ISSN: 1304-4796
Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi
Manisa Celal Bayar University Journal of Social Sciences
2025; 23 (4); 360-378

İhracat, İthalat ve Sanayi Üretimi Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği[1]

Arda Oruç[2], İsmail Metin[3], Taner Taş[4]

ÖZET

Bu çalışma, Türkiye'de sanayi üretimi ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi detaylı bir şekilde incelemeyi hedeflemiştir. Araştırmada, zaman serisi analizleri uygulanmış ve tüm istatistiksel işlemler Eviews 8 programı kullanarak gerçekleştirilmiştir. İlk olarak birim kök test yardımıyla değişkenlerin durağanlık durumları tespit edilmiştir. Ardından, uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiştir. Çalışmanın devamında, Johansen eşbütünleşme testi ile sanayi üretimi ve dış ticaret arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki etkileşimlerin yönünü ve özelliklerini belirlemek için Granger Nedensellik testine tabi tutulmuştur. Uzun dönemli katsayılarının tahmini ise FMOLS yöntemiyle yapılmıştır. Ek olarak, modelin güvenilirliğini değerlendirmek amacıyla çeşitli diagnostik testler uygulanmıştır. Araştırmanın sonuçları, Türkiye'de sanayi üretimi ile dış ticaret arasında hem kısa vadeli hem de uzun vadeli anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bulgular, sanayi üretiminin dış ticareti etkilediğini, aynı zamanda dış ticaretin sanayi üretiminin büyümesine katkıda bulunabileceğini ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: *İhracat, İthalat, Sanayi Üretimi, Granger, FMOLS.*

The Relationship between Exports, Imports, and Industrial Production: The Case of Türkiye

ABSTRACT

This study aims to analyze the relationship between industrial production and foreign trade in Turkey. Time series analysis were employed, and all statistical procedures were conducted using the Eviews 8 software. Initially, the stationarity of the variables was tested using the unit root test. Subsequently, the optimal lag length was determined. In the next stage, the Johansen cointegration test was applied to examine the long term relationship between industrial production and foreign trade. The Granger Causality Test was utilized to identify the direction and characteristics of the relationships between the variables. The estimation of long term coefficients was conducted through the FMOLS method. Additionally, diagnostic tests were applied to assess the reliability of the research model. The findings indicate that there is a significant relationship between industrial production and foreign trade in Turkey, both in the short and long term. These results suggest that industrial production influences foreign trade, while foreign trade has the potential to enhance industrial production.

Keywords: *Export, Import, Industrial Production, Granger, FMOLS.*

[1] Bu çalışma "Türkiye'nin Sanayi Üretimi ile Dış Ticaret Arasındaki İlişki" başlıklı tezden türetilmiştir.

[2] Bilim Uzmanı, Manisa Celal Bayar Üniversitesi/Manisa, ORCID: 0009-0003-6368-7161
[3] İletişim Yazarı: dr.i.metin@gmail.com, Doç. Dr. İsmail METİN, Manisa Celal Bayar Üniversitesi/Manisa, ORCID: 0000-0002-2256-7169
[4] Doç. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi/Manisa, ORCID: 0000-0002-2861-5467

(Makale Gönderim Tarihi: 03.07.2025 / Yayın Tarihi:29.12.2025)
Doi Numarası: 10.18026/cbayarsos.1733572
Makale Türü: Araştırma Makalesi

1. GİRİŞ

İşsizlik oranlarını azaltmak ve yüksek bir büyüme hızı gerçekleştirmek bütün ülkelerin temel makroekonomik hedeflerinin başında gelmektedir. Ancak bu iki temel hedefin yanı sıra sanayi üretimi ve dış ticaret konuları da ülke ekonomilerinin ekonomik kalkınmalarının ve uluslararası ticaretteki konumlarının temel belirleyicileri arasında yer almaktadır (Yağmur, 2025a). Sanayi üretimi ve dış ticaret, ülkelerin ekonomik kalkınmalarının ve uluslararası ticaretteki konumlarının temel belirleyicilerindendir. Sanayi kavramı, köken olarak Arapçadan gelmekle birlikte, modern anlamını 18. yüzyılda James Watt'ın buharlı makineleri icadıyla kazanmış ve sanayi devrimini başlatmıştır. Bu dönüm noktaları, ekonomik yapıları kökten değiştirerek, sanayi üretimini ekonomik kalkınmanın temel unsuru haline getirmiştir. Sanayi üretimi, ham maddelerin işlenerek otomotiv, elektronik, gıda, kimya ve tekstil gibi farklı alanlardan özgün ürünlere dönüştüğü, ekonomik gelişimi hızlandıran bir süreçtir.

Türkiye'nin sanayi üretimi, tarihsel süreçte çeşitli ekonomik ve politik faktörlerin etkisiyle şekillenmiştir. Özellikle yirminci yüzyılın ikinci yarısından itibaren hızlı bir büyümeye sahne olan sanayi sektörü, ekonomik dalgalanmalar, siyasi iktidarsızlıklar, teknolojik ilerlemeler ve üretim maliyetlerindeki değişimlerden doğrudan etkilenmiştir. Ekonomik dalgalanmalar, sanayi üretimde dönemsel artışlar ve azalmalar yaratırken, siyasi istikrarsızlıklar özellikle yabancı yatırımları sınırlamış, üretim kapasitesini olumsuz etkilemiştir.

Teknoloji yoğunluğuna göre dış ticaret verileri, ISIC Rev.4 sınıflamasında yer alan imalat sanayi ürünlerini içermektedir. Türkiye'nin 2023 yılında gerçekleştirdiği genel ihracatın önceki yıla kıyasla %0,6 artarak 255 milyar 808 milyon dolar olarak gerçekleşirken, sanayi sektörü ihracatı ise bir önceki yıla göre %0,7 artarak 136 milyar 74 milyon dolar olmuştur. Türkiye sanayi sektörünün 2023 yılındaki ihracattaki payı %61,4 olarak gerçekleşmiştir. Ülkemizin sanayi ürünleri ve özellikle katma değeri yüksek ürün ihracatının göreceli düşüklüğü bir problem olarak görülmüş ve bu çalışmanın yapılmasına karar verilmiştir. Ayrıca literatürde, sorunun çözümüne yönelik akademik çalışmaların (Mete, 2011; Bayar vd, 2011; Cütçü ve Atış, 2016; Öztürk ve Agan, 2017; Özbay, 2021; Akcan ve Metin, 2018) sayısının yetersiz olması da araştırmanın motivasyonu olmuştur.

