

بررسی استراتژی‌های قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایران در بازارهای بین‌المللی (رویکردهای پویای داده‌های تابلویی)^۱

محمد قربانی*

امیرحسین توحیدی**

پذیرش: ۹۴/۸/۹

دریافت: ۹۳/۶/۳

قیمت‌گذاری برای بازار / قیمت‌گذاری سود - سهم / نااطمینانی نرخ ارز

چکیده

تغییرات نرخ ارز بر سیاست‌ها و استراتژی‌های قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایران در بازارهای بین‌المللی نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند. بنابراین، بررسی درجه قیمت‌گذاری برای بازار توسط صادرکنندگان ایران در ۴۸ بازار مقصد در دوره ۹۱-۱۳۷۱ هدف اصلی این مطالعه است. وجه تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین استفاده از روش‌های پیشرفته و پویای داده‌های تابلویی (نظیر میان‌گروهی تلفیقی، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی و اثرات ثابت پویا) برای تعیین عوامل مؤثر بر قیمت صادرات ایران است که در چارچوب مدل‌های خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی و تصحیح خطای برداری الگوسازی شده‌اند. افزون بر این، در چارچوب داده‌های تابلویی از روش گارچ‌نمایی برای بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز نیز استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان داد در کوتاه‌مدت درجه قیمت‌گذاری برای بازار با استفاده از سه روش مذکور در محدوده‌ای بین ۰/۴۶ تا ۰/۹۴ قرار دارد و بنابراین

۱. این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی دانشگاه فردوسی مشهد به شماره ۳۱۱۸۷/۲ مصوب ۱۸/۰۴/۱۳۹۳ است که به این وسیله از معاونت پژوهشی تشکر می‌شود.

*. استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.
**. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

Amirhossein_tohidi@yahoo.com

■ محمد قربانی، مسئول مکاتبات.

می‌توان نتیجه گرفت سیاست قیمت گذاری سود - سهم در بازارهای صادراتی ایران برقرار است. همچنین، براساس نتایج روابط بلندمدت، تقاضای کشورهای واردکننده برای صادرات ایران از لحاظ قیمتی کشش‌ناپذیر بوده و با توجه به یافته‌های تحقیق می‌توان نتیجه گرفت که سیاست کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر چندانی بر بهبود عملکرد صادراتی و بهبود تراز تجاری ایران ندارد.

طبقه‌بندی JEL: F14، F31، F41

مقدمه

در دو دهه اخیر، صادرکنندگان ایران با نوسانات قابل توجهی در نرخ ارز مواجه بوده‌اند. بنابراین، برای بنگاه‌های صادرکننده، شناسایی روش‌هایی جهت حفظ قیمت صادرات در بازارهای مقصد در مقابل تغییرات نرخ ارز اهمیت به‌سزائی دارد.

اجرای استراتژی خرید و فروش تأمینی^۱ با استفاده از اوراق مشتقه^۲ بازارهای بین‌المللی اسعار^۳ راه‌حل مناسبی برای مقابله با نوسان‌های نرخ ارز است. اهمیت معامله تأمینی زمانی مشخص می‌شود که مبادلات صادرات و واردات دارای دوره انتظار باشند. اما، نرخ نقد در آینده به‌طور قطع مشخص نیست. بنابراین، با تغییرات جزئی و نامطلوب نرخ نقد، صادرکنندگان با زیان‌هایی مواجه می‌شوند که ارتباطی با فعالیت‌های آن‌ها ندارد. فروش تأمینی به‌طور معمول در مورد صادرکنندگان کالا مصداق دارد؛ یعنی صادرکنندگان مطالبات ارزی آینده خود را به‌طور وعده‌دار در نرخ مشخصی به فروش می‌رسانند تا از تغییرات احتمالی نرخ ارز در امان باشند. استفاده از قراردادهای آتی^۴ و اختیار معامله ارزی^۵ باعث اجتناب از ریسک‌های احتمالی نرخ ارز می‌شود. اما، استفاده از ابزارهای مشتقه بدون هزینه نیست. با قراردادهای آتی، شرکت‌های صادرکننده مجبورند از منافع حاصل از تغییرات مطلوب نرخ ارز صرف‌نظر کنند. اختیار معامله ارزی باعث می‌شود بنگاه‌های صادرکننده از منافع مطلوب نرخ ارز استفاده کنند، اما باید حق اختیار معامله ارزی (که نوعی بیمه است) را پرداخت کنند. افزون بر این، با توجه به این‌که بنگاه‌های صادرکننده نمی‌توانند به‌طور مستقیم در مورد ابزارهای مشتقه در فرابورس^۶ مذاکره کنند، باید از خدمات واسطه‌های مالی استفاده کرده و این امر با پرداخت کارمزد انجام می‌شود. بنابراین، بسیاری از بنگاه‌های صادرکننده از استراتژی‌های قیمتی به‌جای استراتژی‌های تأمینی استفاده می‌کنند.^۷

سیاست قیمت‌گذاری مشهودترین متغیر بازاری است که بر رابطه میان نرخ ارز و قیمت

1. Hedging.

2. Derivatives.

3. Forex.

4. Currency Futures.

5. Currency Options.

6. Over The Counter (OTC).

7. Frenquelli (2006); p. 111.

کالاهای تجاری مؤثر است. صادرکنندگان استراتژی‌های قیمت‌گذاری متفاوتی به کار می‌گیرند. دو استراتژی قیمت‌گذاری مربوط به صادرات شامل قیمت‌گذاری کامل^۱ و سود - سهم^۲ هستند^۳.

شرکت‌ها با استفاده از استراتژی قیمت‌گذاری کامل، قیمت صادرات را به گونه‌ای در نظر می‌گیرند که یک حاشیه سود از پیش تعیین شده برحسب پول داخلی به هزینه محصول اختصاص یابد. به عبارت دیگر، حاشیه سود آن‌ها نسبت به تغییر نرخ ارزی بی‌کاهش بوده و انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت کالاهای تجاری هنگام اجرای این سیاست کامل است. اجرای این سیاست از این نظر برای صادرکنندگان جذاب است که حاشیه سود پایداری برحسب پول داخلی برایشان ایجاد می‌کند و به کارگیری آن آسان است. اما، با شدید بودن رقابت، اجرای سیاست قیمت‌گذاری کامل مناسب نیست؛ زیرا، اجرای آن مستلزم تعیین قیمت محصول بدون لحاظ کردن شرایط بازار است. سیاست قیمت‌گذاری سود - سهم براساس این واقعیت است که شرایط تقاضا در بازارهای مختلف متفاوت است. هنگامی که بازارها از لحاظ جغرافیایی تقسیم شده باشند؛ صادرکنندگان با استفاده از این سیاست، استراتژی تبعیض قیمت را به گونه‌ای اجرا می‌کنند که سود در هر بازار صادراتی حداکثر شود. اجرای موفقیت‌آمیز این سیاست قیمت‌گذاری به حداقل شدن فعالیت‌های بازاریابی خاکستری بستگی دارد. این استراتژی قیمت‌گذاری با هدف حفظ سهم بازار (هنگام مواجه با افزایش ارزش پول داخلی) و یا افزایش اضافه‌بها (هنگام مواجه با کاهش ارزش پول داخلی) توسط بنگاه‌های صادرکننده اجرا می‌شود^۴.

