اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۱/شماره ۴/صفحه های ۱۲۵-۱۰۷

بررسی نقش رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در رفتار قیمت گذاری برای بازار صادرات میگو و خاویار ایران

مهسا رحمانی دیزگاه، سید ابوالقاسم مرتضوی، سید حبیب الله موسوی [۱]

تاریخ دریافت:۱۳۹٦/۰٤/۲۰ تاریخ پذیرش:۱۳۹٦/۰۸/۱۷

چکیده

روند رو به رشد پرورش میگو و خاویار، در جهان، به واسطه‌ی تقاضای بالای آن و همچنین قابلیت‌های بالقوه‌ی ایران در تامین این تقاضا، بسیار چشمگیر است. باتوجه به این رویکرد، در مطالعه حاضر، به تجزیه و تحلیل رفتار قیمت‌گذاری برای بازار (PTM) صادرکنندگان میگو و خاویار ایران در بازار جهانی تحت سه مدل نرخ ارز اسمی، نرخ ارز واقعی و میانگین وزنی نرخ ارز پرداخته شد. در این راستا از داده‌های سالانه ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۴ سازمان گمرک ایران، بانک جهانی و بانک مرکزی استفاده شد. تجزیه و تحلیل اقتصاد سنجی با استفاده از مدل (داده-های تابلویی) پانل تصحیح خطای استاندارد (PCSE) نشان داد که رفتار قیمت گذاری برای بازار (PTM) تحت تاثیر پیامدهای نرخ ارز (رابطه انتقالی نرخ ارز) یا اثرگذاری‌های کشور خاص و یا هر دو است. رفتار PTM برای خاویار تحت مدل میانگین وزنی نرخ ارز و برای میگو تحت مدل نرخ ارز واقعی بهتر پیش بینی شد. تجزیه و تحلیل اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز نیز نشان داد که این اثرگذاری‌ها، متقارن است و منفی بودن علامت ضریب‌ها، نشان دهنده‌ی بیشتر بودن تاثیر کاهش ارزش ریال، از افزایش آن، در انتقال نوسان‌های نرخ ارز به بازارهای مقصد است. بنابراین پیشنهاد می‌شود صادرکنندگان ایرانی به شناسایی کشش‌های مختلف بازار، برای تعیین درجه‌ی انحصار بپردازند و در صورت نیاز به کاهش رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز، در راستای افزایش توان انحصار اقدام کنند. در کشورهایی که بازار محصول رقابتی و باکشش است با شناسایی رفتار دیگر رقیبان و کاهش قیمت صادرات به رقابت با دیگر کشورهای صادرکننده‌ی میگو و خاویار پرداخته شود.

طبقه‌بندی JEL: L13, Q17

واژه‌گان کلیدی: قیمت‌گذاری برای بازار، نرخ ارز نامتقارن، پانل تصحیح خطاهای استاندارد.

۱ به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد، مدیر گروه (نویسنده مسئول) و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.

Email: Samortazavi@modares.ac.ir

مقدمه

کشور ایران در سال ۲۰۱۴ با صیدی معادل ۶۲۷۱۸۰ تن رتبه‌ی ۲۹ام جهان و نخستین کشور خاورمیانه در زمینه‌ی صید آبزیان به شمار می‌رود. در زمینه‌ی آبزی‌پروری نیز ایران با ۳۲۰۱۷۴ تن، رتبه‌ی ۱۸ام جهان و پس از کشور مصر دومین کشور خاورمیانه به شمار می‌آید. سهم تولید سالانه میگو و ماهی خاویاری به ترتیب برابر با ۳۱۱۱۲ و ۶۹۱ تن می‌باشد. در این میان، مقدار صادرات کشور از تولید میگو ۱۱۶۱۰ تن و خاویار ۰/۸ تن و به ارزش ۵۰۵۹۰ و ۷۰۵ هزار دلار بوده است (آمارنامه دریایی ایران، ۱۳۹۵). عمده کشورهای واردکننده‌ی خاویار ایران عبارت‌اند از: اسپانیا، امارات متحده عربی، انگلستان، آلمان،بلژیک، ژاپن، سوئیس، فرانسه و لوکزامبورگ و برای میگو؛ اسپانیا، امارات متحده عربی، ایتالیا، ترکیه، قطر، کویت و لبنان است (سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۵).

از سوی دیگر رشد کنونی جمعیت جهان و نیاز روزافزون به پروتئین، نیازمند راهکارهای بهینه-ای در تامین این منبع با ارزش غذایی است، در همین راستا فعالیت‌های شیلاتی جایگاه ویژه‌ای دارد و می‌تواند یکی از محورها و راهبردهای تولید پروتئین مورد نیاز ایران و جهان باشد. افزایش تولید آبزیان مرهون افزایش تولید در زیربخش آبزی‌پروری است. در حالی که میزان صید آبزیان در طی دو دهه‌ی اخیر تا حدودی ثابت بوده و یا افزایش اندکی را نشان می‌دهد؛ روند رو به رشد پرورش میگو و خاویار در جهان به واسطه تقاضای بالای آن و همچنین قابلیت-های بالقوه ایران در تامین این تقاضا، بسیار چشمگیر است. بنابراین صادرات آن دسته از کالاهایی که ضمن تامین درآمد ارزی مناسب، باعث ایجاد اختلال در بازارهای داخلی نشود، در عرصه‌ی صادرات غیر نفتی، اهمیت دوچندان دارد. در این راستا تولید و صادرات ماهیان خاویاری و میگو، با توجه به کمبود آن‌ها در بازارهای داخلی و همچنین جنبه‌های ارزآوری آن-ها در بازارهای بین المللی، مورد توجه قرار گرفته است (سازمان شیلات ایران، ۱۳۹۵). با این توصیف بررسی و شناسایی بازار صادرات این دو محصول امری پرهیز ناپذیر است و می تواند چهارچوبی تحلیلی جهت تصمیم سازی‌های آتی در این زمینه ایجاد کند.

بنابراین تعیین رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز[1] در اقتصاد کشور نیز، دارای اهمیت و ضرورت ویژه‌ای است؛ زیرا کارایی سیاست‌های ارزی برای تنظیم تراز تجاری تا حد زیادی، به میزان انتقال نرخ

[1] exchange rate pass-throug

ارز در قیمت کالاهای تجاری بستگی دارد و این امر از دو بعد صادرات و واردات قابل بررسی است (زارع مهرجردی و توحیدی، ۱۳۹۲).

بررسی‌های پرشماری در داخل و خارج از کشور در این زمینه انجام شده است که در ادامه به مرتبط ترین آن‌ها به مسئله‌ی این تحقیق اشاره شده است.

