



اثر جریان ورودی سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیر نفتی مناطق آزاد تجاری ایران

ولی بهاروند^۱، دانشجوی کارشناسی ارشد، دکتر سیاوش بهرامی^۲، استادیار دانشگاه، علی اخوان فنادی^۳، استادیار دانشگاه

۱- دانشکده مدیریت- دانشگاه آزاد واحد الکترونیک- تهران- ایران

Vali.baharvand@gmail.com

۲- دانشکده مدیریت- دانشگاه آزاد واحد الکترونیک- تهران- ایران

teach.bahrami@gmail.com

۳- دانشکده مدیریت- دانشگاه آزاد واحد الکترونیک- تهران- ایران

akhavan.rmm@gmail.com

کارخانجات از تولید ناخالص داخلی و نرخ حقیقی ارز منجر به افزایش صادرات غیر نفتی می‌شود. نتایج برآورد مدل پویا نیز وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و صادرات غیرنفتی را تأیید می‌کند. مدل تصحیح خطا نیز حاکی از آن است که تقریباً زمانی حدود دو و نیم دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

چکیده: در این پژوهش، نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیر نفتی با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی، ARDL و داده‌های سالیانه برای دوره زمانی ۸۷-۱۳۵۲ در اقتصاد ایران مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که خالص ورودی سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیر نفتی در بلند مدت و کوتاه مدت تأثیر مثبت دارد. علاوه بر این افزایش صادرات سال قبل، سرمایه گذاری داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمدهای نفتی، سهم تولید

کلید واژگان: سرمایه گذاری مستقیم خارجی، صادرات غیر نفتی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی، مدل تصحیح خطا، اقتصاد ایران.



۱. مقدمه

W_t : بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، روند زمانی و متغیرهای فصلی است.

معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد و تمام مدل‌ها در دوره $t = (d+1, \dots, n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC)، یا ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2) وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارتز-بیزین به منظور تعیین بهینه وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود و درجه آزادی زیادی از دست نمی‌رود.

قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود هم جمع بلندمدت بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون همگرایی از روش بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) استفاده شده است. به این منظور با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) الگوی پویای صادرات برآورد می‌شود. نرم افزار Microfit مدل ARDL را مطابق معیار شوارتز-بیزین برای وقفه ۲ به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند. که این مدل در جدول ۵ ارائه شده است. پس از برآورد معادله پویا، فرضیه وجود و یا عدم وجود هم جمع بین متغیرهای موجود در الگو آزمون می‌شود. چنانچه مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد. بنابراین برای آزمون وجود هم‌جمع در الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی ARDL، لازم است آزمون فرضیه‌های زیرانجام شود

برآورد مدل به روش (ARDL)
به منظور بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی و دیگر متغیرهای مطرح شده در الگو، از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. الگو از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیه متغیرها از درجه جمعی یکسان برخوردار باشند. همچنین، علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی تعادلی کوتاه مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد. Shin و Pesaran (۱۹۹۷) ثابت می‌کنند که اگر بردار هم جمع حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده به دست آید، علاوه بر این که از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از ارب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است. فرم کلی الگوی (ARDL) را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\phi(L,S)Y_t = \sum_{i=1}^k \theta_i(L,n_t)X_{it} + \delta'W_t + u_t$$

$$\phi(L,S) = 1 - \alpha_1L - \alpha_2L^2 - \dots - \alpha_pL^p$$

$$\theta(L,n_t) = \theta_{10} + \theta_{11}L + \theta_{12}L^2 + \dots + \theta_{1n}L^n$$

که در این روابط:

L : عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول

Y_t : متغیر وابسته موجود در مدل

X_{it} : بردار متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل

K : تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل

nt : تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای

توضیحی

S : تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل



$$t = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{S_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{0.55265 - 1}{0.082814} = -6.6734$$

کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای مدل با عرض از مبدا و عرض از مبدا و روند به ترتیب برابر با ۴/۰۵- و ۴/۴۳- می‌باشد. لذا فرض صفر رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود.

$$H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0, H_1: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

