*Journal of Iranian Economic Issues*, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 10, No. 2, Autumn and Winter 2023-2024, 263-286
https://www.doi.org/10.30465/ce.2024.41456.1789

# The effect of Dutch disease on Iran industrialization An approach of the Rybczynski's theorem(1978-2018)

**Abdullah Shayan***

**Milad Gholami****

## Abstract

The income from the sale of natural resources, especially oil, has a significant contribution to the GDP in Iran. facing oil income fluctuations will have effects on various economic sectors. Therefore, understanding the economic impact of these fluctuations in oil income on the growth of economic sectors including industry in Iran is of particular importance for economic policy making. Accordingly, the effect of volatility in oil income on the growth of the industrial sector during the time period of 1976-2018 has been investigated using SVAR model. The results showed that the creation of a positive momentum equal to one standard deviation in the ratio of oil income to GDP in the short term has a negative impact on industrial production and the growth of the industrial sector. However, in the long term gradually causes a decrease in the growth of the industrial sector and industrial exports. Also, the results of the analysis of variance show an effective relationship between the ratio of oil income to GDP and the growth of the industrial sector in Iran.

**Keywords:** Dutch disease, industrial sector growth, Rybczynzki's theorem, structural vector Autoregression (SVAR).

**JEL classification:** $L_{78}$, $N_{75}$, $Q_{43}$

* Assistant Professor of Economics, Faculty of Humanities, Ilam University (Corresponding Author), a.shayan@ilam.ac.ir

** Master in Economics, Ilam Univercity, glmi.milad@gmail.com

Date received: 28/05/2022, Date of acceptance: 07/10/2022

*بررسی مسائل اقتصاد ایران*، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ پژوهشی)، سال ۱۰، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۲

# تاثیر بیماری هلندی بر صنعتی‌شدن ایران رویکردی از قضیهٔ ریبجنسکی (۱۳۹۷-۱۳۵۷)

**عبداله شایان***

**میلاد غلامی****

## چکیده

درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی بخصوص نفت سهم قابل ملاحظه ای در تولید ناخالص داخلی ایران دارد. از طرفی نوسانات در درآمد نفت تأثیراتی را بر بخش های مختلف اقتصاد داشته است. از این رو شناخت نحوه اثر این نوسانات در درآمد نفت بر رشد بخش های اقتصادی از جمله صنعت در ایران به عنوان یک کشور مهم صادرکننده نفت برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی از اهمیت ویژه ای برخوردار است. بر همین اساس در این مطالعه با استفاده از الگوی (SVAR) به بررسی اثر بی ثباتی در درآمد نفت بر رشد بخش صنعت در طی دوره ی زمانی ۱۳۹۷-۱۳۵۷ پرداخته شده است. نتایج نشان داد که ایجاد یک تکانه مثبت به اندازه یک انحراف معیار در متغیر نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت بر تولیدات صنعتی و رشد بخش صنعت تاثیر منفی می‌گذارد و در بلند مدت نهایتا موجب کاهش رشد بخش صنعت و صادرات صنعتی می شود. هم‌چنین نتایج تجزیه و تحلیل واریانس نشان‌دهنده ارتباط موثر بین رشد بخش صنعت و متغیر نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی است.

**کلیدواژه‌ها:** بیماری‌هلندی، رشد بخش صنعت، قضیه ریبجنسکی، الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری (SVAR).

* استادیار اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه ایلام (نویسندهٔ مسئول)، a.shayan@ilam.ac.ir

** کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه ایلام، ایران، glmi.milad@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۰۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۱۵

طبقه‌بندی JEL: $L_{78}, N_{75}, Q_{43}$

## ۱. مقدمه

نوسانات در درآمد نفت به عنوان یکی از عوامل مهم در عدم وجود ثبات پایدار در اقتصاد عمده کشورهای تولید کننده و صادرکننده نفت مطرح می باشد، این مسئله در مورد ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای مهم صادرکننده نفت مصداق دارد. از آن جایی که قسمت اعظم صادرات ایران را محصولات اولیه نظیر نفت خام و مواد اولیه تشکیل می دهد و از طرف دیگر، کوچک و وابسته بودن اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی اینگونه مواد، سبب می شود، در صورت رو به رو شدن با تکانه های افزایشی غیرقابل انتظار و زودگذر درآمدهای صادراتی چنین محصولاتی از جمله نفت، تمامی بخش‌های اقتصادی از جمله بخش صنعت تحت تأثیر قرار گیرد و رقابت‌پذیری بخش قابل تجارت (صنعت) از طریق افزایش نرخ ارز کاهش یابد که این امرکاهش رشد بخش های قابل تجارت از جمله بخش صنعت را به دنبال خواهد داشت (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۷). از آنجائیکه منبع اصلی کمک‌های مالی و یارانه‌ها، درآمدنفت است؛ پس درآمد حاصل از صدور نفت‌خام به طور غیرمستقیم بر فعالیت‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است (محنت فر،۱۳۹۵؛۲۲۶).

درآمد حاصل از صدور نفت‌خام بخش قابل‌توجهی از بودجه عمومی دولت را تشکیل می‌دهد و به طور غیرمستقیم بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر چشم‌گیری دارد و به نظر برخی از کارشناسان اقتصادی کلیدی‌ترین متغیر در عملکرد اقتصادی به شمار می‌آید. در مقابل، برخی دیگر از کارشناسان ضمن اذعان به اهمیت درآمدنفت وجود دیگر متغیرهای سیاست‌گذاری را در فرو غلتیدن اقتصاد به دوره‌های رکود و رونق مؤثر می‌دانند و بر لزوم توجه به سیاست‌گذاری اقتصادی تأکید می‌نمایند. موضوع رابطه شوک‌های نفتی و تغییرات متغیرهای اقتصادی مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است (ابریشمی، مصطفایی،۱۳۸۰؛۳۵–۴۵).

«بیماری هلندی» یک مفهوم اقتصادی است که ارتباط بارز بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی و رکود در بخش صنعت را نشان می‌دهد. بیماری هلندی روشن می‌کند که افزایش درآمدهای ناشی از منابع طبیعی نظیر فرآورده‌های نفتی می‌تواند اقتصاد ملی را از وضعیت صنعتی خارج کند. این پدیده به سبب افت نرخ ارز و یا عدم افزایش آن در مقایسه با نرخ تورم صورت می‌گیرد که در نهایت، مقوله صنعت را از نظر رقابت کردن تضعیف می‌کند. هدف این مقاله بررسی اثر بیماری هلندی بر صنعتی شدن ایران براساس رویکردی از قضیه ریبجنسکی

در طی دوره (۱۳۹۷-۱۳۵۷) است. بنابراین، سوال اساسی این است که بیماری هلندی چه تاثیری بر صنعتی شدن ایران براساس رویکرد یاد شده طی دوره مورد بررسی دارد؟

برای پاسخ به سوال اصلی، مقاله در پنج بخش سازماندهی می‌شود: پس از مقدمه و در بخش دوم به مبانی نظری بیماری هلندی و قضیه ریبجنسکی پرداخته می‌شود، در ادامه ادبیات تجربی مرتبط با موضوع مورد بررسی ارایه می‌شود، در بخش سوم، روش تحقیق و مدل ارایه میشود و در بخش چهارم، یافته‌ها برآورد می‌گردد و بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

