DOI: 10.22034/iaes.2021.135209.1782

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۴/شماره۲/صفحه های ۱۵۳-۱۳۱

شناسایی مولفه‌های اثرگذار بر صادرات خرمای ایران به اتحادیه اروپا

محمد قربانی، میلاد امینی زاده [۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۷

چکیده

صادرات کشاورزی نقش محوری در ارتقای معیشت و سطح اقتصادی به لحاظ افزایش درآمد کشاورزی و کاهش فقر دارد. ایران همواره یکی از دو صادرکننده برتر خرما بوده است که با وجود افزایش سهم از بازار جهانی، با کاهش سهم صادراتی در بازار کشورهای اتحادیه اروپا به عنوان مهم‌ترین مقصد صادراتی روبه‌رو بوده است. از این‌رو هدف این پژوهش، بررسی مولفه‌های اثرگذار بر صادرات خرمای ایران به ۲۸ کشور اتحادیه اروپا در دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۸ است. برای دستیابی به هدف پژوهش از الگوی جاذبه و دو روش برآوردی حداقل مربعات معمولی و درستنمایی شبه بیشینه پوآسن استفاده شده است. نتایج نشان داد که روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن روشی کاراتر در تحلیل مؤلفه‌های پیش‌بینی کننده صادرات ایران به اتحادیه اروپا است. بنابر نتایج، اندازه اقتصاد (۱/۱۸۸) و تفاوت اقتصادی (۰/۱۶۵) اثری مثبت و معنی‌دار بر صادرات خرمای ایران داشته است. در حالی‌که بازدارنده‌ها و مقاومت‌های تجاری همانند فاصله (۲/۵۴۶)، تحریم‌های اقتصادی (۰/۰۲۰) و بحران غذا (۰/۰۹۲-) اثری منفی و معنی‌دار بر صادرات نداشته‌اند. تخصصی شدن واردات خرما در کشورهای اتحادیه اروپا اثری فزاینده و معنی‌دار (۰/۵۲۳) بر صادرات ایران داشته است. با توجه به نبود زمینه اثرگذاری مقاومت‌های تجاری بر صادرات خرمای ایران، پیشنهاد می‌شود که بازارهای پردرآمد اروپایی که با تخصصی شدن در واردات همراه هستند بیش از پیش مورد توجه و هدف قرار گیرند.

طبقه‌بندی JEL: Q17, F53, C33

واژه‌های کلیدی: الگوی جاذبه، برآوردگر درستنمایی شبه بیشینه پوآسن، ایران، اتحادیه اروپا، خرما

[۱]a به ترتیب استاد(نویسنده مسئول) و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
Email: ghorbani@um.ac.ir

مقدمه

مهم‌ترین هدف کشورهای در حال توسعه رشد سریع اقتصادی بوده و صادرات نیز نقش محوری در رشد اقتصادی داشته و در نتیجه محرک توسعه اقتصادی است (Frankel & Romer, 1999). دلیل این امر آن است که تجارت بین الملل نه تنها سود و بهره‌مندی کمّی همچون کمک کردن به تولید ناخالص داخلی را به همراه دارد، بلکه یک منبع مهم ارز نیز می‌باشد. با افزایش صادرات که لازمه آن افزایش تولید است، می‌توان از برتری و سودمندی‌های اقتصاد مقیاس بهره برد. حضور در بازارهای بین‌المللی در نتیجه تولید و صادرات کالایی که کشور در آن دارای مزیت نسبی است، موجب تحول ساختاری می‌شود (Atif et al. 2017).

صادرات کشاورزی از مسیر تنوع بخشی و افزایش تولید محصول‌های کشاورزی نه تنها در رشد اقتصادی بلکه در اعتلای اقتصاد اجتماعی نقش محوری دارد و با افزایش درآمد کشاورزی کشور به طور مستقیم به درآمد و رفاه روستایی کمک می‌کند که نتیجه آن کاهش فقر است (Atif et al. 2017; Corral et al., 2017). ایران با تولید محصول‌های کشاورزی گوناگون و خاص جایگاهی مهم در تجارت جهانی دارد که می‌تواند نقش پررنگ‌تری در دستیابی بهتر به اهداف تجاری داشته باشد. یکی از محصول‌های تولیدی ایران که بازارپسندی بالایی دارد خرما است. از آنجا که کشورهای توسعه‌یافته از شرایط مناسب تولید انبوه خرما بی‌بهره بوده، شرایط برای کشورهای واقع در آفریقا و منطقه‌های گرمسیری آسیا که تولیدکننده انبوه آن هستند برای دسترسی به بازارهای هدف فراهم بوده که می‌توانند بازارهای پردرآمد همانند اتحادیه اروپا را مورد هدف قرار دهند.

بررسی آمارهای تولید و صادرات خرمای ایران بیانگر این است که ایران همواره یکی از تولیدکنندگان و صادرکنندگان برتر بوده و رشد تولید و صادرات در سال‌های پیشین آشکار است. به گونه‌ای که میانگین تولید ایران از ۰/۸۸ میلیون تن در دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۰۳ با رشدی در حدود ۳۵ درصدی به ۱/۲۰ میلیون تن در دوره ۲۰۱۶-۲۰۲۰ رسیده است و ایران در همه این دوره‌ها پس از مصر به عنوان دومین تولیدکننده خرما مطرح بوده است. افت ایران به رتبه سوم در دوره ۲۰۱۶-۲۰۱۸ بیانگر این است که دیگر تولیدکنندگان سرمایه‌گذاری بالایی در این راستا داشتند که می‌توان به عربستان سعودی اشاره داشت که جایگاه دوم تولید را از ایران گرفته است. تحلیل صادرات ایران بیانگر این است که رشد ارزش صادرات ایران برابر با ۸۸۰ درصد بوده است که سهم صادراتی ایران نیز در حدود ۴ درصد رشد داشته است. ایران در همه دوره‌ها پس از تونس در رتبه دوم صادراتی قرار داشته است که در دوره ۲۰۱۶-۲۰۱۸ ایران به صادرکننده اول

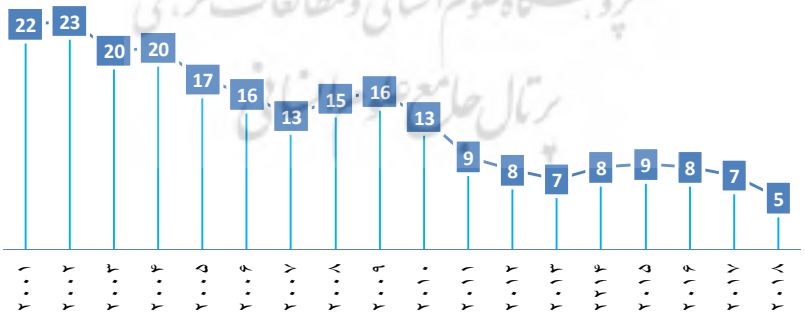
جهان تبدیل شده است (جدول ۱).اتحادیه اروپا به طور میانگین بیش از ۳۰ درصد واردات خرمای تولیدی جهان را به خود اختصاص داده است و مهم‌ترین مقصد صادراتی به شمار می‌رود. با وجود رشد ۲۷۰ درصدی ارزش صادراتی خرمای ایران، سهم صادرات ایران به اتحادیه اروپا از ۵/۳۱ درصد در دوره ۲۰۰۱-۲۰۰۳ به کمتر از ۴/۵۰ درصد ۲۰۱۶-۲۰۱۸ رسیده است. به عبارتی رشد صادراتی ایران به این اتحادیه کمتر از رشد تقاضای این محصول بوده است (جدول ۱). از سوی دیگر دیده می‌شود که ایران تا سال ۲۰۰۴ بیش از ۲۰ درصد صادراتش به اتحادیه اروپا بوده است ولی این میزان از سال ۲۰۱۱ به کمتر از ۱۰ درصد رسیده است (نمودار ۱). به عبارتی با وجود افزایش صادرات خرمای ایران، صادرکنندگان مقصدهای صادراتی خود را تغییر داده‌اند و سهم صادرات ایران به اتحادیه اروپا به طور قابل توجهی کاهش یافته است. حال این پرسش مطرح می‌شود که چه مولفه‌هایی می‌تواند موجب تقویت و تضعیف صادرات ایران به این اتحادیه باشد؟

