Song, Libo Fan, 2011) که به بررسی موضوع آزادسازی تجاری پرداخته‌اند، متغیرهای مؤثر در پژوهش مشخص شد. در این پژوهش سعی بر آن است که به بررسی اثرات شاخص آزادسازی بر تجارت محصولات کشاورزی پرداخته شود. با توجه به اینکه غالب مطالعاتی که تاکنون به موضوع آزادی تجاری توجه کرده‌اند به اثرگذاری هم‌زمان آن به همراه سایر متغیرهای کلان، ازجمله نرخ ارز، ارزش‌افزوده و.... که ازجمله متغیرهای کلیدی اثرگذار بر تجارت هستند، نپرداخته‌اند. ازاین‌رو از آنجا که موضوع بهبود تجارت کشاورزی کشور، همواره موردتوجه سیاست‌گذاران

بوده است، در این پژوهش اثرگذاری هم‌زمان شاخص آزادسازی تجاری، نرخ ارز حقیقی و ارزش‌افزوده، بـه عنـوان متغیرهای توضیحی اثرگذار بر تجارت محصولات کشاورزی کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد.

روش تحقیق

از نظر تئوریک، اثر آزادسازی بر تجارت اگر چه در چارچوب تجزیه و تحلیل تراز تجاری به آن پرداخته شده است، اما هنوز در هاله‌ای از ابهام قرار دارد. لذا از دیدگاه تئوری و تجربی در راستای آزادسازی تجاری، موانع تجاری و سیاست‌های ضد صادراتی، رشد صادرات را به پایین‌تر از وضعیت بالقوه آن کاهش خواهد داد. کنترل‌های وارداتی نیز اگر چه به حمایت تراز پرداخت‌ها می‌پردازد اما در عین حال کارایی را کاهش می‌دهد. بنابراین از لحاظ نظری آزادسازی تجاری، رشد واردات و صادرات را افزایش می‌دهد و بیشتر به اثرات نسبی رشد صادرات و واردات و همچنین به تغییرات نرخ ارز بستگی دارد (Khan & Zahler,1985). بنابراین از دیدگاه تئوری و تجربی اثر آزادسازی تجاری منجر به بهبود وضعیت تجارت می‌گردد، اما میزان آن دقیق مشخص نمی‌باشد (Azizi et al.,2015).

در این مطالعه به‌منظور بررسی اثر آزادسازی تجاری بر تجارت محصولات کشاورزی از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ استفاده‌شده است. ازآنجاکه تجارت بخش کشاورزی کشور در برخی سال‌ها منفی و لگاریتم گرفتن از اعداد منفی غیر ممکن است، برای برطرف کردن این مشکل از فرمول زیر استفاده و از متغیرها لگاریتم گرفته‌شده است.

لگاریتم حاصل‌ضرب دو عدد برابر است با جمع لگاریتم هرکدام از آن‌ها. این مهم‌ترین قانون لگاریتم است.

$$\log_n xy = \log_n x + \log_n y \quad (۱)$$

$$log x^n = n\, log x \quad (۲)$$

$$\log x = \frac{1}{n}\log x^n \quad (۳)$$

با جایگزینی یک عدد به‌جای x به‌عنوان‌مثال (۱-)و یک عدد مثبت به‌جای n در فرمول فوق و حـل آن ، درنهایـت بـا استفاده از رابطه به‌دست‌آمده زیر می‌توان از متغیرهای منفی لگاریتم گرفت.

$$\log(a) = \frac{1}{2}\log x^a \quad (۴)$$

در این پژوهش ارزش افزوده به قیمت ثابت استفاده شده است. در این ارزش قیمت برسال پایه مشخص شده است. تغییر سطوح نسبی قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی یکی از عوامل اثرگذار بر تجارت می‌باشد به طوری‌که 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 بستگی به میزان و قیمت کالاهای وارداتی دارد. لذا افزایش قیمت واردات می‌تواند به کاهش واردات و بهبود در تجارت یک کشور منجر گردد (Nemato llahi Majd Zadeh Tabatabai, 2009). نرخ ارز به عنوان یکی از متغیرهای کلیدی و نشان‌دهنده قیمت‌های نسبی در تعیین ارزش داخلی کالاهای خارجی در نتیجه تجارت بین کشورها، نقش به سزایی را ایفا می‌کند (Mehnat Far et al., 2015). نرخ ارز مؤثر واقعی که در آن ارزش واحد پول کشور با توجه به نسبت قیمت‌های داخلی و خارجی و اثر وزنی سهم شرکای اصلی تجاری کشور و رابطه برابری دوجانبه ارزهای مربوطه تعدیل می‌شود، می‌تواند شاخص مناسب‌تری برای تحلیل رابطه تجاری و رقابت‌پذیری آن

کشور محسوب شود. تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی به‌گونه‌ای منعکس‌کننده تحولات قیمت‌های داخلی و خارجی و هزینه نسبی کالاها در برابر شرکای اصلی تجاری است؛ ازاین‌رو در متون اقتصادی به‌رغم وجود محدودیت‌هایی در شاخص موردبررسی (مانند متفاوت بودن نحوه محاسبه قیمت تمام‌شده کالاها در کشورهای مختلف و قابل‌مقایسه نبودن داده‌ها) به عنوان یکی از معیارهای سنجش رقابت‌پذیری استفاده می‌شود (Akbari,2016). شاخص آزادسازی تجاری (KOF)، در بررسی روند جهانی‌شدن اقتصادی، دو جریان اصلی را بررسی می‌کند. این شاخص نگاهی به روند تجارت، سرمایه‌گذاری‌های مستقیم داخلی و خارجی و همچنین درآمدهای پرداخت‌شده به اتباع خارجی تلاش می‌کند تا جریان واقعی و روند جاری همگام شدن اقتصاد هر سرزمین را با جریان‌های جهانی مورد سنجش قرار دهد. از سوی دیگر، با پرداختن به موانع واردات، بررسی متوسط نرخ تعرفه‌ها، مالیات وارده بر تجارت بین‌المللی و محدودیت حساب سرمایه در راستای تحلیل محدودیت‌های اقتصادی مسیر جهانی‌شدن 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 پرتفولیو و همچنین موانع تجارت از قبیل محدودیت‌ها و تعرفه‌ها بر روی جریان‌های واقعی است. لذا این شاخص قدرت بالایی در تبیین و انعکاس رشد وابستگی متقابل اقتصادی کشورها در سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاها، خدمات و جریان سرمایه و... و همچنین رفع حصار از بازارهای مختلف جهان را دارد (Gol Khandan,2016).

