

PAPER DETAILS

TITLE: TÜRKİYE'DE İHRACAT VE İTHALATIN BORSA ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

AUTHORS: Khatereh SADEGHZADEH

PAGES: 1-23

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/679209>

TÜRKİYE’DE İHRACAT VE İTHALATIN BORSA ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

Khatereh SADEGHZADEH*

EFFECTS ON STOCK EXCHANGE OF IMPORTS AND EXPORTS IN TURKEY

Öz

Bu çalışmada küreselleşmenin iki önemli unsurundan birisi olan Borsa İstanbul (BİST) 100 endeksi ile bir diğer önemli unsuru olan Türkiye’nin dış ticaretini temsilen ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiler araştırılmıştır. Bu çalışmada; seriler arasındaki uzun dönem ilişkileri DOLS yöntemiyle analiz edilmiş ve faiz oranındaki artışların, BIST100 endeksini azalttığı, ihracattaki artışların BIST100 endeksini arttırdığı, ithalattaki artışların BIST100 endeksi üzerindeki etkilerinin ise farklılık gösterdiği görülmüştür. Kısa dönem analizleri de DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve faizlerin, borsa üzerindeki etkilerinin kısa dönemde net olmadığı, ihracatın BIST100’ü kısa dönemde de arttırdığı, ithalatın da kısa dönemde BIST100’ü artırma yönünde etki ettiği belirlenmiştir. Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Granger (1969) testiyle araştırılmış ve faizden borsaya doğru tek yönlü ve çok güçlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken, dış ticareten borsaya doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Anahtar Kelimeler: Küreselleşme, İthalat, İhracat, Borsa.

Abstract

In this study, it was investigated the relations between Borsa İstanbul (BIST) 100 index, which is one of the two important elements of globalization in the economy, and foreign trade (importation and exportation) of country which is the other important element. In the study, long-term relationships between the series were analyzed by DOLS method and it was observed that the increases in interest rates decreased BIST100 index, the increases in exports increased BIST100 index and the effects of the increases in imports on BIST100 index varied. Short-term analyzes were performed by DOLS method and it was determined that the effects of interest rates on the stock market were not clear in the short term, that exports increased BIST100 in the short term and imports also affected the BIST100 in the short term. The causality relationships between the series were investigated by the Granger (1969) test, while a one-way and very

* Dr. Öğr. Üyesi., Atatürk Üniversitesi, Oltu Beşeri ve Sosyal Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, e-posta: sadeghzadeh.khatereh@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-8824-0401>.

strong causality relationship was determined from interest to exchange, no causality relation from foreign trade to stock exchange could be determined.

Keywords: Globalization, Import, Export, Stock Exchange.

1. Giriş

Sanayi İnkılabı sonrasında ortaya çıkan kapitalist mantık öncesi dünyada üretim emek ve doğal kaynak bazlı yapıda bulunmaktaydı. Diğer bir ifadeyle geleneksel düşüncede dünya zenginliği sabit olduğundan, büyüme de; $g = f(N, L)$ şeklinde ifade edilmektedir. Buna göre büyüme ya insan gücündeki (L-labor) artışlarla ve/veya yeni toprakların katılımıyla (N-nature) mümkün olabilmektedir. Her ikisi de fütuhat anlayışıyla mümkün olabilmekte; yani zenginliğin sabit olduğu düşüncesiyle sizin zenginliğiniz karşıdakinin fakirleşmesi, yani istila edilmesiyle gerçekleşebilmektedir. Küresel pasta aynı kalıyorsa, kredi mekanizmasına da yer yoktu. Çünkü kredi bugünün pastası ile yarının pastası arasındaki farktır. Dolayısıyla pasta değişmeden aynı kalacaksa, neden kredi verilsin ki? Oysa Sanayi İnkılabı ile birlikte Smith'in kapitalist anlayışında dünya zenginliğinin aynı kalmadığı, ilerleme kaydedeceği fikri üzerine inşa edilmiştir. Bu da geleceğe daha fazla güven duyulması anlamı taşımıştır. Geleceğe dair ümit ve güven (T-trust) de krediyi (C-credit) ortaya çıkarmış ve bir bütün olarak bu iki faktör sınırsız büyümenin belirleyicisi olarak bilgi şeklinde modellenmiştir; bu da büyüme bilinen büyüme formunu değiştirmiştir; $g = f(T, C)$. Kredi ise gerçek ekonomik büyümeyi, büyüme de geleceğe olan güveni güçlendirmiş ve daha fazla kredi verilmesinin yolunu açmıştır. Servetin artacağı düşüncesiyle bireysel girişimciler kârlarındaki artışı yatırımlara kanallıze ederken, bu da tüm toplumun zenginliğinin ve refahının temelini oluşturmaktadır. Burada Smith'in insanların bencil bir şekilde kâr artırma motifinin kolektif zenginliğin temeli olduğu iddiası insanlık tarihinin en devrimci fikirlerinden biri olmuştur (Harari, 2017: 302-309).

Burada Sanayi İnkılabının önce mal fazlası ve buna pazar arayışı ile tetiklediği serbest ticaret fikri ve buna dayalı olarak küreselleşmeyi ortaya çıkarmıştır. Bu fikrin yaygınlaşması da ilk kez 19. yüzyılın ikinci yarısının ortalarında başlamış ancak I. Dünya Savaşı ile birlikte kesintiye uğramıştır. Mal ve hizmet ticareti ile üretim faktörlerinin serbest dolaşımı küreselleşme olarak tanımlanmaktadır. Dünya Savaşı sonrası savaş öncesi döneme dönüş çabaları Büyük Buhran ve daha sonrasında II. Dünya Savaşı ile ilk küreselleşme hareketi başarısızlığa uğramıştır. 1945'lerden sonraki dönemde iki kutuplu dünya düzeni içerisinde özellikle sosyalizmin 1960'lardaki üretim daralıklarının da etkisiyle (Simirnov, 2015: 135-137) serbestiyet fikrinin ön plana çıkmasına zemin

hazırlamıştır. İkinci küreselleşme dalgası da 1970’lerde belirgin bir şekilde kendini göstermiştir. Bu ikinci küreselleşme dalgası da mal ve hizmet ticaretindeki gelişmelerin yanında, yine finans kapitalin hareketliliği ile kendini belirgin bir şekilde gösterdiği ileri sürülebilir. Finans kapitalin kâr maksimizasyonu arayışları içerisinde ülke borsalarına yönelim önemli bir araç olarak ortaya çıkarken; ülke ekonomilerinin başarı performansı da dış ticarete liberalizasyon ile eşanlı kabul edilir olmuştur.

Küreselleşmenin iki önemli unsuru konumundaki mal ve hizmet ticaretinde gelişmeler ile borsa ilişkilerinin varlığını Türkiye özelinde incelemeye değer olduğu düşünülebilir. Dolayısıyla üretim için gereken sermaye ile üretimin yansıması olan dış satım ve alım arasında kuvvetli ilişkilerin olması kuvvetle muhtemeldir. Bu çerçevede ülke borsalarını etkileyen, yani borsa endeksinin belirleyicileri veya borsa endeksinin etkilediği değişkenlere dair yaygın bir literatürün varlığı dikkat çekmektedir. Böylece mikroekonomik etkiler boyutuyla firma veya sektör ölçeğinde yapılan çalışmaların yanı sıra makroekonomik etkiler boyutuyla genel endeks ile bir kısım makroekonomik faktörler arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalar oldukça fazladır. Harcama yöntemiyle makroekonomik unsurlar arasında yer alan ulusal gelirin ise belirleyicileri olarak özel tüketim, özel yatırım, kamu harcamaları ile net dış alem gelmektedir. Bu yönüyle dış aleme yönelik satımların ulusal geliri artırıcı, alımların da bir sızıntı formuyla ulusal geliri azaltıcı etkilerinden bahsedilmektedir (Nicita, 2013). Ancak, dış alımların tüketim harcamalarından ağırlıklı olmayan yapısı, yani ithalatın daha çok girdi, ara malı ve sermaye malı niteliği taşıması halinde, büyümeyi uyarıcı etkilerinin olacağı söylenebilir. Dolayısıyla ihracatın genel anlamda ulusal geliri artırıcı fonksiyonunun ekonominin barometresi konumundaki borsa üzerine etkilerinin de pozitif olması kuvvetle muhtemeldir. Buna karşılık ithalatın genel anlamda gelir azaltıcı unsurunun yurtiçi üretimi destekleyen boyutta olması durumunun varlığı ise borsayı olumlu yönde etkileyeceği düşünülebilir.

