

DÖVİZ KURU BELİRSİZLİĞİNİN ÇELİK SEKTÖRÜ İHRACATI ÜZERİNE OLAN ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ¹

THE EFFECT OF EXCHANGE RATE UNCERTAINTY ON STEEL INDUSTRY EXPORTS: THE CASE OF TURKEY

Bilge DURSUN*, **Süha ÇELİKKAYA****,

* Yüksek Lisans Öğrencisi, Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, bilge969696@gmail.com, ORCID: 0000-0002-5471-9104

** Doç. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, suhacelikkaya@sdu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4104-1680

ÖZ

Ülkeler, geleceğe yönelik kararlar alırken reel döviz kuru ve ihracat ilişkisi hakkında tahminlemelerde bulunurlar. Bu konu literatürde önemli bir araştırma konusu haline gelmiştir. Bu çalışmada Türkiye’de çelik üretim tesislerinin bulunduğu 14 il ve sanayi şehri olan İstanbul’un 2011:01-2020:12 dönemine ait çelik ihracatı, döviz kuru ve enflasyon verileri kullanılmıştır. Çalışmanın amacı belirtilen döneme ait verilere dayanarak değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu amaç doğrultusunda Garch yöntemi, Granger nedensellik testi, Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli uygulanmıştır. Granger nedensellik testi sonucuna göre döviz kuru, çelik ihracatı ve enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Johansen eşbütünleşme analizi sonucunda değişkenlerin eşbütünleşik olduğu ve uzun dönemde dengeye geldikleri sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenlerin farklarının alınmasından kaynaklanan değer kayıplarını düzeltmek için hata düzeltme modeli uygulanmıştır. Hata terimleri eklenerek yapılan analizle kısa dönemdeki dengesizliklerin bir sonraki dönem büyük kısmının düzelmeye göstererek kapandığı ortaya konulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Oynaklığı, Çelik Sektörü, İhracat, Granger Nedensellik Testi.

Jel Kodları: E23, F31.

ABSTRACT

By making predictions about the real exchange rate and export relationship, the country's ability to make future decisions has become an important research topic in the literature. In this study, data on steel exports, exchange rate and inflation for the period 2011:M1-2020:M12 of Istanbul, 14 provinces and industrial cities where steel production facilities are located in Turkey, were used. The aim of the study is to examine the relationship between variables based on the data for the specified period. For this purpose, Garch method, Granger causality test, Johansen cointegration and error correction model were applied. According to the results of the Granger causality test, a bidirectional causal relationship between the exchange rate, steel exports and inflation was determined. As a result of Johansen cointegration analysis, it was concluded that the variables are cointegration and come to equilibrium in the long term. An error correction model has been applied to correct value losses caused by taking differences of variables. Analysis by adding error terms showed that most of the short-term imbalances in the next period closed, showing improvement.

Keywords: Exchange Rate Volatility, Steel Sector, Exports, Granger Causality Test

Jel Codes: E23, F31.

¹ Bu makale Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı’nda hazırlanan “Döviz Kuru Belirsizliğinin Çelik Sektörü İhracatı Üzerine Olan Etkisi: Türkiye Örneği” isimli yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

1. GİRİŞ

Piyasada aşağı ya da yukarı yönlü hareketler ekonomide oynaklık olarak tanımlanmaktadır. Oynaklığın artması durumunda, finansal piyasalar olumsuz etkilenebilmektedir. Bu nedenle finansal serilerin oynaklığının öngörülebilmesi yatırımcılar ve merkezi otoriteler açısından oldukça önemlidir. Finansal piyasalar içerisinde en yüksek işlem hacmine sahip piyasa döviz piyasasıdır. Bunun yanı sıra enflasyon, yatırım, faiz, dış ticaret ve üretim gibi birçok araç aracılığıyla ülke ekonomisindeki etkisi oldukça büyüktür. Dolayısıyla ülkeler arası yapılan ticarete ve buna bağlı oluşacak olan ödemeler dengesi üzerinde etkin bir role sahip olması döviz kuru oynaklığının öngörülmesini zorunlu kılmaktadır (Özdemir & Emeç, 2014:86)

Bretton Woods sisteminin de çökmesiyle beraber çok sayıda gelişmiş ülke, sabit döviz kuru sistemini terk ederek, dalgalı döviz kuru sistemini kullanmaya başlamıştır. Bu geçiş yeni bir ekonomik yapıyı oluşturmuştur. Oluşan yeni ekonomik yapıda, dalgalı döviz kurları bağlamında kurlarda ani değişimler meydana gelmeye başlamıştır. Herhangi bir şeyin ani değişimi ya da incelenmekte olan bir değişkenin değişebilirliği volatilité olarak tanımlanmaktadır (Akar, 2006:1). Kurlarda meydana gelen bu ani değişimler volatilitéyi arttırmıştır. Kurlarda oluşan volatilité, risk ve belirsizlik ortamını beraberinde getirirken; bu konu literatürde oldukça önemli bir araştırma konusu konumuna gelmiştir. Literatüre bakıldığında birçok çalışmada döviz kuru volatilitesi ve dış ticaret arasındaki ilişki incelenmiştir.

Demir-çelik sektörü dünya ticaretinde önemli bir konuma sahiptir. Pek çok stratejik sektör açısından önemli bir tedarikçi niteliği de taşımaktadır. Demir-çelik; otomotiv, beyaz eşya, savunma sanayi, gemi inşası vb. gibi pek çok sektöre girdi sağlamasıyla ön plana çıkmaktadır. Bu sektörler de ülke ekonomileri açısından oldukça önemli bir konuma sahiptirler. Literatürde buna benzer çalışmalar yapılmış olup çelik sektörü ile ilgili kapsamlı bir çalışma yapılmadığı görülmüştür. Ülkenin önemli ihracat kalemlerinden olan çelik sektörü ile ilgili yapılacak olan bu çalışma sonunda elde edilecek olan bulguların literatüre sağlayacağı katkı ve bu bulgulara bakılarak ülkenin politika eksikliklerinin giderilmesi önemli bir husustur.

Çalışmanın kapsamı gereğince çalışmanın ekonometrik analiz kısmında çelik üretim tesisi bulunan iller; Bilecik, Bolu, Bursa, Çanakkale, Hatay, İzmir, Karabük, Kırıkkale, Kocaeli, Osmaniye, Samsun, Sivas, Tekirdağ, Zonguldak ve İstanbul olmak üzere toplam 15 şehrin ihracat verileri kullanılarak döviz kurunun ihracat üzerindeki etkisi araştırılacaktır.