ایده تنظیم اضافه‌بها هنگام تغییرات نرخ ارز در ابتدا توسط دان^۵ و مان^۶ بیان شد و سپس توسط کروگمن^۷ با عنوان «فرضیه قیمت‌گذاری برای بازار»^۸ معرفی گردید. قیمت‌گذاری برای بازار بیانگر درصد تغییر در قیمت صادرات برحسب پول کشور صادرکننده در نتیجه

1. Cost Plus.

2. Contribution Profit.

3. Clark et al. (1999); p. 252.

4. Clark et al. (1999); p. 253.

5. Dunn (1970).

6. Mann (1986).

7. Krugman (1987).

8. Pricing to Market.

یک درصد تغییر نرخ ارز است.^۱ فرضیه قیمت‌گذاری برای بازار مفهومی نزدیک به رابطه انتقالی نرخ ارز است. رابطه انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادرات بیانگر درصد تغییر در قیمت صادرات برحسب پول بازار مقصد در نتیجه یک درصد تغییر نرخ ارز است. در بازارهایی که صادرکنندگان قادر به تبعیض قیمت میان بازارها هستند، قیمت‌ها (برحسب پول محلی) به‌طور کامل تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز قرار نمی‌گیرند. در شرایط رقابت ناقص، تغییر نرخ ارز باعث ایجاد شکاف میان قیمت تنظیم‌شده توسط صادرکننده و قیمت پرداختی توسط واردکننده می‌شود و از آن می‌توان به‌عنوان یک ابزار تبعیض قیمت استفاده کرد. بنابراین، اجرای استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار با به‌کارگیری سیاست تبعیض قیمت درجه سه عامل مهم انتقال ناقص نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی است. زیرا، انتقال ناقص نرخ ارز به‌طور معمول وقتی رخ می‌دهد که کشش تقاضا با تغییر قیمت محصول (برحسب پول محلی) تغییر یابد و با توجه به ارتباط میان کشش‌های تقاضا و درآمد نهایی، تغییر نرخ ارز باعث تغییر در قیمت بهینه پرداختی توسط مصرف‌کنندگان در بازارهای محلی می‌شود.^۲

به‌طور کلی، قیمت‌گذاری برای بازار ادامه مطالعاتی است که به بررسی رابطه میان نرخ ارز و قیمت کالاهای تجاری با تأکید بر تعدیل اضافه‌بها می‌پردازند. مارستون^۳ در مطالعه‌ای قیمت‌گذاری شرکت‌های ژاپنی در بازارهای داخلی و صادراتی را بررسی کرد. نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی و با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره (۱۲) ۱۹۸۷- (۲) ۱۹۸۰ نشان داد که صادرکنندگان ژاپنی هنگام مواجهه با تغییرات نرخ ارز، استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار را دنبال می‌کنند. آتوکورالا و منون^۴ در مطالعه‌ای به بررسی و شناسایی اهمیت نسبی رفتار قیمت‌گذاری برای بازار پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده از برآورد معادلات با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی و با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره (۱) ۱۹۹۲- (۱) ۱۹۸۰ نشان داد قیمت صادرات ژاپن (برحسب پول خارجی) به‌ازای یک درصد کاهش (افزایش) در ارزش این ژاپن به میزان ۶۷ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. لی^۵ در مطالعه‌ای به بررسی واکنش قیمت صادرات کره جنوبی به تغییر نرخ اسمی

1. Athukorala and Menon (1994); p. 272. Ghosh and Rajan (2007a); p. 3. Lavoie and Liu (2007); p. 571.

2. Griffith and Mullen (2002); p. 325. Lavoie and Liu (2007); p. 571.

3. Marston (1990).

4. Athukorala and Menon (1994).

5. Lee (1995).

مؤثر ارز پرداخت. وی با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۶ صنعت صادراتی این کشور در دوره ۱۹۹۰-۱۹۸۰ به این نتیجه دست یافت که اجرای استراتژی قیمت گذاری برای بازار توسط شرکت‌های کره‌ای در مقایسه با صادرکنندگان کشورهای بزرگ به مراتب بیش تر است. چونگ و همکاران^۱ در مطالعه‌ای تأثیر کاهش ارزش دلار امریکا (در مقابل دلار تایوان) بر قیمت صادرات تایوان را بررسی کرده و نتایج مطالعه آن‌ها با استفاده از داده‌های سالانه در دوره ۹۳-۱۹۷۵ و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای^۲ مبین این دیدگاه است که اثر مستقیم تغییرات نرخ ارز و اثر غیرمستقیم هزینه‌های تولید موجب کاهش کارایی سیاست‌های ارزی می‌شود. کارو^۳ در مطالعه‌ای به بررسی رفتار قیمت گذاری صادرکنندگان امریکایی و کانادایی در سال‌های ۹۴-۱۹۸۰ پرداخت. نتایج حاصل از رگرسیون اثرات ثابت حاکی از آن است که شرایط رقابت ناقص برای محصولات صادراتی امریکا برقرار می‌باشد، درحالی‌که تبعیض قیمت و تقسیم بازار از مشخصه‌های بازارهای صادراتی کانادا است. ساساکی^۴ در مطالعه‌ای به بررسی رفتار قیمت گذاری برای بازار توسط صادرکنندگان ژاپنی در بازارهای امریکا، آسیا و اروپا پرداخته و با استفاده از روش نیووی و وست^۵ و داده‌های ماهانه در سال‌های ۱۹۹۵(۱۰)-۱۹۹۰(۱)، نشان داد که استراتژی قیمت گذاری برای بازار در امریکا (به دلیل زیاد بودن سطح رقابت) نمایان تر است، به طوری که صادرکنندگان ژاپنی برای حفظ سهم بازار حاضرند اضافه‌بهای کم‌تری بپذیرند. پارسلی^۶ در مطالعه‌ای به بررسی قیمت گذاری برای بازار صادراتی هنگ کنگ پرداخت. مطالعه وی با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به ۲۹ رقم کالای صادراتی هنگ کنگ در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۲ در نه بازار مقصد، نشان داد فقدان استراتژی قیمت گذاری برای بازار (عدم تقسیم بازار) بیانگر این حقیقت است که تغییر نرخ ارز به طور کامل به قیمت واردات (برحسب پول رایج بازار مقصد) انتقال می‌یابد. کنگ و ونگ^۷ در مطالعه‌ای با استفاده از

1. Cheung et al. (1997).

2. Three -Stage Least Square (3SLS)

3. Carew (2000).

4. Sasaki (2002).

5. Newey-West

6. Parsley (2003).

7. Kang and Wang (2003).

روش خودتوضیح برداری^۱ به بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت واردات و شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشورهای ژاپن، سنگاپور، کره و تایلند پرداختند. نتایج برآورد توابع واکنش لحظه‌ای برای هر چهار کشور در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۱ نشان داد که واکنش قیمت واردات به تغییرات نرخ ارز در مقایسه با شاخص قیمت مصرف‌کننده بیش‌تر است. ساساکی^۲ در مطالعه‌ای اثر تغییر در ارزش دلار آمریکا و ین ژاپن بر قیمت واردات را در دو سطح کل و تفکیکی برای منتخبی از کشورهای آسیای شرقی در دوره (۱۲) ۲۰۰۰-۱۹۷۳(۲) بررسی کرده و نشان داد فقط قیمت واردات دو کالا (از ۱۱ کالا) تحت تأثیر ین ژاپن قرار می‌گیرد. با استفاده از داده‌های تابلویی، مالک و مارکوس^۳ در مطالعه‌ای واکنش قیمت صادرات و واردات هند به تغییرات نرخ ارز در دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۰ را بررسی کردند. نتایج مطالعه مذکور نشان داد فرضیه صفر مبنی بر کامل بودن رابطه انتقالی نرخ ارز بر قیمت واردات را نمی‌توان رد کرد. مک‌کارتی^۴ با استفاده از روش خودتوضیح برداری به بررسی اثر تغییر نرخ ارز و قیمت واردات بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده در سال‌های ۹۸-۱۹۷۶ پرداخت. نتایج برآورد توابع واکنش لحظه‌ای و تجزیه واریانس نشان داد شوک‌های نرخ ارز و قیمت واردات تأثیر اندکی بر تورم داخلی در اغلب کشورهای مورد مطالعه دارد. سگلووسکی^۵ در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تصحیح خطا^۶ به بررسی واکنش قیمت صادرات به تغییرات نرخ ارز در دوره (۵) ۲۰۰۷-۱۹۸۰ پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد اثر نرخ ارز بر قیمت صادرات ژاپن زیاد بوده و این امر به دلیل زیاد بودن سهم دو بخش مهم صادراتی (وسایل الکتریکی و تجهیزات حمل‌ونقل) این کشور است. مالک و مارکوس^۷ در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت همجمعی مبتنی بر داده‌های تابلویی به بررسی رابطه انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادرات هند پرداخته و نشان دادند انتقال ناقص نرخ ارز در کوتاه‌مدت برای داده‌های ماهانه بیش‌تر از داده‌های سالانه است. پارسلی^۸