## ۲. مروری بر ادبیات پژوهش

### ۱.۲ صنعتی شدن

«صنعتی شدن» کوتاه‌ترین راه برای خاتمه دادن به عقب ماندگی‌های فنی و اقتصادی در کم‌ترین زمان ممکن است که کارکرد آن بالا بردن بهره‌وری تولید و بازده کار است. در روند توسعه به تدریج از سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی کاسته شده و بر سهم صنعت افزوده خواهد شد. در واقع، انتقال مرکز ثقل اقتصادی از طریق اعمال سیاست‌های صنعتی‌شدن امکان‌پذیر است. از نظر هیرشمن (Hirschman) (۱۹۵۸) توسعه بخش صنعت به سود دیگر بخش‌های اقتصادی خواهد بود. علت این امر ارتباط تنگاتنگ میان بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات است. بنابراین، رعایت توالی بین این سه بخش ضروری است. رشد بخش صنعت، و به دنبال‌کشیدن سایر بخش‌های اقتصادی، اشتغال، تولید و درآمد را در کل اقتصاد افزایش خواهد داد. به علاوه صنعتی شدن دارای نرخ بازده و صرفه‌جویی‌های بالایی است که این امر در نتیجه آموزش بهتر نیروی کار، استفاده از تسهیلات زیربنایی، روابط بیشتر و محکم‌تر بین صنایع، اثر تقلید در تولید، مصرف و غیره می‌باشد. در فرآیند صنعتی‌شدن، ترکیب و نقش صنایع، دستخوش تغییرات مهمی می‌شود. به عبارت دیگر، با رشد درآمد سرانه به دلیل تغییر در رفتار مصرفی جامعه و بروز انتظارات جدید و تغییر در ساختار نیازها و تقاضای افراد، ساختار صنعتی‌شدن نیز علاوه بر گسترش، دچار دگرگونی می‌شود (امامی و ادیب‌پور، ۱۳۸۹:۴-۵). ایران کشوری درحال توسعه و یکی از بزرگترین صادرکنندگان نفت است و ترکیب بخش‌صنعت ایران نیز تحت تأثیر درآمدنفت شکل گرفته است. از عمده‌ترین تنگناهای بخش‌صنعت ایران، ناسالم

بودن ساختار صنایع، سرمایه‌گذاری در رشته های مختلف، تحت تأثیر افزایش درآمد نفت و بدون در نظر گرفتن مزیت‌ها و ارتباط مورد نیاز صنایع گوناگون بوده است. با توجه به روند نوسانات در قیمت نفت‌خام جهانی و افزایش و کاهش یافتن درآمدهای ایران، بررسی اثر درآمدنفت بر ساختار صنعتی ایران که کشوری درحال توسعه با منابع نفتی فراوان هست، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. رشد صنعتی یکی از مهم‌ترین عناصر و عوامل رشد و توسعه‌اقتصادی و کاهش فقر است. رشدصنعتی علاوه بر فراهم‌آوردن امکان بهره‌مندی مؤثر و جذب عرضه نیروی‌انسانی در جامعه، وسیله مؤثری در جهت تأمین زیربنای توسعه، برقراری تعادل و ایجاد مازاد در ترازپرداخت‌های خارجی، استفاده بیشتر و کامل‌تر از امکانات بالفعل و بالقوه اقتصادی، موردتوجه خاص در همه کشورهای جهان است (حسینی نسب و همکاران، ۱۳۹۵، ۱۷۳–۱۷۶).

## ۲.۲ بیماری هلندی

مهم‌ترین مشکلی که برای کشورهای غنی از منابع طبیعی به وجود می‌آید بیماری‌هلندی است. بیماری‌هلندی یک مفهوم اقتصادی است که تلاش می‌کند رابطه‌ی بین بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی و رکود در بخش صنعت را توضیح دهد. این مفهوم بیان می‌دارد که افزایش درآمد ناشی از منابع طبیعی می‌تواند اقتصادملی را از حالت صنعتی بیرون بیاورد. ازدیاد تقاضای منابع باعث حرکت منابع کارای اقتصادی از بخش کالاهای قابل‌تجارت به بخش کالاهای غیرقابل‌تجارت می‌شود. این انقباض در بخش‌های تجاری با عنوان بیماری هلندی شناخته می‌شود. در واقع، در الگوی بیماری هلندی، رونق منابع دو اثر مضر دارد؛ نخست اینکه با افزایش شدید درآمد صادراتی، نرخ ارز کشور تقویت می‌شود و دوم آنکه، بخش منابع رونق یافته، سرمایه و نیروی کار را از بخش‌های صنعت و کشاورزی به سمت خود می‌کشاند. این دو اثر موجب می‌شود از درجه رقابت‌پذیری کالاهای صنعتی و کشاورزی صادراتی به بازارهای جهانی کاسته شود و هزینه کالاها و خدماتی که قابل واردکردن نیستند، افزایش شدیدی یابد (خیرخواهان و برادران شرکا، ۱۳۸۲: ۱۰۶).

در مدل کلاسیک بیماری هلندی، یک اقتصاد باز کوچک سه‌بخشی در نظر گرفته می‌شود که این سه بخش عبارت اند از: ۱) بخش رونق یافته؛ ۲) بخش تولیدکننده کالاهای مبادله‌پذیر در سطح بین‌المللی و ۳) بخش تولیدکننده کالاهای مبادله‌ناپذیر که قیمت آن به وسیله عرضه و تقاضای داخلی مشخص می‌شود. در نتیجه، جهش درآمد در بخش رونق یافته، دو اثر جابه‌جایی

منابع (Resource Movement Effect) و اثرمخارج (Expenditure Effect) اتفاق می‌افتد و منجر به بروز بیماری هلندی می‌شود.

براساس اثر حرکت یا جابه جایی منابع، افزایش درآمد در بخش رونق یافته، موجب افزایش سودآوری این بخش و جذب نیروی کار از سایر بخش‌های اقتصادی می‌شود که همین امر نیز سبب تضعیف مستقیم بخش صنعت می‌شود. از سوی دیگر، به دلیل افزایش تقاضا برای کالاهای مبادله ناپذیر و نیز انتقال نیروی‌کار به بخش رونق‌یافته، قیمت کالاهای این بخش افزایش می‌یابد و در پی سودآور شدن بخش غیرمبادله‌ای، نیروی کار به این بخش سرازیر می‌شود و به طور غیرمستقیم بخش صنعت را تضعیف می‌کند. اثر مخارج که به بررسی آثار رونق از راه افزایش تقاضای کل می‌پردازد، بیان می‌کند که پس از رونق، تقاضای‌کل که شامل تقاضا برای کالاهای مبادله‌پذیر و مبادله‌ناپذیر است، افزایش می‌یابد. مازاد تقاضای کالاهای مبادله‌پذیر از طریق واردات جبران می‌شود؛ درحالی‌که مازاد تقاضا در بخش تولیدکننده کالای غیرقابل مبادله به افزایش قیمت این کالاها و انتقال نیروی کار به این بخش و در نهایت، تضعیف غیرمستقیم صنعت می‌انجامد (پاسبان، ۱۳۸۳: ۲۳).

از این‌رو، بیماری‌هلندی به عنوان پیامدهای مضر حاصل از کشف منابع طبیعی اقتصاد ملی بر ساختار اقتصادی کشورها تعریف شده و رشد نامتوازن اقتصادی و تغییرات ساختاری حاصل از آن به عنوان بیماری‌هلندی شناخته شده است (کهزادی، ۱۳۸۴: ۲۰۷– ۲۰۸).