بنابراین با مروری بر ادبیات تحقیق و مطابق با الگوی ارائه‌شده در مطالعات Igor Alexandre C. De Morais (2005) و Cologini and Manera (2009) و Dongmei Li, Zhihong Song, Libo Fan (2011) الگوی تجارت بخش کشاورزی ایران با تاکید بر شاخص آزادسازی تجاری شناسایی و به صورت روابط زیر تصریح شده است:

(۵)

$$\Delta LIN_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{o} \alpha_i(s_t)\Delta LRVAA_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \beta_i(s_t)\Delta LKOF_{t-i} + \sum_{j=1}^{Q} \beta_i(s_t)\Delta LRER_{t-i} \sum_{m=1}^{s} \delta_i(s_t)\Delta\, LIN \times LKOF)_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IID(O, \sigma) \qquad (۶)$$

و (۷)

$$\Delta LEX_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{o} \alpha_i(s_t)\Delta LRVAA_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \beta_i(s_t)\Delta LKOF_{t-i} + \sum_{j=1}^{Q} \beta_i(s_t)\Delta LRER_{t-i} \sum_{m=1}^{s} \delta_i(s_t)\Delta\, LEX \times LKOF)_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IID(O, \sigma) \qquad (۸)$$

به‌طوری‌که:

Δ : نشان‌دهنده تغییرات

LEX = لگاریتم ارزش ریالی صادرات محصولات بخش کشاورزی

LIN = لگاریتم ارزش ریالی واردات محصولات بخش کشاورزی

LRVAA = لگاریتم نرخ ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۹۵

LRER = لگاریتم نرخ واقعی ارز به قیمت ثابت سال ۹۵

LKOF= لگاریتم معیار آزادسازی تجاری (KOF)

S_t= متغیر وضعیت یا رژیم، یک فرایند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می‌شود که بیانگر رژیم تولیدکننده در زمان t است. درواقع یک متغیر تصادفی گسسته و غیرقابل مشاهده است و نمی‌توان دقیقاً مشخص کرد در زمان t، در کدام رژیم یا وضعیت قرار داریم؛ اما می‌توان گفت احتمال اینکه در رژیم تبانی یا رقابتی باشیم، چقدر است. متغیر گسسته S_t ، تابعی از مقادیر گذشته خودش است.

ε_t = بیانگر جز اخلال یا جمله خطا که دارای توزیع نرمال می‌باشد

O, p, q, r, s= حداکثر وقفه‌های متغیرها

α،β،θ ،γ،δ = پارامترهای الگو

مدل‌سازی را می‌توان به نحوی انجام داد که عرض از مبدأ و یا ضرایب و یا هر دو، از رژیمی به رژیم دیگر متفاوت باشند. لذا در مدل فوق α،β،θ ،γ،δ به متغیر وضعیت یا رژیم وابسته‌اند.

برای تعیین مکانیزم اصلاح خطا برای تقاضای تجارت بخش کشاورزی ایران، ما از دو معادله به‌صورت زیر استفاده می‌کنیم:

در مدل اول، از صادرات کشاورزی به‌عنوان متغیر وابسته و از نرخ ارزش‌افزوده بخش کشاورزی و معیار آزادسازی تجاری و نرخ واقعی ارز به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده می‌کنیم.

در مدل دوم، از واردات کشاورزی به‌عنوان متغیر وابسته و از نرخ ارزش‌افزوده بخش کشاورزی و معیار آزادسازی تجاری و نرخ واقعی ارز به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده می‌کنیم.

در این مطالعه ابتدا، تابع حداکثر درست نمایی، میانگین وزنی تابع چگالی برای دو رژیم است که در آن، وزن، احتمال بودن در رژیم، صفر یا یک است، در نظر گرفته می‌شود. برای برآورد مدل، ابتدا باید یک فرایند تصادفی را در نظر می‌گیریم که احتمال pr را تعیین کند. به‌عنوان‌مثال یک فرایند مارکوف مرتبه اول در نظر گرفته می‌شود که در آن احتمال بودن در یک وضعیت خاص در زمان t فقط بستگی به وضعیت قبلی در زمان t-1 دارد. سپس احتمال انتقال تعریف می‌گردد. در پایان هر دوره، احتمالات با استفاده از فیلتر تکراری به‌روز می‌گردند. احتمال انتقال ثابت به این معنی است که احتمال چرخش رژیم، مستقل از زمان یا هر متغیر دیگری است که بر وضعیت تابع مؤثر باشد. در این صورت، طول مدت مورد انتظار یک رژیم در یک نقطه مشخص از زمان، ثابت است.

اگر بخواهیم رفتار متغیر ایستای y_t را مطالعه کنیم، مقدار آن توسط فرایند خودرگرسیون مرتبه اول طی دوره (t =1,2,…,T) به‌صورت زیر خواهد بود:

(۹)

$$Y_t = C_1 + \rho_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

به‌طوری‌که $\varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2)$ است. با استفاده از متغیر مجازی D این دو مدل را می‌توان به‌صورت یک معادله نوشت. فرایند تغییرات متغیر y_t در مدل زیر قابل‌مشاهده است:

$$Y_t = C_1 + \rho_1 Y_{t-1} + \partial D_t + \gamma D_t y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

متغیر مجازی D برای دوره‌های $t < T_1$، مقدار صفر و برای دوره‌های $t > T_1$ مقدار یک را اخذ می‌کند. این مدل دو ساختار پویای مختلفی را نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت St بستگی دارد. وقتی S_t برای دوره (t =1,2,…,T) مقدار یک و برای دوره (t =T+1,T+2,…T) مقدار ۲ را اخذ کند، این مدل، مدلی با یک متغیر ساختاری در زمان T_1 است. زمانی که S_t متغیر مستقل تصادفی برنولی[1]باشد.این مدل نشان‌دهنده مدل انتقال تصادفی[2] (Quandt,1972) است. اگر S_t به‌عنوان متغیر شاخص[3] در نظر گرفته شود، به‌طوری‌که مقدار آن برای c برابر ۱ (St=۱) و برای $c >$ برابر ۲ (St =۲) باشد، (c مقدار آستانه‌ای است)، این مدل را مدل آستانه‌ای می‌نامند. وقتی S_t فرایند مارکوف را دنبال کند، این مدل را مدل مارکوف سوئیچینگ نامند. با فرض اینکه متغیر y_t با فرایند خودرگرسیون مرتبه p و با m رژیم مدل‌سازی شود، MS(m)-AR(P) خواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}\left[\sum_{j=1}^{p}(\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it}\right] I_i(s_{t-i}) \qquad (۱۱)$$

$$I_i(s_{t-i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t = i \rightarrow 0 \end{cases} \qquad (۱۲)$$

زنجیره مرتبه اول مارکوف این احتمالات را نشان می‌دهد:

(۱۳)

$$P_r[s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \ldots; y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots] = P_r[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij}$$

انتقال بین وضعیت‌ها با رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال[4] نشان داد.

