دانشگاه شهید بهشتی، فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی، دوره ۱۳، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ۹۳-۵۵، مقاله پژوهشی
Shahid Beheshti University, Quarterly Journal of Economics and Modelling Vol. 13, No. 3, Autumn 2022, 55-93, Research Article

شناسایی عوامل موثر بر تنوع افقی صادراتی با طراحی شاخص جدیدی از تنوع صادراتی

زهرا فقیری[*]، پرویز داودی[**]

تاریخ دریافت ۱۴۰۱/۱۲/۰۱ تاریخ پذیرش ۱۴۰۱/۱۲/۲۰

چکیده:

متنوع‌سازی افقی صادرات، نقش بی‌بدیلی در ثبات درآمدهای ارزی، رشد پایدار بلندمدت و بهبود رابطه مبادله دارد. لذا مطالعه حاضر، عوامل موثر بر تنوع افقی صادرات غیرنفتی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و با استفاده از داده‌ی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۵، بررسی می‌کند. ابتدا شاخص جدیدی از تنوع صادراتی، طراحی می‌شود، سپس برای ایران و کشورهای مقصد عمده صادراتی، محاسبه و جایگاه تنوع صادراتی ایران در بین این کشورها مشخص می‌شود. همچنین نتایج برآورد الگو حاکی از آن است که متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی غیرنفتی و نرخ ارز حقیقی، تأثیر معناداری بر شاخص تنوع صادراتی در بلندمدت ندارند. هزینه‌های تحقیق و توسعه و سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص غیرنفتی، تأثیر مثبت و معناداری بر تنوع صادراتی در بلندمدت دارند. متغیر اعطای تسهیلات به بخش غیردولتی، اثرات منفی معناداری بر متغیر وابسته در بلندمدت به جای گذاشته و تحریم نیز تأثیر منفی معناداری در بلندمدت بر تنوع صادراتی داشته است. مطابق با نتایج الگو، افزایش بودجه تحقیق و توسعه دولت و اعطای وام به شرکت‌های صادرات‌محور با هدف اعتلای عملیات تحقیق و توسعه در این شرکت‌ها و سرمایه‌گذاری در بخش غیرنفتی، برای بهبود تنوع صادراتی می‌تواند راهگشا باشد.

کلیدواژه‌ها: *تنوع افقی صادرات، هزینه تحقیق و توسعه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، صادرات غیرنفتی.*
طبقه‌بندی JEL: *F14 ،F21 ،F29 ،F49*

---

[*] دانشجوی دکتری گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، z.faghiri721@gmail.com

[**] استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، p_davoodi@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

«تنوع صادراتی» از مهم‌ترین مشخصه‌هایی است که می‌تواند صادرات را به موتور رشد و توسعه اقتصادی بدل نماید. طبق ادبیات موجود، «متنوع‌سازی افقی صادرات»[1] مفهومی در جهت عکس تمرکز بوده و از طریق افزایش تعداد اقلام صادراتی و توزیع یکسان صادرات در بین فعالیت‌های مختلف صادراتی، حاصل می‌گردد (گزگور و کن[2]، ۲۰۱۶).

متنوع‌سازی صادرات، راه حل موثری برای جلوگیری از عدم قطعیت در تجارت بین‌الملل است و با توزیع ریسک صادراتی در بین شمار بیشتری از کالاها و کاهش وابستگی به منابع ارزی محدود، جریان باثباتی از درآمدهای ارزی را حاصل نموده و بدین‌ترتیب با ایجاد حفاظ‌های لازم به ایمن‌سازی جریان رشد پرداخته و رشد پایدار بلندمدت را به ارمغان می‌آورد (هاسمن و همکاران[3]، ۲۰۱۲؛ دیوکیواینو و ابوالی‌آل[4]، ۲۰۱۵).

هرچند در ابتدا اقتصاددانانی از جمله ریکاردو[5] (۱۸۱۷) و هکشر-اوهلین[6] (۱۹۱۹)، معتقد بودند کشورها بایستی در صادرات کالاهایی که در آن مزیت نسبی دارند، تخصص یابند، لکن صاحب نظرانی همچون سینگر[7] (۱۹۵۰) و پربیش[8] (۱۹۵۰) نشان دادند که تخصص‌گرایی در کشورهای در حال توسعه، موجب افزایش وابستگی آنها به صادرات مواد اولیه و واردات کالاهای مصرفی و صنعتی می‌شود. از آنجا که نرخ افزایش قیمت مواد اولیه به مراتب کم‌تر از نرخ افزایش قیمت کالاهای مصرفی و صنعتی وارداتی است، رابطه مبادله در طول زمان، همواره به ضرر کشورهای در حال توسعه کاهش یافته، قدرت رقابت‌پذیری و منابع ارزی این کشورها با تهدیدی جدی مواجه شده و امکان

1. Horizontal Diversification of Export
2. Gozgor and Can
3. Hausmann et al.
4. Dioquino and Abouellial
5. Ricardo
6. Heckscher- Ohlin
7. Singer
8. Perbisch

اجرای برنامه‌های عمرانی و بلندمدت از این کشورها، سلب شده است.

کشور ایران نیز به صادرات مواد اولیه از جمله نفت و فراورده‌های نفتی، متکی است. صادرات مواد اولیه و واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای موجب شده که رابطه مبادله کشور از رقم ۱ در سال ۱۳۹۵ به کم‌تر از ۰/۱ در سال ۱۴۰۰ کاهش یابد[۱]. نوسان قیمت و مقدار فروش نفت، درآمدهای ارزی و نرخ ارز را با نوسان مواجه نموده و سرمایه‌گذاری و تولید در بستر نااطمینانی‌ها، با تهدید مواجه شده است. در چنین شرایطی، تنوع بخشیدن به صادرات و کاهش اتکا به صادرات مواد اولیه، ضرورتی عملی است که می‌تواند ساختار صادراتی کشور را اصلاح کند. برای دستیابی به تنوع صادراتی و اثرات مثبت آن، لازم است عوامل موثر بر تنوع صادراتی، به درستی شناسایی شود، تا روشن‌گر تصمیمات سیاست‌گذاران باشد. لذا در مطالعه حاضر، مهم‌ترین عوامل موثر بر تنوع صادراتی شناسایی می‌شود.

مطالعاتی که تاکنون در باب تنوع‌بخشی به صادرات صورت گرفته، از شاخص‌های موجود تنوع صادراتی استفاده نموده‌اند، لکن این شاخص‌ها، علی‌رغم مزیت‌هایی که دارند، به دلایلی همچون جامع نبودن، قادر به نمایش دقیق جایگاه تنوع صادراتی کشور نیستند. لذا پژوهش حاضر، شاخص جدیدی از تنوع صادراتی را طراحی می‌کند که معرف بهتری از تنوع صادراتی کشور باشد و با استفاده از آن بتوان شناخت مناسب‌تری از عوامل موثر بر تنوع صادراتی حاصل نمود و توصیه‌های سیاستی مرتبط را به درستی شناسایی کرد.

در مجموع، پژوهش حاضر با هدف رهایی از تبعات اقتصاد تک‌محصولی و دستیابی به صادرات متنوع، شکل گرفته و به این نحو سامان‌دهی می‌گردد که پس از بیان مسئله، مبانی نظری انتخاب متغیرهای توضیحی، معرفی می‌شود. آنگاه پیشینه پژوهش بیان شده و سپس شاخص جدید تنوع افقی صادراتی، معرفی و با استفاده از داده‌های سال‌های

۱. برگرفته از اطلاعات مرکز آمار بر حسب سال پایه ۱۳۹۵

۱۳۷۵ تا ۱۴۰۰، محاسبه می‌گردد. در نهایت عوامل موثر بر آن، به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، مورد برآورد قرار می‌گیرد تا در هدایت سیاست‌گذاری‌ها، رهگشا باشد.

۲. مبنای نظری

به پیروی از نظریات پربیش و سینگر (۱۹۵۰)، مطالعات بسیاری پیرامون مزیت‌های تنوع‌بخشی به صادرات و عوامل موثر بر آن، انجام شده است. شوجین زو و همکاران[1] (۲۰۱۰) به پیروی از هاسمن و همکاران (۲۰۰۷)، برای نشان دادن چگونگی دستیابی به سبد گسترده‌تری از کالاهای صادراتی و شناسایی عوامل موثر بر آن، به نحو زیر عمل می‌کنند.

آنها دو بخش سنتی و مدرن را برای اقتصاد در نظر می‌گیرند. بخش سنتی، تنها کالاهایی را تولید می کند که به مصرف خانگی می‌رسد. بخش مدرن که از سطح تکنولوژی بالاتری برخوردار است، کالاهای متنوعی را تولید کرده و با این فرض که یک کشور، رقابتی‌ترین کالاهایش را صادر می‌کند، صادرات تنها از ناحیه کالاهای بخش مدرن صورت می‌پذیرد.

تابع تولید بخش مدرن به صورت زیر است.

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta}N^{\gamma} \qquad (۱$$

L، K و N عوامل تولید نیروی کار، سرمایه و سایر منابع تولید هستند و از آنجا که فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس وجود دارد، $\alpha + \beta + \gamma = 1$ است.

A، سطح فناوری است که عوامل تولید در قالب آن به کار گرفته می‌شوند و در بازه $[0, \hat{A}]$ قرار دارد. $\hat{A}$ توسط سطح مهارت و استعداد هر کشوری، مشخص می‌شود.

$$\hat{A} = \beta D^{\rho_D} F^{\rho_F} I^{\rho_I} \qquad (۲$$

طبق معادله فوق و به پیروی از فگربرگ[2] (۱۹۸۸) و استرلاچینی[1] (۲۰۰۸)، فرض

[1]. Shujin.zhu et al.
[2]. Fagerberg

می‌شود که A، تابع ترکیبی از دانش داخلی (D)، دانش خارجی (F) و قابلیت بهره‌برداری از دانش درونی و بیرونی(I) است که توسط عوامل نهادی، اجتماعی و فرهنگی هر کشور مشخص می‌شود. انباشت دانش داخلی، معمولاً توسط آموزش و تحقیق و توسعه ($R\&D$) به دست می‌آید و دانش خارجی عمدتاً به وسیله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و واردات، حاصل می‌شود. B عدد ثابت است که اثر سایر عواملی که احتمالاً $\hat{A}$ را تحت تأثیر قرار می‌دهند، نشان می‌دهد.

هر چه $\hat{A}$ بزرگ‌تر باشد، مرز تولیدات اقتصاد بزرگ‌تر می‌شود و کشور می‌تواند کالاهای متنوع‌تری را تولید و صادر کند.

در بخش مدرن، سرمایه‌گذاران دقیقاً نمی‌دانند که در تولید کالاهای جدید در نهایت از چه سطحی از بهره‌وری استفاده خواهند نمود. تنها می‌دانند که بهره‌وری در فاصله $[0, \hat{A}]$ قرار دارد و پس از ساخت محصولات جدید، مقدار A مشخص می‌شود. به علاوه، سایر شرکت‌ها می‌توانند محصولات جدید را بدون هزینه اضافی کشف، به صورت نسبتی از سطح بهره‌وری فعلی $\theta(0 < \theta < 1)$، تقلید کنند.

همچنین فرض می‌شود که هر سرمایه‌گذار تنها می‌تواند یک پروژه را اجرا نماید. در نتیجه سرمایه‌گذار انتخاب می‌کند که به ایجاد کالای جدید بپردازد یا این که در تولید محصولات جدید با بهره‌وری بالاتر از دیگر سرمایه‌گذاران، تقلید نماید. سرمایه‌گذار در انتخاب خود، بهره‌وری کالای خود (A_i) و بالاترین کالایی که می‌تواند تقلید کند (A^{max}) را با همدیگر مقایسه می‌کند.