میل جکویک و ژوانگ[1] (۲۰۱۱) به بررسی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در قیمت واردات و مطالعه‌ی موردی گوشت قرمز ژاپن پرداختند؛ نتایج، نشان‌دهنده‌ی بازار رقابتی، میان گوشت گاو، خوک و مرغ در ساختار واردات است. مالیک و مارکوس[2] (۲۰۱۲) به ارتباط بین قیمت‌گذاری برای بازار[3] (PTM) و آزادسازی تجاری پرداختند و نتایج بررسی آنان نشان داد، ناهمگنی بازار می تواند سطح PTM را تغییر دهد و صادرکنندگان هندی اثرات انتقالی نرخ ارز را به خود جذب می‌کنند. پال و همکاران[4] (۲۰۱۳) به بررسی رفتار قیمت‌گذاری گندم روسیه در ۲۵ بازار مقصد با استفاده از دو مدل نرخ ارز پرداختند. این بررسی نشان داد، صادرکنندگان در بازارهای کم-شماری قادر به تبعیض قیمت هستند. وارما و ایسار[5] (۲۰۱۶) به بررسی رفتار قیمت‌گذاری برای بازار صادرکنندگان محصولات کشاورزی هندوستان با استفاده از سه نوع مدل نرخ ارز پرداختند؛ که نتایج بررسی آنان نشان دهنده‌ی، بازار رقابت ناقص، تبعیض قیمت از طریق رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص[6] و گرایش صادرکنندگان هندی به تثبیت نرخ ارز داخلی است. امامی و آل علی (۱۳۹۰) به بررسی رابطه‌ی انتقالی تغییرپذیرهای نرخ ارز و شاخص صادرات ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵پرداختند. که نتایج، بر وجود رابطه‌ی ناقص در زمینه‌ی تاثیرپذیری شاخص قیمت صادراتی از تغییرپذیرهای نرخ ارز در بلندمدت را تایید می‌کند. لذا قیمت‌گذاری در بلندمدت بر مبنای قیمت‌های داخلی صورت می‌گیرد. زارع مهرجردی و توحیدی (۱۳۹۲) به مطالعه‌ی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی پسته ایران با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به ۲۳ کشور مقصد در طول دوره‌ی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۹ پرداختند. نتایج بررسی آنان نشان داد صادرکنندگان ایرانی بخشی از تغییرپذیرهای نرخ ارز را جذب می‌کنند، بنابراین رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص است و همچنین شرایط رقابتی در هیچ-یک از بازارهای مقصد برقرار نیست. کازرونی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی انتقال اثرگذاری-

---

[1] Miljkovic and Zhuang
[2] Mallick and Marques
[3] Pricing to market
[4] Pall et al.
[5] Varma and Issar
[6] imperfect exchange rate pass-throug

های نرخ ارز بر قیمت داخلی بازار خودرو ایران با تاکید بر تاثیر سهم واردات از بازار داخلی طی دوره‌ی ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۰ با استفاده از روش‌های دوره‌ی زمانی پرداختند. که نتایج بررسی آنان گویای از وجود رابطه‌ی معنادار بین سهم بازار و درجه‌ی انتقال نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی است. موسوی خالدی و همکاران (۱۳۹۵) به ارزیابی اثرگذاری‌های نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات صنایع غذایی ایران با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ پرداختند. بنابر نتایج پژوهش، نوسان نرخ ارز در بلندمدت تاثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات صنایع غذایی ایران دارد و میزان انتقال نرخ ارز بر قیمت صادرات صنایع غذایی ایران در دوره‌ی مورد بررسی کامل بوده است. از بررسی پژوهش‌های داخلی و خارجی، در زمینه‌ی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز و همچنین راهبرد رفتار قیمت‌گذاری برای بازار (PTM)[1] که این رفتار ناشی از رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص است؛ می‌توان به این نتیجه رسید که بحث رفتار PTM در بررسی‌ها و ارزیابی-های خارجی رواج بیشتری داشته است ولی این موضوع در بررسی‌ها و ارزیابی‌های داخلی انگشت شمار است. بررسی رفتار PTM در زمینه‌ی محصولات مختلف ایران هنوز جای بحث و تحقیق دارد و همان‌طور که مشاهده شد، در تجارت بین‌الملل به رفتار قیمت‌گذاری میگو و خاویار ایران توجه نشده است.

رفتار قیمت‌گذاری در دو بعد بازار رقابتی و غیر رقابتی قابل بررسی است. نظریه‌ی استاندارد شکل گیری قیمت در مورد بازار رقابتی صرف صادق است و بیان می‌کند؛ قیمت از تقاطع عرضه و تقاضای بازار به وجود می‌آید. بنابراین هیچ نشانی از تاثیر عرضه‌کننده بر قیمت‌ها نداریم. شرایط تعادل در بازار رقابت کامل، عبارت‌اند از: برابری هزینه‌ی نهایی با درآمد نهایی و سود صفر. در تعادل، قیمت دریافتی توسط فروشنده معادل درآمد نهایی و هزینه نهایی می باشد. در حالی که در بازار رقابت ناقص، قیمت بیشتر از درآمد نهایی و هزینه‌ی نهایی است. نظریه‌های جدید تجارت و اقتصاد در دنیای واقعی بر پایه ناهمگنی کالاها استوار است و تجارت در بازار رقابت ناقص و انحصاری انجام می‌شود (وارما و ایسار، ۲۰۱۶).

ساختار رفتار قیمت‌گذاری غیررقابتی توسط کروگمن[2] (۱۹۸۷) تبیین شد و به نام رفتار قیمت گذاری برای بازار (PTM) شناخته شده است. رفتار PTM بر نرخ ارزی که از تبعیض قیمت ناشی می‌شود، دلالت دارد. در شرایط غیررقابتی، بنگاه‌های صادرکننده در تعیین قیمت نقش دارند و با تغییر نرخ ارز، قیمت صادرات برحسب پول کشور خارجی، تغییر می‌یابد. یک درصد

[1] Pricing to market
[2] Krugman

تغییر نرخ ارز، قیمت کالاهای صادراتی را کمتر از یک درصد تغییر می‌دهد. به عبارت دیگر، رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص است. رابطه انتقالی نرخ ارز به عنوان کشش قیمت صادراتی که ناشی از تغییرپذیری‌های نرخ ارز است، نامیده می‌شود (مالیک و مارکوس، ۲۰۱۲؛ وارما و ایسار،۲۰۱۶). رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص می‌تواند از یکسان شدن قیمت با هزینه‌ی نهایی جلوگیری کند. قیمت صادرات برای یک مقصد خاص ممکن است بیشتر از هزینه نهایی تعیین شود. به طور کلی مدل PTM به قیمت‌گذاری واحد پول داخلی برپایه واحد پول خریداران (خارجی) اشاره دارد (بایرن و همکاران[1]، ۲۰۱۳؛ وارما و ایسار،۲۰۱۶).

نخستین برآورد تجربی از PTM توسط نتر[2] ۱۹۸۹ انجام شد. بررسی تبعیض قیمت توسط ایالات متحده و صادرکنندگان آلمانی با استفاده از مدل اثرگذاری‌های ثابت، انجام شد. همچنین تجزیه و تحلیل قیمت صادرات محصولات نسبت به تغییرهای نرخ ارز مقصد خاص مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بررسی نتر (۱۹۸۹) گویای پدیده‌ی قیمت گذاری برای بازار (PTM) در رفتار صادرکنندگان آلمانی و ایالات متحده آمریکا بود (وارما و ایسار،۲۰۱۶).

با توجه به این رویکرد، در این پژوهش، رفتار قیمت‌گذاری برای بازار (PTM) صادرکنندگان میگو و خاویار ایران در بازارهای مقصد، مورد بررسی قرار گرفت و نقش رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در این رفتار ارزیابی شد. در این راستا نیز همانند برخی ارزیابی‌های مورد بررسی از نرخ ارز اسمی، واقعی، کالای خاص و میانگین وزنی نرخ ارز استفاده شد.

