

# BORSADA YATIRIM VE GÜVEN ENDEKSLERİ İLİŞKİSİ: GELİŞMİŞ ÜLKELER ÜZERİNE KIRILMALI EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ



Kafkas Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler  
Fakültesi  
KAÜİBFD  
Cilt, 10, Sayı 19, 2019  
ISSN: 1309 – 4289  
E – ISSN: 2149-9136

Makale Gönderim Tarihi: 06.12.2017

Yayına Kabul Tarihi: 13.01.2019

Müslüm POLAT  
Dr. Öğr. Üyesi  
Bingöl Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler  
Fakültesi  
mpolat@bingol.edu.tr  
**ORCID ID:** 0000-0003-1198-  
4693

Halim TATLI  
Doç. Dr.  
Bingöl Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler  
Fakültesi  
htatli@bingol.edu.tr  
**ORCID ID:** 0000-0002-7940-  
0087

**ÖZ** | Bu çalışmanın amacı, tüketici güven endeksi ile iş dünyası güven endeksinin menkul kıymetler borsasıyla ilişkisini ortaya koymaktır. Gelişmiş 18 ülkenin Ocak 2004- Haziran 2017 dönemine ait aylık verisiyle yapılan çalışmada, yöntem olarak panel veri analiz yöntemi kullanılmıştır. Her iki endeks için birer model hazırlanmış ve bu modellerle güven endeksleri ile menkul kıymetler borsası arasındaki eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir. Öncelikle birçok çalışmada kullanılan Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi kullanılmış ve iki endeksin de menkul kıymetler borsası ile eşbütünleşik olmadığı saptanmıştır. Çalışmanın yapıldığı dönemde 2008 küresel krizi meydana geldiğinden modellerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan Westerlund-Edgerton panel kırılmalı eşbütünleşme testi ile yeniden tahminde bulunulmuştur. Ancak bir önceki testte olduğu gibi, güven endeksleri ile menkul kıymetler borsası arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte ülkeler için kırılma döneminin genel olarak Eylül 2008 olduğu belirlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Menkul kıymetler borsası, Güven endeksi, Eşbütünleşme analizi

**JEL Kodu:** G1, C23, F37

**Alanı:** İşletme

**Türü:** Araştırma

**DOI:** 10.9775/kauibfd.2019.001

**Atıfta bulunmak için:** Polat, M. & Tatlı, P. (2019). Borsada yatırım ve güven endeksleri ilişkisi: gelişmiş ülkeler üzerine kırılmalı eşbütünleşme analizi. *KAÜİBFD*, 10(19), 1-21.

# RELATIONSHIP BETWEEN INVESTMENT IN THE STOCK AND CONFIDENCE INDICES: BREAKING COINTEGRATION ANALYSIS ON DEVELOPED COUNTRIES



Kafkas University  
Economics and Administrative  
Sciences Faculty  
KAUJEASF  
Vol. 10, Issue 19, 2019  
ISSN: 1309 – 4289  
E – ISSN: 2149-9136

Article Submission Date: 06.12.2017 Accepted Date: 13.01.2019

Müslüm POLAT  
Assist. Prof. Dr.  
Bingol University  
Faculty of Economics and  
Administrative Sciences  
mpolat@bingol.edu.tr  
**ORCID ID:** 0000-0003-  
1198-4693

Halim TATLI  
Assoc. Prof. Dr.  
Bingol University  
Faculty of Economics and  
Administrative Sciences  
htatli@bingol.edu.tr  
**ORCID ID:** 0000-0002-  
7940-0087

**ABSTRACT** The purpose of this study is to demonstrate the relationship between the consumer confidence index and the business confidence index with the stock exchange. Panel data analysis was used as a method in the study conducted by means of the monthly data of the period of January 2004 - June 2017 of the 18 developed countries. One model was prepared for each indices and through these models; the cointegration relationship between confidence indices and the stock exchange was determined. First, the Durbin-Hausman panel cointegration test used in many studies was used and it was determined confirmed that neither index was cointegrated with the stock exchange. It was re-estimated through the Westerlund-Edgerton panel break-through cointegration test, which takes into account the structural breaks in the models, as the 2008 global crisis took place during the period of the study. However, as in the previous test, it was found out that there is no cointegration relationship between confidence indices and the stock market. Besides, it was determined that September 2008 generally became the break period for these countries.

**Keywords:** Stock Exchange, Confidence Index, Cointegration Analysis

**Jel codes:** G1, C23, F37

**Scope:** Business administration, Economy

**Type:** Research

**Cite this Paper:** Polat, M. & Tatl, P. (2019). Relationship between investment in the stock and confidence indices: breaking cointegration analysis on developed countries. *KAUJEASF*, 10(19), 1-21.

## 1. GİRİŞ

Bir ülkenin finansal açıdan gelişmişliğini gösteren ekonomik yapılar içinde önde gelen kurum borsadır. Borsanın, firmalara yatırım yapmaları için fon sağlaması, firma sermayelerinin değer kazanmasını sağlaması, ekonomik karar birimlerinin tasarruflarını yatırıma dönüştürme imkanını sunması, ülkedeki para politikasını etkin bir biçimde yürütülmesine imkan tanınması ve menkul değerler için bir piyasa oluşturması gibi çok sayıda faydası bulunmaktadır. Sermaye arzının ve talebinin gerçekleştirildiği ortam, sermaye piyasası olarak tanımlanabilir. Bu piyasada kullanılan en yaygın finansal araçlar, tahvil ve hisse senetleri olduğu ifade edilebilir. Borsalar da sermaye piyasası içinde yer alırlar. Genel olarak sermaye piyasaları birincil ve ikincil piyasa olarak ikiye bölünür. Birincil piyasalar, yeni ihraç edilen menkul kıymetler karşılığında uzun vadeli fonların üretime aktarıldığı ortamlar iken, ikincil piyasalarda ise daha önce piyasaya sunulmuş menkul kıymetlerin bireyler arası el değiştirdiği piyasalardır (Karlı, 1989, s.175).

Güvenin sözlük anlamı, korku, çekinme ve kuşku duymadan inanma ve bağlanma duygusudur (Türk Dil Kurumu, 2017). Tüketici güveni, tüketicilerin tasarruf ve tüketim davranışları ile ekonominin genel durumu hakkında yaşadıkları ve hissettikleri olumlu tavrı ölçen bir kavram olarak ifade edilebilir. Ekonomik anlamda güven ise ekonomik karar vericilerin (tüketici, firma ve devletin), kendi aralarındaki ilişkilerinde zarar görmeden karşılıklı olarak emin olmaları şeklinde tanımlanmaktadır (Özsağır, 2007, s.49). Aslında tüm ekonomik işlemlerin özünde bir güven unsuru bulunmaktadır (Arrow, 1972). Ekonomik karar birimlerinin beklentileri tüketim, yatırım, tasarruf gibi çok sayıdaki ekonomik gösterge üzerinde etkili olabilir. Güven bu karar birimlerinin beklentilerini istenen düzeyde tutabilir. Ekonomik ilişki bağlantılarında güven eksikliği bulunması durumunda geleceğe dair beklentilerin iyimserliği giderek azalır (Çalışkan & Meçik, 2011).