1. Vector Auto Regressive (VAR)

2. Sasaki (2005).

3. Mallick and Marques (2006).

4. McCarthy (2007).

5. Ceglowski (2010).

6. Error Correction Model (ECM)

7. Mallick and Marques (2010).

8. Parsley (2012).

نیز در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی به بررسی درجه انتقال نرخ ارز در افریقای جنوبی در دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۸ پرداخت. براساس نتایج مطالعه وی، انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت واردات حدود ۶۰ درصد است. توربک و کاتو^۱ در مطالعه‌ای اثر تغییرات نرخ ارز بر صادرات ژاپن را بررسی کرده و با استفاده از روش پویای حداقل مربعات معمولی^۲ در دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۸ نشان دادند نوسان‌های قابل توجه ارزش بین در دهه گذشته موجب تغییرات زیاد در حجم صادرات ژاپن شده است. لین و وو^۳ نیز در مطالعه‌ای با استفاده از مدل غیرخطی مبتنی بر داده‌های ماهانه قیمت واردات تایوان به بررسی رابطه میان انتقال نرخ ارز و تورم در دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۱ پرداختند. نتایج مطالعه مذکور حاکی از آن است که درجه انتقال نرخ ارز با کاهش تورم افزایش می‌یابد. فیتزجرالد و هالر^۴ در مطالعه‌ای به بررسی وجود استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار در کشورهای ایرلند و انگلیس پرداختند. با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره ۲۰۰۵(۱۲)-۱۹۹۵(۱) و با به کارگیری رهیافت اثرات ثابت، نتایج مطالعه نشان داد قیمت‌های نسبی میان بازارها همراه با تغییر نرخ ارز تغییر نمی‌یابند. کائو و همکاران^۵ در مطالعه‌ای درجه انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت کالاهای صادراتی کانادا برای دوره زمانی (۳) ۲۰۱۰-۲۰۰۶(۱) را بررسی کرده و با استفاده از روش اثرات ثابت، نشان دادند در صورت تعیین قیمت صادرات برحسب دلار آمریکا، اجرای استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار با شدت بیش‌تری انجام می‌شود.

با مرور مطالعات انجام‌شده می‌توان گفت که سیاست قیمت‌گذاری کشورهای صادرکننده تابعی از قدرت بازاری آن‌ها است و میزان جذب یا انتقال تغییرات نرخ ارز بستگی به هدف صادرکنندگان از ورود به بازارهای بین‌المللی دارد. یکی از مشکلات مهم در این مطالعات، عدم نظر گرفتن پویایی‌های تعدیل و استفاده از روش‌های سری زمانی است که برای درک رفتار قیمت‌گذاری صادرکنندگان از انعطاف‌پذیری پائینی برخوردارند. در این مطالعه با رفع این نقیصه از روش‌های پیشرفته و پویای داده‌های تابلویی

1. Thorbecke and Kato (2012).

2. Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

3. Lin and Wu (2012).

4. Fitzgerald and Haller (2014).

5. Cao et al. (2015).

– شامل میان‌گروهی تلفیقی^۱، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی^۲ و اثرات ثابت پویا^۳– برای مدل‌سازی رفتار قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایران استفاده می‌شود که از این لحاظ وجه تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین است. افزون بر این، در این مطالعه از الگوی گارچ‌نمایی^۴ در چارچوب داده‌های تابلویی برای بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر ارزش واحد صادرات ایران استفاده شده است. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه بررسی رفتار قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایران در ۴۸ بازار مقصد در دوره ۹۱–۱۳۷۱ است.

این مطالعه شامل بخش‌های مختلفی است. بخش اول، با توجه به مبانی نظری و شواهد و مطالعات تجربی، به معرفی الگوی رگرسیونی، داده‌های آماری و روش برآورد اختصاص دارد. نتایج مطالعه در بخش دوم تجزیه و تحلیل شده و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها سیاستی ارائه می‌شود.

۱. روش‌شناسی تحقیق

در شرایط رقابت ناقص، کالاهای مشابه در بازارهای مختلف، قیمت‌های متفاوت دارند. بنابراین، میزان انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت واردات یک کالا مشخص‌کننده رفتار قیمت‌گذاری بنگاه صادرکننده است. به‌طور کلی، انگیزه حداکثرسازی سود موجب می‌شود صادرکنندگان قیمتی را در it آمین بازار (P_{it}) تعیین کنند که بر کشش قیمتی و سایر شرایط تقاضا (D)، هزینه نهایی (mc) و نرخ ارز (e_t) مبتنی باشد^۵:

$$P_{it} = f(D_{it}, mc, e_t) \quad (1)$$

با خطی کردن معادله (۱)، قیمت صادرات ایران به it آمین کشور به صورت زیر است:

$$P_{it} = \mu_i + mc_i + \beta_1 e_t \quad (2)$$

که μ_i اثر کشوری و نمایانگر شرایط تقاضا، β کشش قیمت واردات نسبت به تغییر نرخ

1. Pooled Mean Group (PMG).

2. System Generalized Method of Moments (GMM).

3. Dynamic Fixed Effects (DFE).

4. Exponential GARCH (EGARCH).

5. Takagi and Yoshida (2001); p. 6.

ارز، i نمایانگر کشور و t بیانگر زمان است. در معادله (۲)، ضریب نرخ ارز نشان‌دهنده درجه انتقال نرخ ارز است. انتقال نرخ ارز زمانی کامل است که نرخ ارز به صورت یک به یک با قیمت واردات تغییر یابد که در این حالت، قیمت صادرات بر حسب پول کشور صادرکننده ثابت باقی می‌ماند. از سوی دیگر، انتقال نرخ ارز زمانی صفر است که قیمت واردات با تغییر نرخ ارز تغییر نکرده که در این حالت، قیمت صادرات بر حسب پول کشور صادرکننده تغییری متناسب با نرخ ارز دارد. انتقال ناقص نرخ ارز (استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار یا سیاست سود - سهم) تنها به دلیل تبعیض قیمت انحصارگر نیست و عوامل دیگری (نظیر هزینه‌های تعدیل، رفتار استراتژیک بنگاه، ساختار بازار و هزینه‌های ورود و خروج به بازار) نیز مؤثرند.^۱ با استفاده از معادله (۲)، مدل رگرسیونی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln P_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln e_t + \beta_2 \ln ev_t + \beta_3 \ln \pi_t + \lambda \ln P_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که $\ln P$ لگاریتم قیمت صادرات بر حسب پول داخلی (ریال)، $\ln e$ لگاریتم نرخ برابری ریال در مقابل دلار آمریکا، ev لگاریتم نااطمینانی نرخ ارز و $\ln \pi$ شاخص قیمت تولیدکننده ایران است. در معادله (۳)، وجود متغیر وابسته تأخیری ($\ln P_{i,t-1}$) در میان برآوردکننده‌ها مشخصه مدل پویای داده‌های تابلویی است. در مدل ساده پویا، ناهمگنی تنها ناشی از عرض از مبدأ انفرادی μ_i است که بر حسب مقاطع مختلف تغییر می‌یابد. اما در مطالعات اقتصادی گاهی لازم است ناهمگنی‌های بیش‌تری را در نظر گرفت تا از این طریق بتوان ضرایب مربوط به گروه‌های مختلف را به دست آورد. برآوردهای میان‌گروهی^۲ و میان‌گروهی تلفیقی ناهمگنی‌های بیش‌تری را در مدل داده‌های تابلویی در نظر می‌گیرند و با متوسط‌گیری از پارامترهای مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی^۳ برای هر مقطع t ، برآوردگر MG رابطه بلندمدت را محاسبه می‌کند. برای مثال در معادله (۳)، پارامتر بلندمدت θ_1 مطابق با روش زیر محاسبه می‌شود:^۴

$$\theta_1 = \beta_1 / (1 - \lambda) \quad (۴)$$

1. Takagi and Yoshida (2001); p. 7.

2. Mean Group (MG).

3. Autoregressive Distributed Lag (ARDL).

4. Asteriou and Hall (2007); p. 358.

و برآوردگر MG برای کل داده‌های تابلویی توسط روابط زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{\epsilon} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\epsilon}_i \quad (5)$$

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\tau}_i \quad (6)$$

می‌توان نشان داد که برآورد MG با تعداد وقفه‌های زیاد و مناسب، برآوردهای فوق‌العاده سازگار^۱ از پارامترهای بلندمدت را ارائه می‌دهد (حتی اگر متغیرها جمعی از مرتبه یک باشند). پسران و اسمیت^۲ نشان دادند که مدل‌های ناهمگن پویای تلفیقی دارای برآوردهای ناسازگاری‌اند (حتی در نمونه‌های بزرگ) و مشترک بودن تصریح پویا برای تمام کشورها غیرقابل پذیرش است؛ اما می‌توان پارامترهای بلندمدت مدل را میان کشورها مشترک در نظر گرفت. آن‌ها روشی پیشنهاد دادند که با میانگین گرفتن از پارامترهای برآوردی (یا با تلفیق پارامترهای بلندمدت و تخمین مدل به صورت یک سیستم) انجام می‌شود. پسران و همکاران^۳ این روش را PMG نامیده‌اند. این روش از کارایی برآورد تلفیقی استفاده می‌کند، بدون آن‌که ناسازگاری (ناشی از روابط پویای ناهمگن) وجود داشته باشد. برآورد PMG حدواسط دو روش MG (که در آن ضرایب شیب و عرض از مبدأها میان مقاطع متفاوتند) و روش اثرات ثابت (که در آن ضرایب شیب ثابت و عرض از مبدأها میان مقاطع متفاوتند) است. در برآورد به روش PMG، ضرایب بلندمدت میان کشورها یکسان است، درحالی‌که ضرایب کوتاه‌مدت قابلیت تغییر دارند.