روش تحقیق

مدل PTM نخستین بار توسط کروگمن ۱۹۸۷ معرفی شد. اما نخستین برآورد تجربی از PTM توسط نتر ۱۹۸۹ انجام شد. در این بررسی با الگوگیری از مدل نتر ۱۹۸۹ به آزمون رفتار PTM صادرکنندگان میگو و خاویار ایران پرداخته شد و مدل نتر (۱۹۸۹) برای بازار صادرات ایران شبیه سازی شد. در این راستا در آغاز باید به بررسی فرضیه قیمت‌گذاری در بازار غیرقابتی پرداخته شود که به شرح زیر است:

فرض کنید صادرکننده به N بازار مقصد، کالا صادر می‌کند. تقاضای هر بازار مقصد به شکل زیر است:

$$q_{it} = f(p_{it}e_{it})z_{it}, \qquad \forall_i = 1 \dots N, \qquad \forall_t = 1 \dots T, \tag{۱}$$

[1] Byrne et al.
[2] Knetter

q_{it} مقدار تقاضا در بازار مقصد i در زمان t و p_{it} قیمت صادرات تعیین شده به وسیله کشور صادرکننده به کشور واردکننده i در زمان t، که برحسب واحد پول صادرکننده نشان داده شده است. e_{it} نرخ ارز و z_{it} انتقال‌دهنده‌ی تقاضا (یک متغیر تصادفی) که شامل متغیرهای انتقال دهنده‌ی منحنی تقاضا می‌باشد.

تابع هزینه‌ی صادرکننده به شرح زیر است:

$$C_t = C\left(\sum_i q_{it}\right)\delta_t, \quad \forall_i = 1 \dots N, \quad \forall_t = 1 \dots T. \tag{۲}$$

C_t مقدار هزینه تولید در واحد پول داخلی است. i بازار مقصد مورد نظر، δ_t متغیر تصادفی که باعث انتقال تابع هزینه، برای مثال تغییرپذیری‌های در قیمت کالا در دوره‌ی t می‌شود.

با استفاده از رابطه‌های (۱) و (۲) شرط بیشینه‌سازی سود صادرکننده در دوره‌ی t به صورت زیر محقق می‌شود:

$$\prod_t (p_1, p_2, \dots, p_n) = \sum_{i=1}^{N} p_i q_i(e_i p_i) - C\left\{\sum_{i=1}^{N} q_i(e_i p_i)\right\}\delta_t. \tag{۳}$$

شرط اول بیشینه‌سازی سود برای صادرکننده در دوره‌ی t نشان می‌دهد صادرکننده زمانی به ارائه محصول در بازارهای مقصد می‌پردازد که درآمد نهایی و هزینه ی نهایی باهم برابر باشند. کروو[1] (۲۰۰۰) اشاره می‌کند؛ دو عامل هزینه‌ی نهایی و بازار محصول خاص در مقصد باعث اضافه شدن قیمت توسط صادرکننده در بازارهای مورد نظر شده است.

$$p_i = MC\left\{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i - 1}\right\}, \quad \forall_i = 1 \dots N, \tag{۴}$$

MC هزینه نهایی صادرکننده و ε_i کشش قیمتی تقاضا که صادرکننده با توجه به واحد پول محلی بازار مقصد (قیمت نرخ ارز) i با آن روبه رو است. از این رو قیمت صادرات بیشتر از هزینه‌ی نهایی تولید کالا است و این مسئله نشان می‌دهد، قیمت صادرات به وسیله‌ی کشش قیمتی تقاضای بازار صادرات تعیین می‌شود.

مبانی توضیح داده شده نشان داد که قیمت در بازار غیررقابتی چگونه به دست می‌آید. نتر (۱۹۸۹) با بسط دادن این مسئله در پژوهش خود مشخصات تجربی آزمون رفتار PTM را با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی به شکل زیر، برآورد که در ادامه‌ی این مقاله برای بازار صادرات ایران شبیه سازی شد:

$$ln\, p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_i(ln\, e_{it}) + u_{it}, \tag{۵}$$

[1] Carew

$ln\,p_{it}$ لگاریتم قیمت صادرات، در بازار i در دوره‌ی t که بر حسب ریال ایران در هر کیلوگرم اندازه‌گیری شد. θ_t نشان دهنده‌ی اثرگذاری‌های زمان مربوط به دوره‌ی t است. در واقع اثرگذاری‌های زمانی (θ_t) عامل‌های غیرقابل مشاهده‌ای است که در میان کشورها ثابت و در طول زمان تغییر می‌کنند. بنابراین متغیر اثرات زمانی (θ_t) را می‌توان به جای هزینه‌ی نهایی تولید درنظر گرفت. زیرا فرض بر این است که هزینه نهایی تولید به طور یکسان، بر قیمت صادرات میگو و خاویار ایران در تمام بازارهای مقصد اثر می‌گذارد و مقدار آن در طول زمان تغییر می‌یابد. λ_i اثرات کشوری مقصد خاص است. در واقع عوامل موثر بر تقاضا برای میگو و خاویار ایران در بازارهای مقصد متفاوت هستند. بنابراین اندازه‌گیری تاثیر این عوامل بر قیمت صادراتی میگو و خاویار توسط متغیر اثرات کشوری (λ_i) امکان پذیر است (زارع مهرجردی و توحیدی، ۱۳۹۲). ضریب β_i رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای کشور منحصر به فرد i را اندازه گیری نمود. $ln\,e_{it}$ لگاریتم نرخ ارز مقصد خاص (کشور واردکننده) که بر حسب واحد پول داخلی ایران بیان شد. u_{it} جز اخلال رگرسیون است. باتوجه به نظر سیلونت[1] (۲۰۰۵)، u_{it} برای عامل‌های غیرقابل مشاهده‌ای که قابل محاسبه نیستند و همچنین برای خطای اندازه‌گیری متغیر وابسته، محاسبه می‌شود. با استفاده از معادله‌ی شماره‌ی (۵) می توان فرضیه‌های زیر را آزمون کرد؛

حالت اول: $H_0: \beta_i = 0, \lambda_i = 0$

حالت دوم: $H_A: \beta_i = 0, \lambda_i \neq 0$

حالت سوم: $H_A: \beta_i \neq 0, \lambda_i \neq 0$

پذیرش فرض صفر (حالت اول)، وجود قیمت‌گذاری رقابتی در بازار را اثبات می‌کند و نشان می‌دهد، در این بازارها، قیمت صادرات به سختی تحت تاثیر تغییرپذیری‌های نرخ ارز $\beta_i = 0$ و کشورخاص $\lambda_i = 0$ قرار خواهد گرفت (کروو، ۲۰۰۰). همچنین رد فرض صفر نشان می‌دهد رقابت ناقص و تبعیض قیمت وجود دارد.

حالت دوم بیان‌گر کشش ثابت تقاضا با توجه به قیمت صادرات وجود است. بنابراین، آزمون معناداری λ_i نشان می‌دهد که کشور صادرکننده، سازنده‌ی قیمت در بازار است. اهمیت برآورد فراسنجه λ_i با توجه به اثرگذاری‌های کشور متقابل به‌حتم نشان دهنده‌ی رقابت ناقص و تفاوت کیفیت محصول نیست (فالک[2]، ۲۰۰۰؛ نتر، ۱۹۸۹؛ پال و همکاران، ۲۰۱۳).

---

[1] Silvente
[2] Falk

درنهایت حالت سوم نیز نشان دهنده‌ی تغییرپذیری‌های درجه تبعیض قیمت با توجه به کشش تقاضا است. کشش قیمتی تقاضا ممکن است در طول نوسان‌های نرخ ارز تغییر کند. آزمون معناداری فراسنجه β_i با توجه به اثرگذاری‌های نرخ ارز می‌تواند مثبت یا منفی باشد (نتر، ۱۹۹۳). اگر $\beta_i < 0$ باشد؛ رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص وجود خواهد داشت. همچنین اگر $\beta_i > 0$ باشد؛ بیان‌کننده‌ی رابطه انتقالی کامل تری است. β_i منفی نشان داد که بنگاه‌های صادراتی به تثبیت قیمت ارز داخلی خواهند پرداخت. در مقابل β_i مثبت نشان دهنده‌ی تشدید اثرگذاری‌های نرخ ارز است. زمانی که ضریب‌های برآورد شده‌ی β_i و λ_i هر دو مخالف صفر باشند؛ این امکان را به بنگاه‌های صادراتی خواهد داد که به تقویت اثرگذاری تغییرپذیری‌های نرخ ارز مقصد خاص در جهت افزایش نرخ ارز بپردازند (پال و همکاران، ۲۰۱۳).

