

Research Article

Global and Country Level Dynamics of Food Industry Stock Prices in Turkey

Türkiye 'de Gıda Sektörü Hisse Fiyatlarının Küresel ve Ulusal Düzeydeki Dinamikleri

| | | |
|---|--|--|
| Pınar OKAN GÖKTEN Doç. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi pinar.okan@hbv.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-2037-0087 | Türker AÇIKGÖZ Arş. Gör, Başkent Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi tacikgoz@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-5613-1929 | Soner GÖKTEN Doç. Dr., Başkent Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi sgokten@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-4213-1976 |
|---|--|--|

| | |
|----------------------------|----------------------------|
| Makale Geliş Tarihi | Makale Kabul Tarihi |
| 04.04.2024 | 29.04.2024 |

Abstract

Since ancient times, agriculture and food sector have remained integral components of societies, playing crucial roles in their economy and social welfare. In this research, we analyze the dynamics of this sector through a financial perspective. This paper investigates long-run and short-run determinants of stock prices in food industry of Turkey. For this purpose, we utilize Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) bound test approach. We use four-factor model, including domestic financial market and economic performance as well as global energy and input prices. This study uses a dataset of monthly series covering the periods between February 1997 to January 2024. The result show cointegration relation between food sector stock prices and four-factors. In long-run, both domestic and global factor influence asset prices in the sector. On the other hand, only domestic factors are significant to explain stock price variation in short-run. Our study has remarkable findings in terms of policy implications and investment decision-making. The findings of this study can be used in terms of portfolio selection, diversification and corporate as well as policymaker decisions.

Keywords: ARDL Bound Test, Food Industry, Food Prices, Stock Market, Asset Prices

Öz

Tarım ve gıda sektörü, eski çağlardan beri toplumların ayrılmaz bir parçası olarak kalmış, toplumların ekonomisinde ve sosyal refahında önemli rol oynamıştır. Bu çalışmada sektörün dinamikleri finansal perspektiften analiz edilmektedir. Bu makalede, Türkiye gıda endüstrisinde hisse senedi fiyatlarının uzun dönemli ve kısa dönemli belirleyicileri incelenmektedir. Bu amaçla Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (ARDL) sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Yurtiçi finans piyasası ve makroekonomik performansın yanı sıra küresel enerji ve girdi fiyatlarını da içeren dört faktörlü model kullanılmıştır. Bu çalışmada Şubat 1997 ile Ocak 2024 arasındaki dönemleri kapsayan aylık serilerden oluşan bir veri seti kullanılmıştır. Araştırmanın sonuçları, gıda sektörü hisse senedi fiyatları ile dört faktör arasındaki eşbütünleşme ilişkisini göstermektedir. Uzun vadede sektördeki varlık fiyatlarını hem yurt içi hem de küresel faktörler etkilemektedir. Öte yandan, kısa vadede hisse senedi fiyatlarındaki değişimi açıklamada yalnızca yurt içi faktörler anlamlıdır. Çalışmamız politika çıkarımları ve yatırım kararı verme açısından dikkat çekici bulgulara sahiptir. Bu çalışmanın bulguları portföy seçimi, çeşitlendirmesi ve şirket kararlarının yanı sıra politika yapıcı kararları açısından da kullanılabilir.

Anahtar Kelimeler: ARDL Sınır Testi, Gıda Endüstrisi, Gıda Fiyatları, Hisse Senedi Piyasaları, Varlık Fiyatları

Önerilen Atf /Suggested Citation

Okan Gökten, P. & Açıkgöz, T., Gökten, S., 2024, Global and Country Level Dynamics of Food Industry Stock Prices in Turkey, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 59(2), 765-778.

1. Introduction

Since the beginning of human societies, the agriculture and food sector has been one of the key components of nations. Its impact extends across two layers: the general economy and social welfare. In the first layer, agriculture and food sector has been the driving force of the economy. Bozkurt & Kaya (2021) underlines the importance of agriculture and food sector for macroeconomy. The sector is the key actor in economic networks throughout various industries, providing inputs to the manufacturing and being highly integrated to other sectors. In addition to that, the sector provides wide range of employment and enhances economic activity. In the second layer, agricultural and food sector plays a crucial role in a society's general welfare. The sector is highly related with income inequality and poverty in a nation (Dhahri & Omri, 2020; Machethe, 2004). Therefore, it carries an important sociological role as well (Açıkgöz, 2023).

The importance of the food sector for societies, in both economic and social contexts, is obvious and unquestionable. In this study, we examine the dynamics of this sector from a financial perspective. In today's economic system, businesses are the key drivers of economies. Therefore, a better understanding of the financial performance of food sector firms could provide valuable insights for businesses, managers, investors, and policymakers alike.

In this study, we construct a four-factor model to explain the stock prices of food industry stocks in Turkey. We utilize the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL), offered by Pesaran et al. (2001), to examine both short-run and long-run dependencies. For model construction, we examine two groups of variables. The first group contains domestic economic performance at both the financial and macroeconomic levels. The second group includes global factors that may influence pricing dynamics in the sector. Here, we include the main input prices for the industry, categorized as energy and food prices. The results show that domestic economic and financial performance can significantly explain the variation in stock prices in both the long run and short run. However, we found no evidence of a short-term impact of global factors such as energy prices and food prices. Nevertheless, global food prices are significant determinants of asset pricing in the food sector.

2. Literature Review

Existing literature on stock prices within the food sector is limited. Therefore, this study offers a valuable contribution to understanding industry dynamics from a financial perspective.