Makroekonomik değişkenler ile borsa arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalarda genel olarak makroekonomik oynaklık düştüğünde varlık fiyatlarının yükseldiği yönünde bir kabulün varlığı dikkat çekmektedir. Bu çerçevede makroekonomik değişkeni temsilen tüketim harcamalarındaki oynaklık alınırken, genel makroekonomik gelir hesaplamaları yaklaşımında, hesap hatası yapılmamışsa, tüketimin gelire eşit olduğu kabul edilmektedir. ABD üzerine 1952-2002 arası dönem için üçer aylık verilerle yapılan çalışmada tüketim harcamalarındaki oynaklığın azaldığı dönemlerde borsa endeksinde/kazançlarında

yükselmenin olduğu tespit edilmiştir (Lettau vd., 2004). Benzer şekilde 11 gelişmiş ülke (ABD, Avusturalya, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, İsveç, İsviçre ve İngiltere) üzerine yapılan çalışmada, II. Dünya Savaşı sonrası dönem için üçer aylık verilerle yapılan analizlerde, Avusturalya dışındaki diğer ülkelerde benzeri ilişkilerin varlığını tespit etmiştir. Diğer bir ifadeyle tüketim harcamalarında istikrarın ortaya çıkması ile borsa getirilerindeki artış arasında ilişkilerin varlığı ortaya koyulmuştur (Campbell, 2003). Dolayısıyla ekonominin istikrarlı bir büyüme sürecini kazandığı dönemlerde borsa endeksinin de yükseldiğine dair bir literatürün varlığından bahsedilmektedir. Bu istikrar unsurunun ülke ihracat ve ithalatıyla borsa arsında da zımnen ortaya çıkması kuvvetle muhtemeldir. Dolayısıyla borsa ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkileri ele alan çalışmaları özetleyen literatür incelemesi çalışmanın ikinci kısmını oluşturmuştur. Üçüncü kısımda ikinci kısımdaki literatürden hareketle hem değişken hem de yöntem seçimine gidilerek, dışa açıklığın ve borsa alternatifi faiz oranlarının borsa üzerine etkileri araştırılması planlanmıştır. Dolayısıyla bu kısımda Türkiye üzerine borsa ile ihracat ve ithalat ilişkileri istatistik analizler eşliğinde araştırma konusu yapılmıştır. Sonuç kısmında ise Türkiye ekonomisi özelinde çıkarımda bulunulmuştur.

2. Literatür İncelemesi

Bu çalışmanın motivasyonu makroekonomik unsurlar arasında yer alan ülke dış ticaretinin, yani ihracat ve ithalatın genel borsa endeksi üzerine etkilerini araştırmak olduğundan, borsa ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkileri inceleyen literatür ilgi odağı konumundadır. Ancak, uluslararası literatür genel anlamda borsa-rekabet gücü-kur ilişkilerini daha yoğun bir şekilde ele alan çalışmalardan oluşmakta; buna karşılık kontrol değişkenler eşliğinde borsa ile ihracat ve ithalat ilişkilerini inceleme konusu yapan çalışmaların varlığı dikkat çekmektedir. Dolayısıyla bu iki değişkeni modelleyen yerli ve yabancı çalışmaların oldukça kısır kaldığı ileri sürülebilir. Aşağıdaki tabloda bu çalışmalardan bir kısmı özet olarak verilmiştir.

Tablo 1: Literatür Özetleri Tablosu

Yazar(lar) ve Yıl	Araştırılan Ülke(ler) ve Dönemi	Değişkenler	Yöntem	Bulgular
Hasanujzaman (2016)	Bangladeş; 2004-2013; aylık veriler	Borsa bağımlı değişken; ihracattaki büyüme	VAR modeli, etki tepki analizleri	Sonuçlarda döviz kurlarının pozitif ihracat şoklarına negatif tepki verdiğini; buna karşılık borsanın pozitif etkisi olduğu görülmüştür.

Nielsen (2010)	Danimarka, Hollanda, Fransa, İngiltere; 1970-2010; üçer aylık veriler	Borsa verimi bağımlı değişken olmak üzere, üretim, ihracat ve ithalat	Ülkeye özgü korelasyon ve zaman serisi analizleri; örnek içi ve dışı testler	Analizlerde üretim artışının gelecekte borsa riskini ve dolayısıyla verimini azaltıcı etkiler yapacağını ortaya koyar. İhracat ve ithalat ta üretim benzeri etkiler yapmaktadır.
Fung vd. (1995)	Asya Kaplanları (G. Kore, Hong Kong, Singapur, Tayvan,); 1975-1991; aylık veriler	Reel borsa getirileri, verim oynaklığı, döviz kurları, ihracat ve ithalat artış oranı	VAR modeli ve Granger Nedensellik Testi	Bulgularda Hong Kong ve Singapur'da getiri oynaklığı ticaret akımlarının nedeni olduğu; getiri oynaklığının dört ülkede de ticari haberlere tepki verdiği tespit edilmiştir.
Coşkun vd. (2016)	Türkiye; 1992-2012; aylık veriler	BİST (Borsa İstanbul Endeksi) ile faiz oranı, döviz kuru, ihracat miktarı, ithalat miktarı, sanayi üretim endeksi ve altın fiyatı	Granger Nedensellik Testi ve etki tepki fonksiyonu	BİST'ten sanayi üretim endeksine, ihracata ve ithalata tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu; BİST şoklarına ihracatın ve ithalatın artış yönünde tepki verdiği belirlenmiştir.
Özdemir ve Bulut (2013)	Türkiye; 2005-2015; aylık veriler	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal-100 Endeksi, Sanayi Üretimi Endeksi, Enflasyon, Faiz Oranı, Döviz Kuru, İhracat, Petrol Fiyatları ve Altın Fiyatları	Yapısal kırılmalı birim kök testleri ve Gregory-Hansen ve Maki eş-bütünleşme testleri, Granger Nedensellik Testi	Hisse senedi fiyatları ile sanayi üretimi, enflasyon, döviz kuru ve petrol fiyatları arasındaki ilişkinin pozitif, faiz oranı, ihracat ve altın fiyatları ile arasında ise negatif olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca hisse senedi fiyatlarının döviz kuru ve ihracat ile çift yönlü nedensellik olduğu görülmüştür.

Literatür incelemelerinin bir kısmında borsa getirilerinin dış ticaret değerlerinden etkilendiği görülürken; bir kısmında ise dış ticaret değerlerindeki değişmelerin borsa getirileri üzerine etkiler doğurduğu dikkat çekmektedir. Dolayısıyla borsa ile dış ticaret değerleri arasındaki ilişkinin standart bir formda olmadığı, yani bir kısım çalışmalarda borsadan dış ticarete ve bir kısım çalışmalarda ise dış ticareten borsaya

doğru bir etkilenme boyutunun olduğu belirlenirken; bazı çalışmalarda ise anlamlı ilişkiler yakalanamamıştır.