Bu bağlamda ekonometrik analiz kısmında bağımlı değişken olarak ihracat kullanılmıştır. Analizin bağımsız değişkenleri; döviz kuru ve onu doğrudan etkileyen enflasyon oranı olarak seçilmiştir. Kullanılacak değişkenlerin daha verimli sonuçlar verebilmesi için doğal logaritmaları alınmıştır. Analiz [2011-2020] yılına ait aylık verilerden oluşmaktadır.

2. DÜNYA'DA ÇELİK SEKTÖRÜ

Sanayileşmenin yapı taşlarından olan demir ve çelik sektörü geçmişten itibaren ülke ekonomilerine sağladığı girdiler bakımından büyük öneme sahiptir. Dünya ticaretinde büyük yere sahip olan otomotiv, beyaz eşya, inşaat ve havacılık gibi katma değeri yüksek olan sektörler hammadde açısından demir ve çelik sektörüyle doğrudan ilişkilidir. Bu yüzden demir ve çelik sektöründe yaşanan değişimler ekonomik açıdan önem arz etmektedir.

2020 yılındaki önemli gelişmelere baktığımızda; Çin'de ortaya çıkan ve tüm dünyayı etkisi altına alan korona virüs salgını, ticaret politikasına yönelik önemler, ortalama birim fiyatlardaki değişimler ve alternatif pazarların gelişimi gibi faktörler çelik sektörü üzerinde etkili olmuştur. Korona virüs salgını nedeniyle, dünyada sıvı çelik üretimi 2020'nin ilk

yarısında her ay 150 milyon ton seviyesinin altında kalmıştır. Temmuz ayından itibaren artışa geçse de yılsonunu düşüş ile kapatmıştır. Pandeminin çelik üretimine olduğu gibi çelik ticaretine de önemli ölçüde etkileri olmuştur. Dünya da çelik ticaretinde ilk 10’da yer alan ülkelerin bile tamamında düşüş yaşanmıştır. İhracatında oransal açıdan en fazla düşüş görülen ülke Belçika’dır. Tonaj hacmi bakımından en çok düşüş gösteren ülke Almanya ise 3,2 milyon ton azalış göstererek 25,2 milyon ton ihracat yapmıştır. Dünya çelik ticaretinde en büyük paya sahip olan ülke Çin, 2016 yılında ihracatını 123 milyon ton rekor seviyesine çıkarmış fakat daha sonra aşamalı bir şekilde her yıl düşüş göstermiştir. Pandemi nedeniyle Çin’ in 2020 yılına ilişkin ihracat verileri eksik olsa da 2019 yılına göre sert bir düşüş olduğu hesaplanmaktadır. 2020 yılında ihracatı en az düşen ülke 37,4 milyon ton ihracat ve %2,9 düşüşle Rusya olmuştur. Türkiye ise 20,3 milyon ton ihracat ve %3,8 düşüş ile Rusya’nın hemen ardından gelmektedir. 2018 yılında Türkiye dünyanın 6.büyük çelik ihracatçısı derecesini almış ve 2020 yılında da bunu koruyabilmiştir.

Tablo 1: Dünya Ham Çelik Üretimi

ÜLKELER	2017	2018	2019	2020	2019/20	2017/20	2020/2
	MLN TON	MLN TON	MLN TON	MLN TON*	DEĞİŞİM %	YBBO %	PAY %
ÇİN	871	921	1.001	1.053	%5,2	%6,5	%56,5
HİNDİSTAN	101	109	111	100	-%10,6	-%0,6	%5,3
JAPONYA	105	104	99	83	-%16,2	-%7,4	%4,5
RUSYA	71	72	72	73	%2,6	%0,9	%3,9
ABD	82	87	88	73	-%17,2	-%3,8	%3,9
GÜNEY KORE	71	73	71	67	-%6,0	-%1,9	%3,6
TÜRKİYE	38	37	34	36	%6,0	-%1,6	%1,9
ALMANYA	43	42	40	36	-%10,0	-%6,3	%1,9
BREZİLYA	34	35	33	31	-%4,9	-%3,4	%1,7
İRAN	21	25	26	29	%13,4	%11,0	%1,6
DİĞERLERİ	292	309	306	284	-%7,3	-%1,0	%15,2
DÜNYA	1.73	1.814	1.88	1.864	-%0,9	%2,5	100%
DÜNYA(ÇİN HARİÇ)	859	894	879	811	-%7,7	-%1,9	%43,5

Kaynak: WSA (World Steel Association-Dünya Çelik Birliği)

Tablo 2: Dünya Çelik İhracatı

ÜLKELER	2017	2018	2019	2020	2019/20	2017/20	2020/2
	MLN TON	MLN TON	MLN TON	MLN TON*	DEĞİŞİM %	YBBO %	PAY %
ÇİN	90	84	80				%15,5
RUSYA	39	43	38	37	-%2,9	-%1,6	%7,4
JAPONYA	38	36	34	32	-%4,9	-%5,6	%6,5
GÜNEY KORE	33	31	31	30	%5,0	%3,6	%6,0
ALMANYA	31	30	28	25	%11,3	-%6,5	%5,5
TÜRKİYE	18	21	21	20	-%3,8	%4,7	%4,1

ÜLKELER	2017	2018	2019	2020	2019/20	2017/20	20202
	MLN TON	MLN TON	MLN TON	MLN TON*	DEĞİŞİM %	YBBO %	PAY %
UKRAYNA	18	18	18	18	%2,7	%0,1	%3,5
İTALYA	20	20	20	17	-%12,4	-%4,9	%3,8
BELÇİKA	20	20	19	16	-%15,3	-%6,8	%3,6
BREZİLYA	18	16	16	14	-%8,2	-%6,6	%3,0
DİĞERLERİ	212	190	212				%40,9
DÜNYA	536	511	517				100%
DÜNYA (ÇİN HARİÇ)	446	427	437				%84,5

Kaynak: Trademap, EUROSTAT, Çelik İhracatçıları Birliği

3. TÜRKİYE'DE DEMİR-ÇELİK SEKTÖRÜ

Demir-çelik sektörü, Türkiye'nin ihracat hacmini arttırmak ve rekabet gücünü yükseltmek için büyük bir öneme sahiptir. Ülkemizde ilk olarak savunma sanayisi için gerekli olan çelik üretimini karşılamak amacıyla 1928 yılında Kırıkkale'de üretime başlanmıştır. 1939 yılında ise Türkiye'nin ilk entegre demir çelik tesisi Karabük Demir Çelik Fabrikaları (KARDEMİR) açılmıştır. Ardından 1965 yılında Türkiye'nin yassı çelik ihtiyacını karşılamak için ikinci entegre tesis özelliğini taşıyan Ereğli Demir ve Çelik Fabrikaları (ERDEMİR) üretime başlamıştır. 1977 yılında ise yarı ürün ve uzun çelik ürün talebinin karşılanması amacıyla yönelik üçüncü entegre tesis olan İskenderun Demir Çelik Fabrikaları (İSDEMİR) açılmıştır. Günümüzde Türkiye'de çelik üretim tesisi bulunan şehirler ve kapasiteleri Şekil 1 'de gösterilmiştir (Ersöz, Ersöz & Erkmen: 2016:2).