اگر $A_i > \theta A^{max}$، سرمایه‌گذار به تولید کالای جدید می‌پردازد. در غیر این صورت، کالای دیگران را که توسط A^{max} تولید می‌شود، تقلید می‌کند. انتظارات سرمایه‌گذار از A^{max}، به مرز A که توسط $\hat{A}$ نشان داده می‌شود و تعداد سرمایه‌گذارانی (m) که در بخش مدرن فعالیت می‌کنند، بستگی دارد. در نتیجه ثابت می‌شود که $\mathrm{E}(\mathrm{A}^{\max}) =$

[1]. Sterlachini

$\frac{m.\hat{A}}{m+1}$ است.

از آنجا که پارامتر a به طور یکنواخت بین $[0,\hat{A}]$ توزیع شده است، به پیروی از هاوسمن و همکاران (۲۰۰۷)، به ترتیب، احتمال و سطح فناوری مورد انتظار برای سرمایه‌گذارانی که بر پروژه خود پایبند هستند به شکل زیر است.

$$Prob(A_i \geq \theta A^{max}) = 1 - \frac{\theta m}{m+1} \quad (۳$$

$$E(A_i|A_i \geq \theta A^{max}) = \frac{1}{2}\hat{A}\left[1 + \frac{\theta m}{m+1}\right] \quad (۴$$

به طور مشابه، احتمال و سطح فناوری مورد انتظار سرمایه‌گذاری که تقلید را انتخاب می‌کند، به ترتیب زیر است.

$$Prob(A_i < \theta A^{max}) = \frac{\theta m}{m+1} \quad (۵$$

$$E(A_i|A_i \geq \theta A^{max}) = \hat{A}\frac{\theta m}{m+1} \quad (۶$$

با ترکیب این معادلات، می‌توان سطح مورد انتظار پارامتر فنی A در بخش مدرن را به دست آورد.

$$E(A) = \frac{1}{2}\hat{A}\left[1 + \left(\frac{\theta m}{m+1}\right)^2\right] \quad (۷$$

با قرار دادن معادله ۶ در ۱ و ترکیب $\hat{A}$، خروجی مورد انتظار، به صورت زیر به دست می‌آید.

$$E(Y) = \frac{1}{2}B\left[1 + \left(\frac{\theta m}{m+1}\right)^2\right]\beta D^{\rho_D} F^{\rho_F} I^{\rho_I} L^{\alpha} K^{\beta} N^{\gamma} \quad (۸$$

با توجه به بازده ثابت نسبت به مقیاس، سطح بهره‌وری مورد انتظار نیروی کار به شکل زیر است.

$$\mathrm{E\,(Y)/L} = \frac{1}{2}\mathrm{B}\left[1 + \left(\frac{\theta \mathrm{m}}{\mathrm{m+1}}\right)^2\right]\beta \mathrm{D}^{\rho_D}\mathrm{F}^{\rho_F}\mathrm{I}^{\rho_I}(\mathrm{K/L})^{\beta}(\mathrm{N/L})^{\gamma} \quad (۹$$

$\mathrm{E\,(Y)/L}$، بهره‌وری مورد انتظار نیروی کار و نماینده‌ای از «سطح مورد انتظار تولید کالاهای جدید قابل تجارت» است که تنوع صادراتی را نشان می‌دهد.

D: دانش داخلی، F: دانش خارجی و I: قابلیت بهره‌برداری از دانش درونی و بیرونی

است. K/L: سرمایه‌گذاری داخلی به نیروی کار و N/L: سایر منابع تولیدی به نیروی کار است.

در مطالعه نظری فوق، متغیرهای آموزش و هزینه‌ی تحقیق و توسعه به عنوان نماینده‌ی دانش داخلی و متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و واردات، به عنوان نماینده دانش خارجی معرفی شده است. همچنین قابلیت بهره‌برداری از دانش درونی و بیرونی، توسط عوامل مختلف ساختاری، نهادی و فرهنگی مشخص می‌شود.

بدین‌ترتیب به پیروی از مطالعه نظری فوق، در برآورد تابع تنوع افقی صادرات از متغیر هزینه تحقیق و توسعه به عنوان نماینده دانش داخلی، متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان نماینده دانش خارجی، متغیر سرمایه‌گذاری داخلی و منابع مالی به عنوان منابع تولید استفاده می‌شود. مبنای نظری متغیرهای مورد استفاده در برخی از پژوهش‌ها به شرح زیر است.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، می‌تواند از طریق انتقال نیروی کار متخصص، ابزار سرمایه‌ای و شیوه‌ی تولید مدرن به کشور میزبان، موجب تولید کالاهای جدید شود. (هیدلاگو و همکاران[۱]، ۲۰۰۷؛ اکسو[۲]، ۲۰۰۷ و ولدمیکل[۳]، ۲۰۱۲). این متغیر در برخی موارد به عنوان مهم‌ترین عامل تنوع صادراتی شناخته شده است (اسپویر[۴]، ۲۰۲۰). طبق برخی مطالعات، تأثیر متفاوتی بر تنوع صادراتی دارد و تأثیر مثبت آن با عواملی همچون دسترسی به زیرساخت‌ها تقویت می‌شود (جماریل و همکاران[۵]، ۲۰۲۲). هچنین سیاساکو[۶]، (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای نشان می‌دهد که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تنوع صادراتی به کیفیت نهادها بستگی دارد. از یک سو در کشورهای عضو OECD، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی،

1. Hidalgo et al.
2. Xu
3. Weldmicael
4. Espoir
5. Gamarier et al.
6. Cissakho

تنوع را ارتقا می‌دهد و از سوی دیگر در کشورهای جنوب صحرای آفریقا که کیفیت نهادها پایین است، باعث افزایش تخصص می‌شود.

توسعه مالی: مازنقیا و همکاران[1] (۲۰۲۳)، ارائه وام کافی به صنایع صادراتی را عامل اساسی دستیابی به تنوع صادراتی بلندمدت عنوان می‌کنند. مانوا[2] (۲۰۰۸)؛ نیامینن[3] (۲۰۲۰) و احمد[4] (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که اعطای تسهیلات به شرکت‌های کوچک و متوسط، ظرفیت بالقوه این شرکت‌ها در تنوع بخشی به صادرات را به فعلیت می‌رساند. حریقی و همکاران (۱۴۰۱)، تأثیر مثبت اعطای تسهیلات به بخش خصوصی بر تنوع صادراتی را تایید می‌کنند.

هزینه تحقیق و توسعه: مطالعات بسیاری از جمله شوجین زو و همکاران (۲۰۱۰)، فنگ و همکاران[5] (۲۰۱۵)، ورگارا[6] (۲۰۱۹) و رد و همکاران[7] (۲۰۲۲) تأثیر مثبت هزینه‌های تحقیق و توسعه بر تنوع صادراتی را در کشورهای مختلف نشان می‌دهند. این عامل در بسیاری از مطالعات به عنوان مهم‌ترین عامل افزایش تنوع و کیفیت صادراتی شناخته شده است.

نرخ ارز: تأثیرات نرخ ارز بر تنوع صادراتی نتایج ناهگونی در مطالعات مختلف داشته و این نتایج تا حدی به ساختار اقتصادی و نهادی و تولیدی هر کشور بستگی دارد (اگیان و همکاران[8]، ۲۰۱۲؛ لوی‌ایاتی و همکاران[9]، ۲۰۱۳). برخی مطالعات حاکی از تأثیر منفی نرخ ارز بر تنوع صادراتی است (گروبار[10]، ۱۹۹۳؛ سکات و ورواداکی[11]،

1. Mazengia et al.
2. Manova
3. Nieminen
4. Ahmad
5. Fang et al.
6. Vergara
7. Rud et al.
8. Agion et al.
9. Levy- Yryati et al.
10. Grobar
11. Sekat and Varoudaki

۲۰۰۰؛ وندمو و پاتز[1]، ۲۰۱۶) و برخی اثرات مثبت نرخ ارز و اثرات منفی نوسانات نرخ ارز بر تنوع صادراتی را نشان می‌دهند (گویا[2]، ۲۰۱۹).

۳. پیشینه پژوهش

۱-۳. مروری بر مطالعات داخلی

حریقی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله «تأثیر اصلاحات نهادی بر تنوع صادرات در کشورهای در حال توسعه» به بررسی رابطه اصلاحات نهادی و فضای کسب و کار بر تنوع صادرات در کشورهای در حال توسعه می‌پردازد. برای این منظور از داده‌های تابلویی پویا، برای ۵۴ کشور در حال توسعه به همراه ایران و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[3] در طی دوره ۲۰۰۵- ۲۰۱۸ استفاده می‌نماید . نتایج حاکی از تأثیر منفی متغیرهای اصلاحات نهادی (میانگین هزینه ثبت مالکیت و جواز ساخت، هزینه اجرای قراردادها و میانگین تعرفه کاربردی موزون شده واردات) بر تنوع صادرات در کشورهای در حال توسعه است. همچنین از متغیرهای نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید، نقدینگی به تولید و شاخص باز بودن تجاری به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است که دارای تأثیر مثبت بر تنوع صادرات هستند.

یاراحمدی و همکاران (۱۴۰۰)، در مقاله «تحلیل عوامل موثر بر تنوع‌پذیری صادرات ایران: با تاکید بر هزینه‌های ورود به بازارهای داخلی و خارجی» شاخص تنوع‌پذیری تایل را با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۴- ۲۰۲۰ برای ۱۰ کد دو رقمی HS محاسبه نموده و با استفاده از روش داده‌های تابلویی و تخمین الگو به صورت حداقل مربعات تأمیم یافته (GLS)[4]، اثر هزینه‌های ورود به بازارهای داخلی و خارجی را بر تنوع صادراتی ایران و شرکای تجاری آن مورد بررسی قرار داده است و به این نتیجه می‌رسد

---

1. Wondemu and Potts
2. Goya
3. Generalized Metode of Moment
4. Generalized Least Square

که تأثیر این متغیرها بر تنوع صادراتی منفی و معنادار است. تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز موثر حقیقی، نرخ تعرفه موثر وارداتی، متغیرهای کنترل هستند و تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ ارز موثر حقیقی بر تنوع صادراتی مثبت و معنادار و تأثیر تعرفه موثر وارداتی، منفی و معنادار است.

افشاری و سیاوشی زنگیانی (۱۳۹۸) در مقاله «ناترازی نرخ ارز حقیقی و تنوع صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران» عوامل موثر بر تنوع صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران را با تاکید بر ناترازی نرخ ارز حقیقی در دوره ۱۳۶۰- ۱۳۹۶، مورد بررسی قرار داده‌اند. ابتدا ناترازی نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی رهیافت خودرگرسیون برداری (VAR)[1] اندازه‌گیری شده و سپس اثر ناترازی نرخ ارز حقیقی بر تنوع صادراتی غیرنفتی در اقتصاد ایران با به کارگیری الگو (VAR) برآورد شده است. نتایج موید این است که یک رابطه بلندمدت مثبت بین تولید ناخالص داخلی سرانه و اندازه دولت و رابطه بلندمدت منفی بین ناترازی نرخ ارز حقیقی و بی‌ثباتی سیاسی با تنوع صادرات غیرنفتی وجود دارد. از اینرو اعمال سیاست‌های ارزی مناسب، می‌تواند با حذف ناترازی نرخ ارز، تنوع صادراتی را افزایش دهد. همچنین توابع واکنش آنی که اثر تکانه متغیرهای الگو بر پویایی‌های تنوع صادرات غیرنفتی را نشان می‌دهد، حاکی از آن است که بی‌ثباتی سیاسی، اندازه دولت و تولید ناخالص داخلی، تنوع صادرات غیرنفتی را تا چند دوره کاهش داده و سپس به سمت مقدار بلندمدتش همگرا می‌شود. به علاوه، با ایجاد تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در ناترازی نرخ ارز حقیقی، تنوع صادرات غیرنفتی، ابتدا افزایش می‌یابد و سپس به طور ملایم به سمت مقدار بلندمدت خود همگرا می‌شود.