In their study, Šimáková, Stavárek, Pražák, & Ligočká (2019) investigated the macroeconomic factors impacting stock prices in the European food industry. They utilized cointegration tests and correlation-based analysis to evaluate interactions during the period of 2005-2015. The results revealed that gross domestic product (GDP) levels significantly and positively influenced food industry stock prices in most European countries. Conversely, an inverse relationship was observed between stock prices and both interest rates and inflation.

In a similar vein, Fang, Lu, & Egan (2018) investigated the impacts of global oil prices on the stock market of China. The authors analyzed data from 29 various industries to demonstrate the influence of global energy prices on stock markets. Employing a series of structural break tests and nonlinear models, they found that the impacts vary across industries. While Chinese energy-related sectors (e.g., coal, oil, mining, chemicals) experience positive effects from global oil prices, other industries such as food, electronics, retail, and automotive are negatively affected by oil shocks.

In their study, Lehecka (2014) investigated the integration between food and stock markets. The author employed cointegration and Granger causality methods using a global dataset

ranging from 1990 to 2012. The results revealed a high level of cointegration and co-movement between global food prices and stock markets. Particularly noteworthy is the substantial increase in integration between the two markets since the global financial crisis of 2007-2009.

Lucas, Mendes-Da-Silva, & Araujo (2019) conducted research on the link between extreme weather conditions and stock prices. In their study, the authors examined whether extreme rainfall events have a significant impact on stock returns of Brazilian food companies. They employed an AR-GARCH-GPD model on a dataset spanning from 2005 to 2015. The results suggest that extreme rainfall significantly influences stock returns in the industry. Following extreme rain days, food industry stocks experience a decline. The authors note that this pattern is consistent throughout the sample period, indicating a meaningful pattern in the data.

Additionally, Atems & Sardar (2021) tested the hypothesis of whether climate and weather patterns have a significant impact on food and agricultural industry stocks. They utilized data on the El Niño-Southern Oscillation (ENSO) as a proxy for weather and climate conditions, analyzing its effects on US food and agriculture industry stocks. Their findings suggest that weather and climate shocks have asymmetric impacts on US food and agriculture stock returns.

On the other hand, Nasarudin & Anggraini (2019) conducted a micro-level analysis and examined the stock returns of the food and beverage sector, focusing on firm-level determinants. In their study, Nasarudin & Anggraini (2019) investigated which firm-level factors significantly explain stock prices in the food and beverage industry in Indonesia using the Structural Equation Modeling Partial Least Squares (SEM-PLS) model. The findings indicate that firm size, corporate social responsibility (CSR), and financial performance are key determinants of stock returns in the industry. Therefore, the authors suggest that firms should focus on improving these internal factors to ensure high stock returns for shareholders.

3. Research Methodology

3.1. Data

In this study, we use the BIST Food and Beverages index (XGIDA) as a proxy for food sector companies in Turkey. For independent variables, we utilize the BIST100 index (XU100) for the domestic stock market, as the general market condition is an important indicator for industrial asset pricing. Secondly, we employ the industrial production index (IPI) to assess domestic macroeconomic performance, considering the high integration of the food sector with general economic conditions. On the global side, we incorporate crude oil prices (CRUDE_OIL) because energy is one of the main inputs in this sector. Lastly, we include the global food price index (FOOD_PRICES) from the Food and Agriculture Organization (FAO) to evaluate global integration and cost dynamics in the sector. For all variables, we use natural logarithms for smoothing data and modelling the interactions better. The dataset of this consists of monthly series spans from February 1997 to January 2024.

3.2. Research Model

For modelling the long-run and short-run dynamics, we utilize Pesaran, Shin, & Smith (2001)'s ARDL bound test model. The model provides superior performance under nonstationary time-series analysis. When research variables are not stationary, econometric modelling may result in spurious regression. However, the ARDL bound test model performs well when at least one of the variables is nonstationary and integrated of order one (e.g., $I(1)$). The modeling process involves three steps as follows. First, we perform an unrestricted error correction model to examine whether cointegration exists. In Equation 1, we test the following null hypothesis, $H_a: \theta_6 = \theta_7 = \theta_8 = \theta_9 = \theta_{10} = 0$. If the null hypothesis is rejected, we can conclude that a long-term relationship exists.

$$\begin{aligned} \Delta XGIDA_t = & \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_{1i} \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} \Delta XU100_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} \Delta IPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_{4i} \Delta CRUDEOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{5i} \Delta FOODPRICES_{t-i} + \theta_6 XGIDA_{t-1} \\ & + \theta_7 XU100_{t-1} + \theta_8 IPI_{t-1} + \theta_9 CRUDEOIL_{t-1} + \theta_{10} FOODPRICES_{t-1} \\ & + \epsilon_t \quad (1) \end{aligned}$$

In the second stage, under the condition of rejecting the null hypothesis above, we can model long-term coefficients as follows in equation 2.

$$\begin{aligned} XGIDA_t = & \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_{1i} XGIDA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} XU100_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} IPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_{4i} CRUDEOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{5i} FOODPRICES_{t-i} + \epsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$

At the third stage of ARDL bound test, we obtain short-term coefficients by utilizing error correction modelling. The model is given in equation 3 where λ_{t-1} is the error-correction term which should be negative and significant.

$$\begin{aligned} \Delta XGIDA_t = & \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_{1i} \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} \Delta XU100_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} \Delta IPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_{4i} \Delta CRUDEOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{5i} \Delta FOODPRICES_{t-i} + \theta_6 \lambda_{t-1} + \epsilon_t \quad (3) \end{aligned}$$

3.3. Descriptive Statistics

Before proceeding further, we present preliminary analysis such as descriptive statistics, sample graphics and unit root tests to exhibit sample dynamics. Descriptive statistics are given in table 1. The sample statistics show that XGIDA and XU100 have high standard deviation from mean compared to others. Skewness and kurtosis values, as well as Jarque-Bera test, indicate non-normality of distributions.