Şekil 1: Türkiye Çelik Haritası



Kaynak: Türkiye Çelik Üreticileri Derneği 2020

Yukarıdaki haritaya bakıldığında çelik sektöründe ham çelikten üretim yapmakta olan kuruluşların Akdeniz, Ege, Marmara ve Karadeniz bölgelerinde (Türkiye Çelik Üreticileri Derneği, 2020 olduğu görülmektedir. 2013 yılından bu yana aktif olan 31 tesis vardır. Bunlardan 10'u Akdeniz, 7'si Ege, 3'ü Karadeniz, 9'u Marmara ve 2'si İç Anadolu bölgesinde olmak üzere yerleşik haldedirler.

2020 yılında ülkemizde çelik ihracatının, bir önceki yıla oranla hem değer hem de miktar bazında düşüş yaşadığı görülmektedir. 2019 yılında elde edilen 13,8 milyar dolar ve 21,2 milyon ton ihracata karşılık; 2020 yılında değerinde %8,6 oranında azalış ile 12,6 milyar dolar ve miktarda %3,8 oranında azalış ile 20,3 milyon ton ihracat gerçekleştiği görülmektedir. Fakat buna rağmen Türkiye, 2020'de dünya çelik ihracatçıları sıralamasında 6.sırada yer alarak 2019'daki yerini korumayı başarmıştır.

4. LİTERATÜR

Döviz kuru volatilitesi ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere literatürde birçok çalışma mevcuttur. Bu bölümde konuyla ilgili yapılan çalışmalara değinilecektir. Bununla birlikte demir çelik sektörüne yönelik çalışmaların ise az sayıda olduğu gözlemlenmektedir.

Terzi ve Zengin (1999), Türkiye için 1989-1996 dönemine ait aylık verileri kullanarak döviz kuru ile sektör bazlı ihracat-ithalat ilişkisini incelemiştir. İncelemeler sonucunda döviz kuru ile ihracat ve ithalat değişkenleri arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Gürbüz ve Çekerol (2002), 1995-2002 dönemi aylık verileri ile dış ticaret haddi, ihracat ve ithalat fiyat endeksi değişkenlerinin reel döviz kuru ile olan ilişkisi tek tek incelenmiştir. Uygulanan eş bütünleşme yöntemi sonucunda söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Karagöz ve Doğan (2005), 1995 Ocak-2004 Haziran ayı dönemini kapsayan toplam 114 aylık ithalat ve ihracat verileri kullanılmıştır. Dış ticaret ve döviz kuru ilişkisi, eş bütünleşme yöntemiyle incelenmiştir. Ortaya çıkması öngörülen ilişkilerin "sahte regresyon" ile sonuçlanmasını önlemek amacıyla her seri için durağanlık analizi yapılmıştır. Seriler 1. düzeyde durağan çıktığı için modelde sahte regresyon sorununun olmadığı sonucuna varılmıştır. Analiz sonucuna göre döviz kuru ve ithalat ve ihracat değişkenleri arasında eş bütünleşmeye dair bir ilişki bulunamamıştır. Ancak 2001 yılı başlarında yapılan devalüasyon için modele bir kukla değişken dahil edilmiş ve anlamsız değişkenler modelden çıkarılmıştır. Modele dâhil edilen 2001 yılı devalüasyonu anlamlı çıkmıştır.

Gül ve Ekinci (2006), 1990:01–2006:08 yılları için reel döviz kuru ve ithalat-ihracat arasında ilişki var olup olmadığını araştırmıştır. Seriler durağan hale getirildikten sonra Johansen eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Testin sonucunda reel döviz kurları ile ithalat-ihracat arasında eş bütünleşme ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra Granger nedensellik analizi yapılmış ve ithalat-ihracattan reel döviz kurlarına doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna varılmıştır.

Köse; Ay ve Topallı (2008), 1995:01-2008:06 dönemi aylık verileri kullanılarak reel döviz kuru oynaklığının ihracat üzerine olan etkisini Johansen eş bütünleşme testi ve hata düzeltme modeli ile incelenmiştir. Çalışma yapılırken; reel döviz kuru logaritmasındaki değişimler kullanılarak GARCH modeli ile elde edilen koşullu varyans ölçütleri kullanılmıştır. Yapılan analizler, döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin ihracatını uzun ve kısa dönemde negatif yönde etkilediğini kanıtlar niteliktedir.

Tarı ve Yıldırım (2009), çeyrek dönemlik verileriyle 1989:01-2007:03 dönemi için Türkiye'de döviz kuru belirsizliği ve ihracat değişkenleri arasındaki ilişki üç aylık veriler yardımıyla incelenmiştir. Yapılan incelemeler sonucunda döviz kuru belirsizliğinin uzun

dönemde ihracatı negatif etkilediği görülmüştür. Kısa dönem için bakıldığında ise döviz kurunun ihracat üzerinde bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Karabulut ve Tapşın (2013), 1980-2011 yıllarına ait reel döviz kuru, ithalat ve ihracat verileri kullanılarak bunların arasındaki ilişki araştırılmıştır. Kullanılan verilere Toda ve Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Analiz, değişkenlerin doğal logaritmaları kullanılarak yapılmıştır. Analiz sonucunda elde edilen bulgular sonucunda, ithalattan ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine rastlanırken yine aynı şekilde reel döviz kuru endeksinden ithalata doğru nedensellik ilişkisinin de tek yönlü olduğu tespit edilmiştir.

Karaş ve Karaş (2017), Türkiye'nin 2003:01 ve 2017:06 dönemleri arasındaki reel efektif döviz kuru, ihracat ve ithalat rakamları kullanılarak analiz yapılmıştır. Analiz yapılırken Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testlerinden faydalanılmıştır. Reel döviz kuru ve ihracat-ithalat arasındaki ilişkinin varlığını tespit etmek için Johansen eşbütünleşme testi uygulanmış ve ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. İlişkinin yönü için ise Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Uygulanan nedensellik testinin sonucunda reel efektif döviz kuru ile ithalat değişkenleri arasında çift yönlü ilişki tespit edilmiş; ihracattan ithalata doğru ise tek yönlü ilişkiye rastlanmıştır.