از معادله‌ی (۵) برای آزمون عدم تقارن در واکنش قیمت صادرات نسبت به تغییرپذیری‌های نرخ ارز استفاده شد. اثر متقابل متغیرهای مجازی به همراه نرخ ارز، در مدل یادشده نشان دهنده‌ی تفاوت اثر افزایش و کاهش ارزش پول است و در ادبیات تحقیق مقاله، آشکارا دیده خواهد شد (نتر ، ۱۹۹۳؛ ورگیل[1]، ۲۰۱۱). اثر متقابل متغیرهای مجازی به همراه نرخ ارز به صورت زیر است:

$$\xrightarrow{(\ln e_t = E_t)} E_t: (\beta_1 + \beta_2 D_t)E_t = \beta_1 E_t + \beta_2 D_t \times E_t.$$

زمانی‌که ارزش پول افزایش می‌یابد (کاهش E_t)؛ متغیر مجازی برابر یک قرار گرفت و برای کاهش آن، عدد صفر جایگذاری خواهد شد:

- اگر $D_t = 1$ باشد؛ $\Delta E > 0$ خواهد شد (در زمان افزایش ارزش پول داخلی).
- اگر $D_t = 0$ باشد؛ $\Delta E < 0$ خواهد شد (در زمان کاهش ارزش پول داخلی).

براین پایه رابطه (۵) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$ln\, p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_1(ln\, e_{1t}) + \beta_2(ln\, e_{2t}) + u_{it} \quad (۶)$$

$$ln\, p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_1(ln\, e_{1t}) + \beta_2(ln\, e_{2t} \times D_t) + u_{it} \quad (۷)$$

اثر بخشی متغیرها در معادله‌ی (۷) بیان کننده‌ی مدت زمان از بین بردن عدم تقارن در نوسان‌های نرخ ارز است. اگر ضریب آن از نظر آماری معنی‌دار و مثبت باشد؛ اثر بخشی افزایش ارزش پول صادرکننده بر قیمت صادرات بیشتر از کاهش آن است. به طور مشابه، معناداری یک

[1] Vergil

ضریب منفی نشان می‌دهد که اثرگذاری کاهش ارزش نرخ ارز در قیمت صادرات بیشتر از افزایش آن است (بایرن و همکاران، ۲۰۱۰).

در این بررسی، از ارزش صادرات مستخرج از سازمان گمرک کشور به جای قیمت استفاده شد. نرخ ارز مورد استفاده در این پژوهش نیز به سه صورت اسمی، واقعی و میانگین وزنی نرخ ارز منظور شد و داده‌ها در این زمینه از بانک جهانی و بانک مرکزی گرفته شد.

گلدبرگ[1] (۲۰۰۴) میانگین وزنی نرخ ارز صادرات را بیان کرد و برای نخستین بار توسط میل جکویک و ژوانگ[2] (۲۰۱۱) مورد استفاده قرار گرفت. روش محاسبه میانگین وزنی نرخ ارز صادرات با استفاده از نرخ ارز واقعی محاسبه شد و وزن وارداتی هر وارد کننده، از رابطه زیر به دست آمد:

$$XER_t^p = \sum_i w_t^{pi}.RER_t^i, \quad w_t^{pi} = \frac{X_t^{pi}}{\sum_i X_t^{pi}}, \qquad (۸)$$

XER_t^p میانگین وزنی نرخ ارز واقعی صادرات برای کالای خاص p در زمان t است. w_t^{pi} میانگین وزنی صادرات به کشور وارد کننده‌ی i و RER_t^i نرخ ارز واقعی بین ایران و کشور i می‌باشد.

الگوی تجربی این پژوهش شامل بازار صادرات میگو و خاویار ایران در عمده کشورهای جهان می‌باشد. همه‌ی داده‌های مورد استفاده در این بررسی به صورت داده‌های تابلویی ۲۳ ساله از سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۴و عمده کشورهای مقصد است که شامل ارزش صادرات، نرخ ارز اسمی، نرخ ارز واقعی و میانگین وزنی نرخ ارز می‌باشد و داده‌های یادشده از بانک مرکزی، بانک جهانی و سازمان گمرک ایران استخراج شد.

نتایج و بحث

به صورت کلی در مبحث داده‌های تابلویی، فرض برآن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند. در حالی‌که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در نتیجه عامل‌های همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقی‌مانده‌ی محاسبه نشده و عامل‌های غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد. بنابراین نخستین مرحله در داده‌های تابلویی، تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست (گل‌خندان،

[1] Goldberg
[2] Miljkovic and Zhuang

۱۳۹۴). در این مقاله از آزمون وابستگی مقطعی پسران ۲۰۰۴ (*CD*)[1] استفاده شد، که نتایج به شرح زیر است:

جدول (۱) آزمون وابستگی مقطعی متغیرهای ارزش صادرات و سه مدل نرخ ارز

محصول	آماره آزمون	لگاریتم ارزش صادرات	لگاریتم نرخ ارز اسمی	لگاریتم نرخ ارز واقعی	لگاریتم میانگین وزنی نرخ ارز
خاویار	آزمون CD	۸/۰۶۳*	۲۶/۶۶۹*	۱۴/۸۹۱*	۲۸/۷۷۵*
میگو	آزمون CD	۶/۵۰۷*	۱۱/۶۳۰*	۱۳/۰۵۸*	۲۱/۹۷۷*

منبع: یافته‌های تحقیق (* معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.)

در جدول (۱) فرض صفر آزمون *CD* برابر است با نبود وابستگی مقاطع و همه‌ی متغیرها در سطح ۱ درصد، معنادار شدند. لذا فرض صفر رد می‌شود. بنابراین همه‌ی متغیرها برای هر دو محصول دارای وابستگی مقطعی می‌باشند و از آنجایی که همه‌ی متغیرها دارای وابستگی مقطعی هستند؛ در ادامه‌ی روند پژوهش، آزمون نسل دوم داده‌های تابلویی (پانل) ریشه واحد[2] (*CIPS*)، بر روی متغیرها انجام گرفت. این آزمون توسط پسران سال ۲۰۰۷ ارائه شد که در آن، آزمون وابستگی مقطعی را در قالب یک عامل غیر قابل مشاهده آزمون می‌کند و نتایج آن به شرح زیر است:

جدول (۲) آزمون ریشه واحد پانل پسران ۲۰۰۷ متغیرهای ارزش صادرات و سه مدل نرخ ارز

محصول	آماره آزمون	لگاریتم ارزش صادرات	لگاریتم نرخ ارز اسمی	لگاریتم نرخ ارز واقعی	لگاریتم میانگین وزنی نرخ ارز
خاویار	آزمون Z_t	-۴/۰۱۲**	۰/۳۳۸	-۱/۳۰۸*	۱۳/۵۱۵
میگو	آزمون Z_t	-۶/۱۰۲**	۰/۵۴۶	-۱/۳۳۸*	۱۱/۹۲۰

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** به ترتیب معناداری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد را نشان می‌دهند.)