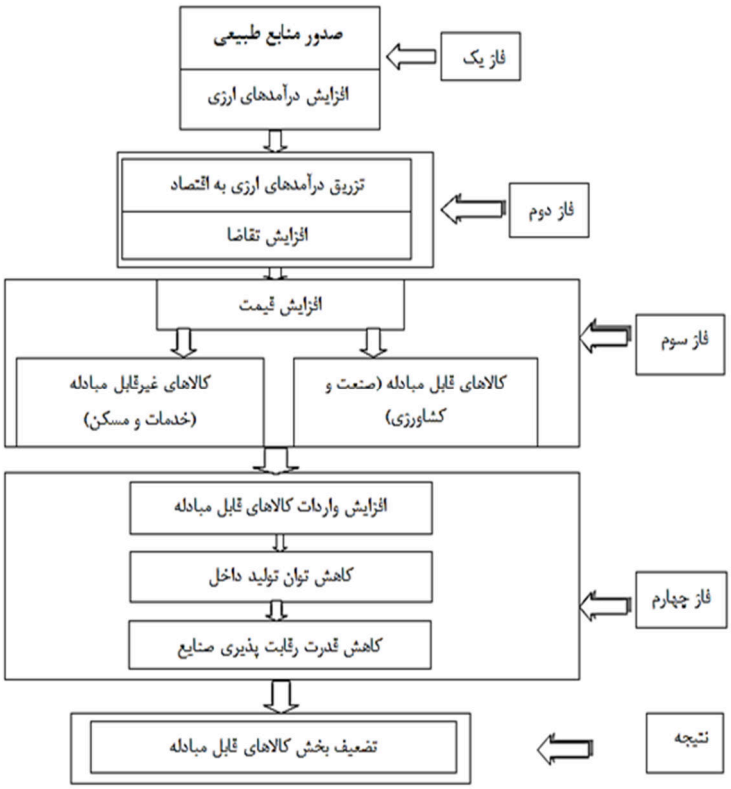
رشد سریع و شکوفایی یک صنعت جدید باعث کاهش حجم فعالیت صنایع سنتی می‌شود؛ به همین دلیل، از بیماری‌هلندی به عنوان پدیده صنعت‌زدایی در یک اقتصاد در نتیجه اکتشاف منابع طبیعی و بیش از حد تعیین‌کننده ارزشِ پول ملی تعریف می‌شود و بیماری هلندی فرایندی در نظر گرفته می‌شود که باعث کاهشِ قدرت رقابتی کالاهای صنعتی در مقایسه با سایر کشورها شده و نتیجه نهایی آن افزایش واردات و نیز کاهش صادرات است (جهان‌رائینی و همکاران، ۱۳۸۶: ۱۰۶).

بیماری‌هلندی وضعیت عملکرد نادرست اقتصادی است که در آن، کشف و استخراج منابع طبیعی از توان صنعت می‌کاهد؛ ارزش پول ملی بالا می‌رود، قدرت بخش تولیدی کاهش و واردات افزایش می‌یابد و صادرات محصولات غیرمنابع طبیعی افت می‌کند (یاوری و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۸).

درآمدها و فراورده‌های نفتی در اقتصاد ایران یکی از متغیرهای مهم و تاثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی هستند. درآمدهای حاصل از نفت و فراورده‌های نفتی به عنوان جزئی از

صادرات بر مقدار تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم دارد؛ به همین دلیل، در سال‌هایی که اقتصاد با کاهش قیمت نفت و فراورده‌های نفتی مواجه است، تولید ناخالص داخلی نیز کاهش یافته و در سال‌هایی که افزایش قیمت نفت و فراورده‌های نفتی وجود دارد، تولید ناخالص داخلی نیز افزایش یافته و علاوه بر اثر مستقیم بر درآمدهای نفتی، هم‌چنین، بر تولید ناخالص داخلی نیز اثر می‌گذارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی به شدت وابسته به درآمدنفت است (متوسلی و فولادی، ۱۳۸۵: ۵۲).

از این‌رو، یکی از مجاری بیماری‌هلندی نسبت افزایش درآمدهای نفت و فرآورده‌های نفتی نسبت به تولید ناخالص داخلی است؛ بنابراین، بیماری‌هلندی را به صورت $\left(\frac{\text{درآمد نفت و فرآورده نفتی}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}\right)$ نشان می‌دهند (صادقی صقدل و همکاران ، ۱۳۹۲: ۱۷۵).




**نمودار ۱. بیماری هلندی**

**مأخذ: مرکز تحقیقات و بررسی‌های اقتصادی اتاق ایران، (۵:۱۳۹۷).**

## ۳.۲ تغییر در فراوانی عوامل تولید به فراوانی سایر بخش‌ها (قضیهٔ ریبجنسکی)

فرض کنید وقتی که قیمت تولیدات ثابت و برون‌زاست؛ با فرض اینکه تنها دو کالا و دو عامل تولید داریم؛ حال اگر شدت عوامل تغییر کند، در این صورت، تولیدات چقدر تغییر می‌کنند؟ برای پاسخ، قیمت محصولات ثابت نگه‌داشته می‌شود و از شرایط اشتغال کامل استفاده می‌شود.

$$L=a_{L1}\,y_1+a_{L2}\,y_2 \qquad (۱)$$

$$C=a_{C1}y_1+a_{C2}y_2 \qquad (۲)$$

که متغییرها عبارتند از: ۱: نیروی کار، c: سرمایه، $y_1$: کالای ۱، $y_2$: کالای ۲، $a_{L1}$: تعداد ساعات کار مورد نیاز برای تولید یک واحد از کالای ۱ توسط نیروی کار، $a_{L2}$: تعداد ساعات کار مورد نیاز برای تولید یک واحد از کالای۲ توسط نیروی کار، $a_{C1}$: تعداد ساعات کار مورد نیاز برای تولید یک واحد از کالای ۱ توسط عامل سرمایه، $a_{C2}$: تعداد ساعات کار مورد نیاز برای تولید یک واحد از کالای۲ توسط عامل سرمایه، دیفرانسیل کامل در شرایط اشتغال کامل به صورت زیر است:

$$dl=a_{L1}\,dy_1+a_{L2}\,dy_2 \qquad (۳)$$

$$dc=a_{c1}\,dy_1+a_{c2}\,dy_2 \qquad (۴)$$

با تقسیم طرفین بر L و C؛

$$\frac{dl}{l}=\frac{y_1 a_{l_1}}{l}\,\frac{dy_1}{y_1}+\frac{y_2 a_{l_2}}{l}\,\frac{dy_2}{y_2} \qquad (۵)$$

$$\frac{dc}{c}=\frac{y_1 a_{c_1}}{c}\,\frac{dy_1}{y_1}+\frac{y_2 a_{c_1}}{c}\,\frac{dy_2}{y_2} \qquad (۶)$$

و یا برحسب نرخ رشد:

$$\hat{L}=\lambda_{L_1}\,\widehat{y_1}+\lambda_{L_2}\,\widehat{y_2} \qquad (۷)$$

$$\hat{C}=\lambda_{C_1}\,\widehat{y_1}+\lambda_{C_2}\,\widehat{y_2} \qquad (۸)$$

$\lambda_{ji}$: بخشی از عامل نیروی کار و سرمایه شاغل در بخش j است و علامت تغییرات نسبی است، پس، داریم:

$$\lambda_{j2}+\lambda_{j1}=1 \qquad (۹)$$

در سیستم خطی زیر داریم:

$$\begin{pmatrix}\hat{L}\\ \hat{C}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\widehat{y_1}\\ \widehat{y_2}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\lambda_{L1} & \lambda_{L2}\\ \lambda_{C1} & \lambda_{c2}\end{pmatrix} \qquad (۱۰)$$

فرض کنید بخش ۱ کاربر و بخش ۲ سرمایه‌براست.

$$\lambda_{L1} > \lambda_{C1} \text{ و } \lambda_{C2} > \lambda_{L2} \qquad (۱۱)$$

حال اگر فرض کنید شدت فراوانی عوامل تغییر کند؛ چنانکه:

$$\hat{C}=0 \text{ و } \hat{L} > 0 \qquad (۱۲)$$

از حل سیستم خطی بالا داریم:

$$\widehat{y_1} = \frac{\lambda_{c2}}{(\lambda_{c2}-\lambda_{L2})} \qquad \hat{L} > \hat{L} > 0 \qquad (۱۳) \qquad \text{و}$$

$$\widehat{y_2} = \frac{-\lambda_{c1}}{(\lambda_{c2}-\lambda_{L2})} \qquad \hat{L} < 0 \qquad (۱۴)$$

به طور خلاصه، نتیجه تحلیل در مورد رشد عامل تولید (نیروی‌کار) و رشد بخشی به صورت زیر است:

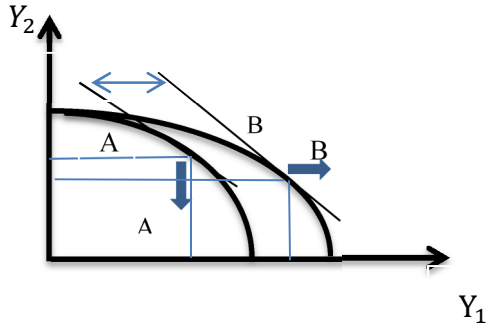
$$\widehat{y_1} > \hat{L} > 0 > \widehat{y_2} \qquad (۱۵)$$

با توجه به رابطه (۱۵) و موهبت منابع (Resources Endowment) (که باعث رشد یک بخش در اقتصاد می‌شود) و با فرض برآورده شدن فروض مطرح شده، رشد یک بخش، تاثیر انقباضی بر سایر بخش‌های تولیدی خواهد داشت. بر اساس نظریه ریبجنسکی (۱۹۵۵) با وجود قیمت‌های ثابت، هر افزایش در فراوانی یک عامل، تولید بخش استفاده‌کننده از این عامل را افزایش می‌دهد و درصد افزایش آن بیش از درصد افزایش عامل تولید است و تولید بخش دیگر را کاهش می‌دهد.

