



University of
Sistan and Baluchestan



Modeling and Monthly Price Forecasting of Steel in Iran

Tayyebeh Rahnemoon Piruj¹ | Seyed Saleh Akbar Mousavi² | Mansour Asgari³

1. Ph. D. Economics and Researcher at Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran. E-mail: t.rahnemoon@itsr.ir

2. Corresponding Author, Assistant Professor, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran. E-mail: s.mousavi@itsr.ir

3. Associate Professor, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran. E-mail: m.asgari@itsr.ir

Article Info	ABSTRACT
<p>Article type: Research Article</p> <p>Article history: Received: 27November2023 Revised in revised form: 4December2023 Accepted: 16December2023 online: 26December2023</p> <p>JEL: E37, L61, C32.</p> <p>Keywords: Monthly Price Forecasting, Products Steel, VAR Model.</p>	<p>The abundant and numerous uses of steel in various industries have turned it into a strategic commodity, and its price has always been a concern of industrial owners. Therefore, access to accurate forecasts of the price trend of steel and its products is important. Therefore, in the present study, while identifying the determinant variables for the price of steel, an out-of-sample forecast for 2023:10 to 2024:06 has been made using the vector autoregression (VAR) model. At first, the results of the Johansen-Juselius cointegration test confirmed the long-term relationship. Also, the error correction coefficient (ECM) was -0.0842. We analyze impulse response functions. The unofficial exchange rate, and industrial producer price index (base metal manufacturing sub-group) (respectively with a positive effect of 6.8% and 6.5% percent in the standard form) have been more effective than other model variables on the fluctuations of steel price. In addition, the results of variance decomposition showed that the industrial producer price index (16.18%), and unofficial exchange rate (11.7%) after the price of steel itself had more effect on the price fluctuations of this product than other variables. Finally, we estimate the out-of-sample forecast. The price of steel is forecasted from 302,445 Rials in October 2023 to 321,552 Rials in June 2024 (with a 5% increase). Based on the forecast evaluation criteria, our model can accurately forecast the price trend of steel. According to the results, the most important policy recommendations include updating the technologies, equipment, and machinery used in the production of steel products to develop the production of steel products, saving energy consumption and production costs, adopting appropriate monetary and foreign exchange policies, And increasing exports by focusing on marketing and sales of steel products (to prevent raw sales), through the development of production, increasing the variety, quality, and durability of manufactured steel products can be provided.</p>

Cite this article: Rahnemoon Piruj, T., Akbar Mousavi, S. S., & Asgari, M. (2023). Modeling and Monthly Price Forecasting of Steel in Iran, *Stable Economy Journal*, 4 (4), 60-95. DOI: 10.22111/SEDJ.2024.47309.1417



© The Author(s).

DOI: 10.22111/SEDJ.2024.47309.1417

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

Extended Abstract

Introduction

Due to its significant role in the global economy and the degree of development of countries, steel is considered a strategic commodity. Because steel is used in various industries. Also, the steel industry leads to economic growth and development in countries, and the increase in production and consumption over time is closely related to economic growth.

Because the increase in its price can increase production costs in the country's industries. Also, the feasibility of their production will face problems. On this basis, it is necessary to make reliable and high-precision forecasts regarding the price of steel. In this case, we can help policymakers adopt a suitable price policy to regulate the market of this product. On the other hand, steel price forecasts can help decision-makers estimate the cost of projects as well as the feasibility of their implementation. Also, the availability of accurate forecasts means that the future direction of the price of this product is determined, and the decision-makers make appropriate plans for its production, export, and distribution in the market to maintain the price balance in the market.

In the present study, we used the monthly data of the period 2019:03-2023:06. Also, by using a literature review and considering the conditions of Iran's economy, we designed a model that included the determinant variables of the steel price. Finally, we estimate out-of-sample forecasts for the 9-month time horizon of 2023:10 to 2024:06.

In the present study, the VAR model was used to predict the price of steel. Because it is possible to use and examine the simultaneous effect of multiple variables on the dependent variable. So, these models are better than artificial neural networks, fuzzy, and genetic algorithms models (single variable models). Also, we identified determinant variables on the price of steel based on a literature review and the expert opinions of the research group. Then, we designed a model and estimated to predict the price of steel; this is one of the other innovations of this study. In addition, using up-to-date and monthly data from reliable sources leads to providing more accurate forecasts, which is one of the other advantages of this research.

Method

The present study aims to identify the influencing variables and investigate their effect on the price of steel (long and flat) in Iran and provide an out-of-sample forecast (2023:10 to 2024:06) from the price trend it, using the vector autoregression (VAR) method. The empirical model is as follows:

$$PS_t = \alpha + \beta_1 P_t + \beta_2 EX_t + \beta_3 PPI_t + \beta_4 EL_t + \beta_5 IOC_t + u_t$$

Where PS_t is the steel price in month t , P_t is the steel production in month t , EX_t is the unofficial exchange rate in month t , PPI_t is the industry producer price index in month t , EL_t is the energy cost (electricity) in month t , and IOC_t is the world price of iron ore in month t . All variables are in natural logarithmic form.

Results

In the present study, taking into account the specific economic conditions of the country, reviewing the literature on the determinant factors of steel prices, as well as the expert opinions of the research group, a suitable model that includes steel production, unofficial exchange rates, the industry producer price index, the cost of energy (electricity) and the world price of iron ore it was designed, and estimated using vector autoregression (VAR) modeling.

First, we performed Generalized Dickey-fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests for the research variables. The results of these tests showed that all variables are not stationary in level. So, we performed the tests for the 1st difference. All variables were stationary in the 1st difference. Next, we performed the Johansen Juselius cointegration test to check the cointegration between the variables. Before running this test, we selected three lags as the optimal lag of the model by Schwartz's criterion. Then, based on the maximum eigenvalue test statistic, two cointegration vectors were determined for the model.

Next, we estimated the long-term relationship between the variables. The long-term estimate showed that all research variables were significant and had the expected sign. Then, the vector error correction model (VECM) was estimated. According to the obtained results, the coefficient of error correction term (ECM) is estimated as -0.0842, which indicates the speed of short-term error correction towards the equilibrium and long-term value. In other words, about 8.4% of the imbalances related to the previous period were corrected in each period.

After estimating the VCEM model, we analyze impulse response functions to examine the issue more precisely. The unofficial exchange rate (6.8%) and industrial producer price index (base metal manufacturing sub-group) (6.5%) in the standard form have been more effective than other model variables on the fluctuations of steel price. In addition, the results of variance decomposition showed that the industrial producer price index (16.18%) and unofficial exchange rate (11.7%) had more effect on the price fluctuations of this product than other variables. It is worth mentioning that the above two variables, both in the analysis of shocks and variance decomposition analysis, have been the most important variables affecting the price of steel. Finally, after estimating the designed models, we estimate an out-of-sample forecast of steel prices in the time horizon of 9 months. Based on our findings, the price of steel will reach 321552 rials in June 2024, with a growth of 5% from October 2023.

Conclusion

Finally, based on the results of a long-term relationship estimation, impulse response functions analyses, and variance decomposition, we recommended:

a) Given that the variable of the industry producer price index (a subgroup of base metals) (PPI) has a significant effect on the price of steel, and the increase of this index indicates the increase in the production cost of these products, based on this, to save energy consumption and production costs as well as develop the production of steel products, it is suggested that the technologies, equipment, and machinery used in the production of steel products be updated and modernized. The depreciation of old equipment and technologies leads to an increase in production costs, which will also lead to an increase in the mentioned index.

b) Also, the unofficial exchange rate variable (EX) has been one of the important and significant variables in explaining the price of steel. Therefore, it is recommended that the central bank adopt appropriate monetary and foreign exchange policies to control the exchange rate in the country.

c) According to the obtained results, the variable of steel production (P) has been another variable influencing the price of steel; Therefore, to increase the quality and quantity of production, it is recommended to use more up-to-date technology and equipment and machinery to benefit of economies of scale. Also, due to the dependence of the steel industry on the consumption of thermal and electrical energy (gas and electricity), any interruption will lead to a decrease in steel production. Thus, it is recommended to solve the problems of electricity and gas and to assure the owners of steel industries about the timely and sufficient supply of these energies for the continuation and development of the production of steel products.

d) Also, the cost of energy (electricity) (EL) has also been one of the significant variables in explaining the price of steel; because the increase in the cost of energy (electricity) will lead to an increase in the cost of production. Therefore, we recommend preventing the fluctuation of their price tariff due to the effect on the amount of production cost. On the other hand, we recommend applying the electricity tariff based on the amount of production, which will be an incentive for the producers of this industry.

e) Due to the abundance of natural resources of raw materials for steel production, including iron ore, in the country, to prevent crude sales, it is suggested to increase exports by focusing on the marketing and sale of steel products in foreign countries; This is not possible except through the development of production, increasing the variety, quality, and durability of manufactured steel products.

مدل سازی و پیش بینی ماهانه قیمت فولاد در ایران

طیبه رهنمون پیروج^۱ | سید صالح اکبر موسوی^۲ | منصور عسگری^۳

۱. دکتری اقتصاد و پژوهشگر مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران. رایانامه: t.rahneemoun@itsr.ir

۲. نویسنده مسئول، استادیار مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران. رایانامه: s.mousavi@itsr.ir

۳. دانشیار مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران. رایانامه: m.asgari@itsr.ir

مقاله حاضر مستخرج از گزارش پژوهشی در مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی است.

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	کاربرد فراوان و متعدد فولاد در صنایع مختلف، آن را به کالایی استراتژیک تبدیل کرده و قیمت آن همواره مورد توجه صاحبان صنایع بوده است. از این رو، دسترسی به پیش‌بینی‌های دقیق از روند قیمتی فولاد و محصولات آن، حائز اهمیت است. بر این اساس، در مطالعه حاضر، ضمن شناسایی متغیرهای اثرگذار بر قیمت فولاد، پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای برای دوره زمانی ۱۴۰۲:۰۷ تا ۱۴۰۳:۰۳ با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) انجام شده است. در ابتدا، مطابق نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید شد. همچنین، ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) برابر ۰/۰۸۴۲- تخمین زده شد. تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی و شوک‌های وارد بر متغیرها نیز نشان داد که شوک ایجاد شده در متغیرهای نرخ ارز غیررسمی و شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (زیرگروه ساخت فلزات پایه)، به ترتیب با ۶/۸ و ۶/۵ درصد به شکل استاندارد، بیش از سایر متغیرهای مدل بر نوسانات قیمت فولاد مؤثر بوده‌اند. به علاوه، تحلیل‌های مربوط به تجزیه واریانس، نشان داد که شاخص تولیدکننده صنعت با ۱۶/۱۸ درصد و نرخ ارز غیررسمی با ۱۱/۷ درصد بعد از قیمت خود فولاد، بیشتر از سایر متغیرها بر نوسانات قیمت این محصول، اثرگذار بوده‌اند. در نهایت، پس از برآورد پیش‌بینی برون نمونه‌ای، رشد ۵ درصدی در قیمت فولاد از ۳۰۲۴۴۵ ریال در مهر ۱۴۰۲ به ۳۲۱۵۵۲ ریال در خرداد ماه ۱۴۰۳ پیش‌بینی شده است. نتایج معیارهای ارزیابی پیش‌بینی نیز، بیانگر دقت بالای آن بوده است. مطابق نتایج، مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی شامل به روزرسانی تکنولوژی‌ها، تجهیزیات و ماشین آلات مورد استفاده در تولید محصولات فولادی به منظور توسعه تولید فرآورده‌های فولادی، صرفه‌جویی در مصرف انرژی و هزینه‌های تولید، اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی و ارزی و افزایش صادرات با تمرکز بر بازاریابی و فروش محصولات فولادی (به منظور جلوگیری از خام فروشی)، از طریق توسعه تولیدات، افزایش تنوع، کیفیت و ماندگاری محصولات فولادی تولیدی قابل ارائه است.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۹/۶	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۲/۹/۱۳	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۲۵	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۱۰/۵	
JEL: E37, L61, C32.	
واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی ماهانه قیمت، محصولات فولادی، مدل خودرگرسیون برداری	

استناد: رهنمون پیروج، طیبه؛ سید صالح؛ و عسگری، منصور (۱۴۰۲). مدل سازی و پیش‌بینی ماهانه قیمت فولاد در ایران. *اقتصاد باثبات*، ۴

(۴)، ۶۰-۹۵

DOI: 10.22111/SEDJ.2024.47309.1417

حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان



۱. مقدمه

فولاد با توجه به نقش مهم در اقتصاد جهانی و میزان توسعه‌یافتگی کشورها، کالایی استراتژیک به شمار می‌رود. چرا که این محصول در صنایع مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. صنعت فولاد، به دلیل موقعیت استراتژیک خود، موجبات رشد و توسعه اقتصادی کشورها را فراهم می‌آورد و افزایش تولید و مصرف آن در طی زمان، به رشد اقتصادی کشورها گره خورده است. به طوری که، ارتباط قوی بین مصرف فولاد و میزان توسعه‌یافتگی کشورها وجود دارد؛ که این امر بیانگر اهمیت فولاد در اقتصاد کشورها است (آقایی و پورمیری، ۱۳۸۵).

