

**Tüketici Güveninin Oluşumunda Borsa ve Döviz Kurunun
Etkisi: OECD Ülkeleri Uygulaması**

**Salih BARIŞIK¹
Engin DURSUN²**



Geliş Tarihi/ Received
23.11.2020

Kabul Tarihi/ Accepted
28.06.2021

Yayın Tarihi/ Published
15.07.2021

Citation/Atf: Barışık, S. ve Dursun, E., (2021), *Tüketici Güveninin Oluşumunda Borsa ve Döviz Kurunun Etkisi: OECD Ülkeleri Uygulaması*, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(3): Sayfa: 901-926, <https://doi.org/10.16951/atauniibd.829889>

Öz: Bir ekonominin durumu hakkında bilgi sahibi olabilmek ve ekonomi politikalarına yön verebilmek için oluşturulan göstergelerden birisi tüketici güven endeksidir. Borsa endeksi ve döviz kuru tüketici güven endeksini etkileyen ve etkilenen yüksek volatiliteye sahip iki önemli değişkendir. Bu amaçla, çalışmada OECD ülkelerinde tüketici güven endeksinde döviz kuru ve borsa endeksi etkisi araştırılmak istenmiştir. OECD'nin 37 üye ülkenin tamamında aynı düzeyde mali istikrar, büyüme ve hayat standardının sağlandığı söylenemez. Bu nedenle, çalışmada; sermaye piyasası gelişmişlik düzeyi, ekonomik açıklık seviyesi Türkiye benzeri olan ve verilerine ulaşılabilen 11 OECD ülkesinin verileri seçilerek, analize dahil edilmiştir.

2013:01-2020:02 dönemini kapsayan çalışmada; Bai ve Ng (2004) PANIC panel birim kök testi, Im, Lee & Tieslau (2005) yapısal kırılmalı panel birim kök testleri, panel VAR Granger ve panel VECM nedensellik testi, asimetric Dumitrescu-Hurlin (2012) panel nedensellik testleri kullanılmıştır. Analizlerde; kısa dönemde, tüketici güveninin döviz kuru ve borsa endeksini anlamlı seviyede etkilemesine rağmen; döviz kuru ve borsa endeksinin tüketici güvenini etkilemediği bulgusuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde ise, döviz kuru ve borsa endeksinden tüketici güvenine nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, tüketici güven endeksindeki değişimin borsa endeksini ve döviz kurunu kısa dönemde etkilerken; borsa endeksi ve döviz kurunun ise tüketici güven endeksine etkisinin uzun dönemde olduğu bulguları elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Tüketici Güven Endeksi, Borsa Endeksi, Döviz Kuru, Panel Veri Analizi, OECD

The Effects of Stocks and Exchange Rates on the Formation of Consumer Confidence: OECD Countries Application

Abstract: One of the indicators created to have information about the state of an economy and to direct economic policies is the consumer confidence index. Stock market index and exchange rate are two important variables with high volatility that affect and are affected by the consumer confidence index. For this purpose, it is aimed to investigate the effect of exchange rate and stock market index on consumer confidence index in OECD countries. It cannot be said that the same level of financial stability, growth and living standards is achieved in all 37 member countries of the OECD. Therefore, in the study; capital market development level, the level of economic openness which like Turkey and the data can be accessed by selecting data from 11 OECD members, were included in the analysis.

In the study covering the 2013 M01: 2020 M02 period; Bai and Ng (2004) PANIC panel unit root test, Im, Lee & Tieslau (2005) panel unit root tests with structural break, panel VAR Granger and panel VECM causality test, asymmetric Dumitrescu-Hurlin (2012) panel causality tests were used. In the analysis; In the short run, although consumer confidence significantly affects the exchange rate and stock market index; It was found that exchange rate and stock market index do not affect consumer confidence. In the long run, the existence of a causal relationship to consumer confidence from the exchange rate and stock market index has been determined. According to these results, while the change in the consumer confidence index affects the stock market index and exchange rate in the short run; On the other hand, it was found that stock market index and exchange rate have long-term effects on consumer confidence index

Keywords: Consumer Confidence Index, Stock Exchange Index, Exchange Rate, Panel Data, OECD

Jel Codes: C33, E21, E44, F02, F31

¹ Prof. Dr., Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, salih.barisik@gop.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-3029-2206>

² Öğr. Gör., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Hafik Kamer Örnek MYO, Toptan ve Perakende Satış Bölümü, edursun@cumhuriyet.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-4340-2275>

EXTENDED SUMMARY

Research Problem

OECD, which advocates for its members to ensure financial stability, to have a sustainable economic growth rate with a sustainable employment policy, and consequently to have high living standards; It has been working for 60 years with an effort to meet these standards in all member countries. Although the OECD, which has 37 members in total, aims to provide similar living standards in the member countries, 11 of the members with similar qualities have been examined in this study. Whether there is an impact of consumer confidence, exchange rates and stock exchange in OECD countries; It is aimed to examine the nature of the effects, if any.

Research Questions

Is it possible to group OECD countries in terms of their characteristics? What are the economically common and distinguished features of citizens living in these countries? Did the 2008 financial crisis, economic recession in the EU and shocks such as BREXIT cause structural breaks in exchange rates and stock markets in OECD countries? How did the citizens of member states react economically to these shocks? How is the approach to exchange rate and stock market indices in OECD countries? What affects consumer confidence in these countries? Do changes in exchange rates and / or stock markets have an impact on consumer confidence? If so, do they affect them together or separately? Is there a long or short term relationship between data in OECD countries?

Literature Review

When the relevant literature on the subject is examined, it is seen that there are many studies conducted with various indices. In countries where various confidence indices are calculated, especially consumers, individual investors' stocks, alternative investment instruments, exchange rates, etc. further studies of the interest, Turkey has been subject to many countries especially. In these studies, while mostly using time series, it was observed that a few number of panel regression methods including different period and multi-country groups were preferred. The feature of the study that distinguishes it from other studies is that it has been conducted both in OECD countries and with the less preferred panel regression method. Thus, it is aimed to contribute to the literature by conducting a study of members with similar qualifications within OECD countries.

Methodology

In the study, variables belonging to only 11 members of 37 member OECD were reached. These countries are in alphabetical order, Brazil Czech Republic, China, Indonesia, South Africa, Spain, Hungary, Mexico, Poland, Russia and Turkey. The data of other countries could not be included in the analysis since they do not have incomplete and reliable measurements. Consumer confidence index, monthly average dollar rate and stock market indices of these countries for the periods 2013: 01-2020: 02 are used in the data set. In the study, panel

regression method was chosen as the econometric analysis method, since data belonging to multiple countries were examined. The data used in the analysis are secondary data; It has been obtained from the website of the IMF, OECD and a private financial investment company. After the data set of the variables was created, cross-section dependency and homogeneity tests were performed first, respectively. Then, panic attack panel unit root test developed by Bai and Ng (2004) and structural break panel unit root test developed by Im, Lee & Tieslau (2005) were performed. After unit root tests, panel VAR Granger and panel error correction causality tests, asymmetric Dumitrescu-Hurlin (2012) panel causality test were performed to perform causality analysis for variables. In addition, in order to determine the long-term relationship between variables, structural break panel cointegration test, Pedroni (2001) panel DOLS test and finally Pedroni (2000) panel FMOLS test were performed.

Results and Conclusions

According to the study, it has been observed that there are structural breaks in variables and consumer intuitions in European countries exhibit consistent behaviors in the stock market. It is concluded that foreign exchange and stock market variables are fragile and exchange rate is more easily affected by shocks. Although the exchange rate and the stock exchange affect consumer confidence in the long run, but consumer confidence significantly affects the exchange rate and the stock market in the short term; It was found that exchange rate and stock exchange do not significantly affect consumer confidence.

1. GiriŐ

Türkiye'nin de kurucu üyelerinden biri olduđu İktisadi İŐ birliđi ve GeliŐme TeŐkilatı (OECD), 1961 yılında kurulmuŐtur. Bugün otuz yedi (37) üyeye sahip olan teŐkilat, bu üyelerle dünya ticareti ve yatırımlarının %80'ine yön vermektedir (OECD, 2020). Üye ülkelerin amaçları; ekonomik, sosyal ve yönetim problemlerinin çözümüne yönelik iş birliđi geliŐtirmektir. İkinci Dünya SavaŐından sonrasında Avrupa ekonomisinin tekrardan canlandırılarak ekonomik sisteme dâhil edilmesi gerekliliđi ortaya çıkmıŐ, bu bağlamda Marshall Planı dođrultusunda ABD ve Kanada'nın hazırladıđı 12 milyar dolarlık mali yardımın dađıtımını üstlenecek daha geniş görev tanımlı bir kuruluŐa ihtiyacın olduđu görülmüŐtür (T.C. DıŐiŐleri Bakanlıđı, 2020). Bu amaçla 1960 yılına kadar faal olan Avrupa Ekonomi İŐ birliđi TeŐkilatı (OEEC) yerine 14 Aralık 1960 tarihinde Paris'te imzalanan "Convention on the Organisation for Economic Co-operation and Development" anlaşması ile İktisadi İŐ birliđi ve GeliŐme TeŐkilatı (OECD) kurulmuŐtur. İlk kuruluşunda yirmi (20) kurucu üyeye sahip olan teŐkilat, zamanla genişlemeye giderek bugün otuz yedi (37) üyeye ulaŐmıştır. Örgütün kurulmasında, üye ülkelerin istikrarlı bir mali yapıya sahip olması, ekonomik büyümenin ve istihdamın sürdürülebilir ve mümkünse en üst seviyelerde olması ve üye ülkelerin yüksek hayat standartlarını vatandaşlarına sunuyor olması gibi olumlu amaçlar hedeflenmiŐtir (T.C. DıŐiŐleri Bakanlıđı, 2020). Esasında OECD,

ekonomik konuların istişare edildiği ve üye ülke hükümetlerinin oluşturduğu bir kuruluş yapısına sahiptir. Üye ülkeler oluşturdukları kurullarla hem kendi aralarında ticari ilişkilerin artmasını hem de benzer ekonomik hedefleri tutturmayı amaçlarlar. Bu bakımdan da benzer ekonomik düzeye sahip üye ülkelerin entegrasyonu büyük önem arz etmektedir. Bu bağlamda bugün otuz yedi (37) üyeye sahip olsalar da üye ülkelerin de benzer özelliklere sahip olanlarının kendi aralarında gruplaştığını söylemek mümkündür.

Çalışmaya konu olan OECD ülkeleri seçilirken, bu ülkelerin ülkemiz Türkiye'ye benzer ekonomik koşullarının olması, benzer ekonomik açıklıkta olması ve son olarak sermaye piyasalarının da benzer gelişmişlik seviyesinde olması gözetilmiştir. Ayrıca bu ülkelere ait verilerin de ulaşılabilir olması gerekliliğinden dolayı; Türkiye, Polonya, Çek Cumhuriyeti, Meksika, Güney Afrika, Macaristan, Brezilya, Çin, Endonezya, Rusya ve İspanya gibi benzer özelliklere sahip on bir (11) adet ülke seçilmiştir.

Makroekonomik olarak ülkelerin ekonomik durumları birçok gösterge ile takip edilmektedir. Bu göstergeler ülkelere göre farklılıklar da göstermekte, geleceğe ilişkin beklentiler ve ekonomik faaliyetler buna göre şekil almaktadır. Göstergeler genel olarak enflasyon, işsizlik, GSYİH gibi temel veriler olsa da bu göstergelerin yanı sıra yeni gösterge ve endeksler eklenmiştir. Bu gösterge ve endekslerin en çok bilinenlerinden biri de güven endeksleridir. Ülkemizde 2004 yılından bu yana tüketici güveni, 2007 yılından bu yana da ekonomik güven endeksleri, aylık olarak devletin resmi istatistik kurumu olan TÜİK tarafından hesaplanmaktadır. Tüketici güven endeksi; “hanenin maddi durum beklentisi”, “genel ekonomik durum beklentisi”, “işsiz sayısı beklentisi” ve “tasarruf etme ihtimali” ne ilişkin alt endekslerin bileşiminden oluşmakta ve bu endeksler de aylık tüketici eğilim anketi ile ölçülmektedir. Endeks değerleri, sıfır ila iki yüz (0-200) arasında bir değer almakta; yüzün (100) üzeri bir değer tüketici için olumlu bir gidişata, yüzün (100) altı bir değer ise tüketici için olumsuz bir gidişata tekabül etmektedir (TÜİK, 2020).

Çalışmaya konu OECD ülkelerinden bahsi geçen on bir (11) ülkenin, ekonomik koşulların iyi veya kötü olduğuna dair, ortak kullandıkları göstergelerden biri de tüketici güven endeksidir. Tüketim harcamaları öncelikle üretimi, enflasyonu, istihdamı ve dolayısıyla GSYİH'ı etkileyebilmektedir. Belirsizlik durumları, tüketimin reel kesimde azalmasına ya da ertelenmesine, dolaylı olarak GSYİH'nın daralmasına, daralan GSYİH'nın da tüketimi, çıktı düzeyini ve istihdamı olumsuz etkileyerek kısır bir döngü oluşturmasına neden olmaktadır. Tam tersi durumda da gelecekle ilgili olumlu öngörülerin olması; vatandaşların tüketim kararlarının ertelenmeyerek tüketimin artmasına, üretimin artmasıyla istihdam düzeyinin artışı ile dolaylı olarak GSYİH'nın artmasına neden olmaktadır.

Tüketici güveni ile ilintili konulardan bir diğeri de tasarruflardır. Zira vatandaşların tüketimle ilgili kararlarının olumlu seyretmesi durumunda tasarrufların azalması, tüketim kararlarının olumsuz olması durumunda ise

tasarrufların artması beklenmektedir. Bu noktada tasarrufların nasıl değerlendirildiđi de önemli bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Çünkü tasarruf sahiplerinin, tasarruflarını piyasalara arz etmesi durumunda, piyasalardaki fon talebi karşılanacak ve böylece sınai ve finansal piyasaları olumlu yönde etkileyecektir. Ayrıca finansal piyasaları temsilen hisse senedi piyasalarındaki ve tüketici güvenindeki deđişiklikler, iktisadi karar vericilerin kararlarını da etkilemektedir (Baştürk, 2019, s. 146). Literatüre bakıldığında tüketici güveninin mi borsayı etkilediđi, yoksa borsanın mı tüketici güvenliğini etkilediđine dair yapılmıő çokça çalışma bulunmaktadır.

Bu çalışmanın literatüre katkısı, OECD üye ülkeleri özelinde, birbirine benzer ekonomik özellikleri bulunan ve gelişmişlik olarak benzer piyasalara sahip on bir (11) ülkede ölçülebilen tüketici güvenine, bu ülkelerdeki hisse senedi piyasalarının ve döviz kurlarının ne kadar etkide bulunduđu sorusuna cevap bulmaya çalışmaktır. Çalışmanın devamında konuya ilişkin literatür incelenerek, verilere göre belirlenecek modellerle birlikte deđişkenler bir dizi teste tabi tutulacak ve sonuçları da yorumlanacaktır.

2. Literatür Özeti

Güven endeksleriyle ilgili literatür incelendiğinde; ülkelere, ülkelerin makroekonomik deđişkenlerine ve ölçülebilen diđer göstergelerine göre birçok çalışmanın olduđu görülmektedir. Konuya ilişkin geniş bir literatür olmasına karşın, bu çalışmaların birkaçı Tablo 1’de gösterildiđi gibidir.

Tablo 1: Çeşitli Güven Endeksleriyle Yapılmış Çalışmalar

Çalışma	Yöntem	Kapsam	Deđişkenler	Sonuç
Lee, Shleifer, Thaler (1991)	Zaman Serileri	ABD (1960 - 1987)	Bireysel yatırımcı hissiyatı, fon iskontoları	Fonlardaki iskontoların birlikte hareket ederek yatırımcı hissiyatını etkilediđi, yatırımcı hissiyatının da güvenlik getirilerini etkilediđi sonucuna ulaşımlardır.
Leonard ve Shull (1996)	Panel Regresyon	ABD (1965 - 1980) (1980 - 1994)	Hisse senedi getirileri	İlk dönemde yatırımcıların yatırım duyarlılıklarının fazla olduđu, ikinci dönemde ise bu duyarlılığın kaybolduđu bulgusunu elde etmişlerdir.
Jansen ve Nahuis (2003)	Granger Nedensellik	11 Avrupa ülkesi (1986 - 2001)	Tüketici güven endeksi, Borsa endeksleri	Borsadan elde edilen kazançlar ve duyarlılık 9 ülke için olumlu olduđu, güven konusunun da servet etkisinden deđil, farklı iletim kanalından kaynaklandığını göstermektedir.

Tablo 1 Devamı: Çeşitli Güven Endeksleriyle Yapılmış Çalışmalar

Kling ve Gao (2008)	Panel OLS, Normal, Düzenli ve Kuantil Regresyon	Çin (1998 - 2002)	Hisse senetlerine ait çoklu hesaplanmış değişkenler	Borsa özelliklerinin büyük firmalarda daha az “tünel” yöntemi sergilediklerini, yüksek kaldıraçlı firmalarda ise tersi yaşandığı sonucunu elde etmişlerdir.
Schmelling (2009)	Panel Regresyon	18 Sanayileşmiş ülke (Ükelere göre değişken)	Tüketici güveni, Değer stokları, büyüme stokları, hisse senetleri	Tüketici güveni yüksek olduğunda yatırımcıların gelecekle ilgili hisse getirileri daha düşük olmakta, ya da tamamen tersi durum söz konusudur.
Arısoy (2012)	VAR Modeli	Türkiye (2005 - 2012)	Tüketici güven endeksi, reel kesim güven endeksi, istihdam, hisse senedi piyasası, tüketim harcamaları ve sınai üretim endeksi	Tüketici ve reel kesim güven endeksleri ile istihdam oranı, borsa, tüketim harcamaları ve sınai üretim endeksinin zamanla etkileşimleri ve endekslerde görülecek olası şokları VAR modeliyle incelenmişler, sonuç olarak güven endeksinin önemli bazı makro değişkenleri etkilediği sonucunu bulmuşlardır.
Topçu Gülöksüz (2015)	Archimedean Kapula	Türkiye (2005 - 2014)	Dolar fiyatları ve TÜFE	TÜFE ve dolar kuru arasındaki model Archimedean kapula fonksiyonu Gumbel ($\theta=100$) olarak tahmin edilmiş ve değişkenlerin birlikte artmaya eğilimli oldukları görülmüştür.
Usul, Küçüksille ve Karaođlan (2017)	KSS Eşbütünlüme	Türkiye (2007 - 2017)	Reel kesim güven endeksi, tüketici güven endeksi ve BIST endeksi	Tüketici ve reel kesim güven endekslerinin hisse senedi piyasalarını kısa ve uzun dönemli olumlu etkiledikleri, uzun dönemli tüketici güveninin, borsa üzerinde olumlu etkisinin reel kesim güvenine göre daha yüksek, kısa dönemli ise reel kesim güveninin olumlu etkisinin tüketici güvenine göre daha çok olduğu bulgusu elde edilmiştir.
İskenderođlu ve Akdađ (2017)	Granger Nedensellik, Breitung Candelon Nedensellik	Türkiye (2012:05 – 2017:08)	Finansal hizmetler güven endeksi, BIST endeksi, TCMB net fonlama	Finansal hizmetler güven endeksi ile borsa endeksi arasında karşılıklı uzun dönemde nedensellik, finansal hizmetler güven endeksinden merkez bankası net fonlamasına doğru da tek yönlü nedensellik bulgusu elde edilmiştir.

Tablo 1 Devamı: Çeřitli Güven Endeksleriyle Yapılmıő Çalıőmalar

Mumcu Küçükçaylı ve Yüce Akıncı (2018)	Zaman Serileri	Türkiye (2004 - 2017)	Tüketici güven endeksi, altın, BIST, Döviz sepeti, enflasyon, faiz, petrol, sanayi, işsizlik	Borsada ve sınai üretimde artışın tüketici güvenini arttırdığı, ancak döviz ve petrol fiyatları ile enflasyon ve faiz oranlarının artışın ise tüketici güvenini azalttığı sonucunu elde etmişlerdir.
Durgun Kaygısız (2019)	Zaman Serileri	Türkiye (2010 - 2018)	Tüketici güven endeksi, tüketici fiyat endeksi, döviz kuru, BIST endeksi, reel kesim güven endeksi, sanayi üretim endeksi, istihdam oranı ve gösterge faizi	Tüketici güveni ve reel kesim güveninin seçili bazı makroekonomik değişkenlerle karşılıklı etkileşimde olduğu bulgusu elde edilmiştir.
Başarır, Bicil ve Yılmaz (2019)	VAR Modeli	Türkiye (2012:01 - 2018:6)	Tüketici güven endeksi, sanayi üretim endeksi, BIST endeksi, Dolar ve TÜFE	Tüketici güveninden, sınai üretime ve borsa, dolar ve TÜFE'den tüketici güvenine doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Dolar kurunda meydana gelecek bir şokun tüketici güvenini olumsuz etkilediği ve tüketici güveninde meydana gelecek bir şokun da borsa ve dolar kurunu olumsuz etkilediği bulguları elde edilmiştir.

3. Veri Seti

Bu çalışmada, ülke ekonomilerinin makroekonomi açısından barometrik göstergelerinden biri olan tüketici güven endeksi üzerinde, döviz kurları ve borsanın etkisi araştırılmak istenmektedir. Hem Türkiye hem dünyada birçok alanla ilgili güven endeksleri kullanılmaktaysa da uluslararası literatür incelendiğinde tüketici güven endeksinin daha yaygın bir kullanıma sahip olduğu görülmektedir. Tüketici güven endeksi, döviz kuru, borsa endeksleri değişkenlerinin veri uyumlaştırması nedeniyle logaritmaları alınmıştır. Bu çalışmanın anlamlılığını artırabilmek amacıyla verilerine ulaşılabilen Türkiye ve benzer ekonomik, sermaye piyasası gelişmişlik düzeyine ve ekonomik açıklık seviyesine sahip OECD ülkeleri seçilmiştir. Bu bağlamda çalışma, Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Çin, Endonezya, Güney Afrika, İspanya, Macaristan, Meksika, Polonya, Rusya ve Türkiye'yi kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenler ve değişkenlere ait bilgiler, Tablo 2'deki gibidir.

Tablo 2. Değişkenler Tablosu

Değişken	Tanımlama	Periyod	Kaynak
Lntge	Logaritması alınmış Tüketici Güven Endeksi	2013M01-2020M02	OECD*
Lndöviz	Logaritması alınmış Dolar bazlı dönem ortası döviz kuru	2013M01-2020M02	IMF**
Lnborsa	Logaritması alınmış seçilmiş ülke borsa endeksleri	2013M01-2020M02	Investing.com* **

Borsa verilerinde; Polonya için WIG30, Çek Cumhuriyeti için PX, Meksika için S&P/BMV IPC, Güney Afrika için TOP40, Macaristan için Budapeste SE, Brezilya için Bovespa (BVSP), Çin için Shanghai, Endonezya için IDX Composite (JKSE), Türkiye için BIST100, Rusya için MOEX ve İspanya için IBX35 indeksleri kullanılmıştır.

*OECD, Consumer Confidence Index, <https://data.oecd.org/leadind/consumerconfidenceindexcc.htm#indicator-chart>.

**IMF, International Financial Statistics, www.imf.org.

***Investing.com, <https://tr.investing.com/indices/world-indices>

4. Ekonometrik Yöntem ve Uygulama Sonuçları

Çalışmada; Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Çin, Endonezya, Güney Afrika, İspanya, Macaristan, Meksika, Polonya, Rusya ve Türkiye olmak üzere 11 OECD üyesi ülkenin 2013:01-2020:02 dönemlerine ait tüketici güven endeksi, dolar bazlı aylık ortalamalı döviz kuru ve 11 üye ülkeye ait borsa endeksleri değişken olarak kullanılmıştır. Yapılacak testlerde değişen varyans problemi yaşanmaması adına değişkenlerin logaritmaları alınarak analizlere devam edilmiştir.

4.1. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testleri

Yatay kesit bağımlılığı, nedensellik analiz sonuçlarını etkileyebileceğinden dolayı, nedensellik analizlerine başlamadan önce yatay kesit bağımsızlığının ve homojenitenin bilinmesi gerekmektedir. Yatay kesit bağımsızlığı, serileri oluşturan değişkenlerin herhangi birinde ortaya çıkabilecek makroekonomik bir şokun, paneli oluşturan diğer ülkeleri etkilemediği varsayımına dayanmaktadır. Bu noktada yatay kesit bağımlılığının sınanması amacıyla, H0 hipotezi ile yatay kesit bağımlılığının olmadığına dair, H1 hipotezi ile de yatay kesit bağımlılığının olduğuna dair hipotezler kurulmuştur.

Yatay kesit bağımlılığı testlerinden ilki, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen Lagrange Multiplier (LM) testi alttaki Model 1'deki gibidir.

$$LM = T \sum_{i=j}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij}^2 \sim X_{N(N-1)/2}^2 \quad (1)$$

Testte H0 hipotezi; yatay kesitler arasında ilişkinin olmadığı, ayrıca zaman boyutu olarak T'nin yatay kesit boyutunun N'den büyük olduğu durumlarda kullanılacağı varsaymaktadır. Pesaran'ın (2004) geliştirdiği CD_{lm} testi, hem N ve hem de T'nin büyük olduğu hallerde kullanılmaktadır. Asıl itibarıyla test,

Breusch ve Pagan'ın (1980) uyguladığı testin daha gelişmiş versiyonudur. Testte, $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olduğu durumlar için yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayılmaktadır. Fakat $N > T$ olduğu durumlarda, CD_{lm} test sonuçlarında bozulmalar görülmekte ve N 'in değeri yükseldikçe sapmalar daha da artış görmektedir. Pesaran (2004) da, $N > T$ olduğu hallerde yatay kesit bağımlılığının ölçümü için CD testini uygulamıştır.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \rho_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1) \quad (2)$$

Bu test bizlere, yatay kesitler arasındaki olası ilişkinin olmadığını gösteren H_0 hipotezi varsayımında, dağılımın normal seviyede olduğunu göstermektedir. Yatay kesit bağımlılığını ölçen testlerden biri de Pesaran vd. 'nin (2008) bulduğu sapması düzeltilmiş LM_{adj} testidir.

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2T}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij} \frac{(T-k)\rho_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}} \quad (3)$$

Model 3'teki eşitlik test istatistiği sonucunun asimptotik olarak normal dağıldığı gösterir (Pesaran, Ullah, & Yamagata, 2008). Testler için kurulan hipotezler; "H0: Yatay kesit bağımlılığı yoktur." veya "H1: Yatay kesit bağımlılığı vardır." şeklindedir. Test sonuçları; H0 hipotezi kabul edildiğinde, ülkeler arası yatay kesit bağımlılığının olmadığı; H1 hipotezi kabul edildiğinde de, ülkeler arası yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucunu göstermektedir. Bu durumda analizde birinci nesil panel birim kök testleri tercih edilmektedir. Ancak H1 hipotezi kabul edilip, ülkeler arası yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucuna varılırsa, analizde ikinci nesil panel birim kök testlerinin yapılması gerekmektedir (Koçbulut & Altıntaş, 2016, s. 153).

Tablo 3. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Sabitli Model Düzey	Lntge İstatistiği	Olasılık Değeri	Lndöviz İstatistiği	Olasılık Değeri	Lnborsa İstatistiği	Olasılık Değeri
CD_{lm} (BP,1980)	157,574	0,000***	608,120	0,000***	121,691	0,000***
CD_{lm} (Pesaran, 2004)	9,780	0,000***	52,738	0,000***	6,359	0,000***
CD (Pesaran, 2004)	-5,454	0,000***	-4,014	0,000***	-6,067	0,000***
LM_{adj} (PUY, 2008)	26,787	0,000***	11,399	0,000***	32,042	0,000***
Birinci Fark						
CD_{lm} (BP,1980)	108,067	0,000***	602,904	0,000***	120,212	0,000***
CD_{lm} (Pesaran, 2004)	5,060	0,000***	52,241	0,000***	6,218	0,000***
CD (Pesaran, 2004)	-4,355	0,000***	-4,175	0,000***	-6,095	0,000***
LM_{adj} (PUY, 2008)	3,268	0,001***	3,905	0,000***	1,125	0,130

Not: $\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t}$ modelinde gecikme sayısı (p_i) 1 alınmıştır. *** %1 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

İnborsa serisinin birinci farkı haricinde, tüm serilerin düzey değeri ve birinci farkı alındığında %1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığının olmadığı hipotezi reddedilmektedir. Serilerde yatay kesit bağımlılığının olması nedeniyle yatak kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Eşbütünleşme denklemleri için eğim katsayısının homojenliği önemli bir konu olup, bu konulara ilişkin ilk çalışma Swamy (1970) tarafından yapılmıştır. Pesaran ve Yamagata (2008) ise Swamy'nin (1970) testini daha da gelişmiş bir testle yenilemişlerdir. Testte, eşbütünleşme denklemlerinde kullanılan eğim katsayıları ve yatay kesitlerin arasında olası farklılıkların olma durumu sınanmaktadır. Testteki H₀ hipotezi; eğim katsayılarının homojen olduğu yönündedir (Pesaran & Yamagata, 2008, s. 55-57). Ayrıca hipotezlerin sınanması için iki farklı test istatistiği kullanılmaktadır.

$$\text{Büyük örneklem için: } \tilde{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}S - k}{\sqrt{2k}}$$

$$\text{Küçük örneklem için: } \tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}S - E(Z_{iT})}{\sqrt{Var(Z_{iT})}}$$

Denklemlerde N yatay kesit sayısını; S Swamy test istatistiğini, k açıklayıcı değişken sayısını ve υ (,) T k standart hatayı belirtmektedir. Eğim katsayısının homojenite testinin test sonuçları ise Tablo 4'teki gibidir.

Tablo 4. Pesaran and Yamagata (2008) Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testi

Regresyon Modeli:	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$Intge_{it} = \alpha_i + \beta_1 Indoviz_{it} + \beta_2 lnborsa_{it} + \varepsilon_{it}$		
<u>Yatay Kesit Bağımlılığı Testi:</u>		
LM (BP,1980)	633,441	0,000***
CD_{lm} (Pesaran, 2004)	55,152	0,000***
CD (Pesaran, 2004)	18,169	0,000***
LM_{adj} (PUY, 2008)	65,370	0,000***
<u>Homojenite Testi:</u>		
$\tilde{\Delta}$	69,558	0,000***
$\tilde{\Delta}_{adj}$	71,214	0,000***

***, %1 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Test sonuçlarına göre; serilerin, yatay kesit bağımlılığının olmadığı ve homojen olduğu H₀ hipotezi, reddedilmektedir. %1 anlamlılık seviyesinde yatay kesit bağımlılığının olduğu ve her bir yatay kesit için verilerin heterojen olduğu H₁ hipotezleri kabul edilmektedir. Bu bağlamda, eşbütünleşme denkleminde eğim katsayılarının homojen olmadığına karar verilerek, yapılan sonraki birim kök testleri ve çözümlenmelerde yatay kesit bağımlılığını dikkate alan yöntemler kullanılacaktır.

4.2. Panel Birim Kök Testi

4.2.1. Bai ve Ng (2004) Panik Atak Panel Birim Kök Testi

Panel veri analizinde, birim kök sınaması öncesinde yatay kesitlerin birbirlerinden bağımsız olup olmadıklarının belirlenmesi gerekmektedir. Birinci nesil birim kök testlerine göre yatay kesitlerin birbirlerinden bağımsız olduğu ve paneldeki kesitlerde olası bir şokun tüm kesitleri aynı seviyede etkilediği bilinmektedir. Testler model bakımından homojen ve heterojen modeller olarak iki grupta değerlendirilmektedir. Levin, Lin ve Chu (2002) ile Breitung (2005) tarafından geliştirilen testler homojenite vurgulanırken; Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) tarafından geliştirilen testler ise heterojenite vurgulanmaktadır. Ayrıca Hadri'nin (2000) geliştirdiği teste farklı olarak homojenite ve heterojenite birlikte kullanılmaktadır.

İkinci nesil birim kök testlerinde ise yatay kesitlerin birbirlerine bağımlı olduğu ve buna ilaveten paneldeki kesitlerde meydana gelebilecek bir şokun tüm kesitleri farklı düzeylerde etkileyeceği bilindiğinden, bu noktada, yatay kesitlerdeki olası yatay kesit bağımlılığını sınavan ikinci nesil birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu testler, Breuer vd. (2002), Smith vd. (2004), Bai ve Ng (2004), Pesaran (2007), Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından geliştirilen testlerdir. Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlıkları, yatay kesit bağımlılığı ve homojenite durumları dikkate alınarak sınanmış, değişkenlerin hangi düzeyde durağan oldukları Bai ve Ng (2004) tarafından geliştirilen Panik Atak birim kök testiyle araştırılmıştır. Bai ve Ng'nin (2004) geliştirdiği teste, kesitler arası bağımlılığa dikkat edilmek suretiyle, durağanlık sınaması hata teriminde ve faktör bileşenlerinde yapılmaktadır (Güriş S. , 2015, s. 230).

Tablo 5. Bai Ng (2004) Panik Atak Panel Birim Kök Testi Sonuçları

	Seviye	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Düzye	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
<i>Lntge</i>	$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	1,3044	0,0961	-1,7849	0,9629
	$P_{\hat{\epsilon}}^c$	30,6521	0,1035	10,1604	0,9848
<i>İndöviz</i>	$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	-1,2561	0,8955	-1,5210	0,9359
	$P_{\hat{\epsilon}}^c$	13,6679	0,9128	11,9109	0,9592
<i>İnborsa</i>	$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	-2,2029	0,9862	-1,1196	0,8685
	$P_{\hat{\epsilon}}^c$	7,3874	0,9984	14,5737	0,8799

Tablo 5 Devamı. Bai Ng (2004) Panik Atak Panel Birim Kök Testi Sonuçları

	Birinci Fark	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
		Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Lntge	Z_{ϵ}^c	8,3942	0,0000	6,8992	0,0000
	P_{ϵ}^c	77,6810	0,0000	67,7638	0,0000
İndöviz	Z_{ϵ}^c	9,9499	0,0000	9,9499	0,0000
	P_{ϵ}^c	88,0000	0,0000	88,0000	0,0000
İnborsa	Z_{ϵ}^c	9,9499	0,0000	9,9499	0,0000
	P_{ϵ}^c	88,0000	0,0000	88,0000	0,0000

P_{ϵ}^c bireysel ADF testlerinin p-değerlerine dayalı bir Fisher türü istatistiktir. Z_{ϵ}^c büyük N örnekleri için standartlaştırılmış bir Choi türü istatistiğidir. Maksimum ortak faktör sayısı 2 olarak alınmıştır. ***, **, ve * sırasıyla 1, 5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı gösterir.

Tablo 5'te değişkenlerin düzey değerleri ve birinci fark değerleri için Bai ve Ng (2004) tarafından geliştirilen Panik Atak birim kök test sonuçları görülmektedir. Düzey değerlerde hem sabitli hem de sabit ve trendli modelde Z_{ϵ}^c ve P_{ϵ}^c test istatistikleri değişkenlerinin durağan olmadıkları, yani birim kök içerdikleri görülmektedir. Ancak birinci farkı alındığında ise hem sabitli hem de sabit ve trendli modelde %1 anlamlılık seviyesinde değişkenlerin durağanlaştığı görülmektedir. Çalışmanın 2013:01-2020:02 dönemini kapsamaması sebebiyle; bu dönemde dünyanın 2008 finansal krizi etkilerini yaşamaya devam etmesi, özellikle AB'nin ekonomik durgunluk sürecinden çıkamaması ve İngiltere gibi bazı üye ülkelerin AB'den ayrılma niyetlerinin tartışmaya açılması, değişkenlerde kırılmaların olma beklentisini artırmaktadır. Bu noktada, değişkenlerde yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir.

4.2.2. Im, Lee & Tieslau (2005) Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri

Serilerin durağanlık seviyeleri analiz edilirken uygulanabilecek testler, serilerde meydana gelen kırılmaları dikkate alma durumuna göre testler ikiye ayrılmaktadır. Çalışmalarda incelenecek dönemler ve ekonomik faktörlerde meydana gelebilecek olası şoklar göz önüne alındığında yapısal kırılmalı birim kök testlerinin tercih edilmesi gerekmektedir. Im, Lee ve Tieslau (2005) çalışması ile literatüre kazandırılan yapısal kırılmalı panel birim kök testi, serilerde meydana gelebilecek bir ve isteğe bağlı olarak iki kırılmayı dikkate alarak durağanlık araştırması yapmaktadır. Test uygulanırken kullanılacak model, Model 4'teki gibidir.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 T + \beta_3 D_{it} + \beta_4 DT_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Modelde hata terimi $\varepsilon_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t-1} + \mu_{it}$ şeklinde tanımlanmaktadır. Hata teriminin sıfır ortalama ve varyansı ile bağımsız ve özdeş olarak dağıldığı varsayılmaktadır (Im, Lee, & Tieslau, 2005, s. 397). $\beta_2, \beta_3, \beta_4$ katsayılarına sahip değişkenler modelde yer alan dışsal değişkenleri temsil etmektedir. Ortalamadaki yapısal kırılma D_{it} kukla değişkeni ile ifade edilirken; trenddeki yapısal kırılma ise DT_{it} kukla değişkeni ile ifade edilmektedir. Bu testin olumlu taraflarına bakıldığında, ilk olarak her birim için farklı yapısal kırılma dönemlerinin teste dâhil edilmesine izin vermesi; ikinci olarak da yapısal kırılmanın hem H0 hem de H1 hipotezinde birlikte hesaplanmasına olanak sağladığını söylemek mümkündür (Güriş, 2018, s. 352). Kukla değişkenleri tanımlanan test için test istatistiği ve model kurulumu, Model 5'teki gibi hesaplanmaktadır ve test istatistiğinin dağılımı ise standart normal dağılımdır (Im, Lee, & Tieslau, 2005, s. 403).

$$LM = \frac{\sqrt{N[LM_{NT} - E(L_T)]}}{\sqrt{V(L_T)}} \quad (5)$$

Hesaplanan test istatistiği, tabloda bulunan kritik değerler ile karşılaştırıldığında, H0 hipotezi reddedilip H1 hipotezi kabul edildiğinde, serinin durağan olduğu; H0 hipotezi kabul edilip H1 hipotezi reddediliyorsa serinin durağan olmadığı sonucu elde edilmektedir (Güriş, Yılgör, & Kömürçyan, 2019, s. 95).

Tablo 6. *Im, Lee & Tieslau (2005) Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testi Tüketici Güven Endeksi Sonuçları*

Lntge	Bir Kırılmalı Model							
	Seviye Kaydırmalı Model: Sabitte Kırılma				Seviye ve Trend Kaydırmalı Model: Sabit ve Trendde Kırılma			
	Geci kme	LM-ist.	Kırılma1	Kırılma2	Geci kme	Transformed LM-ist.	Kırılma1	Kırılma2
Polonya	1	-5,407 ***	2014M04		1	-6,910***	2019M05	
Çek Cum.	1	-3,302	2014M08		1	-4,098**	2014M11	
Meksika	1	-5,044***	2018M03		1	-4,588 **	2016M12	
Güney Afrika	1	-6,673***	2017M10		1	-5,959***	2017M10	
Macaristan	1	-4,972***	2013M10		1	-3,943*	2013M11	
Brezilya	1	-4,420**	2016M02		1	-4,238**	2016M02	
Çin	1	-5,499***	2017M05		1	-5,295***	2017M06	
Endonezya	1	-4,388**	2016M12		1	-4,472**	2016M12	
Türkiye	1	-5,184***	2018M06		1	-4,930***	2015M11	
Rusya	1	-4,799***	2015M05		1	-5,938***	2015M04	
İspanya	1	-5,772***	2014M12		1	-5,214***	2015M01	
Panel-LM		-17,152***				-13,612***		
p-value		0,000				0,000		

Tablo 6 Devamı. *Im, Lee & Tieslau (2005) Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testi Tüketici Güven Endeksi Sonuçları*

<i>Lntge</i>	<i>Seviye Kaydırmalı Model: Sabitte Kırılma</i>				<i>Seviye ve Trend Kaydırmalı Model: Sabit ve Trendde Kırılma</i>			
	<i>Gecikme</i>	<i>LM-ist.</i>	<i>Kırılma1</i>	<i>Kırılma2</i>	<i>Gecikme</i>	<i>Transformed LM-ist.</i>	<i>Kırılma1</i>	<i>Kırılma2</i>
İki Kırılmalı Model								
Polonya	1	-6,230***	2013M12	2018 M09	1	-7,720***	2019M01	2019M05
Çek Cum.	1	-8,655***	2014M11	2017 M12	1	-8,236***	2014M11	2017M12
Meksika	1	-7,197***	2016M06	2018 M09	1	-7,708***	2016M09	2018M09
Güney Afrika	1	-10,455***	2016M06	2018 M10	1	-8,996***	2018M10	2018M01
Macaristan	1	-6,114***	2013M12	2017 M09	1	-5,836***	2014M04	2016M08
Brezilya	1	-7,545***	2015M04	2016 M11	1	-6,464***	2015M11	2016M06
Çin	1	-5,921***	2017M03	2018 M11	1	-5,840***	2017M01	2019M05
Endonezya	1	-5,360**	2015M03	2017 M06	1	-5,408***	2015M06	2016M02
Türkiye	1	-8,108***	2014M12	2017 M07	1	-7,217***	2015M08	2018M09
Rusya	1	-7,104***	2015M05	2017 M03	1	-7,704***	2014M09	2016M09
İspanya	1	-7,445***	2015M03	2017 M02	1	-7,096***	2015M01	2018M02
Panel-LM		-29,709***				-22,524***		
p-value		0,000				0,000		

***, **, ve * sırasıyla 1, 5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Bir kırılmalı model için kritik değerler: -4,604 (1%); -3,950 (5%); -3,635 (10%), İki kırılmalı model için kritik değerler: -5,365 (1%); -4,661 (5%); -4,338 (10%), Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları “t-stat significance” yaklaşımı ile belirlenmiştir.

Çalışmamızın 2013-2020 dönemlerini kapsamaması ve dünya ekonomisinin bu dönem içerisinde birçok ekonomik hareketlilikler yaşaması nedeniyle, lntge serisinde kırılmaların olması beklenmektedir. Bu nedenle serilerde kırılmanın olmadığı ve birim kökün varlığını savunan H0 hipotezi reddedilerek, yapısal kırılmanın olduğu, birim kökün olmadığını savunan H1 hipotezi kabul edilmektedir. Panel-LM’e göre tüm ülkeler için kırılmaların varlığı %1 anlamlılık seviyesinde kabul edilmektedir. Serilerde hem bir kırılmalı modelin hem de iki kırılmalı modelin anlamlı olduğu ve iki kırılmalı modelin olasılık değerleri daha yüksek sonuç verdiği görülmektedir.

Tablo 7. Im, Lee & Tieslau (2005) Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testi Döviz Sonuçları

	<i>Bir Kırılmalı Model</i>								
	<i>Seviye Kaydırmalı Model: Sabitte Kırılma</i>				<i>Seviye ve Trend Kaydırmalı Model: Sabit ve Trendde Kırılma</i>				
	<i>Gecikme</i>	<i>LM-stat.</i>	<i>Kırılma1</i>	<i>Kırılma2</i>	<i>Gecikme</i>	<i>Transformed LM-stat.</i>	<i>Kırılma1</i>	<i>Kırılma2</i>	
Polonya	1	-3,279	2015 M06		4	-3,543	2015M04		
Çek Cumhuriyeti	4	-3,426	2015 M04		4	-3,535	2015M04		
Meksika	1	-4,195*	2016 M01		1	-4,014*	2016M01		
Güney Afrika	1	-3,785	2016 M06		0	-3,792*	2016M06		
Macaristan	1	-2,778	2015 M07		4	-3,110	2015M05		
Brezilya	3	-2,767	2015 M07		3	-2,840	2015M07		
Çin	3	-3,403	2015 M12		0	-3,366	2015M12		
Endonezya	3	-3,487	2014 M11		3	-5,310***	2013M09		
Türkiye	1	-5,964***	2018 M05		0	-7,082***	2018M06		
Rusya	1	-3,805*	2015 M09		0	-4,619**	2014M12		
İspanya	3	-3,891*	2015 M08		3	-4,160*	2015M08		
Panel-LM		-9,776***				-8,551***			
p-value		0,000				0,000			
		<i>İki Kırılmalı Model</i>							
Polonya	1	-4,443*	2015 M06	2017M10		-4,736**	2014M06	2015M01	
Çek Cumhuriyeti	4	-5,106**	2014 M11	2017M10		-5,080**	2014M11	2015M06	
Meksika	1	-7,072***	2014 M11	2017M03		-6,919***	2014M11	2017M03	
Güney Afrika	1	-6,052***	2015 M11	2018M05		-6,354***	2015M11	2018M05	
Macaristan	1	-5,297**	2014 M11	2017M07		-5,064**	2014M11	2017M07	
Brezilya	3	-4,397*	2015 M02	2016M06		-5,505***	2014M11	2016M03	
Çin	3	-4,506*	2016 M05	2018M02		-5,270**	2017M11	2018M07	
Endonezya	3	-4,665**	2015 M10	2018M04		-6,003***	2013M09	2015M02	
Türkiye	1	-7,086***	2018 M05	2018M12		-9,678***	2018M05	2018M12	
Rusya	1	-5,181**	2014 M11	2016M06		-8,236***	2014M11	2015M06	
İspanya	3	-5,127**	2014 M11	2017M11		-5,703***	2014M08	2015M02	
Panel-LM		-19,036***				-17,852***			
p-value		0,000				0,000			

***, **, ve * sırasıyla 1, 5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Bir kırılmalı model için kritik değerler: -4,604 (1%); -3,950 (5%); -3,635 (10%), İki kırılmalı model için kritik değerler: -5,365 (1%); -4,661 (5%); -4,338 (10%), Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları "t-stat significance" yaklaşımı ile belirlenmiştir.

Çalışmamızın 2013-2020 gibi dönem kapsamı nedeniyle ve dünya ekonomisinin bu dönem içerisinde birçok ekonomik hareketlilikler yaşaması nedeniyle İndöviz serisinde kırılmalar olması beklenmektedir. Panel-LM göre tüm ülkeler için kırılmaların varlığı %1 anlamlılık düzeyinde kabul edilmektedir. Serilerde bir kırılmalı modelde, trendde Türkiye ve Endonezya'da %1, Rusya'da %5, İspanya, Meksika ve Güney Afrika'da %10 anlamlılık seviyesinde, yapısal kırılmanın olduğu ve birim kökün olmadığı H1 hipotezi kabul edilirken; diğer ülkelerde ise kırılmanın olmadığı ve birim kök olduğu H0 hipotezi reddedilmektedir. Ayrıca serilerde iki kırılmalı modelde, analizdeki tüm ülkeler için yapısal kırılmanın olduğu ve birim kökün olmadığı H1 hipotezi daha yüksek olasılıklarda kabul edilmektedir. Bu durum, döviz serisinin daha kırılmalı bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir.

Tablo 8. *Im, Lee & Tieslau (2005) Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testi Borsa Sonuçları*

	<i>Bir Kırılmalı Model</i>							
	<i>Seviye Kaydırmalı Model: Sabitte Kırılma</i>				<i>Seviye ve Trend Kaydırmalı Model: Sabit ve Trendde Kırılma</i>			
<i>Ln borsa</i>	<i>Gecikme</i>	<i>LM-stat.</i>	<i>Kırılma1</i>	<i>Kırılma2</i>	<i>Gecikme</i>	<i>Transformed LM-stat.</i>	<i>Kırılma1</i>	<i>Kırılma2</i>
Polonya	0	-3,095	2016M11		0	-3,214	2016 M11	
Çek Cumhuriyeti	0	-3,811***	2017M01		0	-3,940	2017 M06	
Meksika	0	-4,269**	2017M04		0	-4,574**	2017 M07	
Güney Afrika	0	-4,275**	2013M12		3	-4,717***	2013 M09	
Macaristan	0	-2,923	2015M02		0	-3,541	2015 M02	
Brezilya	0	-4,273**	2016M05		0	-4,223**	2016 M05	
Çin	1	-3,933*	2014M11		1	-3,217	2015 M01	
Endonezya	1	-3,173	2017M01		0	-3,394	2018 M11	
Türkiye	3	-3,441	2017M03		0	-4,348**	2014 M02	
Rusya	0	-4,552**	2014M10		0	-4,582**	2015 M01	
İspanya	0	-2,969	2013M11		0	-3,954**	2013 M09	
Panel-LM		-9,708***				-7,541***		
p-value		0,000				0,000		

Tablo 8. *Im, Lee & Tieslau (2005) Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testi Borsa Sonuçları*

Lnborsa	Seviye Kaydırmalı Model: Sabitte Kırılma				Seviye ve Trend Kaydırmalı Model: Sabit ve Trendde Kırılma			
	Gecikme	LM-stat.	Kırılma1	Kırılma2	Gecikme	Transformed LM-stat.	Kırılma1	Kırılma2
İki Kırılmalı Model								
Polonya	0	-4,628*	2015M06	2016 M12	3	-4,372*	2015 M07	2016M12
Çek Cumhuriyeti	0	-4,624*	2015M07	2017 M01	0	-5,316**	2015 M12	2016M12
Meksika	0	-5,426***	2013M09	2018 M01	0	-5,703***	2017 M04	2018M10
Güney Afrika	0	-5,532***	2014M06	2017 M06	3	-5,710***	2013 M09	2018M12
Macaristan	0	-5,435***	2014M09	2013 M03	0	-5,754***	2015 M02	2017M04
Brezilya	0	-5,296**	2016M05	2018 M07	0	-5,485***	2015 M10	2016M05
Çin	1	-4,503*	2014M11	2015 M08	0	-6,131***	2014 M08	2014M12
Endonezya	1	-3,928	2015M07	2017 M10	0	-4,775**	2014 M10	2015M07
Türkiye	3	-4,958**	2017M03	2018 M06	0	-5,343**	2013 M09	2014M05
Rusya	0	-6,131***	2014M11	2017 M04	0	-6,620***	2014 M11	2015M04
İspanya	0	-4,048	2015M04	2017 M02	0	-4,442*	2013 M09	2018M11
Panel-LM		-16,761***				-12,796***		
p-value		0,000				0,000		

***, **, ve * sırasıyla 1, 5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Bir kırılmalı model için kritik değerler: -4,604 (1%); -3,950 (5%); -3,635 (10%), İki kırılmalı model için kritik değerler: -5,365 (1%); -4,661 (5%); -4,338 (10%), Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları “t-stat significance” yaklaşımı ile belirlenmiştir.

Çalışmamızın 2013-2020 gibi dönem kapsamı nedeniyle ve dünya ekonomisinin bu dönem içerisinde birçok ekonomik hareketlilikler yaşaması nedeniyle lnborsa serisinde kırılmalar olması beklenmektedir. Panel-LM göre tüm ülkeler için kırılmaların varlığı %1 anlamlılık düzeyinde kabul edilmektedir. Serilerde bir kırılmalı modelde, Polonya, Macaristan ve Endonezya hem düzeyde hem trendde kırılmanın olmadığı H0 hipotezi; Çek Cumhuriyeti ve Çin’de trendde, İspanya’da da düzeyde kırılmanın olmadığı H0 hipotezi anlamlı bulunmamıştır. Serilerde iki kırılmalı modelde, İspanya ve Endonezya dışında düzeyde değerde tüm ülkeler için yapısal kırılmanın olduğu ve birim kökün olmadığı H1 hipotezi kabul edilmektedir. Böylece borsa serisinde, ikili kırılmalılığının yüksek ama diğer iki seriden daha düşük olduğunu söylemek mümkündür.

4.3. Nedensellik Testleri

Birim kök testleri sonrasında tüm değişkenler için nedensellik analizi yapılması gerekliliği belirlenmiş, bu bağlamda Panel VAR Granger ve Panel Hata Düzeltme Nedenselliği testlerine geçilmiştir.

4.3.1. Panel VAR Granger ve Panel Hata Düzeltme Nedenselliği

Tablo 9. Panel VAR Granger ve Panel VECM Nedensellik Testi Sonuçları

	Kısa Dönem Nedensellik			Uzun Dönem Nedensellik
	Δ (Intge)	Δ (Indöviz)	Δ (Inborsa)	ECT(-1)
Δ (Intge)	-	12,7996 (0,0051)	8,3299 (0,0397)	-0,0287 [-5,9430] (0,0048)
Δ (Indöviz)	76,1629 (0,0000)	-	34,4620 (0,0000)	-0,1044 [-0,8015] (0,1303)
Δ (Inborsa)	1,6248 (0,6538)	2,0368 (0,5648)	-	0,1707 [1,0082] (0,1693)

***, **, ve * sırasıyla 1, 5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı gösterir. () ve [] sırasıyla p değerlerini ve t değerlerini gösterir.

Değişkenler arası kısa dönemli nedensellik ilişkisine bakıldığında, tüketici güven endeksinin döviz ve borsa üzerine etkisi olmasına karşın; dövizin tüketici güven endeksinde doğru ve borsanın tüketici güven endeksinde doğru nedensellik ilişkisi anlamlı seviyede bulunmamıştır. Ayrıca dövizden borsaya doğru nedensellik ilişkisi varken, borsadan dövizde doğru nedensellik ilişkisi anlamlı düzeyde bulunmamaktadır. Uzun dönemde ise, hata düzeltme değişkeninin tüketici güven endeksinde doğru nedenselliği anlamlı düzeyde olup, katsayısı olarak da negatif işaretli olduğu bulunmuştur. $ECT=1/-0,0287=34,8$ dönemde dengeye geldiğini göstermekte olup, döviz ve borsanın tüketici güven endeksinde nedenselliği olduğuna işaret etmektedir.

Makroekonomik olarak, bir ülkede geçerli olan bir nedensellik ilişkisi başka bir ülke için de geçerli olabilmektedir (Dumitrescu & Hurlin, 2012). Zaman zaman panel Granger testinin neden olduğu az birimden kaynaklanan, yanlış gecikme uzunluklarının belirlenmesi gibi dengesiz paneller ve birimlerin heterojen gecikme uzunluğuna sahip olmadığı panellerde kullanılmak üzere Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından asimetrik panel nedensellik testi geliştirilmiştir (Bozoklu & Yılcı, 2013, s. 177-178).

4.3.2. Asimetrik Dumitrescu-Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi

Değişkenlerin negatif ve pozitif değerlerinin karşılıklı nedenselliğini görmek, değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamaya daha fazla netlik kazandıracaktır. Bu amaçla, Asimetrik Dumitrescu-Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi yapılmasına karar verilmiştir.

Tablo 10. Asimetrik Dumitrescu-Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi

Null Hypothesis: Lag(1)	W-Stat.	Zbar-Stat.	Prob.
$(Intge)^+ \neq (Inborsa)^+$	1,79684	1,73295*	0,0831
$(Intge)^+ \neq (Inborsa)^-$	1,03347	0,01902	0,9848
$(Intge)^- \neq (Inborsa)^-$	3,50215	5,56180***	3,E-08
$(Intge)^- \neq (Inborsa)^+$	2,62736	3,59767***	0,0003
$(Inborsa)^+ \neq (Intge)^+$	4,51820	7,84306***	4,E-15
$(Inborsa)^+ \neq (Intge)^-$	0,79499	-0,51642	0,6056
$(Inborsa)^- \neq (Intge)^-$	3,11396	4,69022***	3,E-06

Tablo 10 Devamı: Asimetrik Dumitrescu-Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi

(Inborsa) ⁻ ⇒(Intge) ⁺	4,94297	8,79677***	0,0000
(Intge) ⁺ ⇒(Indöviz) ⁺	3,89542	6,44478***	1,E-10
(Intge) ⁺ ⇒(Indöviz) ⁻	1,98097	2,14639**	0,0318
(Intge) ⁻ ⇒(Indöviz) ⁻	3,23946	4,97199***	7,E-07
(Intge) ⁻ ⇒(Indöviz) ⁺	3,08473	4,62459***	4,E-06
(Indöviz) ⁺ ⇒(Intge) ⁺	4,26804	7,28140***	3,E-13
(Indöviz) ⁺ ⇒(Intge) ⁻	3,79166	6,21181***	5,E-10
(Indöviz) ⁻ ⇒(Intge) ⁻	2,05867	2,32082***	0,0203
(Indöviz) ⁻ ⇒(Intge) ⁺	6,83471	13,0442***	0,0000

***, **, ve * sırasıyla 1, 5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı gösterir.

Değişkenler arasında asimetrik değişkenlerin ilişkisine baktığımız bu testte; tüketici güven endeksinin pozitif değerinden borsa endeksinin negatif değerine doğru nedenselliğin olmadığı, borsa endeksinin pozitif değerinden tüketici güven endeksinin pozitif değerine doğru nedenselliğin olmadığı görülmektedir. Tüketici güven endeksi ve dövizin pozitif ve negatif değerlerinin nedensellikleri %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu da tüketici güven endeksi üzerinde dövizin etkisinin borsadan daha yüksek olduğunu göstermektedir.

4.4. Panel Eşbütünleşme Testi

4.4.1. Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi

Serilerin birim kök testleri sonuçlarında özellikle iki kırılmanın varlığı gözlemlenmiş olup, bu gözlem doğrultusunda yapısal kırılmalı uzun dönem ilişkisin varlığı için Westerlund Level Break Test, Westerlund ve Edgerton Regime Break Testi ve Westerlund Çok Kırılmalı Eşbütünleşme Testlerinin yapılmasına karar verilmiştir.

Tablo 11. Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testleri

Description	Test	Test İstatistiği	Asimptotik	Bootstrap
			Olasılık Değeri	Olasılık Değeri
Westerlund level break test: (Ho: no-cointegration)				
Level break	SZ_t	1,8811	0,9700	
	SZ_rho	3,4334	0,9997	
	PZ_t	0,7924	0,7859	
	PZ_rho	2,5007	0,9938	
Level break with trend	SZ_t	1,8032	0,9643	
	SZ_rho	3,3075	0,9995	
	PZ_t	1,9336	0,9734	
	PZ_rho	2,4462	0,9928	

Tablo 11. Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testleri

<i>Westerlund ve Edgerton regime break test: (Ho: no-cointegration)</i>				
No break	LM_tau	1,36371	0,91367	
	LM_phi	1,23123	0,89088	
Level shift	LM_tau	1,24548	0,89352	
	LM_phi	0,85464	0,80363	
Regime shift	LM_tau	1,44209	0,92536	
	LM_phi	1,21255	0,88735	
<i>Westerlund çok kırılmalı eşbütünleşme testi: (Ho: cointegration)</i>				
No break in constant	LM-stat	12,994***	0,000	0,350
No break in constant and trend	LM-stat	17,486***	0,000	0,000
Break in constant	LM-stat	2,850***	0,002	0,040
Break in constant and trend	LM-stat	5,611***	0,000	0,290

Bootstrap olasılık değerleri 1.000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimptotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir. Maksimum kırılma sayısı 4 olarak alınmıştır. Sıfır hipotezi, eşbütünleşme vardır. Ortak faktör sayısı 2 olarak alınmıştır.

Yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçlarına göre; çok kırılmalı eşbütünleşmenin varlığının %1 anlamlılık seviyesinde bulunması, serilerde ikili kırılmanın varlığını ispatlar niteliktedir. Uzun dönemli ilişkinin varlığının ispat edilmesinin ardından, ülkeler bazında seriler arasındaki ilişkinin varlığı sınamak amacıyla DOLS ve FMOLS testlerinin yapılması uygun görülmüştür.

4.4.2. Panel Eşbütünleşme DOLS Testi

Pedroni (2001) tarafından geliştirilen Panel DOLS tahmini aşağıdaki Model 6'daki gibi kullanılmaktadır.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Burada Y_{it} bağımlı değişkeni, X_{it} bağımsız değişkeni ve α_i ise sabit etkileri göstermektedir. Modeldeki seri korelasyonu düzeltmek amacıyla gecikmiş dinamikler denklemi ve model 8'deki gibidir.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \sum_{j=-K_j}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta X_{i,t-k} + \mu_{it} \quad (8)$$

Burada $-K_i$ ve K_i öncül ve gecikme sayılarını göstermektedir. İkinci aşamada ise gecikmiş dinamiklerin modeldeki parametresi ve panel eşbütünleşme katsayısı hesaplanmaktadır.

$$\beta_{GD}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{D,i}^* \quad (9)$$

Burada $\beta_{D,i}^*$ her bir yatay kesit için DOLS tahmini sonucu bulunan eşbütünleşme katsayısını vermektedir. Panel DOLS testinin T istatistiği ise Model 10'daki gibidir.

$$t_{\beta_{GD}^*} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N t_{\beta_{D,i}^*} \quad (10)$$

4.4.3. Panel Eşbütünleşme FMOLS Testi

Pedroni'nin (2000) geliştirdiği Panel FMOLS tahmincisi aşağıdaki modeli kullanmaktadır.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Burada Y_{it} bağımlı değişkeni, X_{it} bağımsız değişkeni ve α_i ise sabit etkileri göstermektedir. İlk olarak Panel FMOLS testin de eşbütünleşen vektörünün belirlenebilmesi için ilk denklemden yer alan her bir birim için FMOLS testi kullanılarak tespit edilir. İkinci olarak ise her bir birime ait FMOLS test sonuçlarında eşbütünleşme katsayısının ortalaması alınmaktadır. Böylelikle eşbütünleşme vektörü tahmin edilmektedir.

$$\beta_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{FM,i}^* \quad (13)$$

Denklemden $\beta_{FM,i}^*$ her bir birim için tahmin edilen eşbütünleşme katsayısını göstermektedir. t istatistikleri her bir birim için tespit edilen FMOLS eşbütünleşme katsayılarından elde edilmektedir.

$$t_{\beta_{GFM}^*} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \beta_{GFM,i}^* \quad (14)$$

Model 14'te eşbütünleşme katsayısına ait t istatistiği hesaplanmaktadır. Burada $t_{\beta_{GFM}^*}$ her bir birim için yapılan FMOLS testi katsayısına ait t istatistiği gösterilmektedir.

Tablo 12. Panel Eşbütünleşme Tahmincileri

Panel DOLS						
Ülkeler	Sabit		Lndoviz		Lnborsa	
	Katsayı	t-değeri	Katsayı	t-değeri	Katsayı	t-değeri
Polonya	1.850	44.599***	0.072	6.211***	0,033	2,921***
Çek Cumhuriyeti	1.584	20,664***	0,105	5,939***	0,093	4,184***
Meksika	3,217	16,632***	0,076	4,788***	-0,282	-6,374***
Güney Afrika	1,662	14,988***	-0,046	-2,640***	0,083	3,120***
Macaristan	1,930	83,532***	0,010	0,813	0,011	2,788***
Brezilya	1,790	84,759***	-0,075	-12,746***	0,051	10,814***
Çin	1,613	17,970***	0,368	4,097***	0,025	1,116
Endonezya	1,971	432,491***	-0,003	-2,792***	0,012	11,235***
Türkiye	1,882	19,461***	-0,048	-6,004***	0,027	1,346
Rusya	1,888	51,991***	-0,101	-7,875***	0,086	5,603***
İspanya	1,806	36,493***	0,094	6,854***	0,050	4,070***
Group-Mean						
Pooled			-0,0335	-5,9210***	0,0281	4,6438***
Weighted			-0,0248	-6,5545***	0,0209	7,5320***

Tablo 12 Devamı. Panel Eşbütünleşme Tahmincileri

Ülkeler	<i>Sabit</i>		<i>Lndoviz</i>		<i>Lnborsa</i>	
	Katsayı	t-değeri	Katsayı	t-değeri	Katsayı	t-değeri
Polonya	1,836	47,089***	0,076	6,682***	0,036	3,425***
Çek Cumhuriyeti	1,550	21,281***	0,111	6,413***	0,101	4,824***
Meksika	2,898	14,346***	0,053	3,039***	-0,207	-4,536***
Güney Afrika	1,629	15,535***	-0,050	-3,071***	0,091	3,643***
Macaristan	1,924	90,043***	0,012	0,998	0,011	3,165***
Brezilya	1,809	83,896***	-0,069	-11,530***	0,046	9,687***
Çin	1,602	18,361***	0,389	4,503***	0,023	1,077
Endonezya	1,970	449,406***	-0,003	-2,391***	0,011	10,646***
Türkiye	1,869	203499***	-0,049	-6,296***	0,029	1,559
Rusya	1,888	54,487***	-0,102	-8,314***	0,086	5,944***
İspanya	1,794	36,712***	0,100	7,144***	0,053	4,378***
Group-Mean						
Pooled			-0,033	-6,175***	0,0268	4,840***
Weighted			0,027	3,245***	0,0031	0,329

Group-Mean FMOLS: Pedroni (2000), Pooled FMOLS:Phillips and Moon (1999), Weighted FMOLS:Kao and Chiang (2000). DOLS tahmininde öncül ve gecikmeler için maksimum gecikme sayısı 3 olarak ve optimal uzunluklar Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. FMOLS tahminlerinde Newey-West varyans-kovaryans tahmincisi kullanılmıştır.

DOLS ve FMOLS testleri sonuçlarına göre; Macaristan'da döviz ve borsa değişkeninin, Türkiye ve Çin'de de borsa değişkeninin tüketici güven endeksine doğru uzun dönemli nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Diğer ülkelerde ise döviz ve borsa değişkenlerinin tüketici güven endeksine doğru %1 anlamlılık seviyesinde uzun dönemli ilişkisi olduğu bulgusu elde edilmiştir. DOLS tahmin testi sonuçlarına göre grup ortalaması uzun dönemde %1 anlamlılık düzeyinde iken, FMOLS tahmin testi sonuçlarına göre borsadan tüketici güven endeksine ağırlıklı (weighted) düzeyde anlamlı bulunamamıştır. Bu sonuçlar dikkate alındığında, borsanın tüketici güven endeksi üzerindeki etkisinin döviz kurundan daha az olduğu şeklinde yorumlanmaktadır.

Sonuç

Çalışmanın 2013-2020 dönemini incelemesi nedeniyle, 2008'de ABD'de başlayarak ardından Avrupa ve dünyanın geri kalan birçok ekonomisini etkisi altına alan küresel finans krizinin etkileri çalışmada görülmektedir. Yatırımların değerlendirilmesi noktasında, AB'ye üye ülkelerin ekonomik durgunluk yaşamaması, İngiltere'nin BREXIT'le AB'den ayrılma isteğinin tartışılması değişkenlerde kırılmaların olduğunu göstermiş, Jansen ve Nahuis'in (2003) çalışmasındaki gibi, Avrupa ülkelerinde tüketici sezgilerinin borsa ile olan

ilişkisini 2013-2020 dönemi için de doğrular niteliktedir. Çalışmada, döviz ve borsa değişkenlerinin kırılğan bir yapıya sahip oldukları, döviz kuru değişkeninin daha kolay şoklardan etkilendiği sonucu elde edilmiştir.

Değişkenlerin dönemsel olarak nedensellik ilişkileri incelendiğinde; döviz kuru ve borsanın tüketici güvenine doğru uzun dönemli nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ancak kısa dönemde, tüketici güveninin döviz kuru ve borsayı anlamlı seviyede etkilemesine rağmen; döviz kuru ve borsanın tüketici güvenliğini anlamlı seviyede etkilemediği bulgusu elde edilmiştir. Ayrıca tüketici güveni üzerinde dövizin borsaya kıyasla daha büyük bir etkisi olduğu görülmektedir.

Tüketicilerin tasarruflarını borsadan ziyade dövizde yatırmaları daha yüksek bir gerçekliktir. İnsanların tasarruflarını döviz olarak değerlendirmeleri gerek işlem kolaylığı gerek ulaşılabilirlik gerekse de işlem hacmi açısından borsadan daha yüksektir. Aynı zaman diliminde döviz kurundaki değişikliklerden dolayı gerek satın alma gücündeki değişim, gerek döviz gelirlerindeki azalmalar nedeniyle tüketici doğrudan etkilemektedir. Tüketicilerin borsaya ulaşılabilirlikleri ve yatırım büyüklüklerinin daha düşük olması nedeniyle borsadaki değişimden etkilenmeleri ve borsaya olan ilgilerinin döviz kurundan daha düşük olması normal bir durumdur. Türkiye özelinde ise, borsanın uzun dönemde tüketici güven endeksini etkilememesi doğal karşılanabilir.

Kaynaklar

- Arısoy, İ. (2012). Türkiye Ekonomisinde İktisadi Güven Endeksleri ve Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişkilerin VAR Analizi. *Maliye Dergisi*(162), 304-315.
- Bai, J., & Ng, S. (2004). A Panic Attack On Unit Roots And Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177.
- Başarır, Ç., Bıcıl, İ. M., & Yılmaz, Ö. (2019). The Relationship Between Selected Financial and Macroeconomic Variables with Consumer Confidence Index. *Journal of Yaşar University*(14), 173-183.
- Baştürk, M. F. (2019). Tüketici Güven Endeksi ile Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Maliye Dergisi*(177), 145-159.
- Bozoklu, Ş., & Yılcı, V. (2013). Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Gelişmekte Olan Ekonomiler İçin Analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 28(2), 161-187.
- Breitung, J. (2005). *The local power of some unit root tests for panel data*. Berlin: Humboldt-Universität Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät.
- Breuer, J. B., McNown, R., & Wallace, M. (2002). Series-specific Unit Root Tests with Panel Data. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 64(5), 527-546.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*(47-1), 239-253.

- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*(20), 249-272.
- Dumitrescu, E.-I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Gao, L., & Kling, G. (2008). Corporate governance and tunneling: Empirical evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 16(5), 591-605.
- Göçer, İ. (2013). Ekonomik Büyümenin Belirleyicisi Olarak İhracat: Gelişmekte Olan Asya Ülkeleri İçin Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Analizi. *Bankacılar Dergisi*, 24(86), 27-42.
- Göçer, İ., Mercan, M., & Hotunluoğlu, H. (2012). Seçilmiş OECD Ülkelerinde Cari İşlemler Açığının Sürdürülebilirliği: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Veri Analizi. *Maliye Dergisi*(163), 449-470.
- Gülöksüz, Ç. T. (2015). Dolar Kuru ile Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin Archimedean Kapula ile Modellenmesi. *Bankacılık ve Sigortacılık Araştırmaları Dergisi*, 2(7), 53-62.
- Güriş, B. (2018). Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri ve Eşbütünleme. S. Güriş içinde, *Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi* (s. 349-370). İstanbul: Der Yayınları.
- Güriş, S. (2015). *Stata İle Panel Veri Modelleri*. İstanbul: DER Yayınları.
- Güriş, S., Yılığör, M., & Kömürbakan, F. (2019). Üçüz Açıklar Hipotezinin Geçerliliğinin Analizi: Panel Veri Yaklaşımı. *Social Sciences Research Journal*, 8(3), 91-101.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*(3), 148-161.
- Hadri, K., & Kurozumi, E. (2012). A simple panel stationarity test in the presence of serial correlation and a common factor. *Economic Letters*(115), 31-34.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*(115), 53-74.
- Im, K.-S., Lee, J., & Tieslau, M. (2005). Panel LM Unit Root Tests with Level Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3), 393-419.
- İskenderoğlu, Ö., & Akdağ, S. (2017). Finansal Hizmetler Güven Endeksinin Geçerliliğinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(4), 625-633.
- Jansen, W. J., & Nahuis, N. J. (2003). The stock market and consumer confidence: European evidence. *Economic Letters*, 79(1), 89-98.
- Kaygısız, A. D. (2019). Türkiye’de Tüketici ve Reel Kesim Güven Endeksi İle Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişkiler: 2010-2018. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17(1), 314-332.
- Koçbulut, Ö., & Altıntaş, H. (2016). İkiz Açıklar ve Feldstein-Horioka Hipotezi: OECD Ülkeleri Üzerine Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*(48), 145-174.

- Küçükçaylı, F. M., & Akıncı, G. Y. (2018). Tüketici Güveninin Makroekonomik Belirleyicileri: Bir Zaman Serisi Analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*(17.UİK Özel Sayısı), 459-472.
- Lee, C. M., Shleifer, A., & Thaler, R. H. (1991). Investor Sentiment and The Closed-End Fund Puzzle. *The Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Leonard, D. C., & Shull, D. M. (1996). Investor sentiment and the closed-end fund evidence: Impact of the January effect. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(1), 117-126.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*(108), 1-24.
- Maddala, G., & Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data And A New Simple Test. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*(Special Issue), 631-652.
- OECD. (2020). *Organisation for Economic Co-operation and Development*. Mayıs 2020 tarihinde OECD Web sitesi: <http://www.oecd.org/about/members-and-partners/> adresinden alındı
- Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. *Advances in Econometrics*(15), 93-130.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *The Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *CESifo Working Paper*(1229), 1-40.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*(142), 50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence. *The Econometric Journal*, 11(1), 105-127.
- Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16(3), 394-408.
- Smith, L. V., Leybourne, S., Kim, T.-H., & Newbold, P. (2004). More Powerful Panel Data Unit Root Tests With An Application To Mean Reversion In Real Exchange Rates. *Journal Of Applied Econometrics*(19), 147-170.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- T.C. Dışişleri Bakanlığı. (2020). *Türkiye Cumhuriyeti Dışişleri Bakanlığı*. Türkiye Cumhuriyeti Dışişleri Bakanlığı İnternet Sitesi: http://www.mfa.gov.tr/iktisadi-isbirligi_ve-gelisme-teskilati-_oecd_.tr.mfa adresinden alındı

- TÜİK. (2020, Mayıs). *Türkiye İstatistik Kurumu*. Türkiye İstatistik Kurumu Resmi Sitesi: http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1104 adresinden alındı
- Uşul, H., Küçükşille, E., & Karaođlan, S. (2017). Güven Endekslerindeki Deđişimlerin Hisse Senedi Piyasalarına Etkileri: Borsa İstanbul Örneđi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 685-695.
- Westerlund, J. (2006). Testing for panel cointegration with a level break. *Economic Letters*(91), 27-33.
- Westerlund, J. (2006). Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 68(1), 101-132.
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2006). New Improved Tests For Cointegration With Structural Breaks. *Journal Of Time Series Analysis*, 28(2), 188-224.
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2008). A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 70(5), 665-704.