3. Uygulama Sonuçları

Bu çalışmada dış ticaretin borsa üzerindeki etkilerini araştırmak üzere, Türkiye'nin 1989:01-2018:06 dönemi aylık verileri ile aşağıdaki veri seti kullanılmıştır.

Borsa (LnBIST): Çalışmada borsa verisi olarak, BIST100 endeksi kapanış değerleri kullanılmıştır. Bu verinin doğal logaritması alınarak, analiz sonucunda oluşması muhtemel değişen varyans sorununun önüne geçilmeye çalışılmıştır. BIST100 verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS, 2018a) alınmıştır.

Faiz Oranı (FAIZ): Bankalarca, açılan TL mevduatlara uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranları verileri kullanılmıştır. Veriler EVDS (2018b)'den alınmıştır.

Dış Ticaret (LnX, LnM): Dış ticaret göstergeleri olarak; EVDS (2018c)'den alınan toplam ihracat (X) ve toplam ithalat (M) verileri kullanılmıştır. Veriler, Hareketli Ortalamalar (Moving Average) yöntemiyle mevsim etkilerinden arındırılmış, doğal logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır.

Bu çalışmada dış ticaretin borsa üzerindeki etkilerini araştırmak üzere kullanılan ekonometrik modeller şu şekildedir:

$$\text{Model 1: } \ln BIST_t = \beta_0 + \beta_1 FAIZ_t + \beta_2 \ln X_t + \beta_3 \ln M_t + e_t \quad (1)$$

$$\text{Model 2: } \ln BIST_t = \theta_0 + \theta_1 FAIZ_t + \theta_2 \ln X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model 3: } \ln BIST_t = \tau_0 + \tau_1 FAIZ_t + \tau_2 \ln M_t + \epsilon_t \quad (3)$$

Burada t ; veri setinin zaman boyutunu göstermekte olup, 1989:M01-2018:M06 dönemine ait 354 veriden oluşmaktadır. e_t , ε_t ve ϵ_t ise beyaz gürültü (White Noise) sürecine sahip (yani ortalaması sıfır, varyansı sabit) hata terimleri serilerini göstermektedir. Model 1'de faiz oranı, ihracat ve ithalatın borsa üzerindeki etkileri ortaya çıkarılmaya çalışılmakta olup, analiz sonucundaki beklenti; $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ ve $\beta_3 < 0$ çıkması yönündedir. Yani; vadeli mevduat hesaplarının, borsanın bir ikamesi olduğu ve mevduat faiz oranı arttığında, yatırımcıların paralarını borsadan çekip, vadeli mevduata yatıracağı ve bu nedenle faizlerdeki artışların, borsanın düşmesine neden olacağı beklenmektedir. İhracat arttığında, ülkenin ekonomik yapısının ve bireylerin/firmaların gelirlerinin artacağı, artan bu gelirin belirli bir kısmının borsada değerlendirilebileceği, bu nedenle artan ihracatla birlikte, borsa

endeksinin de yükseleceği beklenmektedir. İthalat, ülke milli geliri için bir sızıntı olup, artan ithalatla birlikte ülke ekonomisinin bundan zarar göreceği, bireylerin/firmaların gelirlerinin azalacağı, bunun da borsa endeksine olumsuz yönde yansıtacağı beklenmektedir. Ancak, Türkiye’de üretimin ihracatın ithalata olan yüksek bağımlılığı göz önüne alındığında, artan ithalatla birlikte milli gelir ve borsanın artması da olasılık dahilindedir. Bu nedenle analiz sonunda $\beta_3 > 0$ olması da beklenen bir durum olabilir.

Çalışmada sadece Model 1’in kullanılması durumunda, ihracat ve ithalatın, birbirinin bazı etkilerini yansız hale getireceği ve bu değişkenlerin borsa üzerindeki gerçek etkilerinin ortaya çıkartılamayacağı öngörülmüş ve bu nedenle Model 2 ve Model 3 oluşturulmuştur. Bu modellerdeki değişkenlerin katsayılarına ilişkin beklentiler de Model 1’deki ile aynı yöndedir.

Diğer taraftan bu çalışmada odaklanılan analiz döneminde Türkiye ekonomisini yakından etkileyen 1994, 2001, 2008 ekonomik krizleri, 1996 yılında Gümrük Birliğine (GB) girilmesi, 15 Nisan 2001’de ilan edilen Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı, 25 Nisan 2001’de Merkez Bankasının tam bağımsız hale getirilmesi, 2004 yılında Avrupa Birliği (AB) ile tam üyelik müzakerelerinin başlaması, 15 Temmuz 2016 darbe girişim gibi çok sayıda olay yaşanmıştır. Dolayısıyla çalışmada çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analiz yöntemleri uygulanmıştır. Bu kapsamda; çalışmada serilerin durağanlığı Carrion-i-Silvestre, Dukup ve Pierre (2009) yapısal kırılmalı birim kök testiyle, modellerde yer alan seriler arasında eş-bütünleşme ilişkilerinin varlığı Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testiyle, uzun ve kısa dönem analizleri Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares: DOLS) yöntemiyle, nedensellik ilişkileri Granger (1969) testiyle incelenmiştir.

3.1.Birim Kök Testi

Ekonometrik analizler, serilerin durağanlık derecesine önemli ölçüde duyarlıdır (Elder ve Kennedy, 2001: 139-140). Bu nedenle analizin başında serilerin durağanlık derecelerinin bilinmesi ve sonraki analizlerin buna göre analizlerin yapılması gerekmektedir (Cappuccio ve Lubian, 2016: 2). Özellikle uzun zaman periyoduna sahip çalışmalarda, yapısal kırılmalı birim kök testlerinin kullanılmasında yarar vardır (Glynn vd., 2007: 3). Aksi takdirde sapmalı sonuçlara ulaşılabilecektir (Metes, 2005: 3-5). Bu çalışmada serilerin durağanlığı, serilerde 5 taneye kadar yapısal kırılmaya izin veren ve yapısal kırılma tarihlerini otomatik (içsel) olarak belirleyen Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testiyle incelenmiştir. Bu testte kullanılan veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (4)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (5)$$

Carrion-i-Silvestre, Dukpa ve Pierre (2009), beş farklı test istatistiği geliştirmiştir. Bunlar aşağıdaki gibidir:

$$P_T(\lambda^0) = \frac{\{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\}}{s^2(\lambda^0)} \quad (6)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \left[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1}\tilde{y}_T^2 \right] / s^2(\lambda^0) \quad (7)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = \left(T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s^2(\lambda^0) \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (8)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left(s^{-2}(\lambda^0)T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (9)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = \left(T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s^2(\lambda^0) \right) \left(4s^{-2}(\lambda^0)T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (10)$$

Bu testlerden MZ_α ve MZ_t testleri, ADF-PP grubundan olup, hipotezleri;

H_0 : Seri durağan değildir.

H_1 : Seri durağandır.

şeklinde dir. P_T , MSB ve MP_T testleri ise KPSS grubundan olup hipotezleri;

H_0 : Seri durağandır.

H_1 : Seri durağan değildir.

