فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال چهارم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۶/ صفحات ۲۱۸-۱۹۷

تحلیل فضایی عوامل موثر بر صادرات صنایع مواد غذایی و آشامیدنی

اکرم اکبری
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، Akramakbari98@yahoo.com
محسن پورعبادالهان کویچ
دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، Mohsen_p51@hotmail.com
پرویز محمدزاده*
دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، Pmohamadzadeh@yahoo.com
ستاره رضایی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد تبریز، rezaei_setareh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۳/۳۱

چکیده

امروزه صادرات فرآورده‌های صنایع مواد غذایی و آشامیدنی، نقش مهمی را در ارزآوری کشور ایفاء می‌کند. بررسی مطالعات تجربی مربوط به صادرات نشان می‌دهد که میزان صادرات بنگاه‌ها نه تنها تحت تاثیر اندازه بنگاه، سرمایه انسانی و بهره‌وری نیروی کار می‌باشد، بلکه ممکن است تحت تاثیر صادرات استان‌های مجاور نیز قرار گیرد. لذا در این مطالعه، به بررسی عوامل موثر بر صادرات صنایع مواد غذایی و آشامیدنی با استفاده از اطلاعات سطح بنگاهی (کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر ایران) در سال ۱۳۸۶ و مدل دوربین فضایی توبیت پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل توبیت فضایی نشان می‌دهد که متغیرهای اندازه بنگاه، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه انسانی دارای تاثیر مثبت و معنی‌داری بر میزان صادرات بنگاه‌ها می‌باشند. همچنین معنی‌دار بودن ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته، وجود اثرات فضایی را تایید می‌کند. همچنین نتایج حاصل از محاسبه اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیم و اثرات کل نشان می‌دهد که اثر مستقیم و غیرمستقیم بهره‌وری نیروی کار، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه بر صادرات هر استان و استان‌های همسایه مثبت و معنی‌دار است. این نتایج حاکی از وجود سرریزهای درون استانی و بین‌استانی است.

واژه‌های کلیدی: صادرات بنگاه، مدل دوربین فضایی، مدل توبیت، ویژگی‌های بنگاه.
طبقه‌بندی JEL: F14، F41، J24

---

* نویسنده مسئول

۱- مقدمه

صادرات غیرنفتی نقش بسیار موثری در رشد و توسعه اقتصادی ایفا می‌کند. صادرات غیرنفتی از طریق ارزآوری بیش‌تر، باعث کاهش وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی شده و به واسطه دسترسی تولیدکنندگان داخلی به بازارهای جدید بین‌المللی، تقاضا برای محصولات داخلی و تولید محصولات داخلی را نیز افزایش داده و موجب افزایش اشتغال و ارزش افزوده فعالیت‌های اقتصاد در جامعه می‌شود. در مجموع، صادرات غیرنفتی از کانال‌های مختلف از جمله جذب درآمدهای خارجی، افزایش تولید، کاهش هزینه‌های متوسط تولید و برخورداری از صرفه‌های اقتصاد به مقیاس، بهره‌برداری از مزیت‌های نسبی کشور و یادگیری صادراتی در حین انجام کار موجبات رشد و توسعه بیشتر اقتصاد را فراهم می‌آورد.

برای ورود به بازارهای خارجی از طریق صادرات، عوامل مختلفی مؤثر هستند. بر اساس مطالعات صورت گرفته در این زمینه، این عوامل به دو نوع خارجی و داخلی تقسیم‌بندی شده است که عوامل خارجی مانند نرخ ارز، تورم و ... بوده که در سطح کلان مورد بررسی قرار می‌گیرد و در معدودی از آن‌ها، به تاثیر عوامل داخلی مانند اندازه بنگاه، بهره‌وری، رقابت‌پذیری و مخارج تحقیق و توسعه پرداخته شده که مربوط به خود بنگاه می‌باشد. در کشورهای در حال توسعه، بدون ایجاد زیرساخت‌های لازم و نهادینه شدن مواردی چون بهره‌وری، رقابت‌پذیری و ساختار بازار نمی‌توان انتظار داشت که عوامل قیمتی سبب ارتقاء صادرات گردد، در حالی که در کشورهای توسعه‌یافته به دلیل وجود زیرساخت‌ها و نهادینه شدن عوامل غیرقیمتی، عوامل قیمتی سبب ارتقاء صادرات می‌شود.

در ایران به‌کارگیری استعدادها و توانمندی‌های بالقوه و حمایت اصولی و هدفمند از صنایع دارای مزیت کشور، می‌تواند گامی موثر در جهت توسعه صادرات غیرنفتی باشد. امروزه برای حضور مستمر و چشمگیر در بازار جهانی، علاوه بر مجهز شدن به روش‌های نوین بازاریابی روز دنیا، تولیدات عرضه شده توسط بنگاه‌ها نیز باید از سطح رقابت‌پذیری مناسب و بالایی برخوردار باشند. صنایع غذایی و آشامیدنی از جمله صنایع پررونق جهان کنونی است که رقابت شدیدی بر آن حاکم است. ایران با توجه به تنوع زیست‌محیطی و آب‌وهوایی خود، مواد اولیه این صنعت را به وفور در خود جای داده است و در اغلب موارد دارای مزیت دسترسی به مواد اولیه است. بنابراین توجه بیشتر به این صنعت در کشور به ویژه در مورد تولید محصولاتی که در آن‌ها از مزیت رقابتی برخوردار است، کمک شایانی

به توسعه صادرات خواهد کرد. بر اساس تئوری‌های اقتصادی، سیاست‌های تجاری در یک کشور می‌تواند با توجه به فضا تغییر نماید؛ به این صورت که استان‌هایی که در مجاورت و همسایگی هم قرار دارند، عموماً سیاست‌های تجاری خود را با توجه به سیاست‌های تجاری طرف دیگر تنظیم می‌نمایند. مطالعات زیادی در مورد اثرات فضایی تجارت در دنیا صورت نگرفته است، اما از اولین مطالعات در این زمینه می‌توان به مطالعه هانسون[1] (۱۹۹۸) در مکزیک اشاره کرد، که بیان می‌دارد بنگاه‌هایی که در نزدیکی مرزهای ایالات متحده بودند، تجارت مناسب‌تری نسبت به سایر بنگاه‌ها در مکزیک داشته‌اند. لذا، در مطالعه حاضر سعی شده است با درنظر گرفتن اثرات همسایگی به بررسی عوامل موثر بر تصمیم صادراتی صنایع مواد غذایی و آشامیدنی با استفاده از مدل دوربین فضایی توبیت[2] پرداخته شود.

سازماندهی مقاله به این صورت است که پس از مقدمه، به بررسی ادبیات موضوعی و پیشینه مطالعات صورت گرفته در این زمینه پرداخته می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی و معرفی مدل اختصاص دارد. در بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته خواهد شد و در نهایت در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مطرح می‌گردد.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

یکی از عوامل مهم توسعه اقتصادی در جوامع انسانی، رشد صنایع آن‌هاست. صنایع به عنوان مؤثرترین وسیله جهت رسیدن به رشد مطلوب اقتصادی از طریق ایجاد اشتغال مولد، به‌کارگیری نیروی مستعد و آماده به کار، استفاده از عوامل تولید در ایجاد ارزش افزوده، پیدایش تنوع در اقتصاد ملی و ارتقای سطح زندگی افراد جامعه مورد توجه قرار گرفته است. اغلب اقتصاددانان معتقدند که رشد و توسعه بخش صنعت بستر لازم جهت رشد و توسعه سایر بخش‌ها را فراهم می‌سازد.