Tüketici güveni ve borsanın önemli araçları olan hisse senedi fiyatları genel ekonomik koşullar içinde önde gelen göstergelerden olduğu kabul edilir (Kim & Oh, 2009). Borsaların değeri borsa endeksiyle, tüketici güveni ise tüketici güven endeksiyle ölçülmektedir. Tüketici güven endeksi, tüketicilerin genel ekonomik koşullar hakkındaki geleceğe dair görüşlerini içermektedir. Borsa endeksi ise bir ekonomide bulunan büyük firmaların şundaki ve gelecekteki durumları hakkında bilgi verir. Bir ekonomideki mevcut ve gelecek durumu açıklayan bu iki ekonomik göstergenin ilişkisinin ortaya konulması ekonomi

politikası ve ekonomik karar birimlerinin seçimleri açısından son derece önemli olduğu ifade edilebilir. Borsa hareketleri doğrudan ve dolaylı olarak tüketicilerin toplam tüketim harcamalarını etkiler (Karnizova & Kahn, 2010). Borsa yükseldiğinde tüketicilerin toplam harcaması artar. Bu durum, doğrudan servet etkisi olarak ifade edilmektedir. Borsa hareketleri, dolaylı olarak tüketici güvenini etkileyerek tüketici harcamalarını ve yapacağı yatırımları etkileyebilir.

Tüketicilerin ekonomiye olan güveni gibi iş dünyasının ekonomiye olan güveni de önemlidir. Belki de daha önemlidir. Çünkü iş dünyası ekonomi hakkında tüketicilerden daha fazla bilgiye sahiptir. Dolayısıyla hem tüketicinin hem de iş dünyasının ekonomiye olan güvenlerinin borsa yatırımcının yatırım kararlarında etkisi önem arz etmektedir.

Bu çalışmanın amacı borsa yatırımcısı olanların güven endeksinden etkilenerek yatırım yapıp yapmadığının ortaya konulmasıdır. Bu bağlamda çalışmada konunun odak noktası iki yaklaşımla ele alınmaktadır. Bunlardan birincisi tüketici güven endeksi ile borsa endeksi arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkinin varlığının tespit edilmesi, ikincisi ise iş dünyası güveni ile borsa endeksi arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkinin ortaya konulmasıdır. Ayrıca güven endeksleri ve borsa arasındaki ilişkiyi daha iyi görebilmek için gelişmiş sermaye piyasalarına sahip gelişmiş ülkelerin göstergeleri ile incelenmesinin daha iyi sonuçlar vereceği düşünülmüştür. Bunun için çalışma evreni olarak gelişmiş ülkeler olarak belirlenmiştir.

Çalışma, beş bölümden oluşmakta olup, ikinci bölümde literatür incelenmesine, üçüncü bölümde çalışmanın veri seti ve yöntemine yer verilmiştir. Dördüncü bölümde analizden elde edilen bulgular özetlenmiş ve yorumlanmıştır. Beşinci ve son bölümde ise araştırmanın sonuçları değerlendirilmiş ve önerilerde bulunulmuştur.

## 2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Tüketici güveni ve borsa arasındaki ilişki zamanla değişmektedir (Kloet, 2013). Çünkü bilgi ve iletişim teknolojilerinde hızla gelişmeler yaşanmakta, nüfus artmakta ve klasik ekonomik ilişkiler bilgi ekonomisine evrilmektedir.

Tüketici güveni ile farklı ekonomik göstergeler arasında yapılan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Fidani ve Albeni (2014) tüketici güveni ve e-ticaret arasındaki ilişkiyi, Eduardo ve Brito (2004) tüketici güven endeksi, yatırım

ve tüketim arasındaki ilişkiyi, Tatlı ve Koç (2017), tüketici güveni ve ticaret satış hacmi arasındaki ilişkiyi ve Ludvigson (2004) tüketici güveni ve reel tüketim harcamaları arasındaki ilişki inlemiştir. Örneğin Fidani ve Albeni (2014) çalışmalarında e-ticarete yaşanan ters seçim ve ahlaki tehlike problemlerin, kişilerin e-ticarete ilişkin güven duygusunu olumsuz etkilediğini tespit etmişlerdir. Tatlı ve Koç (2017) ise yaptıkları analizlerde, uzun dönemde tüketici güven endeksi değişkeninin, perakende satış hacim endeksi değişkenini pozitif yönlü ve anlamlı olarak etkilediğini saptamışlardır. Bazı yazarlar ise tüketici güven ve hisse senetlerinin fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir (Otoo, 1999; Jansen & Nahuis, 2003, Bremmer & Christ, 2003; Topuz, 2011; Görmüş & Güneş, 2010). Yapılan bu çalışmalar arasında Otto (1999) ABD için yaptığı çalışmada tüketici güven endeksindeki artışın, hisse senedi fiyatlarındaki artıştan kaynaklandığını belirtmiştir. Görmüş ve Güneş (2010) tarafında Türkiye için yapılan çalışmada, tüketici güven endeksinin, hisse senedi fiyatlarını pozitif etkilediğini tespit etmişlerdir. Literatür incelendiğinde tüketici güven endeksi ile borsa endeksi arasında yapılmış çalışmalar bulunmaktadır. Bu çalışmalar, coğrafi alan, örneklem büyüklüğü, yapılan analiz yöntemi ve tespit edilen sonuç bakımından farklılaşmaktadır. Bu farklılıkları daha iyi ortaya koymak ve çalışmayla ayrılan yönlerini daha iyi görebilmek için bu çalışmalar bir tablo halinde düzenlenmiş ve Tablo1’de sunulmuştur.