Uslu (2018), 1989:01-2018:06 dönemi aylık verileri kullanılarak döviz kuru ve faiz oranının dış ticaret üzerine olan etkileri araştırılmıştır. Yapısal kırılmalı zaman serisi analizi kullanılarak yapılan incelemeler sonucunda faiz, döviz kuru ve dış ticaret değişkenleri arasında uzun dönemde birlikte hareket ettikleri tespit edilmiştir. Granger testiyle de seriler arası nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Yapılan incelemelerle faiz değişkeninden döviz kuruna tek yönlü, döviz kurundan ithalat değişkenine tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Faiz ile ithalat ve ithalat ile ihracat değişkenleri arasında ise çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna varılmıştır.

Yaman (2018), 2005-2015 yıllarını kapsayan ampirik çalışmada reel döviz kuru, ihracat, ithalat ve reel GSYİH değişkenleri kullanılmıştır. Yapılan çalışmada; Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi, çoklu doğrusal regresyon analizi ve VAR analizi yapılmıştır. Uygulanan Granger nedensellik testinin sonucuna göre, ihracat-ithalat arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Model doğrulama testinden çıkan sonuca göre ise döviz kurunda meydana gelen artışın ihracatı artırıp ithalatı azalttığı; GSYİH'de meydana gelen artışın da ithalatı artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ancak dış ticareti etkilemek için yapılan bir kur ayarlamasının etki için yeterli olmayacağı tespit edilmiştir.

Özkul ve Öztürk (2019), Türkiye'de 1997:01-2018:12 dönemlerini kapsayan verileri kullanarak döviz kuru oynaklığı ve reel döviz kuru ile sektör bazlı dış ticaret arasındaki ilişkiyi incelenmiştir. Yapılan çalışmada döviz kuru oynaklığını ölçmek için standart sapma yöntemi kullanılırken; serilerin durağanlık analizi için ADF ve PP birim kök testleri, yapısal kırılmaları tespit etmek için ise Zivot-Andrews ve Le Strazicich birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Değişkenler ve yapısal kırılmaların varlığı arasındaki nedensellik ilişkisini ölçmek için aylık veriler kullanılarak Toda Yamamoto analiziyle inceleme yapılmıştır. Araştırma sonucunda elde edilen bulgulara göre, döviz kuru oynaklığı ve tarım-madencilik dış ticareti arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Tarım-imalat dış ticareti ve reel döviz kuru arasında da nedensellik olduğu sonucuna varılmıştır.

Şahin ve Durmuş (2019), 2003:01 ve 2018:06 dönemleri için Türkiye'de reel efektif döviz kuru, ihracat ve ithalat değişkenleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Zivot-Andrews birim kök testi ile değişkenlerin durağanlık analizi yapılmıştır. Gregory-Hansen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile de değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı araştırılmıştır. Uygulanan Gregory-Hansen eşbütünleşme testine göre; sabitte ve trendeki

kırımlar dikkate alınarak değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişki var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

5. VERİ SETİ VE DEĞİŞKENLER

Çalışmanın ekonometrik analiz kısmında çelik üretim tesisi bulunan iller; Bilecik, Bolu, Bursa, Çanakkale, Hatay, İzmir, Karabük, Kırıkkale, Kocaeli, Osmaniye, Samsun, Sivas, Tekirdağ, Zonguldak ve İstanbul olmak üzere toplam 15 şehrin ihracat verileri kullanılarak döviz kurunun ihracat üzerindeki etkisi araştırılacaktır.

Bu bağlamda ekonometrik analiz kısmında bağımlı değişken olarak ihracat kullanılmıştır. Analizin bağımsız değişkenleri; döviz kuru ve onu doğrudan etkileyen enflasyon oranı olarak seçilmiştir. Kullanılacak değişkenlerin daha verimli sonuçlar verebilmesi için doğal logaritmaları alınmıştır. Analiz [2011-2020] yılına ait aylık verilerden oluşmaktadır. İhracatın belirleyicilerinin analizine yönelik oluşturulan ekonometrik model aşağıdaki gibidir:

$$IMPORT = \beta_0 + \beta_1 EXCH + \beta_2 INF + u$$

Tablo 3: Çalışmada Kullanılan Veriler ve Kaynakları

Değişkenin adı	Değişkenin Tanımlanması	Elde Edildiği Kaynak	Değişken Türü
EXPORT	İhracat	Türkiye İhracatçılar Meclisi, TİM	Bağımlı
EXCH	Döviz kuru	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, TCMB	Bağımsız
INF	TÜFE Enflasyon Oranı	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, TCMB	Bağımsız

6. YÖNTEM VE BULGULAR

Çalışmanın ekonometrik analiz kısmında çelik üretim tesisi bulunan iller; Bilecik, Bolu, Bursa, Çanakkale, Hatay, İzmir, Karabük, Kırıkkale, Kocaeli, Osmaniye, Samsun, Sivas, Tekirdağ, Zonguldak ve İstanbul olmak üzere toplam 15 şehrin ihracat verileri kullanılarak döviz kurunun ihracat üzerindeki etkisi araştırılacaktır.

Model değişkenleri üzerinde GARCH analizi yapılarak doların volatilitesi bulunmuştur. Modelden dolar değişkeni çıkarılıp yerine dolar volatilitesi değişkeni dahil edilmiştir.

Tablo 4: GARCH Modeli

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z-istatistiği	Olasılık değeri
C	0.048617	0.039051	1.244967	0.2131
LOGEXCH (-1)	0.980456	0.201368	4.868968	0
LOGEXRCH (-2)	-0.017202	0.227709	-0.075543	0.9398
LOGEXCH (-3)	0.006824	0.036887	0.184994	0.8532
Varyans Denklemi				
C	0.007846	0.005405	1.451516	0.1466
RESID(-1)^2	-0.008503	0.005201	-1.63485	0.1021
GARCH(-1)	0.635522	0.254054	2.501521	0.0124
R-kare	0.909757	Bağımlı Değişken		1.115063
Ayarlanmış R-kare	0.909606	Bağımsız Değişken		0.484786
S.E. regresyon	0.145754	Akaïke bilgi kriteri		-1.1008
Artık Kareler Toplamı	38.09092	Schwarz kriteri		-1.0794
Maksimum Olasılık Değeri	996.0712	Hannan-Quinn kriteri		-1.0929
Durbin-Watson İstatistik değeri	1.906508			

Tablo 5: Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi

Gecikme uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-14814.47	NA	3167.564	16.57435	16.58356	16.57775
1	-10657.88	8294.589	30.61078	11.93498	11.97182	11.94859
2	-10106.61	1098.222	16.68962	11.32842	11.39288	11.35222
3	-10065.11	82.52199	16.09392	11.29207	11.38417	11.32608
4	-10041.5	46.87621	15.83306	11.27573	11.39545	11.31994
5	-9969.233	143.2457	14.75127	11.20496	11.35231	11.25937
6	-9917.26	102.8421	14.05898	11.15689	11.33187*	11.2215
7	-9905.459	23.31138	14.01502	11.15376	11.35637	11.22857
8	-9896.976	16.72988	14.02315	11.15434	11.38457	11.23935
9	-9864.791	63.36116	13.66418	11.1284	11.38627	11.22362
10	-9836.131	56.32529	13.36702	11.10641	11.39191	11.21183
11	-9820.874	29.93438	13.27383	11.09941	11.41253	11.21504
12	-9795.882	48.95054*	13.03854*	11.08152*	11.42227	11.20735*

*: uygun gecikme uzunluğu

Yukarıdaki tablolatırılmış VAR analizi sonuçlarına göre modele en uygun gecikme uzunluğu 12'dir.