در سال ۲۰۲۳، تولید فولاد خام در دنیا به میزان ۱/۹ میلیارد تن بوده که نسبت به سال گذشته ۱/۲ درصد افزایش یافته است. در این بین، کشور چین با تولید حدود ۱/۰۳۰ میلیارد تن، رتبه اول تولید فولاد خام در دنیا را به خود اختصاص داده است. پس از آن کشورهای هند، ژاپن، کره جنوبی، ایالات متحده آمریکا، روسیه و ترکیه به ترتیب دومین تا هفتمین تولیدکنندگان فولاد خام در سال ۲۰۲۳ بوده‌اند. ایران نیز با تولید ۳/۱ میلیون تن فولاد در فروردین ماه سال ۱۴۰۲ رشد تولید ۲/۵ درصدی نسبت به سال قبل داشته و رتبه هشتم تولید فولاد را در دنیا کسب کرده است (World Steel Association, 2023). این در حالی است که ایران در سال ۱۴۰۱ جایگاه دهم تولید فولاد در دنیا را به خود اختصاص داده بود. از طرفی، صنعت فولاد، دومین صنعت صادرات غیرنفتی کشور بعد از پتروشیمی است و نقش حائز اهمیتی در اقتصاد جهانی و ایران دارد (شفیعی و میرابی، ۱۳۹۹). این صنعت به لحاظ میزان اشتغال‌زایی، حجم و تنوع تولیدات، از صنایع مادر و بزرگ کشور به شمار می‌رود.

فرآورده‌های نهایی فولاد به لحاظ شکل ظاهری به دو دسته محصولات طولی^۱ و محصولات تخت^۲ تقسیم می‌شوند و تقاضای آن شامل انواع تیرآهن، نبشی، سپری، میلگرد، صفحات فولادی است که هم به صورت کالاهای بادوام و هم در فرآیند تولید استفاده می‌شوند. از این رو، علاوه بر نقش مهم فولاد در صنایع مختلف، قیمت آن نیز بسیار حائز اهمیت است؛ چرا که افزایش قیمت آن، می‌تواند ضمن افزایش هزینه‌های تولید در صنایع کشور، توجیه‌پذیری تولیدات آن‌ها را نیز دچار اشکال نماید.

1. Long Products

2. Flat Products

بر این اساس، ضروری است که پیش‌بینی‌های قابل اتکا و با دقت بالا در خصوص قیمت فولاد انجام شود؛ چرا که در این صورت، می‌توان سیاست‌گذاران را در اتخاذ سیاست قیمتی مناسب و تنظیم بازار این محصول یاری کرد. از طرفی، پیش‌بینی قیمت فولاد می‌تواند تصمیم‌گیران را در برآورد هزینه طرح‌ها و نیز توجیه‌پذیری اجرای آن‌ها نیز یاری کند. همچنین در دسترس بودن پیش‌بینی‌های دقیق موجب می‌شود که مسیر حرکت آینده قیمت این محصول مشخص شده و تصمیم‌گیران برای حفظ تعادل قیمتی در بازار، برنامه‌ریزی‌های مناسبی را جهت تولید، صادرات و توزیع آن در بازار انجام دهند.

در همین راستا، مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۹۸:۰۱-۱۴۰۲:۰۳ و بررسی دقیق ادبیات موضوع و در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران، مدلی را که شامل متغیرهای مؤثر بر قیمت فولاد بوده، طراحی و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR¹) برآورد کرده است. علاوه بر این، با استفاده از نتایج به دست آمده از برآورد مدل، پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای برای افق زمانی ۹ ماهه ۱۴۰۳:۰۳ - ۱۴۰۲:۰۷ ارائه شده است. مزیت روش مورد استفاده در این پژوهش آن است که در مدل VAR، بکارگیری و بررسی تأثیر همزمان چند متغیر بر متغیر وابسته امکان‌پذیر است؛ در حالی که مدل‌های سری زمانی ARIMA، شبکه‌های عصبی، الگوریتم ژنتیک و یادگیری ماشین مدل‌های تک متغیره هستند. همچنین استفاده از داده‌های ماهانه و به‌روز از مراجع معتبر، شناسایی متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر قیمت فولاد براساس مطالعات انجام شده داخلی و خارجی و نظرات کارشناسی گروه تحقیق، و نیز طراحی و برآورد مدلی برای پیش‌بینی قیمت فولاد، از نوآوری‌های این مطالعه است.

بر این اساس، تحقیق حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. در ادامه، در بخش دوم ادبیات تحقیق مرور می‌شود. در این بخش مبانی نظری متغیرهای مؤثر بر قیمت فولاد مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس برخی از مهم‌ترین مطالعات تجربی داخلی و خارجی مرور خواهند شد. در بخش سوم، مدل تحقیق معرفی شده و روش برآورد آن توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق

1. Vector Autoregressive (VAR)

ارائه شده و نتایج به صورت دقیق مورد تحلیل و ارزیابی قرار می‌گیرد. در نهایت در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

فولاد، آلیاژی از آهن و کربن است که استحکام زیاد و کاربردهای متنوعی دارد. این فلز در صنایع مختلف از جمله خودروسازی، کشتی‌سازی، راه‌آهن و لوکوموتیو، کانتینر، صنایع دفاعی، ساختمان‌سازی، لوازم خانگی، تجهیزات پزشکی و ... نقش حائز اهمیت دارد. همچنین، فولاد نقش مؤثری در اقتصاد ایفا می‌کند و به دلیل حجم تولید، اشتغال‌زایی، حجم سرمایه و تنوع محصولات در زمره صنایع بزرگ و مادر محسوب می‌شود. از این رو می‌توان گفت فولاد در زمره محصولات استراتژیک قرار دارد که افزایش قیمت آن می‌تواند تعادل در بازار محصولات فوق‌الذکر را با اختلال مواجه کند. لذا بررسی عوامل مؤثر بر قیمت فولاد، حائز اهمیت است.

به لحاظ مبانی اقتصادی، مقدار و قیمت تعادلی هر محصول، متأثر از متغیرهای طرف تقاضا و عرضه است. در خصوص فولاد نیز، متغیرهایی نظیر میزان فعالیت‌های عمرانی، وضعیت توسعه کشور، مخارج عمرانی برای ساخت و ساز شهری، سطح قیمت‌ها و ... از سمت تقاضا، و متغیرهایی اعم از میزان تولید، تکنولوژی، هزینه‌های تولید، قیمت حامل انرژی، قیمت مواد اولیه از سمت عرضه و همچنین متغیرهایی نظیر نرخ ارز، قیمت جهانی کالا و ... از هر دو کانال فوق، بر مقدار و قیمت تعادلی محصول اثرگذار است. بر این اساس، در ادامه برخی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر قیمت فولاد که در ادبیات موضوع مطرح شده، معرفی می‌شوند^۱.

اولین متغیری که در این قسمت بررسی می‌شود، متغیر تولید فولاد است. مطابق قانون تقاضا، قیمت و مقدار تولید کالاها و خدمات، ارتباط تنگاتنگ و منفی با یکدیگر دارند. از این رو که با افزایش تولید یک کالا، انتظار می‌رود قیمت آن در بازار کاهش یابد و برعکس. بنابراین میزان تولید به عنوان یکی از عوامل

۱. لازم به ذکر است، از بین متغیرهای مؤثر، تنها آنهایی که جزء متغیرهای کلان اقتصادی بوده و نیز دسترسی به داده‌های آنها وجود داشته، در نهایت در مدل تحقیق لحاظ شده است.

مهم و مؤثر در قیمت فولاد است. در همین راستا، لیو^۱ (۲۰۱۹) معتقد هستند که تولید فولاد خام پس از قیمت پودر آهن، مهمترین عامل مؤثر بر قیمت فولاد بوده است.

در ایران، کارخانه‌های مختلفی به تولید فولاد اشتغال دارند و ضمن پوشش دادن نیاز داخل کشور، در حوزه صادرات فولاد نیز فعال هستند. در حال حاضر بالغ بر ۲۵۰ کارخانه تولید محصولات بالادستی و پایین دستی صنعت فولاد کشور به تولید شمش فولاد، آهن اسفنجی، گندله، محصولات فولادی و ... مشغول هستند. در سال ۱۴۰۱، ظرفیت تولید فولاد میانی کشور، شامل بیلت و بلوم و اسلب، در مجموع برابر با ۴۷۷۰۰ هزار تن بوده است. در این بین، ظرفیت تولید بیلت و بلوم که در ابتدای زنجیره تولید مقاطع طولی فولاد به مصرف می‌رسند حدود ۳۴۷۲۰ هزار تن و ظرفیت تولید اسلب که در ابتدای زنجیره تولید مقاطع تخت فولادی مورد استفاده قرار می‌گیرد در حدود ۱۲۹۸۰ هزار تن بوده است (انجمن تولیدکنندگان فولاد ایران، ۱۴۰۲). از طرفی، کشور ایران یکی از بزرگترین تولیدکنندگان فولاد در خاور میانه نیز است. در این بین، شرکت فولاد مبارکه اصفهان به عنوان پیشرو در تولید فولاد کشور بوده که به تولید انواع فولاد پیشرفته از جمله ورق، نوار، تیرآهن، لوله، میلگرد و محصولات فولادی دیگر می‌پردازد. سپس، شرکت‌های فولاد خوزستان، فولاد خراسان و فولاد هرمزگان به عنوان برترین تولیدکنندگان فولاد خام در ایران در نیمه اول سال ۱۴۰۲ بوده‌اند. نکته مهم قابل ذکر در خصوص تولید فولاد کشور، وجود منابع طبیعی به عنوان مواد اولیه مورد نیاز تولید فولاد در کشور بوده؛ که در توسعه و افزایش تولید این محصول، بسیار حائز اهمیت است و به عبارتی، مزیت نسبی کشور در تولید فولاد محسوب می‌شود.

یکی دیگر از متغیرهای مهم، نرخ ارز است که در اقتصاد دنیا و به ویژه اقتصاد ایران، بسیار حائز اهمیت است. تغییرات در نرخ‌های ارز کشورهای دنیا در پی تصمیمات و سیاست‌های پولی و ارزی اتخاذ شده از سوی مقامات پولی و در رأس آن‌ها بانک مرکزی، انجام می‌شود. نوسانات نرخ ارز در ایران که در یک دهه گذشته بسیار بیشتر از قبل محسوس بوده، گاهاً مبنا و دلیل منطقی داشته و در برخی موارد نیز علت افزایش آن، منطبق بر تئوری‌های اقتصاد کلان نبوده است. اما نوسانات ارزی به هر دلیلی که اتفاق افتاده باشد، منجر به تغییر قیمت اکثر کالاها و خدمات در بازار خواهد شد.

¹ Liu

کالاهای موجود در بازار از طریق دو کانال مختلف تحت تأثیر نوسانات ارزی هستند: (۱) کالاهایی که از طریق واردات تأمین می‌شوند، همواره تحت تأثیر مستقیم نرخ ارز هستند. در این بین واردات کالاهایی که از آنها به عنوان کالاهای اساسی یاد می‌شود (برنج، روغن، دارو، نهاده‌های برخی از صنایع و ...) با نرخ ارز ترجیحی که از سوی دولت وضع می‌شود، صورت می‌گیرد. تغییر در نرخ ارز ترجیحی، منجر به افزایش قیمت محصولات خواهد شد که از این نوع ارز برای واردات آنها استفاده می‌شود.^۱ اکثریت کالاها نیز که با نرخ ارز بازار آزاد وارد کشور می‌شوند، قیمت آنها در بازار داخل به مراتب، تأثیرپذیری بیشتری از نرخ ارز خواهند داشت. (۲) اما در اقتصاد ایران، کالاهایی که تولید داخل هستند نیز متأثر از نوسانات ارزی است. این تأثیرپذیری که به شکل غیرمستقیم هم است، از دو کانال اتفاق می‌افتد: الف) مشابه کالاهای تولید داخل، از خارج از کشور وارد شده و هر دو در بازار موجود هستند. کالاهای وارداتی به تبع به دلیل نرخ ارز، به نسبت گران‌تر هستند. این موضوع باعث می‌شود که یک رقابت قیمتی بین کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی صورت گیرد؛ و در نتیجه قیمت کالاهای داخلی نیز در بازار افزایش یابد. ب) افزایش در نرخ ارز، اثرات تورمی در اقتصاد ایجاد می‌کند که همین موج تورمی، منجر به افزایش قیمت کالاهای تولید داخل نیز می‌شود. به عنوان مثال، افزایش در نرخ ارز، منجر به افزایش در دستمزدها (تورم ناشی از فشار دستمزد) و افزایش در قیمت مواد اولیه تولید و سایر هزینه‌ها (تورم ناشی از فشار هزینه) شده، و از این طریق به شکل غیرمستقیم، نقش خود را در افزایش قیمت کالاهای تولید داخل ایفا می‌کند.