امیری و امینی داران (۱۳۹۷) در مقاله «عوامل موثر بر متنوع‌سازی صادرات صنعتی در ایران» با استفاده از الگو حالت- فضا[2] و روش فیلتر کالمن[1] طی دوره ۱۹۷۸- ۲۰۱۲،

---

[1]. Vector auto regression

[2]. یک الگوی ساختاری بوده و به ضرایب اجازه می‌دهد که در طول زمان تغییر کنند. این الگو مختص مطالعاتی است که ضرایب آن در طول زمان به دلیل تغییر سیاست‌ها و شوک‌ها در حال تغییرند.

داده‌های مربوط به ۹ گروه صنعتی را مورد پردازش قرار می‌دهد. نتایج مقاله حاکی از ارتباط مثبت و معنار بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری داخلی، شاخص رقابت‌پذیری، توسعه بخش مالی، قدرت نهادی و نرخ ارز با تنوع صادراتی است.

محمدی و فکاری سردهاری (۱۳۹۴) در مقاله «اثر زیرساخت‌های نهادی و متغیرهای کلان اقتصادی بر تنوع صادرات ایران (با استفاده از رگرسیون ریج)» به بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی بر تمرکز صادرات ایران، با بکارگیری الگوی رگرسیون ریج طی دوره ۱۳۷۴- ۱۳۹۱ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر منفی بر تنوع دارد، زیرا عمده سرمایه‌گذاری‌های خارجی در حوزه نفت بوده است. درآمد ناخالص سرانه دارای بیشترین تأثیر مثبت بر تنوع است و از آنجا که تأثیر متغیر توان دوم درآمد ناخاص سرانه بر تنوع صادراتی بی‌معنی است، نویسنده نتیجه می‌گیرد که در اقتصاد ایران، همچنان فرصت‌های مناسبی برای تنوع بخشی به صادرات وجود دارد. همچنین ثروت سرانه نفت، باعث کاهش تنوع می‌شود و شاخص‌های کیفیت قوانین و مقررات، انتقادپذیری و پاسخ‌گویی، اثرات مثبت معناداری بر تنوع صادرات در ایران داشته‌اند.

۳- ۲. مروری بر مطالعات خارجی

مازنقیا و همکاران (۲۰۲۳) در مقاله «توسعه مالی و تنوع صادرات در اتیوپی: روش ARDL»، با استفاده از داده‌ی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۹ و با کاربرد روش ARDL، اثر بلندمدت اعطای وام به شرکت‌های صاداتی را بر تنوع صادراتی، مثبت و معنادار ارزیابی می‌کند. اعتبار خارجی، آزادسازی تجاری و تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر مثبت و معناداری بر تنوع صادراتی در بلندمدت دارند.

احمد (۲۰۲۲) در مقاله «ظرفیت خدمات مالی و بخش خصوصی در دستیابی به

---

[1]. Kalman Filter

تنوع صادراتی در آفریقا» عوامل موثر بر تنوع صادراتی را در ۵۴ کشور آفریقایی، طی سال‌های ۲۰۰۰- ۲۰۲۰ و با استفاده از داده‌های پنل پویا و تخمین‌گر گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، به تفکیک در بخش کلان و در سطح شرکت‌ها، مورد بررسی قرار می‌دهد. در سطح کلان، شاخص‌های توسعه مالی و توسعه بخش خصوصی، با لحاظ برداری از متغیرهای کنترلی که شامل نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، سرمایه انسانی، هزینه‌های بهداشتی دولت و توسعه زیرساخت‌ها توسط دولت است، دارای اثر مثبت بر تنوع هستند. در سطح شرکت‌ها این مقاله به این نتیجه می‌رسد که دسترسی به وام و اعتبار مالی بلندمدت برای شرکت‌های کوچک و متوسط (SME)[1] و داشتن گواهینامه کیفیت معتبر بین‌المللی و مالکیت سهام خصوصی خارجی، بر تنوع صادرات شرکت‌ها، بسیار موثر هستند.

اسپویر (۲۰۲۰)[2] در مقاله «تعیین عوامل موثر بر صادرات: یک تحلیل تجربی در مورد کشورهای جامعه توسعه جنوب آفریقا (SADC)[3]» داده‌های تابلویی ۱۶ کشور تشکیل دهنده SADC را در سال‌های ۱۹۹۰- ۲۰۱۸ و با استفاده از تخمین‌گر OLS کاملا اصلاح شده (FMOLS)[4] مورد بررسی قرار می‌دهد. در این مطالعه، عامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بیش‌ترین تأثیر را بر تنوع صادراتی دارد به نحوی که با افزایش یک درصدی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تنوع صادراتی به طور متوسط، ۰/۳۶ درصد، افزایش می‌یابد. همچنین تولید ناخالص سرانه و سرمایه انسانی و فیزیکی، دارای تأثیر مثبت بر تنوع است. بازبودن تجارت، تأثیر مثبت ناچیزی بر تنوع دارد. تأثیر تورم بر تنوع صادراتی منفی بوده و با وجود عملیات صورت گرفته در جهت ارتقای کیفیت نهادی، وجود فساد در این کشورها، همچنان مانعی جدی در مسیر تنوع صادراتی است.

---

1. Small and Medium Enterprise
2. Espoir
3. The Southern African Development Community
4. Fully Modified OLS

گیری و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مقاله «درک تنوع صادرتی، عوامل تعیین‌کننده و پیامدهای سیاستی»، عوامل موثر بر تنوع صادراتی را در ۸۷ کشور غنی از منابع طبیعی، طی سال‌های ۱۹۹۰- ۲۰۱۴ به روش میانگین الگوی بیزی (BMA)[2] بررسی نموده‌اند.[3] مقاله به این نتیجه دست می‌یابد که سرمایه انسانی، رفع موانع تجاری، کیفیت حکمرانی و کیفیت موسسات، مهمترین عوامل موثر بر تنوع صادراتی بوده و توسعه بخش مالی و توسعه زیرساخت‌ها به تنوع صادرات کمک می‌کنند.

گویا (۲۰۱۹) در مقاله «نرخ ارز و تنوع صادراتی: تحلیلی بین کشوری با استفاده از تخمین پنل طولانی» تأثیر نرخ ارز واقعی و نوسانات نرخ ارز واقعی را با استفاده از داده‌های ۵۹ کشور جهان اعم از توسعه یافته و در حال توسعه در طی ۲۹ دوره زمانی و با کاربرد روش‌های میانگین گروهی ادغام شده (PMG)[4] و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) بررسی می‌نماید. در این مطالعه، تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت، باز بودن تجارت و هزینه‌های آموزش متغیرهای کنترل هستند. نتایج حاکی از آن است که تأثیر نرخ ارز واقعی بر تنوع صادرات مثبت است، لکن بر حسب این که محصولات از چه سطحی از تکنولوژی برخوردار باشند، تأثیر نرخ ارز بر تنوع صادراتی انواع کالاها، ناهمگن خواهد بود. همچنین نوسانات نرخ ارز دارای اثرات منفی بر تنوع صادراتی بوده و در مقایسه‌ی بین کشورها، نتیجه روشنی وجود ندارد که نتایج به دست آمده در سه گروه از کشورهای با درآمد کم، متوسط و پایین، با یکدیگر متفاوت باشد.

بازل و همکاران[5] (۲۰۱۸) در مقاله «تنوع صادرات و توسعه اقتصادی: تحلیلی از داده‌های تابلویی فضایی پویا» داده‌های ۱۱۴ کشور را با مراحل مختلفی از توسعه‌یافتگی

---

1. Giri et al.
2. Bayesian Model Averaging
۳. در این رویکرد، متغیرها بر حسب اهمیت و قدرت توضیح‌دهندگی، رتبه‌بندی می‌شوند. در واقع چنانچه N متغیر داشته باشیم، 2^N معادله برآورد شده و پس از تشخیص معادله درست، متغیرهایی که (PIP) بالاتر از ۰/۵ دارند، به عنوان متغیرهای با تاثیر قوی شناخته می‌شوند.
4. Pooled Mean Group
5. Basial et al

در سال‌های ۱۹۹۲- ۲۰۱۲ با روش‌های حداکثر درستنمایی (ML)[1] و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد بررسی قرار داده و اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت و مستقیم و غیرمستقیم تولید ناخالص داخلی و اندازه کشور را بر تنوع صادراک تفکیک می‌نمایند. در این مطالعه از سهم صادرات نفتی کشورها، به عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شود. نتایج بدین نحو است که اثرات غیرمستقیم تولید ناخالص داخلی و اندازه کشور بر میزان تنوع صادرات به نحو قابل توجهی باعث تقویت اثرات مستقیم می‌شوند و تکانه‌هایی که به تنوع وارد می‌شود حدودا ۱۰ سال طول می‌کشد که اثراتش کامل شود. البته در کشورهای مختلف، ای نتیجه بسیار ناهمگن است. همچنین نزدیکی به کشورهای بزرگ، تنوع را تسریع می‌بخشد.

دیوکیواینو و ابوِالی‌آل[2] (۲۰۱۵)، در مقاله «عوامل تعیین‌کننده تنوع صادراتی، مطالعه موردی: کره جنوبی» عوامل موثر بر تنوع صادراتی کره جنوبی را در فاصله سال‌های ۱۹۷۰- ۲۰۱۰ و با استفاده از روش تصحیح خطای برداری (VEC)[3] مورد بررسی قرار می‌دهد. برحسب این مقاله متغیرهای هزینه دولت در تسهیل صادرات کالاها و خدمات و تشکیل سرمایه ناخالص، تأثیر مثبت قوی بر تنوع دارند. متغیر اندازه کشور دارای تأثیر مثبت بوده و متغیرهای بی‌ثبات اقتصاد کلان و هزینه‌های تجاری دارای تأثیر منفی بر تنوع صادرات هستند. بازبودن تجارت نیز، تأثیر ناچیزی بر تنوع دارد. مقاله در کل به این نتیجه می‌رسد که دولت کره، نقشی محوری در اجرای موفقیت‌آمیز سیاست تنوع‌بخشی به صادرات داشته است.

در نهایت وجه تمایز پژوهش حاضر با پیشینه پژوهش در این است که همه‌ی مطالعات، از شاخص‌های موجود تنوع صادراتی استفاده کرده و سپس عوامل موثر برآن را برآورد نموده‌اند، اما پژوهش حاضر ابتدا شاخص جامعی از تنوع صادراتی را طراحی و

---

1. Maximum Likelihood
2. Dioquino and Abouellial
3. Vector Error Correction Model

محاسبه نموده و سپس عوامل موثر بر آن را شناسایی می‌کند. بدین‌ترتیب نسبت به دیگر مطالعات به شناخت دقیق‌تری از عوامل موثر بر تنوع صادراتی دست می‌یابد.

همچنین از آنجا که مطالعاتی مانند مطالعه محمدی و فکاری سردهاری (۱۹۳۴)، اذعان می‌دارند که اثر منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تنوع صادراتی به دلیل جزء نفتی آن است؛ لذا پژوهش حاضر، برای نخستین بار به منظور شناسایی دقیق اثرات متغیرها، جزء غیرنفتی سرمایه‌گذاری مسقیم خارجی و سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص را وارد الگو می‌کند.