Table 1. Descriptive Statistics

| | XGIDA | XU100 | IPI | CRUDE OIL | FOOD_PRICE S |
|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------------|
| Mean | 6.161789 | 6.025244 | 4.004975 | 3.924489 | 4.475351 |
| Median | 6.597473 | 6.324339 | 3.981512 | 4.049957 | 4.545014 |
| Maximum | 9.202442 | 9.047428 | 4.805737 | 4.897317 | 5.076768 |
| Minimum | 2.601207 | 2.658159 | 3.235325 | 2.423031 | 3.921336 |
| Std. Dev. | 1.444185 | 1.305076 | 0.421245 | 0.567329 | 0.313518 |
| Skewness | -0.634637 | -0.396526 | 0.013307 | -0.616238 | -0.221169 |
| Kurtosis | 2.887579 | 3.119969 | 1.786928 | 2.498005 | 1.798380 |

| | | | | | |
|-------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Jarque-Bera Probability | 21.91991 0.000017 | 8.684857 0.013005 | 19.87541 0.000048 | 23.90844 0.000006 | 22.13397 0.000016 |
| Sum | 1996.420 | 1952.179 | 1297.612 | 1271.535 | 1450.014 |
| Sum Sq. Dev. | 673.6716 | 550.1411 | 57.31541 | 103.9615 | 31.74875 |
| Observations | 324 | 324 | 324 | 324 | 324 |

Further, sample graphics are presented in Figure 1. The figure illustrates that increasing trends are observable for all series. Crude oil and food prices display sharp and extreme downward/upward movements. On the other hand, food industry stocks, domestic stock market and industrial production index exhibit smoother patterns. Lastly, from the sample graphics, it is evident that the series are not stationary at $I(0)$.

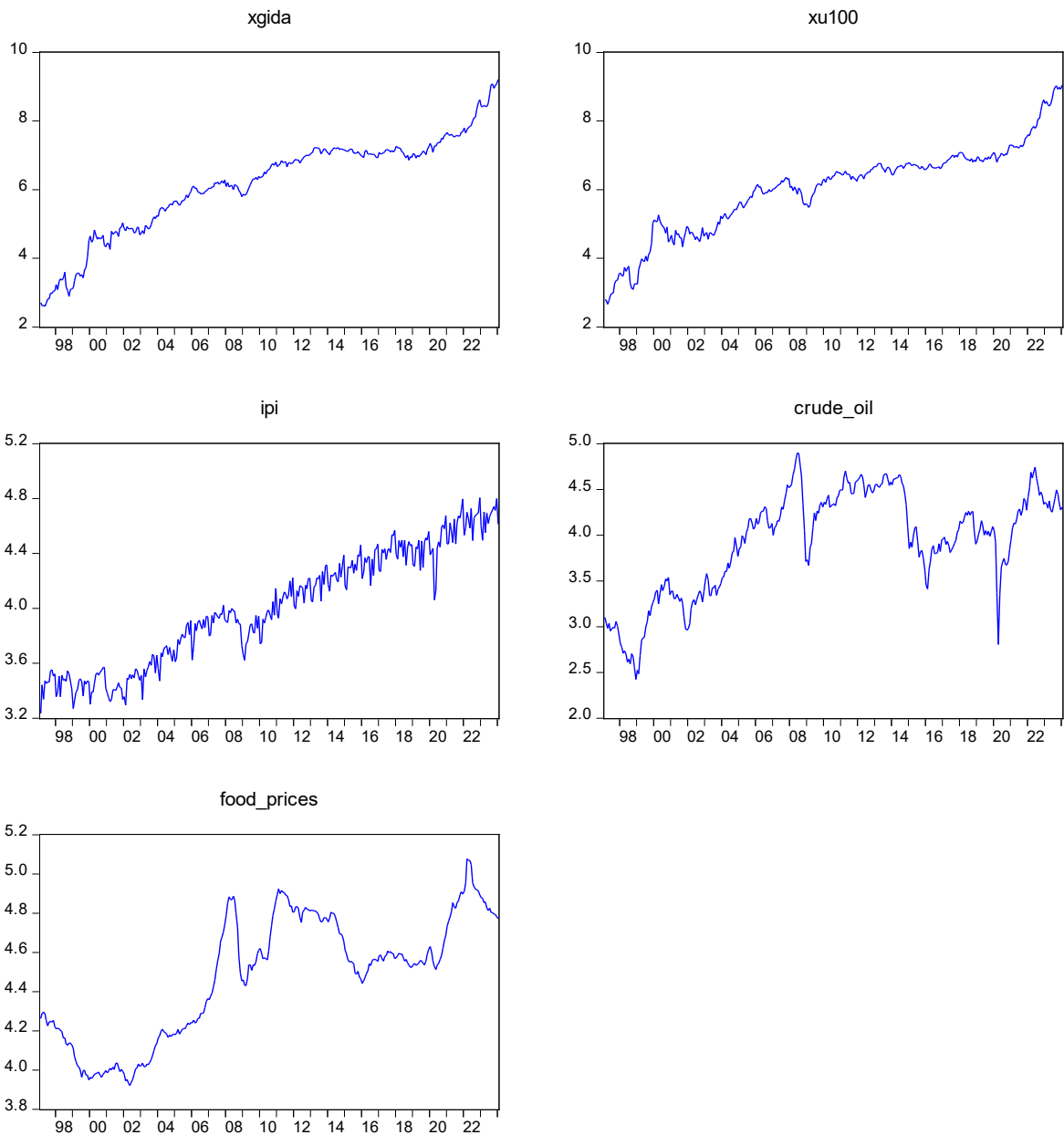


Figure 1. Data graphics

Furthermore, in table 2, unit root tests are presented for level-data and first-difference data. For stationarity testing, we use ADF test of Dickey & Fuller (1979) and PP test of Phillips & Perron (1988).