در خصوص تأثیر نرخ ارز بر قیمت فولاد، وارانگیس دوکان^۲ (۱۹۹۰) به این نتیجه رسیدند که با افزایش نرخ دلار، قیمت فولاد افزایش می‌یابد. ضمن آنکه در بررسی مقایسه‌ای تغییر نرخ دلار و بین بر قیمت فولاد، تولیدکنندگان فولاد ایالات متحده بلافاصله قیمت‌ها را تغییر می‌دهند؛ اما تولیدکنندگان ژاپنی در قیمت‌گذاری محافظه‌کار هستند. به عبارتی آنها بخش زیادی از کاهش ارزش دلار را به عنوان کاهش سود جذب می‌کنند و با وقفه ۶ ماهه قیمت فولاد را تغییر می‌دهند. همچنین، به عقیده هوو^۳ (۲۰۱۰) نرخ ارز نقش بسیار مهمی را در قیمت‌گذاری صنعت فولاد چین بر

۱. به عنوان مثال، تغییر نرخ ارز ترجیحی از ۴۲۰۰۰ ریال به ۲۸۵۰۰۰ ریال از تاریخ ۲۲ اردیبهشت ۱۴۰۱ تاکنون.

^۲ Varangis and Duncan

^۳ Hou

عهده دارد. چرا که با افزایش نرخ ارز، تولیدکنندگان چینی می‌توانند فولاد را با قیمت‌های بالاتری به آمریکا و کشورهای با مبنای نرخ ارز وارداتی دلار، صادر کنند. به علاوه فردوس و آمربینا^۱ (۲۰۲۳) معتقدند که ارزش نرخ ارز، متغیر مؤثری بر قیمت فولاد ساختمانی است. برخی دیگر از محققان نیز به اهمیت نرخ ارز بر پیش‌بینی قیمت سایر فلزات تمرکز کرده‌اند که از جمله آن‌ها می‌توان به برونا و هاردی^۲ (۲۰۱۹) و ژانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۱) و کواس و همکاران^۴ (۲۰۲۱) اشاره کرد.

اما برای کشورهای نظیر ایران که توانایی بسیاری در تولید فولاد دارد، قاعدتاً قیمت فولاد تأثیرپذیری چندانی از طریق کانال اول ارزی نخواهد داشت. به عبارت دیگر، چون خود کشور تولیدکننده فولاد است، متأثر از نوسانات نرخ ارز به شکل مستقیم از طریق کانال اول ذکر شده در بالا قرار نمی‌گیرد. اما همان‌طور که اشاره شد تأثیرپذیری قیمت فولاد از نرخ ارز، از کانال‌های دیگری نیز امکان‌پذیر است. زمانی که نرخ ارز افزایش می‌یابد به دلیل آثار تورمی که به دنبال خواهد داشت منجر به افزایش قیمت اغلب کالاها خواهد شد، که فولاد هم از این امر بی‌نصیب نخواهد ماند. همچنین تولید فولاد وابسته به مصرف مواد اولیه (سنگ آهن) و نیز انرژی (گاز و برق) است که افزایش نرخ ارز با تأثیر بر موارد فوق، حتی با وجود دسترسی کارخانه‌های تولیدکننده فولاد به حامل‌های انرژی با قیمت یارانه‌ای، منجر به پرهزینه‌تر شدن فرآیند تولید شود.

متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز، از جمله شاخص‌هایی هستند که عملکرد کالاها و خدمات را نشان می‌دهند آگالگا و آنتوی^۵ (۲۰۱۳). می‌توان از تورم به عنوان یکی دیگر از متغیرهای مؤثر بر قیمت کالاها و خدمات نام برد. تورم بر حسب شاخص‌های مختلفی محاسبه می‌شود که یکی از آن‌ها تورم بر حسب شاخص قیمت تولیدکننده^۶ (PPI) است. شاخص قیمت تولیدکننده، نمایان‌گر روند تغییرات میانگین قیمت کالاها و خدمات تولید شده در داخل کشور است (سامانه ملی تعاریف و مفاهیم آماری مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲). افزایش شاخص مذکور، نشان‌دهنده افزایش در قیمت کالاهای تولید داخل

¹ Firdaus and Amrina

² Browna and Hardy

³ Zhang, et al

⁴ Kwas, et al

⁵ Agalega and Antwi

6. Producer Price Index

خواهد بود. این شاخص به مراتب بهتر از تورم بر مبنای شاخص قیمت مصرف‌کننده، می‌تواند تغییرات قیمتی کالاها و خدمات تولید شده را نشان دهد. از طرفی، شاخص‌های قیمت تولیدکننده برای بخش‌های مختلف صنعت، معدن، برق، محصولات مرغداری‌های صنعتی کشور، محصولات گاوداری‌های صنعتی کشور، زراعت، باغداری و دامداری سنتی و بخش‌های خدمات، توسط مرکز آمار ایران تهیه می‌شود. در این بین، به منظور بررسی تأثیر تورم تولیدکننده بر قیمت فولاد، شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (زیرگروه ساخت فلزات پایه) مناسب است.

متغیر اثرگذار دیگر بر قیمت فولاد، متغیر هزینه انرژی است. چرا که صنعت فولاد، جزء صنایع انرژی بر بوده است. در این بین، وابستگی تولید فولاد به مصرف برق به گونه‌ای است که قطعی برق منجر به عدم دستیابی به اهداف شرکت‌های فولادسازی می‌شود؛ که این امر، بیانگر اهمیت انرژی الکتریکی در تولید این صنعت بوده است. از طرفی، بهای انرژی‌های حرارتی و الکتریکی بر قیمت محصولات فولادی نیز نقش دارند. در این بین، سهم هزینه‌های انرژی در تولید فولاد به صورت مستقیم و به روش کوره قوس، کمتر از ۱۰ درصد است. این در حالی است که در روش تولید کوره بلند، انرژی الکتریکی بیشتری مصرف می‌شود. در نتیجه، قیمت انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های تولید فولاد، به منظور استفاده مستقیم در فرآیند تولید، تا حدودی بر قیمت آن مؤثر است.^۱ به علاوه، عدم تأمین هر یک از انرژی‌های حرارتی و الکتریکی، منجر به توقف تولید فولاد خواهد شد. در این بین، وینداپو و کتل^۲ (۲۰۱۲) و آکانی و همکاران^۳ (۲۰۱۴). نیز در مطالعات خود، هزینه انرژی را بر قیمت مصالح ساختمانی مؤثر دانسته‌اند.

از طرفی، با توجه به نقش مهم نفت خام در اقتصاد کلان و بازارهای کالایی، رابطه بین قیمت نفت خام و قیمت فلزات پایه به طور گسترده در مطالعاتی نظیر دوتا^۴ (۲۰۱۸) و شاهزاد و همکاران^۵ (۲۰۱۹) و

۱. نکته قابل ذکر در این خصوص این است که کارخانه‌های تولیدکننده فولاد به حامل‌های انرژی با قیمت یارانه‌ای دسترسی دارند.

^۲ Windapo and Cattell

^۳ Akanni, et al

^۴ Dutta

^۵ Shahzad, et al

سینگال و همکاران (۲۰۱۹). ژئو و همکاران^۱ (۲۰۱۹) و ... مورد بررسی قرار گرفته است. مکانیسم سرریز نوسان نفت خام بر قیمت فلزات پایه، اساساً مبتنی بر استراتژی‌های هجینگ^۲ و سبد سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاری‌های کالایی، تأثیر مشترک عوامل کلان اقتصادی و هزینه‌های تولید فلز است ((*Yin and Ma (2018)*, *Ratti and Vespignani (2016)*, *Korhonen and Ledyaeva (2010)*, *Zhang, et al (2018)*, *Wen, et al (2019)* و *Chen, et al (2019)*).

مکانیسم‌های سرریز نوسان ممکن است در مقیاس‌های زمانی مختلف، متفاوت باشند. عامل مقیاس زمانی بلندمدت، عمدتاً مرتبط با روند توسعه اقتصاد جهانی است. عوامل مقیاس زمانی میان‌مدت، عموماً مربوط به رویدادهای مهم و تغییرات سیاستی است. از طرفی، رویدادهای مهم و سیاست‌های نفت خام باعث نوسانات قیمتی می‌شود که به طور اجتناب‌ناپذیری بر استخراج فلزات، توسعه صنعت و در نهایت قیمت فلزات تأثیرگذار است. زیرا نفت خام از مهم‌ترین انرژی‌ها محسوب می‌شود. عوامل مقیاس زمانی کوتاه‌مدت، عموماً متأثر از رویدادهای نامنظم مانند شوک‌های سریع بازار عرضه و تقاضا هستند. در این حالت، معدنچیان زمان کافی برای تنظیم تولید ندارند. مصرف‌کنندگان نیز نمی‌توانند فرآیند را به موقع تنظیم کنند تا مصرف مواد خام را کاهش دهند. همچنین کشش قیمتی عرضه و تقاضا کم است (*Shao and Zhang, 2020*). تمامی موارد فوق، می‌تواند باعث نوسانات در قیمت فلزات از جمله فولاد شود.

در ادبیات موضوع، حتی قیمت نفت و فلزات گران‌بها نیز با هم در ارتباط هستند. نفت و فلزات گران‌بها دارایی‌های مالی هستند که معمولاً تحت تأثیر چرخه‌های بازار و همچنین اثرات خارجی بازار قرار می‌گیرند. در تولید فلزات گران‌بها، از فرآیند استخراج تا فرآیند پالایش، مقادیر زیادی انرژی غنی از هیدروکربن (یک منبع وابسته به نفت) برای نیرو دادن به ماشین‌آلات مورد استفاده در تولید این فلزات، مورد نیاز است. بنابراین، افزایش قیمت نفت منجر به قیمت‌گذاری بالای انرژی می‌شود؛ که آن هم به نوبه خود، هزینه تولید فلزات مذکور را افزایش می‌دهد. در این مدت، تولید و عرضه فلزات گران‌بها، به دلیل تقاضای کم ناشیب از افزایش قیمت فلزات، کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، تولید فلزات گران‌بها زمانی سودآور خواهد بود که قیمت انرژی در نتیجه کاهش قیمت نفت، پایین‌تر

¹ Zhu, et al

2. Hedging

باشد. بنابراین، نفت و قیمت‌گذاری فلزات گران‌بها و تولید آنها، به دلیل این وابستگی، به حرکت مشترک ادامه خواهند داد (Sari, et al, 2010). حرکت بین نفت و فلزات گران‌بها، اطلاعات مفیدی را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد تا بتوانند سهام این دو دارایی را در مواقعی که آشفتنگی‌هایی در بازار وجود دارد، مدیریت کنند (Yaya, et al, 2022).

قیمت مواد اولیه، متغیر مؤثر دیگری بر قیمت فولاد است. در این بین، سنگ آهن جزء اصلی‌ترین ماده معدنی و مواد اولیه برای تولید فولاد است؛ به طوری که ۹۸ درصد سنگ آهن استخراج شده در سطح جهان، برای تولید فولاد به مصرف می‌رسد (روزنامه دنیای اقتصاد، ۱۴۰۰: شماره ۵۲۰۱). زمانی که استخراج سنگ آهن دچار مشکل شود، یا قیمت آن بالاتر رود، به شکل مستقیم بر قیمت فولاد اثرگذار است. مطالعه ما^۱ (۲۰۱۰) در این خصوص نشان داد که قیمت سنگ آهن، عامل اصلی سرریز قیمت‌ها به قیمت فولاد بوده است. همچنین مالانیچف و وروبیف^۲ (۲۰۱۱) نیز به منظور بررسی و پیش‌بینی قیمت فولاد، از قیمت سنگ آهن به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر قیمت فولاد استفاده کرده‌اند.

به جز متغیرهای اصلی که در بالا معرفی شدند، متغیرهای دیگری نیز در ادبیات موضوع به عنوان متغیرهای مؤثر بر قیمت فولاد به کار رفته‌اند. به عنوان مثال، می‌توان متغیرهای قیمت پودر آهن لیو و همکاران^۳ (۲۰۱۹). قیمت زغال سنگ کک و ضریب ظرفیت تولید کارخانه‌های جهان مالانیچف و وروبیف (۲۰۱۱) بازده اوراق قرضه تجهیزات مکانیکی، ساخت و ساز، زیرساخت و مسکن، صنایع خودرو و ما (۲۰۲۱) و ... را نام برد.

۱-۲. مطالعات داخلی

کاظمیان و همکاران (۱۴۰۲)، با استفاده از مدل ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی بیزین، بردارهای پشتیبان و پاد انتشار گراسبرگ^۴ و با به‌کارگیری داده‌های فصلی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ به پیش‌بینی قیمت فولاد پرداخته‌اند. در نتیجه مدل پاد انتشار گراسبرگ در پیش‌بینی قیمت فولاد از دقت بالاتری

¹ Ma

² Malanichev and Vorobyev

³ Liu, et al

4. Grassberg Anti-Diffusion

برخوردار بوده است. همچنین، با افزایش تبانی در بازار فولاد، میزان محصول بیشتری در بازار عرضه شده و قیمت محصول نیز در همان زمان افزایش می‌یابد که این امر کاهش رفاه مصرف کننده فولاد را به همراه خواهد داشت.