مطابق با روش PMG، تصریح غیرمقید برای سیستمی از معادلات ARDL به صورت زیر است:

$$\ln P_t = \sum_{j=1}^p \hat{\epsilon}_j \ln P_{t-j} + \sum_{j=1}^q \hat{\alpha}'_j X_{t-j} + \hat{\tau}_t + \hat{\alpha}_t \quad (7)$$

که $X_{i,t,j}$ بردار $1 \times k$ از متغیرهای توضیحی معادله (۳) و μ_i نمایانگر اثرات ثابت است. همچنین، داده‌های تابلویی می‌توانند از نوع نامتوازن بوده و p و q ممکن است میان مقاطع

1. Super-Consistent Estimators.

2. Pesaran and Smith (1995).

3. Pesaran et al. (1999).

متفاوت باشند. مدل فوق را می توان به صورت یک الگوی تصحیح خطای برداری^۱ بیان کرد:

$$\Delta \ln P_i = \hat{\epsilon}_i (\ln P_{i,t-1} - \hat{\alpha}'_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \tilde{\alpha}_j \Delta \ln P_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \tilde{\alpha}'_j \tilde{X}_{i,t-j} + \hat{\iota}_i + \hat{a}_i \quad (۸)$$

که β_i پارامترهای بلندمدت و θ_i پارامترهای تصحیح تعادل (یا خطا) هستند. قید میان گروهی تلفیقی این است که اجزای β میان کشورها مشترک باشند.^۲

$$\Delta h P_i = \theta_i (\ln P_{i,t-1} - \beta' x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta h P_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma'_j \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_i \quad (۹)$$

با اعمال و آزمون محدودیت‌های بین مقطعی بر β ، برآورد رابطه فوق با استفاده از روش OLS انجام می‌شود؛ اما این رویکرد کارا نیست، زیرا کواریانس همزمان باقیمانده‌ها را نادیده می‌گیرد. برآورد دیگر مبتنی بر روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب^۳ بوده و نوعی از رگرسیون GLS است. اما برآورد به روش SUR تنها زمانی ممکن است که N در مقایسه با T کوچک باشد. از این رو، پسران و همکاران^۴ برآوردگر حداکثر راستنمایی را پیشنهاد دادند که در آن، تمام پویایی‌ها و جملات ECM قابل تغییرند.

با در نظر گرفتن برخی فروض، در دو حالت پایایی و ناپایی برآوردکننده‌ها (جمع‌ی از مرتبه یک)، پارامترهای برآوردی سازگار و به‌طور مجانبی دارای توزیع نرمال‌اند. در هر دو برآوردگر MG و PMG لازم است طول مناسب وقفه برای معادلات مربوط به مقاطع انفرادی مشخص شود که این انتخاب با استفاده از معیار شوارتز بیزین انجام می‌شود.^۵

پسران و همکاران^۶ استدلال کردند که در داده‌های تابلویی، عوامل خاص - گروهی حذف شده یا خطاهای اندازه‌گیری موجب اریب شدید برآوردهای مقطعی می‌شود. این مسأله در داده‌های تجربی امری معمول است که به رد آزمون‌های «تلفیق‌پذیری» (مبتنی بر محدودیت‌های پارامترهای گروهی) منجر می‌شود. آزمون هاسمن^۷ مبتنی بر برآورد پارامترهای بلندمدت است که این برآوردها را می‌توان از متوسط (میان گروه) رگرسیون‌های

1. Vector Error Correction Model (VECM).

2. Asteriou and Hall (2007); p. 361.

3. Seemingly Unrelated Regression (SUR).

4. Pesaran et al. (1999).

5. Asteriou and Hall (2007); p. 361.

6. Pesaran et al. (1999).

7. Hausman.

مقطعی به دست آورد. حتی در شرایط ناهمگنی، این آزمون سازگار است. اما اگر پارامترها ناهمگن باشند، برآوردهای PMG بسیار کارا هستند. آماره آزمون هاسمن به صورت زیر است:

$$H = \hat{q}'[\text{var}(\hat{q})]^{-1} \hat{q} \sim \chi_k^2 \quad (10)$$

که \hat{q} بردار $1 \times k$ از تفاوت میان برآوردهای PMG و MG است و $\text{var}(\hat{q})$ نمایانگر ماتریس کواریانس است و برحسب تفاوت میان ماتریس‌های کواریانس برای دو بردار پارامتر محاسبه می‌شود. تحت فرضیه صفر، هر دو برآوردکننده سازگارند. اما اگر فرضیه تلفیق‌پذیری رد شود، آنگاه برآوردهای PMG سازگار نبوده و آزمون با شکست مواجه می‌شود.^۱

در این مطالعه، از آزمون ریشه واحد ایم - پسران و شین^۲ استفاده می‌شود.^۳ این آزمون برای داده‌های تابلویی ناهمگن و پویا می‌باشد که مبتنی بر رهیافت میانگین گروهی است. معادله اصلی آزمون ریشه واحد IPS به صورت زیر است:

$$\Delta \ln P_{it} = \mu_i + \rho_i P_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta P_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

که در آن ρ مشخص‌کننده همبستگی باقیمانده‌ها در طول زمان است. تحت فرض صفر آزمون IPS، تمام مقاطع از ریشه واحد تشکیل شده و برای تمام آنها $\rho_i = 0$ است. فرض مقابل بیان می‌کند که بخشی از مقاطع از فرآیند ایستا پیروی می‌کنند و ρ_i برابر صفر نیست. به عبارت دیگر، با افزایش N به سمت بی‌نهایت، کسر NI/N به سمت مقدار غیرصفر همگرا می‌شود که NI تعداد مقاطع ایستا است.

رویکرد مطالعه حاضر توصیفی - تحلیلی و روش گردآوری مبتنی بر مطالعات اسنادی و اطلاعات کتابخانه‌ای است. داده‌های مورد استفاده از نوع داده‌های تابلویی بوده و به صورت

1. Asteriou and Hall (2007); p. 361.

2. Im, Pesaran and Shin (IPS).

۳. در این مقاله به چند دلیل از آزمون ریشه واحد IPS استفاده شده است: (۱) در آزمون ریشه واحد IPS نیازی نیست داده‌های تابلویی متوازن باشند؛ (۲) آزمون ریشه واحد IPS اجازه می‌دهد تا روند ایجاد داده‌ها در میان کشورها با توجه به ضرایب ADF و ساختار جملات خطا متفاوت باشد؛ (۳) آزمون IPS نمونه‌ها را به صورت جدا از یکدیگر در نظر گرفته و در محاسبات طوری عمل می‌کند که ویژگی خاص هریک از کشورهای مورد بررسی لحاظ شود.

سالانه در دوره ۹۱-۱۳۷۱ و برای ۴۸ بازار مقصد جمع آوری شده‌اند. مشکلات مربوط به اندازه‌گیری داده‌های سالانه در مقایسه با داده‌هایی با فراوانی بالا از شدت کم‌تری برخوردار است. افزون بر این، اطلاعات مربوط به متغیرهای توضیحی با استفاده از داده‌های سالانه در دسترس‌اند. داده‌های سالانه مربوط به شاخص قیمت صادرات از سالنامه‌های آماری گمرک جمهوری اسلامی ایران، شاخص قیمت تولیدکننده (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) و نرخ ارز رسمی از بانک مرکزی ایران جمع آوری شده‌اند. نااطمینانی نرخ ارز معیاری است که به واسطه آن می‌توان ریسک مربوط به نوسانات غیرقابل پیش‌بینی نرخ ارز را اندازه گرفت. در مدل رگرسیونی (۳) برای در نظر گرفتن شرایط کلان اقتصادی در کشور ایران از متغیر نااطمینانی نرخ ارز (به‌عنوان یک متغیر کنترلی) استفاده شده است. مطابق با معادلات (۱۱) و (۱۲)، نوسانات نرخ ارز با به کارگیری الگوی گارچ نمایی (EGARCH) محاسبه شده است:

$$\ln e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \kappa_j \ln(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \varsigma_i \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + \sum_{k=1}^r \varrho \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (13)$$

پس از محاسبه واریانس شرطی با استفاده از روش فوق، از داده‌های به‌دست آمده به‌عنوان شاخص نااطمینانی نرخ ارز در معادله (۳) استفاده می‌شود. برآورد الگوی رگرسیونی (۳) و تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم افزار STATA 12 انجام شده است.