**Tablo 1: Güven endeksleri ve Borsa arasındaki ilişkiyle ilgili yapılan çalışmalar**

Yazar(lar)	Ülke(ler)	Dönem	Kullanılan analiz yöntemi	Değişkenler	Bulgular
Olgaç ve Temizel (2008)	Türkiye	2004M1-2007M5	Eşbütünleşme Analizi	Tüketici Güven Endeksi, İMKB 30 Endeksi	İMKB 30 endeksinin, tüketici güven endeksinin pozitif yönde etkilediğini bulunmuştur. Her iki değişken arasında geri bildirim etkisi bulunmaktadır ve eş zamanlı olarak birbirlerini etkilemektedirler.
Korkmaz ve Çevik (2009)	Türkiye	1987M12 - 2008M10	Dinamik Nedensellik Analizi	Reel kesim güven Endeksi ve İMKB 100 endeksi	Tüketici güven endeksinin borsayı anlamlı ve negatif olarak etkilediği
Çelik, Aslanoğlu ve Deniz (2010)	Türkiye	2008:M1 - 2009M10	Eşbütünleşme Analizi, Etki Tepki Analizi	Tüketici güven endeksi, faiz	

Yazar(lar)	Ülke(ler)	Dönem	Kullanılan analiz yöntemi	Değişkenler	Bulgular
Usul vd. (2017)	Türkiye	2007M1-2017:M1	KSS eşbütünleşme testi	oranı, döviz kuru, borsa Tüketici ve reel kesim güven endeksleri, Borsa İstanbul 100	bulunmuştur. Tüketici Güven Endeksi ile BİST 100 endeksi, hem de Reel Kesim Güven Endeksi ile BİST 100 endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir Borsa endeksi, tüketici güven endeksinin üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur
Kloet (2013)	11 Avrupa Ülkesi	1985-2012	VAR modeli, Granger nedensellik testi	Tüketici güven endeksi, Borsa endeksi	Borsanın tüketici güven endeksinin nedeni olduğu tespit edilmiştir.
Hsu vd. (2011)	21 Ülke	1999M1-2007M12	Panel Granger nedensellik.	Tüketici güven endeksi, Borsa endeksi	Borsanın tüketici güven endeksinin nedeni olduğu tespit edilmiştir
Rakotondramar , (2016)	ABD	2006M1-2013M3	Granger nedensellik	Tüketici güven endeksi, Borsa endeksi	Borsa endeksindeki düşüşler, artışlarla karşılaştırıldığında , tüketici güveninde daha güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı etkiler meydana getirmektedir.
Şıklar ve Şıklar, (2016)	Türkiye	2004-2015	Eşbütünleşme ve Granger nedensellik	Tüketici güven endeksi, Borsa endeksi	

Tablo 1’de verilen ampirik çalışmaların tamamı güven endeksi ile borsa arasında anlamlı bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Bu ilişki incelenirken benzer analiz yöntemleri kullanılmıştır. Bu çalışmaların aksine bazı çalışmalarda tüketici güveni ile hisse senetlerinin fiyatları arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir. Örneğin Fisher ve Statman’ın (2003) tarafında yapılan çalışmada tüketici güveni ve borsa arasındaki ilişkiyi tahmin etmek için yaptıkları çalışma sonucundan, bir aydaki tüketici güven düzeyi ile sonraki ay ve 6 ile 12 ay arasındaki hisse senedi getirileri arasında negatif bir ilişki olduğu tahmin edilmiştir. Bu çalışmaya benzer bir biçimde yapılan başka bir çalışmada 1999-2007 döneminde 21 ülkeyi kapsayan panel veriler üzerinde yapılan analizde, tüketici güveni ve borsa endeksi arasında iki yönlü kuvvetli bir ilişki bulunmuş tüketicilerin artan güveninin gelecek açısından iyimser görüşlere neden olacağı belirtilmiştir (Hsu, Lin & Wo, 2011). Ferreira, Serna, Navarro ve Rubio (2008), ekonomik güven endeksi ile Avrupa hisse senedi getiri endeksi, FTSE 100 ve Eurostoxx-50 arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için 1993-2002 dönemine ait verilerini kullanarak yaptıkları analiz sonucunda, borsa endekslerinin tüketici güven endeksini açıklamada yetersiz kaldığını tespit etmişlerdir. Çelik vd. (2010) tarafında yapılan çalışmada ise aylık veriler ile yapılan analizler sonucunda tüketici güven endeksi ile hisse senedi getirileri arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Christ ve Bremmer, (2003) tarafından yapılan çalışma sonucunda tüketici güvenindeki beklenen değişimlerin hisse senedi fiyatlarını etkilediği, fakat tüketici güvenindeki beklenmeyen değişimlerin istatistiksel açıdan anlamlı bir şekilde hisse senedi fiyatlarını etkilediği bulunmuştur. Yapılan başka bir çalışmada ise, tüketici güveninde meydana gelen beklenen değişimlerin hisse senedi fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı, beklenmeyen değişikliklerin hisse senedi fiyatlarında meydana gelen değişimler üzerinde anlamlı bir ilişkinin olduğu sonucu bulunmuştur (Bremmer, 2008). Literatürde tüketici güven endeksi ile borsa endeksi arasında yapılan nedensellik analizlerinde de farklı sonuçlar bulunmaktadır. Bazı çalışmalarda Tüketici güven endeksinden hisse senedi getirilerine doğru bir nedenselliğin bulunmadığı, bununla birlikte bu çalışmada hisse senetlerinden tüketici güvenine doğru olumlu bir etki de bulunduğu sonucu elde edilmiştir (Kale & Akkaya 2016). Bazı çalışmalarda ise Borsanın tüketici güven endeksinin nedeni olduğu tespit edilmiştir (Hsu vd. 2011; Rakotondramar, 2016). Reel kesim güven endeksi ile borsa arasındaki ilişkiyi inceleyen bazı çalışmalarda borsa endeksi ve reel kesim güven endeksi arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir (Korkmaz & Çevik 2009; Usul, Küçüksille & Karaođlan, 2017) Konu ile ilgili literatürdeki bu farklı sonuçlar ve bu sonuçlar üzerinde yapılan tartışmalara katkı sunmak için çalışma gelişmiş ülkeler üzerinde ve literatürdeki analiz yöntemlerinden farklı bir

yöntemle konu analiz edilmesi hedeflenmiştir.

### 3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada OECD'ye üye gelişmiş ülkelerdeki tüketici güven endeksi ve iş dünyası güven endekslerinin menkul kıymet borsaları ile ilişkisi incelenmiştir. Çalışmada bu değişkenlerden; menkul kıymet borsaları PAY, tüketici güven endeksi TGE ve iş dünyası güven endeksi IGE şeklinde kısaltılmıştır. Veri seti olarak MSCI (Morgan Stanley Capital International) World Gelişmiş Piyasalar Endeksinde yer alan ve OECD'ye üye gelişmiş ülkelerin Ocak 2004 – Haziran 2017 dönemine ait aylık verileri kullanılmıştır. MSCI World Gelişmiş Piyasalar Endeksinde 23 ülke yer almakta ve bunlardan 21 tanesi OECD'ye üyedir. İlgili dönemde bu 21 ülkeden eksik verisi olan İrlanda, Norveç ve İsrail çalışmaya dahil edilmemiştir. Çalışmada verileri tam olan 18 ülke kullanılmıştır. Çalışmadaki bütün serilerin doğal logaritması alınmak suretiyle veriler logaritmik hale getirilmiştir. Çalışmada yer alan ülkeler Tablo 2'de verilmiştir.