Table 2. Unit Root Tests

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)

Null Hypothesis: the variable has a unit root

| | | <u>At Level</u> | | | | |
|--------------------------|--------------|----------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | | XGIDA | XU100 | IPI | CRUDE_OIL | FOOD_PRICES |
| With Constant | t-Statistic | -1.1516 | -1.0431 | -0.0148 | -2.2232 | -1.3167 |
| | <i>Prob.</i> | 0.6959 | 0.7385 | 0.9556 | 0.1985 | 0.6227 |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -2.3796 | -2.5572 | -3.5685 | -2.5148 | -2.4892 |
| | <i>Prob.</i> | 0.3895 | 0.3005 | 0.0342** | 0.3208 | 0.3333 |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | 3.2196 | 2.8253 | 2.5822 | 0.3103 | 0.4101 |
| | <i>Prob.</i> | 0.9997 | 0.9989 | 0.9978 | 0.7748 | 0.8010 |
| | | <u>At First Difference</u> | | | | |
| | | d(XGIDA) | d(XU100) | d(IPI) | d(CRUDE_OIL) | d(FOOD_PRICES) |
| With Constant | t-Statistic | -19.0566 | -17.7863 | -5.4924 | -12.0753 | -8.0394 |
| | <i>Prob.</i> | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -19.0427 | -17.7608 | -5.5126 | -12.0687 | -8.0304 |
| | <i>Prob.</i> | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -18.2990 | -17.2975 | -4.7913 | -12.0705 | -8.0334 |
| | <i>Prob.</i> | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** |

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)

Null Hypothesis: the variable has a unit root

| | | <u>At Level</u> | | | | |
|--------------------------|--------------|----------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | | XGIDA | XU100 | IPI | CRUDE_OIL | FOOD_PRICES |
| With Constant | t-Statistic | -1.1468 | -1.0611 | -2.3154 | -2.0351 | -1.1983 |
| | <i>Prob.</i> | 0.6979*** | 0.7317*** | 0.1677*** | 0.2717*** | 0.6762*** |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -2.3269 | -2.5749 | -11.0493 | -2.3660 | -2.2116 |
| | <i>Prob.</i> | 0.4177 | 0.2922 | 0.0000*** | 0.3968 | 0.4810 |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | 3.3838 | 2.7085 | 2.9482 | 0.3097 | 0.5491 |
| | <i>Prob.</i> | 0.9998 | 0.9985 | 0.9993 | 0.7747 | 0.8343 |
| | | <u>At First Difference</u> | | | | |
| | | d(XGIDA) | d(XU100) | d(IPI) | d(CRUDE_OIL) | d(FOOD_PRICES) |
| With Constant | t-Statistic | -19.0668 | -17.7994 | -80.2194 | -13.4305 | -10.6432 |
| | <i>Prob.</i> | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0001*** | 0.0000*** | 0.0000*** |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -19.0563 | -17.7744 | -80.6119 | -13.4110 | -10.6314 |
| | <i>Prob.</i> | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0001*** | 0.0000*** | 0.0000*** |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -18.3070 | -17.3367 | -35.5716 | -13.4436 | -10.6457 |
| | <i>Prob.</i> | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** | 0.0000*** |

Notes: *** and ** means significant at 1% and 5% respectively.

The ARDL bound test model is applicable only if the series are either I(0) or I(1). If the series are stationary at least after two differencing, the test is not applicable. The results in table 2 show that all series are stationary after one differencing, indication that the series are I(1).

4. Findings

In this part of the study, we evaluate the model results in three steps. Firstly, we cover bound-test results to examine whether a long-term relationship exists. Afterwards, we present long-term coefficients to understand how stock prices of the food industry are shaped in the long

term. Finally, short-term coefficients and error correction terms are presented to investigate the short-term dynamics.

For the model selection, we decide optimal lag orders according to Akaike Information Criterion (AIC). We also apply Newey-West estimator (Newey & West, 1987) to obtain robust standard errors.

Table 3 presents the results of the bound cointegration test. To establish a long-run relationship, the F-statistic must exceed the critical value at I(1). The model results indicate that the F-statistic surpasses the critical values at the 5% level. This suggests the existence of a long-run relationship between food industry stock prices and domestic economic as well as global commodity price factors.

Table 3. Bound Test Results

| F-Bounds Test | | Null Hypothesis: No levels relationship | | |
|-----------------------|--------------|--|-------------|-------------|
| Test Statistic | Value | Significance | I(0) | I(1) |
| F-statistic | 4.087 | 10% | 2.45 | 3.52 |
| k | 4 | 5% | 2.86 | 4.01 |
| | | 1% | 3.74 | 5.06 |

Afterwards, we estimate long-run and short-run coefficients and apply the necessary diagnostic tests. We conduct Jarque-Bera test to check normality assumption of model residuals. The test results yield a Jarque-Bera statistics of 3.512 with a p-value of 0.1727, indicating normal distribution in model residuals. Next, Ramsey Test is applied to check existence of model specification problem and no model specification errors are found for omitted variable issues (t-value: 0.205 with p-value:0.8377, F-value:0.042 with p-value:0.8377). Additionally, to assess autocorrelation problem in residuals, Breusch-Godfrey’s LM test (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) is used and no serial correlation is detected (F-statistic: 1.84 with p-value: 0.1752).