جدول (۱) تولید و صادرات خرمای ایران

Table (1) Production and exports of Iranian date

سال Year	تولید Production			صادرات به جهان Export to the world			صادرات به اتحادیه اروپا Export to the EU	
	میلیون تن Million tones	درصد %	رتبه Rank	میلیون دلار Million dollars	درصد %	رتبه Rank	میلیون دلار Million dollars	درصد %
2001-2003	0.88	13.05	2	30.25	12.07	2	6.53	5.31
2004-2006	1.01	15.18	2	65.50	16.91	2	11.06	6.15
2007-2009	1.00	14.17	2	94.19	13.85	2	13.82	6.17
2010-2012	1.04	13.98	2	172.90	17.60	2	17.16	7.15
2013-2015	1.03	13.38	2	217.19	16.42	2	17.28	5.87
2016-2018	1.20	14.25	3	265.80	15.92	1	17.66	4.48
2001-2018	1.02	14.00	2	140.97	15.98	2	13.92	5.74

Source: FAO (2020) and ITC (2020)



نمودار (۱) سهم اتحادیه اروپا از صادرات خرمای ایران (منبع: ITC, 2020)

Figure (1) the EU share from Iranian date exports (Source: ITC, 2020)

توجه به مولفه‌های اثرگذار بر صادرات در اتخاذ سیاست‌ها و برنامه‌های بازاریابی نقشی کلیدی دارد. از این جهت در این پژوهش تلاش شده است که مولفه‌های اثرگذار بر صادرات ایران به اتحادیه اروپا مورد ارزیابی و تحلیل قرار گیرد. با وجود بررسی‌های گسترده پیشین در زمینه محصول‌های مختلف، شناسایی مولفه‌های اثرگذار بر صادرات خرما کمتر تحلیل و بررسی شده است که در ادامه این ارزیابی‌ها بررسی می‌شود. کرباسی و علیزاده (Karbasi & Alizadeh, 2016) به بررسی صادرات خرمای ایران به کشورهای بریکس پرداختند. نتایج که با استفاده از داده‌های تابلویی و روش حداقل مربعات معمولی[1] تحلیل شد، نشان داد که تولید ناخالص داخلی و قیمت جهانی اثری مثبت و معنی‌دار و قیمت صادراتی اثری منفی و معنی‌دار بر صادرات ایران داشته‌اند. در پژوهش دیگر صادقی و همکاران (Sadeghi et al., 2019) به بررسی عامل‌های موثر بر صادرات خرمای ایران و تعیین توان بالقوه (پتانسیل) صادراتی پرداختند. نتایج که با استفاده از الگوی جاذبه و روش براوردی حداقل مربعات معمولی نشان داد که تولید ناخالص داخلی و فاصله جغرافیایی اثری منفی و معنی‌دار بر صادرات خرمای ایران داشته است. در حالی که شریکان تجاری محصور به خشکی و کشورهایی که صادرکننده مجدد خرما هستند موجب افزایش صادرات خرمای ایران می‌شود. پژوهش‌های بین‌المللی گوناگونی نیز در زمینه صادرات محصول‌های کشاورزی انجام شده است که در ادامه به شماری از آن‌ها اشاره می‌شود. فرتو و زرب (Ferto & Szerb, 2017) به بررسی صادرات ذرت مجارستان پرداختند. نتایج پژوهش که با استفاده از الگوی جاذبه و روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن[2] براورد شد نشان داد که درامد و جمعیت اثری مثبت و معنی‌دار بر صادرات ذرت داشتند در حالی‌که فاصله جغرافیایی و بحران غذا بازدارنده‌ای برای صادرات بوده‌اند. کی و همکاران (Kea et al., 2019) به بررسی صادرات برنج کامبودیا به ۴۰ شریک تجاری پرداختند. نتایج که با استفاده از سه روش حداقل مربعات معمولی، درستنمایی شبه بیشینه پوآسن و دومرحله‌ای هکمن[3] برآورد شد، نشان داد که بزرگی اقتصاد اثری مثبت بر صادرات داشته و متغیرهایی همانند فاصله جغرافیایی، تفاوت اقتصادی، محصور به خشکی بودن، مرز مشترک و بحران اقتصادی اثری منفی و معنی‌دار بر صادرات داشته است. برای شناسایی روش‌های براوردی کارا و مولفه‌های موردنظر، خلاصه‌ای از نتایج بررسی‌هایی که به ارزیابی صادرات محصولی در ایران و دیگر کشورها پرداختند در جدول (۲) ارائه شده است.

---

[1] Ordinary Least Square (OLS)
[2] Poisson pseudo maximum likelihood (PPML)
[3] Heckman sample-selection

جدول (۲) خلاصه‌ای از پیشینه پژوهش

Table (2) Summary of literature review

Study	Products group	Exporter	Importer	Method	Results
Ardakani et al. (2010)	Shrimp	Iran		Gravity model; OLS	GDP: +* Population: + Distance: +* Standard: -*
Ulengin et al (2015)	Textile	Turkey	18 European countries	Gravity model; PPML	SumGDP: +* Similarity of GDP: -* relative factor endowments: +* Quota: -*
Karbasi and Alizadeh (2016)	Date	Iran	BRICS countries	Panel data; OLS	GDP: +* Population: + Exchange rate: + Export price: -* World price: +*
Ferto and Szerb (2017)	Maize	Hungary		Gravity model; PPML	pcGDP: +* Population: +* Distance: -* Landlocked: +* Crisis: -* Border: -
Dourandsh et al. (2019)	Saffron	Iran	27 countries	Gravity model; PPML	GDPi.GDPj: +* pcGDP: +* Distance: -* Crisis: -* pcGDP differences: -* RTA: +* Sanction: -*
Sadeghi et al. (2019)	Date	Iran	32 countries	Gravity model; OLS	Distance: -* GDP: -* Export relatives price: - Re-export: +* Political tie: +* Landlocked: +*
Kea et al. (2019)	Rice	Cambodia	40 countries	Gravity model; OLS, PPML, Heckman	GDPi.GDPj: +* dpcGDP: -* Distance: -* Landlocked: -* Crisis: -* Border: -*
Shahriar et al. (2019)	Meat	China	31 countries	Gravity model; PPML, Heckman	GDPi.GDPj: +* dpcGDP: - Distance: +* Landlocked: +* Exchange rate: -* Border: +*

ادامه جدول (۲) خلاصه‌ای از پیشینه پژوهش

Table (2) Summary of literature review

Study	Products group	Exporter	Importer	Method	Results
Aminizadeh et al. (2020)	Pistachio	Iran	42 countries	Gravity model; PPML	pcGDP: +* Population: +* Distance: -* dpcGDP: +* High income: +* RTA: +*
Asiabani et al. (2020)	Saffron	Iran	16 countries	Gravity model; PPML	Market structure: +* pcGDP: +* Population: +* Distance: -* Crisis: -* Sanction: +*

بررسی پیشینه پژوهش دربرگیرنده دو موضوع مهم است. نخست آنکه در بیشتر بررسی‌های تجربی موردنظر متغیرهایی که جهت تقاضا را تحریک می‌کند بررسی شده و بر بحران اقتصادی جهانی که منجر به بحران غذا شده است بیش از پیش تاکید شده است. دوم آنکه روش‌های مختلف برآوردی همانند حداقل مربعات معمولی و درستنمایی شبه بیشینه پوآسن برای دستیابی به نتایج مطمئن استفاده شده است.