۴. شاخص تنوع افقی صادرات

۴- ۱. شاخص‌های موجود تنوع افقی صادراتی

با مروری بر پیشینه پژوهش، مشخص می‌شود که عمده‌ی شاخص‌هایی که برای سنجش تنوع صادراتی معرفی شده‌اند، ۱۴ مورد و به شرح زیر است.

شاخص اوگیو (مک لافین،[1] ۱۹۳۰):

$$n\sum_i(S_{it}-\frac{1}{n})^2 \qquad (۱$$

در این شاخص، n، تعداد کل بخش‌ها در سبد صادراتی و S_{it}، سهم هر کدام از بخش‌ها در سبد صادراتی است. این شاخص، انحراف از توزیع برابر ($\frac{1}{n}$) را اندازه‌گیری می‌کند و بین صفر و $n-1$ قرار دارد.

شاخص هرفیندال (هرفیندال،[2] ۱۹۵۰):

$$\sum_i S_{it}^2 \qquad (۲$$

S_{it}، سهم بخش‌ها در سبد صادراتی است. با به توان ۲ رساندن سهم بخش‌ها، این شاخص به بخش‌هایی که سهم صادراتی بالاتری دارند، وزن بیشتری می‌دهد و بین ۱ و $\frac{1}{n}$ واقع می‌شود.

---

[1]. MacLaughlin
[2]. Herfendahl

شاخص روزن بلاث (روزن بلاث،[1] ۱۹۶۱):

$$(2\sum_i R_{it}S_{it} - 1)^{-1} \quad (۳$$

S_{it}، سهم بخش‌ها در سبد صادراتی و R_{it}، نشان‌دهنده رتبه بخش iام در دوره tام است که از بزرگ به کوچک مرتب شده است. سهم هر بخش، توسط رتبه آن در بین بخش‌ها، وزن‌دهی می‌شود. بدین‌ترتیب به بخش‌های بزرگ‌تر، وزن بیشتری داده می‌شود و شاخص بین صفر و یک قرار می‌گیرد.

شاخص هیرشمن (هیرشمن[2]، ۱۹۶۴):

$$(\sum_i S_{it})^{\frac{1}{2}} \quad (۴$$

S_{it}، سهم بخش‌های مختلف در سبد صادراتی است. با توجه به معادله، مقدار شاخص هیرشمن، تابعی از میانگین و واریانس توزیع صادرات در بخش‌های مختلف صادراتی است و بین ۱ و $\frac{1}{\sqrt{n}}$ قرار دارد.

شاخص هال- تایدمن (هال وتایدمن[3]، ۱۹۶۷):

$$\left(2\sum_i \acute{R}_{it}S_{it} - 1\right)^{-1} \quad (۵$$

S_{it}، سهم بخش‌ها در سبد صادراتی و R_{it}، نشان‌دهنده رتبه بخش iام در دوره tام است که از کوچک به بزرگ مرتب شده است. از آنجا که سهم هر بخش، توسط رتبه آن در بین بخش‌ها، وزن‌دهی می‌شود، به بخش‌های کوچکتر، وزن بیشتری داده می‌شود. شاخص بین $(1/(2n-1))$ و ۱ قرار دارد.

شاخص هورواث (هورواث[4]، ۱۹۷۰):

$$S^* + \sum_i\left(S_i(2 - S_i)\right) \quad (۶$$

S^*، سهم بزرگ‌ترین فعالیت صادراتی از کل صادرات است و S_i، سهم هر کدام از

---

1. Rosenbluth
2. Hirschman
3. Hall and Tideman
4. Horvarth

بخش‌هاست. بخش‌های صادراتی بر حسب سهم از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند. شاخص بین صفر و یک قرار دارد.

شاخص تایل (تایل[1]، ۱۹۷۲):

$$-\sum_i (S_i . \log S_i) \quad (۷$$

S_{it}، سهم بخش‌ها در سبد صادراتی است. در این شاخص برخلاف دیگر شاخص‌ها، مقدار بیشتر شاخص، تنوع‌پذیری بیشتر و مقدار کم‌تر شاخص، تنوع‌پذیری کم‌تر را نشان می‌دهد و به بخش‌های بزرگ‌تر، وزن کم‌تری داده می‌شود. مقدار شاخص بین صفر و $\log(n)$ قرار دارد.

هنان- کای (هنان و کای،[2] ۱۹۷۷):

$$\sum_i S_{it}^a \quad (۸$$

S_{it}، سهم بخش‌ها در سبد صادراتی است. a حساسیت شاخص نسبت به اضافه یا کاسته شدن یک کالا از سبد صادراتی را نشان داده و انتخاب آن بر عهده محقق است. هر چه a بیشتر شود به این معنا است که وزن بیشتری به بنگاه‌هایی داده می‌شود که از وزن صادراتی بیش‌تری برخوردارند و چنانچه مقدار آن زیر یک انتخاب شود به بخش‌های کوچک صادراتی اجازه داده می‌شود تا از نفوذ بیشتری در مقدار شاخص برخوردار باشند. شاخص بین $\frac{1}{S^*}$ و n قرار دارد.

شاخص هاوس (هاوس[3]، ۱۹۷۷):

$$\sum_i S_{it}\left(2 - (S_i(DI_t^{HF} - S_i^2))\right)^a \quad (۹$$

S_i، سهم بخش‌ها در سبد صادراتی و α، نشان‌دهنده درجه تبانی است که هرچه α کمتر باشد، درجه تباتی بیشتر است. DI_t^{HF}، شاخص هرفیندال است و زمانی که α به سمت بینهایت میل کند، شاخص هاوس با هرفیندال برابر می‌شود. این شاخص بین

1. Theil
2. Hannan and Kay
3. Hause

صفر و یک قرار دارد.

شاخص کیوکا (کیوکا[1]، ۱۹۷۷):

$$\sum_i (S_{it} - S_{it+1})^2 \quad (۱۰$$

این شاخص برابر است با توان دوم شکاف بین سهم بخشها که از بزرگ به کوچک رتبه‌بندی شده‌اند. مقدار شاخص بین ۱ و $\frac{1}{n^2}$ قرار گرفته است.

شاخص فینگر- کرینین (فینگر- کرینین[2]، ۱۹۷۹):

$$\frac{\sum_i |h_{ij} - h_i|}{2} \quad (۱۱$$

h_{ij}، سهم محصول i در کل صادرات کشور j است و h_i، سهم محصول i در کل صادرات جهانی است. شاخص بین صفر و یک قرار دارد.

شاخص داویس (داویس[3]، ۱۹۷۹):

$$\left(n^{\frac{\alpha 0}{\alpha}} \sum_i S_i^2\right)^{\alpha} \quad (۱۲$$

S_i، سهم بخش‌ها در سبد صادراتی است و α توسط برآورد یک الگوی رگرسیون به دست می‌آید. شاخص بین $\frac{1}{n}$ و ۱ قرار دارد.

شاخص تمرکز (کلارک[4]، ۱۹۹۳):

$$HDE = \sum_i S_{it} \quad (۱۳$$

در شاخص فوق، S_{it}، سهم بخش‌های مورد محاسبه و i، تعداد بخش‌های مورد محاسبه است که از تعداد کل بخش‌ها n، کوچک‌تر است. این شاخص، وزن یکسانی به بخش‌های بزرگ می‌دهد و مابقی بخش‌ها را نادیده می‌گیرد. نحوه انتخاب بخش‌های بزرگ، اختیاری است و شاخص بین صفر و یک قرار دارد.

شاخص هیرشمن بهنجار شده (المرهوبی،[1] ۲۰۰۰):

---

1. Kwoaka
2. Finger and crinin
3. Davies
4. Clarke

$$\frac{\left(\sum_i s_i^2-\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{2}}\right)^{\frac{1}{2}}}{1-\left(\frac{1}{n}\right)^{2}} \quad (۱۴$$

تنها تفاوت هیرشمن بهنجار شده با شاخص هیرشمن در این است که، دامنه کمترین و بیشترین مقدار آن، بین صفر و یک قرار می‌گیرد.

از این میان، بیش از ۹۵ درصد از کارهای تجربی صورت گرفته، از ۴ شاخص تایل، هرفیندال، هیرشمن و فینگر- کرینین، استفاده نموده‌اند.

در نقد شاخص‌های فوق، نکات زیر قابل ذکر است.

- اول این که، یک شاخص بایستی مفهوم پدیده‌ای که معرف آن است را به طور کامل پوشش دهد. طبق تعاریف موجود، تنوع افقی از طریق «افزایش تعداد اقلام صادراتی» و «توزیع یکسان صادرات در بین بخش‌های مختلف صادراتی»، حاصل می‌گردد. تمامی شاخص‌های فوق تنها به بررسی سهم بخش‌های صادراتی پرداخته و تعداد کالاهای صادراتی در هر بخش را نادیده گرفته‌اند. برای توضیح اهمیت این موضوع می‌توانیم دو حالت فرضی را در نظر بگیریم.

الف) حالتی که سهم بخش iام، ۲۰ درصد است و این سهم را از طریق صادرات ۲۰ قلم کالا به دست می‌آورد.

ب) حالتی که سهم بخش iام، ۲۰ درصد است و این سهم را از طریق صادرات ۱۰۰ قلم کالا به دست می‌آورد.

مسلماً در مثال فوق، تنوع صادرات در حالت «ب»، بیشتر از تنوع صادرات در حالت «الف» است. هر چند سهم صادراتی بخش iام در هر دو حالت، یکسان و ۲۰ درصد است.

در نتیجه لازم است که شاخص تنوع افقی، علاوه بر سهم بخش‌ها، تعداد کالاهای صادراتی در هر بخش را نیز لحاظ نماید.

- دوم این که، هم‌جهت نبودن یک شاخص با پدیده‌ای که معرف آن است، هرچند

[1]. Al- Marhubi

نقص به حساب نمی‌آید، لکن هم‌جهت بودن این دو با هم، از مزیت‌های شاخص بوده و فهم و تحلیل نتایج را تسهیل می‌کند. در همه‌ی شاخص‌های جدول فوق به جز شاخص تایل، «افزایش» عددی شاخص، نشان‌دهنده «کاهش» تنوع صادراتی است.

– سوم این که، قرارگرفتن شاخص در بازه صفر و یک، از مزیت‌هایی است که به اعتبار یک شاخص می‌افزاید و فهم و مقایسه ارقام محاسبه شده از آن را تسهیل می‌کند. این در حالی است که برخی از شاخص‌های موجود، از این مزیت برخوردار نیستند.

بدیت‌ترتیب، مطالعه حاضر شاخصی را طرحی می‌کند که اولاً جامع باشد، ثانیا با پدیده مورد نظر هم‌جهت بوده و تنوع را نشان دهد. ثالثاً بین صفر و یک قرار می‌گیرد.

۲-۴. طراحی شاخص تنوع افقی صادرات

شاخص تنوع افقی صاداراتی که توسط پژوهش حاضر طراحی شده، به دو سوال پاسخ می‌دهد. اول این که: سهم بخش‌های صادراتی به چه نحو است(تنوع بین بخشی)؟ دوم این که: هر بخش صادراتی، سهم خود را از طریق صادرات چه تعداد کالا به دست آورده است (تنوع درون بخشی)؟

در ساخت شاخص از آمار صادرات غیرنفتی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۴۰۰، استفاده شده است. در مرحله اول برای مشخص کردن سهم صادراتی بخش‌های مختلف، داده‌های HS[1]، به کدهای دو رقمی ISIC.rev4[2] تبدیل شده است. همچنین به دلیل این که گمرک، داده‌های صادرات را برحسب نسخه‌های ۰ تا ۵ HS[3] ارائه نموده، در تبدیل HS به ISIC.rev4 تفاوت در نسخه‌های HS کاملاً لحاظ شده است.