Table 4. Long-Run and Short-Run model coefficients

| Levels Equation | | | | |
|------------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| XU100 | 1.429827 | 0.221063 | 6.467962 | 0.0000 |
| IPI | -1.301757 | 0.699887 | -1.859952 | 0.0638 |
| CRUDE_OIL | -0.250278 | 0.260201 | -0.961864 | 0.3369 |
| FOOD PRICES | 0.705899 | 0.419399 | 1.683123 | 0.0934 |
| ECM Regression | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.037872 | 0.007497 | 5.051650 | 0.0000 |
| D(XGIDA(-1)) | -0.268499 | 0.052164 | -5.147227 | 0.0000 |
| D(XU100) | 0.728161 | 0.028425 | 25.61680 | 0.0000 |
| D(XU100(-1)) | 0.180013 | 0.047534 | 3.786990 | 0.0002 |
| D(IPI) | 0.001528 | 0.035573 | 0.042965 | 0.9658 |
| D(IPI(-1)) | 0.090472 | 0.035758 | 2.530098 | 0.0119 |
| CointEq(-1)* | -0.051579 | 0.011337 | -4.549504 | 0.0000 |

For the long-run coefficient analysis, it is evident that domestic financial market performance has a significant and positive impact on food industry stock prices. This indicates a positive

beta coefficient for the food industry and high systematic risk, as the coefficient exceeds 1. Conversely, domestic macroeconomic performance shows a negative coefficient. Specifically, the coefficient for crude oil is estimated as -1.30, indicating an adverse impact on asset prices in the sector at the 10% significance level. In the long run, while domestic financial market performance enhances stock prices in the food industry, national economic performance has a negative effect.

On the international side, it is observed that crude oil prices do not have a significant impact on stock prices in the sector. Hence, we can conclude that, in the long run, global energy prices do not explain the variation in stock prices of the food industry in Turkey. However, Turkey's food sector is significantly affected (at the 10% level) by global food prices. We estimate the long-run coefficient for food prices as 0.705, indicating a positive impact on stock prices. The rising global food prices also contribute to increases in the financial performance of food companies.

In terms of short-run dynamics, the lagged dependent variable has a significant p-value with a coefficient of -0.26, indicating a positive (negative) return response after negative (positive) returns. Domestic financial market and economic performance also have a significant short-term impact, with both variables positively influencing stock prices in the sector. However, we do not observe any short-term impact of global factors. Thus, in the short run, food industry performance is integrated with domestic financial and economic performance, while in the long run, global factors also play a crucial role.

5. Conclusion

Food sector has been one of the most important components of economies. Throughout the history of human civilization, agriculture and the food industry have stood as vital pillars of nations, exerting influence on both economic vitality and societal well-being. Economically, these sectors have served as primary engines propelling growth, as highlighted by Bozkurt & Kaya (2021). They function as the key component within economic networks, supplying crucial inputs to various industries and maintaining strong interconnectivity. Socially, agriculture and food industries bear considerable responsibility for a society's welfare.

In this study, we employed a four-factor ARDL model to investigate which domestic or global factors influence stock prices in the food sector in Turkey. We evaluated both short-run and long-run dynamics as well as cointegration relationships. The model results reveal that domestic financial markets have a significant and positive impact on food sector stock prices in both the long run and the short run, indicating that the sector moves in a synchronized manner with the general stock market. For national macroeconomic performance variables, it is observed that they positively enhance sector performance in the short run, but a negative relationship is detected in the long run. This suggests that while in the short run, the sector is closely intertwined with the general economy, in the long run, it may exhibit divergent behavior. From a global perspective, we found no evidence that global energy prices have an impact on sector financial performance. However, global food prices have a positive relationship with the Turkish food industry in the long run. Although the sector dynamics are mostly determined by national conditions in the short run, its vulnerability to global factors in the long run is inevitable.

The study offers several practical implications for policymakers, investors, and decision-makers. Firstly, policymakers can utilize our findings to make informed decisions aimed at enhancing the performance of the food sector. Given the sector's high susceptibility to global food prices in the long run, actions can be taken to mitigate this interdependency. Firm managers can also benefit from the findings by shaping their corporate decision-making processes accordingly. Additionally, investors in financial markets can utilize the asset pricing

model developed in this study for portfolio diversification and making informed buying/selling decisions.

In this study, we employed a fundamental model with four factors to investigate stock prices in the food sector. Future research could expand on this study by incorporating multiple factors, both global and local, to enhance our understanding of the market. Additionally, while our study utilized linear models within the framework of the Efficient Market Hypothesis, it is worth noting that financial markets often exhibit nonlinear and chaotic dynamics, as documented in the literature of econophysics. Subsequent studies could explore nonlinear models and complex dynamics in the market to provide further insights into asset pricing in the food sector.