şeklinde dir. Bu hipotezleri test etmek için gerekli olan kritik değerler, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çalışmasında verilmiştir. Bu çalışmada, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi Gauss 10 programı kullanılarak yapılmış ve elde edilen bulgular Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2: Birim Kök Testi

	Test İstatistiği					Kritik Değerler (%5)					Yapısal Kırılma Tarihleri
	MZ_α	MZ_t	P_T	MP_T	MSB	MZ_α	MZ_t	P_T	MP_T	MSB	
BIST	-23.25	-3.40	19.5	17.92	0.14	-45.94	-4.75	9.06	9.06	0.10	1993:M01; 1995:M12; 1999:M01; 2001:M12; 2007:M07
FAİZ	-24.34	-3.48	21.56	17.06	0.14	-45.78	-3.48	9.11	9.11	0.10	1992:M01; 1994:M12; 2001:M02; 2004:M01; 2006:M12
LnX	-12.50	-8.13 ^b	31.49	23.38	0.16	-47.42	-4.83	9.33	9.33	0.10	1991:M12; 1995:M05;

											2000:M08; 2004:M12; 2008:M09
LnM	-26.75	-6.95 ^b	41.84	4.57	0.17	-46.92	-4.80	4.83	4.57	0.10	1993:M12; 1997:M12; 2002:M02; 2005:M03; 2008:M07
ΔBİST	-137.61 ^b	-8.29 ^b	3.16 ^b	2.99 ^b	0.06 ^b	-45.72	-8.29	8.95	8.95	0.10	1991:M11; 1994:M10; 1997:M10; 2001:M03; 2007:M12
ΔFAİZ	-104.47 ^b	-12.69 ^b	31.39	8.56 ^b	0.18	-45.72	-4.74	9.08	9.08	0.10	1991:M12; 1994:M10; 2001:M01; 2003:M12; 2006:M11
ΔLnX	-122.45 ^b	-7.81 ^b	3.97 ^b	3.71 ^b	0.06 ^b	-47.62	-4.85	9.33	9.33	0.10	1993:M11; 1998:M03; 2003:M01; 2005:M12; 2010:M11
ΔLnM	-133.86 ^b	-8.17 ^b	3.51 ^b	3.26 ^b	0.06 ^b	-46.52	-4.77	9.32	9.32	0.10	1991:M11; 1994:M11; 1998:M12; 2003:M11; 2006:M10

Not: ^b; %5 anlamlılık düzeyinde serinin durağan olduğunu göstermektedir. Kritik değerler; 1000 yinelemeli bootstrap döngüsüyle elde edilmiştir. Δ; serilerin birinci farkının alındığını göstermektedir.

Tablo 2'deki sonuçlara göre; bütün seriler düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkta durağan, yani I(1) serilerdir. O halde Engle ve Granger (1987)'e göre bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilir. Bu nedenle seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi gerekmektedir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi tarafından belirlenen yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında; 1991 yılında Irak'ın Kuveyt'e saldırması ve sonrasında ABD'nin bölgeye askeri müdahalesiyle yaşanan I. Körfez Savaşının, 1994, 2001, 2008 ekonomik krizlerinin, 1998 Rusya borç krizinin ve 2008 krizi sonrası 2010 yılında yaşanan hızlı ekonomik büyümenin Türkiye ekonomisini yakından etkilediği ve bu tarihlerin Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi tarafından başarılı bir şekilde tespit edildiği görülmektedir.

3.2. Eş-bütünleşme Testi

Durağan olmayan seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi tespit edildiğinde, bu serilerle yapılacak regresyon analizlerinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılacaktır (Engle ve Granger, 1987). Bu çalışmada seriler düzey değerlerinde durağan olmadığı için seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmelidir. Analiz döneminde çok sayıda yapısal kırılma yer aldığı için, eş-bütünleşme testinin de yapısal kırılmalı bir eş-bütünleşme testiyle yapılması gereği doğmuştur. Bu amaçla Gregory ve Hansen (1996) tek dışsal kırılmalı eş-bütünleşme testi veya Westerlund ve Edgerton (2006) tek içsel kırılmalı eş-bütünleşme testi kullanılabilir. Ancak, bu testler sadece bir tane

yapısal kırılmayı göz önünde bulundurabilirken, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testi, 5 taneye kadar yapısal kırılmayı göz önünde bulundurabilmekte ve yapısal kırılma tarihlerini de içsel olarak (otomatik biçimde) belirleyebilmektedir. Bu nedenle çalışmada seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testi ile incelenmiştir. Bu testin hipotezleri;

H_0 : Yapısal kırılmalar altında eş-bütünleşme yoktur.

H_1 : Yapısal kırılmalar altında eş-bütünleşme vardır.

şeklinde. Bu hipotezleri sınamak için gerekli kritik değerler, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmış ve Maki (2012) çalışmasında verilmiştir. Bu çalışmada Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testi Gauss 10 programı kullanılarak yapılmış uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eş-bütünleşme Testi Sonuçları

	RV	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Yapısal Kırılma Tarihleri
			%1	%5	%10	
Model 1	3	-7.134 ^a	-6.406	-5.871	-5.603	1993:M05; 1996:M12; 1999:M12; 2009:M12
Model 2	2	-7.093 ^a	-6.075	-5.550	-5.297	1993:M05; 1996:M12; 1999:M12; 2009:M07
Model 3	2	-7.034 ^a	-6.075	-5.550	-5.297	1993:M12; 1996:M12; 1999:M12; 2009:M03

Not: ^a ; İlgili modelde yer alan seriler arasında %1 anlamlılık düzeyinde eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Kritik değerler; 1000 yinlemeli bootstrap döngüsüyle elde edilmiştir. Kritik değerler Maki (2012: 3) Tablo 1'den alınmıştır. RV; Modeldeki açıklayıcı değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3'teki bulgulara göre her üç modelde de yer alan serilerin kendi aralarında eş-bütünleşik oldukları görülmüştür. Bu durumda, bu modellerin tahmininde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılacaktır. Bu sonuçlar aynı zamanda Türkiye'de Borsa İstanbul 100 (BIST100) endeksi, faiz oranı ve dış ticaret serilerinin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini de göstermektedir.

Maki (2012) eş-bütünleşme testi tarafından belirlenen yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında; 1994 krizine giden süreçte makroekonomik göstergelerde başlayan bozulma, 1 Ocak 2000'den itibaren uygulamaya konulan sabit kur rejimi ve 2008 ekonomik krizinin etkisiyle ekonomide yaşanan sorunların test yöntemi tarafından başarılı bir şekilde tespit edildiği görülmektedir. Burada belirlenen yapısal kırılma tarihleri, kukla

değişkenlerle uzun dönem analizine dâhil edilmiştir. Kukla değişkenler oluşturulurken; yapısal kırılmanın meydana geldiği döneme 1, diğer dönemlere 0 değeri verilmiştir.

3.3.Uzun Dönem Analizi

Modellerde yer alan seriler arasındaki uzun dönem ilişkileri DOLS yöntemiyle analiz edilmiştir. Stock ve Watson (1993), OLS tahmincisindeki sapma ve içsellik sorunları giderebilmek için modele bağımsız değişkenin düzey değerinin yanında, birinci farkının gecikme (lag) ve öncüllerini (lead) ekleyerek, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarına karşı dirençli bir tahminci elde etmiştir. X ve Y şeklindeki iki değişkenli bir DOLS modeli aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 X_t + \sum_{i=-p}^p \zeta_i \Delta X_{t-i} + \omega_t \quad (11)$$