در مجموع صادرات کشور، شامل ۳۳ الی ۳۵ بخش صادراتی در سال‌های مختلف

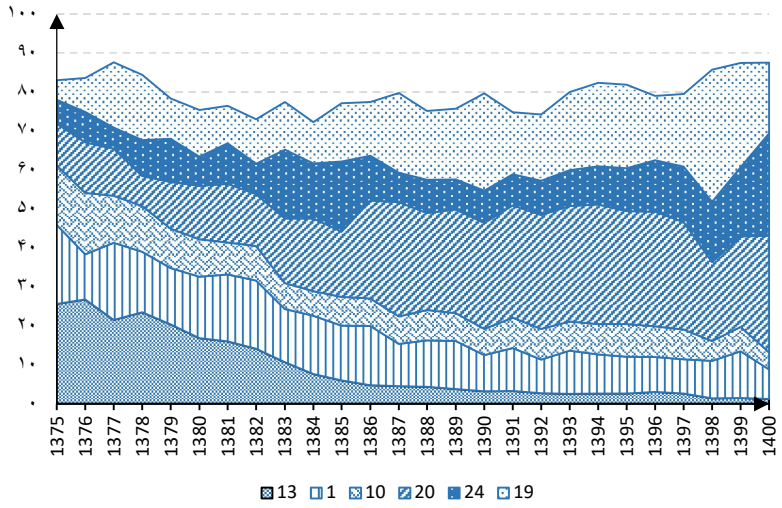
---

1. Harmonized System
2. International Standard industrial Classification.

۳. گمرک در ارائه آمار صادراتی کشور در سال‌های (۱۳۷۵- ۱۳۷۷)، از نسخه HS 0؛ (۱۳۷۸-۱۳۸۱)، از نسخه HS1؛ (۱۳۸۲- ۱۳۸۸)، از نسخه HS2؛ (۱۳۸۹- ۱۳۹۰)، از نسخه HS 3؛ (۱۳۹۱- ۱۳۹۵)، ازنسخه HS4 و در نهایت در سال‌های(۱۳۹۶- ۱۴۰۰) از نسخه HS5 استفاده نموده است.

است. سهم صادراتی بخش‌های عمده، به شرح نمودار ۱ است.

همانطور که در نمودار مشخص است، از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۴۰۰، حدود ۷۵ الی ۸۸ درصد صادرات غیرنفتی کشور در ۶ بخش صادراتی، تمرکز یافته است و ۲۹ بخش دیگر، تنها ۱۲ الی ۲۵ درصد صادرات را به خود اختصاص داده‌اند.



نمودار (۱). سهم صادراتی بخش‌های عمده صادراتی (درصد)

منبع: محاسبات پژوهش به وسیله تبدیل کدهای HS به ISIC

همچنین در طول زمان مجموع سهم صادراتی کدهای (۱۳، ۰۱ و ۱۰) از ۶۱ درصد در سال ۱۳۷۵ به ۱۳ درصد در سال ۱۴۰۰ کاهش یافته است و سهم صادراتی کدهای (۱۹، ۲۰ و ۲۴) از ۲۲ درصد در سال ۱۳۷۵ به ۷۴ درصد در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است. بدین‌ترتیب در طول زمان، ساختار صادرات کشور تغییر یافته و از کالاهای تولیدی به سمت کالاهای مبتنی بر منابع، پیش رفته است.

جدول (۱). عنوان و توضیح کدهای که صادرات در آنها تمرکز یافته

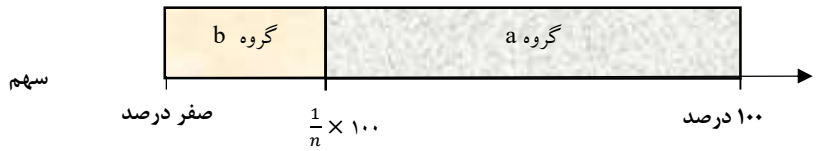
کد دو رقمی ISIC	عنوان	کد دو رقمی ISIC	عنوان
۱۳	منسوجات	۱۹	کک و فراورده‌های حاصل از پالایش نفت
۱۰	صنایع غذایی	۲۰	مواد شیمیایی و فراورده‌های شیمیایی
۰۱	محصولات کشاورزی	۲۴	فلزات پایه

منبع: یافته‌های پژوهش

۱-۲-۴. محاسبه شاخص تنوع افقی صادرات

برای محاسبه «تنوع بین بخشی»، صادرات کشور به دو گروه تقسیم می‌شود. گروه a که صادرات در آن متمرکز شده است و گروه b که سهم اندکی از صادرات دارد.

اگر n، تعداد بخش‌های صادراتی کشور باشد، بخش‌هایی که سهم صادراتی بالاتری از $\frac{1}{n}$ دارند، به عنوان بخش‌هایی که صادرات در آن‌ها متمرکز است، در گروه a، قرار می‌گیرند و بخش‌هایی که سهم صادراتی کوچک و کم‌تر از $\frac{1}{n}$ دارند، در گروه b واقع می‌شوند. بزرگ‌تر شدن a، تمرکز صادرات در بخش‌های بزرگ را نشان می‌دهد که اثر منفی بر تنوع دارد. بزرگ‌تر شدن b، افزایش سهم بخش‌های کوچک صادراتی را نشان می‌دهد، در نتیجه اثر مثبت بر تنوع دارد. هرچه a کوچک‌تر و b بزرگ‌تر باشد، تنوع بیشتر است. لذا در ساخت شاخص، متوسط صادرات گروه a، در مخرج کسر و متوسط صادرات گروه b، در صورت کسر قرار می‌گیرد. شایان ذکر است، از متوسط دو گروه a و b استفاده می‌شود. زیرا مهم است که به عنوان مثال: صادرات ۸۰ درصدی گروه a، توسط ۵ بخش حاصل شده باشد یا ۱۵ بخش.



در مرحله دوم، برای اندازه‌گیری «تنوع درون بخشی»، بایستی با استفاده از معیاری

مشخص شود که بخش‌هایی صادراتی بزرگ، سهم صادراتی خود را از طریق صادرات تعداد زیاد یا تعداد کمی از کالاها به دست آورده‌اند. برای مشخص کردن زیاد یا کم بودن تعداد کالاهای صادراتی هر بخش، می‌توان تعداد کالاهای صادراتی هر بخش را در داخل و جهان، مقایسه نمود. برای نشان دادن تعداد کالاهای صادراتی هر بخش در داخل و جهان، تعداد کدهای HS موجود در هر کد ISIC، در داخل و جهان، شمارش می‌شود. از تقسیم این دو بر هم، معیاری از تنوع درون‌بخشی ساخته می‌شود. هر چه این عدد بزرگ‌تر باشد نشان‌دهنده تنوع دورن‌بخشی بالاتر است.

به عنوان مثال در سال ۱۴۰۰، نسبت تعداد داخل به تعداد خارج در بخش‌هایی که سهم عمده‌ای از صادرات داشته‌اند، به شرح جدول زیر است.

جدول (۲). نسبت تعداد کالاهای داخلی به خارجی در کدهای با سهم صادراتی بالا

کد دو رقمی ISIC	نسبت تعداد داخل به خارج	کد دو رقمی ISIC	نسبت تعداد داخل به خارج
۱۳	۰/۴۸	۱۹	۰/۷۹
۱۰	۰/۴۴	۲۰	۰/۴۵
۱	۰/۵۸	۲۴	۰/۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش

متوسط این نسبت برای همه‌ی بخش‌ها در سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۱ در ایران ۰/۵۲ و در کشورهایی که مقصد عمده صادراتی کشور هستند، بیش از ۰/۹ بوده است.

از آنجا که در تنوع درون‌بخشی، اهمیتی ندارد که بخش‌هایی با سهم اندک صادراتی، چه تعداد کالا صادر کرده‌اند. بلکه مهم است که بخش‌هایی که صادرات در آن متمرکز شده است، این سهم فراوان را توسط صادرات چه تعداد کالا به دست آورده‌اند. لذا از متوسط «نسبت تعداد کالاهای صادراتی هر بخش در گروه a در ایران به تعداد کالاهای صادراتی هر بخش در گروه a در جهان» به عنوان معیاری از تنوع درون‌بخشی استفاده می‌شود.

در نهایت فرمول شاخص تنوع افقی به شکل زیر خواهد بود.

$$HED_{it}^{H} = ED_{it}^{HL} \times ED_{it}^{HW} \quad (۱$$

$$ED_{it}^{HL} = \frac{\sum_{j=1}^{nb_{it}} S_{jbit}/nb_{it}}{\sum_{j=1}^{na_{it}} S_{jait}/na_{it}} \quad (۲$$

$$ED_{it}^{Hw} = \sum_{j=1}^{na_{it}} \left(\frac{Q_{jait}}{Q_{jawt}}\right)/na_{it} \quad (۳$$

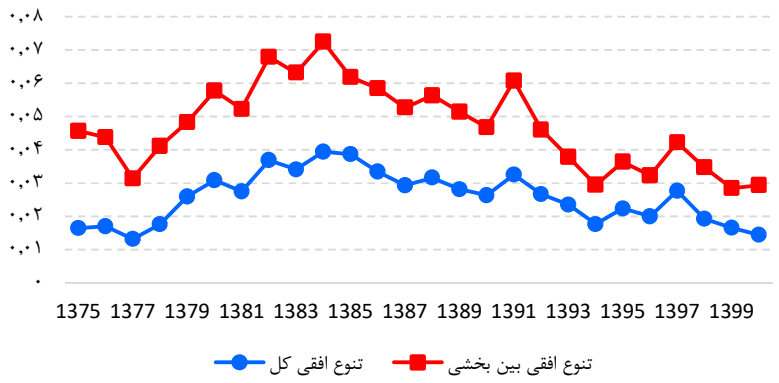
$$ED_{it}^{H} = \pi_{it} q_{ait} \frac{\sum_{j=1}^{nb} S_{jbit}}{\sum_{j=1}^{na} S_{jait}} \quad (۴$$

جدول (۳). متغیرهای شاخص تنوع افقی صادرات

متغیر	توضیح	متغیر	توضیح
ED_{it}^{H}	شاخص تنوع افقی کشور i و زمان t	S_{jbit}	سهم صادرات بخش j در گروه b در کشور i و زمان t
ED_{it}^{HL}	شاخص تنوع افقی بین بخشی کشور i و زمان t	S_{jait}	سهم صادرات بخش j در گروه a در کشور i و زمان t
ED_{it}^{HW}	شاخص تنوع افقی درون بخشی کشور i و زمان t	Q_{jait}	تعداد کالاهای بخش j در گروه b در کشور i و زمان t
nb_{it}	تعداد بخش‌های گروه b در کشور i و زمان t	Q_{jawt}	تعداد کالاهای بخش j در گروه b در جهان و زمان t
na_{it}	تعداد بخش‌های گروه a در کشور i و زمان t	q_{ait}	ED_{it}^{HL}
π_{it}	na_{it}/nb_{it}		

منبع: یافته‌های پژوهش

با استفاده از شاخصی که توضیح آن گذشت، مقدار تنوع افقی صادرات غیرنفتی از سال ۱۳۷۵ تا ۱۴۰۰ محاسبه و در قالب نمودار زیر ارائه شده است.



نمودار (۲). شاخص تنوع افقی بین بخشی و شاخص تنوع افقی کل

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نمودار فوق، شاخص تنوع افقی تا سال ۱۳۸۴، روند نوسانی افزایشی داشته و از این سال به بعد روند نوسانی کاهشی داشته است.

