

BİST-100 Endeksi ile Çeşitli Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin ARDL Yaklaşımı ile Analizi

Analysis of long-run relationship between bist-100 index and various macroeconomic variables with ardl approach

Enes Can UZUNEL ^{1 a}

Emir Talha GÜVEN ²

¹Pamukkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Denizli. enescanuzunel@outlook.com

²Pamukkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Denizli. emirtalhaguvenc@gmail.com

^a Yazışılan yazar/Corresponding author

Özet

Bu çalışmada BİST100 endeksi ile bazı makroekonomik faktörler arasındaki uzun dönem ilişkisi incelenmektedir. Bu amaçla, çalışmada 2009: 01 - 2018: 09 periyodu için M2 para arzı, reel efektif döviz kuru, sanayi üretim endeksi, bir aya kadar vadeli mevduat faizi değişkenleri analiz edilmektedir. İncelenen dönem içerisinde, ekonomide yaşanan krizler, politika değişiklikleri, siyasi sorunlar vb. nedenlerden dolayı serilerde yapısal kırılmalar meydana gelmektedir. İlk olarak yapısal kırılmaları dikkate alarak serilerin durağanlığı incelenmiş, ardından ARDL modeli tahmin edilmiştir. Sonuç olarak, BİST100 ile seçili makroekonomik değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olduğu saptanmış olup elde edilen sonuçların iktisadi beklentiyle de tutarlı olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar kelimeler: BİST100, ARDL yöntemi, Eşbütünleşme testi, Yapısal kırılmalı birim kök testi

JEL kodları: C10, C32, E44.

Abstract

In this study, the long-term relationship between the BIST100 index and some macroeconomic factors is examined. For this purpose, M2 money supply, real effective exchange rate, industrial production index, up to one-month time deposit interest variables are analyzed in the study for the time period 2009: 01 - 2018: 09. During the period which is examined, the structural breaks occur in the series due to the reasons such as the crises in the economy, policy changes, political problems, etc. Firstly, the stationarity of the series was examined by considering the structural breaks, then the ARDL model was estimated. As a result, the long run relationship between BIST100 index and selected macroeconomic variables has been found to be consistent with the economic expectations of the results.

Keywords: BIST100, ARDL Method, Cointegration test, Unit root test with structural break

JEL codes: C10, C32, E44.