Bu çalışma, 1990 yılı birinci çeyrek ile 2023 yılı üçüncü çeyrek dönemini kapsayan Türkiye'nin sanayi üretimi ve dış ticaret verilerini kullanarak, iki kritik ekonomik değişken arasındaki dinamik ilişkiyi derinlemesine incelemeyi amaçlamaktadır. Türkiye ekonomisi için sanayi üretimi ve dış ticaret, ekonomik kalkınma ve uluslararası rekabet gücünün temel belirleyicileri olarak ön plana çıkmaktadır. Ancak son yıllarda Türkiye'nin sanayi sektörünü ihracattaki payı ve özelikle katma değeri yüksek ürün ihracatında göreceli düşüklük, ekonomik büyüme açısından önemli bir problem olarak Türkiye'nin karşısına çıkmıştır. Bu durum, üretim kapasitesi, teknoloji kullanımı, dış ticaret yapısı ve uluslararası piyasalardaki rekabet şartları gibi birçok yapısal sorunu işaret etmektedir. Literatürde, Türkiye'nin sanayi üretimi ile dış ticaret arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ve bu ilişkinin

ekonomik performans üzerindeki etkilerini kapsamlı bir şekilde inceleyen akademik çalışmaların az olması, araştırmanın temel motivasyon kaynağını oluşturmaktadır. Araştırmanın problemi, bu iki tarihsel süreçte nasıl şekillendiği, sanayi üretimindeki dalgalanmaların dış ticaret performansına etkisi ve katma değeri yüksek ürün ihracatının arttırılmasına yönelik strateji politikaların geliştirilmesidir. Bu bağlamda, bu çalışma hem niceliksel veri analizi hem de niteliksel değerlendirmeler yoluyla Türkiye'nin sanayi üretimi ve dış ticaret ilişkisini ortaya koymayı, mevcut yapısal sorunları belirlemeyi ve bu sorunları çözüm önerileri geliştirmeyi hedeflemektedir. 1990-2023 dönemini kapsayan geniş zaman dilimiyle, bu çalışma literatürdeki boşluğu doldurmakta ve Türkiye'nin ekonomik performansını arttırmak için özgün ve sistematik bir yaklaşım sunmayı hedeflemektedir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Tang, 1975-2010 dönemine odaklanarak Malezya'da ihracata dayalı büyüme hipotezini değerlendirmiştir. Bu analizde sanayi üretim endeksi, ihracat ve ithalat verilerini kullanılarak yapılan analiz sonuçları, ihracata dayalı büyüme hipotezinin zaman içerisinde nedensellik çıkarımının istikrarsız olduğu kanısına varılmaktadır. Ayrıca, çalışma, ihracatı teşvik eden politika girişimlerinin ekonomik büyümeyi ve kalkınmayı her zaman teşvik etmediğini ileri sürmektedir (Tang, 2013).

Çütçü ve Atış tarafından gerçekleştirilen çalışmada, Ocak 2010- Mart 2016 dönemi için aylık veriler kullanılarak Türkiye'de sanayi üretim endeksi ihracat ve ithalat fiyatları arasındaki ilişkiler Engle-Granger eş bütünleşme testiyle araştırmıştır. Analiz sonuçlarına göre uluslararası ticaret hadleri ile sanayi üretim endeksi arasında çift yönlü bir ilişki olduğu belirlenmiştir (Çütçü ve Atış, 2016).

Öztürk ve Agan tarafından yapılan çalışmada, Türkiye'de 2000-2012 yılları için yıllık veriler kullanarak sanayi üretim endeksiyle ihracat, yatırımlar ve faiz oranları arasındaki ilişkiler vektör otoregresif modellerle incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, bağımlı değişken olan sanayi üretim endeksinin, ihracat, yatırımlar ve faiz oranları gibi bağımsız bağımsız değişkenleri etkilediği belirlenmiştir (Öztürk ve Agan, 2017).

Erkişi ve Tekin tarafından gerçekleştirilen çalışmada, 2010:Q1-2017Q4 dönemi arasında Türkiye'de mal ithalatı, sermaye malları ithalatı, sanayi üretimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerin kısa ve uzun vadeli analizlerini yapmıştır. Araştırmanın bulgularına göre, sermaye malı ithalatında gelen artışlar ara malı ithalatını ve sanayi üretimini olumlu bir şekilde etkilemektedir. Ara malı ithalatının, ekonomik büyümeyi hem doğrudan hem de dolaylı olarak etkilediği gözlemlenmiştir. Kısa ve uzun vadede büyümenin, Türkiye'deki ara malı ithalatına bağlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Erkişi ve Tekin, 2019).

Özbay tarafından gerçekleştirilen çalışmada, Türkiye'de 2001:12-2019:5 dönemi için çeyreklik veriler kullanılarak sanayi üretim endeksi ile dış ticaret arasındaki ilişkiler vektör otoregresif modeller ve Granger nedensellik analizi ile incelenmiştir. Yapılan analizler sonucunda, sanayi üretim endeksi ile dış ticaret arasında anlamlı ve önemli bir ilişki tespit

edilmiş; ayrıca, sanayi üretim endeksi ile ithalat arasında çift yönlü nedensellik, dış ticaret hacmi ile doğru yönlü nedensellik ve dış ticaret endeksi değişkeninden sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur (Özbay, 2021).

Doğaner tarafından yapılan araştırmada, Türkiye'de 2013 1. çeyrek ile 2022 2.çeyrek dönemi arasındaki sanayi üretimi ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiler, ARDL sınır testi yöntemiyle analiz edilmiştir. Bu çalışmada, sanayi üretimini temsilen toplam sanayi üretim endeksi, dış ticareti temsilen ise ihracat ve ithalat miktar endeksleri kullanılmıştır. Serilerin durağanlığı geleneksel birim kök testleriyle test edildikten sonra otoregresif dağıtılmış gecikme modeli uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar, sanayi üretimdeki değişimlerin hem ihracat hem ithalat miktarları endeksleri üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkiler yarattığını göstermektedir. Buna göre, sanayi üretim endeksi %1'lik artış ihracat miktar endeksini %0,67; ithalat miktar endeksine ise %0,79 oranında artırmaktadır (Doğaner, 2022).

Kutlar ve Çabukoğlu tarafından yapılan bu çalışmada, Türkiye'de 1990-2020 döneminde dış ticaret açığı, ara malı ithalatı, imalat sanayi ihracatı ve reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiler VAR modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Değişkenlerin durağanlığı ADF ve PP testleri ile kontrol edilmiştir, seriler birinci farkları alınarak durağan hale getirilmiştir. Uzun dönemli ilişkiler Johansen eşbütünleşme testi ile araştırılmış, ancak %5 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşik vektör bulunmamış ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı belirlenmiştir. Granger nedensellik testi sonucunda ise ara malı ithalatından imalat sanayi ihracatına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir (Kutlar ve Çabukoğlu, 2022).

Terzioğlu ve Çay tarafından gerçekleştirilen çalışmada, Türkiye imalat sanayinde yer alan 20 alt sektörün 1996-2019 dönemine ait ihracat ve ithalat verileri panel veri analiz yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmadan elde edilen bulgulara göre, imalat sanayi genelinde ihracattaki %1'lik bir artışın ithalatı %0,68 oranında artırdığı tespit edilmiştir. Alt sektör düzeyinde yapılan analizlerde ise beklenmedik sonuçlarla karşılaşılmış; özellikle düşük ve düşük-orta teknoloji yoğunluklu sektörlerde ihracatın ithalat üzerindeki etkisi sektörler arasında farklılık göstermiştir. Elde edilen sonuçlar, ithalat girdilerin kullanımında sadece fiyat rekabetin değil, aynı zamanda yurt içi arz yetersizliğinin de belirleyici bir rol oynadığını ortaya koymaktadır (Terzioğlu ve Çay, 2024).