Granger nedensellik analizi sonucunda 3 ayrı denklem oluşmuştur.

Genel Hipotezler

H0: Nedeni değildir.

H1: Nedenidir.

1. İlk denklemimizde ihracat bağımlı değişkendir.

Tablo 6: İhracat Granger Nedensellik Testi

Bağımlı değişken: LOGEXP (ihracat)			
Bağımsız Değişkenler	Chi-sq	Df	Olasılık Değeri
LOGDOLAR (döviz kuru)	151.1981	12	0.000
LOGINF (enflasyon)	27.65936	12	0.0062
Tümü	230.1865	24	0.000

· H0: Döviz kuru volatilitesi ihracatın nedeni değildir.

· H1: Döviz kuru volatilitesi ihracatın nedenidir.

Döviz kurunun prob. Değeri $0.000 < 0.05$ olduğu için H0 reddedilerek, H1 hipotezi kabul edilmiştir. Yani döviz kuru volatilitesi (LOGDOLAR) ihracatın (LOGEXP) nedenidir, sonucuna ulaşılmıştır.

· H0: Enflasyon ihracatın nedeni değildir.

· H1: Enflasyon ihracatın nedenidir.

Aynı şekilde enflasyon değişkeninin (LOGINF) olasılık Değeri $0.0062 < 0.005$ olduğu için H0 reddedilip, H1 hipotezi kabul edilmiştir. H1 hipotezine göre enflasyonun (LOGINF) ihracatın (LOGEXP) nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tüm denklemin olasılık değerine bakıldığında yine $0.000 < 0.005$ şeklindedir. Yani H_0 reddedilip, H_1 'in kabul edildiği görülmektedir.

2. İkinci denklemde ise döviz kuru volatilitesi bağımlı değişkendir.

Tablo 7: Döviz Kuru Volatilitesi Granger Nedensellik Testi

Bağımlı Değişken: LOGDOLAR (Döviz Kuru Volatilitesi)			
Bağımsız Değişkenler	Chi-sq	df	Olasılık değeri
LOGEXP (İhracat)	75.06268	12	0.00
LOGINF (enflasyon)	1622.399	12	0.00
Tümü	1853.818	24	0.00

· H_0 : İhracat, döviz kuru volatilitesinin nedeni değildir.

· H_1 : İhracat döviz kuru volatilitesinin nedenidir.

İhracatın (LOGEXP) olasılık değerinin $0.00 < 0.05$ olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 hipotezi reddedilir ve H_1 hipotezi kabul edilir. H_1 hipotezinin kabul edilmesi, ihracatın (LOGEXP) döviz kuru volatilitesinin (LOGDOLAR) nedeni olduğunu göstermektedir.

· H_0 : Enflasyon, döviz kuru volatilitesinin nedeni değildir.

· H_1 : Enflasyon, döviz kuru volatilitesinin nedenidir.

Enflasyon (LOGINF) olasılık değeri $0.00 < 0.05$ 'tir. Buna göre H_0 hipotezi reddedilip, H_1 hipotezi kabul edilir. Yani enflasyon (LOGINF) döviz kuru volatilitesinin (LOGDOLAR) nedenidir.

3. Son denklemde enflasyon bağımlı değişkendir.

Tablo 8: Enflasyon Granger Nedensellik Testi

Bağımlı Değişken: LOGINF (Enflasyon)			
Bağımsız Değişkenler	Chi-sq	Df	Olasılık Değeri
LOGIMP (İhracat)	29.49861	12	0.0033
LOGDOLAR (Döviz Kuru Volatilitesi)	260.4267	12	0.00
Tümü	306.5041	24	0.00

· H_0 : İhracat, enflasyonun nedeni değildir.

· H_1 : İhracat, enflasyonun nedenidir.

İhracat (LOGIMP) değişkeninin olasılık değeri $0.003 < 0.05$ 'dir. Buna göre H_0 hipotezi reddedilir ve H_1 hipotezi kabul görür. Kabul gören H_1 hipotezine göre ihracat (LOGIMP), enflasyonun (LOGINF) nedenidir.

· H_0 : Döviz kuru volatilitesi, enflasyonun nedeni değildir.

· H_1 : Döviz kuru volatilitesi, enflasyonun nedenidir.

Döviz kuru volatilitesi (LOGDOLAR) olasılık değeri tabloya göre 0.00 'dir. $0.00 < 0.05$ olduğuna göre H_0 hipotezi kabul edilmez, bunun yerine H_1 hipotezi kabul edilir. Geçerli

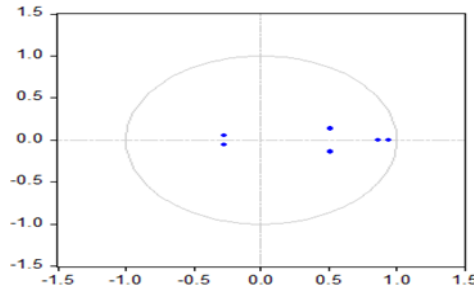
(Çelik İhracatçıları Birliği, tarih yok) sayılan H1 hipotezine göre döviz kuru volatilitesi (LOGDOLAR), enflasyonun (LOGINF) nedeni olarak kabul edilir.

Elde edilen üç denklemin analiz sonuçlarına göre İhracat, döviz kuru ve enflasyon arasında çift yönlü ilişki mevcuttur.

Modelde kullanılan üç değişken için Augmented Dickey Fuller Birim Kök Testi uygulanacak ve durağanlıkları analiz edilecektir.

VAR değişkenleri kullanılarak oluşturulan AR grafiğine göre değişkenlerin hepsi durağandır.