فرجیان و فرجیان (۱۴۰۱)، به پیش‌بینی قیمت سنگ آهن با مدل‌سازی و استفاده از تحلیل سری زمانی از طریق شبکه عصبی پویا پرداخته‌اند. در این مقاله از داده‌های ماهانه قیمت سنگ آهن و عوامل مؤثر بر نوسانات آن، استفاده شده است. در نتیجه مدل شبکه عصبی بهینه با ۳ لایه و ۱۰ نرون، توانسته قیمت سنگ آهن را با دقت بسیار خوب برآورد کند.

سلطانی تهرانی و دائی کریم‌زاده (۱۳۹۴)، در مطالعه خود میانگین قیمت فولاد را با استفاده از مدل سری‌های زمانی برای ۶ ماهه دوم سال ۱۳۹۴ و ۲ ماهه اول سال ۱۳۹۵ پیش‌بینی کرده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه داده‌های ماهانه میانگین قیمت فولاد در دوره شهریور ماه ۱۳۸۷ تا اسفند ماه ۱۳۹۳ به عنوان داده‌های ورودی و قیمت‌های ۶ ماهه ابتدایی سال ۱۳۹۴ به عنوان معیار ارزیابی بوده است. در نتیجه مدل $ARIMA(0, 1, 1)$ مطابق معیارهای آکائیک و شوارتز بهترین مدل برآوردی بوده است. در نتیجه، مدل‌های سری زمانی، نتایج قابل قبولی در پیش‌بینی میانگین قیمت فولاد ارائه داده‌اند.

محمدی و همکاران (۱۳۹۲)، در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت سنگ آهن در دوره ژانویه ۲۰۰۹ تا ژوئن ۲۰۱۲ به عنوان داده‌های ورودی و نیز قیمت‌های ۶ ماهه اول سال ۲۰۱۲ به عنوان معیار ارزیابی، قیمت سنگ آهن را پیش‌بینی کرده‌اند. در نتیجه، مدل سری‌های زمانی، نتایج قابل قبولی در پیش‌بینی قیمت‌های سنگ آهن ارائه داده‌اند.

خوجم‌لی و همکاران (۱۳۸۹)، در پژوهشی با استفاده از مدل‌های سری زمانی $ARIMA$ و MA قیمت سنگ آهن را پیش‌بینی کرده و اثبات کرده‌اند که خطای پیش‌بینی در حد کوچک، قابل قبول است.

گودرزی (۱۳۸۶)، در مقاله خود با هدف پیش‌بینی مصرف فولاد خام در سال ۱۴۰۰ دو مدل مصرف فولاد خام در ایران را با استفاده از روش VAR برای سال‌های ۱۳۵۶-۱۴۰۰ برآورد کرده

1. Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)
2. Moving Average (MA)

است. مطابق نتایج دو مدل، مصرف فولاد خام به شرط تحقق اهداف برنامه‌های چهارم و پنجم توسعه، در سال ۱۴۰۰ به ترتیب ۵۵/۷ و ۴۵/۸ میلیون تن و در صورت ادامه روند رشد متغیرها مطابق برنامه سوم توسعه، به ترتیب ۴۴/۷ و ۴۱ میلیون تن پیش‌بینی شده است.

آقایی و پور میری (۱۳۸۵)، در مطالعه خود با استفاده از روش از شبکه‌های عصبی مصنوعی به پیش‌بینی قیمت فولاد پرداخته و سپس آن را با روش اقتصادسنجی ARIMA مقایسه کرده‌اند. در نتیجه، عملکرد مدل شبکه عصبی بهتر از روش ARIMA بوده و نیز دارای خطای پیش‌بینی بسیار کمتری از ARIMA بوده است.

۲-۲. مطالعات خارجی

ژو و ژانگ^۱ (۲۰۲۳)، در پژوهش خود، مدل‌های رگرسیون فرآیند گاوسی^۲ را از طریق اعتبارسنجی متقابل^۳ و بهینه‌سازی بیزی^۴ روی هسته‌های مختلف و توابع پایه برای پیش‌بینی شاخص قیمت روزانه ده محصول عمده فولادی در بازار چین طی دوره زمانی ۲۰ ژوئیه ۲۰۱۱ تا ۱۵ آوریل ۲۰۲۱ طراحی کرده‌اند. نتیجه، دقت بالای پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای برای دوره مورد بررسی را نشان داد. همچنین، نتایج این مدل‌ها، پیش‌بینی بهتری را نسبت به برخی مدل‌های اقتصادسنجی سنتی و برخی دیگر از مددلهای یادگیری ماشین ارائه داده است.

ژانگ و همکاران (۲۰۲۱)، پژوهشی را با هدف توسعه دو مدل هوشمند ترکیبی جدید یادگیری ماشین افراطی (ELM^۵) و دو الگوریتم فراابتکاری (بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO^۶) و ژنتیک (GA^۷)) تحت عناوین PSO-ELM و GA-ELM با استفاده از داده‌های سری زمانه ۳۰ ساله قیمت مس جهت پیش‌بینی با دقت بالاتر قیمت مس انجام داده‌اند. نتایج نشان داد که مدل‌های ترکیبی PSO-ELM و GA-ELM پیشنهادی می‌توانند قیمت مس را با دقت و اطمینان بالاتری نسبت به

1. Xu and Zhang
2. Gaussian Process Regression
3. Cross Validation
4. Bayesian Optimizations
5. Extreme Learning Machine (ELM)
6. Particle Swarm Optimization (PSO)
7. Genetic Algorithm (GA)

مدل‌های سنتی ELM و ANN^۱ پیش‌بینی کنند. از این میان، PSO-ELM بیشترین دقت را داشته است.

کواس و همکاران (۲۰۲۱)، مقاله خود را با هدف تجزیه و تحلیل مناسب بودن مدل‌های عاملی در توصیف پویایی قیمت‌های واقعی چهار فلز اصلی صنعتی غیرآهنی: آلومینیوم، مس، نیکل و روی انجام داده‌اند. آن‌ها، با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی ماهانه سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۸۰، چهار عامل مشترک مختلف را استخراج کرده‌اند که توضیح دهنده قیمت کالا، نرخ ارز، شاخص‌های مالی و اقتصاد کلان بوده است. سپس، عوامل مذکور را به عنوان پیش‌بینی‌کننده‌های بالقوه حرکات چهار قیمت فلز با استفاده از دو مدل: پیش‌بینی مستقیم (DF^۲) و خودرگرسیون برداری (VAR) بررسی کرده‌اند. در نتیجه، برای سه فلز از چهار فلز (آلومینیوم، نیکل و روی) مدل‌های VAR پیش‌بینی‌های نسبتاً خوبی ارائه می‌دهند که از مدل‌های DF عملکرد بهتری دارند.

ما^۳ (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی سرریزهای قیمتی و وابستگی‌های بین قیمت سنگ آهن، بازده اوراق قرضه تجهیزات مکانیکی، ساخت و ساز، زیرساخت و مسکن، صنایع خودرو و قیمت فولاد پرداخته است. در نتیجه قیمت سنگ آهن، در مقایسه با بازده اوراق قرضه، عامل اصلی سرریز قیمت‌ها به قیمت فولاد بوده است. از طرفی، میزان همبستگی‌ها و انتقال ریسک از بازده اوراق قرضه صنایع مرتبط به قیمت فولاد در دوره قبل از اجرای سیاست چین برای کاهش مازاد ظرفیت در تولید فولاد، پس از اجرای سیاست و قبل و بعد از شیوع ویروس کرونا تغییر کرده است.

سانچز و همکاران^۴ (۲۰۱۵)، در مطالعه خود با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی، ARIMA و قیمت ماهانه مس در دوره ۲ ژانویه سال ۲۰۰۲ تا ۱۶ ژانویه ۲۰۱۴، قیمت مس را پیش‌بینی کرده‌اند. نتایج برآوردها بیانگر عملکرد بهتر مدل شبکه عصبی نسبت به ARIMA بوده است.

مالانیچو و ووروبیو (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای به پیش‌بینی قیمت جهانی فولاد با استفاده از روش رگرسیون پرداخته است. نتیجه بیانگر آن بوده که متغیرهای ظرفیت بازار، قیمت سنگ آهن و زغال سنگ، بر قیمت فولاد مؤثر است. به علاوه، روش رگرسیون، پیش‌بینی دقیقی از قیمت ارائه می‌کند.

1. Artificial Neural Networks (ANN)
2. Direct Forecasts (DF)
3. Ma
4. Sanchez et al.

در مطالعه حاضر، از مدل VAR برای پیش‌بینی قیمت فولاد استفاده شده است؛ چرا که در آن، امکان بکارگیری و بررسی تأثیر همزمان چند متغیر بر متغیر وابسته وجود دارد. از این رو، این مدل‌ها نسبت به مدل‌هایی نظیر شبکه‌های عصبی، فازی و الگوریتم ژنتیک (مدل‌های تک متغیره)، دارای مزیت هستند. همچنین بر اساس مطالعات انجام شده داخلی و خارجی و نظرات کارشناسی گروه تحقیق، متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر قیمت فولاد شناسایی و مدلی برای پیش‌بینی قیمت فولاد طراحی و برآورد شده است؛ که این نیز، از دیگر نوآوری‌های این مطالعه است. علاوه بر این، استفاده از داده‌های به‌روز و ماهانه از منابع معتبر، منجر به ارائه پیش‌بینی‌های دقیق‌تری شده که این موضوع، از مزیت‌های دیگر این تحقیق به شمار می‌رود.

۳. روش‌شناسی تحقیق

هدف اصلی مطالعه حاضر، پیش‌بینی قیمت فولاد (طویل و تخت) در افق زمانی ۹ ماهه، از مهر ۱۴۰۲ تا خرداد ۱۴۰۳ در ایران است. بدین منظور، با توجه به مبانی نظری مطرح شده در بخش دوم، مدل پیشنهادی زیر که شامل متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر قیمت فولاد است، به صورت زیر معرفی می‌شود^۱:

$$PS_t = \alpha + \beta_1 P_t + \beta_2 EX_t + \beta_3 PPI_t + \beta_4 EL_t + \beta_5 IOC_t + u_t \quad (1)$$

در ادامه تعریف عملیاتی هر یک از متغیرهای مدل بیان می‌شود:

قیمت فولاد (PS): این متغیر، نشان‌دهنده میانگین وزنی قیمت فرآورده‌های طویل و تخت فولاد بر حسب ریال است که در این مطالعه با عنوان قیمت فولاد نام برده می‌شود. فرآورده‌های طویل فولاد شامل تیرآهن‌های نمره ۱۴، ۱۶ و ۱۸ ذوب آهن اصفهان و میلگرد آجدار نمره ۱۲ و ۱۴، و فرآورده‌های تخت یا رولی فولاد شامل ورق سیاه ۳ میلی‌متر مبارکه است. داده‌های متغیر مذکور از سازمان حمایت مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان (۱۴۰۲) اخذ شده است.

تولید فولاد (P): این متغیر، بیانگر مجموع تولید فرآورده‌های طویل و تخت فولاد بر حسب هزار تن بوده و داده‌های آن از انجمن تولیدکنندگان فولاد ایران (۱۴۰۲) اخذ شده است.

۱. همه متغیرهای رابطه ۱ به صورت لگاریتمی هستند.

نرخ ارز غیررسمی (EX): این متغیر، نشان‌دهنده نرخ برابری دلار/ریال غیررسمی بازار آزاد بوده و داده‌های آن از بانک مرکزی ایران (۱۴۰۲) استخراج شده و بر حسب ریال است. شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (PPI): این متغیر، بیانگر زیر گروه ساخت فلزات پایه از شاخص قیمت تولیدکننده صنعت، بر حسب سال پایه ۱۳۹۵ است. مقدار این شاخص به صورت کلی و زیر گروه‌های مربوطه از سوی مرکز آمار ارائه می‌شود که داده‌های این متغیر نیز از پایگاه مذکور (۱۴۰۲) اخذ شده است. از طرفی، داده‌های این متغیر، فصلی بوده، که توسط نرم‌افزار EViews 13 به تواتر ماهانه تبدیل شده است.

هزینه انرژی (EL): این متغیر، نشان‌دهنده هزینه برق مصرفی در صنعت فولاد بوده و داده‌های آن حاصل محاسبات نویسندگان است. برای محاسبه این متغیر، ابتدا داده‌های تجمعی مصرف برق بخش صنعت، از پایگاه داده وزارت نیرو (۱۴۰۲) استخراج و سپس به صورت دو ماه یکبار محاسبه شده است.^۱ با فرض اینکه مصرف در طی دو ماه متوالی یکسان است، داده‌های دو ماهه به شکل یکسان بین دو ماه متوالی تقسیم شده و بدین صورت داده‌های ماهانه مصرف برق بخش صنعت محاسبه شده است. سپس سهم مصرف برق در صنعت فولاد به کل صنعت، در داده‌های ماهانه مصرف برق ضرب شده و بدین ترتیب مصرف تقریبی صنعت فولاد محاسبه شده است. در نهایت، با ضرب تعرفه‌های برق منتشر شده از سوی وزارت نیرو برای بخش صنعتی کشور و نیز در نظر گرفتن ۲۰ درصد افزایش برای سه ماه تابستان، در میزان مصرف محاسبه شده، هزینه انرژی برق مصرفی صنعت فولاد بر حسب میلیون ریال بدست آمده است.