3. YÖNTEM

Bu çalışmanın hedefi, Türkiye'nin sanayi üretimi ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi gözlemleyerek, bu iki faktörün birbirini nasıl etkilediğini analiz etmektir. Bu araştırmada, zaman serisi analizi yapılmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti, 1990 birinci çeyrekten 2023'ün üçüncü çeyreğine kadar olan dönemi kapsamaktadır. Kullanılan seriler;

Türkiye'nin sanayi üretimi, ithalat ve ihracat olarak belirlenmiştir. Analizde birer çeyrek dönem verileri kullanılmıştır.

3.1. Veri Seti ve Değişkenler

Bu çalışmada kullanılan değişkenler bir dizi analize tabi tutulmuştur ve bu analiz sonuçları yorumlanmıştır. İlk olarak, değişkenlerin durağına yönelik birim kök testine tabi tutulmuştur. Daha sonra, optimal gecikme uzunluğunu belirlemek için analizler yapılmış ve kısa ve uzun dönemdeki ilişkileri test etmek amacıyla nedensellik testi gerçekleştirilmiştir. Bu analizler, değişkenler arasındaki ilişkileri anlamamıza ve çalışmanın ana sorunlarını yanıtlamamıza yardımcı olmuştur.

Çalışmada bağımlı değişken olarak Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır. Bağımsız değişkenler ise ithalat miktar endeksi ve ihracat miktar endeksidir. Değişkenleri temsil eden kısaltmalar Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: Analizlerde Kullanılan Değişkenler

Değişkenin Adı	**Değişkenin Kısaltması**	**Değişken Verinin Kaynağı**
Sanayi Üretim Endeksi	LOGSAN	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
İhracat	LOGIHR	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
İthalat	LOGITH	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü

3.2 Çalışmada Kullanılan Yöntemler

Zaman serisi analizi, zaman içerisinde değişen veri noktalarını incelemek için kullanılan bir ekonometrik bir yöntemdir. Bu teknik, çeşitli alanlarda uygulanır ve geçmiş verilerden yararlanarak gelecekteki eğilimleri, döngüleri ve mevsimsel değişiklikleri öngörmek amacıyla kullanılmaktadır (Chatfield, 2004).

Zaman serisi, belirli bir zaman aralığında düzenli aralıklarla toplanan veri setlerinden oluşur. Örneğin, bir şirketin aylık satış rakamları, bir borsanın günlük kapanış değerleri veya bir hastanın saatlik kalp atış hızı zaman serisine örnek olarak verebilmektedir (Box, Jenkins ve Reinsel, 2015).

3.2.1 Birim Kök Analizi / Durağanlık Analizi

Durağanlık, bir zaman serisinin ortalamasını ve varyansının zaman içinde sabit kalması durumuna denilmektedir. Araştırmada kullanılan serinin durağanlığını, Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri incelenmiştir.

3.2.2 Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Zaman serileri, ekonomik analizlerde, finansal piyasalarda ve sosyal bilimlerde yaygın olarak kullanılan veri setleridir. Bu seriler genellikle belirli bir değişkenin zaman içerisinde nasıl evrildiğini gösterir ve bu değişimleri anlamak için kullanılırlar. Ancak, zaman serileri

analizi bazı zorluklar içermektedir. Özellikle birçok zaman serisi verisi doğal olarak durağan değildir. Zaman içerisinde trendler, mevsimsellik veya diğer yapısal değişiklikler gösterebilmektedir. Bu durum, serideki değişikliklerin rastgele olabileceği anlamına gelir ve gelecekteki tahmin gücünü azaltabilmektedir. ADF (Augmented Dickey-Fuller) birim kök testi, zaman serilerinin durağanlığını analiz etmek için kullanılan ekonometrik bir yöntemdir. Bu test, bir zaman serisinin birim köke sahip olup olmadığını tespit etmeyi amaçlamaktadır. Bir zaman serisinin durağan olması, serinin gelecekteki değerlerin daha tahmin etmeyi kolaylaştırır ve daha güvenilir öngörüler yapılması olanak tanımaktadır (Gürsoy, 2023).

3.2.3 Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller testleri, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve sabit bir varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır. Bu test uygulanırken, hata terimlerinin bu özelliklere uygun olması önem arz etmektedir. Phillips ve Perron, bu varsayımları geliştirerek hata terimleri ile ilgili bazı sınırlamalar getirmiştir. Phillips Perron Testi aşağıdaki gibidir;

$$Y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{\{t-1\}} + \mu_t \quad (1.1)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_0 y_{t-1} + \alpha_2^{(t-T/2)} + \mu_t \quad (1.2)$$

Burada T, gözlem sayısını; μt ise hata terimlerinin dağılımını temsil eder ve bu hata terimlerinin ortalaması ($E\mu t = 0$) olduğu varsayılmaktadır. Ayrıca μt tek faktörlü bir yapıya sahiptir (Yağmur, 2025b). Ancak, hata terimlerinin zaman içinde bağımsız veya sabit varyans varsayımlarını göz ardı ederek, Phillips-Perron testi hata terimlerinin zayıf bağımlı ve değişken dağılımına izin vermektedir. Bu bağlamda, Phillips-Perron testi, Dickey-Fuller testinin t istatistiklerini geliştirirken, hata terimlerinin varsayımlarındaki sınırlamalarını göz önünde bulundurmadan daha geniş bir hata yapısını kabul etmektedir (Enders, 1995).

3.2.4 Gecikme Uzunluğu

Var (Vektör Otoregresyon) modeline geçmeden önce, modelin gecikme sayısını uygun bir şekilde belirlemek gerekmektedir. Gecikme sayısının olması gerekenin altında seçilmesi durumunda parametre tahminlerini güvenirliğini yitirmekte, olması gerekenden fazla seçilmesi durumunda ise tahminlerin varyansı yüksek olmaktadır. Bu bağlamda, gecikme sayısının doğru bir şekilde saptanması analizimiz için önem arz etmektedir (Mert ve Çağlar, 2019).