Şekil 2: AR Grafiği



Tablo 9: İhracat ADF Test İstatistikleri

LOGEXP (İhracat)		t-İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Augmented Dickey-Fuller Test İstatistik Değeri		-5.8338	0.00
Kritik Değerler	1% düzey	-3.43379	
	5% düzey	-2.86295	
	10% düzey	-2.56757	

İhracat değişkeninin durağanlık analizi için birim kök testi uygulanmıştır. Tablodaki verilere göre olasılık değeri $0.00 < 0.05$ olduğu için ihracat değişkeni durağandır. T istatistik değeri ve kritik değerler kıyaslandığında ise:

1. T istatistik değeri $-5.8338 < -3.43379$ %1 kritik değer,
2. T istatistik değeri $-5.8338 < -2.86295$ %5 kritik değer,
3. T istatistik değeri $-5.8338 < -2.56757$ %10 kritik değer olarak ihracat değişkeninin durağan olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 10: Döviz Kuru Volatilitesi ADF Test İstatistikleri

LOGDOLAR (Döviz Kuru Volatilitesi)		t-İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Augmented Dickey-Fuller Test İstatistik Değeri		-20.6735	0.00
Kritik Değerler	1% düzey	-3.43379	
	5% düzey	-2.86295	
	10% düzey	-2.56757	

Döviz kuru volatilitesinin durağanlık analizi tablosuna bakıldığında olasılık değeri kıyaslamasının $0.00 < 0.05$ şeklinde olduğu görülmektedir. Buna göre döviz kuru volatilitesi

değişkeni durağandır. T istatistik değeri ve kritik değerler kıyaslamasına göre bakıldığında ise;

1. T istatistik değeri $-20.6735 < -3.43379$ %1 kritik değer,
2. T istatistik değeri $-20.6735 < -2.86295$ %5 kritik değer,
3. T istatistik değeri $-20.6735 < -2.56757$ %10 kritik değer,

şeklinde olduğu için döviz kuru volatilitesi değişkeni bu kıyaslamaya göre de durağan olarak tespit edilmiştir.

Tablo 11: Enflasyon ADF Test İstatistikleri

LOGINF (Enflasyon)		t- İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Augmented Dickey-Fuller Test İstatistik Değeri		-8.98779	0.00
Kritik Değerler	1% düzey	-3.43383	
	5% düzey	-2.86296	
	10% düzey	-2.56757	

Enflasyon değişkeni için yapılan durağanlık analizine göre olasılık değeri 0.00'dır. Bu durumda $0.00 < 0.05$ olduğu için enflasyon değişkeni durağandır. T istatistik değeri ve kritik değerler kıyaslamasına göre bakıldığında ise;

1. T istatistik değeri $-8.98779 < -3.43383$ %1 kritik değer,
2. T istatistik değeri $-8.98779 < -2.86296$ %5 kritik değer,
3. T istatistik değeri $-8.98779 < -2.56757$ %10 kritik değer,

şeklinde olduğu için enflasyon değişkeni bu kıyaslamaya göre de durağan olarak tespit edilmiştir.

Tablo 12: Johansen Eş Bütünleşme (Koentegrasyon) Testi

Veri Eğilimi	-	-	Doğrusal	Doğrusal	İkinci dereceden
Test Türü	Sabit	Sabit Terimli	Sabit Terimli	Sabit Terimli	Sabit Terimli
	Terimsiz	Trendsiz	Trendsiz	Trendli	Trendli
	2	3	3	3	3
	2	3	3	3	3
Sıra ve Modele Göre Bilgi Kriterleri					
Veri Eğilimi	-	-	Doğrusal	Doğrusal	İkinci Dereceden
	Sabit	Sabit Terimli	Sabit Terimli	Sabit Terimli	Sabit Terimli
	Terimsiz	Trendsiz	Trendsiz	Trendli	Trendli
No	Sıra ve Modele Göre Olasılık				
0	6709.325	6709.325	6709.372	6709.372	6709.392
1	6733.145	6767.549	6767.595	6767.599	6767.614
2	6743.09	6785.399	6785.442	6785.494	6785.501
3	6743.096	6791.602	6791.602	6791.776	6791.776
Akaike Modeli Bilgi Kriterleri					
0	-7.400589	-7.400589	-7.397278	-7.397278	-7.39394
1	-7.420566	-7.458014	-7.455824	-7.454707	-7.45248
2	-7.424989	-7.470178*	-7.469105	-7.466921	-7.46581
3	-7.418269	-7.469285	-7.469285	-7.466117	-7.46612
Schwarz Modeli Kriterleri					
0	-7.06844	-7.06844	-7.055902	-7.055902	-7.04334
1	-7.069964	-7.104337*	-7.095996	-7.091803	-7.08343
2	-7.055934	-7.094972	-7.090824	-7.082489	-7.0783
3	-7.030762	-7.072551	-7.072551	-7.060157	-7.06016

Akaike modeline göre koentegrasyon olan -7.470178^* değeri, Schwarz modeline göre ise yine koentegrasyonun var olduğu 7.104337^* değeri seçilmiştir. Koentegrasyonlu bu iki değer kıyaslaması yapıldığında olan Akaike modelindeki değer daha küçük olduğu için bu model için anlamlı ve uygun değer odur. Seçilen koentegrasyonlu değeri içeren model doğrusal, sabit terimli ve trendsizdir.

Seçilen Model İçin Yeniden Koentegrasyon Testi Uygulaması:

Tablo 13: Model Seçimi Sonrası Koentegrasyon Testi

Tarih Aralığı: 2011:01-2020:12				
Gözlem sayısı: 1800				
Diziler: LOGEXP (ihracat) LOGDOLAR (döviz kuru volatilitesi) LOGINF (Enflasyon)				
Gecikme Aralığı: 1-12				
Sınırsız Eşbütünleşme Testi -Deterministik Trend Yok (Sınırlı Sabit)				
H0: Koentegrasyon yoktur.				
H1: Koentegrasyon vardır.				
	Özdeğer	İz istatistik değeri	0.05 düzeyinde kritik değer	Olasılık değeri
1	0.063188	164.5532	35.19275	0.00
2	0.019812	48.10591	20.26184	0.00
3	0.00693	12.40648	9.164546	0.0117

· 1 numaralı satırda yer alan değerlere bakıldığında olasılık değeri 0.00'dır. Buna göre olasılık değeri 0.05'ten küçüktür. Bu durumda H0 reddedilerek H1 kabul edilir. Olasılık değeri $0.00 < 0.05$ olduğu için modelde 1.satıra göre koentegrasyon vardır ve 1 tane koentegrasyon denklemi kurulabilmektedir.

· 2 numaralı satırda yer alan değerler incelendiğinde ise aynı şekilde olasılık değeri (0.00) 0.05'ten küçüktür ve H0 reddedilir. $0.00 < 0.05$ olduğuna göre yine Ha kabul edilerek modelde koentegrasyon vardır. Koentegrasyon denklemi kurulabilmektedir.