References

- Açıkgöz, T. (2023). Agricultural Production Connectedness and Networks in Türkiye. *Tekirdağ Ziraat Fakültesi Dergisi*, 20(4), 799–810. <https://doi.org/10.33462/jotaf.1166050>
- Atems, B., & Sardar, N. (2021). Exploring asymmetries in the effects of El Niño-Southern Oscillation on U.S. food and agricultural stock prices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 81, 1–14. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.04.013>
- Bozkurt, I., & Kaya, V. M. (2021). Agricultural production index: International comparison. *Agricultural Economics*, 67(6), 236–245. Retrieved from <https://agricecon.agriculturejournals.cz/artkey/age-202106-0004.php>
- Breusch, T. S. (1978). Testing For Autocorrelation In Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
- Dhahri, S., & Omri, A. (2020). Foreign capital towards SDGs 1 & 2—Ending Poverty and hunger: The role of agricultural production. *Structural Change and Economic Dynamics*, 53, 208–221. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.02.004>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Fang, S., Lu, X., & Egan, P. G. (2018). Reinvestigating the Oil Price–Stock Market Nexus: Evidence from Chinese Industry Stock Returns. *China & World Economy*, 26(3), 43–62. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/cwe.12242>
- Godfrey, L. G. (1978). Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46(6), 1293–1301. <https://doi.org/10.2307/1913829>
- Lehecka, G. V. (2014). Have food and financial markets integrated? *Applied Economics*, 46(18), 2087–2095. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.894634>
- Lucas, E. C., Mendes-Da-Silva, W., & Araujo, G. S. (2019). Does extreme rainfall lead to heavy losses in the food industry? *Academia Revista Latinoamericana de Administración*, 32(2), 244–266. <https://doi.org/10.1108/ARLA-06-2017-0199>
- Machethe, C. L. (2004). Agriculture and poverty in South Africa: Can agriculture reduce poverty? *Conference on the Overcoming Underdevelopment in Pretoria*, 1–14. Pretoria, South Africa.

- Nasarudin, I. Y., & Anggraini, L. F. (2019). The Determinant of Stock Prices: Evidence on Food and Beverage Companies in Indonesia. *Etikonomi*, 18(1), 143–154.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Šimáková, J., Stavárek, D., Pražák, T., & Ligočká, M. (2019). Macroeconomic factors and stock prices in the food and drink industry. *British Food Journal*, 121(7), 1627–1641. <https://doi.org/10.1108/BFJ-12-2018-0839>

Araştırma Makalesi

Global and Country Level Dynamics of Food Industry Stock Prices in Turkey

Türkiye’de Gıda Sektörü Hisse Fiyatlarının Küresel ve Ulusal Düzeydeki Dinamikleri

| | | |
|---|--|--|
| Pınar OKAN GÖKTEN Doç. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi pinar.okan@hbv.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-2037-0087 | Türker AÇIKGÖZ Arş. Gör, Başkent Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi tacikgoz@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-5613-1929 | Soner GÖKTEN Doç. Dr., Başkent Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi sgokten@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-4213-1976 |
|---|--|--|

Genişletilmiş Özet

Giriş

İnsan toplumlarının başlangıcından bu yana tarım ve gıda sektörü ulusların temel bileşenlerinden biri olmuştur. Sektörün etkisi iki katmana yayılmaktadır. Bunlar genel ekonomi ve sosyal refah olarak sayılabilir. Birinci katmanda tarım ve gıda sektörü ekonominin lokomotifleri olarak değerlendirilebilir. Bozkurt ve Kaya (2021) tarım ve gıda sektörünün makroekonomi açısından önemini altını çizmektedir. Sektör, çeşitli endüstrilerdeki ekonomik ağlarda kilit aktör olup, imalata girdi sağlamak ve diğer sektörlerle yüksek oranda entegre olmaktadır. Buna ek olarak sektör geniş istihdam olanağı sağlamak ve ekonomik aktiviteyi artırmaktadır. İkinci katmanda tarım ve gıda sektörü bir toplumun genel refahında önemli bir rol oynamaktadır. Sektör, bir ülkedeki gelir eşitsizliği ve yoksullukla yakından ilişkilidir (Dhahri ve Omri, 2020; Machethe, 2004). Bu nedenle sosyolojik olarak da önemli bir rol üstlenmektedir (Açıkgöz, 2023).

Gıda sektörünün toplumlar açısından hem ekonomik hem de sosyal açıdan önemi açık ve tartışılmazdır. Bu çalışmada gıda sektörünün dinamikleri finansal açıdan incelenmektedir. Günümüz ekonomik sisteminde işletmeler ekonomilerin temel itici güçleridir. Bu nedenle, gıda sektörü firmalarının finansal performansının daha iyi anlaşılması, işletmeler, yöneticiler, yatırımcılar ve politika yapıcılar için değerli bilgiler sağlayabilir.

Literatür

Gıda sektöründe hisse senedi fiyatlarına ilişkin mevcut literatür sınırlıdır. Dolayısıyla bu çalışma, endüstri dinamiklerinin finansal açıdan anlaşılmasına değerli bir katkı sunmaktadır.

Šimáková, Stavárek, Pražák ve Ligocká (2019), yaptıkları çalışmada Avrupa gıda endüstrisinde hisse senedi fiyatlarını etkileyen makroekonomik faktörleri araştırmışlardır. Araştırmada 2005-2015 arasındaki dönem incelenmiş ve araştırma yöntemleri olarak eşbütünlük testlerinden ve korelasyona dayalı analizlerden yararlanılmıştır. Araştırmanın sonuçları, gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) seviyelerinin çoğu Avrupa ülkesinde gıda endüstrisi hisse senedi fiyatlarını

önemli ölçüde ve olumlu yönde etkilediğini ortaya çıkarmıştır. Öte yandan, hisse senedi fiyatları ile faiz oranları ve enflasyon arasında ters yönlü bir ilişki gözlemlenmiştir.