3.2.5 Johansen Eşbütünleşme Testi

Johansen Yöntemi, çok değişkenli zaman serilerinde değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkileri ortaya koymak için kullanılan bir istatistiksel yöntemidir. Bu yöntem, değişkenler arasındaki en yaygın eşbütünleşme vektörünü ve bunların uygulama hız katsayılarını belirlemeyi amaçlamaktadır. Johansen Yöntemi, VAR (Vector Autoregression) modeli

içinde Xt değişken vektörünün gecikme değerlerini dikkate almaya çalışıp, eşbütünleşme analizini gerçekleştirmektedir. Bu analizler, değişkenler arasında vadeli denge ilişkilerini varlığını ve doğasını anlamımıza yardımcı olmaktadır. Johansen Yöntemi ayrıca, değişkenlerin birlikte hareket etme eğilimini ve zaman içindeki etkileşimlerini detaylı bir şekilde inceleyerek ekonometrik modellemelerde kullanan bir araçtır (Altındöken, 2020). Johansen Yöntemi aşağıdaki gibidir;

$$X_t = \mu + \Phi D_t + \Pi_p X_{t-p} + \cdots + \Pi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t , \quad t = 1, ..., T \tag{1.3}$$

Bu yöntemde, geçmiş zamanlarda gözlemlenen değişken vektörü Xt olarak tanımlanırken, Et ise beyaz gürültü olarak tanımlanan rastgele hata terimidir. Johansen Yöntemi, değişkenler arasındaki uzun vadeleri araştırırken kullanılan bir modelde gecikme sayısının belirleyici olduğunu vurgulamaktadır (Gül, 2019 ve Göktaş, Pekmezci ve Bozkurt, 2018).

3.2.6 Var Modeli

Var modelleri, yapısal bir model üzerinde herhangi bir kısıtlama olmadan dinamik ilişkileri ifade edebildikleri için zaman serisi analizlerinde yaygın olarak kullanılmaktadır (Keating, 1990). Ekonometrik analizlerde VAR modellerinin tercih edilmesinin bir başka nedeni de değişkenler arasındaki tek yönlü ilişkileri saptamak ve bu ilişkilerin geçmişteki ve gelecekteki boyutlarını belirlemektedir (Kearney ve Monadjemi, 1990). Var modelinin iki değişkenli formu aşağıda gösterilmiştir.

3.2.7 Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik testi, iki değişkenin geçmiş verilerini, diğer değişkenin mevcut değerini tahmin etmede ne kadar yardımcı olduğunu anlamak için kullanılmaktadır. Bu test, bir değişkenin diğerine zaman içinde ne kadar önde olduğunu değerlendirmektedir. Ancak bu, bir değişkenin diğerinin neden olduğu ya da sonucunun olduğu anlamına gelmez. Granger Nedensellik Testi değişkenler arasındaki sebep sonuç ilişkisini değil, sadece zaman içerisindeki tahmin gücünü araştırmaktadır (Granger, 1969). Granger Nedensellik Modeli aşağıdaki gibidir;

$$X_t = \sum_{j=1}^{m} \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} b_{jYt-j} + \varepsilon_y \tag{1.4}$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^{m} c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} d_{jYt-j} + \varepsilon_y \tag{1.5}$$

Bir model oluştururken, doğru gecikme uzunluğunu belirlemek önemlidir. Bu süreler belirlenirken genellikle Akkaike, FPE veya Schwarz gibi bilgi kriterleri modelde kullanılmaktadır. Bu kriterler, modelin doğruluğunu değerlendirerek en uygun gecikme süresini bulmaya yardımcı olur. Modellerin hata kareler toplamı hesaplandıktan sonra, Wald'ın önerdiği F istatistiği kullanılarak bu veriler analiz edilir.Granger nedensellik testinde dört farklı sonuç elde edilebilir.

1) X, Y'nin Granger nedenidir.

2) Y, X'nin Granger nedenidir.
3) X ve Y arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır.
4) X ve Y arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

3.3. Bulgular

Bu bölümde analizde kullanılan değişkenlere ilişkin ekonometrik test sonuçlarına yer verilmektedir.

3.3.1 Birim Kök Testi Sonuçları

Tablo 2'de sunulan ADF (Genişletilmiş Dickey-Fuller) birim kök testi sonuçları, zaman serisinin durağanlığını belirlemek için yapılan analizlerin sonuçlarını içermektedir. Bu bölümde, zaman serisinin durağanlık durumunu analiz etmek amacıyla ADF birim kök testinin sonuçları ayrıntılı olarak incelenmiştir.

Tablo 2: Genişletilmiş Birim Kök Testi Sonuçları

GENİŞLETİLMİŞ DİCKEY-FULLER BİRİM KÖK TESTİ				
	Düzey		**1.Dereceden Fark**	
Değişken	T- İstatistiği	Olasılık	T- İstatistiği	Olasılık
LOGSAN	-0.088213	0.9475	-14.07259	0.0000
LOGIHR	-1.037607	0.7385	-12.22968	0.0000
LOGITH	-1.248078	0.6522	-8.707467	0.0000

Bu araştırmanın gerçekleştirilmesinde kullanılan hipotezler aşağıdaki verilmiştir.

H0: Seri durağan dışıdır (Seride birim kök vardır).

H1: Seri durağandır (Seride birim kök yoktur).

Yapılan Augmented Dickey Fuller Birim Kök Testi sonucunda, Türkiye'nin sanayi üretim endeksi, ithalat ve ihracat değişkenleri %5 anlamlılık seviyesinde p-değerleri olasılık değerlerinden büyük olduğu gözlemlenmiştir. Bunun sonucunda, H0 hipotezini kabul etmemize ve tüm değişkenler düzeyde durağan olmadığı kanısına varılmıştır. Fakat, serilerin birinci dereceden farkını aldığımız zaman, p-değerleri 0.00 olarak bulunmuştur. Bu sonuç, birinci dereceden farkları alındığında H0 hipotezini reddedildiğini ve serilerin durağan hale geldiğinin ispatlanmıştır. Sonuç olarak, düzeyde durağan olmayan değişkenler, birinci farkları alınarak durağan hale getirilerek analize dahil edilmiştir.

Tablo 3: Phillips- Perron Birim Kök Test Sonucu

PHILLIPS- PERRON Birim Kök Testi		
	Düzey	1. Dereceden Fark

Değişken	T-İstatistiği	Olasılık	T- İstatistiği	Olasılık
LOGSAN	0.135793	0.9673	-14.16428	0.0000
LOGIHR	-1.037607	0.7385	-12.22968	0.0000
LOGITH	-1.066906	0.7276	-8.374673	0.0000

H0: Seri durağan dışıdır (Seride birim kök vardır).

H1: Seri durağandır (Seride birim kök yoktur).

Yapılan Phillips-Perron Birim Kök Testi sonucunda (Tablo 3), Türkiye'nin sanayi üretim endeksi, ithalat ve ihracat değişkenleri %5 anlamlılık seviyesinde p-değerleri olasılık değerlerinden büyük olduğu gözlemlenmiştir. Bu bağlamda H0 hipotezini kabul etmemize ve tüm değişkenler düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Fakat, serilerin birinci dereceden farkını alındığında p-değerleri 0.00 olarak bulunmuştur. Bu sonuç birinci dereceden farkları alındığında H0 hipotezini reddedildiğini ve serilerin durağan hale geldiğinin kanısına varılmıştır. Sonuç olarak, durağan olmayan değişkenler, birinci farkları alınarak durağan hale getirilmiş ve analize dahil edilmiştir.