· 3 numaralı satırda da olasılık değerinin (0.00) 0.05'ten küçük olduğu görülmektedir. H0 reddedilerek, HA kabul edilir. Bu satırdaki değerlere göre de koentegrasyon vardır ve koentegrasyon denklemi kurulabilmektedir.

Bu analiz sonuçlarına göre modelde eş bütünleşme olduğu tespit edilmiştir. Yani ihracat, döviz kuru volatilitesi ve enflasyon uzun dönemde dengeye gelmektedir. Ancak değişkenlerin farkları alındığı için değer kayıpları yaşanmaktadır ve bu kayıplar modeli olumsuz etkilemektedir. Bir sonraki adımda modeli bu olumsuz etkilerden arındırmak için hata düzeltme modeli oluşturulacaktır.

Tablo 14: Hata Düzeltme Modeli (Error Correction Model)

Bağımlı Değişken: LOGEXP (ihracat)				
Yöntem: EKK (En Küçük Kareler Yöntemi)				
Tarih Aralığı: 2011:01-2020:12				
Gözlem sayısı:1800				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t -istatistik	Olasılık değeri
LOGINF	-0.31555	0.361353	-0.873249	0.3826
LOGDOLAR	-381.606	51.83096	-7.362514	0.00
C	16.2133	1.088892	14.88973	0.00
R-kare	0.03765	Bağımlı Değişken		7.481664
Düzeltilmiş R-kare	0.036578	Bağımsız Değişken		5.045815
S.E. regresyonu	4.952674	Akaïke Bilgi Kriteri		6.0394
Artık Kareler Toplamı	44004.99	Schwarz Kriteri		6.048572
Maksimum Olasılık Değeri	-5423.4	Hannan-Quinn Kriteri		6.042786
F-istatistik	35.09366	Durbin-Watson		0.263921
Olasılık F İstatistik Değer	0.00			

Tablodaki olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu görülmektedir. Yani modelde kullanılan değişkenler anlamlıdır. Hata düzeltme modelinde durağan değişkenlerle kurulan modele, hata terimlerinin bir gecikmeli hali eklenerek devam edilir.

Tablo 15: Hata Düzeltme Modeli (Gecikmeli Değer Eklenmiş Hali)

Bağımlı Değişken: LOGEXP (ihracat)				
Yöntem: EKK (En Küçük Kareler Yöntemi)				
Tarih Aralığı: 2011:01-2020:12				
Gözlem sayısı:1800				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
LOGDOLAR	-223.219	25.6894	-8.689146	0.00
LOGINF	-0.89749	0.177607	-5.053252	0.00
Hata Terimleri (-1)	0.872924	0.011641	74.9852	0.00
C	14.20874	0.539065	26.35812	0.00
R-kare	0.76795	Bağımlı Değişken		7.48583
Düzeltilmiş R-kare	0.767561	Bağımsız Değişken		5.044129
S.E. Regresyon	2.431869	Akaïke bilgi Kriteri		4.617422
Artık Kareler Toplamı	10597.86	Schwarz Kriteri		4.629657
Maksimum Olabilirlik	-4142.45	Hannan-Quinn Kriteri		4.621939
F-İstatistik	1976.824	Durbin-Watson		2.46335
Olasılık F İstatistik Değeri	0.00			

Hata terimleri eklenerek yapılan analize göre hata teriminin katsayısı 0.872924 olarak hesaplanmıştır. Bu değere göre; 1 birim sapmanın yaklaşık olarak %87'si bir sonraki dönem düzeltilmektedir. Yani geçen yıl dengedeki bozulmanın %87'si bu dönem düzelmiştir. Kısa dönemde meydana gelen dengesizlikler bu şekilde kapanmıştır.

Tabloda yer alan veriler, modelin ihracattaki değişimi açıklama gücünün oldukça yüksek olduğunu gösteren niteliktedir. Modelin R² değeri 0.76 olarak hesaplanmıştır. R-kare değerinin 1'e yakın olması regresyon model uyumunun iyi olduğunu göstermektedir. Yorum;

Döviz kuru volatilitesi ve enflasyonda yapılan tahminlerle ihracattaki değişimin %76.7'si açıklanabilmektedir.

7. SONUÇ

Bu çalışmada 2011:01-2020:12 dönemine ait on ikişer aylık veriler kullanılarak çelik üretim tesislerinin bulunduğu 14 il ve buna ek olarak İstanbul ili için ihracat, döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişki vektör hata düzeltme modeliyle analiz edilmiştir. Çalışmaya ait toplam gözlem sayısı 1800'dür.

Çalışmada öncelikle döviz kurunun oynaklığının hesaplanması ve bundan yararlanabilmek için döviz kuru değişkenine Garch modeli uygulanmıştır. Yukarıda değinilen bu üç değişkene durağanlık analizi yapılmış ve düzey değerde durağan oldukları tespit edilmiştir. Değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin tespiti için Granger nedensellik testi yapılmıştır. Granger nedensellik analizine göre döviz kuru volatilitesi, ihracat ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Yani döviz kuru ve enflasyonda meydana gelen artış veya azalış çelik sektörü ihracatındaki artış veya azalışın sebebi olarak açıklanabilir.

Değişkenler arası uzun dönemli ilişkinin araştırılması için eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Değişkenler arası eş bütünleşme tespit edilmesi nedeniyle vektör hata düzeltme modeli uygulanmıştır.

Analizde yer alan değişkenler hata düzeltme modeline göre regresyon modeline tabi tutulduğunda belirlilik katsayısını gösteren değeri %76.7 olarak hesaplanmıştır. Bu modele göre döviz kuru ve enflasyonda yapılan tahminlerle çelik ihracatındaki değişimin %76.7'si açıklanabilmektedir.

Serilerin durağanlığını ölçmek için ADF birim kök testi uygulanmış ve serilerin düzey değerde durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Granger nedensellik testi yardımıyla değişkenler arasında nedensellik araştırması yapılmıştır. Yapılan analize göre 2011:01 ve 2020:12 döneminde ihracat, döviz kuru ve enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır.

Johansen eş bütünleşme testine göre ihracat, döviz kuru ve enflasyon değişkenlerinin eş bütünleşik olduğu ortaya konmuştur. Eş bütünleşik olması; ihracat, döviz kuru volatilitesi ve enflasyonun uzun dönemde dengeye geldiğini göstermektedir. Değişkenlerin farklılıklarının alınmasından kaynaklanan değer kayıplarını giderebilmek için hata düzeltme modeli uygulanmıştır. Hata terimleri eklenerek yapılan analiz sonucuna göre ise şimdiki dönemde meydana gelen 1 birim sapmanın, bir sonraki dönem %87'si düzelmeye göstererek kısa dönemdeki dengeden sapsmalar bu şekilde kapanmıştır.