در مدل ساده که تنها دو رژیم دارد، این ماتریس به‌صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} P_r(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & P_r(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \\ P_r(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) & P_r(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \qquad (۱۴)$$

که در آن، $p_{ij}(i,j = 1,2)$ ، احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 1$ است. همان‌طور که قبلاً ذکر شد، y_t مستقیماً قابل‌مشاهده است، اما متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده بوده و مقدار آن تنها بر اساس مقدار تحقق‌یافته y_t قابل استنتاج است که به‌صورت $\xi_{it} = P_r[s_t = 1 | \Omega_t; \theta]$ نشان داده می‌شود. که در آن i = ۱و۲ و Ω_t ، نشان‌دهنده مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس دوره t) بوده و θ بردار پارامترها باید تخمین را نشان می‌دهد. بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی بر اساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات ۱ تا T) محاسبه کرد که این مجموعه از احتمالات به‌عنوان احتمالات هموار شده[5] شناخته می‌شوند. علاوه بر این می‌توان احتمال وضعیت J را در هر دوره زمانی با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه موردبررسی) محاسبه کرد

[1] Independent Benoulli Random Variables
[2] Random Switching Model
[3] Indicator Variable
[4] Transition Probability Matrix
[5] Smoothed Probabilities

که به احتمالات فیلتر شده[1] معروف است. اگر مدل معرفی‌شده در بخش قبلی را که شامل m رژیم و P وقفه باشد، به‌عبارت‌دیگر y_t یک فرایند AR(p) بوده و s_t مقادیر m برابر ....،۱،۲،۳ را اختیار کند، در این صورت بسته به اینکه کدام‌یک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت است چند حالت کلی پیش می‌آید (Pishbaha.,2015). در عمل، مدل انتقال مارکوف می‌تواند با توجه به اینکه کدام قسمت مدل خودرگرسیون وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد، به انواع مختلف طبقه‌بندی شود. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر موردتوجه است، شامل چهار حالت مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ضرایب جملات خودرگرسیون (MSA) و واریانس جملات خطا (MSH) و یا ترکیب آن‌ها است. در حالت کلی می‌توان انواع مختلف مدل‌های اتورگرسیو مارکوف-سوئیچینگ را با استفاده از مدل اتورگرسیو خطی تبیین نمود، که در جدول (۱-۳) به‌مرور به آن‌ها می‌پردازیم. 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. جدول (۱-۳) و (۲-۳) خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

جدول(۱)حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

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

مأخذ: (Krolzig,1997)

جدول(۲) خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

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

مأخذ: (Krolzig,1997)

داده‌ها و اطلاعات

در این مطالعه سعی بر آن است که با استفاده از داده‌های سال‌های شمسی ۱۳۹۷ -۱۳۵۷ و سال‌های میلادی ۲۰۱۸-۱۹۷۹ به‌عنوان شاخصی از تجارت استفاده گردد. مجموعه داده اصلی از گمرک جمهوری اسلامی ایران و وزارت جهاد کشاورزی ایران شامل ارزش واردات و صادرات محصولات بخش کشاورزی و مجموعه داده‌های جمع‌آوری‌شده از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران شامل شاخص نرخ ارز غیررسمی، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی

[1] Filtered Probabilities

و شاخص آزادسازی KOF از موسسه تحقیقات جهانی KOF، گردآوری گردید. جهت سازمان‌دهی اطلاعات از نرم‌افزار EXCEL و برای برآورد الگوی فوق از نرم‌افزار EVIEWS 8، استفاده گردیده است.

در این مطالعه به‌منظور ممانعت از رگرسیون کاذب، لازم است ابتدا متغیرهای مورداستفاده از نظر مانایی یا نامانایی مورد بررسی قرار می‌گیرند. بعد انجام دادن آزمون مانایی با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته، آزمون فیلیپس- پرون و آزمون ریشه واحد KPSS، به برآورد رابطه بلندمدت برای بررسی تابع پرداخته می‌شود. برای این کار از الگوی ARDL استفاده می‌گردد. در نهایت تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ از روش‌هایی نظیر تخمین حداکثر درستنمایی[1]، ماکزیمم حداکثر انتظار[2] و روش نمونه‌برداری گیبس[3] انجام می‌گیرد. به طور کلی برای اینکه بتوانیم از بین مدل‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ مدل بهینه را انتخاب کنیم به ترتیب چهار گام آورده می‌شود:

- آزمون وجود رابطه غیرخطی در داده‌ها

در آنالیز با فرضیه صفر (تغییر رژیم وجود ندارد) از آماره x2 (q) استفاده‌شده است. (q) نشان‌دهنده پارامترهای محدودیت و آزادانه که تحت فرضیه صفر بیان‌شده‌اند (Ang & Bekaert, 1998).

- تعیین حالات یا رژیم‌ها

تعداد بهینه رژیم در مدل MS مورداستفاده باید تعیین شود. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم (احتمالات انتقال) در فرضیه صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود، که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد (Krolzig,1997). لازم به ذکر است که آزمون LR در مقایسه دو مدل مختلف با تعداد رژیم‌های یکسان دارای توزیع استاندارد بوده و مشکلی پیش نمی‌آید. برای حل این مشکل برخی محققان مثل گارسیا[4] و هانسن[5]، نحوه تعیین توزیع آزمون LR برای تعیین تعداد رژیم در موارد خاصی از مدل‌های MS را ارائه دادند، ولی این روش‌ها قابلیت استفاده برای تمام موارد را ندارند. علاوه بر آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعات هنان کوئین، شوارتز و آکائیک نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد (Garcia,1988) و (Hansen,1992). مطالعه ساراداکیس و اسپاگنولو[6] در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات موردبررسی و تغییرات در پارامترها به‌اندازه کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. بااین‌وجود در بیشتر مطالعات تجربی تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود. در این مطالعه ابتدا مدل دو رژیمِ و سه رژیمِ مختلف تخمین زده می‌شود سپس با استفاده از آماره آکائیک مدل بهینه مشخص می‌شود.