Tablo 4: KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	**Test Tipi**	**Test İstatistiği**	**Kritik Değer %1**	**Kritik Değer %5**	**Kritik Değer %10**
LOGITH	Düzey	1.382126	0.739	0.463	0.347
LOGITH	Birinci Fark	0.075451	0.739	0.463	0.347
LOGSAN	Düzey	1.442213	0.739	0.463	0.347
LOGSAN	Birinci Fark	0.069648	0.739	0.463	0.347
LOGIHR	Düzey	1.414611	0.739	0.463	0.347
LOGIHR	Birinci Fark	0.0113622	0.739	0.463	0.347

H0 : Seri durağandır (Birim kök yoktur).

H1: Seri durağan değildir (Birim kök vardır).

Tablo 4'te görülmekte olan sonuçlara göre, LOGITH, LOGSAN ve LOGIHR değişkenlerinin düzey değerlerine ait KPSS test istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerin oldukça üzerindedir. Bu durum, söz konusu serilerin düzeyde durağan olmadığını, yani birim kök içerdiğini göstermektedir. Ancak aynı değişkenlerin birinci farklarına ait test istatistikleri %5'lik kritik değerin altında kalmıştır. Bu bulgu, serilerin birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ve dolayısıyla her üç serinin de I(1) sürecinde olduğunu ortaya koymaktadır. Başka bir ifadeyle, LOGITH, LOGSAN ve LOGIHR değişkenleri düzeyde durağan değildir; ancak birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir.

3.3.2 VAR Modelinin Analizi

Tablo 5 zaman serisinin analizlerinde kullanılan optimal gecikme uzunluğu belirlemek için yapılan çalışmaların sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5: Optimal Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Sayısı	Logaritmik Olabilirlik Fonksiyon	Olabilirlik Oranı Test İstatistiği	Son Tahmin Hatası	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Bilgi Kriteri	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri
0	6.06514	Veri Yok	0.000191	-0.04827	0.018919	-0.020973
1	581.392	1114.413	2.56E-08	-8.966802	-8.69806	-8.857613
2	607.72	49.75450*	1.95E-08*	-9.239691*	-8.769392*	-9.048614*
3	613.276	10.23642	2.06E-08	-9.18545	-8.513594	-8.912483
4	616.676	6.103412	2.25E-08	-9.097256	-8.223844	-8.742393
5	617.473	1.393131	2.57E-08	-8.968074	-7.893106	-8.531328
6	621.185	6.313097	2.80E-08	-8.884797	-7.608272	-8.36616
7	630.709	15.74826	2.79E-08	-8.893048	-7.414966	-8.292521
8	634.913	6.753858	3.02E-08	-8.81753	-7.137892	-8.135113

Analizimizde kullanılan * simgesi, bilgi kriterine göre en uygun gecikme uzunluğunu belirlemek için kullanılmaktadır. İncelenen tabloda, * simgesi, optimal gecikme uzunluğunu işaret etmektedir. Bizim analizimde, optimal gecikme uzunluğu sayısı 2 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğu, tüm bilgi kriterleri açısından uygun olarak kabul edilmiştir. Var modelimizin analizinde en iyi sonuçlar elde etmek için 2 dönemlik gecikmenin ideal olduğunu göstermektedir.

3.3.3 VAR Modeline İlişkin Diagnostik Test Sonuçları

Modelin hata terimlerinde serisel otokorelasyon olup olmadığı Breusch-Godfrey testi ile incelenmiştir.

Hipotezler:

H_0: Hata terimleri arasında serisel otokorelasyon yoktur.

H_1: Hata terimleri arasında serisel otokorelasyon vardır.

Tablo 6'da otokorelasyonun farklı gecikme uzunlukları için geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Her iki gecikme için de p-değerleri 0.05'ten büyük bulunmuştur. Bu sonuç, H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini ve dolayısıyla serisel otokorelasyonun tespit edilemediğini göstermektedir. Buna göre, ilgili modelin hata terimleri bağımsızdır ve otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır.

Tablo 6: Otokorelasyon Testi Sonuçları

Gecikme	LM-Stat	Olasılık
1	6.393587	0.700
2	11.00783	0.275

Modelde Breusch-Pagan-Godfrey testi ile modelde değişen varyans (heteroskedastisite) olup olmadığı araştırılmıştır. Tablo 7'de görülmekte olan sonuçlara göre, F-statistic ve Obs*R^2 testlerinde p-değeri 0.05'ten küçük olduğu için bu iki test H_0'ı reddeder, yani modelde heteroskedastisite (değişen varyans) vardır.

Hipotezler:

H_0: Sabit varyans vardır (homoskedastisite).

H_1: Sabit olmayan varyans vardır (heteroskedastisite).

Ancak Scaled Explained SS testi p-değeri bakımından 0.05'ten büyük olduğundan, bu test heteroskedastisite olmadığını gösterir. Yani sonuçlar test türüne göre kısmi heteroskedastisite varlığına işaret etmektedir. Ancak, otokorelasyonun zaman serilerinde tahminlerin güvenilirliğini doğrudan etkileyen bir sorun olarak görülmesine rağmen, belirli ölçüdeki değişen varyansın (heteroskedastisite) varlığının çoğu durumda daha tolere edilebilir bir nitelik taşıması sebebiyle analize devam edilmiştir (Gujarati, 2021).

Tablo 7: Değişen Varyans Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Değer	Olasılık
F-statistic	3.608	0.004
Obs*R-squared	16.564	0.005
Scaled explained SS	9.845	0.079

Tablo 8'de yer alan normal dağılım testi sonuçlarına göre, Jarque-Bera istatistiği 4.640282 olup buna karşılık gelen p-değeri 0.098260'tır. Bu değer, %5 anlamlılık düzeyinin üzerinde olduğu için, değişkenlerin artık terimlerinin normal dağıldığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilememektedir.

Hipotezler:

H_0: Hata terimleri normal dağılıyor.

H_1: Hata terimleri normal dağılmıyor

Diğer bir ifadeyle, modelin hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımı geçerlidir. Bu sonuç, modelin istatistiksel anlamda sağlıklı bir dağılım varsayımı üzerine kurulu olduğunu ve klasik regresyon varsayımlarının önemli bir bölümünü karşıladığını göstermektedir.