بنابر آنچه بیان شد، سهم صادرات ایران از اتحادیه اروپا با کاهش چشمگیر روبه‌رو شده است. با این وجود در ادبیات تحقیق پژوهشی به بررسی چرایی این موضوع نپرداخته است. از آنجا که بررسی مولفه‌های تضعیف‌کننده و تقویت‌کننده صادرات خرمای ایران به اتحادیه اروپا ضرورتی پرهیزناپذیر است، در این بررسی تلاش شده است با استفاده از روش‌های مختلف برآورد الگوی جاذبه افزون بر ارائه روش کارآمد برای تحلیل‌های پیشرو به نتایج مطمئن و کاراتر به منظور ارائه برنامه‌های بازاریابی مناسب در صادرات خرما دست یافت.

مواد و روش‌ها

روش مورد استفاده برای تحلیل مؤلفه‌های اثرگذار بر صادرات خرمای ایران به اتحادیه اروپا الگوی جاذبه است. الگوی جاذبه پس از اینکه نخستین بار توسط تینبرگن (Tinbergen, 1962) برای تحلیل جریان‌های تجاری بین‌المللی به‌کار برده شد، به ابزاری مهم در پژوهش‌های مرتبط با جریان‌های تجاری تبدیل شد. اگرچه پیش از سال ۲۰۰۶ پژوهش‌های انجام شده در زمینه تجارت

کالایی، از روش‌های برآوردی همانند حداقل مربعات معمولی استفاده کردند، اما سیلوا و تنریور (Silva & Tenreyro, 2006) نشان دادند که نتایج به‌دست آمده از این روش‌ها سازگار نیست. به همین دلیل روش برآوردی درستنمایی شبه بیشینه پوآسن را ارائه کردند. پس از این بررسی، بیشتر پژوهش‌های انجام شده در سطح بین‌المللی با استفاده از الگوی جاذبه، به دلیل مزیت‌های روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن در دستیابی به نتایج سازگار، از آن برای برآورد الگوی خود بهره برده‌اند. به عنوان مثال، اوون و وینچستر (Owen & Winchester, 2014) در پژوهشی برای بررسی مولفه‌های اثرگذار بر تجارت لبنیات آمریکا با شریکان تجاری از الگوی جاذبه تجارت ۵۴ صنعت لبنیات با ۱۱۳ کشور به سه روش حداقل مربعات معمولی، درستنمایی شبه بیشینه پوآسن و دومرحله‌ای هکمن بهره گرفته و دریافتند روش برآوردی درستنمایی شبه بیشینه پوآسن دارای نتایج مناسب‌تری نسبت به دو روش دیگر است. در ادامه ایرادهای وارد شده بر روش براوردی حداقل مربعات معمولی بررسی شده و روش براوردی درستنمایی شبه بیشینه پوآسن و مزیت‌های نظری و تجربی آن برای رفع ایرادهای حداقل مربعات معمولی در برآورد الگوی جاذبه بیان می‌شود. الگوی جاذبه معرفی شده توسط تینبرگن به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$T_{ij} = \alpha_0 Y_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} D_{ij}^{\alpha_3} \quad (۱)$$

که در آن، T_{ij} سطح تجارت بین دو کشور i و j، Y_i تولید ناخالص داخلی کشور i، Y_j تولید ناخالص داخلی کشور j و D_{ij} فاصله بین دو کشور است. رابطه (۱) به عنوان قانون جاذبه در تجارت بحث شده است که با توجه به تصادفی بودن متغیرها لازم است عضو تصادفی نیز به این معادله اضافه شود. رابطه (۲) بیانگر الگوی اقتصادی جاذبه برای تعیین سطح تجارت میان کشورها است:

$$T_{ij} = \alpha_0 Y_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} D_{ij}^{\alpha_3} \eta_{ij} \quad (۲)$$

که در آن، η_{ij} معرف جزء خطا با $E(\eta_{ij}|Y_i, Y_j, D_{ij}) = 1$ بوده و فرض می‌شود به‌طور معنی‌داری مستقل از برآوردگرها (متغیرهای توضیحی) باشد که به $E(T_{ij}|Y_i, Y_j, D_{ij}) = \alpha_0 Y_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} D_{ij}^{\alpha_3}$ منجر می‌شود. برای برآورد الگوی جاذبه، این الگو باید به شکل لگاریتمی تبدیل شود که به صورت رابطه (۳) تعریف می‌شود. با انجام این تبدیل، پارامترها با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شوند:

$$ln\ Tij = ln\ \alpha 0 + \alpha 1\ ln\ Y_i + \alpha 2\ ln\ Y_j + \alpha 3\ ln\ D_{ij} + ln\ \eta_{ij} \quad (۳)$$

همان‌طور که پیشتر بیان شد، اعتبار این روش به این موضوع بستگی دارد که η_{ij} به طور معنی‌داری مستقل از برآوردگرها باشد. η_{ij} توزیع لگاریتمی نرمال دارد، لذا امید ریاضی و واریانس

آن به ترتیب به صورت $E(\eta_{ij}|Y_i,Y_j,D_{ij})=1$ و $\sigma_{ij}^2=f(Y_i,Y_j,D_{ij})$ تعریف می‌شود. با توجه به وابستگی واریانس η_{ij} به متغیرهای توضیحی، امید ریاضی $\ln\eta_{ij}$ به متغیرهای توضیحی وابسته خواهد بود، $E(\ln\eta_{ij}|Y_i,Y_j,D_{ij})=-\frac{1}{2}\ln(1+\sigma_{ij}^2)$ که نقض شرط سازگاری روش حداقل مربعات معمولی است. لذا تصریح لگاریتمی الگوی جاذبه با واریانس ناهمسانی روبه‌رو است که فرض استقلال $\ln\eta_{ij}$ از متغیرهای توضیحی رد می‌شود. در نتیجه برآورد این الگو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآوردهای ناسازگاری از کشش ارائه می‌کند (Silva & Tenreyro, 2006).

الگوی جاذبه یک الگو با کشش ثابت است. در حالت غیر تصادفی رابطه بین مدل کشش ثابت ضربی[1] و جمعی[2] لگاریتمی-خطی آن بی اهمیت است. البته از آنجا که رابطه‌های اقتصادی همانند رابطه‌های فیزیکی قطعی نبوده، ارزش‌های انتظاری در میانگین خواهد بود. در الگوهای اقتصادی، برای ارزش واقعی متغیر توضیحی x ارزش انتظاری متغیر وابسته $y\geq 0$ است. اگر بنابر نظریه اقتصادی بین متغیرهای y و x از طریق مدل کشش ثابت و به صورت $y_i=\exp(x_i\beta)$ رابطه برقرار باشد، آنگاه تابع $\exp(x_i\beta)$ به صورت ارزش انتظاری y_i برای x معین تفسیر می‌شود؛ $E[y_i|x]$. شکل تابع نمایی الگوی جاذبه برابر با $\exp[\ln\alpha_0+\alpha_1\ln Y_i+\alpha_2\ln Y_j+\alpha_3\ln D_{ij}]$ می‌باشد و امید ریاضی شرطی آن به صورت $E(T_{ij}|Y_i,Y_j,D_{ij})$ تعریف می‌شود. چون رابطه $y_i=\exp(x_i\beta)$ برای میانگین مصداق دارد نه برای هر مشاهده، لذا جزء خطا برای هر مشاهده به صورت $\varepsilon_i=y_i-E[y_i|x]$ تعریف می‌شود. بنابراین مدل تصادفی به صورت زیر زابطه‌بندی می‌شود:

$$y_i=\exp(x_i\beta)+\varepsilon_i \qquad (۴)$$

که در آن $y_i\geq 0$ و $E[\varepsilon_i|x]=0$ است.