- تعیین درجه بهینه تأخیر AR

با استفاده از آماره‌های آکائیک و همچنین آزمون نسبت درستنمایی[7] (LR) تعیین درجه‌های اتورگرسیو و میانگین متحرک تعیین می‌شود. مدل‌های MS مختلف تخمین زده‌شده و درنتیجه از بین مدل‌های مختلف مدلی که مینیمم آکائیک را داشته باشد بهترین مدل انتخاب نامیده می‌شود.

---

[1] Maximum likelihood Estimation (MLE)
[2] Expectation Maximization (EM)
[3] Gibbs Sampling Approach
[4] Garcia
[5] Hansen
[6] Psaradakis and Spagnolo
[7] LikeLihood Ratio

- مقایسه انواع مدل‌های انتخاب‌شده از لحاظ تغییر در پارامترها

هرکدام از مدل‌های تخمین زده‌شده در گام سوم را، با یکسری آزمون تشخیصی مورد آزمون قرار می‌گیرند که عبارت‌اند از مدل تخمین زده‌شده، مقدار تابع درستنمایی، مقدار میانگین و یا عرض از مبدأ تخمینی در رژیم‌های اقتصادی مختلف، معناداری ضرایب و ارتباط بین احتمالات تغییر رژیم.

نتایج و بحث

جهت بررسی پایایی متغیرهای تحقیق از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) آزمون کویاتافسکی- فیلیپس- اشمیت- شین (KPSS) بهره گرفته شد. نتایج جدول(۱) حاکی از آن است که متغیرهای صادرات، واردات، شاخص آزادسازی، نرخ ارز واقعی و نرخ ارزش‌افزوده بخش کشاورزی با یک‌بار تفاضل‌گیری (در سطح ۹۵ درصد) مانا بوده و ریشه واحد ندارند. بر اساس همین منطق متغیر نرخ رشد بخش کشاورزی، در سطح دارای ریشه واحد می‌باشند. اما در تفاضل مرتبه اول با توجه به بزرگ بودن قدر مطلق آماره محاسباتی از قدر مطلق آماره مک‌کینان فرضیه صفر پذیرفته نشده که نشان از وجود یک ریشه واحد در این متغیرها (در سطح) دارد.

جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد ADF با عرض از مبدأ

	نام متغیرها	آماره t	سطح احتمال
صادرات محصولات کشاورزی	LEX	-۶/۸۲۶۶۶۸	۰/۰۰۰۰
واردات محصولات کشاورزی	LIN	-۶/۷۲۶۴۲۶	۰/۰۰۰۰
شاخص آزادسازی KOF	LKOF	-۴/۹۲۱۵۱۲	۰/۰۰۰۳
نرخ رشد	LGR	-۶/۰۸۲۷۰۹	۰/۰۰۰۰
نرخ ارزش افزوده	LRVAA	-۷/۸۲۷۶۴۳	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز موثر	LRER	-۴/۵۳۱۹۷۰	۰/۰۰۰۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون با عرض از مبدأ

	نام متغیرها	آماره t	سطح احتمال
صادرات محصولات کشاورزی	LEX	-۸/۷۶۷۲۶۸	۰/۰۰۰۰
واردات محصولات کشاورزی	LIN	-۶/۷۲۲۵۲۳	۰/۰۰۰۰
شاخص آزادسازی KOF	LKOF	-۴/۹۶۲۳۳۲	۰/۰۰۰۲
نرخ رشد	LGR	-۵/۹۶۳۳۸۷	۰/۰۰۰۰
نرخ ارزش افزوده	LRVAA	-۸/۸۵۴۵۶۷	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز موثر	LRER	-۳/۴۴۹۸۳۶	۰/۰۱۵۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد KPSS با عرض از مبدأ

	نام متغیرها	آماره t
صادرات محصولات کشاورزی	LEX	-۰/۱۶۸۰۰۷
واردات محصولات کشاورزی	LIN	-۰/۱۰۱۱۹۴
شاخص آزادسازی KOF	LKOF	-۰/۳۵۸۳۹۱
نرخ رشد	LGR	-۰/۱۶۰۰۸۲
نرخ ارزش افزوده	LRVAA	-۰/۳۸۷۸۹۶
نرخ ارز موثر	LRER	-۰/۱۵۸۰۷۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱- نتایج بررسی اثرات آزادسازی بر صادرات محصولات کشاورزی ایران

بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد، از آنجایی‌که برخی متغیرها مانا نبودند و پس از یک مرحله تفاضلی کردن مانا شدند، از الگوی ARDL استفاده گردید. در این مطالعه برای صادرات کشاورزی وقفه ۶، برای واردات کشاورزی وقفه۷ لحاظ گردید زیرا این وقفه‌ها به برآورد بهتری از الگو منجر شد. همچنین با توجه به اینکه تعداد داده‌های مورد مطالعه بیشتر از ۱۰۰ بود، از معیار آکائیک (AIC) استفاده شد تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. جهت بررسی روابط غیرخطی میان متغیرهای مدل و آزمون خطی بودن مدل، رمزی (۱۹۶۹) آزمونی را ارائه نموده است که بر اساس آن می‌توان نادرست بودن شکل تابع را تشخیص داد. این آزمون معروف به آزمون RESET رمزی است. مبنای استفاده از آزمون فوق بر اساس خودرگرسیو مرتب شده[1]و پیش‌بینی اجزای اخلال قرار دارد. فرضیه صفر این آزمون خطی بودن روابط بین متغیرها و آماره آزمون فوق نیز F است.

جدول (۴) نتایج آزمون نسبت راست نمایی (LR) در مدل صادرات

مقدار آماره	**ارزش احتمال**
۵/۱۶۱۹۷۰	۰/۰۲۳۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۴) مقدار آماره آزمون LR برابر ۵/۱۶۱۹۷۰ است که از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۹۵درصد بزرگ‌تر است، لذا می‌توان نتیجه گرفت که الگوی خطی در آن سطح اطمینان الگوی مناسبی نبوده و به جای مدل‌های خطی بهتر است از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ برای برآورد مدل استفاده کرد.

برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در برآورد مدل، از آماره اطلاعاتی آکائیک استفاده شد. مدل بهینه کمترین معیار آکائیک با منفی‌ترین معیار می‌شد. بنابراین همان‌گونه که جدول (۵) نشان می‌دهد با توجه به مقادیر آکائیک تعداد رژیم بهینه برای برآورد الگو دو رژیم است.

جدول(۵) تعیین تعداد رژیم با استفاده از معیار آکائیک در مدل صادرات

[1] Arranged autoregression

معیار آکائیک	معیار شوارتز	وقفه	تعداد رژیم
-۰/۲۳۵۱۴۶	۰/۷۳۲۵۶۰	۵	۲
*-۰/۷۹۸۰۰۷	۰/۱۳۵۲۰۲	۶	۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* رژیم بهینه

جدول (۶) ویژگی هر یک از رژیم‌ها در مدل صادرات

	تعداد مشاهدات قرارگرفته شده در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم موردنظر	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم موردنظر
رژیم ۱	۱۸	۰/۸۳۵۹۴۰	۶/۰۹۵۳۲۰
رژیم ۲	۱۷	۰/۸۱۲۲۴۸	۵/۳۲۶۱۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها در جدول (۶) نشان داده شده است. ستون اول تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۳۵ مشاهده بررسی‌شده در هر یک از رژیم‌ها قرار دارد. ستون دوم احتمال ماندن در رژیم موردنظر را نشان می‌دهد.

برای مثال، اگر به طور تصادفی یکی از مشاهدات بررسی شود، با احتمال ۰/۸۳ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم یک قرار دارد. ستون سوم نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهدات به‌طور پیاپی در رژیم مورد نظر قرار دارند. به عبارتی، اگر صادرات کشاورزی از رژیم ۱ به رژیم ۲ منتقل شود، به طور میانگین حدود ۶ سال در این رژیم باقی خواهد ماند.

احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به عبارتی میزان پایداری و ناپایداری رژیم‌ها نسبت به رژیم دیگر در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول(۷) احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مدل صادرات

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۸۳۵۹۴۰	۰/۱۶۴۰۶۰
رژیم ۲	۰/۱۸۷۷۵۲	۰/۸۱۲۲۴۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

احتمال انتقال رژیم یک به دو برابر ۰/۱۶ است و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک، ۰/۱۸ است پس رژیم اول نسبت به رژیم دوم دارای پایداری بیشتر است. همچنین احتمال ماندن در وضعیت یک برابر ۰/۸۳ و احتمال ماندن در وضعیت دو برابر ۰/۸۱ است. بنابراین همان‌طور که در جدول مشخص‌شده است، رژیم ۱ و ۲ به ترتیب با احتمال پایداری ۰/۱۶ و ۰/۱۸ از ثبات نسبتاً بالایی برخوردارند. همچنین احتمال انتقال از رژیم ۱ به ۲، حدود ۸۴ درصد (۰/۱۶۴۰۶۰) و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم۱، تقریباً ۸۲ درصد (۰/۱۸۷۷۵۲) است. مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۱ نسبت به رژیم ۲ از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

با توجه به ساختار اقتصاد ایران و همچنین تعداد رژیم و وقفه‌ها که بر اساس آماره آکائیک حالت مارکوف-سوئیچینگ تعیین، در نهایت الگوی ۲ رژیمِ با ۶ وقفه انتخاب و تخمین زده شد. با در نظر گرفتن معیارهای ذکر

شده، انتخاب حالت بهینه برای صادرات کشاورزی MSMH(2)-AR(6) در جدول(۸) و نتایج تخمین حالت بهینه برای در جدول (۹) 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 تحقیق

جدول (۹) نتایج تخمین پارامترهای الگوی مارکوف – سوئیچینگ مدل صادرات MSMH(2)-AR(6)

	رژیم ۱		
متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
LKOF	۱/۵۶	۰/۵۲	۰/۰۰۲۸
LRER	۰/۶۶	۰/۰۴	۰/۰۰۰۰
LRVAA	۱/۴۶	۰/۱۳	۰/۰۰۰۰
	رژیم ۲		
LKOF	۲/۰۱	۰/۶۸	۰/۰۰۳۵
LRER	۰/۷۵	۰/۰۳	۰/۰۰۰۰
LRVAA	۱/۱۷	۰/۱۳	۰/۰۰۰۰
	ضرایب خودرگرسیو 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	۰/۰۰۰۰
	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: یافته‌های تحقیق

بررسی انحراف معیار تخمین زده‌شده در دو رژیم نیز نشان می‌دهد که واریانس رژیم ۲ بیشتر از رژیم ۱ است. شاخص آزادسازی در هر دو رژیم، اثر مثبت و معناداری بر صادرات دارد. بر این اساس چنانچه شاخص آزادسازی یک درصد افزایش یابد، در بلندمدت صادرات در رژیم اول ۱/۵۶ درصد و در رژیم دوم ۲/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر یک درصد کاهش در عوارض صادراتی به بهبود معنی‌دار صادرات کشاورزی در حدود ۱/۵۶ منجر می‌شود. درحالی‌که در مقابل، با یک درصد کاهش در عوارض وارداتی، صادرات کشاورزی را حدود ۲/۰۱ درصد وخیم‌تر می‌سازد. نتایج حاصل از تخمین در رژیم اول و دوم نشان می‌دهد که اعمال سیاست آزادسازی تجاری در دوره مورد بررسی، تأثیر مثبت بر تجارت و حجم پول ارزی شده است. هرچند در رژیم دوم این اثر کمتر است.

ارزش افزوده کشاورزی در هر دو رژیم، اثر مثبت بر صادرات گذاشته است یعنی با افزایش ارزش افزوده، صادرات در هر رژیم بهبود یافته است.

نرخ ارز مؤثر واقعی در هر دو رژیم، اثر مثبت و معنادار بر صادرات گذاشته است، که این اثر مثبت در رژیم دوم بیشتر از رژیم اول است. یعنی با افزایش نرخ ارز صادرات بخش کشاورزی در هر دو رژیم بهبود می‌یابد و این نشانگر آن است که تغییرات نرخ واقعی ارز در بلندمدت عامل مؤثر بر تجارت و صادرات کشاورزی ایران است.