با توجه به اینکه معیار شوارتز-بیزین (SBC) تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته را تنها یک وقفه انتخاب کرده است (P=2)، مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

متغیر	ضرایب برآورده شده	انحراف معیار	آماره t
Xt-1	۰/۵۵۲۶۵	۰/۰۸۲۸۱	۶/۶۷۳۴ (۰/۰۰۰)
FDIt	۴/۷۸۱۸	۰/۴۸۵۳۲	۹/۸۵۳۰ (۰/۰۰۰)
It	۰/۰۲۸۴۵۲	۰/۰۳۲۸۹۰	۰/۸۶۵۰ (۰/۳۹۶)
GDPt	۴/۵۰۵۵	۲/۲۹۲۳۱	۱/۹۶۵۵ (۰/۰۴۶)
MSt	۳/۵۲۹۶	۱/۵۰۶۸	۲/۳۴۲۵ (۰/۰۲۹)
Rt	۱/۶۷۸۲	۰/۲۱۳۵۷۶	۷/۸۵۷۶ (۰/۰۰۰)
DM	-۴/۷۸۶۳	۱/۹۶۲۵	-۲/۴۳۸۹ (۰/۰۲۳)

$1/9862 DW = 0.99726 \bar{R}^2 = 0.99823R2 =$

جدول 1- نتایج تخمین بلندمدت تابع صادرات به روش ARDL

پس از انجام آزمون و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان این رابطه را برآورد کرد. نتایج برآورد رابطه بلندمدت برای صادرات در جدول 2 آورده شده است.

متغیر	FDIt	It	GDPt	MSt	Rt	DM
ضرایب برآورده شده	۲/۹۳۹۰	۰/۲۳۴۹۹	۰/۱۹۱۶۷	۳/۴۵۲۷	۲/۱۰۱۹	-۱/۰۶۹۹
انحراف معیار	۱/۱۹۴۶	۰/۱۱۳۹۸	۰/۰۹۴۳۲۴	۱/۶۵۱۶	۲/۰۵۷۴	۰/۴۷۵۱۴
آماره t	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۵۴)	(۰/۰۴۸)	(۰/۳۱۸)	(۰/۰۳۵)
	۲/۴۶۰۲	۲/۰۶۱۶۷	۲/۰۳۲۰	۲/۰۹۰۵	۱/۰۲۱۶	-۲/۲۵۱۹

دهنده اهمیت جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در افزایش صادرات غیر نفتی است. بنابراین فرضیه ما دال بر وجود رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات در ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد. ضریب سرمایه‌گذاری داخلی (It) مثبت و برابر ۰/۲۳۴۹۹ می‌باشد و دال بر وجود رابطه مثبت بین صادرات غیر نفتی و سرمایه‌گذاری داخلی است. این رابطه مثبت حاکی از آن است که افزایش سرمایه‌گذاری داخلی، موجب افزایش سطح

بنابراین بطور کلی با توجه به نتایج بدست آمده از جدول فوق می‌توان بیان داشت از آنجا که مقدار برآوردی برای ضریب جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDIt) برابر ۲/۹۳۹۰ می‌باشد که مقداری مثبت است و دال بر وجود رابطه مثبت بین صادرات غیر نفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است و بیانگر این مطلب است که افزایش یک واحد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در یک دوره موجب افزایش واحدی صادرات غیر نفتی می‌گردد، که این خود نشان



تولیدات داخلی و قدرت رقابت تولیدکنندگان در سطح بین
المللی می‌گردد و افزایش صادرات غیر نفتی را بدنبال خواهد
داشت.



ضریب تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمدهای نفتی (GDPT) مثبت و برابر ۰/۱۹۱۶۷ می‌باشد، که حاکی از وجود رابطه مثبت بین صادرات غیر نفتی و رشد تولید ناخالص داخلی است و بیانگر این موضوع است که افزایش یک واحد در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در یک دوره موجب افزایش ۰/۱۹۱۶۷ واحدی صادرات غیر نفتی می‌گردد، که این خود نشان دهنده اهمیت رشد تولید ناخالص داخلی در افزایش صادرات غیر نفتی است.