همان‌طور که پیشتر بیان شد، برآورد ضرایب رابطه (۴) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به دلایلی نتایج نامناسبی را به دنبال خواهد داشت. ابتدا اینکه متغیر وابسته می‌تواند مقدار صفر داشته باشد که این مورد در شکل تابعی لگاریتمی امکان‌پذیر نیست. در حالی‌که اگر همه مقدارهای متغیر وابسته مثبت و بزرگتر از صفر باشد به دلیل آنکه امید ریاضی لگاریتم جزء خطا

[1] Multiplicative
[2] Additive

به طور عمومی به متغیرهای مستقل بستگی دارد، ضریب‌های برآوردی به روش حداقل مربعات معمولی ناسازگار خواهند بود. در الگوی جاذبه، رابطه (۴) به صورت رابطه (۵) بیان می‌شود:

$$y_i = \exp(x_i\beta)\eta_i \qquad (۵)$$

که در آن $\eta_i = 1+\varepsilon_i/\exp(x_i\beta)$ و $E[\eta_i|x]=1$ است. با فرض مقادیر مثبت برای متغیر وابسته y_i، شکل لگاریتمی رابطه (۵) به صورت رابطه (۶) ارائه می‌شود:

$$\ln y_i = x_i\beta + \ln\eta_i \qquad (۶)$$

برای به‌دست آوردن برآوردهای سازگار از پارامترهای شیب در رابطه (۵) با برآورد رابطه (۶) با روش حداقل مربعات معمولی، لازم است که $E[\ln\eta_i|x]$ به متغیرهای توضیحی x_i وابسته نباشد. به عبارتی برای برآورد سازگار باید $E[\ln\eta_i|x]=0$ باشد که پیشتر بیان شد این شرط برقرار نیست.

با توجه به ایرادهای بیان شده برای برآورد الگوی جاذبه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی محققینی همچون فرانکل و وی (Frankel & Wei, 1993) مدل ضربی جاذبه را با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[1] برآورد کردند. به عبارتی همان‌طور که بیان شد در روش حداقل مربعات غیرخطی از متغیر وابسته لگاریتم گرفته نشده و متغیر وابسته بدون لگاریتم در برآورد به‌کار می‌رود. رابطه ضریب‌های برآوردی β با روش حداقل مربعات غیرخطی به صورت رابطه است:

$$\hat{\beta} = \arg\min \sum_{i=1}^{n}\left[y_i - \exp(x_i b)\right]^2 \qquad (۷)$$

با گرفتن مشتق مرتبه اول از رابطه (۷) رابطه (۸) بدست می‌آید:

$$\sum_{i=1}^{n}\left[y_i - \exp(x_i\hat{\beta})\right]\exp(x_i\hat{\beta})x_i = 0 \qquad (۸)$$

در رابطه (۸) به دلیل وجود عبارت $\exp(x_i\hat{\beta})$ وزن بیشتری به مشاهده‌ها داده می‌شود. در نتیجه، این روش برآوردی وابستگی بالایی به مشاهده‌ها داشته، به همین دلیل و برآورد الگوی جاذبه با روش حداقل مربعات غیرخطی می‌تواند برآوردهای ناکارآمدی را به دنبال داشته باشد. برای حل این مسئله، روش برآوردی درستنمای شبه بیشینه پوآسن ارائه شد. در این روش همانند

[1] Nonlinear Least Square (NLS)

روش حداقل مربعات غیرخطی، متغیر وابسته بدون لگاریتم برآورد می‌شود. افزون بر آن مسئله‌ها روش حداقل مربعات غیرخطی همانند وابستگی بالا به مشاهده‌ها در این روش وجود ندارد. روش برآوردی درستنمای شبه بیشینه پوآسن به صورت رابطه (۹) ارائه شده است:

$$\sum_{i=1}^{n}\left[y_i - \exp(x_i\hat{\beta})\right]x_i = 0 \qquad (۹)$$

این روش ایرادهای برآوردی دو روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات غیرخطی را نداشته و نتایج سازگاری را به دنبال خواهد داشت. همچنین این روش با استفاده از توزیع پوآسن شرایطی را فراهم می‌آورد که محقق بتواند از مشاهده‌های خود به طور کامل استفاده کند. چرا که در روش حداقل مربعات معمولی با توجه به تعریف نشدن لگاریتم صفر (Log0)، مشاهده‌هایی که متغر وابسته برابر با صفر بوده حذف می‌شوند که موجب اریب در نتایج پژوهش می‌شود[۱].

با توجه به آنچه بیان شد، بنابر بررسی سیلوا و تنریور (Silva & Tenreyro, 2006) برآورد الگوهای جاذبه به روش حداقل مربعات معمولی برآورد ناسازگاری می‌دهند و روش برآوردی درستنمای شبه بیشینه پوآسن کارایی لازم را دارا خواهد بود. لذا امروزه در بیشتر پژوهش‌های بین المللی همانند شفرد (Shepherd, 2010)، اوون و وینچستر (Owen & Winchester, 2014) و کی و همکاران (Kea et al., 2019) از این روش استفاده می‌شود. شمار محدودی از پژوهش‌ها نشان داد که روش برآوردی حداقل مربعات معمولی نتایج بهتری از روش درستنمای شبه بیشینه پوآسن ارائه می‌دهد. از این‌رو در بیشتر پژوهش‌های بین المللی الگوی جاذبه با هر دو روش حداقل مربعات معمولی و درستنمای شبه بیشینه پوآسن برآورد می‌شود. با وجود آن که در بررسی‌های داخلی در سال‌های اخیر از این روش استفاده شده است ولی تاکنون در این بررسی‌ها و ارزیابی‌ها برآورد همزمان دو روش برای تحلیل کارایی نتایج صورت نگرفته است. از این‌رو در این پژوهش سعی شده است افزون بر ارائه مبنای نظری این روش برای نخستین بار در پژوهش-های داخلی، عامل‌های موثر بر صادرات خرمای ایران به کشورهای عضو اتحادیه اروپا با استفاده از الگوی جاذبه و با هر دو روش حداقل مربعات معمولی و درستنمای شبه بیشینه پوآسن برآورد و کارایی روش‌ها تحلیل شود.

رابطه (۱۰) بیانگر الگوی تجربی این پژوهش با استفاده از روش برآوردی حداقل مربعات معمولی بوده و رابطه (۱۱) نیز بیانگر روش براوردی درستنمای شبه بیشینه پوآسن است. در روش حداقل

[۱] محققان برای فرار از مسئله مشاهده‌های صفر، مقدار عددی ناچیزی را اضافه می‌کردند که موجب اریب نتایج می‌شود.