Benzer şekilde Fang, Lu ve Egan (2018) küresel petrol fiyatlarının Çin borsası üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Yazarlar, küresel enerji fiyatlarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisini göstermek için 29 farklı sektörden verileri analiz etmiştir. Araştırmacılar, yapısal kırılma testi ve doğrusal olmayan modeller kullanarak küresel enerji fiyatlarının hisse senedi üzerindeki etkisinin sektörler arasında farklılık gösterdiği bulmuştur. Çin'in enerjiyle ilgili sektörleri (örneğin kömür, petrol, madencilik, kimya) küresel petrol fiyatlarından olumlu etkilenirken, gıda, elektronik, perakende ve otomotiv gibi diğer sektörler petrol şoklarından olumsuz etkilenmektedir.

Lehecka (2014) yaptığı çalışmada gıda fiyatları ve hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyonu araştırmıştır. Yazar, 1990'dan 2012'ye kadar küresel bir veri seti kullanarak eşbütünleşme ve Granger nedensellik yöntemlerini kullanmıştır. Araştırmanın sonuçları, küresel gıda fiyatları ile hisse senedi piyasaları arasında yüksek düzeyde eşbütünleşme ve birlikte hareket olduğunu ortaya çıkarmıştır. 2007-2009 küresel mali krizinden bu yana iki pazar arasındaki entegrasyondaki önemli artış özellikle dikkat çekicidir.

Lucas, Mendes-Da-Silva ve Araujo (2019), aşırı hava koşulları ile hisse senedi fiyatları arasındaki bağlantı üzerine araştırma yapmışlardır. Yazarlar, çalışmalarında aşırı yağış olaylarının Brezilyalı gıda şirketlerinin hisse senedi getirileri üzerinde önemli bir etkisinin olup olmadığını incelemişlerdir. 2005'ten 2015'e kadar uzanan bir veri seti üzerinde AR-GARCH-GPD modelini kullanılmıştır. Sonuçlar, aşırı yağışların sektördeki hisse senedi getirilerini önemli ölçüde etkilediğini göstermektedir. Aşırı yağışlı günlerin ardından gıda sektörü hisselerinde düşüş yaşandığı görülmüştür. Yazarlar, bu modelin örneklem dönemi boyunca tutarlı olduğunu ve verilerde anlamlı bir model olduğunu gösterdiğini belirtmektedir.

Ek olarak Atems ve Sardar (2021), iklim ve hava koşullarının gıda ve tarım sektörü hisseleri üzerinde önemli bir etkisinin olup olmadığı hipotezini test etmiştir. El Niño-Güney Salınımına (ENSO) ilişkin verileri hava ve iklim koşullarının bir göstergesi olarak kullanılmış ve bunun ABD gıda ve tarım endüstrisi hisseleri üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Araştırmanın bulguları, hava ve iklim şoklarının ABD gıda ve tarım hisse senedi getirileri üzerinde asimetric etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Öte yandan Nasarudin ve Anggraini (2019) mikro düzeyde bir analiz gerçekleştirerek yiyecek ve içecek sektörünün hisse senedi getirilerini firma düzeyindeki belirleyicilere odaklanarak incelemiştir. Nasarudin ve Anggraini (2019) yaptıkları çalışmada, Yapısal Eşitlik Modellemesi Kısmi En Küçük Kareler (SEM-PLS) modelini kullanarak Endonezya'daki yiyecek ve içecek sektöründe hisse senedi fiyatlarını hangi firma düzeyindeki faktörlerin önemli ölçüde açıkladığını araştırmışlardır. Bulgular, firma büyüklüğünün, kurumsal sosyal sorumluluğun (KSS) ve finansal performansın sektördeki hisse senedi getirilerinin temel belirleyicileri olduğunu göstermektedir. Bu nedenle yazarlar, hissedarlara yüksek hisse senedi getirisi sağlamak için firmaların bu iç faktörleri iyileştirmeye odaklanması gerektiğini öne sürmektedirler.

Araştırma Metodolojisi

Bu çalışmada Türkiye'deki gıda sektörü şirketlerini temsilen BIST Yiyecek ve İçecek endeksini (XGIDA) kullanılmaktadır. Bağımsız değişkenler için, genel piyasa koşullarının sektörel varlık fiyatlamasında önemli bir gösterge olması nedeniyle yurt içi borsaya yönelik BIST100 endeksini (XU100) kullanılmaktadır. İkinci olarak, gıda sektörünün genel ekonomik koşullarla yüksek entegrasyonunu göz önünde bulundurarak yurt içi makroekonomik performansı değerlendirmek için sanayi üretim endeksi (IPI) kullanılmaktadır. Küresel tarafta, enerji

değişkeni gıda sektöründeki ana girdilerden biri olduğundan ham petrol fiyatları (CRUDE_OIL) modele dahil edilmiştir. Son olarak sektördeki küresel entegrasyon ve maliyet dinamiklerini değerlendirmek için Gıda ve Tarım Örgütü'nün (FAO) küresel gıda fiyat endeksi (FOOD_PRICES) dahil edilmiştir. Tüm değişkenler doğal logaritma olarak kullanılmaktadır.