۲. نتایج و بحث

در این مطالعه به‌منظور برآورد صحیح الگوی رگرسیونی (۳) از آزمون ریشه واحد IPS استفاده شده و نتایج آن در جدول (۱) گزارش شده است. براساس نتایج جدول (۱)، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای تمام متغیرهای مورد

۱. با توجه به محدودیت‌های آماری، کشورهای بلاروس، اتریش، اسپانیا، استرالیا، امارات متحده عربی، اندونزی، انگلستان، اوکراین، ایتالیا، ایرلند، آذربایجان، آرژانتین، آفریقای جنوبی، آلمان، برزیل، بلژیک، بنگلادش، پاکستان، پرتغال، تایلند، تایوان، ترکیه، تونس، سوریه، کره جنوبی، چین، دانمارک، رومانی، سنگاپور، سنگال، سودان، سوئد، سوئیس، شیلی، عربستان سعودی، عمان، غنا، روسیه، فرانسه، فیلیپین، قطر، کانادا، کویت، لهستان، مالزی، مالی، مجارستان، مراکش به‌عنوان بازارهای مقصد انتخاب شده‌اند.

بررسی پذیرفته نمی‌شود و در نتیجه متغیرهای الگوی رگرسیونی (۳) پایا بوده و نیازی به تفاضل‌گیری از آن‌ها نیست.

خودهمبستگی سریالی برای داده‌های تابلویی با حجم زیاد دوره‌های زمانی مطرح می‌شود. خودهمبستگی سریالی موجب می‌شود که انحراف معیار ضرایب برآوردی بسیار کم‌تر از مقادیر واقعی باشد که در این حالت، ضریب تعیین مقدار بیش‌تری را نشان می‌دهد. بنابراین، در مرحله بعد، لزوم وارد کردن متغیر وابسته تأخیری با استفاده از آزمون خودهمبستگی سریالی و ولدردیج^۱ مورد بررسی قرار گرفت و نتایج آن در جدول (۱) گزارش شده است. نتایج جدول (۱) حاکی از آن است که فرض صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در جملات خطا رد می‌شود و لازم است الگوی رگرسیونی (۱) به صورت پویا تصریح شود.

در این مطالعه برای بررسی وجود واریانس ناهمسان از آزمون آرچ استفاده شده که فرض صفر آن بیانگر همسانی واریانس و فرض مقابل نمایانگر وجود ناهمسانی واریانس در باقیمانده‌ها است. مطابق جدول (۱)، نتایج آزمون آرچ (براساس دو آماره F و حاصل ضرب تعداد مشاهدات در ضریب تعیین) نشان می‌دهد واریانس متغیر نرخ ارز ثابت نیست که این امر استفاده از واریانس ناهمسان شرطی را تأیید می‌کند. بر این اساس، با استفاده از الگوی (۱،۱) EGARCH، نوسان نرخ ارز محاسبه شده و به‌عنوان متغیر توضیحی در الگوی رگرسیونی (۳) استفاده شده است.

همان‌طور که در بخش مواد و روش‌ها بیان شد، بررسی همگنی ضرایب بلندمدت از طریق آزمون هاسمن قابل بررسی است. این آزمون بر این فرض مبتنی است که مجموعه ضرایب برآوردی توسط دو روش MG و PMG از لحاظ آماری تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند. به عبارت دیگر، برآوردگر PMG این محدودیت را در نظر می‌گیرد که ضرایب بلندمدت میان مقاطع یکسان‌اند. با معتبر بودن این محدودیت، تخمین‌زن PMG برآوردهای سازگار و کارایی را ارائه می‌دهد. اما اگر فرضیه همگنی ضرایب شیب رد شود، تخمین‌زن PMG ناسازگار و برآوردکننده MG در هر دو حالت سازگار است. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۱) گزارش شده است که براساس آن می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه

1. Wooldridge.

صفر مبنی بر ادغام ضرایب بلندمدت در سطح معناداری ۵ درصد رد نمی‌شود و می‌توان از برآوردکننده کارای PMG برای تخمین الگوی رگرسیونی (۳) استفاده کرد. بر این اساس، نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۳) در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد و خودهمبستگی سریالی

آزمون ریشه واحد IPS		
ارزش احتمال	مقدار آماره آزمون	نام متغیر
۰/۰۰۰۰	-۱۰/۲۸۱۷	قیمت صادرات
۰/۰۰۰۰	-۳/۴۸۱۳	نرخ ارز
۰/۰۰۰۰	-۱۵/۷۶۱۷	نااطمینانی نرخ ارز
۰/۰۰۰۰	-۶/۵۸۳۰	شاخص قیمت تولیدکننده
۰/۰۰۰۰	مقدار آماره F در آزمون خودهمبستگی سریالی و ولدریدج: ۵۴/۲۵۰	
۰/۹۹۹۹	مقدار آماره χ^2 در آزمون هاسمن: ۰/۰۱	
۰/۰۰۰۰	مقدار آماره F در آزمون آرج: ۱۳/۰۷۴۹	
۰/۰۰۰۵	مقدار آماره NR^2 در آزمون آرج: ۲۱/۹۴۴۱	

منبع: یافته‌های تحقیق.

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد مدل به روش PMG

ارزش احتمال	مقدار برآوردی	دوره زمانی	نام متغیر
۰/۰۰۰	۱/۱۲۸۸۴۲	بلندمدت	نرخ ارز
۰/۰۰۰	۰/۷۴۶۷۹۳۷	کوتاه‌مدت	
۰/۰۰۰	۰/۰۱۵۲۱۴	بلندمدت	نااطمینانی نرخ ارز
۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹۲۰۹۹	کوتاه‌مدت	
۰/۰۰۰	۰/۵۷۶۳۱۸	بلندمدت	شاخص قیمت تولیدکننده
۰/۷۶۹	۰/۰۶۷۵۰۲۳	کوتاه‌مدت	
۰/۰۰۰	-۰/۵۳۵۰۵۹۲	جمله تصحیح خطا	
۰/۰۰۰	-۲/۵۴۲۶۸۷	عرض از مبدأ	

منبع: یافته‌های تحقیق.

بر اساس نتایج جدول (۲) می‌توان چنین استدلال کرد که اثر نرخ ارز بر ارزش واحد صادرات ایران در کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است، به‌نحوی که با ثابت بودن سایر شرایط در یک دوره کوتاه‌مدت، هر یک درصد افزایش نرخ ارز موجب افزایش قیمت صادرات ایران (برحسب ریال) به میزان ۰/۷۵ درصد می‌شود و تنها ۰/۲۵ درصد تغییر نرخ ارز به قیمت صادرات بر حسب دلار انتقال می‌یابد. بنابراین، انتقال نرخ ارز ناقص است و صادرکنندگان ایران استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار و یا به عبارتی، سیاست قیمت‌گذاری سود-سهم را اجرا می‌کنند. اجرای این سیاست قیمت‌گذاری همراه با تبعیض قیمت درجه سه بوده و این امر سود صادرکنندگان ایران در هر یک از بازارهای مقصد را حداکثر می‌سازد. با تضعیف ارزش ریال ایران در مقابل دلار، صادرکنندگان ایران برای به‌دست آوردن سود بیش‌تر، مقدار اضافه‌بها و قیمت صادرات (برحسب پول داخلی) را افزایش می‌دهند. از سوی دیگر، صادرکنندگان ایران هنگام مواجهه با کاهش ارزش دلار برای خنثی کردن اثر نرخ ارز بر قیمت صادرات مقدار اضافه‌بهای خود را کاهش می‌دهند. همچنین، نتایج جدول (۲) مؤید آن است که اثر بلندمدت نرخ ارز بر قیمت صادرات ایران (برحسب ریال) مثبت و معنادار بوده و مقدار ضریب برآوردی برابر ۱/۱۳ است. به عبارتی با ثابت بودن سایر شرایط، کشش بلندمدت قیمت صادرات ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز بزرگ‌تر از یک بوده و چنین رفتار قیمت‌گذاری نمایانگر تقاضای بسیار کشش‌ناپذیر در بازارهای بین‌المللی برای صادرات ایران است. بنابراین، در یک دوره بلندمدت، صادرکنندگان ایران در بازارهای خارجی تمام تغییرات نرخ ارز را جذب و یا خنثی می‌کنند. این نتیجه در مطالعه یومکلا و همکاران^۱ و مالک و مارکوس^۲ نیز حاصل شده است. ناطمینانی تقاضای کل بر رفتار قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایران تأثیر می‌گذارد. با بی‌ثبات بودن تقاضای کل، صادرکنندگان ایران در واکنش به تغییرات نرخ ارز با احتیاط قیمت‌های خود را تغییر می‌دهند. بنابراین، تقاضای کل از نوسانات قابل‌توجهی در یک محیط رقابت ناقص برخوردار است و صادرکنندگان برای حفظ قیمت و از دست ندادن سهم بازاری میزان حاشیه سود خود را تغییر می‌دهند که این امر موجب افزایش رفتار قیمت‌گذاری برای بازار و کاهش انتقال نرخ ارز می‌شود.^۳