مربعات معمولی متغیر وابسته به صورت لگاریتمی وارد شده، در حالی‌که در روش درستنمای شبه بیشینه پوآسن متغیر وابسته بدون لگاریتم است.

$$\ln Export_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(SGDP_{jt}) + \beta_2 \ln(DIS_{ij}) + \beta_3 \ln(dpcGDP_{ijt}) + \beta_4 \ln(RMA_{jt}) + D_1 FC_{jt} + D_2 SAN_{jt} + \varepsilon_{ij} \quad (۱۰)$$

$$Export_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(SGDP_{jt}) + \beta_2 \ln(DIS_{ij}) + \beta_3 \ln(dpcGDP_{ijt}) + \beta_4 \ln(RMA_{jt}) + D_1 FC_{jt} + D_2 SAN_{jt} + \varepsilon_{ij} \quad (۱۱)$$

نمادهای i، j و t به ترتیب معرف ایران، اتحادیه اروپا و سال است. متغیر Export گویای صادرات خرمای ایران به کشورهای اتحادیه اروپا است. مولفه SGDP معرف مجموع تولید ناخالص داخلی ایران و کشورهای اتحادیه اروپاست که معیاری از اندازه اقتصاد است (Ulengin et al., 2015). مولفه DIS بیانگر فاصله جغرافیایی میان ایران و شریک تجاری است که معرفی از هزینه‌های حمل و نقل تجارت به شمار می‌رود. متغیر dpcGDP بیانگر تفاوت اقتصادی ایران و شریک تجاری که از تفاوت درامدهای سرانه دو کشور محاسبه شده است (Kea et al., 2019). متغیر RMA بیانگر مزیت نسبی واردات است که معرفی از تخصصی شدن کشور در واردات است. این متغیر برمبنای رابطه (۱۲) محاسبه شده است (Vollrath, 1991):

$$RMA = \frac{M_{djt}/M_{ajt}}{M_{dwt}/M_{awt}} \quad (۱۲)$$

متغیر RMA بیانگر مزیت نسبی واردات است. نماد M معرف واردات خرماست. نمادهای d، a، j، w و t به ترتیب معرف خرما، بخش کشاورزی، شریک تجاری، جهان و سال است. مزیت نسبی واردات به صورت سهم واردات خرما از بخش کشاورزی کشور واردکننده نسبت به سهم واردات خرما از کل واردات جهانی کشاورزی است. اگر مقدار این شاخص بیش از ۱ باشد یعنی مزیت نسبی واردات وجود دارد که بیانگر تخصصی شدن است. در صورتی که مقدار عدد کمتر از ۱ شود یعنی کشور موردنظر بدون مزیت واردات و نبود تخصصی شدن است. متغیر FC معرف بحران غذا اخیر از مهم‌ترین رویدادهای چند سال اخیر به شمار امده که به دلیل بحران اقتصادی و اثرگذاری آن بر اقتصاد و تجارت جهانی ایجاد شده است. بحران اقتصادی تنها بر آمریکا و اتحادیه اروپا اثرگذار نبوده است بلکه تجارت بین المللی با شریکان تجاری را نیز تحت تاثیر قرار داده است (Kahouli & Maktouf, 2014). دوره زمانی بررسی مختلفی برای بحران غذا در نظر گرفته شده است. در این پژوهش سال ۲۰۰۷ به عنوان سال بحران غذا در نظر گرفته شده است. متغیر SAN معرف تحریم‌های اقتصادی بین المللی بوده است که به صورت مجازی در الگو وارد شده

است. برای سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵ عدد ۱ و برای بقیه سال‌های عدد صفر قرار داده شده است (Samore, 2015).

به منظور دستیابی به هدف‌های پژوهش، صادرات خرمای ایران به ۲۸ کشور عضو اتحادیه اروپا در دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۸ بررسی شده است. جدول (۳) بیانگر متغیرهای مدل، اثرگذاری انتظاری متغیرهای توضیحی بر صادرات خرما و منابع داده است.

جدول (۳) توصیف متغیرها

Table (3) Descriptive of variables

متغیر Variable		علامت مورد انتظار Expected signs	منبع داده Data source
Export	صادرات خرما Export of date		مرکز تجارت بین‌الملل International trade center
SGDP	جمع تولید ناخالص داخلی ایران و شریک تجاری Sum of GDP of Iran and trading partner	+	بانک جهانی World bank
DIS	فاصله جغرافیایی Geographical Distance	+ / -	مرکز گردآوری داده‌های بین‌المللی CEPII
dpcGDP	تفاوت اقتصادی Economic differences	+ / -	محاسبات محققان Authors' calculation
RMA	مزیت نسبی وارداتی Relative import advantage	+	محاسبات محققان Authors' calculation
FC	بحران غذا Food crisis	-	-
SAN	تحریم‌های اقتصادی Economic Sanction	-	سامور (۲۰۱۵) Samore (2015)

نتایج و بحث

پیش از براورد الگوی جاذبه ضرورت دارد که ایستایی و همخطی متغیرها مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج ایستایی که با استفاده از آزمون‌های فیشر و لوین، لین و چو (Levin et al., 2002) براورد شد بیانگر این است که متغیرهای وابسته و توضیحی پیوسته در سطح ایستا هستند. بنابر نتایج، میانگین عامل تورم واریانس[1] نیز نشان-دهنده نبود همخطی میان متغیرهای توضیحی الگو است.

[1] Variance Inflation Factor (VIF)

جدول (۴) نتایج آزمون ایستایی و همخطی

Table (4) Unit root and multi-collinearity results

Variable		Unit root test		Multi-collinearity test
		LLC	Fisher	VIF
Dependent	Export>=0	0.052	0.000	-
	Ln export	-	0.000	-
Explanatory	Ln SGDP	0.000	0.000	1.85
	Ln DIS	-	-	1.71
	Ln dpcGDP	0.000	0.000	1.91
	Ln RMA	0.000	0.000	1.34
	FC	-	-	1.05
	SAN	-	-	1.14
	Mean VIF	-	-	1.50

Source: authors' calculation منبع:یافته های محقق

نتایج الگوی جاذبه در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج آزمون چاو نشان داد که فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأها رد می‌شود. به عبارت دیگر عرض از مبدأها متفاوت بوده و داده‌ها دارای ساختاری تابلویی است. با وجود آنکه شمار زیادی محققان براین باورند که در الگوهای تابلویی (پانل) کشوری با توجه به ویژگی‌های کشورها ضرورت دارد الگوها به صورت اثرهای ثابت براورد شود (Ulengin et al., 2015)، آزمـون هاسمن براورد شد که نتایج نشان داد که الگوی اثرهای تصادفی کاراتر است. با این وجود نتایج هر دو الگو ارائه شده است که برمبنای تحلیل داده‌های پژوهش و بررسی‌های پیشین نتایج روش اثرهای ثابت کاراتر و همسو با نظریه است.

همچنین، الگوی جاذبه با دو روش حداقل مربعات معمولی و درستنمایی شبه بیشینه پوآسن برازش‌شده که نتیجه آن ارائه شده است. تحلیل نتایج از منظر اثرگذاری متغیرها و نوع اثرگذاری بیانگر این است که روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن نتایج سازگارتری را نسبت به روش حداقل مربعات معمولی داشته است. دلیل اصلی این موضوع ناشی از نبوذ زمینه استفاده کامل از مشاهده‌ها در روش براورد حداقل مربعات معمولی است. این بررسی همسو با ارزیابی‌های پژوهش-هایی همانند سیلوا و تنریرو (Silva & Tenreyro, 2006) نشان داد که افزون بر رفع ایرادهای نظری در روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن، این روش براوردی برتری محسوسی در برآورد متغیرهای پیش‌بینی‌کننده در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی داشته است. لذا در ادامه به تفسیر نتایج روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن با اثرهای ثابت پرداخته می‌شود.