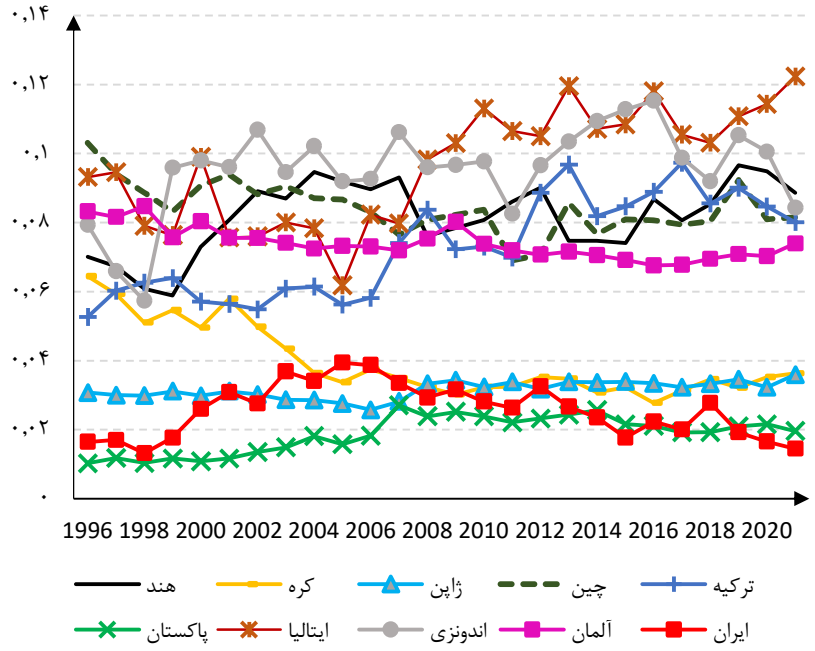
همچنین تنوع افقی صادرات غیرنفتی در کشورهای مقصد عمده صادراتی ایران[۱]، در نمودار زیر نشان داده شده است. طبق محاسبات پژوهش، کشور ایران در صادرات **منابع اولیه** تولید، تمرکز دارد (کدهای ۱۹، ۲۰ و ۲۴ ISIC). کشورهای ژاپن و کره در صادرات محصولات صنعتی (کدهای ۲۶، ۲۸ و ۲۹ ISIC)[۲] تمرکز بالایی دارند. کشور

---

[۱]. کشورهای مقصد عمده صادراتی در طول زمان تغییرات زیادی داشته‌اند. به عنوان مثال در دهه ۷۰، کشورهای آلمان و ایتالیا و امارات و در دهه ۹۰، چین و عراق و امارات از اولین کشورهای مقصد صادراتی بوده‌اند. لذا برای انتخاب کشورها در هر سال به هرکدام از کشورها، بر حسب جایگاهی که در صادرات کشور داشته‌اند، رتبه‌ای اعطا شده است. برای مثال کشور آلمان که اولین مقصد صادراتی در سال ۱۳۷۵ و هفدهمین مقصد صادراتی در سال ۱۴۰۰ بوده است، نمره ۱ در سال ۱۳۷۵ و نمره ۱۷ در سال ۱۴۰۰ دریافت کرده است. آنگاه جمع نمرات هر کشور در طول سال‌های مورد نظر محاسبه شده است. کشورهایی که جمع نمره پایین‌تری داشته باشند، به عنوان مقصد عمده صادراتی شناخته می‌شوند. در این بین، کشور عراق چون بالای ۹۵ درصد صادرات آن نفتی است، کشور افغانستان چون تنها از سال ۲۰۱۵ داده‌های HS آن در اختیار است و کشور امارات چون اکثراً کالاهایی را از دیگر کشورها وارد نموده و همان‌ها را با و یا بدون ایجاد ارزش افزوده صادر می کند، لحاظ نمی‌شود (زیرا صادرات آن، نماینده ساختار تولیدی آن، نیست).

[۲]. کد ۲۶: محصولات رایانه‌ای، الکتریکی و نوری، کد ۲۸: تولید ماشن‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای

پاکستان در صادرات کالای تولیدی (کدهای ۱۳، ۱۴ و ۱۰ ISIC)[1] تمرکز یافته است. کشورهای هند، چین و ترکیه، از تنوع بالایی برخوردارند. کشور اندونزی با وجود این که دارای منابع نفتی است، تنوانسته است صادرات غیرنفتی خود را به خوبی متنوع نماید و کشور ایتالیا از سال ۲۰۰۷ به بعد، بیشترین تنوع را در بین کشورهای مورد بررسی، داشته است.



نمودار (۳). مقایسه شاخص تنوع افقی در ایران و کشورهای مقصد عمده صادراتی

منبع: یافته‌های پژوهش

شایان ذکر است، در ادبیات تنوع صادراتی، تنها تمرکز بر صادرات کالاهای اولیه مورد انتقاد قرار می‌گیرد، چرا که این کالاها به دلیل کم‌کشش بودن، نوسان قیمت

دیگر، کد ۲۹: تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر

۱. کد ۱۰: صنایع غذایی، کد ۱۳: منسوجات، کد ۱۴: تولید پوشاک

زیادی دارند و درآمدهای ارزی کشور را با مخاطره مواجه می‌کنند. همچنین روند افزایش قیمت آنها از روند افزایش قیمت محصولات صنعتی و مصرفی پایین‌تر است که باعث کاهش رابطه مبادله در طول زمان می‌شود.

۵. روش پژوهش

۵-۱. معرفی الگو و متغیرهای مورد استفاده در الگو

براساس اگوی نظری ارائه شده توسط هاسمن و همکاران (۲۰۰۷) و شوجین زو و همکاران (۲۰۱۰) که توضیح آن در قسمت مبانی نظری به تفصیل بیان شد، در پژوهش حاضر به منظور برآورد تابع تنوع افقی صادرات از متغیر «هزینه تحقیق و توسعه» به عنوان نماینده دانش داخلی، از متغیر «سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی» به عنوان نماینده دانش خارجی، از متغیر سرمایه‌گذاری داخلی و منابع مالی به عنوان منابع تولید و از نرخ ارز به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده و الگوی زیر به روش ARDL برآورد می‌شود.

$$HDE = F(LNNOFDI, LNER, LNR\&D, LNFNG, LNNOGFI, DUM)$$

جدول (۴). متغیرهای الگوی پویا تنوع افقی صادرات

نام متغیر	علامت اختصاری	نام متغیر	علامت اختصاری
شاخص تنوع افقی صادرات	HDE	لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی غیرنفتی	LNNOFDI
لگاریتم هزینه تحقیق و توسعه	LNR&D	لگاریتم سرماگذاری ثابت ناخالص غیرنفتی	LNNOGFI
لگاریتم نرخ ارز حقیقی	LNER	لگاریتم اعطای تسهیلات به بخش غیر دولتی	LNFNG
متغیر مجازی تحریم	DUM		

منبع: استخراج آمار از مرکز آمار و بانک مرکزی

- مقدار شاخص تنوع افقی صادرات به وسیله محاسبات پژوهش به دست آمده است.

- همه‌ی متغیرهایی وابسته، لگاریتم و به نرخ ثابت سال پایه ۱۳۹۰ بوده و از بانک مرکزی و مرکز آمار استخراج شده‌اند.

- متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص به صورت غیرنفتی هستند، تا بهتر بتوانند اثر این متغیرها بر تنوع صادرات غیرنفتی را نشان دهند.

بدین‌ترتیب الگویی با ویژگی‌های فوق به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مورد برآورد قرار می‌گیرد.

۲-۵. توضیح روش خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی

در علم اقتصاد، عموماً تأثیرپذیری متغیر وابسته از متغیرهای توضیحی، آنی و فوری نیست. بلکه اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته، با تاخیر ظاهر می‌شود. همچنین متغیر وابسته ممکن است از ماهیت پیشین خود تبعیت نماید. در چنین شرایطی، الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)، الگوی مناسبی است که می‌تواند، رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور همزمان تخمین بزند.

جهت بررسی روابط بلندمدت، روش‌های VAR و VECM کابرد فراوانی دارد. لکن روش ARDL به دلیل این که برای نمونه‌های کوچک، نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌کند، نسبت به سایر روش‌های همجمعی، دارای مزیت است. به علاوه این روش قادر است، مشکلات مربوط به حذف متغیر، خودهمبستگی و درون‌زایی را حذف نماید. لذا تخمین‌های به دست آمده از آن، نااریب و کارا خواهند بود (فطرس و رشیدی اصل، ۱۳۹۲).

مراحل اجرای روش ARDL به نحو زیر است.

پس از انجام آزمون ایستایی، وقفه‌های بهینه مشخص شده و رابطه‌کوتاه‌مدت به شکل کلی زیر به دست می‌آید.

$$\alpha(\mathrm{L},\mathrm{P})Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K} \beta_i \left(L, q_i\right) X_{i,t} + U_t \qquad (۱$$

$$\alpha(\mathrm{L},\mathrm{P}) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_p L^p$$

$$\beta\left(L, q_i\right) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \cdots + \beta_{iq}L^q$$

α_0 مقدار ثابت، L عملگر وقفه، P تعداد وقفه‌های بکار رفته برای متغیر توضیحی (Y_t)، و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرها مستقل ($X_{i,t}$) است.

سپس وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$\Delta Y_t = C + \delta Y_{t-1} + \sum_{m=1}^{n} \delta_m X_{m,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \omega_j \Delta Y_{t-j} \quad (۲$$
$$+ \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=1}^{q} \theta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن n: تعداد متغیرهای توضیحی، i: وقفه متغیر توضیحی mام، j: وقفه متغیر وابسته، p: تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و q: تعداد وقفه متغیرهای مستقل است. در این آزمون فرض صفر، عبارت است از عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها که به صورت زیر تعریف می‌شود.

$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \cdots \delta_m = 0$
$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \cdots \delta_m \neq 0$

سپس با توجه به آنکه در بلندمدت ارزش جاری و وقفه‌های هر یک از متغیرها با هم برابر است، رابطه بلندمدت به صورت زیر به دست می‌آید.

$$Y_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i X_i + e_t \quad (۳$$

که در آن، $e_t = \frac{U_t}{\alpha(1,p)}$، $\emptyset_0 = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)}$ و $\gamma_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)}$ است.

مرحله بعدی، محاسبه سرعت تعدیل است.

$$\Delta Y_t = \emptyset + \sum_{j=1}^{p} \emptyset_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \beta_{m,i} \Delta X_{m,t-1} + \gamma ECM_{t-1} + u_t \quad (۴$$

که در آن γ: مقدار تعدیل هر دوره تا رسیدن به تعادل بلندمدت است. چنانچه در این الگو، مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته، کوچک‌تر از یک باشد ($\sum_{i=1}^{p} \delta_i < 1$)، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش خواهد داشت. در غیر این صورت، الگو واگرا خواهد بود.

۳-۵. برآورد الگو

قبل از برآورد الگو، ذکر این نکته ضروری است که به دلیل کوچک بودن نمونه (۲۶ سال)، بهترین الگوی که با آن می‌توان رابطه بلندمدت را تخمین زد، روش خودرگرسون با وقفه‌های توزیعی است. علت این که در پژوهش حاضر از آمار سال‌های قبل از ۱۳۷۵ استفاده نشده، این است که کدگذاری HS به شکل بین‌المللی از سال ۱۳۷۵ در کشور آغاز به کار نموده است و از آنجا که شاخص تنوع افقی از تبدیل کدهای HS به ISIC به دست آمده است، نمونه‌ی مورد بررسی، داده‌های قبل از ۱۳۷۵ را شامل نمی‌شود.