بر اساس نتایج مدل می‌توان دوره‌های زمانی که مدل بهینه در رژیم ۱ و ۲ قرار می‌گیرند را نیز محاسبه کرد که این دسته‌بندی در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول (۱۰)دوره‌های رژیم یک و دو در مدل صادرات

رژیم ۱	۱۳۷۵-۱۳۶۳
رژیم ۲	۱۳۹۵-۱۳۸۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲- اثرات آزادسازی بر واردات محصولات کشاورزی

با توجه به نتایج جدول (۱۱)، مقدار درستنمایی (LR) محاسبه شده و احتمال مربوطه برای الگوی واردات می‌توان چنین بیان کرد که چون مقدار آماره آزمون LR برابر ۳۴/۸۸۱۹۲ که از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد بزرگ‌تر است، می‌توان نتیجه گرفت که الگوی خطی ARDL الگوی مناسبی نیست و بهتر است از مدل غیرخطی دیگری برای برآورد این الگو استفاده گردد.

جدول (۱۱) نتایج آزمون نسبت راست نمایی (LR) در مدل واردات

مقدار آماره	ارزش احتمال
۳۴/۸۸۱۹۲	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۱۲) نشان می‌دهد با توجه به مقادیر آماری اطلاعاتی آکائیک تعداد رژیم بهینه برای برآورد الگوی واردات کشاورزی، ۲ رژیم و تعداد وقفه ۷ درنظر گرفته شد.

جدول(۱۲) تعیین تعداد رژیم با استفاده از معیار آکائیک در مدل واردات

معیار آکائیک	وقفه	تعداد رژیم
-۰/۸۷۲۱۴۲	۶	۲
-۱/۴۷۲۹۰۷*	۷	۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* رژیم بهینه

جدول (۱۳) نشان می‌دهد که از مجموع ۳۴ مشاهده بررسی‌شده در هر یک از رژیم‌های اول و دوم به ترتیب، ۱۶ و ۱۸ مشاهده مورد بررسی قرارگرفته است.

جدول(۱۳) ویژگی هر یک از رژیم‌ها در مدل واردات

	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم موردنظر	احتمال قرار گرفتن در رژیم موردنظر	تعداد مشاهدات قرارگرفته شده در هر رژیم
رژیم ۱	۵/۰۷۹۵۴۹	۰/۸۰۳۱۳۲	۱۶
رژیم ۲	۱۸/۸۱۷۰۹	۰/۹۴۶۸۵۷	۱۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۴) نشان می‌دهد احتمال انتقال رژیم یک به دو برابر ۰/۱۹ است و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک، ۰/۰۵ است پس رژیم دوم نسبت به رژیم اول دارای پایداری بیشتر است. همچنین احتمال ماندن در وضعیت یک برابر ۰/۸۰ و احتمال ماندن در وضعیت دو برابر ۰/۹۴ است. بنابراین همان‌طور که در جدول مشخص‌شده است، رژیم ۱ و ۲ به ترتیب با احتمال پایداری ۰/۱۹ و ۰/۰۵ از ثبات نسبتاً بالایی برخوردارند. احتمال انتقال از رژیم ۱ به ۲، حدود ۸۱ درصد (۰/۱۹۶۸۶۸) و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم۱، تقریباً ۰/۹۵ درصد (۰/۰۵۳۱۴۳) است. مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

جدول(۱۴) احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مدل واردات

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۸۰۳۱۳۲	۰/۱۹۶۸۶۸
رژیم ۲	۰/۰۵۳۱۴۳	۰/۹۴۶۸۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول(۱۵) مشاهده می‌شود با توجه به تعداد رژیم و وقفه‌ها که بر اساس آماره آکائیک، در نهایت الگوی ۲ رژیمِ با ۷ وقفه برای مدل واردات انتخاب گردید. لذا مدل بهینه برای واردات MSMH(2)-AR(7) برآورد شد. درنهایت این مدل به عنوان مدل بهینه انتخاب و نتایج آن در جدول زیر مشاهده می‌شود.

جدول(۱۵) 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: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین مدل انتخابی برای واردات کشاورزی ایران مدل MSMH(2)-AR(7) در جدول (۱۶) آورده شده است.

جدول(۱۶) نتایج تخمین پارامترهای الگوی مارکوف – سوئیچینگ در مدل واردات MSMH(2)-AR(7)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
رژیم ۱			
LKOF	-۷/۶۵	۴/۵۸	۰/۰۹۵۳
LRER	-۱/۴۷	۰/۵۳	۰/۰۰۶۱
LRVAA	۴/۸۴	۱/۲۶	۰/۰۰۰۱
رژیم ۲			
LKOF	۳/۰۲	۱/۱۵	۰/۰۰۸۵
LRER	۰/۵۹	۰/۰۷	۰/۰۰۰۰
LRVAA	۱/۱۱	۰/۲۹	۰/۰۰۰۲
ضرایب خودرگرسیو و مشترک			
AR(1)	۰/۶۱	۰/۱۷	۰/۰۰۰۴
AR(2)	-۰/۰۸	۰/۲۵	۰/۷۴۷۰
AR(3)	-۰/۱۷	۰/۲۱	۰/۴۱۴۴
AR(4)	-۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۱۴۵۴
AR(5)	-۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۱۹۷۳
AR(6)	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۰۵۰۲
AR(7)	-۰/۳۱	۰/۱۳	۰/۰۱۸۳
LOG (SIGMA)	-۲/۲۲	۰/۱۶	۰/۰۰۰۰
متغیرهای مؤثر بر احتمال انتقال تغییر رژیم			
P11-C	۱/۴۰	۱/۳۳	۰/۲۹۰۸
P21-C	-۲/۸۸	۱/۰۱	۰/۰۰۴۶
ACI		-۰/۰۵	
SC		۰/۶۶	
Hannan-Quinn criter		۰/۱۹	
LR-Test		۳۴/۸۸	
Normality test		۱/۳۴	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی انحراف معیار تخمین زده‌شده در دو رژیم نیز نشان می‌دهد که واریانس رژیم ۲ بیشتر از رژیم ۱ است. شاخص آزادسازی در هر دو رژیم، اثر معناداری بر واردات دارد، ولی در رژیم اول اثر منفی بر واردات گذاشته است. بر این اساس چنانچه شاخص آزادسازی یک درصد افزایش یابد، در بلندمدت واردات کشاورزی در رژیم اول ۷/۶۵ درصد کاهش و در رژیم دوم ۳/۰۲ درصد افزایش می‌یابد. به عبارت‌دیگر یک درصد افزایش در تعرفه‌های گمرکی منجر به کاهش واردات حدود ۳/۰۲ درصد می‌شود. درحالی‌که در مقابل، با یک درصد کاهش در تعرفه‌های گمرکی، واردات کشاورزی حدود ۷/۶۵ درصد افزایش می‌سازد. نتایج حاصل از تخمین در رژیم اول و دوم نشان می‌دهد که اعمال سیاست آزادسازی تجاری در دوره مورد بررسی، تأثیر مثبت بر واردات و حجم پول ارزی شده است.