جدول (۵) نتایج الگوی جاذبه

Table (5) Gravity model results

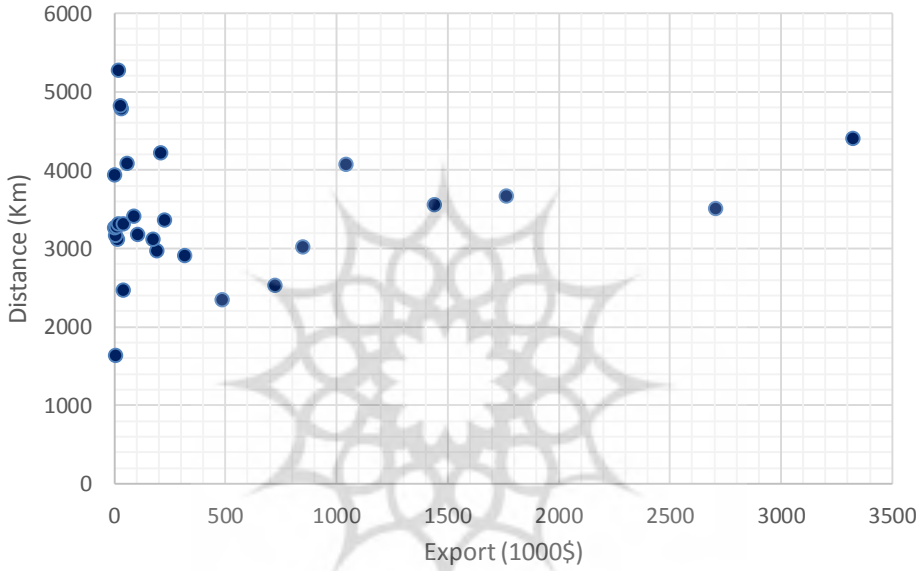
Variable	OLS		PPML			
	Ln export>0		Export>=0		Export>0	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Ln SGDP	1.347***	1.385***	1.188***	1.189***	1.197***	0.992***
	(0.171)	(0.142)	(0.172)	(0.119)	(0.171)	(0.114)
Ln DIS	5.642***	0.287	2.546***	-0.227	1.809***	0.125***
	(1.199)	(0.499)	(0.524)	(0.300)	(0.474)	(0.375)
Ln dpcGDP	0.190	-0.108	0.165*	-0.008	0.158*	0.048
	(0.128)	(0.157)	(0.089)	(0.099)	(0.087)	(0.101)
Ln RMA	0.193	-0.369	0.523***	-0.089	0.546***	-0.190*
	(0.162)	(0.099)	(0.162)	(0.109)	(0.162)	(0.110)
FC	-0.159	0.028	-0.092	-0.099	-0.094	-0.085
	(0.194)	(0.391)	(0.110)	(0.318)	(0.110)	(0.307)
SAN	0.107	0.097	0.020	-0.001	0.021	0.004
	(0.111)	(0.196)	(0.098)	(0.159)	(0.100)	(0.153)
Constant	-47.898***	-31.209***	-52.407***	-24.320***	-46.704***	-21.722***
	(4.678)	(4.005)	(5.379)	(3.027)	(5.126)	(3.339)
R-squared	0.835	0.262	0.811	0.317	0.797	0.315
Observations	387	387	504	504	387	387
Chow test	47.52		40.13		29.51	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Hausman test	5.30		5.02		3.95	
	(0.380)		(0.170)		(0.556)	

Source: authors' calculation

م ع:یافته های محقق

بنابر نتایج، بزرگی اقتصاد اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات خرمای ایران به این منطقه دارد. به عبارتی این متغیر نشان‌دهنده اثر مشترک ظرفیت صادراتی ایران و قدرت اقتصادی شریک تجاری بوده که با افزایش آن میزان صادرات ایران به کشورهایی با تولید ناخالص داخلی بالاتر بیشتر است. نتایج بیانگر این است که فاصله جغرافیایی اثری مثبت بر صادرات خرمای ایران داشته است که برخلاف نظریه الگوی جاذبه است. دلیل این موضوع این است که فاصله میان کشورهای مختلف اتحادیه اروپا خیلی متفاوت نبوده و به دلیل واقع شدن در یک منطقه این نتیجه دور از انتظار نبوده است. به گونه‌ای که میزان صادرات ایران به کشورهای انگلیس و آلمان که به طور میانگین در فاصله ۳۹۰۶ کیلومتری از ایران قرار داشته ۶ برابر میانگین کل اتحادیه اروپا با میانگین فاصله ۳۴۵۹ کیلومتر است. اثر مثبت فاصله جغرافیایی بر جریان‌های تجاری در پژوهش-های چندی چون دراگ و دی ماریا (Drogué & DeMaria, 2012)، شفرد و ویلسون (Shepherd & Wilson, 2013) و اوکابه و اوراتا (Okabe & Urata, 2014) براورد شده است که دلیل آن تحلیل منطقه‌ای یا محصولی است. برای مثال، در ایران نیز بررسی‌هایی همانند اردکانی و همکاران

(Ardakani et al., 2010) در زمینه صادرات میگو به شریکان تجاری و امینی‌زاده و همکاران (Aminizadeh et al., 2021) در خصوص صادرات کشمش به اتحادیه اروپا نشان دادند که فاصله جغرافیایی اثری منفی و معنی‌دار نداشته است. با این وجود نمی‌توان نتیجه این بررسی را به صادرات خرما به کل شریکان تجاری تعمیم داد. چرا که در پژوهش‌های مختلف اثر منفی فاصله جغرافیایی بر صادرات خرما نشان داده شده است (Sadeghi et al., 2019).



نمودار (۲) رابطه میانگین صادرات خرمای ایران با فاصله جغرافیایی ایران و کشورهای اتحادیه اروپا (منبع: محاسبات تحقیق)

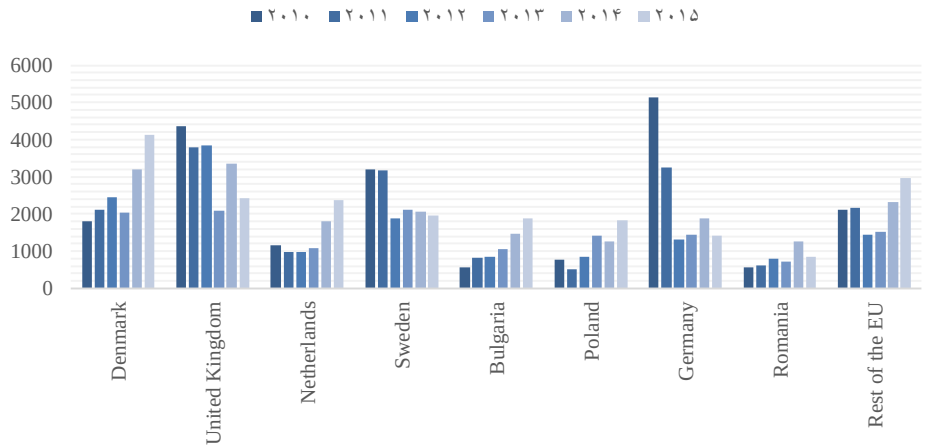
Figure (2) The relationship between Iran's date export with geographical distance of Iran and EU countries (Source: authors' calculation)

متغیر شاخص تفاوت اقتصادی مثبت و معنی‌دار بوده است. به عبارتی هر چه تفاوت اقتصادی بیشتر باشد میزان صادرات خرمای ایران به شریکان تجاری اتحادیه اروپا بیشتر می‌شود. نتایج بدست آمده همسو با نتایج محمدی و همکاران (Mohammadi et al., 2020) برای محصول پسته است. بنابر نتایج، شاخص مزیت نسبی وارداتی اثری مثبت بر صادرات خرمای ایران داشته است که در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. به عبارتی تخصصی شدن یک کشور در واردات موجب افزایش صادرات کشور صادرکننده می‌شود. چرا که تغییر در روند وارداتی، حلقه‌های پسین

کشورهای واردکننده را با چالش و دشواری جدی روبه‌رو می‌سازد. این موضوع نیازمند قراردادهای بلندمدت با شریکان صادراتی است. چرا که تغییر شریک تجاری نیازمند فرایندهای لازم پیش از اجرای قرارداد است که هزینه‌های بالایی برای صادرکنندگان و واردکنندگان به همراه دارد و از این‌رو کشورها به دنبال تخصصی شدن هستند.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که بحران غذا سال ۲۰۰۷ اثرگذاری منفی بر صادرات خرمای ایران داشته است که این اثر در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار نیست. نتیجه به‌دست آمده با نتایج فرتو و زرب (Ferto & Szerb, 2017) همخوانی ندارد. در پژوهش‌های داخلی نیز دوراندیش و همکاران (Dourandish et al., 2019) نشان دادند که بحران اقتصادی اثری منفی و معنی‌دار به ترتیب بر صادرات زعفران ایران داشته است. نتایج نشان داد که تحریم‌های بین‌المللی اثری مثبت بر صادرات خرما داشته است که این اثر در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار نیست.