صنایع مواد غذایی از جمله صنایع وابسته به بخش کشاورزی است که نقش مهمی در توسعه این بخش دارد. به دلیل ارزان بودن مواد خام محصولات کشاورزی، ارزبری پایین صنایع تبدیلی مواد غذایی و همچنین نیروی کار ارزان و سرمایه‌بری کمتر، ایجاد این صنایع موجب چند برابر شدن ارزش‌افزوده محصولات کشاورزی می‌گردد، که این امر

---

[1] Hanson
[2] Spatial Durbin Tobit Model

افزایش درآمد روستاییان، جلوگیری از مهاجرت آنها به شهرها و همچنین افزایش صادرات و درآمد ملی را به دنبال دارد (فرحبخش و نوروزی[1]، ۱۳۸۰).

از مهمترین مزایای ایجاد و گسترش صنایع غذایی، افزایش روند تقاضای محصولات کشاورزی و حذف نوسانات فصلی بوده و با بکارگیری روش‌های مناسب نگهداری، تبدیل و بسته‌بندی، می‌تواند از ضایعات این محصولات جلوگیری کرده و عرضه فعلی را به عرضه دائمی تبدیل نماید. افزایش ارزش خالص محصولات کشاورزی، انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را به دنبال خواهد داشت. از طرف دیگر به دلیل وجود صنایع مواد غذایی، واسطه‌گری و دلالی محصولات کشاورزی تا حد زیادی کاهش پیدا کرده و این امر در سالم‌سازی اقتصاد کشور نقش مؤثری را ایفا خواهد کرد (فرحبخش و نوروزی، ۱۳۸۰).

همچنین این صنعت در زمینه ایجاد اشتغال هم به صورت مستقیم در درون صنعت و هم به صورت غیرمستقیم در بخش کشاورزی از اهمیت بالایی برخوردار است و تا حدودی مسأله بحران بیکاری در کشور را کاهش می‌دهد. ساختار تولید در این صنایع رقابتی‌تر از صنایع دیگر بوده و درجه انحصار و تمرکز در آنها کمتر است.

در این قسمت به برخی عوامل تاثیرگذار بر تصمیم صادراتی صنعت از قبیل اندازه بنگاه، سرمایه انسانی و بهره‌وری نیروی کار پرداخته می‌شود.

واگنر[2](۱۹۹۵) بیان می‌کند با افزایش اندازه بنگاه، میزان صادرات بنگاه افزایش می‌یابد. این امر به دلیل وجود موانع ورود به بازارهای صادراتی از قبیل هزینه‌های حمل و نقل، تعرفه، رعایت استانداردهای بین‌المللی و مطابقت محصول با سلیقه مصرف‌کننده خارجی می‌باشد که فقط در مقیاس تولیدی وسیع می‌توان هزینه تولیدات را کاهش داد و هزینه-های اضافی را حذف نمود. واگنر (۱۹۹۵)، علاوه بر صرفه‌های به مقیاس، عواملی مانند بهره‌مندی بیشتر از تخصصی کردن امور، امکان دستیابی به منابع مالی با هزینه کم و ظرفیت ریسک پذیری بالا را از جمله دلایل توجیه کننده تاثیر مثبت اندازه بنگاه بر میزان صادرات آن بیان می‌نماید.

---

[1] Farahbakhsh and Norouzi (2001)
[2] Wagner

مطالعات تجربی زیادی نشان دهنده تاثیر مثبت اندازه بنگاه بر صادرات آن بوده‌اند که از میان آن‌ها می‌توان به مطالعه گلسجر و همکاران[1](۱۹۸۰)، لیو و شو[2](۲۰۰۵)، برنارد و جنسن[3](۱۹۹۹)، هاگمجر[4](۲۰۰۷) و مطالعه تودو[5](۲۰۰۹) اشاره نمود. بسیاری از مطالعات موجود نشان داده‌اند که شرکت‌های بزرگتر احتمال بیشتری برای صادرات دارند به دلیل اینکه شرکت‌های بزرگ‌تر دارای منابع مالی نسبتاً خوب، منابع شخصی کافی و ظرفیت بالا برای تولید هستند. این مزایا تضمینی برای شرکت‌های بزرگتر برای عملکرد صادراتی بهتر در مقایسه با شرکت‌های با اندازه کوچک‌تر است. با این حال، در مطالعات مشابه دیگر نتایج متناقضی یافت شده است و نشان می‌دهد تفاوت معنی‌داری بین شرکت‌های بزرگ‌تر و کوچک‌تر بر اساس عملکرد صادراتی‌شان وجود ندارد (کوتائه و استون[6]، ۱۹۸۳).

مدل‌های رشد مبتنی بر سرمایه انسانی، رشد تولید را ناشی از موجودی سرمایه انسانی می‌دانند که به نوبه خود، توانایی یک کشور را در زمینه نوآوری و رسیدن به سطح کشورهای پیشرفت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجه افزایش صادرات می‌تواند به دلیل افزایش سودهای ناشی از بهره‌وری، که خود در اثر سرمایه انسانی متخصص و سطح فن‌آوری ایجاد می‌شود، باشد (کروزت و کوینگ[7]، ۲۰۰۴).

در نظریه تولید کالا، سرمایه انسانی در مرحله خلق کالا مهم و حیاتی است. بنابراین، بنگاه‌هایی که به نیروی کار فنی و تحصیل‌کرده دسترسی دارند نسبت به کشورهای در حال توسعه متکی به منابع طبیعی محدود، دارای مزیت رقابتی در تولید و صادرات کالاهای جدید هستند. بعد از رسیدن کالا به مرحله بلوغ و گسترش بازار کالا، بنگاه نوآور برای اینکه مزیت رقابتی را از دست ندهد، به کمک نیروی کار ماهر و تحصیل کرده (سرمایه انسانی) خود به خلق ایده‌ها و کالاهای جدید با فن‌آوری برتر روی می‌آورد سرمایه انسانی به عنوان یکی از مهم‌ترین مزیت‌های رقابتی در سطح بین‌الملل معرفی شده و شرکت‌ها و کارخانه‌ها برای مدیریت و توسعه آن برنامه‌ریزی می‌کنند، به طوری که

---

[1] Glesjer et al
[2] Liu and Shu
[3] Bernard and Jensen
[4] Hagemejer
[5] Todo
[6] Kotae and Aston
[7] Crozet and Koenig

شرکت‌های فعال در صحنه تجارت بین‌الملل برای مدیریت و هدایت صادرات خود روی سرمایه انسانی تأکید وافر دارند (کوتائه و استون[1]، ۱۹۸۳).