۱-۳-۵. برآورد رابطه کوتاه‌مدت

در برآورد الگوی مذکور، ابتدا با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1]، آزمون ایستایی متغیرها را انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که کلیه متغیرهای پژوهش، با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول (۵). بررسی پایایی متغیرهای الگو براساس آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته

متغیر	HDE	LNNOFDI	LNER	LNR&D	LNFNG	LNNOGFI
ایستایی متغیر	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول
آماره دیکی-فولر	-۵/۷۳	-۴/۴۲	-۴/۷۳	-۶/۰۷	-۳/۴۸	-۴/۴۸
مقدار بحرانی	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۸۲	۰/۰۰۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

سپس با توجه به محدود بودن دوره زمانی مورد مطالعه (۱۳۷۵- ۱۴۰۰)، برای مشخص کردن وقفه‌های بهینه از معیار شوارتز- بیزین[2] استفاده نمودیم. روش ARDL

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Schwarz- Bayesion criterion

بعد از ازیابی ۲۴۳ معادله، الگوی با تعداد وقفه‌های زیر را بهینه تشخیص داد.

جدول (۶). تعداد وقفه‌های بهینه ARDL(1,0,1,2,0,0)

متغیر	HDE	LNNOFDI	LNER	LNR&D	LNFNG	LNNOGFI
تعداد وقفه بهینه	۱	۰	۱	۲	۰	۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به تعداد وقفه‌های بهینه، معادله پویای زیر برآورد گردید.

$$HDE_t = \mathrm{C} + \alpha_0 HDE_{t-1} + \alpha_1 \mathrm{DUM} + \alpha_2 LNNOFDI_t + \sum_{i=0}^{1} \beta_i \mathrm{LNER}_{t-i} + \sum_{j=0}^{2} \theta_j \mathrm{LNR\&D}_{t-j} + \alpha_3 LNFNG_t + \alpha_4 LNNOGFI_t + \varepsilon_t$$

نتایج تخمین رابطه پویا فوق، به شرح جدول (۷) است.

جدول (۷). نتایج تخمین رابطه پویا ARDL(1,0,1,2,0,0)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
HDE(-1)	۰/۴۲۵۵	۰/۱۶۱۷	۲/۶۳۰۸	۰/۰۱۹۸
LNNOFDI	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۷	۰/۶۱۲۳	۰/۵۵۰۱
LNER	۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۴۱	۲/۱۲۹۶	۰/۰۵۱۴
LNER(-1)	-۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۳۹	-۲/۰۵۴۲	۰/۰۵۹۱
LNR&D	۰/۰۱۷۷	۰/۰۰۶۴	۲/۷۰۸۴	۰/۰۱۷۰
LNR&D(-1)	۰/۰۰۶۳	۰/۰۰۵۳	۱/۱۸۶۲	۰/۲۵۵۲
LNR&D(-2)	-۰/۰۱۴۰	۰/۰۰۴۴	-۳/۱۶۳۱	۰/۰۰۶۹
LNFNG	-۰/۰۱۹۷	۰/۰۰۶۷	-۲/۹۲۹۷	۰/۰۱۱۰
LNNOGFI	۰/۰۱۴۸	۰/۰۰۶۸	۲/۱۷۰۷	۰/۰۴۷۶
DUM	-۰/۰۱۱۰	۰/۰۰۴۶	-۲/۳۸۳۲	۰/۰۳۱۹
	$\bar{R}^2 = 0.83$		$R^2 = 0.90$	

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از برآورد رابطه کوتاه‌مدت، آزمون‌های تشخیصی در مورد الگو انجام شد که نتایج آن در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول (۸). نتایج مربوط به آزمون های تشخیصی[1]

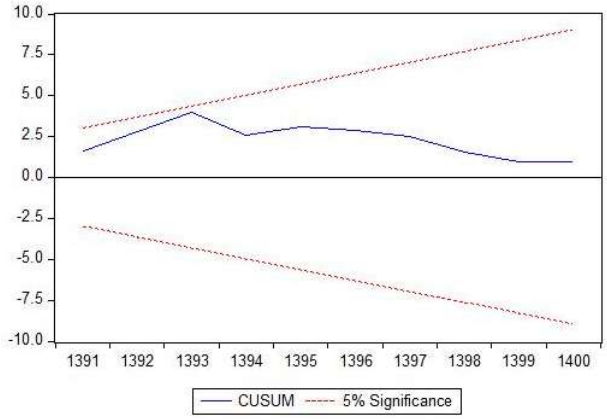
آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
آزمون LM برای تشخیص خودهمبستگی[2]	۰/۱۹۴۰	۰/۸۲۶۱	نبود خودهمبستگی
آزمون ARCH برای تشخیص واریانس ناهمسانی[3]	۰/۰۶۷۷	۰/۷۸۷۲	نبود واریانس ناهمسانی
آماره JB برای تشخیص نرمال بودن توزیع جملات اخلال[4]	۰/۵۸۳۲	۰/۷۴۷۰	عدم توزیع نرمال
آزمون رسیت رمزی[5] برای تعیین شکل صحیح الگو[6]	۰/۰۰۱۹	۰/۹۶۵۸	تصریح صحیح الگو

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج فوق، فروض کلاسیک برقرار بوده و خود همبستگی و واریانس ناهمسانی در جملات اخلال وجود ندارد و توزیع جملات اخلال به شکل نرمال است. همچنین برحسب آزمون رسیت رمزی، شکل الگو به درستی به صورت خطی تصریح شده است.

پس از انجام آزمون‌های تشخیصی، آزمون ثبات ساختاری[7] انجام می‌شود. می‌توان برای این آزمون، پسماند تجمیعی[8] (CUSUM) را محاسبه و رسم نمود. از آنجا که نمودار ارائه شده در شکل (۴)، در بین فاصله اطمینان قرار دارد، شکست ساختاری وجود ندارد.

1. Diagnostic Test
2. serial Correlation
3. Heteroskedasticity
4. Normality
5. Ramsey Reset
6. Functional Form
7. Structural Stability
8. Cumulative Sum of Recursive Residuals



نمودار (۴). نتیجه آزمون شکست ساختاری

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۲-۵. برآورد رابطه بلندمدت

در این مرحله وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرها بررسی می‌شود. از آنجا که حجم نمونه (۲۶)، کمتر از ۳۸ است، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون باند تست[1] که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده است، استفاده می‌کنیم. (به دلیل کوچک بودن نمونه امکان آزمون برنجی وجود ندارد) طبق نتایج، آماره F، برابر با ۳/۴۹ بوده و از کرانه بالا در سطح اطمینان ۹۵ درصد (۳/۳۴) بزرگ‌تر است، لذا رابطه بلندمدت در بین متغیرها وجود دارد. نتایج رابطه بلندمدت به شرح جدول (۹) است.

- لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی غیرنفتی حقیقی، در بلندمدت تأثیر معناداری بر تنوع افقی صادراتی کشور نداشته است.
- لگاریتم نرخ ارز حقیقی، تأثیر معناداری بر تنوع صادراتی بلندمدت نداشته است.
- لگاریتم هزینه‌های تحقیق و توسعه حقیقی در بلندمدت تأثیر مثبت معناداری بر تنوع صادراتی دارد. با یک درصد افزایش در هزینه‌های تحقیق و توسعه حقیقی، تنوع افقی

[1]. Bound test

صادراتی به طور متوسط ۰/۰۱۷۵ واحد، افزایش می‌یابد.

جدول (۹). نتایج به دست آمده از تخمین بلندمدت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t	سطح معناداری
LNNOFDI	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۳	۰/۶۱۳۳	۰/۵۴۵۹
LNER	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۴۰	۰/۲۹۷۰	۰/۷۷۰۸
LNR&D	۰/۰۱۷۵	۰/۰۰۸۴	۲/۰۶۹۵	۰/۰۵۷۵
LNFNG	-۰/۰۳۴۴	۰/۰۱۲۷	-۲/۶۹۳۱	۰/۰۱۷۵
LNNOGFI	۰/۰۲۵۸	۰/۰۱۰۴	۲/۴۶۴۸	۰/۰۲۷۳
DUM	-۰/۰۱۹۲	۰/۰۰۹۳	-۲/۰۶۰۵	۰/۰۵۸۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

- لگاریتم میزان تسهیلات اعطایی حقیقی به بخش غیردولتی، در بلندمدت تأثیر منفی معناداری بر متغیر وابسته دارد. بنحویکه با یک درصد افزایش در این متغیر، تنوع افقی صادراتی به طور متوسط ۰/۰۳۴۴ واحد، کاهش می‌یابد.
- لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص حقیقی، بنحو مثبت و معناداری شاخص تنوع افقی صادرات را متاثر می‌کند. با یک درصد افزایش در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص حقیقی، شاخص تنوع صادراتی به طور متوسط ۰/۰۲۵۸ واحد افزایش می‌یابد.
- متغیر مجازی تحریم، تأثیرات منفی معناداری بر تنوع صادراتی در بلندمدت داشته دارد.

۳-۲-۵. نتایج الگوی تصحیح خطا (ECM)

جدول (۱۰). نتایج به دست آمده از تخمین بلندمدت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t	سطح معناداری
D(LNER)	۰/۰۱۰۹	۰/۰۰۳۳	۳/۲۳۶۴	۰/۰۰۶۰
D(LNFNG)	-۰/۰۱۸۴	۰/۰۰۵۶	-۳/۲۸۱	۰/۰۰۵۵
D(LNNOFDI)	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۵۸۹	۰/۹۵۳۸
D(LNNOGFI)	۰/۰۱۹۵	۰/۰۰۶۵	۲/۹۷۱۹	۰/۰۱۰۱

D(LNR&D)	۰/۰۲۱۱	۰/۰۰۴۰	۵/۱۶۵۳	۰/۰۰۰۱
D(LNR&D(-1))	۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۳۲	۴/۵۲۵۱	۰/۰۰۰۵
D(DUM)	-۰/۰۱۶۳	۰/۰۰۳۷	-۴/۳۹۴۷	۰/۰۰۰۶
CoinEq(-1)	-۰/۵۶۵۹	۰/۱۰۵۱	-۵/۳۸۱۰	۰/۰۰۰۱
Cointeq= HDE- (0.0012*LNER- 0.0344*LNFNG+ 0.0008*LNNOFDI+ 0.0259*LNNOGFI+ 0.0175*LNR&D -0.0193 DUM				

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار ضریب تصحیح خطای الگو، برابر ۰/۵۶۵۹- است. بدین ترتیب در هر دوره ۵۶ درصد از عدم تعادل‌های تنوع صادرات برطرف شده و الگو به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردد. در واقع متغیرها در کوتاه‌مدت به شکل نمایی به سمت مقدار تعادلی خود در بلندمدت همگرا می‌شوند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

مقاله حاضر ابتدا به توضیح این مسئله پرداخت که متنوع‌سازی صادرات، راهکاری اساسی است که می‌تواند کشور را از تبعات اقتصاد تک‌محصولی رهایی بخشد. سپس مبانی نظری موجود در تأثیر متغیرهای مختلف بر متنوع‌سازی صادرات شناسایی شد و بر حسب آن، متغیرهای توضیحی الگو، انتخاب گردید. آنگاه پیشینه پژوهش و نقاط افتراق پژوهش حاضر با سوابق پژوهش ذکر شد. سپس با طراحی و محاسبه شاخص جدیدی از تنوع افقی صادراتی، مهم‌ترین عوامل موثر بر آن به روش خودرگرسون با وقفه‌های توزیعی مورد برآورد قرار گرفت.