## ۴.۲ تصویرسازی از قضیهٔ ریبجنسکی

بر اساس قضیه ریبجنسکی، اگر تنها مقدار یک عامل تولید افزایش یابد، مقدار تولید کالایی که در تولید آن از عامل مذکور، بیشتر استفاده می شود، افزایش یافته و تولید سایر کالاها کاهش

پیدا می‌کند. بدیهی است قیمت کالایی که تولید آن افزایش یافته، کاهش پیدا می‌کند (ثابت فر،۱۴۰۰: ۷۵).




**نمودار ۲. نمودار ریبجنسکی**

**مأخذ: (ثابت فر،۱۴۰۰: ۷۵ )**

فرض کنید فراوانی نیروی کار افزایش یابد بدون افزایش فراوانی سرمایه که تاثیرش به وسیله منحنی امکانات تولید سنجیده می‌شود. این افزایش باعث می‌شود از نقطه A به نقطه B جابه جا شویم که این باعث افزایش تولید کالای ۱ و کاهش تولید کالای ۲ بدون تغییر در قیمت کالاها می‌شود(ثابت فر،۱۴۰۰: ۷۵).

## ۵.۲ مطالعات پیشین

در این بخش به ارایه‌ی مطالعات داخلی و خارجی پیرامون موضوع پرداخته می‌شود. در مطالعات انجام شده عمدتاً، اثر شوک های قیمت نفت بر تولیدناخالص‌داخلی یا سایر متغیرهای اقتصاد کلان بررسی شده است و مطالعات تجربی در ارتباط با رشد زیربخش‌های اقتصادی به خصوص بخش صنعت بسیار اندک می‌باشند. در ادامه این مطالعات در دو بخش داخلی وخارجی ارایه می‌شود.

### ۱.۵.۲ مطالعات داخلی

خلیل زاده و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر افزایش درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران با استفاده از مدل VAR طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۸۹ پرداختند. نتایج

ان حاکی از آن است که افزایش درآمد نفت با گذاشتن تاثیر مستقیم بـر روی نـرخ ارز واقعـی و نرخ تورم داخلی به طور غیرمستقیم موجب تاثیر منفی بر ارزش افزوده بخش صنعت می‌شود.

ناجی میدانی و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین صـنعتی‌شـدن و کـارایی انرژی بخش صنعت در ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفـه‌هـای تـوزیعی ARDL و الگوی تصحیح خطا (ECM) در بـازه زمـانی ۱۳۶۰– ۱۳۸۷پرداختنـد کـه نتـایج بـرآورد الگـوی پویای بلندمدت وجود یک رابطه تعـادلی بلندمـدت بـین متغیرهـای مـدل را نشـان مـی‌دهـد و براساس این الگو صنعتی شدن ایران تاثیر منفی و معناداری بر کارایی انرژی دارد.

حسینی نسب و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی تاثیر تکانه‌هـای داخلـی و خارجی(تورم، شاخص قیمت جهانی، نرخ بهره، حجم پول) بر صنعتی‌شدن در اقتصـاد ایـران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روش SVAR پرداختـه‌انـد و نتـایج تحقیـق نشـان داد کـه شوک‌های قیمت نفت بر بخش صنعت در ابتدا تولیـد بخـش صـنعتی را افـزایش مـی‌دهـد کـه می‌تواند به علت سیاست‌های انبساطی باشد منتهی در بلندمدت تعدیل و خنثی می‌شـود و سـایر شوک‌ها نیز باعث ایجاد تلاطم در تولید بخش صنعتی می‌شوند.

### ۲.۵.۲ مطالعات خارجی

اسـتیجنس (Stijns) (۲۰۰۳)، در مقالـه‌ای بـه بررسـی فرضـیه بیمـاری هلنـدی و تـاثیر افـزایش قیمت‌های جهانی منابع طبیعی بر صادرات صنعتی کشورهای صادرکننده این منابع بـا اسـتفاده از مدل جاذبـه، طـی دوره زمـانی ۱۹۷۰–۱۹۹۷ پرداختـه اسـت. نتـایج مطالعـه وی نشـان داد کـه یک‌درصد افزایش در قیمت‌های جهانی منابع طبیعی، صادارت صنعتی کشـورهای صـادر کننـده منابع طبیعی را در حدود نیم درصـد کـاهش مـی‌دهـد، در حـالی کـه یـک درصـد افـزایش در صادرات منابع طبیعی کشورهای صادرکننده این منابع، صادرات این کشورها را حدود ۸ درصـد کاهش می‌دهد.

الوسی و الگونجو(Olusi and olagunju) (۲۰۰۵)، برای کشور نیجریه طـی دوره ۱۹۸۰–۲۰۰۳ نشان دادند که تولیدات و صادرات بخش کشاورزی این کشور، همواره با رونق نفتی و افـزایش قیمت نفت دچار رکود شده است آنها در این مطالعه بـر خـلاف مطالعـات گذشـته کـه بخـش صنعتی را به عنوان بخش قابل مبادله در حال رکود در بیشـتر کشـورهای کمتـر توسـعه‌یافتـه در نظر می‌گیرند بخش کشاورزی را به عنوان بخش قابل مبادله سنتی در نظر قرار دادند.

اومس و کالچوا (Oomes and Kalcheva) (۲۰۰۷)، با بررسی فرضیه بیماری‌هلندی در کشور روسیه با استفاده از شاخص‌های قیمت نرخ واقعی ارز، کاهش رشد بخش صنعت و افزایش رشد بخش خدمات، نشان دادند که افزایش قیمت نفت ضمن افزایش نرخ واقعی ارز سبب کاهش رشد بخش صنعت و رشد اشتغال این بخش می‌شود.

لویز (Luiz c.) (۲۰۲۰)، سیاست‌های اقتصادی مورد نیاز برای خنثی‌کردن تاثیر بیماری هلندی بر صنعت را مورد بحث قرار می‌دهد در این بررسی ارزش‌گذاری بیش از حد طولانی‌مدت پول ملی که منشا صادرات کالاها است و اقتصاد سیاسی دو مساله مطرح هستند. دشواری پرداختن به این شکست بزرگ بازار با دو مشکل سیاسی مرتبط است: نفرین منابع طبیعی، رانت خواری عمومی که اغلب کشورهای صادرکننده کالا را تحت کنترل خود در می‌آورد، و عمل بیش‌ازحد ارزش‌گذاری ارز، برای اطمینان از تثبیت و انتخاب مجدد سیاستمداران در حالی که این دو مشکل سیاسی ریشه‌های فرهنگی و نهادی دارند آنها را در برابر تغییر مقاوم می‌کند، این مقاله نشان می‌دهد که یک مالیات صادراتی متغیر بر کالاها که قیمت ارز را رقابتی می‌کند باعث رشد صنعت می‌شود.