قیمت جهانی سنگ آهن (IOC): این متغیر نشان‌دهنده قیمت جهانی سنگ آهن^۲ از بازار فلزات پایه/ بازار آمریکا بر حسب دلار است. داده‌های متغیر مذکور از پایگاه داده شبکه اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز استخراج شده است.^۳

مطالعه حاضر به لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی و از نظر تجزیه و تحلیل، از نوع تحقیقات تحلیلی است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز به روش اسنادی و کتابخانه‌ای، از پایگاه داده‌های داخلی و

۱. به دلیل صدور صورت‌حساب مشترکین به صورت دوره دو ماهه، این اطلاعات هر دو ماه یکبار موجود است.

2. Iron Ore 62% Fe CFR

3. <https://www.tgju.org/profile/base-us-iron-ore>

سازمان‌های مرتبط استخراج شده است. نمونه آماری تحقیق حاضر، فرآورده‌های طویل و تخت فولاد بوده که از میانگین وزنی قیمت آن‌ها در مدل استفاده شده است. داده‌های تحقیق به صورت ماهانه برای دوره زمانی ۱۴۰۲:۰۳-۱۳۹۸:۰۱ بوده (۵۱ مشاهده) و افق زمانی پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای از ۱۴۰۲:۰۷ تا ۱۴۰۳:۰۳ (۹ ماه) بوده است.

برای برآورد مدل تحقیق (رابطه ۱)، از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) که یکی از معروف‌ترین مدل‌های سری‌زمانی است، استفاده می‌شود. واژه خودرگرسیون به خاطر وجود وقفه‌هایی از متغیر وابسته در سمت راست معادلات و واژه برداری به خاطر وجود برداری از یک یا چند متغیر بوده و به همین خاطر است که به این نام شناخته می‌شوند. مدل مذکور برای اولین بار توسط سیمز (۱۹۸۰) مطرح شد. به اعتقاد وی، در سیستم معادلات همزمان نوع متغیرها به صورت همزمان تعیین می‌شود و تصمیم‌گیری در خصوص درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها صحیح نیست. به همین خاطر وی مدل‌های خودرگرسیون برداری VAR را پیشنهاد کرد. این مدل‌ها به دلایل زیر، به سیستم معادلات همزمان ترجیح داده می‌شود:

(۱) نقش زمان در این مدل‌ها بیشتر به چشم می‌آید. بنابراین مدل‌های VAR در نشان دادن ساختار پویای مدل بهتر از معادلات همزمان عمل می‌کند.

(۲) در سیستم معادلات همزمان می‌بایست قیدهایی را اضافه یا کم کرد تا سیستم معادلات قابل شناسایی باشد. درحالی‌که در مدل‌های VAR نوع اعمال قیدهها متفاوت است.

(۳) تقسیم‌بندی متغیرها به درون‌زا و از پیش تعیین شده (برون‌زا و درون‌زای وقفه‌دار) مطرح نیست.

(۴) به سادگی می‌توان با روش OLS^۲ آن‌ها را تخمین زد.

(۵) می‌توان به کمک نتایج حاصل از برآورد این مدل‌ها به پیش‌بینی مقادیر آینده پرداخت. پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی توسط این مدل‌ها، دقیق‌تر از سایر مدل‌ها است. به همین خاطر مورد استقبال محققین قرار گرفته است.

^۱ Sims

2. Ordinary Least Squares (OLS)

در مدل VAR، متغیره وابسته به صورت برداری از چند سری زمانی است که هر یک از آنها بر حسب وقفه های خود و وقفه های سایر متغیرهای الگو تعریف شدند. یک مدل VAR در حالت کلی با p وقفه به صورت زیر است:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

در یک الگوی دو متغیره ساده فرض می شود متغیر Y_{1t} از مقادیر حال و گذشته Y_{2t} تاثیر می پذیرد. برعکس این موضوع نیز صادق است. یعنی متغیر Y_{2t} نیز تحت تاثیر مقادیر حال و گذشته Y_{1t} است. یک سیستم دو متغیره ساده با یک وقفه به صورت زیر است:

$$\begin{cases} Y_{1t} = b_{10} - b_{12} Y_{2t} + \gamma_{11} Y_{1,t-1} + \gamma_{12} Y_{2,t-1} + \varepsilon_{Y_{1,t}} \\ Y_{2t} = b_{20} - b_{21} Y_{1t} + \gamma_{21} Y_{1,t-1} + \gamma_{22} Y_{2,t-1} + \varepsilon_{Y_{2,t}} \end{cases} \quad (3)$$

سری های Y_{1t} و Y_{2t} هر دو ایستا هستند و $\varepsilon_{Y_{1,t}}$ و $\varepsilon_{Y_{2,t}}$ جملات خطای مستقل از هم با واریانس $\sigma_{Y_{1,t}}^2$ و $\sigma_{Y_{2,t}}^2$ است. معادلات فوق، یک مدل خودرگرسیون برداری مرتبه اول (۱) VAR است. چون در هر معادله فقط یک وقفه وجود دارد. در سیستم دو معادله ای فوق، دو متغیر Y_{1t} و Y_{2t} تاثیر متقابلی برهم دارند. به طوری که b_{12} نشان دهنده تاثیر یک واحد تغییر در Y_{2t} بر Y_{1t} و b_{21} نشان دهنده تاثیر یک واحد تغییر در Y_{1t} بر Y_{2t} است. اگر ضریب b_{12} و b_{21} صفر نباشند، جملات $\varepsilon_{Y_{1,t}}$ و $\varepsilon_{Y_{2,t}}$ به ترتیب تاثیر غیرمستقیمی بر Y_{1t} و Y_{2t} خواهند داشت. رابطه فوق نشان دهنده فرم ساختاری الگوی VAR برای مثال دو متغیره است. لازم به ذکر است که فرم ساختاری با روش OLS قابل برآورد نیست. زیرا در روابط فوق، Y_{2t} با جمله خطای $\varepsilon_{Y_{1,t}}$ و Y_{1t} نیز با جمله خطای $\varepsilon_{Y_{2,t}}$ همبسته است. برای برآورد مدل فوق، بایستی آن را به فرم حل شده یا تقلیل یافته تبدیل کرد. بر این اساس، فرم حل شده الگوی دو متغیر فوق، به شکل زیر مطرح است:

$$\begin{cases} Y_{1t} = \alpha_{10} + \alpha_{11} Y_{1,t-1} + \alpha_{12} Y_{2,t-1} + e_{1t} \\ Y_{2t} = \alpha_{20} + \alpha_{21} Y_{1,t-1} + \alpha_{22} Y_{2,t-1} + e_{2t} \end{cases} \quad (4)$$

در رابطه فوق، ۶ ضریب $\alpha_{10}, \alpha_{11}, \alpha_{12}, \alpha_{20}, \alpha_{21}, \alpha_{22}$ به روش OLS قابل برآورد است. همچنین واریانس دو جمله خطای e_{1t} و e_{2t} و نیز کوواریانس بین آنها $Cov(e_{1t}, e_{2t})$ قابل محاسبه است. در رابطه (۳) ε_t ها با یکدیگر همبستگی ندارند. اما در رابطه (۴) e_t ها با هم همبسته هستند.

برای برآورد مدل VAR، ابتدا باید وقفه بهینه مدل را با استفاده از معیارهای اطلاعات تعیین کرد. سپس هم‌انباشتگی متغیرها را بررسی کرده و مدل تصحیح خطای برداری VECM^۱ را تخمین زد. در نهایت نیز، با استفاده از نتایج به دست آمده از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، به تفسیر نتایج و نحوه و میزان اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته مدل پرداخت. همچنین می‌توان پیش‌بینی‌های درون و برون نمونه‌ای را با استفاده از خروجی مدل VAR انجام داد (حقیقت و اکبر موسوی، ۱۳۹۵).

۴. یافته‌های تحقیق

در این بخش، نتایج تحقیق ارائه می‌شود. ابتدا آزمون ریشه‌واحد برای بررسی ایستایی متغیرها انجام شده و از این طریق، مرتبه ایستایی آن‌ها تعیین می‌شود. سپس وقفه بهینه مدل تعیین می‌شود. در ادامه، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس و دو آماره اثر و حداکثر مقادیر ویژه آن، تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مدل تعیین شده و پس از آن، نتایج برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت (مدل VECM) ارائه می‌شود. در قسمت پنجم این بخش، نمودارهای توابع واکنش آنی برای متغیرهای تحقیق بررسی شده است. سپس با استفاده از تحلیل‌های تجزیه واریانس، سهم هر یک از متغیرها در تغییرات متغیر وابسته مدل بررسی می‌شود. در نهایت در قسمت هفتم و پایانی این بخش، پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای بر اساس نتایج تخمین مدل، برآورد شده است.

۴-۱. آزمون ریشه واحد

با توجه به اهمیت بررسی ایستایی متغیرها پیش از برآورد هر مدل، به منظور جلوگیری از برآورد مدل کاذب، در این قسمت از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)^۲ و فیلیپس-پرون (PP)^۳ استفاده شده، که نتایج آن در جدول ۱ زیر ارائه شده است.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP)

نتیجه	فیلیپس-پرون		دیکی فولر تعمیم‌یافته		متغیرها
	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	
I(۱)	***-۴/۵۵۳۳	۲/۲۹۱۷	***-۴/۵۴۱۹	۱/۵۷۰۶	قیمت فولاد (PS)

1. Vector Error Correction Model (VECM)
2. Augmented Dickey-Fuller
3. Phillips-Perron

	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۹۹۴۱)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۹۶۹۹)	
I(۱)	***-۲۲/۳۷۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۲۴۹ (۰/۹۰۳۰)	***-۶/۶۵۴۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۳۹۱۷ (۰/۷۹۲۸)	تولید فولاد (P)
I(۱)	***-۴/۶۶۸۲ (۰/۰۰۰۰)	۱/۷۲۳۶ (۰/۹۷۸۱)	***-۴/۵۳۴۳ (۰/۰۰۰۰)	۱/۲۸۵۴ (۰/۹۴۷۷)	نرخ ارز غیررسمی (EX)
I(۱)	** -۱/۹۲۷۲ (۰/۰۵۲۳)	۲/۹۵۲۰ (۰/۹۹۹۰)	***-۴/۵۰۲۵ (۰/۰۰۰۰)	۱/۷۳۴۳ (۰/۹۷۸۳)	شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (PPI)
I(۱)	***-۶/۴۳۷۲ (۰/۰۰۰۰)	۱/۳۲۹۶ (۰/۹۵۱۹)	***-۶/۳۹۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۹۴۷ (۰/۹۱۳۴)	هزینه انرژی (EL)
I(۱)	***-۶/۱۵۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۶۵۰ (۰/۷۵۸۹)	***-۶/۱۵۹۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۳۰۶۳ (۰/۷۷۰۴)	قیمت جهانی سنگ آهن (IOC)

(منبع: یافته‌های تحقیق)

*** سطح معنی‌داری ۱٪ و ** سطح معنی‌داری ۵٪ را نشان می‌دهد.

در جدول فوق، آماره آزمون به همراه مقدار ارزش احتمال آن (در داخل پرانتز) برای تمامی متغیرهای تحقیق ارائه شده است. مطابق نتایج، تمامی متغیرهای مدل در سطح ایستا نبودند. بنابراین آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرها انجام شد. نتایج هر دو آزمون نشان داد که همه متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده و به عبارتی $I(1)$ هستند. در نتیجه، برای اطمینان از اینکه ترکیب خطی بر اساس باقیمانده‌های مدل ایستا است یا خیر، می‌بایست هم‌انباشتگی متغیرهای مدل بررسی شود تا از وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در این صورت، برآورد مدل براساس یک رگرسیون کاذب نخواهد بود.