1. Yumkella et al. (1994).

2. Mallick and Marques (2006).

3. An and Wang (2012); p. 362.

با توجه به افزایش درجه قیمت‌گذاری برای بازار با گذشت زمان می‌توان چنین استدلال کرد که تقاضای خارجی برای محصولات صادراتی ایران بی‌ثبات‌تر می‌شود. وجود موانع غیرتعرفه‌ای عامل دیگری است که می‌تواند بر رفتار قیمت‌گذاری صادرکنندگان مؤثر باشد.^۱ موانع غیرتعرفه‌ای مانع از این امر می‌شوند که تغییر نرخ ارز به‌طور کامل به قیمت کالای تجاری انتقال یابد. بنابراین، موانع غیرتعرفه‌ای باعث افزایش درجه قیمت‌گذاری برای بازار در یک دوره بلندمدت می‌شوند. درجه بالای استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار توسط صادرکنندگان ایران، دلایل دیگری نیز دارد. ثابت نگه‌داشتن قیمت صادرات برحسب دلار زمانی انجام می‌شود که صادرکنندگان به دنبال حفظ هزینه‌های غیرمستمر سرمایه‌گذاری شده در ورود به بازار و یا به دست آوردن سهم بازاری باشند. درجه پایین انتقال نرخ ارز در یک بازار کاملاً رقابتی نیز صورت می‌گیرد. اگر بازار مقصد تا حد زیادی رقابتی باشد، آن‌گاه صادرکنندگان برای حفظ سهم بازار، تغییرات نرخ ارز را جذب می‌کنند و این امر مستلزم پذیرش اضافه‌بهای کم‌تر توسط آن‌ها است. بنابراین، تمایل به پذیرش قیمت‌های کم‌تر موجب افزایش درجه قیمت‌گذاری برای بازار می‌شود. اگر صادرکنندگان ظرفیت لازم برای فروش بیش‌تر را نداشته باشند، هنگام تضعیف ارزش پول ملی انگیزه کاهش قیمت را ندارند. در این حالت، تغییرات نرخ ارز به قیمت کالاهای تجاری انتقال نمی‌یابد و صادرکنندگان با افزایش حاشیه سود خود، تمام تغییر نرخ ارز را جذب می‌کنند.^۲

براساس نتایج جدول (۲)، لگاریتم طبیعی ناطمینانی نرخ ارز در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معناداری بر لگاریتم ارزش واحد صادرات ایران در بازارهای مورد مطالعه دارد. به بیان دیگر، مقدار برآورد شده نمایانگر آن است که با ثابت بودن سایر شرایط، هر یک درصد افزایش ناطمینانی نرخ ارز به‌طور متوسط باعث کاهش قیمت صادرات ایران در حدود ۰/۰۱ درصد می‌شود. اما از سوی دیگر، اثر بلندمدت ناطمینانی نرخ ارز بر لگاریتم قیمت صادرات ایران مثبت و معنی‌دار است، به نحوی که با افزایش یک درصدی ناطمینانی نرخ ارز، ارزش واحد صادرات ایران در بازارهای مورد مطالعه حدود ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین، می‌توان چنین استدلال کرد که بی‌ثباتی نرخ ارز تحت شرایط مختلف تأثیر متفاوتی بر

1. Ghosh and Rajan (2007b); p. 16.

2. Kim et al. (2003); p. 5. Swift (2004); p. 160. Ghosh and Rajan (2007b); p. 16.

قیمت صادرات ایران دارد. اگر تغییرات نرخ ارز بی‌ثبات و در عین حال موقتی باشند، صادرکنندگان برای اجتناب از هزینه تعدیل قیمت‌ها (این هزینه‌ها شامل برچسب‌زدن مجدد کالاها، تجدیدنظر و تجدید چاپ کالانما و تبلیغات است) تمایل کم‌تری به تغییر مکرر قیمت‌ها به دلیل تغییرات نرخ ارز خواهند داشت. در این حالت، بنگاه‌های صادرکننده میل بیش‌تری به تعدیل اضافه‌بها خواهند داشت که این امر موجب افزایش درجه قیمت‌گذاری برای بازار می‌شود.^۱ اما در شرایطی که بی‌ثباتی نرخ ارز دائمی تلقی شود و جنبه بلندمدت داشته باشد، در این حالت می‌توان انتظار داشت که هزینه‌های تولید در نتیجه نوسانات شدید نرخ ارز افزایش یافته و این امر به افزایش قیمت کالاها منجر می‌شود.^۲ همچنین، این یافته موافق با نتیجه مطالعه مالک و مارکوس^۳ است.

براساس نتایج جدول (۲)، اثر شاخص قیمت تولیدکننده بر ارزش واحد صادرات ایران مثبت و معنی‌دار است، در حالی که اثر کوتاه‌مدت آن از لحاظ آماری معنادار نیست. افزایش شاخص قیمت تولیدکننده در ایران موجب افزایش هزینه تولید و متعاقب آن افزایش قیمت صادرات ایران برحسب ریال در تمام بازارهای مقصد می‌شود. بنابراین، افزایش تورم موجب کاهش رقابت‌پذیری ایران در بازارهای بین‌المللی می‌شود و این یافته نمایانگر اهمیت این متغیر در تعیین ارزش واحد صادرات ایران طی یک دوره بلندمدت است.

با توجه به منفی بودن جمله تصحیح خطا در جدول (۲)، می‌توان چنین استدلال کرد که مقدار قیمت صادرات در دوره قبل فراتر از مقدار تعادلی بوده و جزو تصحیح خطا باعث می‌شود ارزش واحد صادرات ایران به سطح تعادلی خود بازگردد. همچنین، مقدار برآوردی جمله تصحیح خطا مؤید آن است که هر سال حدود $0/53$ از اختلاف قیمت صادرات ایران با مقدار تعادلی بلندمدت آن اصلاح می‌شود.

در این مطالعه برای بررسی اعتبار و حساسیت نتایج حاصله نسبت به روش‌های مختلف اقتصادسنجی، از دو روش GMM سیستمی و DFE نیز استفاده شده و سپس نتایج با روش PMG مقایسه می‌شود.^۴ برای تخمین توسط روش GMM، سیستمی لازم است که متغیرهای

1. An and Wang (2012); p. 362.

۲. کازرونی و همکاران (۱۳۹۱)؛ ص ۹۱.

3. Mallick and Marques (2006).

۴. با توجه به محدودیت تعداد صفحات مقاله، از بیان مباحث آماری مربوط به این روش‌ها خودداری می‌شود.

ابزاری به کاررفته در مدل مشخص شوند. مطابق با روش آرلانو و باور^۱ و بلوندل و باند^۲ از متغیرهای تفاضلی و متغیرهای تأخیری در واحد سطح به عنوان ابزارهای برآورد استفاده می‌شود. با توجه به درون‌زا بودن متغیر قیمت صادرات، از مقادیر تأخیری این متغیر به عنوان متغیر ابزاری در روش GMM سیستمی استفاده می‌شود. افزون بر این، از مقادیر تفاضلی متغیرهای توضیحی به عنوان متغیرهای ابزاری استاندارد برای برآورد الگوی رگرسیونی (۳) استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن موارد فوق، نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیونی (۳) به همراه آزمون‌های آماری در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM سیستمی

متغیر وابسته: قیمت صادرات ایران بر حسب ریال		
آماره z	ضریب برآوردی	نام متغیر
۹۳/۹۴	۰/۹۴۲۹۹۹۵*	نرخ ارز
-۲۹/۶۳	-۰/۰۰۴۲۴۹۳*	نااطمینانی نرخ ارز
-۲/۶۳	-۰/۰۴۴۰۶۱*	شاخص قیمت تولیدکننده
۵۶/۷۵	۰/۳۲۲۸۹۱*	قیمت صادرات با یک وقفه
-۲۲/۵۹	-۲/۰۰۰۲۳۳*	عرض از مبدأ
۴۷/۴۸	آماره χ^2 در آزمون هانسن	
آماره‌های «اختلاف در هانسن» برای آزمون برون‌زایی زیرمجموعه ابزارها (آماره‌های C):		
۴۷/۲۴	آماره χ^2 در آزمون هانسن برای بررسی برون‌زایی ابزارهای GMM	
۴۷/۳۵	آماره χ^2 در آزمون هانسن برای بررسی برون‌زایی ابزارهای IV	
۴۰/۴۶۶*	آماره χ^2 در آزمون والد	
-۴/۱۱*	آماره Z در آزمون آرلانو و باند برای همبستگی پیاپی مرتبه اول	
۰/۵۹	آماره Z در آزمون آرلانو و باند برای همبستگی پیاپی مرتبه دوم	

منبع: یافته‌های تحقیق. * بیانگر معناداری در سطح پنج درصد.