ارزش افزوده کشاورزی در هر دو رژیم، اثر مثبت و معنادار بر واردات گذاشته است. یعنی با افزایش ارزش افزوده، واردات کشاورزی در هر رژیم بهبود یافته است. به عبارتی، کاهش واردات باعث افزایش در صادرات، بهبود بهره‌وری و

در نهایت منجر به رشد اقتصادی خواهد شد، لذا نتایج به دست آمده در دو رژیم ۱ و ۲ نشان از کاهش میزان واردات نسبت به صادرات است.

نرخ ارز مؤثر واقعی در هر دو رژیم، اثر معناداری بر واردات دارد، ولی در رژیم اول اثر منفی بر واردات گذاشته است. یعنی با کاهش نرخ ارز واردات بخش کشاورزی در رژیم بهبود می‌یابد و این نشانگر آن است که تغییرات نرخ واقعی ارز در بلندمدت عامل مؤثر بر تجارت کشاورزی ایران است.

بر اساس نتایج مدل، دوره‌های زمانی دو رژیم را می‌توان به صورت جدول زیر ارائه داد.

جدول (۱۷)دوره‌های رژیم یک و دو در مدل واردات

رژیم ۱	۱۳۷۱-۱۳۶۴
رژیم ۲	۱۳۹۵-۱۳۷۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

- پژوهش حاضر به مطالعه اثرات آزادسازی تجاری بر تجارت محصولات کشاورزی طی سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۹۷ پرداخت و با استفاده از روش خودتوزیع با وقفه‌های گسترده و مدل مارکوف سوئیچینگ برآورد شد. نتایج تحقیق نشان داد که متغیر شاخص آزادسازی KOF بر صادرات اثر مثبت و معنادار و بر واردات در رژیم اول اثر منفی و معنادار بر واردات گذاشته است. ارزش افزوده کشاورزی در هر دو رژیم، اثر مثبت بر صادرات و واردات گذاشته است یعنی با افزایش ارزش افزوده، صادرات در هر رژیم بهبود یافته است. طرفداران استراتژی توسعه صادرات معتقدند که افزایش در صادرات باعث بهبود بهره‌وری می‌شود آنها همچنین بر تجارت مثبت تأکید داشتند که در آن باید میزان صادرات بیشتر از واردات باشد. لذا نتایج به دست آمده در مدل واردات و صادرات این پژوهش، با این نظریه صدق می‌کند. نرخ ارز مؤثر واقعی در مدل صادرات در هر دو رژیم، اثر مثبت و معنادار بر صادرات گذاشته است، که این اثر مثبت در رژیم دوم بیشتر از رژیم اول است. در مدل واردات نرخ ارز مؤثر واقعی در هر دو رژیم، اثر معناداری بر واردات دارد، ولی در رژیم اول اثر منفی بر واردات گذاشته است. یعنی بر اساس نتایج به دست آمده و اثرات مثبت نرخ ارز بر صادرات کشاورزی در رژیم اول و دوم، از آنجائی که در رژیم اول اثر نرخ ارز افزایش و سپس در رژیم دوم کاهش داشته است، می‌توان گفت که در دوره زمانی مورد مطالعه منحنیJ در ایران صادق نیست. این نتیجه با مطالعه (Rasekhi et al, 2014. Azizi et al,2015. Barghi Oskoui et al,2017. Irhan et al,2011. Yaya & Lu,2012. Kennedy,2013) سازگار بوده، ولی با مطالعه (Pedram et al, 2011) و یافته‌های تحقیق (Ray,2012) ناسازگار است.

بنابراین براساس نتایج تحقیق پیشنهاداتی به شرح زیر ارائه می‌گردد:

- از آنجایی‌که آثار کاهش محدودیت‌های صادراتی روی تجارت بسیار بزرگ‌تر از افزایش آزادی‌های وارداتی است، پیشنهاد می‌شود ابتدا نسبت به شناخت دقیق و برداشتن محدودیت‌های صادراتی اقدام شود. سپس به‌منظور نرخ رشد اقتصادی برای آزادی‌های تجاری در بخش واردات مصرفی محدودیت‌های جدیدی اتخاذ گردد.

- براساس نتایج تحقیق، افزایش نرخ ارز به منظور کاهش کسری تجاری در بخش کشاورزی موثر می‌باشد، اما با این حال اجرای موفق‌تر چنین سیاستی نیازمند اتخاذ سیاست‌های مالی و پولی صحیحی می‌باشد.
- در برنامه ۵ ساله سوم تا ششم توسعه و سند چشم‌انداز تأکید زیادی بر آزادسازی تجاری در بخش‌های مختلف اقتصادی شده است، بنابراین اتخاذ سیاست‌های تعرفه‌ای در خصوص آزادسازی تجاری باید همگام و مطابق با اهداف برنامه باشد.
- پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌هایی به‌منظور افزایش قدرت در تجارت بخش کشاورزی و درنتیجه تأکید بر توسعه صادرات بخش کشاورزی به‌عنوان یک استراتژی مهم و کاهش واردات غیرضروری اتخاذ گردد.
- بستری مناسب جهت انجام فعالیت‌های تحقیق و توسعه داخلی و آموزش سرمایه انسانی متخصص و علمی در جهت جذب فناوری در بخش کشاورزی ایجاد شود.

منابع

Muridi, 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.

Zahed Talaban, A. (2006) Changes in Iran's Trade Policy: Moving Towards Tariff *Instruments Journal of World Trade Research*. (2 and 3): 85-43.

Nemato llahi, F. Mujadzadeh Tabatabai, S. (2009) The Impact of OPEC Oil Price Fluctuations on Iran's Trade Balance. *Journal of Economic Modeling*, 3 (4): 151-169.

Islamluian, Karim. Shafiee Sarvestani, Maryam. Jafari, Mahboubeh. (2010) Investigating the effect of trade openness on macro variables in the Iranian economy (1340-1386). *Iranian Economic Research Quarterly*. Fourteenth year. No. 43. Pages: 21-1.