همان‌طور که از بررسی پیشینه پژوهش مشخص شد اکثر پژوهش‌ها صرفا اثر شوک قیمت نفت بر سایر بخش‌های کلان اقتصادی متمرکز بوده و با توجه به اینکه تحقیقات زیادی در مورد اثر افزایش درآمد نفت و اثرات آن بر اقتصاد ایران انجام شده است اما در مورد اثر مستقیم بیماری‌هلندی (نسبت درآمد نفت و فرآورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت (بیماری‌هلندی)) بر بخش صنعت با استفاده از روی‌کرد قضیه ریبجنسکی بررسی انجام نشده است این خلاء تحقیقاتی خصوصا در مورد کشور ایران کاملا مشهود است و ضرورت انجام چنین پژوهشی را نشان می‌دهد.

## ۳. روش تحقیق و ارائهٔ مدل

در این پژوهش جهت بررسی تاثیر بیماری هلندی بر صنعتی شدن ایران از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده می شود. مزیت عمده مدل SVAR نسبت به مدل VAR اولیه این است که بر خلاف الگوی VAR که در آن شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی صورت می‌گیرد. الگوی SVAR به طور صریح دارای یک منطق اقتصادی نسبی بر تئوری های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. همچنین با استفاده از مدل SVAR می‌توان تاثیر ابعاد مختلف شوک‌های ناشی از بیماری‌هلندی بر صنعت را مورد ارزیابی قرار داد برای این کار

لازم است تا تابع واکنش‌آنی محاسبه گردد، با استفاده از این معیار می‌توان مدت زمان تاثیر شوک و حداکثر تاثیر آن را پس از وقوع مشخص نمود (چاتزینتونیو و همکاران) ( et al Chatziantoniou)، ۲۰۱۳) به پیروی از مطالعه چاتزنیتونیو و همکاران (۲۰۱۳) مدل SVAR مطالعه حاضر از مرتبه (P) به صورت زیر است.

$$A_0 Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^{P} A_t Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

که در آن $Y_t$ یک بردار ۱×۴ از متغیرهای درونزای سیستم بصورت زیر می‌باشد.

$$\frac{\mathrm{EM}}{\mathrm{AG}} = \mathrm{F}(\frac{OIL}{GDP}, \mathrm{lGE}, \mathrm{Ll}, \mathrm{lEX}) \qquad (۱۷)$$

شوک‌های ساختاری:

$$U_t = \begin{bmatrix} \mathrm{LGE} \\ \mathrm{LL} \\ \mathrm{LEX} \\ \vdots \end{bmatrix} = A_0 \varepsilon_t = \begin{matrix} a_{42} \\ a_{52} \end{matrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{LEX} \\ \varepsilon_{LGE} \\ \varepsilon_{LL} \\ \vdots \end{bmatrix} \qquad (۱۸)$$

الگوی یاد شده برگرفته از الگوی دن مولا بوده و صرفا تجزیه چولسکی را مورد استفاده قرار داده است. قبل از هر چیز لازم به توضیح است که دوره‌زمانی این بررسی فاصله سال‌های ۱۳۹۷–۱۳۵۷ است. به این منظور، محاسبه $\frac{EM}{AG}$ (نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به ارزش افزوده بخش کشاورزی (یدالـه زاده طبری، ۱۳۷۲)) از آمار مربوط به ارزش افزوده بخش صنعت و کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ و از داده‌های سری زمانی حساب‌های ملی اقتصاد ایران، حساب‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است.

برای محاسبه lL (نیروی کار در بخش صنعت) از برآورد مربوط به شاغلان این بخش که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران انجام شده بر حسب نفر استفاده شده است. برای محاسبه lEX (صادرات صنعتی) از آمار مربوط به صادرات صنعتی (میلیون دلار) استفاده شده و منبع آن نیز گزارش اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی در سال‌های نامبرده بوده، به منظور محاسبه lGE (مخارج دولت) از منبع آماری داده‌های سری زمانی حساب‌های ملی اقتصاد ایران محاسبه شده است و برای محاسبه $\frac{OIL}{GDP}$ (نسبت درآمدهای نفت و فراورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت) از داده‌های سری زمانی حساب ملی و وضعیت درآمدهای دولت و حساب‌های ملی بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ (میلیارد ریال) استفاده شده است.

## ۴. یافته‌های پژوهش

در این پژوهش برای بررسی تاثیرات بیماری هلندی بر قیمت سهام از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (VAR) استفاده می‌شود. مدل VAR اولیه تجزیه چولسکی( Colicky Decomposition) برای کسب توابع واکنش آنی بکار برده می‌شود. تجزیه چولسکی بر یک ترتیب علّی دلالت می‌کند؛ در صورتی که پژوهشگر بخواهد آثار بیش از یک تکانه را بررسی کند، ممکن است غیرقابل پذیرش باشد. البورن (Elbourne) (۲۰۰۸) و بلانچارد و کوا (Blanchard & Quah) (۱۹۸۹) با لحاظ محدودیت‌های نظری بر آثار هم‌زمان تکانه‌ها، الگوی VAR را توسعه دادند (عبدالهی آرانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۱).

در جدول (۱) برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها، شامل میانگین، میانه، حداقل مشاهدات، حداکثر مشاهدات، انحراف معیار ارائه شده است.

**جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها**

| | Emag | Lex | Lge | lL | OILGDP |
|---|---|---|---|---|---|
| میانگین | ۱/۶۶۸ | ۳/۱۵۲ | ۴/۶۹۹ | ۱/۹۳۳ | ۰/۱۱۵ |
| میانه | ۱/۴۱۵ | ۳/۲۰۰ | ۴/۷۲۶ | ۱/۹۳۶ | ۰/۰۴۷ |
| بیش‌ترین | ۲/۹۲۷ | ۴/۵۲۱ | ۶/۴۴۳ | ۲/۰۱۲ | ۰/۵۸۹ |
| کم‌ترین | ۰/۹۲۷ | ۱/۱۲۰ | ۳/۱۷۹ | ۱/۷۷۰ | ۰/۰۰۰ |
| انحراف معیار | ۰/۶۲۶ | ۱/۰۶۸ | ۱/۱۱۵ | ۰/۰۶۲ | ۰/۱۵۲ |
| مشاهدات | ۴۱ | ۴۱ | ۴۱ | ۴۱ | ۴۱ |

**مأخذ: یافته‌های پژوهش**

نتایج آمار توصیفی متغیرهای کمّی تحقیق در جدول (۱) آورده شده است که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزاست. میانگین نسبت متغیر پروکسی بیماری‌هلندی تقریباً ۰/۱۲ و میانه در حدود ۰/۰۵ دارد. مقدار انحراف معیار آن ۰/۰۱۵ بوده، حداقل و حداکثر مقدار آن به ترتیب برابر با ۰/۰۰۰۷ و ۰/۵۸۹ است. میانگین صنعت تقریباً ۱/۶۶ و میانه‌ای در حدود ۱/۴۱ دارد. مقدار انحراف معیار آن ۰/۶۲ بوده، حداقل و حداکثر آن به ترتیب، ۰/۹۲ و ۲/۹۷ درصد است.

در این مقاله بعد از لحاظ کردن محدودیت‌ها، شناسایی تکانه‌های ساختاری انجام می‌شود. در این تکانه‌ها برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا بر متغیرهای مختلف به کار گرفته می‌شود.

برای برآورد الگو، ابتدا لازم است مانایی متغیرها بررسی شود. آزمون ریشه واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که برای تشخیص مانایی یک فرایند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته حاکی از آن است که لگاریتم متغیرهای معرفی شده در مدل در سطح داده‌ها، نامانا بوده و مقادیر t محاسبه شده دیکی‌فولر تعمیم‌یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱ درصد، ۵ درصد، ۱۰ درصد کم‌تر است. بدین‌سان، فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد رد نمی‌شود و نامانا بودن این متغیرها پذیرفته می‌شود؛ از این‌رو، لازم است تفاضل‌گیری مرتبه اول آن‌ها انجام شود. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۲ نشان می‌دهد، کلیه متغیرهای معرفی شده در مرتبه یک یا I(۱) ایستا هستند.

**جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد**

| متغیر | آماره آزمون:در سطح(۰)I | | | | نتیجه | آماره آزمون:در سطح(۱)I | | | | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | آزمون دیکی-فولر (ADF) | | آزمون فیلیپس - پرون (PP) | | | آزمون دیکی-فولر (ADF) | | آزمون فیلیپس- پرون (PP) | | |
| | در سطح t | در سطح ٪۵ | در سطح t | در سطح ٪۵ | | در سطح t | در سطح ٪۵ | در سطح t | در سطح ٪۵ | |
| EMEG | ۰/۸۰ | -۲/۹۳ | ۰/۸۰ | -۲/۹۳ | I(۰) | ۰/۰۰۰ | -۳/۵۲ | ۰/۰۰۰ | -۳/۵۲ | I(۱) |
| OILGDP | ۱/۰۰۰ | -۲/۹۵ | ۱/۰۰۰ | -۲/۹۳ | I(۰) | ۰/۰۰۰ | -۳/۵۲ | ۰/۰۰۰ | -۳/۵۲ | I(۱) |
| LEX | ۰/۹۴ | -۲/۹۳ | ۰/۹۲ | -۲/۹۳ | I(۰) | ۰/۰۰۳ | -۳/۵۲ | ۰/۰۰۳ | -۳/۵۲ | I(۱) |
| LGE | ۰/۹۹ | -۲/۹۳ | ۰/۹۸ | -۲/۹۳ | I(۰) | ۰/۳۸ | -۳/۵۴ | ۰/۰۰۵ | -۳/۵۲ | I(۱) |
| LL | ۰/۰۵ | -۲/۹۳ | ۰/۰۲۷ | -۲/۹۳ | I(۰) | ۰/۰۰۳ | -۳/۵۲ | ۰/۰۰۵ | -۳/۵۲ | I(۱) |

**مأخذ: یافته‌های پژوهش، مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد**

بعد از تشخیص ایستایی متغیرهای مدل، اولین مساله در مدل‌های خود رگرسیون برداری تعیین طول وقفه بهینه است. در جدول شماره ۳ برای تعیین طول وقفه از معیار شوارتز- بیزن (SC)، آکائیک (AIC)، خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)، حنان کوئین (HQ) و نسبت درست‌نمایی (LR) استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که در مدل مورد نظر در وقفه سه بر اساس معیار درست‌نمایی، ثبات سیستم تامین می‌شود. هم‌چنین، بر اساس معیار خطای نهایی پیش‌بینی وقفه دوم به عنوان وقفه انتخاب می‌شود و معیار آکائیک وقفه مناسب را دوم و شوارتز- بیزین تعداد وقفه را یک انتخاب و حنان کوئین وقفه یک را به عنوان وقفه بهینه مدل قرار می‌دهند. در نهایت، در ارتباط با تعیین طول وقفه بیان می‌کند که در نمونه‌های با حجم کم‌تر از ۱۲۰، مناسب‌ترین معیار، معیار اطلاعاتی شوارتز- بیزین است در نتیجه وقفه بهینه یک انتخاب و بر این اساس مدل SVAR برآورد می‌شود (ایوانو و کیلیان) (Ivanov and kilian )، ۲۰۰۵: ۱۲ و صادقی و همکاران؛ ۱۳۹۶: ۵۹).

**جدول ۳. تعیین وقفه بهینه درالگوی SVAR**

| Lag | LR | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|
| ۰ | NA | -۳/۸۶۶۴۷۹ | -۳/۶۵۱۰۰۸ | -۳/۷۸۹۸۱۶ |
| ۱ | ۳۸۲/۰۵۶۰ | -۱۴/۴۸۹۹۴ | -۱۳/۱۹۷۱۱* | -۱۴/۰۲۹۹۶* |
| ۲ | ۴۳/۷۸۵۷۰* | -۱۴/۷۹۵۸۴* | -۱۲/۴۲۵۶۵ | -۱۳/۹۵۲۵۵ |
| ۳ | ۲۴/۷۰۸۴۷ | -۱۴/۶۰۳۱۷ | -۱۱/۱۵۵۶۲ | -۱۳/۳۷۶۵۵ |

**مأخذ: یافته‌های پژوهش،**

*** انتخاب طول وقفه بهینه توسط معیارهای LR، AIC، SBC، HQ، در سطح ۵ درصد.**

برای تعیین تعداد روابط بلندمدت بین متغیرها از آزمون هم‌گرایی جوهانسن – جوسیلیس استفاده می‌شود. برای ملاحظه امکان وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای الگو، ابتدا از آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر برای تشخیص تعداد بردارهای هم‌گرایی استفاده می‌شود. در آزمون حداکثر مقدار ویژه به ترتیب، «فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌جمعی در مقابل وجود یک رابطه هم‌جمعی» و «وجود یک یا کم‌تر از یک رابطه هم‌جمعی در مقابل دو رابطه هم‌جمعی» آزمون می‌شود.

**جدول ۴. نتایج آزمون همگرایی جوهانسن**

| H0 فرضیه | H1 فرضیه | آماره آزمون اثر | کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪ | آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه | کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪ |
|---|---|---|---|---|---|
| R=۱* | R =۰ | ۷۸/۳۲۰۰۶ | ۶۹/۸۱۸۸۹ | ۳۷/۵۵۶۹۸ | ۳۳/۸۷۶۸۷ |
| R=۲ | R ≤ ۱ | ۴۰/۷۶۳۰۸ | ۴۷/۸۵۶۱۳ | ۱۵/۷۹۴۹۲ | ۳۷/۵۸۴۳۴ |
| R=۳ | R ≤ ۲ | ۲۴/۹۶۸۱۵ | ۲۹/۷۹۷۰۷ | ۱۴/۸۶۹۷۸ | ۲۱/۱۳۱۶۲ |
| R=۴ | R ≤ ۳ | ۱۰/۰۹۸۳۸ | ۱۵/۴۹۴۷۱ | ۱۰/۰۸۰۳۶ | ۱۴/۲۶۴۶۰ |

**مأخذ: یافته‌های پژوهش،**

*** رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار همجمعی در سطح معناداری**

آزمون اثر نیز به ترتیب، «فرضیه عدم وجود رابطه هم‌جمعی در مقابل وجود یک یا بیش‌تر از یک رابطه هم‌جمعی» و «وجود یک یا کم‌تر از یک رابطه هم‌جمعی در مقابل وجود دو یا بیش‌تر از دو رابطه هم‌جمعی» آزمون می‌شود. اگر آماره‌های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بیش‌تر باشد، فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود و بر این اساس، مقدار بردارهای هم‌جمعی به دست می‌آید. برای یافتن تعداد بردارهای هم‌جمعی از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه ($\lambda_{Max}$) و آزمون اثر ($\lambda_{Trace}$) استفاده شده که نتایج آزمون آماره اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود یک رابطه بلندمدت را در سطح ۹۵ درصد اطمینان بین متغیرهای الگو تایید می‌کند.

$$EMAG=17.82-5.9OILGDP+1.08GE-11.35L+0.45EX \qquad (۱۹)$$

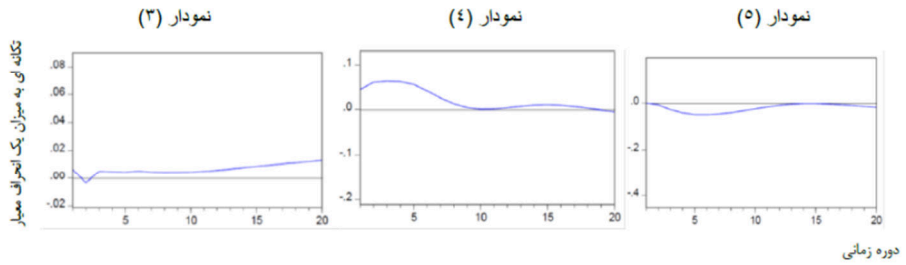
(t) (5.05) (1.11) (0.26) (2.87)

متغیر OILGDP در بلند مدت تاثیر منفی بر صنعتی شدن دارد که این کاملا با نظریه بیماری هلندی همخوانی دارد، GE مخارج دولت تاثیر مثبت بر صنعتی شدن دارد که به دلیل حمایت دولت از بخش صنعت این ارتباط و تاثیر مثبت البته به صورت غیرمعنادار وجود دارد و L نیروی کار تاثیر منفی و البته غیرمعناداری بر صنعتی شدن دارد که این قضیه با بیماری هلندی قابل توجیه است به دلیل اینکه رشد یک عامل تولید باعث تاثیر منفی بر سایر بخشها از جمله صنعت داشته باشد. و EX صادرات صنعتی تاثیر مثبت بر صنعتی شدن دارد که نشان دهنده ارتباط منطقی بین افزایش صادارت و رشد صنعت وجود دارد.