Tablo 8: Tanımlayıcı İstatistikler ve Normallik Testi

İstatistik	**Değer**
Ortalama	5.28e-16
Medyan	0.007687
Maksimum	0.204041
Minimum	-0.315613
Standart Sapma	0.121353
Çarpıklık (Skew.)	-0.251265
Basıklık (Kurt.)	2.243427
Jarque-Bera	4.640282
J-B Olasılık (p-değeri)	0.098

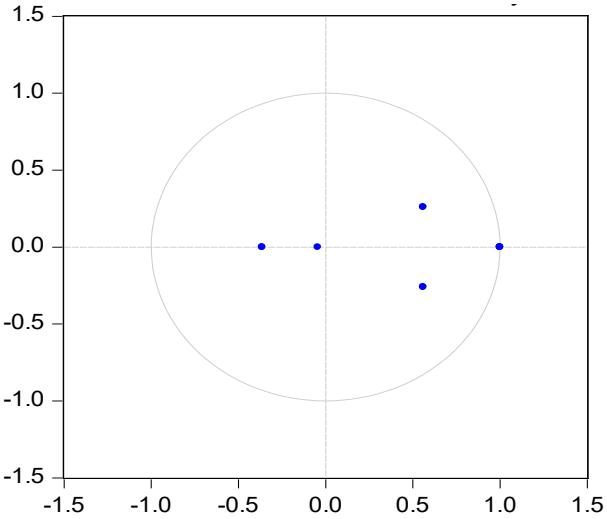
Tablo 9'da görülmekte olan modelin tüm kökleri 1'den küçük olduğundan dolayı, VAR modelinin istikrarlı olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu, modelin zaman içinde stabil olduğu ve tahminlerin güvenilir olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 9: Var Modelinin İstikrarı

Karekteristik Polinom Kökleri	
İçsel Değişkenler: LOGSAN LOGITH LOG IHR	
Dışsal Değişkenleri: C	
Gecikme Spesifikasyonu: 1 2	
Kök	**Modül**
0.996604	0.996604
0.982245	0.982245
0.557506-0.263727i	0.616737
0.557506+0.263727i	0.616737
-0.368849	0.368849
-0.045413	0.045413

Şekil 1'de yer alan birim çember grafiği, VAR modeline ait karakteristik köklerin konumlarını göstermektedir. Tüm köklerin birim çemberlerin içerisinde yer aldığı görülmektedir; bu durum, modelin istikrarlı olduğunu ve zaman içerisinde şoklara karşı kararlı tepkiler verdiğini göstermektedir. Bu bağlamda, modelin yapısı güvenilir ve elde edilen tahminlerin geçerliliği yüksek kanısına varılmıştır.

Şekil 1: Var Modelinin İstikrarı: Birim Çember Grafiği



3.3.4 Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçlar

Farklı deterministik bileşenlerin (sabit terim ve trend) modele dahil edilme durumlarına göre oluşturulan beş farklı senaryoya göre hem Trace testi hem de Max-Eigenvalue testi uygulanmıştır. İlk üç senaryoda her iki test istatistiği de eşbütünleşik vektör sayısını iki (r=2) olarak belirlemiş, bu da değişkenler arasında en az iki uzun dönemli ilişki bulunduğunu göstermektedir. Özellikle trend içermeyen ancak sabit terim bulunan "Doğrusal (Trend Yok)" model, ekonomik analizlerde sıklıkla tercih edilen ve güvenilir sonuçlar sunan yapıdadır. Bu senaryoda da hem Trace hem de Max-Eig testi eşbütünleşme ilişkisini doğrulamıştır.

Tablo 10: Uzun Dönemli İlişkinin Belirlenmesi

Trace Testi Sonuçları				
Hipotez	Özdeğer	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri
Hiç kointegrasyon yok	0.207558	34.87686	29.79707	0.0119
En fazla 1 kointegrasyon	0.029675	4.168959	15.49471	0.8894
En fazla 2 kointegrasyon	0.001458	0.192558	3.841466	0.6608
Max-Eigen Testi Sonuçları				
Hipotez	Özdeğer	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri
Hiç kointegrasyon yok	0.207558	30.70790	21.13162	0.0017
En fazla 1 kointegrasyon	0.029675	3.976401	14.26460	0.8618
En fazla 2 kointegrasyon	0.001458	0.192558	3.841466	0.6608

Tablo 10'da sunulan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları, sanayi üretimi (LOGSAN), ithalat (LOGITH) ve ihracat (LOGIHR) değişkenleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını test etmektedir.

Hipotezler:

H0: En fazla r tane eşbütünleşme ilişkisi vardır.

H1: En az (r+1) tane eşbütünleşme ilişkisi vardır

Trace ve Max-Eigen test sonuçlarına göre, boş hipotez her iki testte de reddedilmiştir. Bu sonuçlardan hareketle, seriler arasında tam olarak bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu bulgular, sanayi üretimi, ithalat ve ihracat değişkenlerinin zaman içinde ortak bir dengeye yöneldiğini ve birlikte hareket ettiklerini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, bu üç değişken arasında uzun dönemli istikrarlı bir ilişki mevcut olup, dış ticaretin sanayi üretimiyle yapısal bir bütünlük içinde hareket ettiği söylenebilir. Bu durum, eşbütünleşme ilişkisini dikkate alan modellere geçilmesi gerektiğini ve değişkenler arasında nedensellik ya da denge ayarlama dinamiklerinin ileri düzey analizlerle araştırılmasının uygun olacağını göstermektedir. Bu sebepten analize vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile devam edilmiştir.

Tablo 11: Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği
LOGSAN(-1)	1		
LOGITH(-1)	2.320682	0.40073	5.79107
LOGIHR(-1)	-2.649827	0.37876	-6.99600
Sabit (C)	-4.181266		
Bağımlı Değişken	D(LOGSAN)	D(LOGITH)	D(LOGIHR)
Hata Düzeltme Terimi	-0.026022 (0.01553) [-1.67558]	-0.129021 (0.03126) [-4.12772]	0.002837 (0.02621) [0.11014]
D(LOGSAN(-1))	-0.409253 (0.13389) [-3.05565]	-0.157133 (0.26949) [-0.59308]	-0.432833 (0.22596) [-1.91571]
D(LOGSAN(-2))	0.040733 (0.13078) [0.31147]	0.18787 (0.26322) [0.71376]	0.052952 (0.22071) [0.23997]
D(LOGITH(-1))	0.204408 (0.06222) [3.28532]	0.580402 (0.12523) [4.63463]	0.303656 (0.10501) [2.89138]
D(LOGITH(-2))	0.026856 (0.06409) [0.41904]	0.008337 (0.12839) [0.06489]	0.028366 (0.10786) [0.26301]

D(LOGIHR(-1))	-0.086498 (0.07434) [-1.16352]	-0.338477 (0.14962) [-2.26136]	-0.141796 (0.12546) [-1.13043]
D(LOGIHR(-2))	-0.157425 (0.07453) [-2.11183]	-0.298353 (0.14945) [-1.99611]	-0.053124 (0.12531) [-0.42388]
Sabit (C)	0.016595 (0.00416) [3.98317]	0.22237 (0.00838) [2.65587]	0.026728 (0.00702) [3.80532]

Tablo 11'de görülen vektör hata düzetlme modeli sonuçlarına göre, hata düzeltme terimi negatif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum, modelde ihracat ve ithalattan sanayi üretimine doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi bulunduğunu göstermektedir

3.3.5. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Granger nedensellik testi, değişkenler arasında kısa dönemli yönlü ilişkileri tespit etmek amacıyla uygulanmıştır. VAR modeline dayalı test sonuçları Tablo 12–14'de sunulmaktadır.