۲-۴. تعیین وقفه بهینه مدل

در این مطالعه، با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد، از آزمون هم‌انباشتگی برای بررسی انباشته بودن متغیرهای تحقیق و نیز تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. اما قبل از آن، ابتدا بایستی تعداد وقفه بهینه مدل VAR با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و هنان کوئین جهت انجام آزمون هم‌انباشتگی مشخص شود. در همین راستا، مقادیر معیارهای اطلاعات فوق در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: تعداد وقفه بهینه مدل VAR

تعداد وقفه	معیار آکائیک (AIC)	معیار شوارتز (SC)	معیار هنان کوئین (HQ)
------------	--------------------	-------------------	-----------------------

۱	-۱۳/۲۳۶۹	-۱۱/۵۸۳۶	-۱۲/۶۱۴۷
۲	-۱۴/۳۴۷۲	-۱۱/۲۷۶۸	-۱۳/۱۹۱۸
۳	-۱۶/۲۰۸۳	*-۱۱/۷۲۰۷	*-۱۴/۵۱۹۶
۴	*-۱۶/۲۵۲۴	-۱۰/۳۴۷۶	-۱۴/۰۳۰۴

(منبع: یافته‌های تحقیق)

* تعداد وقفه بهینه

در اینجا با توجه به دوره زمانی تحقیق (۱۳۹۸:۰۱-۱۴۰۲:۰۳) که ۵۱ مشاهده را شامل شده و از ۱۰۰ کمتر است، از معیار اطلاعاتی شوارتز جهت تعیین تعداد وقفه بهینه مدل استفاده شده است. طبق این معیار، حداکثر ۳ وقفه بهینه برای برآورد مدل و رابطه هم‌انباشتگی تعیین می‌شود. این بدین منظور است که با توجه به سیستمی بودن مدل VAR، ضمن آنکه مشکل درون‌زایی متغیرها در این حالت رفع می‌شود؛ متغیر وابسته هر معادله، از وقفه خود و وقفه سایر متغیرها، حداکثر تا میزان وقفه بهینه تعیین شده، تاثیر می‌پذیرد. در مدل مطالعه حاضر، وقفه بهینه برابر با ۳ تعیین شده و بدین معنی است که متغیر وابسته هر معادله در حالت سیستمی، تا سه وقفه از مقادیر گذشته خود و نیز سایر متغیرها تاثیر می‌پذیرد. در این مطالعه به دلیل ماهانه بودن داده‌ها، سه وقفه به منزله سه ماه (یک فصل) تلقی می‌شود. در نتیجه، قیمت فولاد متأثر از مقادیر سه ماه گذشته خود و نیز مقادیر متغیرهای تولید فولاد، نرخ ارز غیررسمی، شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (زیر گروه ساخت فلزات پایه)، هزینه انرژی (برق) و قیمت جهانی سنگ آهن است.

۳-۴. آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس

پس از تعیین وقفه بهینه، آزمون هم‌انباشتگی برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل انجام شده است. در اینجا از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس استفاده شده؛ چراکه این آزمون، توان یافتن تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی از بین متغیرهای مدل را دارد و از این رو، نسبت به سایر آزمون‌ها دارای مزیت است. به علاوه، تخمین‌زنده‌ها در آزمون مذکور دارای کارایی مجانبی هستند (عبدی، ۱۳۹۰). در این آزمون، دو آماره اثر و آماره حداکثر مقادیر ویژه محاسبه می‌شود که اگر مقدار آماره آزمون‌ها از مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر (وجود I بردار هم‌انباشتگی) پذیرفته نمی‌شود. نتایج مربوط به آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه برای مدل مورد بررسی، در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه

آزمون حداکثر مقادیر ویژه			آزمون اثر			فرضیه صفر
ارزش احتمال	مقدار بحرانی	آماره آزمون	ارزش احتمال	مقدار بحرانی	آماره آزمون	
۰/۰۰۱	۳۶/۶۳۰	۴۹/۴۸۷	۰/۰۰۰	۸۳/۹۳۷	۱۳۷/۳۱۶	صفر بردار هم‌انباشتگی *
۰/۰۰۱	۳۰/۴۳۹	۴۱/۷۴۰	۰/۰۰۰	۶۰/۰۶۱	۸۷/۸۲۹	حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی *
۰/۲۲۵	۲۴/۱۵۹	۱۸/۸۰۶	۰/۰۱۱	۴۰/۱۷۴	۴۶/۰۸۸	حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی *
۰/۱۰۵	۱۷/۷۹۷	۱۵/۵۴۳	۰/۰۲۰	۲۴/۲۷۵	۲۷/۲۸۲	حداکثر سه بردار هم‌انباشتگی *
۰/۰۴۱	۱۱/۲۲۴	۱۱/۶۷۳	۰/۰۶۲	۱۲/۳۲۰	۱۱/۷۳۸	حداکثر چهار بردار هم‌انباشتگی *
۰/۸۳۴	۴/۱۲۹	۰/۰۶۵	۰/۸۳۴	۴/۱۲۹	۰/۰۶۵	حداکثر پنج بردار هم‌انباشتگی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

* نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در آزمون اثر و • نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در آزمون حداکثر مقادیر ویژه است. مقادیر بحرانی هر دو آزمون، در سطح ۵ درصد است.

مطابق جدول فوق، مقدار آماره اثر در ردیف‌های اول تا چهارم، از مقدار بحرانی در سطح ۰/۰۵ بزرگتر بوده و همچنین ارزش احتمال آماره اثر نیز در همین ردیف‌ها، کمتر از ۰/۰۵ است که هر دو به معنی عدم پذیرش فرضیه صفر هستند. در نتیجه، بر اساس آماره اثر، وجود حداکثر چهار بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. همچنین، در ردیف‌های اول و دوم، فرضیه صفر آزمون حداکثر مقادیر ویژه مبنی بر وجود حداکثر صفر و یک بردار هم‌انباشتگی تأیید نشده و فرضیه مقابل آن که بیانگر وجود دو بردار هم‌انباشتگی است، پذیرفته می‌شود. با توجه به اینکه آزمون حداکثر مقادیر ویژه برخلاف آزمون اثر، دارای فرضیه مقابل مشخصی است یعنی به طور مثال، با رد فرضیه I بردار هم‌انباشتگی، فرضیه مقابل، وجود $I+1$ بردار تأیید می‌شود؛ لذا نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در نهایت، مطابق نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه، وجود حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده و در نتیجه، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. بنابراین می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیرها را بدون ترس از برآورد یک رگرسیون کاذب، تخمین زد.

۴-۴. تخمین رابطه بلندمدت و مدل VECM

در این قسمت، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، بر اساس بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون زای اول با یک وقفه ((-1)PS) برآورد شده است. در انتخاب بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل باید توجه کرد که بردار نرمال شده باید از نظر علامت ضرایب با تئوری‌های اقتصادی متناسب بوده و ضرایب آن نیز معنی‌دار باشد. بر این اساس، نتایج تخمین رابطه بلندمدت در جدول ۴ زیر ارائه شده است.

جدول ۴: برآورد بردار هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت)

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t
قیمت فولاد (PS)	۱/۰۰۰۰		
تولید فولاد (P)	۱/۱۵۴۱	۰/۴۷۹۳	۲/۴۰۷۶
نرخ ارز غیررسمی (EX)	-۰/۳۹۴۸	۰/۱۵۴۸	-۲/۵۵۰۳
شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (PPI)	-۰/۲۱۲۶	۰/۱۰۴۱	-۲/۰۴۲۲
هزینه انرژی (EL)	-۰/۶۵۹۲	۰/۳۶۹۹	-۱/۷۸۲۱
قیمت جهانی سنگ آهن (IOC)	-۰/۸۵۵۲	۰/۲۲۰۱	-۳/۸۸۴۹

(منبع: یافته‌های تحقیق)

رابطه هم‌انباشتگی نسبت به متغیر (-1)PS نرمال شده است.

بر اساس نتایج بدست آمده از جدول فوق، بردار هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) به صورت زیر است:

$$PS_{(-1)} = -1.1541P_{(-1)} + 0.3948EX_{(-1)} + 0.2126PPI_{(-1)} + 0.6592EL_{(-1)} + 0.8553IOC_{(-1)} \quad (5)$$

با توجه به آن که تمامی متغیرها به جز متغیر قیمت فولاد با یک وقفه ((-1)PS) به سمت راست تساوی رابطه هم‌انباشتگی منتقل شده‌اند؛ لذا علامت ضرایب مثبت به منفی و منفی نیز به مثبت تبدیل شده است. با توجه به رابطه فوق، تمامی متغیرهای مدل بلندمدت، معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظار را دارند^۱. بر این اساس، کاهش در تولید فولاد و افزایش در سایر متغیرها می‌تواند منجر به افزایش قیمت فولاد در بلندمدت شود و برعکس. بر اساس نتایج تخمین مدل VECM نیز، مقدار ضریب جمله تصحیح خطای ECM برابر ۰/۰۸۴۲- برآورد شده که معنی‌دار نیز است. این ضریب، بیانگر سرعت تصحیح خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت است. یعنی در هر دوره زمانی حدود ۸/۴ درصد از عدم تعادل‌ها تصحیح شده و بعد از حدود ۱۲ دوره، مقادیر متغیرها به

۱. در اینجا تمامی متغیرهای تفسیر شده دارای یک وقفه هستند.

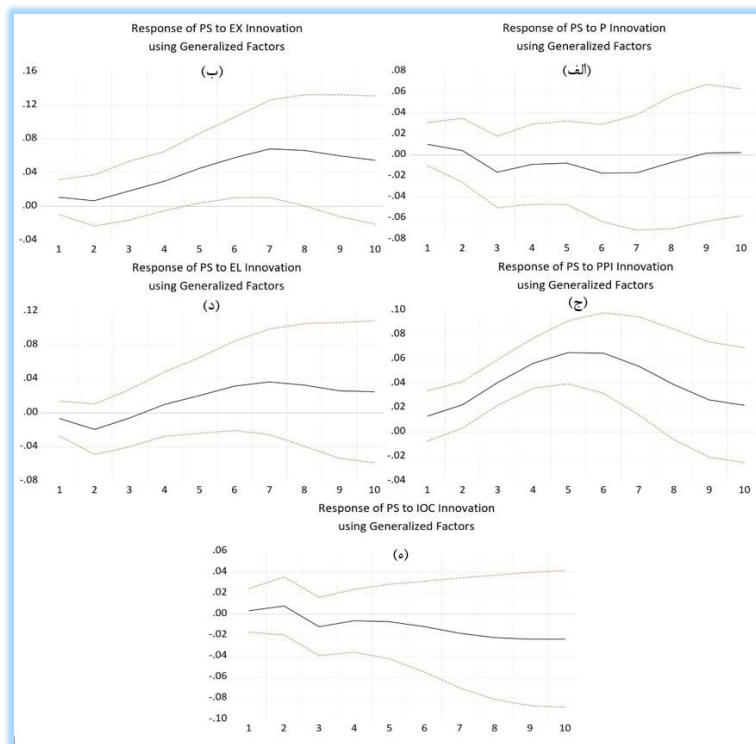
طور کامل به مقادیر بلندمدت همگرا می‌شود.

۵-۴. توابع واکنش آنی (IRF)

توابع واکنش آنی، شوک وارده بر متغیرها و مدت زمان از بین رفتن اثرات آن‌ها را نشان می‌دهد. شوک‌ها در یک دوره اتفاق می‌افتند و در دوره بعد، مقدار شوک صفر است؛ اما اثرات آن‌ها تا چند دوره متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مدل‌های VAR، به منظور تفسیر درست اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته مدل، از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌شود. از این رو، نتایج توابع واکنش آنی در این قسمت و تحلیل‌های تجزیه واریانس در قسمت بعدی ارائه شده است. لازم به ذکر است که جهت مقایسه صحیح تأثیر شوک متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته، از حالت تکانه‌های تعمیم‌یافته پَساران و شین^۲ (۱۹۹۸) استفاده شده است. در این حالت، تأثیر شوک‌ها به شکل استاندارد شده تفسیر می‌شود. این شوک‌ها در نمودار ۱ نشان داده شده است. قسمت الف نمودار ۱ نشان می‌دهد زمانی که یک شوک به متغیر تولید فولاد وارد می‌شود، از دوره اول تا دوره سوم، قیمت فولاد را به شکل استاندارد حدود ۱/۶ درصد کاهش می‌دهد؛ که این موافق تئوری تقاضا است. اما اثر شوک از دوره سوم به بعد شروع به کاهش می‌کند. با این حال از دوره پنجم به بعد، مجدداً شوک ایجاد شده در مقدار تولید فولاد، تأثیر منفی اما اندکی را بر قیمت آن دارد و پس از آن از دوره هفتم به بعد اثر شوک به ندرت کاسته شده و به سمت خنثی شدن میل می‌کند. به طور کلی می‌توان گفت اثر شوک وارده بر تولید فولاد پس از ده دوره به طور کامل تخلیه می‌شود و تأثیر چندانی بر قیمت آن نداشته و تقریباً خنثی بوده است. نوسانی بودن مقدار تولید فولاد در کشور باعث می‌شود تا تولید فولاد نتواند علامت‌دهی صحیحی را بر قیمت آن (مطابق با قانون تقاضا) داشته باشد. چرا که افزایش یا کاهش در تولید، برای چند دوره متوالی پایدار نیست.

1. Impulse Response Function (IRF)

² Pesaran and Shin



نمودار ۱: واکنش متغیر قیمت فولاد به شوک وارده به متغیر تولید فولاد (منبع: یافته‌های تحقیق)

در قسمت ب نمودار فوق، تأثیر شوک وارده به متغیر نرخ ارز نشان داده شده است. همانطور که از نمودار نیز مشخص است یک شوک در نرخ ارز، از دوره دوم به بعد منجر به افزایش قیمت فولاد خواهد شد و این افزایش در قیمت، به صورت مداوم بیشتر هم می‌شود. به طوری که یک شوک در نرخ ارز تا ۶/۸ درصد به شکل استاندارد، منجر به افزایش در قیمت فولاد می‌شود. اما از دوره هفتم به بعد، اثر شوک به تدریج کمتر می‌شود. با این وجود اثر شوک نرخ ارز پس از ده دوره تخلیه نمی‌شود. در نتیجه شوک ایجاد شده در نرخ ارز، میرا نبوده است.