## ۱.۴ توابع واکنش به ضربه

توابع واکنش آنی بیماری هلندی به متغیرهای کلان اقتصادی

در این پژوهش تأکید اصلی بر بررسی ساز و کار متغیرهای کلان بر صنعت با تاکید بر بیماری هلندی در ایران است. نتایج مربوط به واکنش متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به شوک صنعت در کشور، در نمودارهای شماره (۳ تا ۵) توابع عکس‌العمل آنی آورده شده است. در نمودارهای یاد شده، محور عمودی، انحراف از مقادیر تعادلی اولیه و محور افقی، زمان را بر حسب سال اندازه‌گیری می‌کند، توابع عکس‌العمل رفتار، پویایی متغیرهای الگو را در طول زمان به هنگام ضربه (تکانه) واحد به هریک از متغیرها نشان می‌دهد.




**نمودار ۳. توابع واکنش آنی رشد بخش صنعت**

**مأخذ: یافته‌های پژوهش**

همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود یک تکانه مثبت به اندازه یک انحراف معیار در بیماری هلندی در دوره نخست دارای اثر منفی در میزان رشد بخش صنعت می‌باشد که این میزان در همان دوره اول اثر تکانه مثبت شروع به کاهش کرده که این روند نزولی در دوره دوم اثر تکانه منفی شروع به افزایش می‌کند تا در دوره سوم تا دوره یازدهم به صورت یک‌نواخت ادامه دارد که دوباره اثر تکانه مثبت شروع به افزایش کرده و روندی یک‌نواخت را دنبال می‌کند.

نمودار(۴) نشان می‌دهد که روند اثرگذاری یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در بیماری هلندی در کوتاه‌مدت باعث افزایش صادرات صنعتی می‌شود؛ به‌طوری‌که اثر تکانه مثبت در دوره اول تا چهارم، روند مثبت و افزایشی درپی داشته و از دوره پنجم تا انتهای دوره، روند کاهشی را در پیش گرفته و اثر تکانه یک اثر فزاینده بر میزان صادرات صنعتی در ایران دارد.

در نمودار (۵) می‌توان دریافت که شوک‌های بیماری هلندی مطابق انتظار تاثیر منفی بر اشتغال بخش صنعت و صنعتی شدن در ایران دارد. اثر شوک‌های بیماری‌هلندی بر اشتغال، در

طی دوره منفی می‌شود؛ بنابراین، شوک‌های بیماری هلندی که ناشی از عرضه نفت است در دوره پنجم تا دوره یازدهم(دوره کوتاه‌مدت شش ساله) روندی منفی اما افزایشی داشته است که در نهایت این اثر بر اشتغال در بخش‌های صنعتی مستهلک می‌شود.

در حالی که توابع واکنش آنی اثرات، یک شوک (ضربه) وارد شده به یک متغیر بر سایر متغیرها را در مدل رگرسیون برداری ساختاری دنبال می‌کنند. تجزیه واریانس اهمیت نسبی هر گونه شوک تصادفی در اثر گذاری بر متغیرها را نشان می دهد. تجزیه واریانس مشخص می‌کند که هر متغیر در مدل تا چه اندازه در تغییرات متغیر دیگر سهیم است. تجزیه واریانس در جدول شماره ۵ نرخ رشد بخش صنعت حاکی از آن است که در دوره اول بیشتر نوسانات خود را توضیح می دهد. این میزان در دوره اول برابر ۱۰۰ درصد بوده و به مرور زمان کاهش یافته است و در بلندمدت به ۱/۰۹۵ درصد می‌رسد. شوک پروکسی بیماری هلندی و مخارج دولت در دوره اول برای هر کدام صفر درصد نوسانات بخش صنعت را توضیح می‌دهد، درحالی‌که در مورد پروکسی بیماری هلندی این سهم در بلندمدت افزایش یافته و به ۸۰/۱۰۰ درصد می‌رسد و هم‌چنین در مورد مخارج دولت این سهم افزایش یافته و به مرور زمان به ۱۵/۵۷۳ درصد از نوسانات بخش صنعت را توضیح می‌دهد. سایر متغیرها شامل صادرات صنعتی و نیروی کار نیز سهم کمتری در تغییرات بخش صنعت دارند. سهم صادرات صنعتی و نیروی کار در دوره اول برای هرکدام صفر درصد بوده و در بلند مدت به ترتیب ۲/۸۵۲ و ۰/۳۷۸ درصد می‌باشد.

**جدول ۵. نتایج تجزیه واریانس**

| دوره زمانی | انحراف از معیار | شوک صنعت (درصد) | شوک بیماری هلندی (درصد) | شوک مخارج دولت (درصد) | شوک نیروی کار (درصد) | شوک صادرات صنعتی (درصد) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۰/۱۳۰۵ | ۱۰۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| ۵ | ۰/۲۱۶۹ | ۴۹/۶۰۳۴ | ۲۸/۷۲۱۲ | ۱۰/۴۹۸۸ | ۱۰/۰۵۵۲ | ۱/۱۲۱۲ |
| ۱۰ | ۰/۴۳۶۳ | ۱۲/۳۶۸۴ | ۵۶/۳۱۳۴ | ۲۲/۷۲۵۷ | ۵/۸۸۲۲ | ۲/۷۱۰۰ |
| ۱۵ | ۰/۷۸۱۲ | ۳/۹۲۹۳ | ۶۸/۴۵۴۸ | ۲۱/۳۸۲۴ | ۱/۹۲۱۳ | ۴/۳۱۲۱ |
| ۲۰ | ۱/۲۵۴۰ | ۱/۶۵۵۸ | ۷۵/۲۱۴۲ | ۱۸/۷۸۷۲ | ۰/۷۶۸۳ | ۳/۵۷۴۳ |
| ۲۵ | ۱/۸۶۰۴ | ۱/۰۹۵۸ | ۸۰/۱۰۰۲ | ۱۵/۵۷۳۳ | ۰/۳۷۸۰ | ۲/۸۵۲۵ |

**مأخذ: یافته‌های پژوهش**

## ۵. نتیجه‌گیری

این پژوهش به بررسی تاثیر بیماری‌هلندی بر صنعتی شدن ایران با استفاده از رویکردی از قضیه ریبجنسکی طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۵۷ پرداخته است. نتایج نشان داد که متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا هستند و رابطه همجمعی تایید می‌شود و هم‌چنین برای بررسی باثبات بودن الگوی خود توضیح برداری (VAR) از آزمون تشخیص یا خطایاب استفاده شده است. در این راستا، نتایج از ساختار وقفه‌ها و ریشه‌های معکوس برای الگوی خود توضیح برداری مورد بررسی، بیانگر این واقعیت است که شواهدی مبنی بر خود هم بستگی سریالی و ناهمسانی واریانس در اختلاف وجود ندارد. از سوی دیگر، تمامی ریشه‌های معکوس در داخل دایره واحد قرار دارند، به نظر می‌رسد الگوی خود توضیح برداری باثبات و پایدار باشد و همچنین نتایج حاکی از آن است که واکنش متغیر صنعت به پروکسی بیماری‌هلندی در ابتدای دوره روندی منفی داشته و پس از آن در یک دوره کوتاه‌مدت در دوره سوم برآیند تاثیر پذیری آن افزایش یافته و در بلندمدت اثر افزایشی خود را حفظ کرده و به صورت یک‌نواخت ادامه دارد.