Tablo 12: LOGSAN Değişkenin Granger Nedensellik Çıktısı

Bağımlı Değişken: D(LOGSAN)			
	Ki-Kare Katsayısı	Serbestlik Derecesi	Olasılık
D(LOGIHR)	5.130701	2	0.0769
D(LOGITH)	11.28588	2	0.0035
Tümü	15.40198	4	0.0039

Tablo 12'de yer alan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, LOGSAN değişkeni bağımlı değişken olarak ele alındığında, ithalat (LOGITH) değişkeninin p-değeri 0.0035'tir ve bu değer %5 anlamlılık düzeyinin altında kaldığı için H0 hipotezi reddedilmiştir. Bu durum, ithalatın sanayi üretiminin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, ihracat (LOGIHR) değişkeni için elde edilen p-değeri 0.0769'dur; bu değer %5 anlamlılık düzeyinin üzerinde olduğu için H0 hipotezi kabul edilmiş ve LOGIHR'in sanayi üretiminin Granger nedeni olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Tüm değişkenler birlikte değerlendirildiğinde ise p-değeri 0.0039 olarak hesaplanmış ve bu da LOGITH ve LOGIHR değişkenlerinin birlikte LOGSAN üzerinde anlamlı bir etkisi olduğunu göstermektedir.

Tablo 13: LOGITH Değişkenin Granger Nedensellik Çıktısı

Bağımlı Değişken: D(LOGITH)			
	Ki-Kare Katsayısı	Serbestlik Derecesi	Olasılık
D(LOGIHR)	7.74182	2	0.0208
D(LOGSAN)	1.225488	2	0.5419
Tümü	10.53384	4	0.0323

Tablo 13'de yer alan bulgulara göre, LOGITH değişkeni bağımlı değişken olarak ele alındığında, ihracat (LOGIHR) değişkeninin p-değeri 0.0208 olup %5 anlamlılık düzeyinin altında kalmaktadır. Bu nedenle H0 hipotezi reddedilmiş ve LOGIHR'in ithalatın Granger nedeni olduğu sonucuna varılmıştır. Öte yandan, sanayi üretimi (LOGSAN) değişkeni için elde edilen p-değeri 0.5419'dur ve bu değer anlamlılık düzeyinin üzerinde kaldığı için H0 hipotezi kabul edilmiş; dolayısıyla LOGSAN'ın ithalat üzerinde nedensel bir etkisinin bulunmadığı belirlenmiştir. Tüm değişkenlerin birlikte etkisi incelendiğinde ise 0.0323'lük p-değeri, ithalat üzerindeki bileşik etkinin anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 14: LOGIHR Değişkenin Granger Nedensellik Çıktısı

Bağımlı Değişken: D(LOGIHR)			
	Ki-Kare Katsayısı	Serbestlik Derecesi	Olasılık
D(LOGIHR)	8.63401	2	0.0133
D(LOGITH)	4.439726	2	0.1086
Tümü	9.40618	4	0.0517

Tablo 14'de yer alan sonuçlara göre, LOGIHR değişkeni bağımlı değişken olarak ele alındığında, yalnızca ithalat (LOGITH) değişkeninin nedensellik yönünde anlamlı bir etkisi bulunduğu görülmektedir. LOGITH değişkenine ait p-değeri 0.0133 olup %5 anlamlılık düzeyinin altında kaldığı için H0 hipotezi reddedilmiş ve ithalatın ihracatın Granger nedeni olduğu sonucuna varılmıştır. Buna karşılık, sanayi üretimi (LOGSAN) değişkeni için p-değeri 0.1086 olarak hesaplanmış ve bu değer anlamlılık düzeyinin üzerinde olduğundan, LOGSAN'ın ihracatın Granger nedeni olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Tüm değişkenlerin LOGIHR üzerindeki bileşik etkisi açısından ise p-değeri 0.0517 ile %5 anlamlılık düzeyine oldukça yakın ancak üzerinde kalmaktadır; bu nedenle tüm değişkenlerin birlikte LOGIHR üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı söylenebilir.

3.5. FMOLS Modeli ile Uzun Dönem Katsayılarınının Tahmini

Tablo 15'de sunulan Fully Modified OLS (FMOLS) tahmin sonuçları, sanayi üretim endeksini (LOGSAN) uzun dönemde etkileyen temel dış ticaret değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı ve yön itibarıyla farklı etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Modelde bağımlı değişken olarak yer alan sanayi üretimi, ithalat (LOGITH) ve ihracat (LOGIHR) değişkenleri ile açıklanmaktadır. İthalat değişkeninin katsayısı -0.390 olarak negatif ve %5

anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur (p=0.0352). Bu durum, uzun dönemde ithalattaki artışın sanayi üretimini azaltıcı etkide bulunduğunu göstermekte olup, ithalata bağımlı üretim yapısının dışa duyarlılığını işaret etmektedir. Öte yandan, ihracat değişkeninin katsayısı 0.851 olarak pozitif ve yüksek derecede anlamlıdır (p<0.01).

Tablo 15: FMOLS Modeli ile Uzun Dönem Katsayılarını Tahmin Etme

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık
LOGITH	-0.390476	0.183467	-2.128313	0.0352
LOGIHR	0.850673	0.174461	4.876020	0.0000
SABİT (C)	3.021156	0.126020	23.973610	0.0000

Bu sonuç, ihracat artışlarının sanayi üretimini desteklediğini ve dış talep yönlü büyüme dinamiklerinin Türkiye açısından önemli olduğunu ortaya koymaktadır. Sabit terim de istatistiksel olarak anlamlıdır ve modelin genel açıklayıcılığı oldukça yüksektir. Nitekim modelin determinasyon katsayısı (R^2) 0.933 olarak hesaplanmış, bu da bağımlı değişkendeki varyansın %93'ünün modelde yer alan değişkenler tarafından açıklandığını göstermektedir. FMOLS yöntemi, eşbütünleşik değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi sağlam biçimde tahmin ettiği için, elde edilen bu bulgular sanayi üretimi üzerinde ihracatın itici ve ithalatın sınırlayıcı etkisini uzun dönem açısından güvenilir biçimde ortaya koymaktadır.

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Türkiye'nin ekonomik olarak kalkınmasında sanayi üretimi ve dış ticaret arasındaki etkileşimler büyük önem arz etmektedir. Sanayi sektörü, ülke ekonomisinin temel yapı taşlarını oluşturup istihdam yaratma, yenilikçilik ve katma değer sağlama gibi önemli unsurları üslenirken, dış ticaretin geliştirilmesi Türkiye'nin uluslararası rekabet gücünü arttırmakta ve ülkeye döviz girişini sağlanmaktadır. Sanayi üretim kapasitesinin arttırılması, sadece yurt iç talebi karşılamakla kalmayıp, aynı zamanda ihracat yaparak dış piyasalardaki varlığını güçlendirmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde sanayi üretimi ile dış ticaret arasındaki ilişkiler 1990Q1–2023Q3 dönemine ait çeyreklik veriler kullanılarak zaman serisi analizleriyle incelenmiştir. Analizde sanayi üretimi bağımlı değişken olarak ele alınmış; ihracat ve ithalat ise bağımsız değişkenler olarak modele dâhil edilmiştir. Birim kök testleri sonucunda serilerin birinci farkta durağan oldukları tespit edilmiş ve analizler I(1) seviyesindeki serilere uygun yöntemlerle sürdürülmüştür.