عامل دیگری که نقش مهمی در توضیح‌دهندگی رفتار صادراتی بنگاه دارد، بهره‌وری نیروی کار است که بهره‌وری نیروی کار، ارزش سرمایه‌های ثابت به ازاء هر نفر نیروی کار است که به آن نسبت سرمایه به کار اطلاق می‌شود. باید توجه داشت که علاوه بر افزایش دارایی‌های ثابت (در نتیجه سرمایه‌گذاری)، کیفیت آن‌ها نیز بهبود می‌یابد که منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شود. عوامل دیگر، نظیر پیشرفت‌های سازمانی، کارآموزی پرسنل و به طور کلی تمامی تغییراتی که در وضعیت صنعت وجود دارند، نیز می‌توانند بر بهره‌وری نیروی کار مؤثر واقع شوند. یکی از این عوامل، ابداعات و پیشرفت‌های تکنولوژیکی است. در ابتدا، پیشرفت‌های فنی به عنوان یک عامل برون‌زا در مدل‌های رشد نئوکلاسیک و در تابع تولید معرفی گردید و به همین جهت، در این مدل رشد، برون‌زا تلقی می‌شد. لیکن تئوری رشد درون‌زا که در سال‌های دهه ۱۹۸۰ و در پاسخ به انتقادات مدل رشد نئوکلاسیک توسعه یافت، تلاش نمود تا با درون‌زا ساختن متغیر رشد بر این نقیصه غلبه کند. تئوری رشد درون‌زا، به سادگی، به منزله رشد اقتصادی در درون یک سیستم است که بر آموزش، آموزش حین انجام کار و توسعه تکنولوژی‌های جدید برای بازارهای جهانی متمرکز است. این تئوری بر اهمیت تولید تکنولوژی‌های جدید و نیروی کار متمرکز است (پورعبادالهان و همتی[2]، ۱۳۹۴).

از میان مطالعاتی که در زمینه صادرات صنایع غذایی صورت گرفته، آتوکورالا و سن[3] (۲۰۰۰) الگوها و عوامل تعیین کننده صادرات مواد فرآوری شده غذایی از کشورهای در حال توسعه را بررسی کرده و نشان دادند که بازبودن نظام سیاسی یک کشور، اثر مثبت معنی‌داری بر نرخ رشد صادرات غذایی دارد.

کریستنسن و همکاران[4] (۱۹۸۷) بر اساس نتایج حاصل از مطالعه بیان کردند که مناسب‌ترین شرکت‌ها برای صادرات، شرکت‌های بزرگ هستند. در حالی که سزینکوتا و جانسون[5]

---

[1] Kotae and Aston
[2] Pourebadollahan and Hemmati (2015)
[3] Athukorala and Sen
[4] Christensen et al.
[5] Czinkota and Johnston

(۱۹۸۳) با توجه به نتیجه به دست آمده از مطالعه اظهار کردند که اندازه بنگاه هیچ تاثیری بر فعالیت‌های صادراتی ندارد.

نتایج به دست آمده از مطالعه جفی و هنسن[1] (۲۰۰۴) نشان داده است که در کشورهای در حال توسعه، استانداردهای کیفیت و امنیت غذایی می‌تواند به عنوان موانعی برای صادرات کالاهای غذایی و کشاورزی عمل نماید. دلیل این امر بیش‌تر مربوط به فقدان ظرفیت‌های تکنیکی و اداری در بیشتر این کشورهاست. لذا پرسش کلیدی که در مقابل کشورهای در حال توسعه وجود دارد این است که چگونه خود را تقویت کرده و بر ضعف‌های خود غلبه نمایند تا بتوانند در بازار جهانی رقابت نمایند.

جوهانسون[2] (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر ویژگی‌های سطح بنگاه، تجربه صادراتی بنگاه‌ها و متغیر مکانی بر تصمیم صادراتی بنگاه‌های تولیدی در کشور سوئد پرداخت. وی سه نوع تصمیم صادرات برای بنگاه‌های تولیدی در نظر گرفت: صادرکننده دائمی، صادرکننده موقت، بدون تصمیم صادراتی. نتایج حاصل از مطالعه نشان داد که قرار گرفتن بنگاه در منطقه‌ای که تمرکز بنگاههای صادراتی با محصولات مشابه در آن بالاست، احتمال اینکه بنگاه به صادرکننده موقت یا دائمی تبدیل شود را افزایش می‌دهد. همچنین براساس نتایج تصمیم صادراتی بنگاه در سال‌های گذشته، احتمال دائمی شدن صادرات بنگاه در دوره جاری را افزایش می‌دهد.

هالپرن و موراکوزی[3] (۲۰۰۹) به بررسی رابطه بین متغیرهای هزینه‌های تحقیق و توسعه، بهره‌وری نیروی کار و عملکرد صادرات برای زیربخش‌های صنعتی مجارستان طی سال‌های ۱۹۹۲-۲۰۰۶ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد بهره‌وری نیروی کار و هزینه‌های تحقیق و توسعه تأثیر مثبت و معنی‌دار بـر عملکرد صادرات در زیربخش‌های صنعتی این کشور داشته و بنگاه‌های که نوآوری بیشتری دارند، دارای بهره‌وری نیروی کار بالایی می‌باشند.

شجاعت[4] (۲۰۱۲) به بررسی رابطه علیت بین صادرات و رشد اقتصادی در پاکستان در بازه زمانی ۱۹۷۵-۲۰۱۰ پرداخت. ایشان برای تخمین مدل از آزمون هم‌انباشتگی

---

[1] Jeffee and Hensen
[2] Johansson
[3] Halpern and Murakozy
[4] Shujaat

جوهانسون و گرینجر استفاده نمود و نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد تولید عامل رشد صادرات است.

کیوندیو[1] (۲۰۱۳)، رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی در نیجریه را با توجه به داده‌های سالانه ۱۹۷۰-۲۰۱۰ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده ار آزمون علیت گرنجر و خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی نشان دادند که رابطه معنادار بین صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. در ضمن برای افزایش چند برابری رشد پیشنهاد می‌کنند که دولت می‌بایست برای سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش صادرات، ترویج تنوع کالاهای صادراتی و ارائه زیرساخت‌های مناسب برای حمایت و انگیزه بیشتر صادرات تلاش کند.

کاندو (۲۰۱۳)، درمطالعه‌ای که در مورد ارتباط بین صادرات و رشد با استفاده از تجزیه و تحلیل داده‌های پانل در ۷ کشور (هند، بنگلادش، سریلانکا، پاکستان، نپال، بوتان و مالدیو) انجام داد به این نتیجه رسید که بین تولید ناخالص داخلی و صادرات در این کشورها رابطه معناداری وجود ندارد.

بریونز[2] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین ساختار بازار و توزیع منافع محصولات تبدیلی کشاورزی صادراتی در صنایع فیلیپین پرداخته است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد بین صادرات محصولات تبدیلی کشاورزی و ساختار بازار ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

فرح‌بخش و نوروزی (۱۳۸۰) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل توانمندی‌های تولیدی و صادراتی صنایع غذایی ایران با تاکید بر اهمیت و جایگاه صنایع غذایی در اقتصاد کشور پرداختند. در این تحقیق مقایسه تطبیقی عملکرد فعالیت صنعتی این بخش با سایر بخش‌ها انجام شد و با استفاده از شاخص مزیت نسبی آشکار شده (RCA) مزیت‌های نسبی صنایع غذایی را مشخص کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که صنایع غذایی کشور به دلیل اتکا به منابع داخلی و ارزبری پایین در مقایسه با سایر صنایع کارخانه‌ای کشور، می‌تواند از جمله صنایع پیشرو در امر صادرات و اشتغال به شمار آید و توسعه و فراهم آوردن زمینه‌های رشد صنایع غذایی بویژه در صنایع کوچک موجب افزایش سهم این صنعت در اشتغال‌زایی کل صنایع و در نهایت موجب رونق بخش کشاورزی می‌گردد.