تأثیر شوک وارده به متغیر شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (زیر گروه ساخت فلزات پایه) و واکنش متغیر قیمت فولاد در قسمت ج رسم شده است. اثر این شوک از همان دوره اول بر قیمت فولاد مشاهده می‌شود. یک شوک در این متغیر، قادر است تا دوره پنجم، یک نوسان رو به بالا به اندازه ۶/۵ درصد به شکل استاندارد را در قیمت فولاد ایجاد کند. بعد از اینکه اثر شوک در دوره پنجم

به اوج خود رسید و تا دوره ششم نیز در همان حدود باقی ماند، از اثرگذاری آن به سرعت کاسته می‌شود. اما در طی ده دوره اثر شوک کاملاً از بین نرفته است. به عبارت دیگر، اثر شوک، میرا نبوده است.

طبق قسمت د نمودار، یک شوک در هزینه انرژی برق صنعت فولاد، از دوره دوم به بعد اثر خود را بر قیمت فولاد خواهد گذاشت. به طوری که از دوره دوم به بعد، اثر شوک شروع به افزایش کرده و در دوره هفتم به حداکثر خود رسیده است. به گونه‌ای که وقوع یک شوک در هزینه انرژی برق صنعت فولاد، به شکل استاندارد می‌تواند قیمت فولاد را $3/6$ درصد افزایش دهد. بعد از دوره هفتم اثر شوک متعادل تر شده، اما شوک ایجاد شده طی دوره، میرا نبوده و اثر آن پس از ده دوره به طور کامل تخلیه نمی‌شود.

قسمت پایانی نمودار ۱ (قسمت ه)، به تأثیرگذاری شوک وارده به قیمت جهانی سنگ آهن بر قیمت فولاد اختصاص دارد. وقوع یک شوک در قیمت جهانی سنگ آهن به شکل استاندارد حداکثر حدود ۲ درصد در کل دوره موجب کاهش قیمت فولاد خواهد شد. این در حالی است که انتظار می‌رفت بروز یک شوک در متغیر قیمت جهانی سنگ آهن، منجر به روند افزایشی در قیمت فولاد شود؛ اما به دلیل آنکه کشور ما دارای منابع طبیعی فراوان جهت تأمین مواد اولیه تولید فولاد است و نیاز چندانی به واردات این محصول ندارد؛ لذا از این شوک قیمتی چندان تأثیر نمی‌پذیرد.

۴-۶. تجزیه واریانس

تجزیه واریانس به این معنی است که چقدر از شوک‌های ایجاد شده ناشی از عوامل مختلف است. به عبارت دیگر، تجزیه واریانس سهم هر یک از عوامل را در تغییر یک متغیر اندازه‌گیری کرده و تفکیک می‌کند. نتایج تجزیه واریانس برای مدل VAR تخمینی در جدول ۵ زیر ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آنالیز واریانس

دوره	انحراف معیار	IOC	EL	PPI	EX	P	PS
۱	۰/۰۷۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰
۲	۰/۰۹۱	۰/۷۶۴	۳/۱۴۷	۲/۰۰۲	۰/۰۱۸	۰/۱۳۰	۹۳/۹۳۴
۳
۱۰	۰/۲۶۹	۲/۵۴۷	۲/۹۲۱	۱۲/۲۵۹	۲۰/۵۷۶	۳/۸۹۵	۵۷/۷۹۹
میانگین		۱/۰۰۰	۲/۸۶۳	۱۶/۱۸۰	۱۱/۷۴۴	۳/۳۶۰	۶۴/۸۴۹

(منبع: یافته‌های تحقیق)

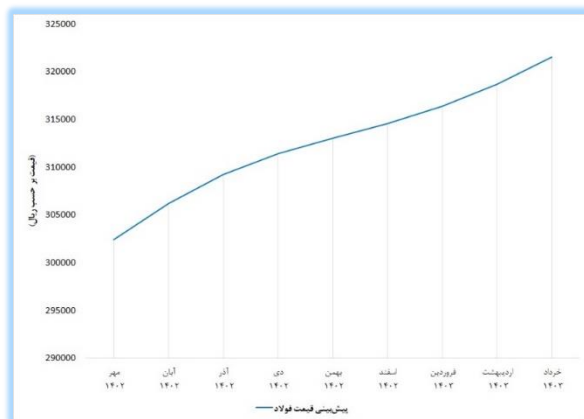
براساس جدول فوق، در دوره اول خود متغیر وابسته قیمت فولاد (PS)، ۱۰۰ درصد تغییرات را توضیح می‌دهد. سپس در دوره دوم، بعد از قیمت خود فولاد، متغیرهای هزینه انرژی (EL) و متغیر شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (PPI) توانسته‌اند بیشتر از سایر متغیرها، تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. اما با توجه به اینکه اعداد جدول تجزیه واریانس در دوره‌های مختلف متفاوت است، لذا از میانگین هر متغیر طی ده دوره زمانی، برای تفسیر استفاده می‌شود. بر این اساس، میانگین اعداد ده دوره مربوط به تجزیه واریانس متغیرها نشان می‌دهد که ابتدا خود قیمت فولاد (PS)، و سپس به ترتیب متغیرهای شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (PPI)، نرخ ارز (EX)، تولید فولاد (P)، هزینه انرژی (EL) و قیمت جهانی سنگ آهن (IOC) توانسته‌اند تغییرات متغیر وابسته قیمت فولاد را در دوره مورد بررسی توضیح دهند.

در پایان بحث در خصوص نتایج تخمین، لازم به ذکر است که آزمون‌های تشخیص مدل شامل آزمون‌های نرمال بودن، عدم وجود خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس برای باقیمانده‌های مدل VAR و VECM انجام شده و به جهت ذخیره فضا، نتایج آن‌ها گزارش نشده است. نتایج آزمون‌های تشخیص، خوبی برازش مدل را تأیید می‌کنند.

۷-۴. پیش‌بینی

بعد از تخمین هر مدل سری زمانی، می‌توان دو نوع پیش‌بینی درون و برون^۲ نمونه‌ای انجام داد. ارزیابی هر یک از پیش‌بینی‌ها نیز توسط معیارهای مربوطه انجام می‌شود. در این قسمت، پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای با هدف پیش‌بینی روند آتی قیمت فولاد انجام شده است. افق زمانی این پیش‌بینی، با توجه به حجم نمونه، ۹ دوره (ماه) انتخاب شده و برای دوره ۱۴۰۲:۰۷ تا ۱۴۰۳:۰۳ در نمودار ۲، ارائه شده است.

۱. نتایج این قسمت نزد نویسندگان محفوظ است.



نمودار ۲: پیش‌بینی برون نمونه‌ای قیمت فولاد (۱۴۰۳:۰۳-۱۴۰۲:۰۷) (منبع: یافته‌های تحقیق)

بر اساس نمودار فوق، قیمت فولاد در دوره ۱۴۰۲:۰۷ تا ۱۴۰۳:۰۳، با یک شیب ملایمی، به شکل صعودی پیش‌بینی شده است. بر این اساس، قیمت فولاد در مهر ۱۴۰۲ برابر ۳۰۶۲۱۸ ریال و در خرداد سال ۱۴۰۳، برابر ۳۲۱۵۵۲ ریال پیش‌بینی شده که رشدی ۵ درصدی برای قیمت آن متصور است. لازم به ذکر است که به دلیل حضور متغیرهای توضیحی که دقیقاً منعکس‌کننده شرایط بازار هستند، قیمت‌های پیش‌بینی شده تطابق بیشتری با قیمت‌های حال حاضر فولاد دارد. قیمت‌های پیش‌بینی‌شده فولاد در ماه‌های مذکور در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶: پیش‌بینی قیمت فولاد (قیمت بر حسب ریال)

ماه	قیمت فولاد	ماه	قیمت فولاد
مهر ۱۴۰۲	۳۰۳۴۴۵	فروردین ۱۴۰۳	۳۱۶۳۹۲
آبان ۱۴۰۲	۳۰۶۲۱۸	اردیبهشت ۱۴۰۳	۳۱۸۷۴۵
آذر ۱۴۰۲	۳۰۹۲۵۰	خرداد ۱۴۰۳	۳۲۱۵۵۲
دی ۱۴۰۲	۳۱۱۴۴۶		
بهمن ۱۴۰۲	۳۱۳۰۶۷		
اسفند ۱۴۰۲	۳۱۴۵۷۱		

(منبع: یافته‌های تحقیق)

نتایج معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی برون نمونه‌ای در جدول ۷ ارائه شده، که حاکی از دقت مناسب پیش‌بینی مدل برای دوره‌های آتی است. در پایان، ذکر این نکته ضروری است که

پیش‌بینی‌های صورت گرفته به شرط نوسانات متعارف در متغیرهای مدل انجام شده است. در صورت ایجاد شوک‌های ناگهانی و پیش‌بینی نشده، نتیجه طبیعتاً متفاوت خواهد بود.

جدول ۷: آمارهای نشان‌دهنده دقت پیش‌بینی برون نمونه‌ای

ضریب نابرابری تایل (Theil)	میانگین قدرمطلق درصد خطا (MAPE)	میانگین قدرمطلق خطا (MAE)	ریشه دوم میانگین مجذور خطا (RMSE)
۰/۰۰۱۰	۰/۰۷۸۷	۰/۰۰۹۸	۰/۰۲۵۵

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵. نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصادی کشور، مرور ادبیات موضوع در خصوص عوامل مؤثر بر قیمت فولاد و همچنین نظرات کارشناسی گروه تحقیق، الگوی مناسبی که شامل متغیرهای تولید فولاد، نرخ ارز غیررسمی، شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (زیرگروه ساخت فلزات پایه)، هزینه انرژی (برق) و قیمت جهانی سنگ آهن بوده؛ طراحی و با استفاده از مدل‌سازی خودرگرسیون برداری (VAR) برآورد شد.

بر این اساس، در ابتدا آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) برای متغیرهای تحقیق انجام شد. نتایج این آزمون‌ها نشان داد که همه متغیرهای تحقیق در سطح نامانا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا شدند. در ادامه، جهت بررسی هم‌انباشته بودن متغیرهای تحقیق، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس انجام شد. قبل از اجرای این آزمون، تعداد ۳ وقفه، به عنوان وقفه بهینه مدل توسط معیار شوارتز تعیین شد. سپس بر اساس آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه، تعداد ۲ بردار هم‌انباشتگی برای مدل مشخص گردید.

در ادامه، بر اساس بردار نرمال شده، رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق تخمین زده شد. بر این اساس، تمام متغیرهای تحقیق، معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار بوده‌اند. سپس، مدل تصحیح خطای برداری برآورد شد. طبق نتایج بدست آمده، ضریب جمله تصحیح خطای ECM برابر ۰/۰۸۴۲- برآورد شده که بیانگر سرعت تصحیح خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت بوده است. به عبارت دیگر، در هر دوره زمانی حدود ۸/۴ درصد از عدم تعادل‌های مربوط به دوره قبل، تصحیح می‌شود.

بعد از برآورد مدل VCEM، جهت بررسی دقیق تر موضوع، به استخراج شوک‌ها پرداخته شد. بر اساس نتایج توابع واکنش آنی، شوک ایجاد شده در نرخ ارز و شاخص قیمت تولیدکننده صنعت (زیرگروه ساخت فلزات پایه) به ترتیب با ۶/۸ و ۶/۵ درصد به شکل استاندارد، بیش از سایر متغیرهای مدل بر نوسانات قیمت فولاد مؤثر بوده‌اند. همچنین، بر اساس تحلیل‌های تجزیه واریانس و میانگین اعداد مربوط به ده دوره آن، ابتدا خود متغیر قیمت فولاد (۶۴/۸۵)، سپس متغیر شاخص تولیدکننده صنعت (زیرگروه ساخت فلزات پایه) (۱۶/۱۸) و نرخ ارز غیررسمی (۱۱/۷۴) به ترتیب، بیشترین تأثیر را بر قیمت فولاد در طی دوره مورد مطالعه داشته‌اند. لازم به ذکر است دو متغیر فوق، هم در تحلیل شوک‌ها و هم در تجزیه واریانس، مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر قیمت فولاد بوده‌اند. در نهایت بعد از تخمین مدل‌های طراحی شده، پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای قیمت فولاد، در افق زمانی ۹ ماهه انجام شد. براساس نتایج حاصله، پیش‌بینی می‌شود قیمت فولاد با رشد ۵ درصدی از مهر ۱۴۰۲، به رقم ۳۲۱۵۵۲ ریال در انتهای خرداد ۱۴۰۳ برسد.