VAR modelinde elde edilen bulgular, modelin otokorelasyon ve istikrarsızlık gibi temel varsayım ihlallerinden arındığını göstermiştir. Johansen eşbütünleşme testi sonuçları,

sanayi üretimi, ithalat ve ihracat arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymuştur. VECM analizinde ise dış ticaret değişkenlerinden sanayi üretimine doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi saptanmış, bu durum Türkiye'nin sanayi üretiminin dış ticaret dinamiklerine duyarlı olduğunu göstermiştir.

Granger nedensellik testi bulgularına göre, ithalatın sanayi üretiminin Granger nedeni olduğu; ihracatın ise sanayi üretimi üzerinde anlamlı bir kısa dönemli nedensel etkisinin bulunmadığı anlaşılmıştır. Buna karşılık, ihracatın ithalat üzerinde, ithalatın da ihracat üzerinde nedensellik yönünde etkili olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar, dış ticaret bileşenlerinin birbirini karşılıklı olarak etkilediğini ancak sanayi üretimi üzerindeki etkilerin asimetrik olduğunu göstermektedir.

FMOLS tahmin sonuçları, uzun dönemde ihracatın sanayi üretimi üzerinde pozitif ve güçlü bir etkisi olduğunu ortaya koyarken; ithalatın sanayi üretimini olumsuz yönde etkilediğini göstermektedir. Bu durum, Türkiye'nin sanayi üretiminin büyük ölçüde ihracat performansına bağlı olduğunu, ancak aynı zamanda ithalata bağımlı üretim yapısının sanayi gelişimini sınırladığını göstermektedir. Özellikle ihracat artışlarının üretimi desteklemesi, dış talep yönlü büyümenin Türkiye için kritik bir unsur olduğunu vurgulamaktadır.

Sonuç olarak, Türkiye'de sanayi üretiminin sürdürülebilirliği açısından ihracat kapasitesinin artırılması ve ithalata bağımlılığın azaltılması yönünde yapısal dönüşüm politikalarının önemi büyüktür. Bu bağlamda, ithal ara mallarına olan bağımlılığı azaltacak yerli üretim teşvikleri, teknoloji transferi ve sanayi politikaları ile desteklenmesi gereken bir öncelik olarak öne çıkmaktadır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Makalenin tüm süreçlerinde Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi'nin araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak hareket edilmiştir.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkı sağlamıştır.

Çıkar Beyanı

Yazarların herhangi bir kişi ya da kuruluş ile çıkar çatışması yoktur.

KAYNAKÇA

Akcan, A. T. ve Metin, İ. (2018). Dış Ticaretin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. Turkish Studies,, Economics, Finance and Politics. 13(14), 1-14.

Altındöken , E. (2020). Doviz Kurları ve Dış Ticaret İlişkisi Türkiye Örneği. Yüksek Lisans Tezi. Çağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Yönetimi Anabilim Dalı.

Bayar, G., Güloğlu, B. ve Tokpunar, S. (2011). *Sanayi Sektörü İstihdamının Temel Belirleyicileri ve Dış Ticaret: Türkiye Örneği*. Ekonomik Yaklaşım Kongreler Dizisi, 15.

Box, G. E., Jenkins, G. M., ve Reinsel, G. C. (2015*). Time Series Analysis: Forecasting and Control* . Wiley.

Chatfield, C. (2004). *The Analysis of Time Series: an Introduction*. CRC Press.

Çütcü, İ. Ve Atış M. (2016). *Poverty-Growth and Social Policies: The Analysis of İmmiserizing Growth Hypothesis on Turkey*. International Journal of Economics Research. 7 (4), 45-57.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. Journal of the American Statistical Association, 74 (366), 427-431.

Doğaner, A. (2022). Türkiye'de Sanayi Üretiminin İhracat ve İthalat Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi ile Bir Değerlendirme. Namık Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksek Okulu Dergisi.

Enders, W. (1995). Applied Econometrics Time Series. USA: John Wiley and Sons, Inc.

Göktaş, P., Pekmezci, A. Ve Bozkurt, K. (2018). *Ekonometrik Serilerde Uzun Dönem Eşbütünleşme ve Kısa Dönem Nedensellik İlişkileri Eviews ve Stata Uygulamaları*. Gazi Kitapevi.

Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral methods. Econmetrica: Journal of the Econometric Society.

Gujarati, D. N. (2021). Econometrics by Example. Palgrave Macmillan.

Gül, G. (2019). *Ekonomik Büyüme, Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Arasındaki Nedensellik İlişkileri:2003-2017 Türkiye Örneği*. Yüksek Lisans Tezi. Kayseri Üniversitesi.

Gürsoy, H. B. (2023). *İşsizliğin Boşanma ve Suç Oranları ile İlişkisi: Türkiye Örneği*. Doktora Tezi. Giresun Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı. S. 91-92.

Kearney, C., ve Monadjemi, M. (1990). Fiscal Policiy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits. Journal of Macroeconomics. 12(2). 197-219.

Kutlar, A. ve Çabukoğlu, M. (2022). Dış Ticaret Açığı, Ara Malı İthalatı, İmalat Sanayi İhracatı ve Reel Döviz Kuru Arasındaki İlişkiler: Türkiye Örneği. Sakarya Üniversitesi İktisat Dergisi

Mert, M. ve Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi. Detay Yayıncılık.*

Mete, M. (2011). *Türkiye'de Dış Ticaret- Sanayi Üretim İndeksi İlişkisinin Araştırılması (1990-2010)*. Akedemik Çalışma Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi, 5 (3), 103-113.

Özbay, Ü. (2021). *Türkiye'nin Sanayi Üretimi ile Dış Ticareti Arasındaki İlişki: 2001-2009 Dönemi İçin Değerlendirmeler*, Verimlilik Dergisi, Ekim, 4, 153-165.

Öztürk, M ve Agan, Y. (2017). *Determinats of Industrial Production in Turkey*. Journal of Economics and Financial Analysis. 1 (2), 1-19.

Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler M. (2015). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitesinin Modellenmesi ve Raporlanması. Ankara Üniversitesi.

Syczewska, E. M. (2010). Emprical Power of the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test, Warsaw School of Economics Institute of Econometrics, Department of Applied Econometrics Working Papers.

Terzioğlu, M., ve Çay, Y.(2024). İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin Sektörel Düzeyde Panel Veri Yöntemiyle Analizi. Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi.

Yağmur, İ. (2025a). Validity of Okun's Law for African Union Countries: Panel Data Analysis for the Period 1991-2023. Abant Sosyal Bilimler Dergisi, 25(1), 276-293. https://doi.org/10.11616/asbi.1585788

Yağmur, İ. (2025b). Validity of the Phillips Curve in OECD Countries: Panel Data Analysis. Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi, 11(1), 303-320. https://doi.org/10.20979/ueyd.1634333