---

[1] Kundu
[2] Briones

فتحی[1] (۱۳۸۱)، مزیت نسبی گروه‌های گوناگون صنایع غذایی ایران را مورد مطالعه قـرار داده است. در این مطالعه از شاخص مزیت نسبی آشکار استفاده شده و اقلام مزیت‌دار صادراتی در صنایع غذایی را شناسایی نموده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مناسب در این گونه صنایع که مزیت نسبی صادراتی و امکان اشتغال‌زایی بیشتر دارد، می‌تواند در جهت رویارویی با نگرانی و چالش اساسی اقتصاد کشور در زمینه معضل بیکاری بسیار کارآمد باشد.

خلیلیان و فرهادی[2] (۱۳۸۱)، در مطالعه‌ای به بررسی عامل‌های کارآمد بر صادرات بخش کشاورزی ایران پرداختند. نتایج تجربی پژوهش نشان داد که تولید ناخالص داخلی قیمت‌های نسبی صادرات و مصرف داخلی بر عرضه صادرات کشاورزی تأثیر معنی‌داری دارند.

پورعبادالهان کویچ و همکاران[3] (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر صادرات کالاهای صنعتی در سطح استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۹ پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی مطالعه مزبور نشان می‌دهد که سرمایه انسانی، ارزش افزوده صنعتی و نرخ ارز اسمی تأثیر مثبت و متغیرهای تقاضای داخلی کالاهای صنعتی و رابطه مبادله تاثیر منفی بر صادرات صنعتی استان‌های کشورداشته‌اند.

محمدزاده و سجودی[4] (۱۳۹۰) به بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی بنگاه‌های صنعتی ایران با استفاده از اطلاعات داده‌های مقطعی ۱۲۳۰۱ کارگاه صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در سال ۱۳۸۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که بنگاه‌های با اندازه بزرگ‌تر، هزینه واحد نیروی کار پایین‌تر و نسبت موجودی سرمایه فیزیکی به نیروی کار بیشتر، با احتمال بیشتری به صادرات مبادرت کرده و دارای شدت صادرات بیشتری نیز می‌باشند. هم چنین نتایج نشان داده است که فعالیت‌های تحقیق و توسعه بنگاه تأثیر مثبت و معنی‌دار بر عملکرد صادراتی بنگاه داشته، امّا اثر سرمایه انسانی و مالکیت معنی‌دار نبوده است.

پورعبادالهان کویچ و همتی (۱۳۹۴) به بررسی سنجش موقعیت مکانی بنگاه و بررسی تأثیر آن بر تصمیم صادراتی بنگاه‌های صنعتی ایران با استفاده از اطلاعات سطح بنگاهی

---

[1] Fathi (2002)
[2] Khalilian and Farhadi (2002)
[3] Pourebadollahan et al (2011)
[4] Mohammadzadeh and Sojoodi (2011)

(کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر ایران) و روش پروبیت پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی مطالعه حاکی از آن است که نه تنها متغیرهای سطح بنگاه بر صادرات بنگاه تاثیر مثبتی دارند، بلکه موقعیت مکانی بنگاه نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در صادرات آن دارد، بدین مفهوم که وجود بنگاه‌های صادراتی در یک منطقه و یک صنعت خاص، باعث کاهش هزینه ورود به بازارهای خارجی برای سایر بنگاه‌های موجود در آن منطقه و آن صنعت می‌شود.

در زمینه مطالعات داخلی، مطالعات زیادی به بررسی عوامل مختلف مؤثر بر صادرات در سطوح مختلف پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به عنوان مثال به مطالعات رحمان‌سرشت و صنوبر[1] (۱۳۸۰)، پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۴) و محمدزاده و سجودی (۱۳۹۰) اشاره کرد، اما هیچ یک از آنها نقش همسایگی بنگاه‌ها در استان‌های کشور را به عنوان یک عامل مؤثر در تصمیم صادراتی بنگاه در نظر نگرفته‌اند. نقطه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات مشابه داخلی نیز در همین مسئله در نظر گرفتن اثرات همسایگی می‌باشد. در مطالعه حاضر از یک مدل کلی‌تر که هم شامل وقفه فضایی متغیر وابسته و هم وقفه فضایی متغیر مستقل است، استفاده شده است. لذا وجه تمایز این مطالعه با مطالعات انجام شده قبلی، استفاده از رهیافت دوربین فضایی در تصمیم صادراتی بنگاه‌های صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در سال ۱۳۸۶ می‌باشد.

۳- روش‌شناسی تحقیق و معرفی مدل

با توجه به اینکه داده‌های مربوط به بنگاه‌های صنعتی به گونه‌ای است که بخش قابل توجهی از داده‌های مربوط به متغیر وابسته در نمونه مورد بررسی مقدار صفر اختیار می‌کند. لذا استفاده از روش‌های اقتصادسنجی معمول و متعارف دارای نتایج تورش‌دار و ناسازگار بوده و برای به دست آوردن تخمین‌های سازگار بهتر است از مدل‌های اقتصادسنجی گسسته از جمله مدل توبیت استفاده شود.

لذا در این مطالعه سعی شده است با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی، اثر سرریز صادراتی یک استان بر صادرات استان دیگر و وابستگی فضایی در بین مشاهدات مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. از آنجایی که متغیر وابسته در این مطالعه، میزان صادرات بنگاه‌های مورد نظر است که می‌تواند صادرات داشته باشند و یا مقدار صادرات آن‌ها صفر باشد، از

[1] Rahmanseresht and Sanobar (2004)

مدل توبیت فضایی برای برآورد مدل استفاده می‌شود. لذا بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده نظیر آلوارز[1] (۲۰۰۷) و جوهانسون[2] (۲۰۰۹) ، مدل دوربین فضایی توبیت[3] (SDM Tobit) برای بررسی عوامل موثر بر تصمیم صادراتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین معادله مربوط به این مدل به فرم زیر بیان می‌گردد:

$$\mathrm{Log}(ex) = \alpha + \gamma_1 \mathrm{Log(AP)}_i + \gamma_2 \mathrm{Log(S)}_i + \gamma_3 \mathrm{HC}_i + \rho w(\log ex) + \theta_1 w(log\ AP_i) + \theta_2 w(log\ S_i) + \theta_3 w(log\ HC_i) + \mathrm{e}_i \quad (1)$$

که درآن EX بیانگر میزان صادرات، S نشان‌دهنده اندازه بنگاه، AP معرف بهره‌وری نیروی کار، HC نشان‌دهنده شدت سرمایه انسانی و اندیس i بیانگر بنگاه، W ماتریس وزنی فضایی استاندارد شده بر حسب سطر بوده و پارامتر ρ بیانگر وابستگی فضایی متغیر وابسته و θ بیانگر وقفه فضایی متغیرهای مستقل است. به منظور تخمین الگوی فوق از روش‌های رگرسیونی گسسته استفاده خواهد شد. اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر ایران بر حسب طبقه‌بندی بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی[4] (ISIC) برای صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در سال ۱۳۸۶ می‌باشد که از مرکز آمار ایران استخراج شده است.

متغیرهای مورد استفاده نیز به صورت زیر تعریف عملیاتی می‌شوند:

بهره‌وری نیروی کار (AP): بهره‌وری نیروی کار از تقسیم میزان ارزش افزوده هر کارگاه صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر بر تعداد کارکنان آن کارگاه به دست می‌آید.