Denklem (1), Denklem (2) ve Denklem (3)'e eş-bütünleşme testinde belirlenen yapısal kırılma tarihlerinin kukla değişkenler eklenerek, uzun dönem analizinde kullanmak üzere oluşturulan modeller:

$$\textbf{Model 1: } LnBIST_t = \beta_0 + \beta_1 FAIZ_t + \beta_2 LnX_t + \beta_3 LnM_t + \beta_4 K_{1993} + \beta_5 K_{1996} + \beta_6 K_{1999} + \beta_7 K_{2009} + u_t \quad (12)$$

$$\textbf{Model 2: } LnBIST_t = \delta_0 + \delta_1 FAIZ_t + \delta_2 LnX_t + \delta_3 K_{1993} + \delta_4 K_{1996} + \delta_5 K_{1999} + \delta_6 K_{2009} + u_t \quad (13)$$

$$\textbf{Model 3: } LnBIST_t = \varphi_0 + \varphi_1 FAIZ_t + \varphi_2 LnM_t + \varphi_3 K_{1993} + \varphi_4 K_{1996} + \varphi_5 K_{1999} + \varphi_6 K_{2009} + u_t \quad (14)$$

Bu denklemler DOLS yöntemiyle, Eviews 9 programı yardımıyla, tahmin edilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: Uzun Dönem Analizi Sonuçları

<i>Değişken</i>	Model 1	Model 2	Model 3
FAIZ	-0.03 ^a (0.00)	-0.04 ^a (0.00)	-0.04 ^a (0.00)
LnX	5.69 ^a (0.00)	1.21 ^a (0.00)	-
LnM	-4.28 ^b (0.00)	-	1.17 ^a (0.00)
K₁₉₉₃	-2.04 (0.10)	-0.83 (0.38)	-1.69 (0.61)
K₁₉₉₆	1.98 ^a (0.00)	1.34 ^b (0.01)	1.35 (0.67)
K₁₉₉₉	269.96 ^a (0.00)	333.47 ^a (0.00)	350.90 ^a (0.00)
K₂₀₀₉	0.22 (0.57)	-0.09 (0.52)	0.12 (0.96)

Model Doğrulama Testleri			
R^2	0.80	0.77	0.79
$\bar{R}^2$	0.76	0.74	0.76
RSH	1.36	1.42	9.38

Not: ^a ve ^b; ilgili katsayının sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindekiler, t testine ait olasılık değerleridir. RSH: Regresyonun Standart Hatası

Tablo 4'teki bulgulara göre; faiz oranlarındaki artışlar, teorik beklentilerle uyumlu biçimde BIST100 endeksini azaltmıştır. Bu durum; vadeli mevduat hesaplarının, Türkiye'de borsanın bir ikamesi (alternatifi) olduğunu ortaya koymaktadır. İhracattaki artışlar, önsel beklentilerle uyumlu biçimde, borsa endeksini artırmıştır. İthalattaki artışlar Model 1'de teorik beklentilerle uyumlu olarak borsa endeksini azaltıcı yönde etki etmiştir. Model 3'te ise ithalattaki artışların, borsa endeksini pozitif yönde etkilediği görülmüş olup, bu durumun Türkiye'deki üretimin ve dolayısıyla ihracatın ithalata bağımlı yapısından kaynaklandığı (bkz. Gerni vd., 2008; Aksu ve Emsen, 2018) ve artan ithalatın ülkede olumlu konjonktüre işaret ettiği değerlendirilmektedir.

R^2 belirlilik katsayısı olup, kurulan modelin bağımlı değişkendeki değişimlerin ne kadarını açıklayabildiğini göstermektedir. Bu katsayının 1'e yakın olması, tahminin başarılı olduğunu bir kanıttır. Bu analizde modellerin tahmin başarıları iyidir. Regresyonun standart hatasının düşük olması da tahmin edilen modellerin başarılı olduğuna dair ek bir kanıt oluşturmaktadır.

3.4.Kısa Dönem Analizi

Kısa dönem analizi, serilerin birinci farkı alınmış halleri ve hata düzeltme terimi (Error Correction Term: ECT_{t-1}) kullanılarak gerçekleştirilmektedir (Anson vd., 2014: 10). Bu çalışmada kısa dönem analizlerinde kullanılan modeller aşağıda yer almaktadır:

$$\textbf{Model 1: } \Delta \ln BIST_t = \psi_0 + \psi_1 \Delta FAIZ_t + \psi_2 \Delta \ln X_t + \psi_3 \Delta \ln M_t + \psi_4 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\textbf{Model 2: } \Delta \ln BIST_t = \xi_0 + \xi_1 \Delta FAIZ_t + \xi_2 \Delta \ln X_t + \xi_3 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\textbf{Model 3: } \Delta \ln BIST_t = \varrho_0 + \varrho_1 \Delta FAIZ_t + \varrho_2 \Delta \ln M_t + \varrho_3 ECT_{t-1} + \omega_t \quad (17)$$

Kısa dönem analizlerinde hata düzeltme teriminin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu, modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığına, yani uzun dönemli bir denge ilişkisine sahip seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığına ve yapılan

analizlerin güvenilir olduğuna karar verilmektedir (Banerjee vd., 1998: 2-3). Bu çalışmada kısa dönem analizleri DOLS yöntemiyle, Eviews 9 programı yardımıyla, gerçekleştirilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 5’de sunulmuştur.

Tablo 5: Kısa Dönem Analizi Sonuçları

Değişken	Model 1	Model 2	Model 3
$\Delta FAIZ$	-0.0002 (0.33)	0.0008 ^a (0.00)	-0.0002 ^a (0.00)
ΔLnX	1.33 (0.18)	2.07 ^a (0.00)	-
ΔLnM	0.64 (0.40)	-	0.60 ^a (0.00)
ECT_{t-1}	-0.01 ^c (0.09)	-0.01 ^c (0.06)	-0.01 (0.17)
Model Doğrulama Testleri			
R^2	0.27	0.20	0.07
$\bar{R}^2$	0.15	0.11	0.04
RSH	0.12	0.12	0.13

Not: ^a, ^b ve ^c; ilgili katsayının sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindekiler, t testine ait olasılık değerleridir. RSH: Regresyonun Standart Hatası

Tablo 5’deki sonuçlara göre; faiz oranındaki artışlar Model 1 ve Model 3’te kısa dönemde de borsanın bir ikamesi olurken, Model 2’de borsanın bir tamamlayıcısı gibi davranmıştır. İhracat ve ithalattaki artışlar kısa dönemde borsa endeksini olumlu yönde etkilemiştir. İlk iki modelin hata düzeltme mekanizması çalışırken, üçüncü modelin hata düzeltme mekanizmasının çalışmadığı görülmüştür. Farkı alınmış serilerle yapılan regresyon analizlerinde belirlilik katsayısı düşük olabilmekte, ancak Gujarati (2003: 260)’a göre bu durum bir sorun teşkil etmemektedir. Bu çalışmada da belirlilik katsayıları, serilerin düzey değerleriyle yapılan uzun dönem analizine göre daha düşük çıkmış olmakla birlikte, bu durumun modelin başarısı açısından bir sorun olmadığına karar verilmiştir. Regresyonun standart hatasının düşük olması, model tahminlerinin başarılı olduğuna dair ek bir kanıt oluşturmaktadır.

Modellerde yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkiler yakalanırken; elde edilen bulgularda; (i) faiz oranı ile BIST100 endeksi arasında ters yönlü ilişki, (ii) ihracat ile BIST100 endeksi arasında pozitif ilişki, (iii) ithalat ile BIST100 endeksi ilişkilerde ise modeller göre farklılık arz ettiği tespit edilmiştir. Buna karşılık kısa dönem analizleri de; (i) faizler ile borsa arasında belirsizlik tespit edilmiş, (ii) ihracat ile BIST100 arasında pozitif ilişkiler, (iii) ithalat ile BIST100 arasında da pozitif ilişkilerin var olduğu belirlenmiştir.

3.5. Nedensellik Analizi

Seriler arasında etkileşimin varlığını ve yönünü, nedensellik testleri yardımıyla belirlenebilmektedir. Bu çalışmada seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Granger (1969) nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Bu testin teorik altyapısı Granger (1969) çalışmasına dayanmakla birlikte, zaman içinde yapılan ekleme ve düzeltmelerle sürekli geliştirilmiştir (Narayan ve Smyth, 2004: 24-25). Eşanlı denklem sistemiyle çalışan Granger nedensellik testi, X ve Y şeklindeki iki değişken için aşağıdaki modeller yardımıyla yapılmaktadır (Gujarati ve Porter, 2012: 787):

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \Phi_i X_{t-i} + u_t \quad (18)$$

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \Omega_i Y_{t-i} + v_t \quad (19)$$

Burada Denklem (18)'de X 'ten Y 'e doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı sınanmakta olup, bu testin hipotezleri:

$H_0: \beta_i = 0$ X 'ten Y 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.

$H_1: \beta_i \neq 0$ X 'ten Y 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

biçimindedir. Granger nedensellik testinde Φ_i 'lerin grup halinde sıfıra eşit olup olmadığı incelenmektedir. Φ_i katsayıları, belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, X 'ten, Y 'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir.

Benzer şekilde Denklem (19)'da yer alan Ω_i 'ler belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, Y 'den X 'e doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir. Her ikisi de (Φ_i, Ω_i) sıfırdan farklı ise aralarında iki yönlü (karşılıklı) nedensellik ilişkisinin var olduğuna, iki parametre de sıfıra eşit olduğuna ise değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir (Markova 2016: 20-21).

Granger nedensellik testi, gecikme uzunluğuna (m) oldukça duyarlı olup, analizlerin doğru sonuç verebilmesi için optimum gecikme uzunluğunun doğru belirlenmiş olması büyük önem taşımaktadır. Bu çalışmada optimum gecikme uzunlukları VAR (Vector Autoregressive) modeli kapsamında yer alan optimum gecikme uzunluğu belirleme kriterleri yardımıyla belirlenmiş olup, bu işleme ait sonuçlar Ek 1'de, bu gecikme uzunluğuna sahip VAR modelinde otokorelasyon sorununun olmadığına

ilişin test sonuçları Ek 2’de, bu gecikme uzunluğuna sahip VAR modelinde değişen varyans sorununun olmadığına ilişkin test sonuçları Ek 3’te, bu VAR modelinin istikrarlı olduğuna yönelik ters karakteristik kökler grafiği Ek 4’te yer almaktadır. Bu çalışmada Granger nedensellik testi Eviews 9 programı yardımıyla yapılmış ve sonuçlar Tablo 6’da sunulmuştur.

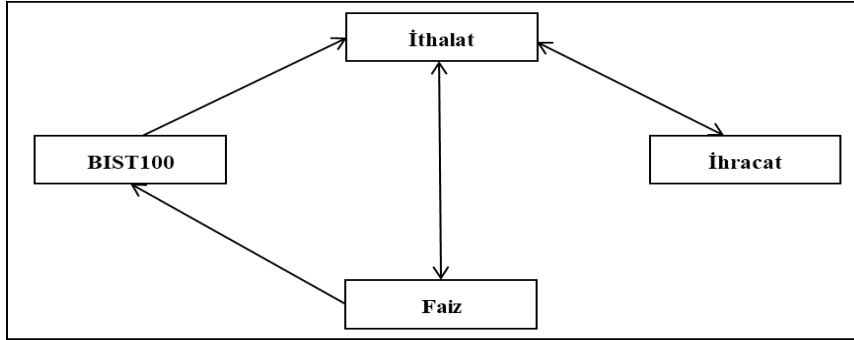
Tablo 6: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	F İstatistiği	Olasılık Değeri
FAİZ $\rightarrow$ LnBIST	4.06 ^a	0.00
LnBIST $\rightarrow$ FAİZ	0.44	0.71
LnM $\rightarrow$ LnBIST	0.12	0.94
LnBIST $\rightarrow$ LnM	2.20 ^c	0.08
LnX $\rightarrow$ LnBIST	0.65	0.58
LnBIST $\rightarrow$ LnX	1.78	0.14
LnM $\rightarrow$ FAİZ	2.27 ^c	0.07
FAİZ $\rightarrow$ LnM	2.11 ^c	0.09
LnX $\rightarrow$ FAİZ	1.48	0.21
FAİZ $\rightarrow$ LnX	0.28	0.83
LnX $\rightarrow$ LnM	3.83 ^b	0.01
LnM $\rightarrow$ LnX	10.71 ^a	0.00

Not: $\rightarrow$; Birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. ^a, ^b ve ^c sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezinin reddedildiği ve birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin var olduğu anlamına gelmektedir. Bu testlerdeki serbestlik derecesi 351’dir.

Tablo 6’da elde edilen nedensellik ilişkilerinin daha kolay takip edilebilmesi için Şekil 1 oluşturulmuştur.

Şekil 1: Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkileri



Not: Bu şekilde %10 anlamlılık düzeyinde tespit edilen nedensellik ilişkileri 1, %5 anlamlılık düzeyinde tespit edilen nedensellik ilişkileri 2 ve %1 anlamlılık

düzeyinde tespit edilen nedensellik ilişkileri 3 okla gösterilmiştir. Bu gösterim ile amaçlanan, nedensellik ilişkilerinin güçlülük derecelerini de görsel olarak ortaya koyabilmektir. Bu gösterim şekli literatürde ilk olup, bu anlamda diğer çalışmalar için de bir örnek teşkil etmesi beklenmektedir.

Şekil 1'e göre; Türkiye'de faizden borsaya doğru çok güçlü (%1 anlamlılık düzeyinde) nedensellik ilişkisi tespit edilirken, dış ticaretten borsaya doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Borsa endeksinden ithalata doğru tek yönlü zayıf bir nedensellik ilişkisi belirlenmiş olup, bu durumun ülkede artan ekonomik aktivitelere bağlı olarak yükselen borsa endeksiyle birlikte, ithalatta da yaşanan canlanmaya bağlı olabileceği değerlendirilmektedir. Benzer şekilde ithalatla faiz arasındaki karşılıklı zayıf nedensellik ilişkisinin de konjonktür dalgalarıyla uyumlu şekillenen para ve ithalat taleplerine bağlı olabileceği düşünülmektedir. İhracattan ithalata doğru güçlü, ithalattan ihracata doğru ise çok güçlü nedensellik ilişkileri belirlenmiş olup, bu durumun Ersungur ve Kızıltan (2007); Gerni vd. (2008); Saygılı vd. (2010); Kundak ve Aydoğuş (2018); Aksu ve Emsen (2018) çalışmalarında da ifade edildiği gibi, Türkiye'de üretim ve ihracatın ithal ara mallara olan yüksek bağımlılığından kaynakladığı değerlendirilmektedir.

4. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada dış ticaretin borsa üzerindeki etkileri, 1989:01-2018:06 dönemi BIST100 endeksi kapanış fiyatları, ihracat ve ithalat verileri kullanılarak araştırılmıştır. Ayrıca ağırlıklandırılmış vadeli mevduat faiz oranı verisi de kontrol değişkeni olarak analizlere dâhil edilmiştir. Çalışmada üç farklı ekonometrik model kurulmuş olup, ilk modele bütün açıklayıcı değişkenler dâhil edilirken, diğer modellerde dış ticaret verileri (ihracat ve ithalat) ayrı ayrı yer almıştır. Böylece dış ticaret verilerinin birbirinin etkilerini ortadan kaldırmaları (nötrlemeleri) önlenmeye çalışılmıştır.

Analiz döneminde Türkiye ekonomisini yakından ilgilendiren ekonomik krizler, GB'ye girme, AB ile tam üyelik müzakerelerini başlatma, Merkez Bankasının bağımsız hale getirilmesi ve darbe teşebbüsü gibi ekonomide yapısal kırılmaya neden olabilen çok sayıda olay olduğu için çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analiz yöntemleri kullanılmıştır. Serilerin durağanlığı Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiş ve serilerin tamamının düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkta durağan, yani I(1) seriler oldukları görülmüştür. Modellerde yer alan seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkileri, her bir model için Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eş-

bütünleşme testi ile incelenmiş ve her üç modelde de serilerin eş-bütünleşik oldukları görülmüştür. Bu sonuca göre; Türkiye’de BIST100 endeksi, faiz oranı ve dış ticaret serileri uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler. Eş-bütünleşme testinde belirlenen yapısal kırılma tarihleri, kukla değişkenlerle uzun dönem analizine dâhil edilmiştir. Modellerde yer alan seriler arasındaki uzun dönem ilişkileri DOLS yöntemiyle analiz edilmiş ve faiz oranındaki artışların, BIST100 endeksini azalttığı, ihracattaki artışların BIST100 endeksini arttırdığı, ithalattaki artışların BIST100 endeksi üzerindeki etkilerinin Model 1 ve Model 3’te farklılık gösterdiği görülmüştür. Kısa dönem analizleri de DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve faizlerin borsa üzerindeki etkilerinin kısa dönemde net olmadığı, ihracatın BIST100’ü kısa dönemde de arttırdığı, ithalatın da kısa dönemde BIST100’ü artırma yönünde etki ettiği belirlenmiştir.

Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Granger (1969) testiyle araştırılmış olup; faizden borsaya doğru tek yönlü ve çok güçlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken, dış ticaretten borsaya doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Borsa endeksinden ithalata doğru tek yönlü zayıf bir nedensellik ilişkisi belirlenmiş olup, bu durumun ülkede artan ekonomik aktivitelere bağlı olarak yükselen borsa endeksiyle birlikte, ithalatta da yaşanan canlanmaya bağlı olabileceği değerlendirilmektedir. Benzer şekilde ithalatla faiz arasındaki karşılıklı zayıf nedensellik ilişkisinin de konjonktür dalgalarıyla uyumlu şekillenen para ve ithalat taleplerine bağlı olabileceği düşünülmektedir. İhracattan ithalata doğru güçlü, ithalattan ihracata doğru ise çok güçlü nedensellik ilişkileri belirlenmiş olup, bu durumun Türkiye’de üretim ve ihracatın ithal ara mallara olan yüksek bağımlılığından kaynakladığı yönünde değerlendirilmektedir. Bu bağımlılık, Türkiye’de dış ticaret açığı ve cari işlemler açığının da en önemli nedenlerinden biri olup, bu sorun Türkiye ekonomisini dış ekonomik şoklar karşısındaki kırılgan hale getirmektedir. Bu sorunun çözülebilmesi için, ekonomi yönetiminin, şirketlerle işbirliği yaparak, üretim için gerekli olan ara mallarının da yurtiçinde üretilmesini sağlamalarını sağlayarak gerçekleştirilebileceği açıktır.

Çalışmadan elde edilen bulgulara dayanarak; Türkiye’de vadeli mevduat hesaplarının, borsanın bir ikamesi olduğu ve bu yönüyle Özdemir ve Bulut (2013)’un çalışmasıyla paralellik kurulduğu söylenebilir. Dolayısıyla bu hesaplara ait faiz oranlarındaki değişimlerin, yatırımcı kararlarını etkileyebildiği, dış ticaretteki iyileşmelerin, ülkedeki genel ekonomik konjonktürü yukarı yönde etkileyerek, borsa endeksini yükselttiği görülürken, bunun Hasanujzaman (2016) ve Nielsen (2010)’in çalışmaları ile ters; yönde; Fung vd. (1995) ile Coşkun vd. (2016) tarafından yapılan çalışmalarla benzer yönde olduğu söylenebilir. Bu

nedenle, borsada yatırım yapacak bireylerin ve aracı kurum temsilcilerinin, vadeli mevduat faizlerini ve dış ticaret verilerini (ülkedeki genel ekonomik konjonktürü ve bu konjonktüre yön verebilecek olayları) de göz önünde bulundurmalarında yarar olduğu söylenebilir.

Kaynaklar

- Aksu, Hayati ve Emsen, Ö. Selçuk (2018). “Tüketim Mali İhracatı ile Ara ve Sermaye Mali İthalatı Arasındaki Asimetrik İlişkiler Araştırması, Türkiye Örneği (1995:01-2018:02)”, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi* 32 (1): 647-659.
- Anson, Jose, Boffa, Mauro ve Helbe, Matthias (2014). “A Short-Run Analysis of Exchange Rates and International Trade”. [https://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/140407/Anson_BigDataExchangeRatesandTrade.pdf?9c7c9fe54cbee8e758ba4638efac366b, (Ağustos 2018’de erişildi)].
- Banerjee, Anindya, Dolado, Juan ve Mestre, Ricardo (1998). “Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in A Single-Equation Framework”, *Journal of Time Series Analysis* 19(3): 267-285.
- Bulut, Şahin, (2013). “Türkiye’de Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Arasındaki İlişki” (Yayınlanmamış Doktora Tezi). Aydın: T.C. Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı.
- Campbell, John Y. (2003). “Consumption-Based Asset Pricing”, in *Handbook of the Economics of Finance*, (ed. by G. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz), North-Holland, Amsterdam.[<http://faculty.som.yale.edu/alanmoreira/Asset%20Pricing/Papers/CampbellLecture2.pdf> (Ağustos 2018’de erişildi)]
- Cappuccio, Nunzio ve Lubian, Diego (2016). “Unit Root Tests: The Role of the Univariate Models Implied by Multivariate Time Series”. *Econometrics* 4(21): 1-11.
- Carrion-i-Silvestre, Josep L., Kim, Dukpa ve Perron, Pierre (2009). “GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses”. *Econometric Theory* 25: 1754-1792.
- Coşkun, Metin, Kiracı, Kasım ve Muhammed, Usman (2016). “Seçilmiş Makroekonomik Değişkenlerle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Ampirik Bir İnceleme”. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar* 53 (616): 61-74.

- Elder, John ve Kennedy, Peter E. (2001). "Testing for Unit Roots: What Should Students Be Taught?". *The Journal of Economic Education* [http://debis.deu.edu.tr/userweb//onder.hanedar/dosyalar/elder.pdf, (Ağustos 2018'de erişildi)].
- Engle, Robert ve Granger, C. W. J. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55(2): 251-276.
- Ersungur, Ş. Mustafa ve Kızıltan, Alattin (2007). "Türkiye Ekonomisinde İthalata Bağımlılığın Girdi Çıktı Yöntemiyle Analizi". *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* 1: 267-278.
- EVDS (2018a), (FİYAT) BİST 100 Endeks, Kapanış Fiyatlarına Göre(Ocak 1986=1)-Düzey. [https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/collapse_1/5854/DataGroup/turkish/bie_mkbrgn/, (Ağustos 2018'de erişildi)].
- EVDS (2018b), Bankalarca Açılan TL Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları (Akım, %), [https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/collapse_3/5871/DataGroup/turkish/bie_mt100h/. (Ağustos 2018'de erişildi)].
- EVDS (2018c), Dış Ticaret Geniş Ekonomik Kategorileri Sınıflamasına Göre (BEC) (Milyon ABD Doları) (TÜİK) (Aylık), [https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/collapse_3/5871/DataGroup/turkish/bie_mt100h/. (Ağustos 2018'de erişildi)].
- Fung, H.-G. , Lo, W. C. ve Leung, W. K. (1995). "Evidence on the Dynamic Relationship between International Trade and the Stock Market: The Four Asian Tigers". *The Journal of International Trade and Economic Development* 4(2): 171-183.
- Gerni, Cevat, Emsen, Ö. Selçuk ve Değer, M. Kemal (2008). "İthalata Dayalı İhracat ve Ekonomik Büyüme: 1980-2006 Türkiye Deneyimi". *İzmir İktisat Kongresi Anısına 2. Ulusal İktisat Kongresi*, Dokuz Eylül Üniversitesi, İzmir, 20-22 Şubat 2008.
- Glynn, John, Perera, Nelson ve Verna, Reetu (2007). Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications. [https://www.researchgate.net/publication/28183463_Unit_Root_Tests_and_Structural_Breaks_A_Survey_with_Applications, (Ağustos 2018'de erişildi)].
- Gregory, Allan W. ve Hansen, Bruce E. (1996). "Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts". *Journal of Econometrics* 70(1): 99-126.

- Harari, Yuval N., (2017). *Hayvanlardan Tanrılara Sapiens: İnsan Türünün Kısa Bir Tarihi*, (Çev. Ertuğrul Genç), İstanbul: Kolektif Kitap.
- Hasanujzaman, Muhammad (2016). “The impact of Export Growth to Stock Market in A Managed Floating Exchange Rate Regime: A VAR Analysis”, *MPRA Paper No. 77123*, pp: 1-12.
- Kundak, Sabriye ve Aydoğuş, İsmail (2018). “Türkiye’de İmalat Sanayinin İthalata Bağımlılığının Analizi”. *Gaziantep University Journal of Social Sciences* 17(1): 252-266.
- Lettau, Martin, Wachter, Jesica A. ve Ludgvison, Syndney C. (2004). “The Declining Equity Premium: What Role Does Macroeconomic Risk Play?”. *NBER Working Paper No. 10270* [<http://www.nber.org/papers/w10270.pdf> (Ağustos 2018’de erişildi)].
- Maki, Daiki (2012). “Tests For Cointegration Allowing for An Unknown Number of Breaks”. *Economic Modelling* 29(5): 2011-2015.
- Markova, Gabriela (2016). “Granger Causality Between Exports and Growth in OECD Countries A Panel Data Approach”. [<http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:948958/FULLTEXT01.pdf>, (Ağustos 2018’de erişildi)].
- Metes, Dan V. (2005). “Visual, Unit Root and Stationarity Tests and Their Power and Accuracy”. [<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.737.6915&rep=rep1&type=pdf>, (Ağustos 2018’de erişildi)].
- Narayan, Paresh K. ve Smyth, Russell (2004). “Temporal Causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China”. *International Journal of Applied Economics* 1(1): 24-45.
- Nicita, Alessandro (2013). “Exchange Rates, International Trade and Trade Policies”. United Nations Conference on Trade and Development, *Policy Issues in International Trade and Commodities*, Study series No. 56, pp: 1-22.
- Nielsen, Signe, (2010). “Stock Return Predictability & Output, Export and Import”, *The MSc Programme in Economics and Business Administration, Copenhagen Business School*.
- Saygılı, Ş., Cihan, C., Yalçın, C. ve Hamsici, T. (2010). “Türkiye İmalat Sanayinin İthalat Yapısı”. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Çalışma Tebliği*, No: 10/02.
- Smirnov, Sergey (2015). “Economic Fluctuations in Russia (from the late 1920s to 2015)”. *Russian Journal of Economics* 1: 130-153.

- Stock, James H. ve Watson, Mark W. (1993). “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”. *Econometrica* 61(4): 783-820.
- Şen, Sedat (2016). Korelasyon. [https://sedatsen.files.wordpress.com/2016/11/7-sunum.pdf, (Ağustos 2018’de erişildi)].
- Westerlund, Joakim ve Edgerton, David L. (2006). “Simple Tests for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks”. *Lund University, Department of Economics, Working Papers*, No. 13.

Ekler

Ek 1: Optimum Gecikme Uzunluğu Belirleme Tablosu

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LNBIST FAIZ LNM LNX Exogenous variables: C Date: 08/13/18 Time: 10:11 Sample: 1989M01 2018M06 Included observations: 346						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3305.365	NA	2386.939	19.12928	19.17374	19.14698
1	-1768.960	3028.405	0.363967	10.34081	10.56315	10.42934
2	-1703.684	127.1566	0.273765	10.05598	10.45618*	10.21534
3	-1673.144	58.78378	0.251721*	9.971933*	10.55001	10.20213*
4	-1660.216	24.58695	0.256275	9.989686	10.74563	10.29071
5	-1645.640	27.38174	0.258466	9.997920	10.93174	10.36977
6	-1626.039	36.36885*	0.253246	9.977107	11.08879	10.41978
7	-1616.024	18.35267	0.262309	10.01170	11.30126	10.52520
8	-1601.901	25.55058	0.265370	10.02255	11.48998	10.60689
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Bu tabloya göre üzerinde en fazla * işareti bulunan (FPE, AIC ve HQ bilgi kriterlerine göre en ideal gecikme uzunluğu olan) 3, bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu olarak benimsenmiştir.

Ek 2: Otokorelasyon Testi

VAR Residual Serial Correlation LM T... Null Hypothesis: no serial correlation ... Date: 08/13/18 Time: 10:14 Sample: 1989M01 2018M06 Included observations: 351		
Lags	LM-Stat	Prob
1	23.53738	0.1001
2	20.55820	0.1961
3	32.90818	0.1075
Probs from chi-square with 16 df.		

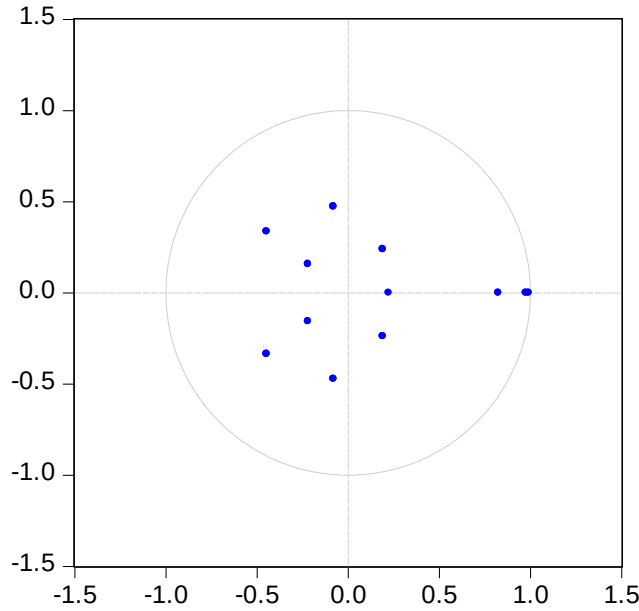
Bu tabloya göre, olasılık değerleri 0.05'ten büyük olduğu için, 3 gecikmeli VAR modelinde otokorelasyon sorunu yoktur.

Ek 3: Değişen Varyans Testi

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Date: 08/13/18 Time: 10:16		
Sample: 1989M01 2018M06		
Included observations: 351		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
350.2277	240	0.4340

Bu tabloya göre, olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için, 3 gecikmeli VAR modelinde değişen varyans sorunu yoktur.

Ek 4: Ters Karakteristik Kökler Grafiği Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Bu grafikte ters karakteristik kökler birim çemberin içinde kaldığı için 3 gecikmeli VAR modeli istikrarlıdır ve bu modele dayalı olarak gerçekleştirilen nedensellik testi sonuçları da güvenilirdir.