1. GİRİŞ

Hisse senedi piyasaları ekonomide yer alan hanehalklarının tasarruflarını yatırıma dönüştürmeleri, orta ve uzun vadede firmalara kaynak sağlamaları, yatırımı çeşitlendirmeleri ve ekonomik büyümeye hız kazandırmaları yönüyle önemli bir sermaye piyasasıdır. Türkiye’de özellikle 1980 yılı sonrasında yapılan finansal liberalizasyon reformlarının ülkeye sermaye girişlerini artırdığı bilinmektedir. Bu yönüyle gerek yurtiçinden gerek yurtdışından yatırımlara açık olan Türkiye hisse senedi piyasası Borsa İstanbul’un ülke ekonomisinde önemli bir organizasyon olduğu bir gerçektir. Bu yüzden Türkiye’de finansal sistemin önemli bir parçası olan hisse senedi piyasasında meydana gelen değişimlerin hangi sebeplerden ve makroekonomik göstergelerden kaynaklandığının araştırılması hem yatırımcılar hem de firmalar açısından anlamlı olacaktır. Bir ekonomideki genel durumu gösteren makroekonomik faktörlerin hisse senedi piyasası ile ilişkisi pozitif veya negatif yönlü olabilir. Ancak hisse senedi fiyatlarının piyasa arz ve talep koşullarına göre oluştuğunu göz önünde bulundurduğumuzda, ekonomilerde yer alan hanehalklarının hisse senetleri ile ilgili tutumlarının ekonomik koşullarda herhangi bir değişiklik olmasa dahi değiştiği bilinmektedir. Bu değişimler, bireylerin eğilimlerinden ve psikolojik sebeplerden kaynaklanabilir. Bu alanda yapılan çalışmalardan elde edilen sonuçlar uygulanan analiz yöntemine, kullanılan değişkenlere ve ele alınan periyotlara göre literatürde değişiklik göstermektedir. 2017 Nobel ödüllü davranışsal iktisatçı R.Thaler, insanların beklenmedik ve dramatik haberlere karşı aşırı tepki verdiğini ileri sürmüştür (Bondt & Thaler, 1985, s. 793-805). Davranışsal iktisadın literatürde sıklıkla yer aldığı bu günlerde akıllara şu soru gelmektedir: “Türkiye’de borsa endeksi, makroekonomik değişkenlerdeki oynaklığa aşırı tepki veriyor mu?”. Bu konuya farklı açıdan yaklaşan Fama (1970), Etkin Piyasa Hipotezi’ni (Efficiency Market Hypothesis) öne sürerek, hisse senedi fiyatlarının geçmiş verilerini baz alarak gelecekte piyasada oluşacak fiyatları tam olarak bilmenin mümkün olmayacağını ileri sürmüştür. Bu hipoteze göre hisse senedi fiyatları ileride meydana gelecek olan tüm beklentileri yansıtmaktadır. Piyasada asimetrik bilgi problemi yoktur ve bu yüzden geçmiş fiyat verilerini kullanarak piyasada kar elde etmek mümkün değildir. Bir diğer yaklaşım ise Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli (Capital Asset Pricing Model)’dir (L.Treynor & Black, 1973, s. 66-86). Bu modelle, hisse senedi gibi menkul kıymetlerin beklenen değerlerinin ve/veya getirilerinin sistematik risk faktörünün bir fonksiyonu olduğu ileri sürülmüştür.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’deki hisse senedi piyasası temel endeksi BIST100’de meydana gelen değişimleri birden fazla ekonometrik yöntem kullanarak makroekonomik değişkenler tarafından açıklamaya çalışmaktır. Çalışma kapsamında bağımlı değişken olarak BIST100, bağımsız değişkenler olarak ise para arzı (M2), bir-aya kadar vadeli TL mevduat faiz oranları ve sanayi üretim endeksi değişkenleri seçilmiştir. Veri aralığı Ocak 2009 ve Eylül 2018 dönemleri arasında aylık frekanstadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde konuyla ilgili çalışmalar derlenerek literatür taraması yapılmıştır. Üçüncü bölümde ekonometrik metodoloji çerçevesinde uygun model belirlenmekte, dördüncü bölümde ise veri seti tanıtılmış ve tahmin edilen modelden elde edilen ampirik bulgular yorumlanmıştır. Beşinci bölümde ise sonuçlara yer verilmiştir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Bu bölümde hisse senedi piyasası ve makroekonomik değişkenler arasındaki etkileşimi incelemek amacıyla çeşitli zaman aralıkları, değişkenler ve yöntemler kullanılarak yapılan seçilmiş çalışmalar kronolojik olarak aşağıda Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Hisse senedi piyasası ve makroekonomik değişkenler arasındaki etkileşimi incelemek amacıyla seçilmiş çalışmalar

MAKALE	ÖRNEKLEM	DÖNEM	ARAŞTIRMA SORUSU	YÖNTEM	SONUÇ
Eugene F. Fama, (1983)	ABD	1953-1980 dönemini kapsayan aylık, çeyreklik ve yıllık periyotlar.	Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasında ilişki var mıdır?	En küçük kareler yöntemi (OLS)	Çalışma sonucunda, enflasyon ve hisse senedi fiyatları arasında negatif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Enflasyonda meydana gelen artışın, beklenen getirilerin değerini azaltmasıyla alakalı olarak hisse senedi fiyatlarında bir azalmaya sebep olacağı sonucuna ulaşılmıştır.
Chen, Roll ve Ross, (1986)	ABD	1953-1985	Makroekonomik göstergeler ve New York hisse senedi piyasası arasında bir etkileşim var mıdır?	En küçük kareler yöntemi (OLS)	Hisse senedi fiyatları ile sanayi üretim endeksi, enflasyon, risk primi, piyasa getirisi, benzin fiyatları gibi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri inceledikleri çalışma sonucunda, hisse senedinin beklenen getirileri ile birçok makroekonomik değişken arasında anlamlı bir ilişki bulmuşlardır. Ayrıca bu değişkenlerin, piyasadaki dalgalanmalardan etkilendiği ve hisse senedi fiyatlarının bu dalgalanmalarla tutarlı bir şekilde fiyatlandığını ileri sürmüşlerdir.
Mukherjee ve Naka, (1995)	Japonya	1971: 01 1990: 12	Japonya hisse senedi piyasası ile seçilmiş olan makroekonomik değişkenler arasında bir eşbütünleşme var mıdır?	Hata Düzeltme Modeli (VECM)	Johansen Hata düzeltme modeli testi sonuçlarına göre Tokyo hisse senedi piyasası getirileri ile döviz kuru, para arzı, enflasyon, endüstriyel üretim, uzun dönem devlet tahvil faizi, komisyoncu kredi oranı değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkiler mevcuttur ve katsayılar beklentilere uygundur.
Maysami, Howe ve Hamzah, (2004)	Singapur	1989: 01 2011: 01	Singapur hisse senedi piyasası endeksi (STI) ile kısa ve uzun dönemli faiz oranları, sanayi üretim endeksi, enflasyon, döviz kuru ve para arzı değişkenleri arasında bir eşbütünleşme var mıdır?	Hata Düzeltme Modeli (VECM)	Çalışma sonucunda STI ile kısa ve uzun dönemli faiz oranları, sanayi üretim endeksi, enflasyon, döviz kuru ve para arzı değişkenleri arasında eşbütünleşme tespit edilmiştir.