Pedram, M. Shirin Bakhsh, Sh. Rahmani, M. (2011) Dynamics of J curve in Iran's foreign trade. *Journal of Economic Research and Policy*. 19 (60): 18-5.

Salem, B.(2012) Study of agricultural production and trade trends in Iran and selected countries with regard to trade liberalization in the last decade. *Journal Economic - Monthly Review of Economic Issues and Policies*, 12 (4 and 5): 39-60.

Fetros, M.H. Akbari Shahrestani, F. Mirzaei, M. (2012) The effect of monetary policy on trade balance in the oil-rich countries of the Persian Gulf Investigation of the effect of economic freedom on life expectancy (Study of selected countries, including Iran, with a consolidated data approach). *Journal of Economic Strategies*, 1 (3): 169-193.

Salem, B. Yousef pour, N. (2012) A Study of the Effects of Trade Liberalization in Developing Countries. *Journal Economic - Monthly Review of Economic Issues and Policies*, 1: 104-93.

Najar zadeh, Rez. Tamnaeifar, S. Yahya. G. (2012) Investigating the Effect of Trade Liberalization on Total Productivity of Production Factors in the Selected Group of Islamic Countries, *Journal of Quantitative Economics (Former Economic Studies)*, 9 (2): 152-129.

Hazar Moghaddam, N. Abdoli, G. (2013) Investigating the Effects of Trade Liberalization on the Productivity of the Industrial Sector, *Journal of Economic Strategy*, 2 (4): 38-7.

Sharifi Renani, H. Shoaee, H. Mar Ftah, M. Tavakolnia, M.R. (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): 24-1.
Rasekhi, S. Montazeri, M. 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*. 2 (8): 62-41.
Azizi, V. Mehregan, N. Yavari, Gh.R. (2015) The effects of trade liberalization on the trade balance of the agricultural sector in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 23 (92): 168-141.
Pishbahar, Ismail. (2015) Econometrics with the use of special econometric software. First Edition, Noor Alam Publications, Tehran, ISBN: 6-307-169-600-978, Pages: 114-113, 300-293.
Mehant far, Yousef. Soleimani, Hamed Babaei, Seyed Bijan. (2015) The effect of value added of different economic sectors on the economic income of the provinces in the Fourth Development Plan (with emphasis on the agricultural sector) using panel data. *Journal of Macroeconomics*. Tenth year. No. 20. Pages 16-1.
Akbari, Mohammad. (2016) Calculation of effective nominal and real exchange rates in the Iranian economy. *Trend Quarterly*, 23rd year, No. 74. Pages: 162-135.
Gol Khandan, Abolghasem. (2016) Globalization and the size of government in Iran: with the introduction of a new globalization index KOF. *Economic Journal*. Numbers 11 and 12. Pages: 38-5.
Tilabi, A. Asghari, Z. (2016) Familiarity with the status, structure and process of accession to the World Trade Organization. The Second National Conference on New Research in the Field of Humanities and Social Studies in Iran.
Barghi Oskoui, M.M. Kazeruni, A.R., Salmani, B., Khodavardi zadeh, S. (2017) Asymmetric effects of the trade balance on savings rates and real effective exchange rates: Markov switching approach. *Journal of Economic Research*: Volume 52, Number 4. Pages: 821-858.
Rahimi Boroujerdi, A.R. (2017) Economic liberalization from theory to practice. Tehran. Side Publications. Third Edition: pages 316.
(In Farsi)
Friedman, M. (1962) Capitalism and freedom. The University of Chicago Press, Chicago.
Khan, M. and R.Zahlar. (1985) Trade and Financial Liberalization in the Context of External Shocks and Inconsistent Domestic Policies' IMF Staff Papers March. Vol. 32, Pp:22-55.
Garcia, R. (1988). Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. *International Economic Review*, 39(3). Pp: 763-788.
Hansen, B.E. (1992). The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov Switching model of GNP. Journal of Applied Econometrics, 7(1). Pp: 61-82.
Krolzig, H. M. (1997). Markov-Switching vector Auto regressions. Modelling, statistical inference and applications to business cycle analysis. Springer, Berlin.
Ang, A., & Bekaert, G. (1998). Regime switches in interest rates, Research Paper.
Igor Alexandre C. de Morai, Marcelo Savino Portugal (2005). A Markov Switching Model for the Brazilian Demand for Imports: Analyzing the Import Substitution Process in Brazil. Brazilian Review of Econometrics. Vol. 25, no 2, November: Pp: 173–218.
Cologni, A., & Manera, M. (2009). The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov–Switching analysis for the G-7 countries. Economic Modelling, 26(1), 1-29.
Monjurul Hoque, M. Zulkornain, Y. (2010) Impacts of trade liberalization on aggregate import in Bangladesh: An ARDL Bounds test approach. *Journal of Asian Economics*. Vol. 21, Pp: 37–52.
Dongmei Li; Zhihong Song; Libo Fan. (2011). A Markov Regime-Switching Model on Foreign Trade: The Case of China. *International Conference on Management and Service Science*.

Irhan, H. B. Alacahan, N.D. 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, Department of econometrics. Faculty of Economics. Istanbul University*. Vol. 14(1), Pp: 38-61.

Ray, S. (2012) An analysis of determinants of balance of trade in India. *Research Journal of Finance and Accounting*, 3(1), Pp: 73-83.

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*. Vol. 9(1), Pp: 15-27.

Kennedy. O. (2013) Kenya, s foreign trade balance: An empirical investigation. *European Scientific Journal*. Vol. 9(19), Pp: 176-189.

Varghese, N. (2014) The Effect of Trade Liberalization on Indian Groundnut Exports: A Markova Analysis. *Journal of Business & Economic Policy*. Vol.1(1), Pp: 1-8.

Zakaria, M. (2014) Effects of Trade Liberalization on Exports, Imports and Trade Balance in Pakistan: A Time Series Analysis. *Prague Economic Papers*. Vol.1. Pp: 121-139.

Saieed, Md, Abu. Siddique, Abu, B. (2015) Impact of Trade Liberalization on Import and Export Expansion in the Economy of Bangladesh: A computable general equilibrium (CGE) Analysis. *International Journal of Research in* Economics and Social Sciences (IMPACT FACTOR – 5.545). Vol. 5(6), Pp: 217-204.