۱. با توجه به نتایج حاصل شده از این تحقیق به سیاست‌گذارن اقتصادی پیشنهاد می‌شود که با شناخت اثرات تکانه‌ها در درآمدنفت در اقتصاد ایران، در قالب یک برنامه‌ریزی متناسب، اقتصاد کشور را از این تکانه‌های اضافی دور کنند، تا اقتصاد به رشد و توسعه پایدار برسد.

۲. با توجه به تأثیرات درآمد نفت بر نرخ ارز در ایران در قالب بیماری هلندی و درنتیجه‌ی آن اثرگذاری بر رشد بخش صنعت و صادرات صنعتی به مسئولان اجرایی کشور پیشنهاد می‌شود که با اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب و اداره‌ی صحیح صندوق ذخیره‌ی ارزی با کنترل و مدیریت صحیح درآمد نفت در دوره‌های شکوفایی از تحمیل تأثیرات منفی از جمله اثرات ناشی از بیماری‌هلندی بر بخش‌های قابل مبادله از جمله صنعت بکاهند.

## کتاب‌نامه

ابراهیمی، محسن، محمد سالاریان و سید محمد علی حاجی‌میرزایی (۱۳۸۷)، «بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده‌ی نفت از دیدگاه بلای منابع طبیعی»، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، س ۵، ش ۱۶، صص ۱۳۱-۱۵۶.

ابریشمی، حمید و آذر مصطفایی (۱۳۸۰)، «بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده های عمده نفتی در ایران»، فصلنامه دانش و توسعه، ش ۱۴، صص ۱۱-۴۵.

امامی، کریم و مهدی ادیب پور (۱۳۸۹)، «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید»، *فصلنامه* مدلسازی اقتصادی، دوره ۳، ش ۴، صص ۲۶-۱.

پاسبان، فاطمه (۱۳۸۳)، «تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)»، فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، جلد۴، ش۱، صص۱۳۶-۱۱۷.

ثابت فر، پویا، (۱۴۰۰)، تجارت بین الملل، انتشارات مشاوران صعود ماهان، تهران، صص ۷۵-۷۶.

جهانی‌رائینی، پروانه، امیر مرتضوی و محمد مهدی مجاهدی (۱۳۸۶)، «بررسی آثار درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران (به عنوان موردی مشابه بیماری هلندی)»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، جلد ۱۴، ش (۳۹ و ۴۰)، صص ۱۰۴-۱۳۵.

حسینی نسب، سید ابراهیم، سولماز عبدالهی حق، علیرضا ناصری و لفعلی عاقلی کهنه شهری (۱۳۹۵)، «بررسی اثرات افزایش درآمدهای نفتی و مدیریت آن بر مسیر بهینه متغیرهای کلان اقتصاد ایران با تکیه بر مدل تعادل عمومی پویا»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی رشد و توسعه پایدار، دوره ۱۶، ش۲، صص ۱۷۳-۲۰۰.

خلیل زاده، جواد، کیومرث شهبازی، محمدرضا حلاج یوسفی و حبیب آقاجانی (۱۳۹۲)، «مطالعه تاثیر افزایش درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران»، فصلنامه علمی- پژوهشی راهبرد اقتصادی، سال دوم، ش ۷، صص ۱۵۴-۱۷۷.

خیرخواهان، جعفر و حمید رضا برادران شرکاء (۱۳۸۲)، «رونق و نرخ پس انداز در کشورهای اوپک»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، دوره ۵، ش۱۶، صص ۱۰۱-۱۳۲.

کهزادی، نوروز (۱۳۸۴)، «بررسی تجارب کشورها در اداره صندوق های ذخیره ارزی –راهکارهایی در جهت کاهش عوارض بیماری هلندی بر اقتصاد ایران»، منتشر نشده، تهران، بانک توسعه صادرات ایران و صندوق ضمانت ایران. صص ۱۱-۱۴.

صادقی سقدل، حسین، علی قنبری، فرناز قربانی و زهرا کشاورز (۱۳۹۲)، «برآورد شاخص بیماری هلندی در کشور ایران با رویکرد فازی»، مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، جلد۱۰، ش ۱، صص ۱۶۱-۱۸۰.

صادقی، سید کمال، محمد باقر بهشتی، رضا رنج پور و سعید ابراهیمی (۱۳۹۶)، «تحلیل تجربی تاثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در ایران: کاربرد مدل خود رگرسیون برداری عامل افزوده»، پژوهشنامه مالیات، دوره۲۶، ش ۳۷، صص۴۱-۷۲.

عبدالهی آرانی، مصعب، محمد رضا قاسمی و محمد صفاکیش (۱۳۹۶)، «بررسی تاثیر تکانه‌های سیاست پولی و مالی بر بخش صنعت ایران دوره ۱۳۸۳-۱۳۹۵(رهیافت SVAR)»، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، دوره ۲۲، ش۳، صص ۱۰۹-۱۴۰.

متوسلی، محمود و معصومه فولادی (۱۳۸۵)، «بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۱، ش۷۶، صص ۵۱-۷۶.

محنت فر، یوسف (۱۳۹۵)، «بررسی تاثیر تکانه های نفتی بر متغیرهای کلان در ایران»، فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، دانشگاه بو علی سینا، همدان، س ۵، دوره ۵، ش۱۷، صص ۲۴۲-۲۲۶.

معاونت اقتصادی مرکز تحقیقات و بررسی های اقتصادی (۱۳۹۷)، «اقتصاد به زبان ساده (بیماری هلندی)»، ش ۳۳، صص ۱- ۳۳.https://otaghiranonline.ir/news/15833

ناجی میدانی، علی اکبر، محمد حسین مهدوی عادلی و مهدیه عربشاه دلویی (۱۳۹۴)، «بررسی رابطه بین صنعتی شدن و کارایی انرژی بخش صنعت در ایران»، سیاستگذاری اقتصادی، دوره ۷، ش۱۳، صص ۲۷-۵۶.

یاوری، کاظم، مهدیه رضا قلی زاده و مجید آقایی (۱۳۹۰)، «بررسی رشد اقتصادی در کشورهای وابسته به منابع طبیعی (با تاکید بر منابع نفتی)»، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، س ۵، ش ۳، دوره ۱۵، صص ۲۵-۴۶.

یداله زاده طبری، ناصر (۱۳۷۲)، «اثر افزایش قیمت نفت بر ساختار اقتصاد ایران: بیماری هلندی»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

Blanchard, Olivier and Danny Quah (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. American Economic Review, 79: 655-673.

Chatziantoniou, Ioannis, Duffy, David and filis, George (2013), stock Market Response to Monetary and fiscal policy shocks: multi- country evidnce, Economic Modelling, 30: 454-769.

Elbourne, Adam (2008), The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: An SVAR Approach. Journal of Housing Economics, 17(1), pp. 65-87.

Hirschman, Albert (1958), The stategy of economic development. New Haven, conn: Yale University Press.

Ivanov, Ventzislav and Kilian, Lutz (2005), A practitioners Guidde to lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis, Studies. In Non- Linear Dynamics& Economet- rics,Vol.9. No.1, PP.1-34.

Luiz Carlos Bresser-Pereira (2020), Neutralizing the Dutch disease. Journal of Post Keynesian Economics, 43:2, 298-316, DOI: 10.1080/01603477.2020.1713004

Olusi, Janet and Olagunju, M.A. (2005), the primary sectors of the Economy and the Dutch Disease in Nigeria. the Pakistan Dewelopment Review, 44;2, pp.159-175.

Oomes, N. and Kalchera, K. (2007), Diagnosing Dutch Disease: dose Russia Hare the Symptoms?. IMF Working paper, 07/102.

Stijns, Jean-Philippe (2003), An Empirlcal Test of the Dutch Disease Hypothesis Using a Ravity Model Of trade' Resources policy, 30, pp. 107-130.