اندازه بنگاه: در این مطالعه از میزان فروش به عنوان اندازه بنگاه استفاده شده است.

شدت سرمایه انسانی: برای به دست آوردن شدت سرمایه انسانی، ابتدا میزان سرمایه انسانی هر کارگاه صنعتی محاسبه شده و سپس بر تعداد کارکنان آن کارگاه تقسیم می‌شود. سرمایه انسانی هر کارگاه نیز از جمع تعداد کارکنان دارای تحصیلات عالی (فوق دیپلم به بالا) به دست می‌آید.

ماتریس همسایگی: برای به دست آوردن ماتریس همسایگی برای استان‌هایی که مرز مشترک با هم دارند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر لحاظ شده است. لازم به ذکر

---

[1] Alvarez
[2] Johansson
[3] Tobit
[4] International Standard Industrial Classification

است که در این مطالعه تمامی استان‌های کشور مدنظر بوده و ماتریس همسایگی برای آنها تعریف شده است.

استفاده از مدل‌هایی مانند توبیت زمانی ضرورت پیدا می‌کند که سهم قابل توجه از مشاهدات محدود شده باشند (هیل و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۶۱۵). متغیر وابسته در معادله توبیت شامل یک متغیر دو جمله‌ای با مقادیر صفر و مقادیر بزرگتر از یک می‌باشد که در آن عدد صفر نشان‌دهنده میزان صادرات صفر بوده و عدد یک بیانگر استان‌هایی که با هم همسایگی دارند، است. در این حالت، استفاده از روش OLS به نتایج تورش‌داری منجر می‌شود زیرا روش OLS بین این دو دسته از متغیرهای توضیحی تفاوتی قائل نشده و در نتیجه ضرایب برآورد شده تورش‌دار خواهد بود. از سوی دیگر در صورتی که نمونه مورد بررسی به مقادیر غیرصفر متغیر وابسته محدود شود، به دلیل تبعیت از یک ضابطه معین (انتخاب بنگاه‌هایی که صادرات دارند) در انتخاب نمونه، دچار تورش انتخاب نمونه[2] شده و در این حالت نیز استفاده از روش OLS به نتایج تورش‌داری منجر می‌شود (وولدریج[3]، ۲۰۰۲).

$$Y_i^* = X'_i\beta + \varepsilon_i \qquad i = 1.2.3.\ldots.N$$

$$\begin{cases} y_i = y_i^* & \text{if} \quad Y_i^* > 0 \\ y_i = 0 & \text{if} \quad Y_i^* \le 0 \end{cases} \qquad (۲)$$

صادرات ممکن است تحت تاثیر فعالیت‌ها و تصمیم‌های صادراتی بنگاه‌های موجود در استان‌های هم‌جوار باشد. یعنی علاوه بر آن‌که میزان صادرات بنگاه‌ها در یک استان نه تنها تابع بسیاری از عوامل نظیر اندازه بنگاه، بهره‌وری نیروی کار و ... است، می‌تواند تحت تاثیر استان‌های همسایه خود نیز باشد که در این حالت از روش اقتصادسنجی فضایی برای برآورد مدل گسسته استفاده می‌شود. در سال ۱۹۸۸، برای نخستین بار انسلین[4] روش اقتصادسنجی را که در برگیرنده واقعیت‌های اقتصاد فضایی بود، مطرح کرد. وی بیان می‌کند روش اقتصادسنجی متعارف که بر پایه فروض گاس- مارکف استوار است، برای مطالعات منطقه‌ای مناسب نمی‌باشد. زمانی که محقق با داده‌ها و مشاهدات مکانی روبرو است، به‌کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی متعارف، نتایج تخمین را دچار خطا

[1] Hill et al.
[2] Sample selection Bias
[3] Wooldridge
[4] Anselin

می‌کند؛ زیرا برای داده‌هایی که دارای جزء مکانی هستند دو مسئله وابستگی فضایی میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی رخ می‌دهد (لسیج[1]، ۱۹۹۹). این دو ویژگی در اقتصادسنجی متعارف نادیده گرفته می‌شود. بنابراین روش اقتصاد سنجی فضایی[2] با در نظر گرفتن این ویژگی‌ها برای داده‌های مکانی، نخستین بار توسط انسلین در سال ۱۹۸۸ بیان شد. وابستگی فضایی اشاره به این واقعیت دارد که داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک مکان مانند i وابسته به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر مانند j است. می‌توان بیان داشت که:

$$y_i = f(y_j); \quad i = 1.2.\ldots.n; \ i \neq j \qquad (۳)$$

y_i بیانگر داده‌های مشاهده شده در مکان i و y_j نشان‌دهنده داده‌های مشاهده شده در مکان j می‌باشد. تحت این شرایط، روش‌های متعارف اقتصادسنجی نظیر حداقل مربعات معمولی امکان برآورد این گونه عوامل را ندارند. فرض کنید معادله به صورت زیر است:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon; \qquad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \qquad (۴)$$

که در آن Y یک بردار $n\times۱$ از متغیرهای وابسته، X ماتریسی $n\times K$ شامل متغیرهای توضیحی و W به عنوان ماتریس وزنی فضایی شناخته می‌شود که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است. پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY بوده و پارامتر β نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته Y است. این مدل اصطلاحاً مدل خودرگرسیون فضایی[3] (SAR) نامیده می‌شود، زیرا ترکیبی از مدل رگرسیون استاندارد و وقفه متغیر وابسته فضایی است که نشانه‌ای از مدل وقفه متغیر وابسته از تحلیل‌های سری زمانی دارد (عسگری و اکبری[4]، ۱۳۸۰).

مدل‌های خودرگرسیون فضایی[5] (SAR) مختلف دامنه گسترده‌ای برای گنجاندن وابستگی فضایی و اثرات سرریز فضایی به معادلات ارائه می‌کنند. کاکامیو[6] (۲۰۰۹) علاقمند بود وقفه فضایی را هم برای متغیر وابسته و هم برای متغیرهای مستقل نیز در نظر بگیرند که این مدل در ادبیات، مدل دوربین فضایی[7](SDM) نامیده می‌شود. عوامل تعیین‌کننده

---

[1] Lesage
[2] Spatial Econometrics
[3] Spatial Autoregressive
[4] Asgari and Akbari (2001)
[5] Spatial Autoregressive Model
[6] Kakamu
[7] Spatial Durbin Models

صادراتی واحدهای فضایی در معادله تصمیم صادراتی مدل SDM ممکن است به دلیل ناهمسانی جزء اخلال متفاوت بوده و شناسایی آن دشوار باشد (سیا و همکاران[1]، ۲۰۱۲). ناهمسانی واریانس باعث ناکارایی تخمین می‌شود. همچنین گنجاندن متغیرهای وقفه فضایی در SDM، خطر ابتلا به مشکل هم‌خطی چندگانه در رگرسیون رشد را افزایش می‌دهد (کاکامیو[2]، ۲۰۰۹). رویکردهای مختلفی برای رسیدگی به مشکلات تخمین در این چارچوب در نظر گرفته شده است. یک استراتژی برای رفع مشکل ناهمسانی فضایی در چارچوب مدل دوربین فضایی (SDM)، استفاده از برآوردگر حداکثر راستنمایی (MLE) است (سیا و همکاران، ۲۰۱۲).