1. Arellano and Bover (1995).
2. Blundell and Bond (1998).

براساس آزمون والد در جدول (۳)، اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. نتایج آزمون‌های هانسن (برای کل ابزارهای و زیرمجموعه‌های آن)، همبستگی پیاپی مرتبه اول و همبستگی پیاپی مرتبه دوم نشان می‌دهد که متغیرهای ابزاری استفاده‌شده، برون‌زا بوده و در نتیجه روش GMM سیستمی از اعتبار لازم برای برآورد الگوی رگرسیونی (۳) برخوردار است. نحوه اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر قیمت صادرات ایران در دو روش GMM و PMG مشابه است^۱، با این تفاوت که متغیر شاخص قیمت تولیدکننده در روش GMM سیستمی از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و ضریب برآوردی منفی به دست آمده است. همچنین، براساس نتایج جدول (۳) می‌توان گفت درجه قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایران در بازارهای بین‌المللی برابر ۰/۹۴ بوده و این یافته نشان‌دهنده اجرای سیاست سود - سهم توسط صادرکنندگان ایران است. مقدار ضریب تعدیل جزئی تخمینی (۱-۰/۳۲) حاکی از این واقعیت است که حدود ۶۸ درصد عدم تعادل میان سطح مطلوب قیمت صادرات و مقدار واقعی آن طی یک سال از بین می‌رود. استفاده از سازوکار تعدیل جزئی ضمن در نظر گرفتن پویایی الگو در کوتاه‌مدت، امکان بررسی روابط بلندمدت را نیز فراهم می‌آورد. بنابراین، با تقسیم ضریب برآوردی نرخ ارز بر ضریب تعدیل جزئی می‌توان تابع بلندمدت را به دست آورد. بر این اساس، کشش بلندمدت قیمت صادرات نسبت به تغییر نرخ ارز برابر با ۱/۳۸ بوده و نشان‌دهنده درجه بالای تعدیل قیمت صادرات ایران (برحسب ریال) نسبت به تغییر نرخ ارز است.

برآوردگر DFE، مانند برآوردگر PMG، این محدودیت را در نظر می‌گیرد که بردار ضرایب بلندمدت میان کشورها یکسان است. افزون بر این، برآوردگر DFE محدودیت یکسانی ضرایب کوتاه‌مدت میان کشورها را نیز در نظر می‌گیرد. نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۳) به روش DFE در جدول (۴) گزارش شده است.

به دلیل خودهمبستگی سریالی جملات خطا، مدل DFE تحت تأثیر درون‌زایی میان جملات خطا و متغیرهای توضیحی مدل قرار می‌گیرد^۲. بنابراین، از آزمون هاسمن برای اندازه‌گیری میزان درون‌زایی استفاده شده و نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

۱. نتایج روش GMM برای دوره کوتاه‌مدت است. ضرایب بلندمدت به‌طور غیرمستقیم (از طریق ضریب تعدیل جزئی) قابل محاسبه است.

2. Baltagi et al. (2000); p. 120.

براساس نتایج جدول (۴)، فرض استقلال جملات خطا و متغیرهای توضیحی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود و در نتیجه، تخمین زن DFE بر MG ارجحیت دارد. از لحاظ معناداری و علامت ضرایب برآوردی، نتایج برآورد به روش DFE تا حد زیادی شبیه نتایج PMG است و می‌توان چنین استدلال کرد که سیاست سود - سهم و استراتژی قیمت گذاری برای بازار راهبرد غالب صادرکنندگان ایران در بازارهای بین‌المللی است.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل به روش DFE

نام متغیر	دوره زمانی	مقدار برآوردی	ارزش احتمال
نرخ ارز	بلندمدت	۱/۲۸۰۸۴۷	۰/۰۰۰
	کوتاهمدت	۰/۴۶۰۸۵	۰/۰۰۰
نا اطمینانی نرخ ارز	بلندمدت	۰/۰۰۸۷۴۵۴	۰/۰۰۰
	کوتاهمدت	-۰/۰۰۸۸۰۷۳	۰/۰۰۰
شاخص قیمت تولیدکننده	بلندمدت	۰/۳۹۰۹۳۷۱	۰/۰۰۹
	کوتاهمدت	۰/۳۵۴۲۷۸۹	۰/۱۴۸
جمله تصحیح خطا			۰/۰۰۰
عرض از مبدأ			۰/۰۰۰
مقدار آماره ۲ در آزمون هاسمن: ۰/۲۳			۰/۹۷۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق.

جمع‌بندی و ملاحظات

شناسایی استراتژی‌ها و سیاست‌های قیمت‌گذاری صادرکنندگان براساس شرایط تقاضا یکی از موضوعات مهم حوزه بازاریابی بین‌الملل است. از سوی دیگر، یکی از اهداف سیاست‌های ارزی بهبود عملکرد صادراتی و تراز تجاری است. بنابراین، واکنشی که صادرکنندگان در برابر تغییرات نرخ ارز نشان می‌دهند، مشخص‌کننده میزان کارایی و اثربخشی سیاست‌های ارزی است. برخی اقتصاددانان معتقدند کاهش ارزش پول ملی موجب افزایش صادرات می‌شود، اما با وجود افزایش نرخ ارز در سال‌های اخیر، صادرات ایران رشد چشمگیر و قابل توجهی نداشته است. براساس تئوری‌های جدید اقتصاد بین‌الملل

می‌توان گفت همواره رابطه یک به یک میان نرخ ارز و قیمت کالاهای تجاری وجود ندارد و صادرکنندگان با اتخاذ سیاست‌های قیمتی می‌توانند بخشی از تغییرات نرخ ارز را جذب و یا خنثی کنند. استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار یا سیاست سود - سهم (که مبتنی بر تبعیض قیمت درجه سه است) یکی از مواردی است که موجب کاهش کارایی سیاست‌های ارزی می‌شود. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه بررسی استراتژی قیمت‌گذاری صادرکنندگان ایران در ۴۸ بازار مقصد در دوره ۹۱-۱۳۷۱ است. برای این منظور، از روش‌های پویای داده‌های تابلویی استفاده شده که نتایج آن‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داد سیاست سود - سهم، استراتژی غالب قیمت‌گذاری در بازارهای بین‌المللی است که یکی از دلایل آن افزایش حاشیه سود (در مقابل افزایش نرخ ارز) توسط صادرکنندگان ایران است. در واقع، نتایج مطالعه نشان داد انتقال نرخ ارز در بازارهای صادراتی ایران ناقص بوده و بخشی از تغییرات نرخ ارز توسط صادرکنندگان خنثی می‌شود. همچنین، براساس این نتایج، شاخص قیمت تولیدکننده اثر مثبتی بر ارزش واحد صادرات ایران داشته و این امر می‌تواند باعث کاهش رقابت‌پذیری ایران در بازارهای بین‌المللی شود. افزون بر این، نتایج مطالعه مؤید آن است که نوسانات بلندمدت نرخ ارز به دلیل افزایش هزینه‌های تولید، اثر منفی بر قیمت صادرات ایران دارد. با توجه به یافته‌های مطالعه، توصیه‌های سیاستی را می‌توان به شرح زیر بیان کرد:

- با توجه به اثرات منفی‌ای که نااطمینانی نرخ ارز طی یک دوره بلندمدت بر قیمت صادرات ایران دارد، توصیه می‌شود که دولت به دنبال سیاست‌هایی جهت تثبیت نرخ ارز باشد. حذف نوسانات موقت و لحظه‌ای در بازار ارز، حفظ نوسانات نرخ ارز در محدوده قابل قبول، بهبود در ارائه خدمات ارزی، توسعه بازارهای سلف ارز، حذف یوروکراسی، شفاف کردن سیاست‌های ارزی، رعایت انضباط مالی، کاهش نرخ رشد نقدینگی و مدیریت مناسب تقاضای ارز از پیشنهادها سیاستی جلوگیری از نوسان نرخ ارز هستند.