**Tablo 2: Çalışmada Kullanılan Ülkeler**

Sıra	Ülkeler	Sıra	Ülkeler	Sıra	Ülkeler
1	Avusturalya	7	Fransa	13	Portekiz
2	Avusturya	8	Almanya	14	İspanya
3	Belçika	9	İtalya	15	İsveç
4	Kanada	10	Japonya	16	İsviçre
5	Danimarka	11	Hollanda	17	İngiltere
6	Finlandiya	12	Yeni Zelanda	18	ABD

Çalışmada toplam 18 ülke yer almıştır. Bu ülkelerin her birisi için 162 aylık veri kullanılmak suretiyle toplam veri seti 2916 veriden oluşmuştur.

Çalışmada yöntem olarak panel eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Eşbütünleşme analizlerinde birçok yöntem, serilerin birinci farkta durağan olduğu varsayımına dayanır. Dolayısıyla serilerin eşbütünleşmeye uygun olup olmadığına karar vermek veya hangi yöntemin kullanılması gerektiğini belirlemek için serilerin durağanlık derecesini bilmek gerekir. Fakat birim kök testlerinin bazıları seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayımına dayanırken, bazıları seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığı bulunduğu varsayımına dayanmaktadır. Bilhassa küreselleşmeyle birlikte ülke ekonomileri, diğer ülke ekonomilerinde meydana gelen şoklara karşı



hassaslaşmıştır. Bu sebeple panel veri analizlerinde ülkeler arasında olası yatay kesit bağımlılığının dikkate alınması gerekir (Pan, Chang, & Wolde-Rufael, 2015, s. 447) Yani seriler arasında yatay kesit bağımlılığı bulunması muhtemeldir. Bununla birlikte seriler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı  $CD_{LM}$  (Pesaran, 2004),  $CD_{LM1}$  (Breusch & Pagan, 1980),  $CD_{LM2}$  (Pesaran 2004) ve  $CD_{LM-Adj}$  (Pesaran, Ullah, & Yamagata, 2008) testleri ile araştırılmıştır. Seriler arasında yatay kesit bağımlılığı belirlendikten sonra serilerin durağanlığını belirlemek için kullanılan testlerden birisi Hadri-Kurozumi birim kök testidir. Bu test, hem seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate almakta hem de ortak faktörlerin varlığına izin vererek seriyi oluşturmuş ortak faktörlerden dolayı meydana gelen birim kökü dikkate almaktadır. Ayrıca serideki otokorelasyonu da dikkate almakta ve düzeltmektedir (Göçer, 2013, s. 228).

Serilerin durağanlık dereceleri belirlendikten sonra eşbütünleşme analizine geçilmiştir. Seriler arasında eşbütünleşme olup olmadığını belirlemek için kullanılan yöntemlerden birisi Westerlund (2008) tarafından geliştirilen Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testidir. Bu test yatay kesit bağımlılığı bulunduğu varsayımı ile uzun dönem ilişkisini araştırır. Ayrıca bu test serilerin eşbütünleşme derecelerine ait ön bilgiyi dikkate almaz ve ortak faktörleri dikkate almaktadır. Bu testte bağımlı değişken  $I(1)$  olmak zorunda olmasına rağmen bağımsız değişkenler,  $I(1)$  ya da  $I(0)$  olabilirler (Altıntaş & Mercan, 2015, s. 365). Bu teste ait hipotezler şöyledir:

$H_0$ : Seriler eşbütünleşik değil.

$H_1$ : Seriler eşbütünleşiktir.

Durbin-Hausman yönteminde iki test istatistiği hesaplanmaktadır. Bunlardan DH-p serilerin homojen olduğu varsayımına dayanırken DH-g serilerin heterojen olduğu varsayımına dayanmaktadır (Erataş Sönmez & Sağlam, 2017). Burada DH-p testinde otoregresif parametrelerin bütün kesitler için aynı olduğu varsayılırken, DH-g testinde otoregresif parametrelerin kesitten kesite farklılık gösterdiği kabul edilmektedir. Bu iki testten DH-p testi Denklem 1 ve DH-g testi Denklem 2 yardımıyla (Westerlund, 2008, s. 203) tahmin edilmiştir.

$$DH_p = \hat{S}_n(\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (1)$$

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}_n(\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (2)$$

Durbin-Hausman testi yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Dolayısıyla eşbütünleşik olan seriler, yapılarındaki kırılmalardan dolayı eşbütünleşik görünmeyebilir. Bu sebeple bu çalışmada Durbin-Hausman testi sonucunda eşbütünleşik çıkmayan serilerin gerçekten mi eşbütünleşik olmadığı, yoksa bünyelerindeki yapısal kırılmadan dolayı mı böyle görüldüklerine karar verebilmek için Westerlund ve Edgerton (2008) tarafından geliştirilen Westerlund-Edgerton panel kırılmalı eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Westerlund-Edgerton panel kırılmalı eşbütünleşme testi, hem yatay kesit bağımlılığını hem de yapısal kırılmaları dikkate alan bir testtir. Bu test, düzeyde ve trendde meydana gelen kırılmaları dikkate alanın yanı sıra değişen varyans ve serisel korelasyon sorunlarını düzelterek tahminde bulunur. Ayrıca yapısal kırılma tarihlerinin kesitten kesite farklılık göstermesine imkan tanır (Dobnik, 2011, s. 16). Dahası bu test çoklu doğrusal bağlantı hatasının olması durumunda da güçlü bir testtir ve yatay kesit bağımlılığının olmadığı durumlarda da kullanılabilir (İlgün, 2016, s. 78).

Bu testin kullanılabilmesi için bütün serilerin  $I(1)$ 'de durağan olması gerekir. İki ayrı versiyona sahip olan bu teste ait test istatistiği aşağıda verilmiştir (Koç & Sarıca, 2016, s. 42)

$$y_{i,t} = a_i + \eta_i t + \delta_i D_{i,t} + x'_{i,t} \beta_i + (D_{i,t} x_{i,t})' \gamma_i + z_{i,t} \quad (3)$$

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + w_{i,t} \quad (4)$$

Bu denklemlerde  $i$  kesit sayısını,  $t$  zaman boyutunu,  $a_i$  ve  $\beta_i$  kırılmadan önceki sabit terim ve trend katsayılarını,  $\gamma_i$  ve  $\delta_i$  ise kırılmadan sonraki sabit ve trend katsayılarını ifade etmektedir. Westerlund ve Edgerton (2008) önerdikleri LM tabanlı iki teste ait istatistikler Denklem 5 ve Denklem 6'da görünmektedir (Dobnik, 2011, s. 19).

$$\overline{LM}_\phi(N) := \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LM_\phi(i) \quad (5)$$

$$\overline{LM}_\tau(N) := \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LM_\tau(i) \quad (6)$$

Son olarak,  $LM_\phi(i)$  ve  $LM_\tau(i)$  istatistiklerinin asimptotik özelliklerini dikkate alarak elde ettikleri normalleştirilmiş test istatistikleri, Denklem 7 ve Denklem 8'de verilmiştir (Dobnik, 2011, s. 19).

$$Z_\phi(N) = \sqrt{N} (\overline{LM}_\phi(N) - E(B_\phi)) \quad (7)$$

$$Z_\tau(N) = \sqrt{N} (\overline{LM}_\tau(N) - E(B_\tau)) \quad (8)$$

Westerlund ve Edgerton (2008) testine ait hipotezler ise şu şekildedir:

H<sub>0</sub>: Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yok.