در جدول (۲) فرض صفر عبارت است از وجود ریشه واحد (نامانایی) *I(1)* و همان‌طور که مشاهده می‌شود لگاریتم ارزش صادرات و لگاریتم نرخ ارز واقعی برای هر دو محصول مانا و دیگر متغیرها نامانا شدند و از آنجایی که لگاریتم ارزش صادرات (متغیر وابسته) مانا می‌باشد؛ مدل PTM، بدون در نظر گرفتن هم‌انباشتگی برآورد شد (جین و میل‌جکویک[3]، ۲۰۰۸).

[1] cross-section dependence test
[2] panel unit-root test allows for cross-section dependence
[3] Jin and Miljkovic

مدل *PTM* (رابطه‌ی ۷) با استفاده از روش‌های رگرسیون خطی و پانل تصحیح خطای استاندارد (*PCSE*)[1] تحت سه مدل نرخ ارز، به نام‌های نرخ ارز اسمی، واقعی و میانگین وزنی نرخ ارز تخمین زده شد و همچنین خودهمبستگی بین اجزای اخلال در داده‌های پانل مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آن به شرح زیر است:

جدول (۳) تحلیل *PTM* با اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز تحت ۳ مدل نرخ ارز (خاویار سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۲)

کشور	مدل ۱: نرخ ارز اسمی			مدل ۲: نرخ ارز واقعی			مدل ۳: میانگین وزنی نرخ ارز		
	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز
اسپانیا	۰/۲۲	-۳/۳۱	۱/۴۷	-۰/۱۱	۲۷/۲۳	-۰/۱۷	۰/۰۳	۰/۶	-
	{۰/۶۵}	{۸/۱۵}	{۱/۱۳}	{۰/۵۳}	{۱۷/۲۱}	{۱/۲۳}	{۰/۱۸}	{۲/۲۶}	-
امارات	-۳/۴۷	-۱۳/۸*	۰/۱۹	-۷/۴۰۲	-	-۱/۴۷	-۰/۶۶*	-۲/۰۲	-۰/۳۵
	{۲/۴}	{۷/۱۹}	{۲/۰۸}	{۴/۵۱}	-	{۱/۶۴}	{۰/۳۲}	{۲/۶۱}	{۱/۱۴}
انگلستان	۰/۸۷	-	-۱/۲۸	۱۰/۸۷**	۷۴/۰۷***	۰/۳۱	۰/۱	-	۰/۴۸
	{۲/۴۴}	-	{۱/۶۲}	{۳/۷۹}	{۱۹/۳۶}	{۱/۶۶}	{۰/۲۷}	-	{۱/۱۲}
آلمان	-۱/۰۳	-۶/۷۶	۱/۱۴	-۱/۴۴	۲۲/۵۶	-۰/۱۱	-۰/۳۴*	-۰/۱۵	-۰/۲۳
	{۱/۴۶}	{۶/۲۱}	{۰/۹۷}	{۲/۰۴}	{۱۶/۷۲}	{۱/۱۷}	{۰/۱۸}	{۱/۹۳}	{۰/۷۸}
بلژیک	-۰/۸۸	-۷/۲	۲/۰۲	-۱/۳۲	۸۸/۲۲	-۰/۴۶	-۰/۴۴*	-۱/۰۳	-۰/۹۴
	{۰/۸۵}	{۷/۴۸}	{۱/۲۶}	{۰/۸۷}	{۱۷/۲۸}	{۱/۴۸}	{۰/۲۷}	{۲/۳۴}	{۰/۹۷}
ژاپن	۱/۵۲	۰/۱۵	-۱/۳۶	-۰/۹۷	۲۵/۳۶	-۰/۹۴	۰/۲۲	۱/۳۷	-۰/۳۱
	{۱/۸۴}	{۷/۷۶}	{۱/۰۸}	{۳/۱۴}	{۱۷/۲۵}	{۱/۳۹}	{۰/۲۴}	{۲/۲۷}	{۰/۹۲}
سوئیس	۱/۷۹	۲/۷۳	۰/۴۶	۴/۲۳	۴۴/۹۱**	-۱/۸	۰/۰۱	۰/۷	-۱/۳۶
	{۲/۱}	{۷/۳۸}	{۱/۸۱}	{۳/۴}	{۱۷/۲}	{۱/۴}	{۰/۳}	{۲/۵}	{۱/۱}
فرانسه	۰/۸۰۴	-۱/۲۸	۱/۶۳*	۰/۱۴	۲۸/۲۱	-۰/۱	۰/۲۸	۱/۹۳	-۰/۷۴
	{۱/۱۴}	{۷/۶۴}	{۰/۹۹}	{۱/۳}	{۱۷/۴}	{۱/۲}	{۰/۱}	{۲/۴}	{۰/۷}
لوکزامبورگ	۰/۰۳	-۴/۶۵	۲/۲۶	-۰/۳۹	۲۵/۷۶	۰/۳۵	-۰/۲۱	-۰/۸۹	۰/۱۲
	{۰/۹۲}	{۷/۶۷}	{۱/۴۲}	{۰/۹}	{۱۷/۵}	{۱/۵}	{۰/۳}	{۲/۲}	{۱/۱}
شمار مشاهده‌ها		۲۰۷			۲۰۷			۲۰۷	
آزمون وولدریج		۳/۰۶۵ (۰/۱۱۸۱)			۳/۱۴۷ (۰/۱۱۴)			۶/۹۱۵* (۰/۰۳۰۲)	

[1] panel corrected standard errors

ادامه جدول (۳) تحلیل PTM با اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز تحت ۳ مدل نرخ ارز (خاویار سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۹۴)

R2	۰/۴۸۲۷	۰/۴۵۹۴	۰/۵۶۷۸
X^2	۱۱۲۷/۵۴	۵۱/۸۳	۱۰۰۶/۷۲
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۱۹)	(۰/۰۰۰۰)
F_{ER}	۳۷/۳۵	-	۸۱۲/۵۵
	(۰/۰۰۳)		(۰/۰۰۰۰)
F_{AE}	۱۰۹۲/۳۶	۴۶/۷۲	۷۸۵/۸۵
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰)
F_{FE}	۲۴۶۳/۴۴	۲۶/۳۷	۸۵۲/۵
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۹۱۶)	(۰/۰۰۰۰)
F_{FE2}	۴۳/۵۸	۳۶/۴۷	۲۷/۳۴
	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۰۰۶۱)	(۰/۰۷۲۹)
F_{FE3}	۹۷/۱۵	۶۱/۸۴	۴۰/۴۸
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۳۵)
آزمون CD	۲۰/۹۸۸	۲۲/۹۶۹	۲۶/۲۷
باقیمانده‌ها	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)

(منبع: یافته‌های تحقیق) اعداد داخل کروشه نشان‌دهنده‌ی خطای استاندارد هستند و علامت *، ** و *** به‌ترتیب معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهد و اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده‌ی مقادیر احتمال هستند.

جدول (۴) تحلیل *PTM* با اثرات نامتقارن نرخ ارز تحت ۳ مدل نرخ ارز (میگو سال های ۱۳۷۲-۱۳۹۴)

	مدل ۱: نرخ ارز اسمی			مدل ۲: نرخ ارز واقعی			مدل ۳: میانگین وزنی نرخ ارز		
کشور	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز
اسپانیا	۰/۵۱	۷/۸۹*	-۰/۴۶	۰/۸۶*	۴/۹۳	۰/۵۹	-۳/۰۵*	-۵/۹۴	۱/۲۱*
	{۰/۳۴}	{۴/۲۸}	{۰/۶۲}	{۰/۳۴}	{۶/۰۷}	{۰/۷۷}	{۱/۲۵}	{۴/۲۸}	{۰/۵۱}
امارات	۱/۰۷	۹/۰۶**	۰/۷۳	-۰/۶۴	-	-۰/۵۳	-۱/۵۴***	-	-۰/۶۷
	{۰/۸۸}	{۳/۱۴}	{۰/۴۶}	{۱/۶}	-	{۰/۵۶}	{۰/۱۶}	-	{۰/۴۷}
ایتالیا	۰/۲۶	۶/۶۵	-۰/۴۹	۰/۵۱*	۳/۰۰۵	۱/۱۲	۰/۲۶	۵/۰۹	-۰/۸
	{۰/۳۱}	{۴/۴۵}	{۰/۸۶}	{۰/۲۹}	{۶/۱۶}	{۰/۹۵}	{۱/۷۳}	{۵/۵}	{۰/۷۷}
ترکیه	۰/۳۸	۵/۶۱	۰/۲۳	-۳/۷۷	-۱۴/۶۲	-۰/۹۱	-۳/۳۲*	-۸/۲۵	۰/۴۱
	{۱/۱۸}	{۶/۹۴}	{۱/۰۶}	{۲/۶۵}	{۹/۰۷}	{۱/۰۸}	{۱/۵۹}	{۵/۰۴}	{۰/۹۵}

ادامه جدول (۴) تحلیل *PTM* با اثرات نامتقارن نرخ ارز تحت ۳ مدل نرخ ارز (میگو سال های ۱۳۷۲-۱۳۹۴)

	مدل ۱: نرخ ارز اسمی			مدل ۲: نرخ ارز واقعی			مدل ۳: میانگین وزنی نرخ ارز		
کشور	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز	اثر نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز
قطر	-۰/۶۸ {۱/۲۳}	۱/۹۶ {۳/۸۲}	۲/۰۲* {۱/۰۹}	-۱/۶۳ {۲/۳۴}	-۴/۰۲ {۸/۷۹}	-۱/۰۲ {۰/۹۱}	-۲/۲۷ {۱/۵۳}	-۲/۲۴ {۴/۸۱}	-۱/۷۷* {۰/۹۳}
کویت	-۱/۱۷ {۱/۱۸}	- -	۰/۶۹ {۰/۸۷}	-۹/۴۴*** {۲/۲۲}	۴۳/۳*** {۶/۷۳}	-۰/۹ {۰/۸}	-۱/۶۶ {۱/۰۷}	-۰/۷۷ {۳/۴۴}	-۱/۴* {۰/۶۱}
لبنان	-۱/۷۴ {۱/۰۷}	۴/۲ {۴/۵۵}	۰/۲۷ {۰/۷۴}	-۴/۸۸* {۲/۹۴}	-۳/۱۶ {۵/۰۴}	-۰/۳۴ {۰/۹}	-۱/۹۵ {۱/۳۷}	-۲/۲۹ {۴/۳۸}	-۰/۵۶ {۰/۷۷}
شمار مشاهده‌ها	۱۶۱			۱۶۱			۱۶۱		
آزمون وولدریج	۰/۱۳۷ (۰/۷۲۴۲)			۰/۱۷۵ (۰/۶۹۰۲)			۴/۰۷۸* (۰/۰۹)		
R^2	۰/۵۰۶۳			۰/۵۳۵۶			۰/۵۳۰۴		
X^2	۲۵۸۰/۳۲ (۰/۰۰۰۰)			۱۷۳/۸۴ (۰/۰۰۰۰)			۹۶۵۳/۶۶ (۰/۰۰۰۰)		
F_{ER}	۵۳/۵۱ (۰/۰۰۰۰)			۷۳/۳۴ (۰/۰۰۰۰)			۶۷۵/۷۳ (۰/۰۰۰۰)		
F_{AE}	۲۵۵۳/۷۸ (۰/۰۰۰۰)			۱۶۰ (۰/۰۰۰۰)			۸۱۶۶/۰۳ (۰/۰۰۰۰)		
F_{FE}	۲۰۲۷/۰۳ (۰/۰۰۰۰)			۵۱/۰۷ (۰/۰۰۰۰)			۸۷۳۳/۰۹ (۰/۰۰۰۰)		
F_{FE2}	۱۶۰/۷ (۰/۰۰۰۰)			۷۲/۱۹ (۰/۰۰۰۰)			۳۶/۳۱ (۰/۰۰۰۹)		
F_{FE3}	۳۰۲/۰۶ (۰/۰۰۰۰)			۱۶۴ (۰/۰۰۰۰)			۵۲/۰۲ (۰/۰۰۰۱)		
آزمون CD باقیمانده‌ها	۱۸/۱۹ (۰/۰۰۰۰)			۱۵/۳۹۶ (۰/۰۰۰۰)			۱۸/۶۷۳ (۰/۰۰۰۰)		

(منبع: یافته‌های تحقیق) اعداد داخل کروشه نشان‌دهنده‌ی خطای استاندارد هستند و علامت *، ** و *** به‌ترتیب معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهد و اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده‌ی مقادیر احتمال هستند.

خودهمبستگی به وسیله آزمون وولدریج[1] (۲۰۰۲) برآورد شد و فرض صفر آن عبارت است از نبود خودهمبستگی. همان‌طور که مشاهده می‌شود برای هر دو محصول در مدل میانگین وزنی نرخ ارز فرض مربوطه رد شد. بنابراین باید در برآورد مدل PTM آن‌ها، از AR*(1)* استفاده شود. اثرگذاری‌های نرخ ارز، اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز[2]، اثرگذاری‌های کشور و اثرگذاری‌های زمان به‌ترتیب توسط F_{ER}، F_{AE}، F_{FE}، F_{FE2} و F_{FE3}[3] آزمون شد.

برابر جدول‌های (۳ و ۴)، تاثیر اثرگذاری‌های نرخ ارز بر روی قیمت صادرات (ضریب β) میگو و خاویار در بازارهای مقصد مشاهده شد. نتایج آزمون F_{AE} نشان دهنده‌ی اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز در بازارهای مقصد برای هر دو محصول، تحت هر سه مدل نرخ ارز است. λ اثرگذاری-های کشور خاص[4]؛ بیان‌گر این موضوع است که صادرکنندگان ایرانی با بالا بردن قیمت، بیشتر از هزینه‌ی نهایی تولید، قادر به اعمال تبعیض قیمت هستند. از سوی دیگر نتایج گویای وجود اثرگذاری‌های زمان، درتمامی متغیرها است و همان‌طور که پیشتر اشاره شد اثرگذاری‌های زمان عامل‌های غیرقابل مشاهده‌ای هستند که در میان کشورها ثابت و در طول زمان تغییر می کنند. متغیر اثرگذاری‌های زمانی (θ_t) را می‌توان به جای هزینه‌ی نهایی تولید درنظر گرفت. زیرا فرض براین است، هزینه نهایی تولید به طور یکسان بر قیمت صادرات میگو و خاویار ایران در همه‌ی بازارهای مقصد اثر خواهد گذاشت و مقدار آن در طول زمان تغییر می‌یابد.

همان‌طور که در جدول‌های (۳ و ۴) مشاهده می‌شود اثرگذاری‌های کشوری برخی کشورهای واردکننده‌ی میگو و خاویار از مدل PTM حذف شده است[5]. این مسئله به دلیل تاثیر مقاطع عرضی و برای رهایی از دام متغیرهای مجازی صورت گرفته است. در این راستا تفاوت اثرگذاری‌های کشوری کشورهای یادشده و اثرگذاری‌های کشوری دیگر کشورهای موجود در جدول به عنوان ارزش ضریب‌های مجازی کشورها تفسیر می‌شود(میل جکویک و همکاران، ۲۰۰۳؛ وارما و ایسار،۲۰۱۶).

---

[1] Wooldridge test

[2] اثر متغیر دامی در رگرسیون برابر صفر است و فرضیه‌ی صفر برای همه‌ی بازارهای مقصد عبارت است از اثرگذاری‌های متقارن نرخ ارز

[3] $F_{ER}(H_0: \forall\beta_i = 0)$ ،F_{AE} ،$F_{FE}(H_0: \forall\lambda_i = 0)$ ،$F_{FE2}(H_0: \forall\theta_t = \forall\lambda_i = 0)$ و $F_{FE3}(H_0: \forall\theta_t = 0)$

[4] Country specific effects

[5] برابر جدول‌های (۳ و ۴)، متغیرهایی که دارای شرایط یادشده هستند عبارت‌اند از: صادرات خاویار به کشور امارات در مدل نرخ ارز واقعی و کشور انگلستان در مدل‌های نرخ ارز اسمی و میانگین وزنی نرخ ارز و صادرات میگو به کشور امارات در مدل‌های نرخ ارز واقعی و میانگین وزنی نرخ ارز و کشور کویت در مدل نرخ ارز اسمی.

با توجه به R_2 در جدول‌های (۳و۴)، رفتار PTM برای خاویار تحت مدل میانگین وزنی نرخ ارز و برای میگو تحت مدل نرخ ارز واقعی بهتر پیش بینی شد. بنابراین در ادامه‌ی روند پژوهش، تحلیل‌ها برپایه این دو مدل بیان خواهد شد و از سوی دیگر نتایج گویای از آن است که رفتار PTM برای خاویار ایران، در بازار کشورهای امارات متحده عربی، آلمان و بلژیک و همچنین برای میگوی ایران، در بازار کشورهای اسپانیا، ایتالیا، کویت و لبنان اعمال شده است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که صادرکنندگان به تثبیت قیمت ریال در این بازارها پرداخته‌اند. ($H_1: \forall \beta_i \neq 0$).

ضریب‌های منفی اثرگذاری‌های نرخ ارز نشان دهنده‌ی این است که صادرکنندگان میگو (صادرات به کشورهای کویت و لبنان) و خاویار (صادرات به کشورهای امارات، آلمان و بلژیک) ایران، به تثبیت واحد پولی خود پرداخته‌اند. تثبیت واحد پول داخلی، زمانی رخ می‌دهد که صادرکنندگان به تنظیم قیمت، بالاتر از مقدار هزینه‌های تولید اقدام کنند. در واقع ضریب‌های منفی بیان‌کننده‌ی این موضوع است که اگر ارزش پول داخلی (ریال) کاهش یابد، قیمت صادرات رو به کاهش خواهد رفت. این موضوع نشان دهنده‌ی باکشش بودن تقاضا و رفتار رقابتی صادرکنندگان است (وارما وایسار، ۲۰۱۶). ضریب‌های صادرات میگو به کشورهای اسپانیا و ایتالیا مثبت (β) شد و این موضوع بیان‌گر آن است که صادرکنندگان، نوسان‌های نرخ ارز را با بالا بردن قیمت صادرات در شرایطی تقویت می‌کنند که تقاضا برای میگو در این دو بازار بی‌کشش است. بنابراین این اقدام ایران، حتی در زمان‌های کاهش ارزش پول داخلی، نشان دهنده‌ی توان بازار صادرات میگوی ایران است. در واقع می‌توان نتیجه گرفت؛ زمانی‌که ضریب β منفی باشد صادرکنندگان به تثبیت اثرگذاری‌های نرخ ارز (رابطه انتقالی نرخ ارز ناقص) و زمانی که ضریب β مثبت باشد به تقویت اثرگذاری‌های نرخ ارز (رابطه انتقالی نرخ ارز نزدیک به کامل) پرداخته‌اند.

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده شد در صادرات میگو به کویت هم ضریب β منفی و معنادار شد و هم اثرگذاری‌های کشوری وجود داشت که این موضوع، گویای از رقابت ناقص، به همراه کشش‌های متفاوت تقاضا (تبعیض قیمت) و رابطه انتقالی نرخ ارز ناقص است.

در جدول‌های (۳ و ۴)، قسمت اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز، هیچ‌کدام از ضریب‌ها معنادار نشدند. بنابراین اثرگذاری نرخ ارز، متقارن است. با این حال علامت ضریب‌های خاویار در همه‌ی

کشورها به غیر از لوکزامبورگ و برای میگو نیز در تمام کشورها به غیر ایتالیا و اسپانیا منفی شد؛ که نشان می‌دهد تاثیر کاهش ارزش پول داخلی از افزایش آن بیشتر است.
آزمون *CD* پسران ۲۰۰۴ روی باقی‌مانده‌های هر سه مدل نرخ ارز انجام شد که نتایج آن رد فرض صفر و وجود رابطه‌ی وابستگی مقطعی بین باقی‌مانده‌های هر سه مدل نرخ ارز یادشده است (سطر آخر جداول (۳ و ۴)).

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مقاله با هدف تجزیه و تحلیل رفتار قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایرانی برای میگو و خاویار، در بازار جهانی و پاسخ به پرسش چگونگی شکل‌گیری این رفتار و نشان دادن اهمیت و جایگاه ی ویژه‌ی ایران در تامین تقاضای میگو و خاویار جهان به رشته‌ی تحریر درآمد. رفتار قیمت گذاری برای بازار (PTM)، با استفاده از پانل تصحیح خطای استاندارد، تحت سه مدل نرخ ارز اسمی، نرخ ارز واقعی و میانگین وزنی نرخ ارز برآورد و تجزیه و تحلیل شد که نتایج آن نشان دهنده‌ی تاثیر پیامدهای نرخ ارز و اثرگذاری‌های کشوری یا هر دو، در تعیین رفتار قیمتی صادرکنندگان ایرانی در بازارهای مقصد است. رفتار PTM برای خاویار تحت مدل میانگین وزنی نرخ ارز و برای میگو تحت مدل نرخ ارز واقعی بهتر پیش بینی شد. تنها در صادرات میگو به کویت هر دو اثرگذاری نرخ ارز (رابطه انتقالی نرخ ارز) و اثرگذاری کشوری در رفتار قیمت گذاری صادرکنندگان ایرانی برای بازار کویت مشاهده شد. این موضوع نشان دهنده‌ی آن است که صادرکنندگان ایرانی با بازار رقابت ناقص و کشش‌های مختلف تقاضا روبه‌رو هستند. صادرکنندگان ایرانی با بالا بردن قیمت میگو، بیشتر از هزینه‌ی نهایی تولید آن (رابطه انتقالی نرخ ارز ناقص)، قادر به اعمال تبعیض قیمت در کویت هستند.
به طورکلی صادرکنندگان به تثبیت قیمت ریال برای خاویار در بازار امارات، آلمان و بلژیک و برای میگو در بازار کویت و لبنان (تقاضا در این کشورها باکشش و بازار رقابتی است.) می پردازند. اما برای بازار میگوی اسپانیا و ایتالیا (تقاضا در این دو کشور بی‌کشش است.) به تقویت نوسان‌های نرخ ارز با بالا بردن قیمت صادرات محصول پرداخته می‌شود که این موضوع حاکی از قدرت بازار صادرات ایران در این دو کشور است. تجزیه و تحلیل اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز نیز نشان داد که این اثرگذاری‌های متقارن است و با توجه به این‌که علامت ضریب‌های ناشی از برآورد مدل اثرگذاری‌های نامتقارن، در بیشتر موارد منفی شد، می‌توان نتیجه گرفت

که تاثیر کاهش ارزش ریال در انتقال نوسان‌های نرخ ارز به بازارهای مقصد، از افزایش آن بیشتر است.

این پژوهش بر خلاف بررسی ساختار بازار واردات که توسط میل‌جکویک و ژوانگ (۲۰۱۱) انجام شده است، شامل نتایج متنوعی در بازارهای صادرات خاویار و میگو است و همچنین نتایج تجزیه و تحلیل بازار صادرات میگو و خاویار ایران نتایجی مشابه به نتایج بررسی‌های مالیک و مارکوس (۲۰۱۲)، پال و همکاران (۲۰۱۳) و وارما و ایسار (۲۰۱۶) دارد.

بنابراین با توجه به نتایج یادشده و قابلیت و موقعیت ایران در سال‌های اخیر با ظرفیت تولید ۳۱۱۱۲ تن و صادرات ۱۱۶۱۰ تن میگو و همچنین با تولید ۶۹۱ تن و صادرات ۰/۸ تن، در شمال و میگو در جنوب کشور، ضرورت دارد صادرکنندگان ایرانی در بازار میگوی کویت به شناسایی کشش‌های مختلف بازار برای تعیین درجه‌ی تبعیض قیمت و همچنین تعیین درجه انحصار بازار بپردازند و در صورت نیاز به کاهش رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز، در راستای افزایش توان انحصار خود در کویت نسبت به دیگر کشورها اقدام کنند. در کشورهایی که بازار محصول رقابتی و باکشش (بازار خاویار امارات، آلمان و بلژیک و بازار میگوی کویت و لبنان) است؛ توصیه می‌شود صادرکنندگان به شناسایی رفتار دیگر رقیبان و کاهش قیمت صادرات با توجه به باکشش بودن تقاضای بازارهای یادشده بپردازند. با توجه به اینکه بازارهای یادشده رقابتی و باکشش است؛ صادرکنندگان ایرانی برای اینکه از صحنه‌ی رقابت جهانی کنار گذاشته نشوند باید به قیمت و کیفیت محصولات مشابه خود در بازارهای خاویار امارات، آلمان و بلژیک و میگوی کویت و لبنان توجه کنند تا در صورت نیاز به بالا بردن کیفیت (به عنوان مثال با انجام بسته‌بندی‌های خریدار پسندانه) و کاهش قیمت بپردازند. اما برای بازار میگوی اسپانیا و ایتالیا (تقاضا بی‌کشش) به روند تقویت نوسان‌های نرخ ارز با بالا بردن قیمت صادرات ادامه دهند.

منابع

آمارنامه دریایی ایران. (۱۳۹۵) <www.imarine.ir>.

امامی، ک. آل علی، س. (۱۳۹۰) رابطه انتقالی تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات ایران: ۱۳۸۵:۴-۱۳۶۹:۱، *مجله علوم اقتصادی*. جلد ۱۴، (۵): ۸-۳۴.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۵) <www.cbi.ir>.

زارع مهرجردی، م. توحیدی، الف. (۱۳۹۲) رابطه انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی پسته ایران: رویکرد داده‌های تابلویی، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. جلد ۱۸، (۵): ۱۶۵-۱۸۵.

سازمان شیلات ایران. (۱۳۹۵) <www.shilat.com>.

سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۵) <www.irica.gov.ir>.

کازرونی، ع. اصغرپور، ح. و فرضی، ن. (۱۳۹۵) انتقال اثر نرخ ارز بر قیمت داخلی بازار خودرو ایران با تاکید بر تاثیر سهم واردات از بازار داخلی، *مجله تحقیقات اقتصادی*. جلد ۱، (۵۱): ۲۰۵-۲۲۸.

گل خندان، الف. (۱۳۹۴) جهانی شدن و اندازه دولت: آزمون فرضیه رودریک، *مجله سیاست-های راهبردی و کلان*. جلد ۳، (۱۰): ۳۹-۶۲.

موسوی خالدی، الف. مرتضوی، الف. و خلیلیان، ص. (۱۳۹۵) بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر صادرات صنایع غذایی ایران. *پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی. دانشکده کشاورزی*، دانشگاه تربیت مدرس.

Byrne, J.P., Chavali, A.S., Kontonikas, A. (2010) Exchange rate pass through to import prices: Panel evidence from emerging market economies. Business School - *Economics, University of Glasgow. 19: 1–31.*

Byrne, J.P., Kortava, E., MacDonald, R. (2013) A new approach to tests of pricing-to-market. J. Int. *Money Finan. 32: 654–667.*

Carew, R. (2000) Pricing to market behavior: Evidence from selected Canadian and U.S. agri food exports. J. Agric. *Resour. Econ. 25: 578–595.*

Falk,M., Falk, R. (2000) Pricing tomarket of German exporters: *Evidence from panel data. Empirica. 27: 21–46.*

Goldberg, L.S. (2004) Industry-specific exchange rates for the United States. *Fed. Reserve Bank New York Econ. 10: 1–16.*

Jin, H. J., Miljkovic, D. (2008) Competitive structure of US grain exporters in the world market: *A dynamic panel approach. J. Int. Econ. Stud. 12: 33–63.*

Knetter, M.M. (1989) Price discrimination by US and German exporters. *Am. Econ. Rev. 79: 198–210.*

Knetter,M.M. (1993) International comparisons of pricing-to-market behavior. *Am. Econ. Rev. 83: 473–486.*

Krugman, P. (1987) Pricing to market when the exchange rate changes. In: Arndt, S.W. & Richardson, J.D. (Eds), Real Financial Linkages among Open Economies. *MIT Press,Cambridge. 49–70.*

Mallick, S., Marques, H. (2012) Pricing to market with trade liberalization: The role of market heterogeneity and product differentiation in India's exports. *J. Int. Money Finan. 31: 310–336.*

Miljkovic, D., Zhuang, R. (2011) The exchange rate pass-through into import prices: *The case of Japanese meat imports. Appl. Econ. 43: 3745–3754.*

Miljkovic, D., Brester, G. W., Marsh, J.M. (2003) Exchange rate pass-through, price discrimination, and US meat export prices. *Appl. Econ. 35: 641–650.*

Pall, Z., Perekhozhuk, O., Teuber, R., Glauben, T. (2013) Are Russian wheat exporters able to price discriminate? Empirical evidence from the last decade. *J. Agric. Econ. 64: 177–196.*

Pesaran, M. H. (2004) General diagnostic tests for cross section dependence in panels. CES ifo Working Paper Series No. 1229; IZA Discussion Paper No.1240.

Pesaran, M.H. (2007) A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *J. Appl. Econ. 22: 265–312.*

Silvente, F.R. (2005) Price discrimination and market power in export markets: *The case of the ceramic tile industry. J. Appl. Econ. 8: 347–370.*

The World bank. (2016) <www.worldbank.org>.

Varma, P., Issar, A. (2016) Pricing to market behaviour of India's high value agri-food exporters: an empirical analysis of major destination markets. *Agric. Econ. 47: 129-137.*

Vergil, H. (2011) Does trade integration affect the asymmetric behavior of export prices? The case of manufacturing exports of Turkey. *African J. Bus. Manage. 5: 9808–9813 .*

Wooldridge, J. (2002) Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press, Business & Economics,752 pages.