- سیاست افزایش نرخ ارز به طرز قابل توجهی نمی‌تواند عملکرد صادراتی را بهبود بخشد. در واقع، افزایش نرخ ارز با افزایش هزینه‌های تولید موجب کاهش رقابت‌پذیری ایران در یک دوره بلندمدت در بازارهای بین‌المللی می‌شود. به منظور

مؤثر بودن سیاست کاهش ارزش پول ملی، پیشنهاد می‌شود که ظرفیت صادراتی نیز افزایش یابد تا صادرکنندگان انگیزه لازم برای کاهش قیمت و افزایش سهم بازاری را داشته باشند

- با کاهش هزینه‌های تولید و متعاقب آن، کاهش قیمت صادرات می‌توان تقاضای بیش‌تری جلب کرد و این امر به افزایش سهم ایران در بازارهای جهانی کمک شایان توجهی می‌نماید.

منابع

کازرونی، علیرضا، بهزاد سلمانی و مجید فشاری (۱۳۹۱): «تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)»، فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران، ش ۲، صص ۸۵-۱۱۴

An, L. and Wang, J. (2012); "Exchange Rate Pass-Through: Evidence Based on Vector Auto Regression with Sign Restrictions", *Open Economies Review*, vol.23, issu.2, pp.359-380.

Arellano, M. and Bover, O. (1995); "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Component Models", *Journal of Econometrics*, vol.68, issu.1, pp.29-51.

Asteriou, M. and Hall, S.G. (2007); *Applied Econometrics: A Modern Approach*, 2nd Edition, New York: Palgrave Hampshire.

Athukorala, P. and Menon, J. (1994); "Pricing to Market Behavior and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports", *The Economic Journal*, vol.104, issu.423, pp.271-281.

Baltagi, B.H., Griffin, J.M. and Xiong, W. (2000); "To Pool or Not to Pool: Homogeneous versus Heterogeneous Estimators Applied to Cigarette Demand", *The Review of Economics and Statistics*, vol.82, issu.1, pp.117-126.

Blundell, R. and Bond, S. (1998); "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, vol.87, issu.1, pp.115-143.

Cao, S., Dong, W., and Tomlin, B. (2015); "Pricing-to-Market, Currency Invoicing and Exchange Rate Pass-Through to Producer Prices", *Journal of International Money and Finance*, no.58, pp.128-149.

Carew, R. (2000); "Pricing to Market Behavior: Evidence from Selected Canadian and U.S. Agri-Food Exports", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol.25, issu.2, pp.578-595.

Ceglowski, J. (2010); "Has Pass-Through to Export Prices Risen? Evidence for Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, vol.24, issu.1, pp.86-98.

Cheung, F. K. Lee, M. L. and Wu, Y. (1997); "Endogenous Export Prices and the Taiwan-US Trade Imbalance", *Applied Economics*, vol.29, issu.1, pp.23-31.

Clark, T. Kotabe, M. and Rajaratnam, D. (1999); "Exchange Rate Pass-

- Through and International Pricing Strategy: A Conceptual Framework and Research Propositions”, *Journal of International Business Studies*, 30 (2): 249-268.
- Dunn, R.M. (1970); “Flexible Exchange Rates and Oligopoly Pricing: A Study of Canadian Markets”, *Journal of Political Economy*, vol.78, issu.1, pp.140-151.
- Fitzgerald, D., & Haller, S. (2014); “Pricing-to-Market: Evidence from Plant-Level Prices”, *The Review of Economic Studies*, vol.81, issu.2, pp.761-786.
- Frenquelli, C. (2006); “Pricing-to-Market and Exchange Rate Dynamics: A Primer”, *Rivista di politica economica*, vol.96, issu.11-12, pp.105-144.
- Ghosh, A. and Rajan, R. S. (2007a); “A Comparative Analysis of Export Price Pass-through in Three Open Asian Economies: Korea, Singapore and Thailand”, *Global Economic Review*, vol.36, issu.3, pp. 287-299.
- Ghosh, A. and Rajan, R. S. (2007b); “A Survey of Exchange Rate Pass-Through in Asia”, *Asian-Pacific Economic Literature*, vol.21, issu.2, pp.13-28.
- Griffith, G. and Mullen, J. (2002); “Pricing-to-Market in NSW Rice Export Markets”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol.45, issu.3, pp.323-334.
- Kang, S. and Wang, Y. (2003); “Fear of Floating: Exchange Rate Pass-Through in East Asia”, *Working Paper No. 03-06*, Korea Institute for International Economic Policy, Seoul.
- Kim, M., Cho, G. and Koo, W.W. (2003); “Exchange Rate Pass-Through and Its Relation to Market Power: Reinterpretation of the Degree of Exchange Rate Pass-Through”, American Agricultural Economics Association, Annual meeting, July 27-30, Montreal, Canada.
- Krugman, P.R. (1987); *Pricing to Market When the Exchange Rate Changes, in Real Financial Linkages among Open Economies*. Eds: Arndt, S.W. and Richardson J.D. Cambridge: MIT Press.
- Lavoie, N. and Liu, Q. (2007); “Pricing-to-Market: Price Discrimination or Product Differentiation?”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol.89, issu.3, pp.571-581.
- Lee, J. (1995); “Pricing to Market in Korean Manufacturing Exports”, *International Economic Journal*, vol.9, issu.4, pp.1-12.
- Lin, P.C. and Wu, C.S. (2012); “Exchange Rate Pass-Through in Deflation: The Case of Taiwan”, *International Review of Economics & Finance*, vol.22, issu.1, pp.101-111.

- Mallick, S. K. and Marques, H. (2006); "Sectoral Exchange Rate Pass-Through: a Tale of Two Policy Regimes in India", *Scottish Journal of Political Economy*, vol.53, issu.2, pp.280-303.
- Mallick, S. K. and Marques, H. (2010); "Data Frequency and Exchange Rate Pass-Through: Evidence from India's Exports", *International Review of Economics and Finance*, vol.19, issu.1, pp.13-22.
- Mann, C.L. (1986); "Prices, Profit Margins, and Exchange Rates", *Federal Reserve Bulletin*, vol.72, issu.6, pp.366-379.
- Marston, R. C. (1990); "Pricing to Market in Japanese Manufacturing", *Journal of International Economics*, vol.29, issu.3-4, pp.217-236.
- McCarthy, J. (2007); "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", *Eastern Economic Journal*, vol.33, issu.4, pp.511-537.
- Parsley, D.C. (2003); "Exchange Rate Pass-Through in a Small Open Economy: Panel Evidence from Hong Kong", *International Journal of Economics and Finance*, vol.8, issu.2, pp.99-107.
- Parsley, D.C. (2012); "Exchange Rate Pass-through in South Africa: Panel Evidence from Individual Goods and Services", *Journal of Development Studies*, vol.48, issu.7, pp.832-846.
- Pesaran, M.H. and Smith, R. (1995); "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, vol.68, issu.1, pp.79-113.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. P. (1999); "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, vol.94, issu.446, pp.621-634.
- Sasaki, Y.N. (2002); "Pricing to Market Behavior: Japanese Exports to the US, Asia, and the EU", *Review of International Economics*, vol.10, issu.1, pp.140-150.
- Sasaki, Y.N. (2005); "Pass-Through of Exchange Rates on Import Prices of East Asian countries. Keizai Kenyu (The Papers and Proceedings of Economics)", *The Society of Economics*, Meiji Gakuin University, no.132, pp.23-33.
- Swift, R. (2004); "The Pass-Through of Exchange Rate Changes to the Prices of Australian Exports of Dairy and Livestock Products", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol.48, issu.1, pp.159-185.
- Takagi, S. and Yoshida, Y. (2001); "Exchange Rate Movements and Tradable Goods Prices in East Asia: An Analysis Based on Japanese Customs Data",

IMF Staff Papers, vol.48, issu.2, pp.266-289.

Thorbecke, W. and Kato, A. (2012); “The Effect of Exchange Rate Changes on Japanese Consumption Exports”, *Japan and the World Economy*, vol.24, issu.1, pp.64-71.

Yumkella, K. K. Unnevehr, L. J. and Garcia, P. (1994); “Noncompetitive Pricing and Exchange Rate Pass-Through in Selected U.S. and Thai Rice Markets”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, vol.26, issu.2, pp.406-416.