در این مطالعه برای تعیین مکان و تشکیل ماتریس وزنی فضایی، از مجاورت و همسایگی استفاده می‌شود که منعکس کننده موقعیت نسبی یک واحد منطقه‌ای مشاهده شده در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا، نسبت به واحدهای دیگر فضایی می‌باشد. یعنی برای کشورهایی که دارای همسایگی یا مجاورت با کشور موردنظر هستند، عدد یک و در صورت همسایه نبودن، عدد صفر قرار داده می‌شود. ماتریس‌های حاصل که همان ماتریس مجاورت می‌باشند، ماتریس‌هایی متقارن هستند و عناصر قطر اصلی این ماتریس همیشه صفر می‌باشد.

در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی از ماتریس وزنی فضایی یا ماتریس مجاورت برای نشان دادن تأثیر مشاهدات مجاور به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ می‌شود. برای تشکیل ماتریس مجاورت، روش‌های مختلفی وجود دارد که مجاورت خطی، رخ مانند، خطی دوطرفه، رخ مانند دو طرفه و ملکه مانند از مهم‌ترین روش‌های تشکیل ماتریس مجاورت می‌باشند. در ماتریس مجاورت، عناصر روی قطر اصلی برابر با صفر بوده و عناصر خارج از قطر اصلی در صورتی که کشورها مجاور و همسایه یکدیگر باشند مقدار یک را اختیار می‌کند. پس از تشکیل ماتریس مجاورت، در تخمین مدل بایستی از ماتریس استاندارد شده ماتریس مجاورت که به ماتریس وزنی فضایی[3] معروف است، استفاده نمود.

در این ماتریس، استانداردسازی بر اساس مجموع سطرهای ماتریس مجاورت صورت گرفته و هر یک از عناصر ماتریس مجاورت بر مجموع سطرهای ماتریس تقسیم می‌شود. ماتریسی

---

[1] Seya et al.
[2] Kakamu
[3] Weighting Spatial Matrix

که بدین ترتیب ایجاد می‌شود، ماتریس مجاورت استاندارد شده مرتبه اول نامیده می‌شود. با استاندارد کردن ماتریس مجاورت و ضرب آن در بردار متغیر وابسته، متغیر جدیدی حاصل می‌شود؛ که میانگین مشاهدات مناطق همسایه و مجاور را نشان داده و آن را در اصطلاح متغیر وقفه فضایی[1] می‌نامند.

بنابراین با توجه به مفهوم خودهمبستگی فضایی و سرریز پدیده‌ها از یک واحد جغرافیایی به واحدهای دیگر، عموماً مدل‌های مختلط خودرگرسیونی فضایی برای تخمین تصمیم صادراتی بنگاه‌های صنایع مواد غذایی و آشامیدنی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

۴- یافته‌ها

در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، بهتر است ابتدا یک مدل کلی در نظر گرفته شود و سپس آزمون‌های مربوط به وابستگی فضایی و خودهمبستگی فضایی میان جملات اخلال بررسی شده و در نهایت بیان شود کدام مدل برای مطالعه حاضر بهتر است.

در این بخش، قبل از تخمین مدل[2] ، لازم است وابستگی فضایی و وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آزمون لاگرانژ (LM) و آزمون مورانز استفاده شده که نتایج آزمون LM در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱- الف): نتایج آماره آزمون LM برای معنی‌دار بودن اثر وابستگی فضایی

مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال
۱۲۲/۴۶	۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم معنی‌داری وابستگی فضایی میان مشاهدات در سطح معنی‌دار ۱٪ رد گردیده و لذا وابستگی فضایی میان مشاهدات مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مرحله بعد با استفاده از آزمون مورانز خودهمبستگی بین جملات اختلال مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون به صورت جدول (۱- ب) است.

جدول (۱- ب): نتایج آزمون مورانز برای آزمون خودهمبستگی فضایی جملات اختلال

مقدار آماره	درجه آزادی	ارزش احتمال
۱/۰۱۳	۱	۰/۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Spatial Lag

[2] شایان ذکر است که نرم افزار مورد استفاده در این مطالعه برای تخمین مدل و انجام آزمون‌های مربوطه، نرم افزار Stata 14 است.

بر اساس نتایج جدول (۱- ب) می‌توان بیان کرد فرضیه صفر که دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال دارد در سطح معنی‌دار ۱٪ رد نشده و لذا خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال وجود ندارد. در ادامه به منظور بررسی تصمیم صادراتی استان‌ها از مدل دوربین فضایی با در نظر گرفتن وابستگی فضایی میان مشاهدات استفاده شده است.

حال، نتایج حاصل از برآورد مدل توبیت فضایی در جدول (۲) گزارش می‌شود.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین معادله مربوط به دوربین فضایی توبیت

متغیرها	ضرایب	آماره t	Prob.
AP	۰/۰۱۵	۱/۹۹	۰/۰۴
HC	۰/۰۰۶	۲/۱۷	۰/۰۳
S	۰/۰۱	۲/۱۶	۰/۰۳۱
وقفه فضایی AP	۰/۰۰۲	۱/۹	۰/۰۶
وقفه فضایی HC	۰/۰۰۰۷	۱/۱۶	۰/۲۴
وقفه فضایی S	۰/۰۰۴	۲/۴۲	۰/۰۱
عرض از مبدا	۱/۱۴	۱۵/۰۵	۰/۰۰۰
وابستگی فضایی (ρ)	۰/۰۱	۴/۰۳	۰/۰۰۰
واریانس خطا (σ^2)	۰/۰۰۹	۹/۴۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین (R^2)	۰/۲۴	-	-
تعداد مشاهدات	۲۲۰۵		

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل به روش دوربین فضایی توبیت (SDTM) نشان می‌دهد متغیرهای اندازه بنگاه، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه انسانی دارای تأثیر مثبت و معنی-داری بر میزان صادرات بنگاه‌ها است. ضریب متغیر بهره‌وری نیروی کار نشان می‌دهد به ازای یک درصد افزایش در بهره‌وری نیروی کار، میزان صادرات بنگاه‌ها به میزان ۰/۰۱۵ درصد افزایش می‌یابد که می‌توان بیان کرد هر چه بهره‌وری نیروی کار افزایش یابد، میزان صادرات بنگاه‌ها نیز افزایش می‌یابد. ضریب متغیر اندازه بنگاه نشان می‌دهد این متغیر تاثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان صادرات بنگاه دارد. یعنی به ازای یک درصد افزایش در اندازه بنگاه، میزان صادرات بنگاه به مقدار ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. وقفه فضایی متغیرهای بهره‌وری، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه نیز تاثیر مثبت و معنی‌داری بر میزان صادرات بنگاه‌های صنایع مواد غذایی و آشامیدنی دارند.

همچنین ضریب وابستگی فضایی برابر ۰/۰۱ می‌باشد که مثبت و معنی‌دار بودن اثر متغیر وابستگی فضایی نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، همواره سهمی از میزان صادرات بنگاه‌ها

در استان‌های کشور ایران وابسته به اثر مجاورت و همسایگی استان‌ها بوده که این امر، اثر سرریز منطقه‌ای را در صادرات تأیید می‌کند، یعنی اگر صادرات در تمام استان‌های دیگر، مثلا ۱۰ درصد افزایش یابد، صادرات در استان مورد نظر به اندازه ۰/۱ درصد افزایش خواهد یافت. در مدل برآورد شده، مقدار ضریب تعیین برابر با ۰/۲۴ بوده که نشان می‌دهد در حدود ۲۴ درصد از تغییرات متغیر تصمیم صادراتی در گروه صنعتی مورد بررسی ناشی از تغییرات متغیرهای توضیحی و وابستگی فضایی (وقفه فضایی) می‌باشد.