شاخص تنوع صادراتی محاسبه شده نشان می‌دهد که تنوع صادراتی از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۸۴ به شکل نوسانی افزایش یافته و از سال ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ به شکل نوسانی کاهش یافته است. همچنین در مقایسه با کشورهای مقصد عمده صادراتی، در عموم سال‌ها کشور ایران بعد از پاکستان، از کم‌ترین مقدار تنوع صادراتی غیرنفتی برخوردار بوده و بر صادرات مواد اولیه در کدهای ۱۹، ۲۰ و ۲۴ ISIC تمرکز نموده است. در برآورد الگو، نتایج برآورد بلندمدت حاکی از آن است که لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم

خارجی حقیقی و لگاریتم نرخ ارز حقیقی تأثیر معناداری بر تنوع صادراتی ندارند. این در حالی است که پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که تأثیر این دو متغیر بر تنوع صادراتی در کشورهای مختلف، متفاوت بوده به عوامل نهادی و زیرساختی بستگی دارد.

تأثیر لگاریتم هزینه تحقیق و توسعه حقیقی و لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص غیرنفتی حقیقی بر تنوع صادراتی مثبت و معنادار است. نتیجه حاضر با سوابق پژوهش همخوانی داشته و نشان می‌دهد که افزایش بودجه تحقیق و توسعه دولت و اعطای وام به شرکت‌های صادرات‌محور با هدف اعتلای عملیات تحقیق و توسعه در این شرکت‌ها و سرمایه‌گذاری در بخش غیرنفتی، برای بهبود تنوع صادراتی می‌تواند راهگشا باشد.

تأثیر تحریم بر تنوع صادراتی منفی و معنادار است، لذا مقاوم‌سازی کشور در برابر تحریم‌ها و خنثی‌سازی آن، بر افزایش تنوع صادراتی موثر است.

تأثیر لگاریتم اعطای تسهیلات حقیقی به بخش غیردولتی بر تنوع صادراتی منفی و معنادار است. پژوهش‌های اندکی در خصوص تأثیر توسعه مالی بر تنوع صادراتی وجود دارد که باعث شده جنبه‌های مختلفی از آن مجهول بماند. لذا پژوهش‌های آتی در این زمینه می‌تواند جنبه‌هایی از واقعیت را روشن نماید.

با وجود این خلاء پژوهشی، مطالعاتی که در مورد تأثیر توسعه مالی بر صادرات غیرنفتی وجود دارد، می‌تواند تاحدی علت تأثیر منفی توسعه مالی بر تنوع صادراتی را مشخص کند. از جمله گرشاسبی و ادبی (۱۴۰۱) در سطح خرد، مطالعه‌ای انجام می‌دهد که نشان می‌دهد حجم پایین اعتبارات صادراتی به صنایع کوچک و متوسط صادراتی در برابر کل اعتبارات و بالا بودن نرخ سود و کارمزدها، صادرکنندگان را با چالش‌هایی مواجه نموده که باعث تضعیف توان صادراتی آنها شده است. ناکارآمدی بخش مالی، تورم‌زایی اعتبارات، رابطه ضعیف اعتبارات و بخش تولید از دیگر عواملی است که موجب بروز رابطه منفی در بین توسعه مالی و تنوع صادراتی می‌شود.

منابع:

- Afshari, Z., & Siavoshi Zangiani, M. (2019). Real Exchage Rate

Misalignment and Non Oil Export Diversification In Iran. *Iranian Economic Development Analyses*, *7*(2), 9-33, (In Persian).
- Aghion, P., Bacchetata, P., Ranciere, R. & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 494- 513.
- Agosin, M., Alvarez, R. & Bravo-Ortega, C. (2012). Determinants of export Diversification around the world: 1962-2000. *The World Economy*, 35(3), 295-315.
- Ahmad, H. (2022). The potential of Financial Services and private sector: the future of export diversification in Africa. *Economic Development in Africa*, chapter 3, 101- 133.
- Al- Marhubi, F. (2000). Export Diversification and Growth: an Empirical Investigation. *Applied Economic Letters*, 7, 559-562.
- Amiri, H. & Aminidaran. M. (2017). Factors affecting the diversification of industrial exports in Iran. *Macroeconomic Research Journal*, 23(25), 66-91, (In Persian).
- Basial, R., Parteka, A. & Pitigilo, R. (2018). Export diversification and economic development: a dynamic spatial data analysis. *Review of International Economic*, 26(3), 175-193.
- Cissokho, L. (2022). Foreign Direct Investment and Exports Diversification: Are Institutions Spoiling it all for Sub-Saharan Africa? Faculté des sciences économiques et de gestion -Université Cheikh Anta Diop de Dakar, 1-24.
- Clarke, R. (1993). *Industrial Economics.* Cambridge Massachusetts, Blackwell.
- Davies, S.W. (1979). Choosing Between Concentration Indices: The Iso-Concentration Curve. *Econmica*, 46, 67-75.
- Dioquino, Jr., Manuel, C.F. & Abouellial, E. (2015). The determinants of export diversification at all margins case study: south Korea. *International Journal of Engineering Research*, 6(2), 526-532.
- Goya, D. (2019). The exchange rate and export variaty: a corss country analysis with long panel estimation. School of business and economics, pontificia universided catolia de valparasio.
- Giri, R., Quauum, S. & Yin, R.J. (2019). Understanding export diversification: key driver and policy implications. IMF Working Paper, WP/19/105 (Washington DC: international Monetary Fund).
- Gozgor, G. & Can, M. (2016). Effect of the product diversification of export on income at different stages of economic development. *Eurasian Business Review*, 6(2), 215-235.
- Fang, Y., GU, G. & Li, H. (2015). The Impact of Financial Development of the Upgrading of China s Export Technical Sophistication. *International economic and Economic Policy*, 12(2), 257-280.
- Harighi, M.F. (2021). Effect of Institutional Reforms on Export Diversity

in Developing Countries. *Econometric Modelling*, 6(5), 121-91, (In Persian).
- Hausmann, R., Hwang, J. & Rodrik, D. (2007). *What you export matters*, Journal of economic Growth, 12(1), 1- 25.
- Herfindal, O.C. (1950). *Concentration in the Steel Industry*. Columbia University.
- Hirschman, A. (1964). The Paternity of an Index. *American Economic Review*, 54(4-6), 761-762.
-Hall, M. & Tideman, N. (1967). Measures of Concentration. *Journal of the Royal Statistical Society*, 62(317), 162- 168
- Hannan, L. & Kay, G. (1977). *Concentration in Modern Industry*. London: MacMillan Press.
- Harvarth, J. (1970). Suggestion for a Comprehensive Measure of Concentration. *Southern Economic Journal*, 36, 446- 452.
- Harighi, M. F., Daei Karimzadeh, S., & Sharifi Renani, H. (2023). Impact of Financial Development on Export Diversification in Developing Selected Countries. *Journal of Development and Capital*, *8*(1), 45-62 (In Persian).
- Hause, J.C. (1977). The Measurement of Concentrated Industrial Structure and the Size Distribution of Firms. *Annual of Economic and Social Measurement*, 6, 37- 107.
- Hidalgo, C. A., Klinger, B.A., Barab L. & Hausmann, R. (2007). The product space condition the development of nations. *Science*, 317(5837), 482-87.
- Gamariel, G., Bomani, M., Musikavanhu, L. & Juana, J. (2022). Investment and Foreign direct export diversification in developing countries, Risk Governance and Control. *Financial Markets & Institutions*, 12(1), 74-89.
- Grossmand, G. Helpman, E. (1991). Quality Ladders in the Theory of Growth. *The Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61.
- Kwoka, J.E. (1977). Large- Firm Dominance and Price Cost Margine in Manufacturing Industries. *Southern Economic Journal*, 44(1), 183- 189.
- MacLauglin, G. (1930). Industrial Diversification in American Cities. *Quarterly Journal of Economics*, 45(1), 131-149.
- Manova, K. (2013). Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade. *Review of Economic Studies*, 80(2), pp 711- 744.
- Matesh Yarahamdi, M., Rifat, M. & Tayibi, S.K. (2021). Analysis of factors affecting the diversification of Iran's exports: with an emphasis on the costs of entering domestic and foreign markets. *Iran Economic Research*, 26(89), 154-131 (In Persian).
- Mazengia, T., BezabihM, M. & Chekol, F. (2023). Financial development and export diversification in Ethiopia: ARDL approach. *Cogent Economics & Finance*, 11, 1-16.
- Mohammadi, M. & Fakari Sardhari, B. (2014). The effect of institutional infrastructure and macroeconomic variables on Iran's export diversification

(using ridge regression). *Strategic and Macro Policy*, 3(11), 75-94 (In Persian).
- Nieminen, M. (2020). Multidimensional financial development, exporter behavior and export diversification. *Economic Modelling*, 93, 1-12.
- Nofersti, M. (2013). *Unit Root and Co-integration in econometrics.* Moasseh Kadamat Farhangi Resa (In Persian).
- Romer, P. (1990). *Endogenous Technological Change*. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102.
- Rud, R., Roekel, R.V., Vancauteren, M. & Polder, M. (2022). The relationship between R&D investments and exports in goods and services in Dutch enterprises, Discussion Paper.
- Rosenbluth, G. (1961). Address to Round-Table-Gesprach under Messung der Industrielen Konzentration. Die Konzentration in der Wirstschafi, Edited by F. Neumark, Schriften des Vereins fur Sosial Politic, 22, 391-394
- Sekat, K. & Variodakis, A. (2000). Exchange Rate Management and Manuractored Export in Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Economics*, 61(1), 237- 253.
- Shujin, Z., Xiaolan, F., Mingyong, L. & Ji, X. (2010). *Wath Drives the Export Sophistiation of Countries?* UK: University of Oxford.
- Sterlacchini, A. (2008). R&D, Higher Education and Regional Growth: Uneven Linkages Among European Regiongs. *Research Policy*, 37, 1069-1107.
- Theil, H. (1972). *Statistical Decomposition Analysis*. North Holland.
-Vergara, S. (2019). The Role of Productive and Technological Capabilities on Export Dynamics in Developing Countries. DESA Working Paper.
- Weldemicael, M. (2011). *Determinant of export sophistication*. University of Melbourn.
- Xu, B. & Lu, J.Y. (2008). *Foreign Direct investment, Processing trade, and China s export Sophistication*. Working paper, China Europe international Business School.

Identifying the Factors Affecting the Horizontal Diversification of Export by Introduction a New Index of Export Diversification

Zahra Faghiri*
Parviz Davoodi (PhD)**

Received: 20/02/2023 Accepted: 11/03/2023

Abstract:
The horizontal diversification of exports has a unique role in the stability of foreign exchange earnings, long-term sustainable growth and improvement of the exchange relationship. Therefore, this study examines the factors affecting the horizontal diversification of non-oil exports in the short and long term, using autoregression distributed lag method during 1995-2021. First, a new index of export diversity is designed, which is more comprehensive than the existing indices. Then, this innovative index, for Iran and the major export destination countries, calculated and determined the position of Iran's export diversity among these countries. Also, with a new approach in estimating non-oil export diversity, variables such as non-oil foreign direct investment and non-oil domestic investment are used, so the effective factors of export diversity can be better identified. The results indicate that the variables of non-oil foreign direct investment and exchange rate do not have effects on the export diversity index in the long term. Research and development costs and non-oil gross fixed investment have a positive effect on export diversity in the long term. The variable of granting loans to the non-governmental sector has had negative effects on the dependent variable in the long term. The embargo has also had a negative impact on export diversity in the long term. According to the results, increasing the government's research and development budget and granting loans to export-oriented companies with the aim of enhancing research and development operations in these companies and investing in the non-oil sector can be a way to improve export diversification.

Keywords: *Horizontal Diversification of Exports, Research and Development Costs, Foreign Direct Investment, Auto-regressive Distributed Lag.*
JEL Classification: *F14, F21, F29, F49.*

* PhD Candidate in Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email: Z.Faghiri721@gmail.com
** Professor of Economic, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, (Corresponding Author),
Email: P_Davoodi@sbu.ac.ir