ضریب نرخ ارز (Rt) مثبت و برابر ۲/۱۰۱۹ می‌باشد، که حاکی از وجود رابطه مثبت بین صادرات غیر نفتی و نرخ ارز است و بیانگر این موضوع است که افزایش در نرخ ارز به معنای کاهش ارزش پول داخلی و ارزان تر شدن کالای داخلی نسبت به کالای خارجی است و منجر به افزایش صادرات غیر نفتی می‌گردد، و ضریب آن بیان می‌کند که افزایش یک واحدی در نرخ ارز موجب افزایش ۲/۱۰۱۹ واحدی صادرات غیر نفتی می‌گردد.

مقدار برآوردی برای ضریب سهم تولید کارخانجات از تولید ناخالص داخلی (MSt) برابر ۳/۴۵۲۷ می‌باشد که مقداری مثبت است و موید این امر است که افزایش سهم تولید کارخانجات از تولید ناخالص داخلی موجب افزایش صادرات غیر نفتی در ایران می‌گردد، و ضریب آن بیان می‌کند که افزایش یک واحدی در سهم تولید کارخانجات از تولید ناخالص داخلی موجب افزایش ۳/۴۵۲۷ واحدی صادرات غیر نفتی می‌گردد.

ضریب متغیر مجازی جنگ (DM) برابر با ۱/۰۶۹۹- می‌باشد، که مطابق انتظار نشان دهنده اثر منفی جنگ بر صادرات غیر نفتی می‌باشد.

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط کوتاه مدت میان صادرات و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد می‌پردازیم که ضرایب مربوط به آن در جدول ۷ ارائه شده‌اند. جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون همگرایی الگوی پویای تابع صادرات به روش ARDL

جدول 3 - ضرایب مربوط به الگوی کوتاه مدت تابع صادرات

متغیر	ضرایب برآورده شده	انحراف معیار	آماره t
dFDIt	۴/۷۸۱۸	۰/۴۸۵۳	۹/۸۵۳۰ (۰/۱۰۰۰)
dIt	۰/۰۲۸۴۵	۰/۰۳۲۹	۰/۸۶۵۰ (۰/۳۹۶)
dGDPT	۴/۵۰۵۵	۲/۲۹۲۳	۱/۹۶۵۵ (۰/۰۴۶)
dMSt	۳/۵۲۹۶	۱/۵۰۶۸	۲/۳۴۲۵ (۰/۰۲۹)
dRt	۱/۶۷۸۲	۰/۲۱۳۵	۷/۸۵۷۶ (۰/۱۰۰۰)
dDM	-۴/۷۸۶۳	۱/۹۶۲۵	-۲/۴۳۸۹ (۰/۰۲۳)
ECM(-1)	-۰/۴۴۷۳	۰/۰۸۲۸	-۵/۴۰۱۹ (۰/۱۰۰۰)
$1/9862 D. W. = 0/9520 \bar{R}^2 = 0/9690 R2 =$			

با توجه به مقدار آماره R2 (برابر ۰/۹۶۹۰) متغیرهای توضیحی مدل حدود ۹۶/۹ درصد از تغییرات متغیر صادرات غیرنفتی را در کوتاه مدت تبیین نموده است. آماره دوربین واتسون (D. W) مزبور نشان از عدم وجود خودهمبستگی میان جملات اختلال در سطح اطمینان ۵ درصد در رابطه مذکور دارد.

همانگونه که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد همانند ضرایب الگوی بلندمدت، ضرایب کوتاه مدت نیز از علائم مورد انتظار برخوردار می‌باشند. همچنین همه ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنی دار هستند.



نشان از سرعت نسبتاً زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره معادل ۴۴/۷۳ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل صادرات غیرنفتی در دوره جاری تعدیل می‌گردد که تقریباً زمانی در حدود ۲.۵ دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

مراجع:

- Abu Shihab, Ruba, Thikraiat Soufan, Shatha Abdul-Khaliq (2014). The Causal Relationship between Exports and Economic Growth in Jordan. *International Journal of Business and Social Science* 5(3).
- Agosin, Manuel R, & Machado, Roberto. (2005). Foreign investment in developing countries: does it crowd in domestic investment? *Oxford Development Studies*, 33(2), 149-162.
- Bahmani Mojtaba, Alireza Shakibae, Masoume Hasankhani (2016). Investigation of effect of technology overflow due to foreign direct investment on labor productivity in Iran factory industry. *Iran Industrial Economic Research*. 1(2), 92-115.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W., Hendry, D., (1993). *Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, *Advanced Texts in Econometrics*. Oxford, UK: Oxford University Press.