Uzun vadeli ve kısa vadeli dinamikleri modellemek için Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in ARDL sınır test modeli kullanılmıştır. Model, durağan olmayan zaman serisi analizi altında üstün performans sağlar. Araştırma değişkenleri durağan olmadığında ekonometrik modelleme sahte regresyonla sonuçlanabilir. Ancak ARDL sınır test modeli, değişkenlerden en az biri durağan olmadığında ve birinci dereceden entegre olduğunda (örneğin, I(1)) iyi performans göstermektedir. Modelleme süreci aşağıdaki gibi üç adımdan oluşur. Öncelikle eşbütünleşmenin var olup olmadığını incelemek için kısıtsız bir hata düzeltme modeli uygulanmaktadır. Denklem 1'de aşağıdaki sıfır hipotezi test edilmektedir: $H_a: \theta_6 = \theta_7 = \theta_8 = \theta_9 = \theta_{10} = 0$. Sıfır hipotezi reddedilirse uzun vadeli bir ilişkinin var olduğu sonucuna varabiliriz.

$$\begin{aligned} \Delta XGIDA_t = & \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_{1i} \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} \Delta XU100_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} \Delta IPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_{4i} \Delta CRUDEOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{5i} \Delta FOODPRICES_{t-i} + \theta_6 XGIDA_{t-1} \\ & + \theta_7 XU100_{t-1} + \theta_8 IPI_{t-1} + \theta_9 CRUDEOIL_{t-1} + \theta_{10} FOODPRICES_{t-1} \\ & + \epsilon_t \quad (1) \end{aligned}$$

İkinci aşamada yukarıdaki sıfır hipotezinin reddedilmesi koşuluyla uzun dönem katsayılarını denklem 2'deki gibi modellenilebilir.

$$\begin{aligned} XGIDA_t = & \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_{1i} XGIDA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} XU100_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} IPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_{4i} CRUDEOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{5i} FOODPRICES_{t-i} + \epsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$

ARDL sınır testinin üçüncü aşamasında hata düzeltme modellemesinden yararlanılarak kısa vadeli katsayılar elde edilmektedir. Bu model, denklem 3'te verilmiş olup, denklemde yer alan λ_{t-1} negatif ve anlamlı olması gereken hata düzeltme terimidir.

$$\begin{aligned} \Delta XGIDA_t = & \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_{1i} \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} \Delta XU100_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} \Delta IPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_{4i} \Delta CRUDEOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{5i} \Delta FOODPRICES_{t-i} + \theta_6 \lambda_{t-1} + \epsilon_t \quad (3) \end{aligned}$$

Bulgular

Bu çalışmada Türkiye'deki gıda sanayi hisse senedi fiyatlarını açıklamaya yönelik dört faktörlü bir model oluşturulmuştur. Pesaran ve diğ. (2001) tarafından sunulan Otoresgresif Dağıtılmış Gecikme Modelini (ARDL) kullanılmıştır. Bu model sayesinde hem kısa hem de uzun dönemli

ilişkiler incelenmiştir. Model oluşturmak için iki grup değişken incelenmiştir. Birinci grup, hem finansal hem de makroekonomik düzeyde yurt içi ekonomik performansı içermektedir. İkinci grupta ise sektördeki fiyatlamada dinamiklerini etkileyebilecek küresel faktörler yer almaktadır. Burada enerji ve gıda fiyatları olarak kategorize edilen sanayinin ana girdi fiyatlarına yer verilmiştir. Araştırmanın sonuçları, yurtiçi ekonomik ve finansal performansın hem uzun hem de kısa vadede hisse senedi fiyatlarındaki değişimi önemli ölçüde açıklayabildiğini göstermektedir. Ancak enerji fiyatları ve gıda fiyatları gibi küresel faktörlerin kısa vadeli etkisine dair bir kanıt bulunamamıştır. Bununla birlikte küresel gıda fiyatları, gıda sektöründeki varlık fiyatlamalarının önemli belirleyicileri arasında yer almaktadır.

Pratik Uygulamalar ve Gelecek Çalışmalar

Çalışma politika yapıcılar, yatırımcılar ve karar vericiler için çeşitli pratik çıkarımlar sunmaktadır. İlk olarak politika yapıcılar, gıda sektörünün performansını artırmayı amaçlayan bilinçli kararlar almak için bu araştırmanın bulgularını kullanabilirler. Sektörün uzun vadede küresel gıda fiyatlarına duyarlılığının yüksek olduğu göz önüne alındığında, bu bağımlılığı azaltacak önlemler alınabilir. Firma yöneticileri de kurumsal karar alma süreçlerini buna göre şekillendirerek bulgulardan faydalanabilirler. Ayrıca finansal piyasalardaki yatırımcılar, bu çalışmada geliştirilen varlık fiyatlaması modelini portföy çeşitlendirmesi ve bilinçli alım/satım kararları verme amacıyla kullanabilirler.

Bu çalışmada gıda sektöründe hisse senedi fiyatlarını araştırmak için dört faktörlü temel bir model kullanılmıştır. Gelecekteki araştırmalar, piyasa anlayışımızı geliştirmek için hem küresel hem de yerel birçok faktörü birleştirerek bu çalışmayı genişletebilir. Ayrıca çalışmamızda Etkin Piyasa Hipotezi çerçevesinde doğrusal modeller kullanılmış olsa da, ekonofizik literatüründe de belgelendiği gibi finansal piyasaların sıklıkla doğrusal olmayan ve kaotik dinamikler sergilediğini belirtmekte fayda vardır. Sonraki çalışmalar, gıda sektöründeki varlık fiyatlandırmasına ilişkin daha fazla bilgi sağlamak için piyasadaki doğrusal olmayan modelleri ve karmaşık dinamikleri keşfedebilir.