H<sub>1</sub>: Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi var.

Bu çalışmada iki güven endeksin menkul kıymetler borsasıyla ilişkisini belirlemek için iki model hazırlanmıştır. Bunlardan Model 1 tüketici güven endeksi ile menkul kıymetler borsası arasındaki eşbütünleşme ilişkisi için hazırlanmış olup şu şekilde formüle edilmiştir:

$$PAY_{i,t} = a_i + \beta_1 TGE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Model 2 ise iş dünyası güven endeksi ile menkul kıymetler borsası arasındaki eşbütünleşme ilişkisini ortaya koymak için hazırlanmış ve şöyle formüle edilmiştir:

$$PAY_{i,t} = a_i + \beta_1 IGE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Denklem 9 ve Denklem 10'da i ülke sayısını, t zaman boyutunu ve  $\varepsilon$  ise hata terimini göstermektedir.

#### 4. ANALİZ VE BULGULAR

Çalışmanın bu kısmına serilere ait tanımlayıcı istatistikler verilerek başlanmıştır. Serilere ait istatistiki bilgiler Tablo 3'de görünmektedir.

**Tablo 3: Tanımlayıcı İstatistikler**

	<b>PAY</b>	<b>TGE</b>	<b>IGE</b>
<b>Ortalama</b>	4.707	4.605	4.606
<b>Ortanca</b>	4.682	4.606	4.608
<b>Maksimum</b>	5.459	4.641	4.640
<b>Minimum</b>	4.067	4.563	4.549
<b>Standart Sapma</b>	0.240	0.013	0.012
<b>Çarpıklık</b>	0.237	-0.499	-1.109
<b>Basıklık</b>	2.787	3.366	5.225
<b>Jarque-Bera</b>	32.818	137.070	1199.393
<b>Olasılık</b>	0.000	0.000	0.000
<b>Gözlem Sayısı</b>	2916	2916	2916

Serilere ait tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde günlük hayatta oynaklık olarak ifade edilen standart sapmanın en fazla borsa endeksinde olduğu, en az ise iş dünyası güven endeksinde olduğu anlaşılmaktadır. Jargue-Bera istatistiği serilerin normal dağılım göstermediğini ifade etmektedir.

Seriler arasındaki ilişkinin gücüne ve yönüne bakmak için seriler arasındaki korelasyon katsayıları hesaplanarak Tablo 4'te verilmiştir.

**Tablo 4: Korelasyon Katsayıları**

	<b>PAY</b>	<b>TGE</b>	<b>IGE</b>
<b>PAY</b>	1		
<b>TGE</b>	0.390	1	
<b>IGE</b>	0.420	0.593	1

Korelasyon katsayılarından hem tüketici güven endeksi hem de iş dünyası güven endeksinin menkul kıymetler borsasıyla, çok güçlü olmasa da, beklendiği gibi pozitif bir ilişki içinde oldukları görülmektedir. İş dünyası güven endeksinin borsa ile ilişkisi tüketici güven endeksine göre biraz daha güçlüdür. Bu da iş dünyasının piyasaya dair bilgisinin tüketicilere göre daha iyi olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca güven endekslerinin kendi aralarındaki ilişki ise borsa ile olandan daha güçlü olmakla birlikte orta derecededir.

Serilerde birim kökün varlığını sınamak için kullanılan testlerden; yatay kesit bağımlılığını dikkate almayan testler; birinci kuşak birim kök testleri, dikkate alan testler ise ikinci nesil birim kök testleri olarak ifade edilmektedir. Dolayısıyla serilerin durağanlığında hangi kuşak testlerin kullanılacağına karar vermek için öncelikle serilerin yatay kesit bağımlılığı içerip içermediğini saptamak gerekir. Ayrıca modeller tahmin edilirken bazı tahminciler modelin yatay kesit bağımlılığı içerdiği varsayımına dayanırken, bazı tahminciler modelin yatay kesit bağımlılığı içermediği varsayımı ile hareket etmektedirler. Bu sebeple doğru tahminciyi belirleyebilmek için modelde de yatay kesit bağımlılığının bulunup bulunmadığının belirlenmesi icap eder. Bu çalışmada hem serilerde hem de modellerde yatay kesit bağımlılığı bulunup bulunmadığını sınamak için kullanılan  $CD_{LM}$  (Pesaran, 2004),  $CD_{LM1}$  (Breusch & Pagan, 1980),  $CD_{LM2}$  (Pesaran 2004) ve  $CD_{LM-Adj}$  (Pesaran vd., 2008) testlerine ait sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5: Serilerde ve Modellerde Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

		PAY	TGE	IGE	Model 1	Model 2
CD <sub>LM1</sub>	Sabitli	715.774* (0.000)	558.715* (0.000)	446.039* (0.000)	9325.790* (0.000)	9507.695* (0.000)
	Sabitli ve Trendli	710.649* (0.000)	561.829* (0.000)	451.357* (0.000)		
		32.172* (0.000)	23.193* (0.000)	16.752* (0.000)	524.374* (0.000)	534.772* (0.000)
CD <sub>LM2</sub>	Sabitli	31.879* (0.000)	23.371* (0.000)	17.056* (0.000)		
	Sabitli ve Trendli	31.879* (0.000)	23.371* (0.000)	17.056* (0.000)		
		-8.281* (0.000)	-8.417* (0.000)	-6.591* (0.000)	86.279* (0.000)	85.026* (0.000)
CD <sub>LM3</sub>	Sabitli	-8.287* (0.000)	-8.441* (0.000)	-6.592* (0.000)		
	Sabitli ve Trendli	-8.287* (0.000)	-8.441* (0.000)	-6.592* (0.000)		
		42.067* (0.000)	51.007* (0.000)	70.127* (0.000)	723.582* (0.000)	723.599* (0.000)
CD <sub>LM-adj</sub>	Sabitli	36.978* (0.000)	59.187* (0.000)	66.783* (0.000)		
	Sabitli ve Trendli	36.978* (0.000)	59.187* (0.000)	66.783* (0.000)		

Not: \* %1 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Yapılan yatay kesit bağımlılığı testlerine göre hem serilerde hem de modellerde, sabitli ile sabitli ve trendli modellerin hepsinde %1 önem seviyesinde yatay kesit bağımlılığının bulunduğu belirlenmiştir. Dolayısıyla serilerde birim kök sınaması için ikinci kuşak birim kök testlerinden Hadri-Kurozumi (2012) testi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 6'ya yerleştirilmiştir.