اما آنچه که در رابطه تصحیح خطا مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب $ECM(-1)$ است. این ضریب در مدل مذکور معادل -0.4473 برآورد شده که از نظر آماری کاملاً معنی دار می‌باشد و نشان دهنده سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتاً زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره معادل ۴۴ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل صادرات غیر نفتی در دوره جاری تعدیل می‌گردد. علاوه بر این، نتیجه مذکور بدین معنی می‌باشد که تقریباً زمانی در حدود ۲.۵ دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

نتیجه گیری ها

در این پژوهش به بررسی تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالیانه در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۲ در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج برآورد الگوی پویای بلندمدت وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل (اعم از: جریانات سرمایه گذاری مستقیم خارجی در سال t ، FDI_t)، سرمایه گذاری داخلی در سال t (It)، تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمدهای نفتی در سال t (GDP_t)، سهم تولید کارخانجات از GDP در سال t (MSt) و نرخ حقیقی ارز در سال t (Rt) را نشان می‌دهد. بر اساس رابطه بلندمدت، سرمایه گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معنی داری بر صادرات غیرنفتی دارد. مقدار برآوردی برای ضریب جریانات سرمایه گذاری مستقیم خارجی برابر با $2/9390$ می‌باشد، که مقداری مثبت است، بنابراین فرضیه ما دال بر وجود رابطه مثبت بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی و صادرات در ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین نتایج گویای آن هستند که، افزایش سهم تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمدهای نفتی، نرخ حقیقی ارز، سهم تولید کارخانجات از تولید ناخالص داخلی و سرمایه گذاری داخلی، افزایش صادرات غیرنفتی در ایران را بدنبال دارد. نتایج در کوتاه مدت نیز از یک رابطه مثبت و معنی دار بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی و صادرات غیرنفتی خبر می‌دهد. ضریب جمله تصحیح خطا $ECM(-1)$ در تابع کوتاه مدت



- Economic and Financial Review, 3(11), 1479.
- Pesaran, M Hashem, & Shin, Yongcheol. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- Ross, Michael. (2012). *The oil curse: how petroleum wealth shapes the development of nations*: Princeton University Press.
- Shahabadi, Abolfazl & Mahmoudi, Abdollah. (2006). Determinants of foreign direct investment in Iran. *Economic Essays*, 3(5), 89-128.
- Zhang, Kevin H. & Shunfeng Song (2000), Promoting Exports: The Role of Inward FDI in China," *China Economic Review*, 11(4): 385-396.
- Bengoa, Marta, & Sanchez-Robles, Blanca. (2003). Foreign direct investment, economic freedom and growth: new evidence from Latin America. *European journal of political economy*, 19(3), 529-545.
- Chung, Lawrence Chow Wei & Julian Emami Namini (2014). The impact of horizontal and vertical FDI on host country's economic growth. Master thesis, Erasmus University Rotterdam.
- Etemadi, Hossein, Rostamy, Ali Asghar Anvary, & Dehkordi, Hassan Farajzadeh. (2009). A genetic programming model for bankruptcy prediction: Empirical evidence from Iran. *Expert Systems with Applications*, 36(2), 3199-3207.
- Greenway, David, & Kneller, Richard. (2008). Exchange Rates Exports and FDI. The Center for Knowledge Financial Support From The Leverhulme Trust Under Programme Grant F 114 / BF. (University of Nottingham research). Paper, 9.
- Mahdavi Adeli, Mohammad Hussain and others (2009), the role of foreign direct investment in non-oil export in Iran and *Development Journal*, Vol. XVI, No. 27
- Olayiwola, Kolawole, & Okodua, Henry. (2013). Foreign direct investment, non-oil exports, and economic growth in Nigeria: a causality analysis. *Asian*