Genel regresyon denkleminin son haline göre diğer şartlar sabitken döviz kurunda meydana gelen %1'lik değişimin çelik ihracatını 223,213 birim azalttığı tespit edilmiştir. Yine diğer şartlar sabitken enflasyonda meydana gelen %1'lik değişimin çelik ihracatını 0.89749 birim azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Yani döviz kuru ve enflasyon çelik ihracatını olumsuz yönde etkilemektedir.

Döviz kurunun düşmesi sonucunda TL değer kaybedeceği için yurtiçindeki mallar ucuzlar ve ihracat artar. Buna bağlamda döviz kuru ile ihracat arasında ters orantılı bir ilişki mevcuttur.

Döviz kurunda yaşanan hareketlilik, döviz kurunun ileri dönemlerdeki değerini öngörülemez hale getirmektedir. Bu durumun etkisi ülke ekonomisine yansımaktadır. Fakat döviz kuru belirsizliğinin etkileri ülkeden ülkeye değişiklik gösterebilmektedir. Literatürde ihracat ve döviz kuru arasında nedensellik olduğunu savunan çalışmalarda, bahsedilen nedensellik

ilişkinin ülkeye, sektöre ve ülkenin ekonomisine göre farklılık gösterebileceği gerçeği göz ardı edilmemektedir.

Çelik sektörü açısından ele alındığında ise Türkiye dünya çelik sektörünün önemli oyuncuları arasında yer almaktadır. Döviz kurunda meydana gelen hareketlilikler Türkiye'nin çelik sektörü ihracat performansı üzerinde de etkili olmaktadır. Sektörde Türkiye önde gelen bir üretici olarak gözükmeye rağmen üretim için gerekli olan hurda çeliğin büyük kısmını ithal etmektedir. Kurda meydana gelen belirsizliklerin azalması sektörün üretim yapabilmesi açısından gerekli olan hammadde ithalatındaki dalgalanmaların önüne geçecektir. Kurda yaşanacak öngörülebilirlik ihracat da istikrarın sağlanmasına da katkı sunacaktır. Diğer yandan sektörün ihracat performansı açısından yeni üretim tekniklerinin uygulanması ve Ar-Ge çalışmalarının çoğaltılması önem taşımaktadır. Maliyet etkin üretimin gerçekleştirilmesi ve hammadde bağımlılığının azaltılmasına yönelik yapılacak çalışmaların uluslararası rekabet ortamında sektörün elini güçlendireceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

1. AKAR, C. (2006). Finansal Piyasalarda Volatilite: IMKB Örneği. Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı. Bursa: Yayınlanmamış Doktora Tezi.
2. BAKANLIĞI, T.S (2020) Demir Çelik Sektörü Raporu. Haziran 18, 2021 tarihinde <https://www.sanayi.gov.tr/assets/pdf/planprogram/Demir%C3%87elikSekt%C3%B6rRaporu2020.pdf> adresinden alındı.
3. ÇELİK İHRACATÇILARI BİRLİĞİ (2020) Haziran 18, 2021 tarihinde <https://www.cib.org.tr/tr/default.html> adresinden alındı.
4. ERSÖZ, F., ERSÖZ, T., & ERKMEN, İ.N. (2016) Dünyada ve Türkiye'de Ham Çelik Üretimine Bakış. Erciyes Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Fen Bilimleri Dergisi, 32(2), 1-12.
5. GÜL, E. ve EKİNCİ, A. (2006). “Türkiye'de Reel Döviz Kuru ile İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi 1990-2006”. Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 16, 165-190.
6. GÜRBÜZ, H. ve ÇEKEROL, K. (2002). “Reel Döviz Kuru ile Dış Ticaret Haddi ve Bileşenleri Arasındaki Uzun Dönem İlişki”. Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 4(2), 31-46.
7. INTERNATIONAL TRADE CENTRE. (tarih yok). Haziran 17, 2021 Tarihinde Uluslararası İş Geliştirme İçin Ticaret İstatistikleri: <https://www.trademapp.org/> adresinden alındı.
8. KARABULUT, T. ve TAPŞIN, G. (2013). “Reel Döviz Kuru İthalat ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği”. Akdeniz Üniversitesi İİBF Dergisi, 13(26), 189-204.
9. KARAGÖZ, M. ve DOĞAN, Ç. (2005). “Reel Efektif Döviz Kuru İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki Türkiye Özelinde Ekonometrik Bir Değerlendirme”. Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 15(2), 219-228.
10. KARAS, G. ve KARAS, E. (2017). “Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki: Türkiye Özelinde Ekonometrik Bir Değerlendirme”. Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 10 (IASOS Özel Sayısı), 27-46.

11. KÖSE, N., AY, A. ve TOPALLI, N. (2008). “Döviz Kuru Oynaklığının İhracat Etkisi: Türkiye Örneği 1995-2008”. Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 10(2), 25-45.
12. ÖZDEMİR, M., O. ve EMEÇ, H. (2014). “Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile İncelenmesi ‘’ Finans Politik & Ekonomik Yorumlar, 51(596), 85-99.
13. ÖZKUL, G. ve ÖZTÜRK, A. (2019). “Yapısal Kırılmalar Eşliğinde Döviz Kuru Oynaklığı ile Türkiye'nin Sektörel Dış Ticareti Arasındaki Etkileşim”. Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 19(4), 1069-1095.
14. ŞAHİN, D. ve DURMUŞ, S. (2019). “Türkiye’de Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi”. Karabük Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9(1), 210-223.
15. TARI, R. ve YILDIRIM, D. Ç. (2009). “Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama”. Yönetim ve Ekonomi Dergisi, 16(2), 95-105.
16. TERZİ, H. ve ZENGİN, A. (1999). “Kur Politikasının Dış Ticaret Dengesini Sağlamadaki Etkinliği: Türkiye Uygulaması”. Ekonomik Yaklaşım, 10(33), 48-65.
17. TÜRKİYE ÇELİK ÜRETİCİLERİ DERNEĞİ. (2020). Haziran 18, 2021 tarihinde <http://celik.org.tr/harita/> adresinden alındı.
18. USLU, H. (2018). “Türkiye’de Döviz Kuru ve Faiz Oranının Dış Ticaret Üzerine Etkileri: Yapısal Kırılmalı Bir Analiz”. Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi, 3(3), 311-334.
19. WSA (WORLD STEEL ASSOCIATION). Haziran 2021 tarihinde <https://www.worldsteel.org/steel-by-topic/statistics.html> adresinden alındı.
20. YAMAN, H. (2018). “Türkiye’de Döviz Kurunun Dış Ticaret Üzerine Etkileri 2005-2015”. Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 4(1), 45-69.