به عبارتی با وجود آنکه به نظر می‌رسید یکی از دلایل کاهش صادرات ایران تحریم‌های بین المللی باشد، نتایج گویای این است که این تحریم‌ها اثری منفی و معنی‌دار بر صادرات ایران نداشته است. نمودار (۳) بیانگر میزان صادرات ایران به کشورهای اصلی واردکننده اتحادیه اروپا در دوره زمانی تحریم‌های بین‌المللی است که بیانگر این است که میزان صادرات به ۵ کشور دانمارک، هلند، بلغارستان، لهستان و رومانی افزایش یافته است. همچنین دیده می‌شود که مجموع صادرات به دیگر کشورهای اتحادیه اروپا افزایش یافته است. با این وجود تحریم‌ها موجب کاهش صادرات به کشورهایی همانند انگلستان، آلمان و سوئد شده است. براین مبنا می‌توان بیان داشت که تحریم‌های تجاری نقشی و منفی و اثرگذار بر صادرات نداشته است و ایران توانسته است با وجود تحری‌های اقتصادی و مالی، صادراتش را به شماری از کشورها افزایش دهد که البته این افزایش قابل توجه نبوده است. آسیابانی و همکاران (Asiabani et al., 2020) نیز در تحلیل صادرات زعفران ایران به شریکان تجاری نشان دادند که اثر تحریم‌ها مثبت و معنی‌دار بوده است.



نمودار (۳) میزان صادرات خرمای ایران به کشورهای اصلی اتحادیه اروپا در دوره زمانی تحریم‌های بین-المللی (منبع: محاسبات تحقیق)

Figure (3) The Iran's date export to the main EU countries over international sanctions period (Source: authors' calculation)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

خرما یکی از مهم‌ترین محصول‌های صادراتی ایران است که با وجود رشد صادرات ایران و افزایش سهم از بازار جهانی در سال‌های اخیر، سهم صادراتی در بازار کشورهای اتحادیه اروپا به عنوان مهم‌ترین مقصد صادراتی کاهش یافته است. از این‌رو هدف این پژوهش، بررسی مولفه‌های اثرگذار بر صادرات خرمای ایران به ۲۸ کشور اتحادیه اروپا در دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۸ است. برای دستیابی به هدف پژوهش از الگوی جاذبه و روش‌های براوردی حداقل مربعات معمولی و درستنمایی شبه بیشینه پوآسن استفاده شده است. در ادامه خلاصه‌ای از نتایج و پیشنهادهای کاربردی ارائه می‌شود.

نتایج مقایسه‌ای روش‌ها نشان داد که روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن کارایی بالاتری در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی در برآورد پیش‌بینی‌کننده‌ها داشته است. لذا تاکید می-شود که در بررسی‌های آینده هم‌تراز با پژوهش‌های بین‌المللی روش براوردی درستنمایی شبه بیشینه پوآسن که افزون بر استفاده از همه داده‌های پژوهش، ایرادهای نظری روش حداقل مربعات معمولی را نداشته است استفاده شود.

بنابر نتایج و برابر انتظار اندازه اقتصاد و تفاوت اقتصادی اثری مثبت و معنی‌داری بر صادرات خرمای ایران دارد. لذا ضرورت دارد ایران در بازارهای اتحادیه اروپا کشورهای با درآمد بالا را برای صادرات انتخاب کند. نتایج بیانگر این است که مزیت نسبی وارداتی که معیاری برای تخصصی شدن واردات است اثری مثبت بر صادرات خرمای ایران دارد. از این‌رو ضرورت دارد به کشورهایی که روند واردات آن‌ها در مسیر تخصصی شدن است برای صادرات خرما بیشتر توجه شود.

بنابر نتایج متغیرهای فاصله جغرافیایی، بحران اقتصادی و تحریم‌های بین‌المللی همسو با انتظارها نبوده است. براین مبنا می‌توان بیان داشت تحریم‌های بین‌المللی و بحران جهانی اثری منفی بر صادرات ایران نداشته است. شاید دلیل آن این باشد که خرما جزء گروه محصول‌هایی است که توسط کشورهای قدرتمند در شبکه جهانی تجارت تولید نمی‌شود و ارزش افزوده حاصل از صادرات این کشورها برمبنای واردات و صادرات مجدد این محصول است. نکته شایان توجه اثر مثبت و معنی‌دار فاصله است که به خوبی بیان‌کننده این است که فاصله بازدارنده‌ای جدی برای صادرات خرما به این منطقه نیست. لذا می‌توان بر این نکته تاکید داشت که بازدارنده‌های تجاری منطقه‌ای اثرگذاری معنی‌داری بر صادرات ایران نداشته و صادرکنندگان برای صادرات خرما به اتحادیه اروپا با بازدارنده‌های درون‌منطقه‌ای خاصی روبه‌رو نمی‌باشند. لذا اگر بتوانند الزام‌های حضور در اتحادیه اروپا همانند استانداردهای بهداشتی را کسب کنند می‌توانند بازارهای هدف گوناگون را برمبنای مولفه‌های مختلف همانند سبک غذایی مورد توجه و هدف قرار دهند.

سپاسگزاری

این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی دانشگاه فردوسی مشهد به‌شماره ۳۹۸۵۸ است که بدین وسیله از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه سپاسگزاری می‌شود.

منابع

Aminizadeh, M., Rafiee, H., Zare, S.A., Kaboudtabar, M., & Kazempoor, A. (2020). Investigating the Effect of Iran's Membership in Trade Agreements on Iranian Pistachio Exports. *Agricultural Economics and Development*, 110, 205-225. (In Farsi).

Aminizadeh, M., Rafiee, H., Ghasemi, A., & Ramezani, M. (2021). Evaluating the Effect of EU Importers Market Structure on Iran's Raisin Exports. *Journal of Agricultural Economics Reserches*, 13(2), 43-62. (In Farsi).

Ardakani, R., Yazdani, S., & O.Gillanpour. (2010). Effects of SPS and TBT Regulations on Export of Iranian Shrimp. *Journal of Agricultural Economics Reserches*, 2(4), 1-10. (In Farsi).

Asiabani, N., Rafiee, H., Aminizadeh, M., & Mehrparvar Hosseini, E. (2020). Determining the Structure of Saffron Target Markets and Analyzing Its Impact on Iranian Exports. *Journal of Saffron Agronomy and Technology*, 8(3), 421-438. (In Farsi).

Atif, R.M., Haiyun, L., & Mahmood, H. (2017). Pakistan's agricultural exports, determinants and its potential: an application of stochastic frontier gravity model. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 26(3), 257-276.

Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales. (2018). CEPII Database. http://www.cepii.fr/.

Corral, S., Díaz, A. S., Monagas, M. D. C., & García, E. C. (2017). Agricultural policies and their impact on poverty reduction in developing countries: Lessons learned from three water basins in Cape Verde. *Sustainability*, *9*(10), 1841.

Dourandish, A., Aminizadeh, M., Riahi, A., and Mehrparvar Hosseini, E. (2019). Assessing the role of trade sanctions and global economic crisis on Iran's saffron exports. *Journal of Saffron Agronomy and Technology*, 6(4): 499-511. (In Farsi).