Tablo 6: Seviye Değerleri ile Hadri-Kurozumi Birim Kök Testi Sonuçları

		Sabitli			Sabitli ve Trendli		
		PAY	TGE	IGE	PAY	TGE	IGE
Hadri	-	80.623* (0.000)	49.478* (0.000)	57.408* (0.000)	8.941* (0.000)	56.092* (0.000)	80.499* (0.000)
Kurozumi							

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini, \* ise %1 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Hadri-Kurozumi testinde  $H_0$  hipotezini reddetmek, seride birim kök bulunduğu anlamına gelmektedir. Tablo 6 incelendiğinde serilerin seviye değerleri için yapılan sınamada, üç serinin de hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerin ikisinde de %1 önem seviyesinde birim kök içerdiği saptanmıştır. Dolayısıyla Hadri-Kurozumi testi sonucunda serilerin seviye değerleri ile

durağan olmadıklarına karar verilmiştir.

Serilerin seviye değerleri ile durağan olmadıklarına karar verdikten sonra serilerin birinci farkta durağan hale gelip gelmediği Hadri-Kurozumi testi ile sınanmış ve sonuçlar Tablo 7’de verilmiştir.

**Tablo 7: Birinci Farkta Hadri-Kurozumi Birim Kök Testi Sonuçları**

	Sabitli			Sabitli ve Trendli		
	PAY	TGE	IGE	PAY	TGE	IGE
Hadri	-1.0462	-1.3709	-1.8005	-0.6068	-1.4338	0.0884
Kurozumi	(0.8523)	(0.9148)	(0.9641)	(0.728)	(0.9242)	(0.4648)

Hadri-Kurozumi testi ile serilerin birinci farklarındaki durağanlık sınamasına ait sonuçların görüldüğü Tablo 7’ye göre bütün değişkenlerin hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerde birim kök içermediği belirlenmiştir. Yani serilerin farkı alındığı zaman seriler durağan hale gelmektedir. Dolayısıyla seriler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunup bulunmadığını belirlemek için eşbütünleşme analizi yapmak yerinde olacaktır. Fakat eşbütünleşme analizinde kullanılan yöntemlerden bir kısmı modelin homojen olduğu varsayımına dayanırken diğer bir kısmı modelin heterojen olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bazı yöntemler ise hem homojenlik hem de heterojenlik için sonuç vermekle birlikte t istatistiğini karşılaştırdıkları kritik değerler modelin homojen veya heterojen olmasına göre değişmektedir. Bu sebeple kullanılacak yöntem karar vermek için önce modellerin homojen mi yoksa heterojen mi olduğuna karar vermek gerekir. Modellerin homojenlik sınaması Pesarana ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta Tilde ve Delta Title<sub>adj</sub> testleri ile sınanmış ve sonuçlar Tablo 8’e yerleştirilmiştir.

**Tablo 8: Homojenlik Sınaması için Yapılan Delta Testi Sonuçları**

	Model 1		Model 2	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
Delta_tilde:	54.600*	0.000	50.835*	0.000
Delta_tilde_adj:	55.110*	0.000	51.310*	0.000

**Not:** \* %1 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 8’de sonuçları görülen Delta Tilde ve Delta Title<sub>adj</sub> testleri sonucuna göre iki modelin de %1 önem düzeyinde heterojen olduğuna karar verilmiştir.

Dolayısıyla eşbütünleşme analizi için Westerlund (2008) tarafından geliştirilen ve modellerin homojen ve heterojen olmasına göre ayrı sonuçlar veren Durbin-Hausman eşbütünleşme testi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 9'da sunulmuştur.

**Tablo 9: Durbin-Hausman Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

	Test	İstatistik	Olasılık
<b>Model 1</b>	DH-g	-0.988	0.838
	DH-p	-0.905	0.817
<b>Model 2</b>	DH-g	-0.836	0.798
	DH-p	-0.908	0.818

Durbin-Hausman testi homojen modeller için DH-p istatistiğini hesaplarken, heterojen modeller için DH-g istatistiğini hesaplamaktadır. Bu testle ile yapılan tahmin sonuçları incelendiğinde her iki istatistiğe göre de iki modelde eşbütünleşme olmadığı saptanmıştır. Yani ilgili dönemde gelişmiş ülkelerde hem tüketici güven endeksinin hem de iş dünyası güven endeksinin menkul kıymetler borsası ile eşbütünleşik olmadığı tespit edilmiştir. Fakat ilgili dönemde 2008 küresel krizi olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki görülmemesinin sebebi bu veya buna benzer serilerde değişime neden olan kırılmalar olabilir. Bu sebeple seriler arasındaki ilişki yapısal kırılmaları dikkate alan Westerlund-Edgerton kırılmalı eşbütünleşme testi yeniden analiz edilmiş ve sonuçlar Tablo 10'da verilmiştir.

**Tablo 10: Westerlund-Edgerton Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Kırılma Türü	Test	Model 1		Model 2	
		İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
<b>Düzeyde Kırılma</b>	TAU-n	0.533	0.703	0.079	0.532
	PHI-n	0.837	0.799	0.834	0.798
<b>Trendde Kırılma</b>	TAU-n	-0.103	0.459	2.063	0.980
	PHI-n	0.501	0.692	2.349	0.991

Westerlund-Edgerton kırılmalı eşbütünleşme testi; düzeyde kırılma olması durumunda kırılmadan önce ayrı bir sabit sayı, kırılmadan sonra ise ayrı bir sabit sayı ile tahminde bulunur. Trendde kırılma olması durumunda kırılmadan önceki trend değişkeni parametresi kırılmadan sonraki trend değişkeni

parametresinden farklıdır. Westerlun-Edgerton testi, bu iki durum için de birbirinin alternatifi olan Tau-n ve Phi-n testleri ile tahminde bulunur. Bu iki teste göre de; güven endeksleri ile menkul kıymetler borsası arasında hem düzeydeki kırılmalar hem de trenddeki kırılmalar etrafında da eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla Gelişmiş ülkelerde ilgili dönemde güven endeksleri ile menkul kıymetler borsası arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığı söylenebilir. Seriler arasındaki uzun dönem ilişkisi anlamlı olmadığı için seriler arasında uzun dönem katsayıları tahmin etmeye veya nedensellik analizi yapmaya gerek yoktur.

Westerlun-Edgerton kırılmalı eşbütünleşme testi ile modellerde elde edilen kırılma dönemleri Tablo 11'e yerleştirilmiştir.

**Tablo 11: Westerlun-Edgerton Kırılmalı Eşbütünleşme Testi ile Ülkelere ait Kırılma Dönemleri**

Ülkeler	Model 1		Model 2	
	Düzeyde	Trendde	Düzeyde	Trendde
Avusturalya	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Avusturya	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Belçika	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Kanada	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Danimarka	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Finlandiya	Eylül 2008	Mayıs 2006	Eylül 2008	Eylül 2008
Fransa	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Temmuz 2011
Almanya	Eylül 2008	Eylül 2008	Temmuz 2011	Temmuz 2011
İtalya	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Japonya	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Hollanda	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Yeni Zellanda	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
Portekiz	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Haziran 2008
İspanya	Eylül 2008	Temmuz 2011	Nisan 2010	Nisan 2010
İsveç	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
İsviçre	Eylül 2008	Mart 2009	Eylül 2008	Temmuz 2011
İngiltere	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008
ABD	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008	Eylül 2008

Ülkelerdeki kırılmalar incelendiğinde 18 ülkenin büyük çoğunluğunda, iki



modelde de sabitte ve trenddeki kırılmanın 2008 krizinden kaynaklandığı görülmektedir.

## 5. SONUÇ

Menkul kıymetler borsasında yatırım yapan yatırımcılar borsanın nelerden etkilediğini bilmek isterler. Bunlar bilindiği taktirde yatırımcılar, bu faktörlerdeki hareketlere bakarak yatırım için daha doğru kararlar verebilirler. Menkul kıymetler borsasını etkileyen birçok faktör bulunmakla birlikte bu faktörlerin neredeyse tamamı bu borsaların bulunduğu ekonomi içinde yer almaktadır. Dolayısıyla tüketicilerin veya iş dünyasının ekonomiye olan güvenlerinin menkul kıymetler borsası ile ilişkisinin bilinmesi yatırımcılar için önemli bir konudur.

Bu çalışmada tüketici güven endeksi ile iş dünyası güven endeksinin menkul kıymetler borsası ile ilişkisi panel eşbütünleşme analizi ile araştırılmıştır. Veri seti olarak OECD üyesi olup, MSCI (Morgan Stanley Capital International) Gelişmiş Piyasalar Endeksine kayıtlı ülkelerin Ocak 2004 – Haziran 2017 dönemine ait aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılacak tahmin yöntemine karar vermek amacıyla; yatay kesit bağımlılığını sınamak için  $CD_{LM}$ ,  $CD_{LM1}$ ,  $CD_{LM2}$  ve  $CD_{LM-Adj}$  testleri, birim kök sınaması için Hadri-Kurozumi testi kullanılmıştır. Yine modellerin homojenlik sınaması için Delta Tidle ve Delta Title<sub>adj</sub> testlerinden yararlanılmıştır. Modellerin yatay kesit bağımlılığı içerdiği, birinci farkta durağan olduğu ve heterojen yapıda olduklarına karar verildikten sonra Durbin-Hausman eşbütünleşme testi ile tahminde bulunulmuştur. Bu test ile, güven endeksleri ile menkul kıymetler borsasının uzun dönemde beraber hareket etmediği sonucuna ulaşılmıştır. Fakat çalışmada ele alınan dönemde 2008 küresel krizi meydana gelmiştir. Dolayısıyla modellerde yapısal kırılmalar bulunduğundan böyle bir sonuca ulaşılmış olabilir. Çünkü değişkenler eşbütünleşik olduğu halde yapılarındaki kırılma varsa eşbütünleşik çıkmayabilir. Bu sonucun yapılarındaki kırılmadan mı olduğu yoksa güven endeksleri ile menkul kıymetler borsasının uzun dönemde gerçekten ilişkisiz mi olduğunu saptamak için Westerlun-Edgerton kırılmalı eşbütünleşme testi ile yeniden analiz edilmiş ve kırılmalar etrafında da değişkenlerin eşbütünleşik olmadıkları tespit edilmiştir. Bununla birlikte 2008 küresel krizinin modellerde hem sabit katsayılarında hem de trendlerinde değişime neden olduğu belirlenmiştir. Hsu vd., (2011) tarafından 21 ülke üzerinde panel veri analizine dayalı olarak yapılan çalışmada bu çalışmanın sonuçlarını destekler bulgulara ulaşılmıştır. Ferreira vd. (2008), yaptıkları çalışmada da, borsa endeksi ile tüketici

güven endeksi arasında ilişki tam olarak ortaya çıkmadığı tespit etmişlerdir. Çalışmanın sonuçları, literatürdeki tüketici güveni ile borsa endeksleri arasında bir ilişkinin olmadığını gösteren çalışmaları teyit etmektedir.

Bu sonuçlardan hareketle kriz dönemlerini barındıran zaman serileri ile yapılacak çalışmalarda, kırılmalara imkan veren testler kullanmasının daha sağlıklı sonuçlar vereceği söylenebilir. Ayrıca borsa yatırımcılarının güven endekslerine bakarak yatırım kararları almalarının doğru olmadığını ifade edilebilir.

## 6. KAYNAKÇA

- Aktakaş, B. G., Akın, C. S., & Uçan, O. (2015). The nature of money in Post-Keynesian Institutionalists: Turkey case. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(1), 277-287.
- Alkın, H. (2015). *Yeni uzlaşma modeli'nin eleştirisi, Post-Keynesyen enflasyon hedeflemesi modelleri ve Post-Keynesyen para politikası kuralları*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Badarudin, Z. E., Ariff, M., & Khalid, A. M. (2013). Post-Keynesian money endogeneity evidence in g-7 economies. *Journal of International Money and Finance*, 33, 146-162.
- Bozoklu, Ş. (2013). Money, income, and causality: an examination for the Turkish economy. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 26(1), 171-182.
- Chick, V. (1983). *Macroeconomics after Keynes: a reconsideration of the general theory*, Oxford: Philip Allan.
- Cottrell, A. (1986). Endogeneity of money and money-income causality. *Scottish Journal of Political Economy*, 3(1), 1-27.
- Çifter, A., & Ozun, A. (2007). The monetary transmission mechanism in the new economy: Evidence from Turkey (1997-2006). *South East European Journal of Economics and Business*, 2(1), 15-24.
- Davidson, P. (1972). *Money and the real world*. New York: John Wiley & Sons (second edition 1978).
- Dow, S. (1993). *Post Keynesian Monetary Theory. Money and the Economic Process*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, Chapter 5.
- Dow, S. (1996). Horizontalism: a critique. *Cambridge Journal of Economics*, 20, 497-508.
- Dow, A.S. ve S, C.Dow. (1989), Endogenous Money Creation and Idle Balances, *L. Pheby (der.), New Directions in Post Keynesian Economics içinde*, Aldershot: Elgar: 141-163.
- Eicher, A. (1987). *The macrodynamics of advanced market economies*. Armonk: ME. Sharp.

- Enders W. (2010). *Applied econometric time series*. 3, John Wiley&Sons.
- Erataş, F., Nur, H. B., & Çınar, S. (2015). Para arzının Post Keynesyen yorumu: gelişmiş ülkeler örneği. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(15), 398-409.
- Güney, I. E., & Çepni, O. (2016). Endogeneity of money supply: evidence from Turkey (No. 1619). *Research and Monetary Policy Department*, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Haghighat, J. (2011). Endogenous and exogenous money: an empirical investigation from iran. *Journal of Accounting*, 1(1).
- Howells, P. & K.H. (1998). The endogeneity of money: Evidence from the G7, *Journal of Post Keynesian Economics*, 45 (3), 329-340.
- Im, Kyung So, Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels., *Journal of econometrics*, 115(1), 53- 74.
- Işık, S. (2010). *Para, finans ve kriz: Post Keynesyen yaklaşım*. Palme yayıncılık.
- Işık, S. & Kahyaoglu, H. (2011). The endogenous money hypothesis: Some evidence from Turkey (1987-2007). *Journal of Money, Investment and Banking*, 19, 61-71.
- Kaldor, N. (1960). The radcliffe report, *The Review of Economics and Statistics*, vol.XLII, February, 14-19.
- Kaldor, N. (1970). The new monetarism. J, Christopher (Ed.), *Lloyds Bank Review*, June.
- Kaldor, N. (1986). *The scourge of monetarism*, New York: Oxford University Press.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Keynes, J. M. (1937a). Alternative Theories of the rate of Interest, *Economic Journal*, June, 241-252.
- Keynes, J. M. (1937b). The 'Ex-ante Theory of The Rate of Interest, *Economic Journal*, December, 663-669.
- Lavoie, M. (1984). The endogenous flow of credit and the Post-Keynesian theory of money. *Journal of Economic Issues*, XVIII, 3, 771-797.
- Lavoie, M. (1985). Credit and money: The dynamic circuit, overdraft economics, and Post Keynesyen economics. M.Jarsulic (der.), *Money and Macro Policy* içinde, Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing, 63-84.
- Lavoie, M. (1992). *Foundations of Post-Keynesian economic analysis*. Aldershot: Edward Elgar.
- Lavoie, M. (2016). Understanding the global financial crisis: contributions of Post-Keynesian economics. *Studies in Political Economy*, 97(1), 58-75.
- Levin, A., L. Chien-Fu & Chia-Shang J. C. (2002). Unitroottests in panel data:

- asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, Vol.108, No., 1-24.
- Lopreite, M. (2014). The endogenous money hypothesis: An empirical study of the Euro area (1999-2010). *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 1-23.
- Lopreite, M. (2015). Endogenous money and securitization. An analysis on United States (1999-2012). *Journal of Applied Economic Sciences, Editorial Board*, 142-151.
- Minsky, H. (1982). *Can "it" happen again?: Essays on instability and finance*, New York: M. E. Sharpe.
- Minsky, H. (1986). *Stabilizing an unstable economy*, London: Yale University Press.
- Moore, B.J. & S.L.S. (1984). A causality analysis of the determinants of money growth. *British Review of Economics Issues*, 6(14), 1-25.
- Moore, B. J. (1988). *Horizontalists and verticalists: the macroeconomics of credit money*. Cambridge University Press.
- Moore, B. (1989). The endogeneity of credit money. *Review of Political Economy*, 1, 1: 65-93.
- Moore, B. J. (1991). Money supply endogeneity: "reserve price setting" or "reserve quantity setting"? *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(3), 404-413.
- Nayan, S., Kadir, N., Abdullah, M. S., & Ahmad, M. (2013). Post keynesian endogeneity of money supply: panel evidence. *Procedia Economics and Finance*, 7: 48-54.
- Nell, K. (2000-2001). The endogenous/exogenous nature of South Africa's money supply under direct and indirect monetary control measures", *Journal of Post Keynesian Economics*, 23 (2), 313-329.
- Nesanır, Ö. (2011). Türkiye'de para arzı-banka kredileri ilişkisi: Var analizi (1986-2010). *Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(2), 115-133.
- Özgür, G. (2011). Türkiye ekonomisinde para arzının içsel süreci. *Ekonomik Yaklaşım*, 22(78), 67-90.
- Palley, Thomas (1994). Competing views of money supply process: Theory and evidence. *Macroeconomics*, 45(1), 67-88.
- Palley, T. I. (1998). Accommodationism, structuralism, and superstructuralism. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(1), 171-173.
- Palley, T. I. (2015). The Theory of Endogenous Money: Mechanics and Implications for Macroeconomic Analysis and Monetary Policy. Political Economy Research Institute, *Working Paper Series*, 393.

- Pedroni, P.(1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors., *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,61(S1), 653-670.
- Pesaran, M. H. & Pesaran, B. (1997). *Working with microfit 4.0: interactive econometric analysis*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pilkington, P. C. (2014). Endogenous money and the natural rate of interest: The reemergence of liquidity preference and animal spirits in the Post-Keynesian theory of capital markets. *Levy Economics Institute*,1-17.
- Pollin, R. (1991). Two theories of money supply endogeneity: some empirical evidence. *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(3), 366-396.
- Rochon, L. P. (2007). The state of Post Keynesian interest rate policy: where are we and where are we going?. *Journal of Post Keynesian Economics*, 30(1), 3-11.
- Rochon, L. P. & Rossi, S. (2013). Endogenous money: the evolutionary versus revolutionary views. *Review of Keynesian Economics*, 1(2), 210-229.
- Rousseas, S. (1986). *Post Keynesian monetary economics*. New York: M. E, Sharp, Armonk.
- Shanmugam, B., Nair, M., & Li, O. W. (2003). The endogenous money hypothesis: empirical evidence from Malaysia (1985-2000). *Journal of Post Keynesian Economics*, 25(4), 599-611.
- Tatoğlu, Y. F. (2013). *İleri panel veri analizi*. İkinci Baskı, Beta Basım Yayım Dağıtım AŞ, İstanbul.
- Vera, A. P. (2001).The Endogenous money hypothesis: some evidence from Spain (1987-1998), *Journal of Post Keynesian Economics/ Spring*, 23(3), 509-526.
- Vymyatnina, Y. (2006). How much control does Bank of Russia have over money supply?. *Research in International Business and Finance*, 20(2), 131-144.
- Wray, R. L. (1990). *Money and credit in capitalist economics: the endogenous money approach*. Aldershot: Edward Elgar.
- Wray, R. L.(1992). Alternatif theories of the rate of interest. *Cambridge Journal of Economics*, 16, 69-89.
- Wray, R. L. (1995). Keynesian monetary theory: liquidity preference or black box horizontalism?. *Journal of Economic Issues*, XXIX, 1,273-283.