مهم‌ترین کاربرد مدل فضایی عمومی، بررسی سرریزهای فضایی یا سرایت‌های اثرات متغیر مورد مطالعه، به مناطق مجاور منطقه مورد بررسی است. چرا که بر اساس مطالعات لسیج و پیس[1] (۲۰۰۹) برای به دست آوردن اثر مستقیم در ابتدا تاثیر افزایش متغیر توضیحی در استان i بر متغیر وابسته در خود استان i محاسبه می‌شود (به عبارت دیگر، مشتق جزئی برابر $\frac{\partial y_i}{\partial x_i}$ بوده و $i = 1, 2, \ldots, n$ می‌باشد). که از تمامی تأثیرها در یک منطقه میانگین گرفته می‌شود. جهت محاسبه اثر تجمعی غیرمستقیم، ابتدا تأثیر افزایش متغیر توضیحی در استان j بر متغیر وابسته در استان i محاسبه می‌شود (یعنی، مشتق جزئی- متقاطع برابر با $\frac{\partial y_i}{\partial x_j}$ و $i \neq j$ می‌باشد) و میانگین این اثرها در کل منطقه بیانگر اثر سرریز ناشی از افزایش متغیر توضیحی در یک استان بر متغیر وابسته در تمامی استان‌های موجود در منطقه است. اثر کل ناشی از افزایش متغیر توضیحی بر روی تمامی استان‌های مورد بررسی برابر با مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم است. به طور کلی، اثر مستقیم حاکی از سرریزهای درون استانی و اثر غیرمستقیم حاکی از سرریزهای بین استانی است. نتایج حاصل از این اثرات در جدول زیر گزارش می‌شود.

جدول (۳): نتایج حاصل از اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل

متغیرهای توضیحی	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل	آماره t	Prob.
AP	۰/۰۱۶	۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۵۳	۱/۹۹	۰/۰۴
HC	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۶	۲/۱۷	۰/۰۳
S	۰/۰۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱	۲/۱۶	۰/۰۳۱
وقفه فضایی AP	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۳	۱/۹	۰/۰۶
وقفه فضایی HC	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۷	۱/۱۶	۰/۲۴
وقفه فضایی S	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۴	۲/۴۲	۰/۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] LeSage and Pace

نتایج حاصل از محاسبه اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیم و اثرات کل نشان می‌دهد که اثر مستقیم و غیرمستقیم بهره‌وری نیروی کار، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه بر صادرات هر استان و استان‌های همسایه مثبت و معنی‌دار است. این نتایج حاکی از وجود سرریزهای بین‌استانی است.

۵- نتیجه‌گیری

امروزه رشد صادرات برای دولت‌ها به منزله کلیدی برای رشد و توسعه اقتصاد است. تقریباً در تمام کشورهای در حال توسعه، موضوع توسعه صادرات در رأس اولویت‌ها و سیاست-گذاری‌های دولت قرار دارد، هم‌چنان که آگاهی و توجه به اهمیت موضوع صادرات در کشورهای توسعه‌یافته نیز وجود دارد.

هدف اصلی این مطالعه بررسی عوامل موثر بر میزان صادرات بنگاه‌های صنعتی ایران می‌باشد. برای این منظور از اطلاعات بنگاه صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر در سال ۱۳۸۶ استفاده کرده و به بررسی تاثیر متغیرهایی مانند: بهره‌وری نیروی کار، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه بر میزان صادرات بنگاه پرداخته شده است. نرم‌افزار مورد استفاده در این مطالعه، Stata14 است.

نتایج حاصل از برآورد مدل توبیت فضایی نشان می‌دهد که متغیرهای بهره‌وری نیروی کار، اندازه بنگاه و سرمایه انسانی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر میزان صادرات بنگاه دارند. به عبارتی، هر چه میزان بهره‌وری نیروی کار افزایش یابد باعث افزایش میزان صادرات بنگاه می‌شود. همچنین متغیرهای وقفه فضایی متغیرهای بهره‌وری، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه دارای تاثیر مثبت و معنی‌داری بر میزان صادرات بنگاه‌ها هستند. معنی‌دار بودن ضریب وابستگی فضایی نیز دلالت بر تأیید اثر همسایگی است.

هم‌چنین نتایج حاصل از محاسبه اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیم و اثرات کل نشان می‌دهد که اثر مستقیم و غیرمستقیم بهره‌وری نیروی کار، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه بر صادرات هر استان و استان‌های همسایه مثبت و معنی‌دار است. این نتایج حاکی از وجود سرریزهای درون استانی و بین‌استانی است.

فهرست منابع

۱. پورعبادالهان کویچ، محسن و امینی‌زاده، پروانه (۱۳۸۹). تاثیر سرمایه انسانی بر صادرات کالاهای صنعتی کارگاه‌های متوسط و بزرگ در ایران، *فصلنامه اقتصاد*، ۱(۳)، ۱۶۲-۱۴۳.

۲. پورعبادالهان کویچ، محسن، اصغرپور، حسین، فلاحی، فیروز، و حسن عبدی (۱۳۹۱). اثر سرمایه انسانی بر صادرات کالاهای صنعتی در ایران، *مجله اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید*، ۱۹(۳)، ۱۸۹-۲۱۶.

۳. پورعبادالهان کویچ، محسن، اصغرپور، حسین، فلاحی، فیروز، و عبدی، حسن (۱۳۹۰). اثر انباشت سرمایه انسانی روی صادرات صنعتی استان‌های کشور. *مجله نامه اقتصادی مفید*، ۸۷، ۱۳۰-۱۱۱.

۴. پورعبادالهان کویچ، محسن، حسین اصغرپور، فلاحی، فیروز، و عبدی، حسن (۱۳۸۸). نقش سرمایه انسانی در صادرات زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی ایران. *مجله سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۲، ۱۲۲-۹۹.

۵. پورعبادالهان کویچ، محسن، و همتی، مجتبی (۱۳۹۴). سنجش موقعیت مکانی بنگاه و بررسی تاثیر آن بر تصمیم صادراتی بنگاه‌های صنعتی ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱، ۱۴۲-۱۲۱.

۶. خلیلیان، صادق، و فرهادی، علی (۱۳۸۱). بررسی عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران، *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱، ۳۳-۲۳.

۷. رحمان سرشت، حسین، و صنوبر، ناصر (۱۳۸۲). بررسی رابطه راهبردهای بازار محصول و عملکرد صادرکنندگان ایرانی. *فصلنامه مطالعات مدیریت*، ۴۰، ۹۸-۶۹.

۸. عسگری، علی و اکبری، نعمت اله (۱۳۸۰). روش شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد. *مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، ۱۲، ۱۲۲-۹۳.

۹. فتحی، یحیی (۱۳۸۱). تجزیه و تحلیل مزیت نسبی صادراتی گروه های مختلف صنایع غذایی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۸، ۱۵۴-۱۲۹.

۱۰. فرح‌بخش، ندا، و نوروزی، بیتا (۱۳۸۰). تجزیه و تحلیل توانمندی‌های تولیدی و صادراتی صنایع غذایی ایران. *پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۱۹، ۱۹۶-۱۷۵.

۱۱. قربانی، منصور (۱۳۸۱). *دیباچه‌ای بر زمین شناسی اقتصادی ایران*. انتشارات سازمان زمین شناسی و اکتشافات معدنی کشور، تهران، چاپ اول.

۱۲. لطفی، محمدرضا (۱۳۷۹). *صادرات موفقیت آمیز خدمات، مرکز تجارت بین الملل*. موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.

۱۳. محمدزاده، پرویز، و سجودی، سکینه (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی شرکت‌های تولیدی ایران. *پژوهشنامه مدیریت اجرایی*، ۶، ۱۵۰-۱۲۷.

۱۴. مرکز آمار ایران، طرح سرشماری کارگاه‌های صنعتی، سال ۱۳۸۶.

1. Alvarez, R. (2007). Explaining export success: Firm characteristics and spillover effects. *World Development*, 35(3), 377-393.
2. Asgari, A., and Akbari, N. (2001). Spatial econometric methodology, theory and application. *Journal of Isfahan University*, 12, 92-122 (In Persian).
3. Athukorala, P. C., and Sen, K. (1998). Processed food exports from developing countries: Patterns and determinants, *Food Policy*, 23, 1-109.
4. Bernard, A. B., and Jensen, J. B. (1999). Exceptional exporter performance: Cause, effect, or both? *Journal of International Economics*, 47(1), 1-25.
5. Briones, R. M. (2013). Market structure and distribution of benefits from agricultural exports: The case of the Philippine mango industry. *Discussion Papers, Philippine Institute for Development Studies*, DP 2013-16, Philippine Institute for Development Studies.
6. Central Bank of Iran (www.cbi.ir).
7. Crozet, M., and Koenig, P. (2004). EU enlargement and the internal geography of countries. *Journal of Comparative Economics*, 32(2), 265–279.
8. Farahbakhsh, N., and Norouzi, B. (2001). Analysis of production and export capacity of the food industry. *Iranian Journal of Trade Studies (IJTS)*, 19, 175-196 (In Persian).
9. Fathi, Y. (2002). The analysis of comparative advantage for export diverse group of food industry. *Agricultural Economics and Development*, 38, 129-154 (In Persian).
10. Gallup, J. L., Sachs J. D., and Mellinger, A. D. (1999). Geography and economic development. *International Regional Science Review*, 22, 179-232.
11. Ghorbani, M. (2001). *An introduction to economic geology of Iran*. Geological Survey and Mineral Explorations of Iran. Tehran (In Persian).
12. Glesjer, H., Jacquemin, A., and Petit, J. (1980). Exports in an imperfect competition framework: An analysis of 1446 exporters. *Quarterly Journal of Economics*, 94, 507-524.
13. Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis*. *7th edition, New York: Macmillan.*
14. Hagemejer, J. (2007). Factors driving the firm's decision to export. Firm-level evidence from Poland. *MPRA Paper 17717, University Library of Munich*, Germany.

15. Halpern, L., and Murakozy, B. (2009). Innovation, productivity and exports: The case of Hungary. *Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences Working Paper*, 1-21.
16. Hanson, G. (1998). Regional adjustment to trade liberalization. *Regional Science and Urban Economics*, 28(4), 419- 444.
17. Hill, R. C., Griffiths, W. E., and Lim, G. C. (2011). *Principles of econometrics*. Fourth Edition, John Wiley and Sons, Inc.
18. Jeffee, S., and Henson, S. (2004). Standards and agro-food exports from developing countries: Rebalancing the debate. *World Bank, Policy Research Working Paper*, http://econ.worldbank.org.
19. Johanson, S. (2009). Market experiences and export decisions in heterogeneous firms. *Centre of Excellence for Science and Innovation Studies (CESIS)*. No. 196.
20. Kakamu, K. (2009). Small sample properties and model choice in spatial models: A Bayesian approach. *Far East Journal of Applied Mathematics*, 34(1), 31–56.
21. Khalilian, S., and Farhadi, A. (2002). Factors affecting agricultural exports to Iran. *Agricultural Economics and Development*, 10(39), 71-84 (In Persian).
22. Koenig, P., Mayneris, F., and S. Poncet (2010). Local export spillovers in France. *European Economic Review*, 54(4). 622-641.
23. Kundu, A. (2013). Bi-directional relationships between exports and growth: A panel data approach. *Journal of Economics and Development Studies*, 1(1), 10-23.
24. LeSage, J. P., and Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Boca Raton, Taylor and Francis.
25. Liu, X., and Shu, C. (2005). Determinants of export performance: Evidence from Chinese industries. Macroeconomics working paper, No. 213, *East Asian Bureau of Economic Research.*
26. Lotfi, M. (1999). The successful export of services. *Institute for Trade Studies and Research.* Tehran (In Persian).
27. Martincus, V. C. (2011). Spatial effects of trade policy: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science*, 50(2), 541–569.
28. Mohammadzadeh, P., and Sojoodi, S. (2011). The determinants of export performance in manufacturing firms of Iran by using Tobit and Heckman models. *Journal of Executive Management*, 3(6), 127-150 (In Persian).
29. Pourebadollahan Covich, M., and Aminizadeh, P. (2010). The impact of human capital on Iranian medium and large manufacturing companies' Export. *Journal of Economics and Modeling*, 1(3), 143-162 (in Persian).
30. Pourebadollahan Covich, M., and Hemmati, M. (2015). Evaluating the geographical position of firm and its impact on the export decision of Iranian industrial firms. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 2(1), 121-142 (In Persian).

31. Pourebadollahan Covich, M., Asgharpour, H., Fallahi, F., and Abdi, H. (2011). The impact of human capital accumulation on manufacturing industries' export at Iranian provinces level. Journal of Economic Policies (Nameh-ye-Mofid), 87, 111-130 (In Persian).
32. Pourebadollahan Covich, M., Asgharpur H., Fallahi F., and Abdi H. (2012). The impact of human capital on manufacturing industries' export. *Journal of Knowledge and Development*, 19(3), 189-216 (In Persian).
33. Pourebadollahan Covich, M., Asgharpur, H., Fallahi, F., and Abdi, H. (2009). The impact of human capital on the export of chemical and fundamental metal products in Iran: Evidence from industry subdivisions. *Journal of Economic Policy*, 1(2), 99-122 (In Persian).
34. Rahmanseresht, H., and Sanobar, N. (2004). Relationship between the product-market strategies and the performances of non-government Iranian non-oil exporters between 1994 to 1997. *Journal of Management Studies in Development and Evolution*, 10, 69-98 (In Persian).
35. Seya, H., Tsutsumi, M., and Yamagata, Y. (2012). Income convergence in Japan: A Bayesian spatial Durbin model approach. *Economic Modeling*, 29(1), 60-71.
36. Shujaat, A. (2012). Causality between exports and economic growth: Investigating suitable trade policy for Pakistan. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 5(10), 91-98.
37. Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, 26, 24-36.
38. Todo, Y. (2009). Quantitative evaluation of determinants of export and FDI: Firm-level evidence from Japan. *RIETI Discussion Paper*, No. 09-E-19, May 2009.
39. Wagner, J. (1995). Exports, firm size and firm dynamics. *Small Business Economics*, 7(1), 29-39.
40. Wei, S. J. (2000). Natural openness and good government. *NBER Working Paper*, No 7765, Cambridge, MA.
41. Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.