Drogué, S., & DeMaria, F. (2012). Pesticide residues and trade, the apple of discord?. *Food Policy*, 37(6), 641-649.

Fertő, I., & Szerb, A. B. (2017). The role of food crisis and trade costs in the Hungarian maize exports. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 353(4), 110-124.

Food and Agriculture Organization (FAO). (2020). www.fao.org

Frankel, J., & Romer, D. (1999). Does Trade Cause Growth?. *The American Economic Review*, 89 (3), 379–399.

Frankel, J., & Wei, S. (1993). Trade Blocs and Currency Blocs. NBER working paper no. 4335.

International Trade Centre (ITC). (2020). <www.intracen.org>

Kahouli, B. & Maktouf, S. (2014). The determinants of FDI and the impact of the economic crisis on the implementation of RTAs: A static and dynamic gravity model. *International Business Review*, 24(3): 518-529.

Karbasi, A., and Alizadeh, P. 2016. Survey of Iran's date imports demand to BRICS centuries. *Agricultural Economic Research*, 8(1), 21-34. (In Farsi).

Kea, S., Li, H., Shahriar, S., Abdullahi, N. M., Phoak, S., & Touch, T. (2019). Factors Influencing Cambodian Rice Exports: An Application of the Dynamic Panel Gravity Model. *Emerging Markets Finance and Trade*, *55*(15), 3631-3652.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1-24.

Mohammadi, H., Aminizadeh, M., & Aghasafari, H. (2020). Measuring the Export Efficiency of Iran's Pistachio Using Stochastic Frontier Gravity Model. *Journal of Economics and Agriculture Development*, 34(1), 29-45. (In Farsi).

Okabe, M., & Urata, S. (2014). The impact of AFTA on intra-AFTA trade. *Journal of Asian Economics*, 35, 12-31.

Owen, P.D. & Winchester, N. (2014). The impact of US fresh milk production standards on dairy trade. *Journal of Policy Modeling*, 36: 1008–1021.

Sadeghi, P., Hosseini, S.S., & Moghaddasi, R. (2019). Analyzing Iran's Export Market Potential, Gravity Model: Evidence from Date Market. *Journal of Agricultural Science and Technology*, *21*(4), 773-783.

Samore, G. (2015). Sanctions against Iran: a guide to targets, terms, and timetables. Belfer Center for Science and International Affairs, 28-29.

Shahriar, S., L. Qian, and S. Kea. 2019. Determinants of exports in China's meat industry: A gravity model analysis. *Emerging Markets Finance and Trade,* 55 (11), 2544–2565.

Shepherd, B. (2010). Geographical Diversification of Developing Country Exports. *World Development*, 38(9), 1217–1228.

Shepherd, B. & Wilson, N.L.W. (2013). Product standards and developing country agricultural exports: The case of the European Union. *Food Policy,* 42, 1–10.

Silva, S.J.M.C., & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641–658.

Tinbergen, J. (1962). Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy. New York, NY: Twentieth Century Fund.

Ülengin, F., Çekyay, B., Palut, P. T., Ülengin, B., Kabak, Ö., Özaydın, Ö., & Ekici, Ş.Ö. (2015). Effects of quotas on Turkish foreign trade: A gravity model. *Transport Policy*, *38*, 1-7.

Vollrath, T.L. (1991). A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv, 127*, 263-279.

World Bank. (2018). World Bank Database. https://data.worldbank.org/

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

DOI: 10.22034/iaes.2021.135209.1782

Agricultural Economics/Volume 14/Issue 2/1399

Investigating the Effective Factors on Iranian Date Exports to European Union

Mohammad Ghorbani, Milad Aminizadeh [1]

Received: 21 Aug.2020 **Accepted:16 Jan.2021**

Extended Abstract

Introduction

International trade leads financial and economic development by improving domestic productivity. Agricultural exports play a pivotal role not only in economic growth but also in the promotion of the social economy. An increase in agriculture earnings directly affects rural income and welfare. In this regard, governments in most countries have taken various measures to boost agricultural exports in order to achieve goals such as poverty reduction and economic development.

Iran is one of the important producers and exporters of date in the world, which with about 1.20 million metric tons of production and with 338.3 million dollars of exports held the second and first rank in 2018, respectively. Due to the increasing Iran's export share in the world, the share of exports to EU as one of the important destination market dramatically declined from 22% in 2001 to 5% in 2018. As of our knowledge, there is no empirical study in analyzing factors influencing the exports of Iranian date to EU countries.

Methodology and Data

The gravity model proposed by Tinbergen (1962) and known as a workhorse by international trade economists explains trade flows between two countries depend on economic size and distance. This paper aims to analyze the effective factors on Iran's date exports to EU countries and models Iran's exports as a function of sum of GDP, geographical distance, economic difference, relative import advantage, food crisis and sanction. The gravity equation used in this study is the following:

$$Export_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(SGDP_{jt}) + \beta_2 \ln(DIS_{ij}) + \beta_3 \ln(dpcGDP_{ijt}) + \beta_4 \ln(RMA_{jt}) + D_1 FC_{jt} + D_2 SAN_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

[1] Respectively: Professor, PhD Student of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Email: ghorbani@um.ac.ir

Where, i denotes, Iran, j is EU countries and t is year. The β terms are coefficients to be estimated, and ε_{ijt} is a stochastic error term. $Export_{ijt}$ is the export of Iranian date to importing country j in year t. $SGDP_{jt}$ represents sum of gross domestic product (GDP) of Iran and EU countries. DIS_{ij} represents the bilateral geographical distance between the capitals of Iran and the importing country j. $dpcGDP_{ijt}$ represents difference GDP per capita between Iran and EU countries as a proxy of economic difference. RMA_{jt} is relative import advantage as a proxy of degree of specialization. FC_{jt} and SAN_{jt} represents food crisis and economic sanction dummy variables.

This paper adopts the panel data estimation procedure. It combines cross-country and time-series data involving 28 EU countries and 18 time periods from 2001-2018, constituting 504 observations. For the estimation of model, ordinary least square (OLS) and Poisson pseudo maximum likelihood (PPML) estimator with fixed and random effect is used.

Results

The results of panel unit root test clearly show that all variable can reject null hypothesis at levels and all the variables are stationary. Our findings indicated that PPML method is consistent in estimating the gravity model in comparison of OLS method.According to the PPML fixed effect model, the coefficient of the sum of GDP is positive and highly statistically significant at 1 percent level. The coefficient of the variable geographical distance is positive and statistically significant at 1 percent level, indicating that distance does not play an impeding role in exports of date from Iran to EU countries. The coefficient of the variable per capita GDP difference as a proxy of economic distance is positive and significantly statistically at 10 percent level. This shows that date export from Iran to its importing countries with different economic structure is higher compared to importing countries with similar economic structure.

Our results indicated that the coefficient of the variable relative import advantage (RMA) as a proxy of specialization in imports is positive and significantly statistically at 1 percent level. This means importing countries with higher specialization in imports of date have higher demand and so more imports in comparison of countries with lower specialization. The coefficient of the variables of food crisis and sanction are negative and positive respectively but are insignificantly statistically at 10 percent level.

Conclusion

Iran has low share of date exports to EU countries as one of the important destination countries. So, this paper aims to investigate the effective factors on Iranian date to EU countries. For this aim, the gravity model over an

eighteen-year period, from 2001 to 2018 is used. Our findings indicated that trade barriers do not have a significant effect on Iran's exports, and exporters do not face specific barriers to exporting date to EU. So if they can meet the basic requirements of the EU such as food standard, they can target a variety of destination markets based on important factors such as food style.
JEL classification: C33, F53, Q17
Keywords: Gravity model, PPML, Iran, EU, Date

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی