

## 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<sup>۱</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۱۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۲۰

### 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. با توجه 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 اقتصادسنجی با استفاده از مدل (داده-های تابلویی) پانل تصحیح خطای استاندارد (PCSE) نشان داد که رفتار قیمت‌گذاری 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 صادرکننده 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.

## 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 آبی‌پروری 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 محورهای راهبردهای تولید پروتئین مورد نیاز ایران و جهان باشد. افزایش تولید آبزیان مرهون افزایش تولید در زیربخش آبی‌پروری 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 قابلیت‌های 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 بین‌المللی، 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 می‌تواند چهارچوبی تحلیلی جهت تصمیم‌سازی‌های آتی در این زمینه ایجاد کند.

بنابراین تعیین رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز<sup>۱</sup> 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

<sup>1</sup> exchange rate pass-through

## بررسی نقش رابطه‌ی...۱۰۹

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<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) به ارتباط بین قیمت‌گذاری برای بازار<sup>۳</sup> (PTM) و آزادسازی تجاری پرداختند و نتایج بررسی آنان نشان داد، ناهمگنی بازار می‌تواند سطح PTM را تغییر دهد و صادرکنندگان هندی اثرات انتقالی نرخ ارز را به خود جذب می‌کنند. پال و همکاران<sup>۴</sup> (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<sup>۵</sup> (۲۰۱۶) به بررسی رفتار قیمت‌گذاری برای بازار صادرکنندگان محصولات کشاورزی هندوستان با استفاده از سه نوع مدل نرخ ارز پرداختند؛ که نتایج بررسی آنان نشان‌دهنده‌ی، بازار رقابت ناقص، تبعیض قیمت از طریق رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص<sup>۶</sup> 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 ۱۳۸۵ پرداختند. 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-

---

<sup>1</sup> Miljkovic and Zhuang

<sup>2</sup> Mallick and Marques

<sup>3</sup> Pricing to market

<sup>4</sup> Pall et al.

<sup>5</sup> Varma and Issar

<sup>6</sup> imperfect exchange rate pass-through

های نرخ ارز بر قیمت داخلی بازار خودرو ایران با تاکید بر تاثیر سهم واردات از بازار داخلی طی دوره 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)<sup>۱</sup> که این رفتار ناشی از رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص است؛ می‌توان به این نتیجه رسید که بحث رفتار PTM در بررسی‌ها و ارزیابی‌های 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 خویار ایران توجه نشده است.

رفتار قیمت‌گذاری در دو بعد بازار رقابتی و غیر رقابتی قابل بررسی است. نظریه‌ی استاندارد شکل‌گیری قیمت در مورد بازار رقابتی صرفاً 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 می‌باشد. در حالی که در بازار رقابت ناقص، قیمت بیشتر از درآمد نهایی و هزینه 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<sup>۲</sup> (۱۹۸۷) تبیین شد و به نام رفتار قیمت‌گذاری 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

<sup>۱</sup> Pricing to market

<sup>۲</sup> Krugman

## بررسی نقش رابطه ی... ۱۱۱

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<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳؛ وارما و ایسار، ۲۰۱۶).

نخستین برآورد تجربی از PTM توسط نتر<sup>۲</sup> 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 قیمت‌گذاری 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 غیرقابلی 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:

$$q_{it} = f(p_{it}e_{it})z_{it}, \quad \forall i = 1 \dots N, \quad \forall t = 1 \dots T, \quad (1)$$

<sup>1</sup> Byrne et al.

<sup>2</sup> 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  $z_{it}$  انتقال دهنده تقاضا (یک متغیر تصادفی) که شامل متغیرهای انتقال دهنده منحنی تقاضا می‌باشد.

تابع هزینه‌ی صادرکننده به شرح زیر است:

$$C_t = C \left( \sum_i q_{it} \right) \delta_t, \quad \forall i = 1 \dots N, \quad \forall t = 1 \dots T. \quad (2)$$

$C_t$  مقدار هزینه تولید در واحد پول داخلی است.  $i$  بازار مقصد مورد نظر،  $\delta_t$  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:

$$\prod_t (p_1, p_2, \dots, p_n) = \sum_{i=1}^N p_i q_i (e_i p_i) - C \left\{ \sum_{i=1}^N q_i (e_i p_i) \right\} \delta_t. \quad (3)$$

شرط اول بیشینه‌سازی سود برای صادرکننده در دوره‌ی  $t$  نشان می‌دهد صادرکننده زمانی به ارائه محصول در بازارهای مقصد می‌پردازد که درآمد نهایی و هزینه‌ی نهایی باهم برابر باشند. کروو<sup>۱</sup> (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.

$$p_i = MC \left\{ \frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i - 1} \right\}, \quad \forall i = 1 \dots N, \quad (4)$$

MC هزینه نهایی صادرکننده و  $\varepsilon_i$  کشش قیمتی تقاضا که صادرکننده با توجه به واحد پول محلی بازار مقصد (قیمت نرخ ارز)  $i$  با آن روبه‌رو 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 اقتصادسنجی به شکل زیر، برآورد که در ادامه‌ی این مقاله برای بازار صادرات ایران شبیه‌سازی شد:

$$\ln p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_i (\ln e_{it}) + u_{it}, \quad (5)$$

<sup>۱</sup> Carew

### بررسی نقش رابطه ی... ۱۱۳

$\ln p_{it}$  لگاریتم قیمت صادرات، در بازار  $i$  در دوره ی  $t$  که بر حسب ریال ایران در هر کیلوگرم اندازه گیری شد.  $\theta_t$  نشان دهنده ی اثرگذاری های زمان مربوط به دوره ی  $t$  است. در واقع اثرگذاری های زمانی ( $\theta_t$ ) عامل های غیرقابل مشاهده ای است که در میان کشورها ثابت و در طول زمان تغییر می کنند. بنابراین متغیر اثرات زمانی ( $\theta_t$ ) را می توان به جای هزینه ی نهایی تولید در نظر 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 می گذارد و مقدار آن در طول زمان تغییر می یابد.  $\lambda_i$  اثرات کشوری مقصد خاص است. در واقع عوامل موثر بر تقاضا برای میگو و خاویار ایران در بازارهای مقصد متفاوت هستند. بنابراین اندازه گیری تاثیر این عوامل بر قیمت صادراتی میگو و خاویار توسط متغیر اثرات کشوری ( $\lambda_i$ ) امکان پذیر است (زارع مهرجردی و توحیدی، ۱۳۹۲). ضریب  $\beta_i$  رابطه ی 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. با توجه به نظر سیلونت<sup>۱</sup> (۲۰۰۵)،  $u_{it}$  برای عامل های غیرقابل مشاهده ای که قابل محاسبه نیستند و همچنین برای خطای اندازه گیری متغیر وابسته، محاسبه می شود. با استفاده از معادله ی شماره ی (۵) می توان فرضیه های زیر را آزمون کرد؛

$H_0: \beta_i = 0, \lambda_i = 0$	حالت اول:
$H_A: \beta_i = 0, \lambda_i \neq 0$	حالت دوم:
$H_A: \beta_i \neq 0, \lambda_i \neq 0$	حالت سوم:

پذیرش فرض صفر (حالت اول)، وجود قیمت گذاری رقابتی در بازار را اثبات می کند و نشان می دهد، در این بازارها، قیمت صادرات به سختی تحت تاثیر تغییرپذیری های نرخ ارز  $\beta_i = 0$  و کشور خاص  $\lambda_i = 0$  قرار خواهد گرفت (کروو، ۲۰۰۰). همچنین رد فرض صفر نشان می دهد رقابت ناقص و تبعیض قیمت وجود دارد.

حالت دوم بیان گر کشش ثابت تقاضا با توجه به قیمت صادرات وجود است. بنابراین، آزمون معناداری  $\lambda_i$  نشان می دهد که کشور صادرکننده، سازنده ی قیمت در بازار است. اهمیت برآورد فراسنجه  $\lambda_i$  با توجه به اثرگذاری های کشور متقابل به حتم نشان دهنده ی رقابت ناقص و تفاوت کیفیت محصول نیست (فالك<sup>۲</sup>، ۲۰۰۰؛ نتر، ۱۹۸۹؛ پال و همکاران، ۲۰۱۳).

<sup>1</sup> Silvente

<sup>2</sup> Falk

در نهایت 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  $\beta_i$  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.  $\beta_i$  منفی نشان داد که بنگاه‌های صادراتی به تثبیت قیمت ارز داخلی خواهند پرداخت. در مقابل  $\beta_i$  مثبت نشان دهنده‌ی تشدید اثرگذاری‌های نرخ ارز است. زمانی که ضریب‌های برآورد شده‌ی  $\beta_i$  و  $\lambda_i$  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؛ ورجیل<sup>۱</sup>، ۲۰۱۱). اثر متقابل متغیرهای مجازی به همراه نرخ ارز به صورت زیر است:

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

زمانی که 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 می‌توان 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) بیان‌کننده‌ی 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

<sup>۱</sup> 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<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) میانگین وزنی نرخ ارز صادرات را بیان کرد و برای نخستین بار توسط میل جکویک و ژوانگ<sup>۲</sup> (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:

$$XER_t^p = \sum_i w_t^{pi} \cdot RER_t^i, \quad w_t^{pi} = \frac{X_t^{pi}}{\sum_i X_t^{pi}}, \quad (8)$$

$XER_t^p$  میانگین وزنی نرخ ارز واقعی صادرات برای کالای خاص  $p$  در زمان  $t$  است.  $w_t^{pi}$  میانگین وزنی صادرات به کشور وارد کننده  $i$  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 ۱۳۹۴ و 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 بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند. در حالی که 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،

<sup>1</sup> Goldberg

<sup>2</sup> Miljkovic and Zhuang

۱۳۹۴). در این مقاله از آزمون وابستگی مقطعی پسران ۲۰۰۴ (CD)<sup>۱</sup> 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<sup>۲</sup> (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 <sub>t</sub>	-۴/۰۱۲**	۰/۳۳۸	-۱/۳۰۸*	۱۳/۵۱۵
میگو	آزمون Z <sub>t</sub>	-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<sup>۳</sup>، ۲۰۰۸).

<sup>1</sup> cross-section dependence test

<sup>2</sup> panel unit-root test allows for cross-section dependence

<sup>3</sup> Jin and Miljkovic

### بررسی نقش رابطه‌ی... ۱۱۷

مدل *PTM* (رابطه‌ی ۷) با استفاده از روش‌های رگرسیون خطی و پانل تصحیح خطای استاندارد (*PCSE*)<sup>۱</sup> تحت سه مدل نرخ ارز، به نام‌های نرخ ارز اسمی، واقعی و میانگین وزنی نرخ ارز تخمین زده شد و همچنین خودهمبستگی بین اجزای اخلاص 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 (خوابار سال‌های

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

<sup>۱</sup> panel corrected standard errors

ادامه جدول (۳) تحلیل PTM با اثرگذاری‌های نامتقارن نرخ ارز تحت ۳ مدل نرخ ارز (خوابار سال - های ۱۳۷۲-۱۳۹۴)

۰/۵۶۷۸	۰/۴۵۹۴	۰/۴۸۲۷	R2
۱۰۰۶/۷۲	۵۱/۸۳	۱۱۲۷/۵۴	X <sup>2</sup>
(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۱۹)	(۰/۰۰۰۰)	
۸۱۲/۵۵	-	۳۷/۳۵	F <sub>ER</sub>
(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۳)	
۷۸۵/۸۵	۴۶/۷۲	۱۰۹۲/۳۶	F <sub>AE</sub>
(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰)	
۸۵۲/۵	۲۶/۳۷	۲۴۶۳/۴۴	F <sub>FE</sub>
(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۹۱۶)	(۰/۰۰۰۰)	
۲۷/۳۴	۳۶/۴۷	۴۳/۵۸	F <sub>FE2</sub>
(۰/۰۰۷۲۹)	(۰/۰۰۰۶۱)	(۰/۰۰۰۰۷)	
۴۰/۴۸	۶۱/۸۴	۹۷/۱۵	F <sub>FE3</sub>
(۰/۰۰۳۵)	(۰/۰۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰۰)	
۲۶/۲۷	۲۲/۹۶۹	۲۰/۹۸۸	آزمون CD
(۰/۰۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰۰)	باقیمانده‌ها

(منبع: یافته‌های تحقیق) اعداد داخل کروشه نشان‌دهنده‌ی خطای استاندارد هستند و علامت \*, \*\*, و \*\*\* به ترتیب 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 کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز (β)	اثر کشور خاص (λ)	اثر نامتقارن نرخ ارز (β)	
۰/۵۱	۰/۴۶	۰/۵۹	۰/۸۶*	۰/۹۴	۰/۲۱*	اسپانیا
{۰/۳۴}	{۰/۶۲}	{۰/۷۷}	{۰/۳۴}	{۱/۲۵}	{۰/۵۱}	
۱/۰۷	۰/۷۳	-۰/۵۳	-۰/۶۴	-۱/۵۴***	-۰/۶۷	امارات
{۰/۸۸}	{۰/۱۴}	{۰/۵۶}	{۱/۶}	{۰/۱۶}	{۰/۴۷}	
۰/۲۶	-۰/۴۹	۱/۱۲	۰/۵۱*	۰/۲۶	-۰/۸	ایتالیا
{۰/۳۱}	{۰/۸۶}	{۰/۹۵}	{۰/۲۹}	{۱/۷۳}	{۰/۷۷}	
۰/۳۸	۵/۶۱	-۰/۹۱	-۳/۷۷	-۳/۳۲*	۰/۴۱	ترکیه
{۱/۱۸}	{۶/۹۴}	{۱/۰۸}	{۲/۶۵}	{۱/۵۹}	{۰/۹۵}	

بررسی نقش رابطه‌ی ...۱۱۹

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 ( $\beta$ )	کشور	اثر نامتقارن نرخ ارز ( $\lambda$ )	کشور	اثر نامتقارن نرخ ارز ( $\lambda$ )	کشور	اثر نامتقارن نرخ ارز ( $\lambda$ )	اثر نامتقارن نرخ ارز	
قطر	{۱/۲۳}	قطر	{۰/۹۱}	قطر	{۰/۹۳}	قطر	{۰/۹۳}	-۱/۷۷*	
کویت	{۱/۱۸}	کویت	{۰/۱۸}	کویت	{۰/۱۸}	کویت	{۰/۱۸}	-۱/۴*	
لبنان	{۱/۰۷}	لبنان	{۰/۰۹}	لبنان	{۰/۰۹}	لبنان	{۰/۰۹}	-۰/۵۶	
شمار مشاهده‌ها	۱۶۱	شمار مشاهده‌ها	۱۶۱	شمار مشاهده‌ها	۱۶۱	شمار مشاهده‌ها	۱۶۱		
آزمون وولدریج	۰/۱۳۷	آزمون وولدریج	۰/۱۷۵	آزمون وولدریج	۰/۱۷۵	آزمون وولدریج	۰/۱۳۷		
R <sup>2</sup>	۰/۵۰۶۳	R <sup>2</sup>	۰/۵۳۵۶	R <sup>2</sup>	۰/۵۳۵۶	R <sup>2</sup>	۰/۵۰۶۳		
X <sup>2</sup>	۲۵۸۰/۳۲	X <sup>2</sup>	۱۷۳/۸۴	X <sup>2</sup>	۱۷۳/۸۴	X <sup>2</sup>	۲۵۸۰/۳۲		
F <sub>ER</sub>	۵۳/۵۱	F <sub>ER</sub>	۷۳/۳۴	F <sub>ER</sub>	۷۳/۳۴	F <sub>ER</sub>	۵۳/۵۱		
F <sub>AE</sub>	۲۵۵۳/۷۸	F <sub>AE</sub>	۱۶۰	F <sub>AE</sub>	۱۶۰	F <sub>AE</sub>	۲۵۵۳/۷۸		
F <sub>FE</sub>	۲۰۲۷/۰۳	F <sub>FE</sub>	۵۱/۰۷	F <sub>FE</sub>	۵۱/۰۷	F <sub>FE</sub>	۲۰۲۷/۰۳		
F <sub>FE2</sub>	۱۶۰/۷	F <sub>FE2</sub>	۷۲/۱۹	F <sub>FE2</sub>	۷۲/۱۹	F <sub>FE2</sub>	۱۶۰/۷		
F <sub>FE3</sub>	۳۰۲/۰۶	F <sub>FE3</sub>	۱۶۴	F <sub>FE3</sub>	۱۶۴	F <sub>FE3</sub>	۳۰۲/۰۶		
آزمون CD	۱۸/۱۹	آزمون CD	۱۵/۳۹۶	آزمون CD	۱۵/۳۹۶	آزمون CD	۱۸/۱۹		
باقیمانده‌ها	(۰/۰۰۰۰)	باقیمانده‌ها	(۰/۰۰۰۰)	باقیمانده‌ها	(۰/۰۰۰۰)	باقیمانده‌ها	(۰/۰۰۰۰)		

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

خودهمبستگی به وسیله آزمون وولدریج<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) برآورد شد و فرض صفر آن عبارت است از نبود خودهمبستگی. همان طور 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<sup>۲</sup>، اثرگذاری‌های کشور و اثرگذاری‌های زمان به ترتیب توسط  $F_{FE}$ ،  $F_{AE}$ ،  $F_{ER}$ ،  $F_{FE2}$  و  $F_{FE3}$  آزمون شد.

برابر جدول‌های (۳ و ۴)، تاثیر اثرگذاری‌های نرخ ارز بر روی قیمت صادرات (ضریب  $\beta$ ) 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.  $\lambda$  اثرگذاری‌های کشور خاص<sup>۴</sup>؛ 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، در تمامی متغیرها است و همان طور که پیشتر اشاره شد اثرگذاری‌های زمان عامل‌های غیرقابل مشاهده‌ای هستند که در میان کشورها ثابت و در طول زمان تغییر می‌کنند. متغیر اثرگذاری‌های زمانی ( $\theta_t$ ) را می‌توان به جای هزینه‌ی نهایی تولید در نظر گرفت. زیرا فرض بر این 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.

همان طور که در جدول‌های (۳ و ۴) مشاهده می‌شود اثرگذاری‌های کشوری برخی کشورهای واردکننده‌ی میگو و خاویار از مدل PTM حذف شده است<sup>۵</sup>. 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).

<sup>۱</sup> Wooldridge test

<sup>۲</sup> اثر متغیر دامی در رگرسیون برابر صفر است و فرضیه‌ی صفر برای همه‌ی بازارهای مقصد عبارت است از اثرگذاری‌های متقارن نرخ ارز

<sup>۳</sup>  $F_{ER}(H_0: \forall \beta_i = 0)$ ،  $F_{AE}$ ،  $F_{FE}(H_0: \forall \lambda_i = 0)$ ،  $F_{FE2}(H_0: \forall \theta_t = \forall \lambda_i = 0)$  و  $F_{FE3}(H_0: \forall \theta_t = 0)$

<sup>۴</sup> Country specific effects

<sup>۵</sup> 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.

## بررسی نقش رابطه ی... ۱۲۱

با توجه به  $R_2$  در جدول‌های (۳ و ۴)، رفتار PTM برای خاویار تحت مدل میانگین وزنی نرخ ارز و برای میگو تحت مدل نرخ ارز واقعی بهتر پیش بینی شد. بنابراین در ادامه ی 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 باکشی بودن تقاضا و رفتار رقابتی صادرکنندگان است (وارما و ایسار، ۲۰۱۶). ضریب‌های صادرات میگو به کشورهای اسپانیا و ایتالیا مثبت ( $\beta$ ) 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 بی‌کشی 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؛ زمانی که ضریب  $\beta$  منفی باشد صادرکنندگان به تثبیت اثرگذاری‌های نرخ ارز (رابطه انتقالی نرخ ارز ناقص) و زمانی که ضریب  $\beta$  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  $\beta$  منفی و معنادار شد و هم اثرگذاری‌های کشوری وجود داشت که این موضوع، گویای از رقابت ناقص، به همراه کسش‌های 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 قیمت‌گذاری 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 قیمت‌گذاری 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 طور کلی 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). می‌پردازند. 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



## بررسی نقش رابطه ی...۱۲۳

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

این پژوهش بر خلاف بررسی ساختار بازار واردات که توسط میل جکویک 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 بررسی های 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 سال های 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 کشش های مختلف بازار برای تعیین درجه ی تبعیض قیمت و همچنین تعیین درجه انحصار بازار بپردازند و در صورت نیاز به کاهش رابطه ی 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 می شود 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 صحنه ی 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 بسته بندی های خریدار پسندانه) و کاهش قیمت بپردازند. اما برای بازار میگوی اسپانیا و ایتالیا (تقاضای بی کشش) به روند تقویت نوسان های نرخ ارز با بالا بردن قیمت صادرات ادامه دهند.

## منابع

- آمارنامه دریایی ایران. (۱۳۹۵) <[www.imarine.ir](http://www.imarine.ir)>.
- امامی، ک. آل علی، س. (۱۳۹۰) رابطه انتقالی تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات ایران: ۴: ۱۳۸۵-۱۳۶۹، *مجله علوم اقتصادی*. جلد ۱۴، (۵): ۸-۳۴.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۵) <[www.cbi.ir](http://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](http://www.shilat.com)>.

سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۵) <[www.irica.gov.ir](http://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 سیاست‌های 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 to market 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., Perekhzhuk, 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](http://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.