در پایان، براساس نتایج رابطه بلندمدت، تحلیل شوک‌ها و تجزیه واریانس، توصیه‌هایی قابل ارائه است:

الف) از آنجا که متغیر شاخص تولیدکننده صنعت (زیرگروه فلزات پایه) (PPI) تأثیر معنی‌داری بر قیمت فولاد دارد؛ و افزایش این شاخص، نمایانگر افزایش هزینه تولید این محصولات است؛ بر این اساس، به منظور صرفه‌جویی در مصرف انرژی و هزینه‌های تولید و نیز توسعه تولید فرآورده‌های فولادی، پیشنهاد می‌شود تکنولوژی‌ها، تجهیزات و ماشین‌آلات مورد استفاده در تولید محصولات فولادی، بروزرسانی و نوسازی شوند. چرا که استهلاک تجهیزات و تکنولوژی‌های قدیمی منجر به افزایش هزینه‌های تولید شده که آن هم منجر به افزایش شاخص مذکور خواهد شد.

ب) همچنین متغیر نرخ ارز غیررسمی (EX) به عنوان یکی از متغیرهای مهم و معنی‌دار بر توضیح دهندگی قیمت فولاد بوده است؛ لذا توصیه می‌شود بانک مرکزی جهت کنترل نرخ ارز در کشور، سیاست‌های مناسب پولی و ارزی را اتخاذ کند.

ج) بر اساس نتایج بدست آمده، متغیر تولید فولاد (P) نیز یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر قیمت فولاد بوده است؛ از این رو، به منظور افزایش کیفیت و مقدار تولید، استفاده از تکنولوژی و تجهیزات و ماشین‌آلات به روزتر برای بهره‌مندی از صرفه‌های ناشی از مقیاس، قابل توصیه است.

همچنین، بدلیل وابستگی صنعت فولاد به مصرف انرژی‌های حرارتی و الکتریکی (گاز و برق) هر گونه قطع آن‌ها منجر به کاهش تولید فولاد خواهد شد. بر این اساس، رفع مشکلات قطعی برق و گاز و اطمینان‌دهی به صاحبان صنایع فولادی درخصوص تأمین به موقع و کافی این انرژی‌ها جهت تداوم و توسعه تولید محصولات فولادی، قابل توصیه است.

د) همچنین، هزینه انرژی (برق) (EL) نیز یکی از متغیرهای معنی‌دار بر توضیح‌دهندگی قیمت فولاد بوده است؛ چرا که افزایش هزینه انرژی (برق) منجر به افزایش هزینه تولید خواهد شد. از این رو، جلوگیری از نوسان تعرفه قیمتی آن‌ها به دلیل تأثیرگذاری بر میزان هزینه تولید، قابل توصیه است. از طرفی، توصیه می‌شود اعمال تعرفه برق براساس میزان تولید انجام شود که مشوقی برای تولیدکنندگان این صنعت باشد.

و) به دلیل وفور منابع طبیعی ماده اولیه تولید فولاد از جمله سنگ آهن در کشور، به منظور جلوگیری از خام‌فروشی، پیشنهاد می‌شود افزایش صادرات با تمرکز بر بازاریابی و فروش محصولات فولادی در کشورهای خارجی در دستور کار قرار گیرد؛ که این امر، جز از طریق توسعه تولیدات، افزایش تنوع، کیفیت و ماندگاری محصولات فولادی تولیدی، میسر نمی‌شود.

References

- Abdi, H. (2012). The Effect of Government Infrastructure Investments on Economic Growth in Iran. Master thesis, University of Tabriz, Tabriz. (In Persian). <https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/e77912e1bc64d5645b2e2634f7e90ed2/fulltext>
- Agalega, E. & Antwi, S. (2013). The impact of macroeconomic variables on gross domestic product: empirical evidence from Ghana, *International Business Research*, 6(5), 108. DOI:10.5539/ibr.v6n5p108
- Aghaei, K. & Pourmiri, B. (2006). Using artificial neural networks (ANN) and comparing its results with the ARIMA method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 3(1), 133-162 (In Persian). <https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/252980/>
- Akanni, P. O. Oke, A. E. & Omotilewa, O. J. (2014). Implications of rising cost of building materials in Lagos State Nigeria. *SAGE Open*, 4(4), 1-7. <https://doi.org/10.1177/215824401456121>
- Brown, P. & Hardy, N. (2019). Forecasting base metal prices with the Chilean exchange rate. *Resources Policy*, 62, 256-281. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.02.019>

- Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2023). Economic Research and Policy Department, Economic Time Series Database, Time Series of Unofficial Exchange Rates, Tehran. (In Persian). Available: <https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx>
- Chen, J., Jin, F., Ouyang, G., Ouyang, J., & Wen, F. (2019). Oil price shocks, economic policy uncertainty, and industrial economic growth in China. *PLoS one*, 14(5), e0215397. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215397>
- Consumers and Producers Protection Organization. (2023). The Monthly Price Time Series of Various Oils, Ministry of Industry, Mine and Trade, Tehran. (In Persian), Available: <https://cppo.mimt.gov.ir/>
- Donya-e-eqtesad Newspaper. (2021). Routing of iron ore. No. 5201, news number: 3775354, (In Persian). <https://donya-e-eqtesad.com/>
- Dutta, A. (2018). Impacts of oil volatility shocks on metal markets: a research note. *Resources Policy*, 55, 9-19. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.09.003>
- Farajian, P. & Farajian, N. (2022). Global iron ore price forecasting using neural networks. *Quarterly Journal of System and Productivity Engineering*, 1(4), 113-126, (In Persian). https://systems.eyc.ac.ir/article_243419.html
- Firdaus, A. & Amrina, U. (2023). Modeling the Price Forecast for Construction Steel: A Case Study in EPC Company. *E3S Web of Conferences* 399, 03020. DOI:10.1051/e3sconf/202339903020
- Gudarzi, Hossein. (2007). Forecasting Iran's crude steel demand in 2021. *The Journal of Planning and Budgeting*, 4, 209-232 (In Persian). DOI: 20.1001.1.22519092.1386.12.4.3.4
- Haghighat, J. & Akbar Mousavi, S. S. (2017). Applied Econometrics with JMulTi and EViews 9 software, nooreelm, Tehran. (In Persian). <https://www.adinehbook.com/gp/product/6001692165>
- Hu, D. (2010). Analysis of Influences from Exchange Rate to Pricing of China Steel Industry. *International Conference on System Science and Engineering*, Texas A&M International University Laredo, Texas. DOI: 10.1109/ICSSE.2010.5551825
- Information network price of gold, coins, and currency. (2023). Price of Iron Ore 62% Fe CFR, (In Persian), Available: <https://www.tgju.org/profile/base-us-iron-ore/technical>
- Iranian Steel Producers Association (ISPA). (2023). (In Persian), Available: <https://steeliran.org/>

- Kazemian, Mina, Afshar Kazemi, Mohammad Ali, Fathi Hafshejani, Kiamars, & Motadel, Mohammadreza. (2023). Determining the Optimal Price in the Steel Industry Using Multilateral Monopoly Patterns with the Approach of Neural Networks and Game Theory. *Industrial Management Studies*, 21(68), 35-66 (In Persian). DOI: 10.22054/jims.2023.68936. 2798
- Khojamli, A. Janfada, M. & Takhmchi, B. (2010). Iron ore price forecasting using time series. *29th Earth Sciences Conference*, Geological Survey & Mineral Exploration of Iran, (In Persian). <https://gsi.ir/fa/articles/10310/>
- Korhonen, I., & Ledyeva, S. (2010). Trade linkages and macroeconomic effects of the price of oil. *Energy Economics*, 32(4), 848-856. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.11.005>
- Kwas, Marek, Paccagnini, Alessia, Rubaszek, Michal. (2021). Common Factors and the Dynamics of Industrial Metal Prices. A Forecasting Perspective. *Resources Policy*, 74, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102319>
- Liu, Y. Li, H. Guan, J. Liu, X. Guan, Q. & Sun, Q. (2019). Influence of different factors on prices of upstream, middle and downstream products in China's whole steel industry chain: Based on Adaptive Neural Fuzzy Inference System. *Resources Policy*, 60, 134-142. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.12.009>
- Ma, Y. (2021). Dynamic spillovers and dependencies between iron ore prices, industry bond yields, and steel prices. *Resources Policy*, 74, 102430. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102430>
- Malanichev, A. G. & Vorobyev, P. V. (2011). Forecast of global steel prices. *Studies on Russian Economic Development*, 3, 304 – 311. DOI:10.1134/S1075700711030105
- Ministry of Energy. (2023). Monthly report of water and electricity industry statistics. *Deputy Research and Human Resources*, Tehran, (In Persian), Available: <https://isn.moe.gov.ir/>
- Mohammadi, A. Soltani, S. & Bakhshandeh, H. (2012). Iron ore price forecasting using a time series model. *International Conference on Mining Engineering, Metallurgy and Environment*, Zanjan, 88-92, (In Persian). <https://www.magiran.com/paper/1234314/>
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998), Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, *Economics Letters*, 58: 17-29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Ratti, R. A., & Vespignani, J. L. (2016). Oil prices and global factor macroeconomic variables. *Energy Economics*, 59, 198-212. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.06.002>

- Sanchez F, Javier F, Suarez A, Krzemien A, & Riesgo P. (2015). Forecasting the COMEX cooper spot price using neural networks and ARIMA models. *Resources Policy*, Vol. 45, 37-43. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2015.03.004>
- Sari, R., Hammoudeh, S., & Soytas, U. (2010). Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate. *Energy Economics*, 32(2), 351-362. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.08.010>
- Shafiei, A. & Mirabi, V. R. (2020). Design and validation of financing models in large companies of the steel industry. *Financial Economics*, 14(51), 83-114. (In Persian). DOI: 20.1001.1.25383833.1399.14.51.4.2
- Shahzad, S. J. H., Rehman, M. U., & Jammazi, R. (2019). Spillovers from oil to precious metals: quantile approaches. *Resources Policy*, 61, 508-521. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.05.002>
- Shao, L., & Zhang, H. (2020). The impact of oil price on the clean energy metal prices: A multi-scale perspective. *Resources Policy*, 68, 101730. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101730>
- Sims, C. (1980), *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, 48: 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Singhal, S., Choudhary, S., & Biswal, P. C. (2019). Return and volatility linkages among International crude oil price, gold price, exchange rate, and stock markets: Evidence from Mexico. *Resources Policy*, 60, 255-261. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.01.004>
- Soltani Tehrani, E. & Daie Karimzadeh, S. (2015). Steel price forecasting using a time series model. *International Conference on Management and Economics in the 21st Century*, (In Persian). <https://scholar.conference.ac:443/index.php/download/file/2932-Steel-price-forecasting-using-time-series-model>
- Statistical Centre of Iran. (2023). Definitions and Concepts, Industrial producer price index, Tehran, (In Persian), Available: <https://www.amar.org.ir/>
- Statistical Centre of Iran. (2023). Industrial producer price index, Tehran. (In Persian). Available: <https://www.amar.org.ir/>
- Varangis, Panos, Cuncan, Ronald C. (1990). The Response of Japanese and U.S. Steel Prices to Changes in the Yen-Dollar Exchange Rate. Policy, Research, and External Affairs, working Papers: WPS 367, The World Bank. <https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/367.html>
- Wen, F., Xiao, Y., & Wu, H. (2019). The effects of foreign uncertainty shocks on China's macro-economy: Empirical evidence from a nonlinear ARDL

- model. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 532, 121879. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.121879>
- Windapo, A. & Cattell, K. (2012). Examining the trends in building material prices: built environment stakeholders' perspectives. *Manage Construct Res Pract*, 1, 187-201. https://www.irbnet.de/daten/iconda/CIB_DC25658.pdf
- World Steel Association. (2023). Available: <https://worldsteel.org/>
- Xu, X. & Zhang, Y. (2023). Price Forecasts of Ten Steel Products Using Gaussian Process Regressions. *Engineering Applications of Artificial Intelligence*, 126, Part A, 106870. <https://doi.org/10.1016/j.engappai.2023.106870>
- Yaya, O. S., Ogbonna, A. E., Adesina, O. A., Alobaloke, K. A., & Vo, X. V. (2022). Time-variation between metal commodities and oil, and the impact of oil shocks: GARCH-MIDAS and DCC-MIDAS analyses. *Resources Policy*, 79, 103036. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103036>
- Yin, L., & Ma, X. (2018). Causality between oil shocks and exchange rate: a Bayesian, graph-based VAR approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 508, 434-453. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.05.064>
- Zhang, H. Nguyen, H. Bui, X. Pradhan, B. Mai, N. & Vu, D. (2021). Proposing Two Novel Hybrid Intelligence Models for Forecasting Copper Price Based on Extreme Learning Machine and Meta-Heuristic Algorithms. *Resources Policy*, 73, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102195>
- Zhang, H., Zhu, X., Guo, Y., & Liu, H. (2018). A separate reduced-form volatility forecasting model for the nonferrous metal market: Evidence from copper and aluminum. *Journal of Forecasting*, 37(7), 754-766. <https://doi.org/10.1002/for.2523>
- Zhu, X., Zheng, W., Zhang, H., & Guo, Y. (2019). Time-varying international market power for the Chinese iron ore markets. *Resources Policy*, 64, 101502. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101502>