Tablo 1 (Devamı)

Yusof ve Majid, (2007)	Malezya	1997 Finansal krizinden 2006 yılına kadar aylık veriler kullanılmış.	1997 Finansal krizinden sonraki dönemde hisse senedi piyasası ve makroekonomik değişkenlerin kısa ve uzun dönem ilişkileri nasıldır?	ARDL Sınır Testi	Çalışmadan elde edilen sonuç, hisse senedi piyasasındaki etkileri istikrarlı hale getirmek için reel efektif döviz kuru, para arzı, sanayi üretim endeksi ve federal fon oranı değişkenlerine odaklanmak gerektiğidir. Çalışmanın en önemli sonucu ABD federal fon oranlarının Malezya hisse senedi piyasasına önemli derecede etki ettiğidir.
Mutan ve Çanakçı, (2007)	Türkiye	2000: 01 2007: 04	Makroekonomik göstergelerin Türk hisse senedi piyasalarına anlamlı bir etkisi var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Çalışmanın kapsadığı yıl aralığında 2000 yılının Aralık ayı ve 2002 yılının Kasım ayının diğer gözlemlerden farklı bir seyir izlediği tespit edilmiş ve modele bu iki dönemi temsil etmesi amacıyla kukla değişkenler eklenmiştir. Modelde yer alan para arzındaki artış endeks getirisini pozitif yönde, enflasyondaki artış ise endeks getirisini negatif yönde etkilemektedir. Sanayi üretim endeksi değişkeninin ise endeks getirileri ile istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki içerisinde olmadığı çalışmanın sonuçları arasındadır.
Shahbaz, Ahmed ve Ali, (2008)	Pakistan	1971-2006 Dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmış.	Hisse senedi piyasasının gelişmesi ile ekonomik büyüme arasında bir nedensellik var mıdır?	ARDL Sınır Testi, Engle-Granger Nedensellik Testi	ARDL Testi sonucuna göre hisse senedi piyasası ile ekonomik büyüme arasında çok güçlü bir uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Engle-Granger nedensellik testi sonucuna göre ise uzun dönemde çift yönlü bir nedensellik tespit edilmesine rağmen kısa dönemde hisse senedi piyasasından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.
Kazi, (2008)	Singapur	1988: 01 1995: 01	Hisse senedi piyasası ile makroekonomik değişkenler arasında bir eşbütünleşme var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Çalışma sonucunda enflasyon ve hisse senedi fiyatları arasında bir ilişki tespit edilmemiş olup, faiz oranları ve GSYH'de meydana gelen değişimin bankacılık ve finansal sektör hisse senedi fiyatlarını pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.
Ahmed, (2008)	Hindistan	1995: 03 2007: 03	Reel ve finansal sektör makroekonomik değişkenleri ile Hindistan hisse senedi piyasası arasında bir ilişki var mıdır?	Johansen Eşbütünleşme Testi - Granger Nedensellik Testi	Sanayi üretim endeksi, ihracat, doğrudan yabancı yatırım, para arzı, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinin kullanıldığı çalışma sonucunda, Hindistan hisse senedi piyasası endeksi ile değişkenler arasında çeşitli uzun dönemli nedensellikler tespit edilmiştir. Ayrıca hisse senedi fiyatlarının ekonomik aktivitede bir artışa öncülük ettiği fakat faiz oranlarının hisse senedi fiyatlarını değiştirdiği gözlemlenmiştir. Eşbütünleşme testi sonucuna göre ise hisse senedi fiyatları ile doğrudan yabancı yatırım, para arzı ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur.

Tablo 1 (Devamı)

Hasan ve Mueen, (2008)	Pakistan	1998: 06 2008: 06	Enflasyon, Sanayi Üretim Endeksi, Benzin Fiyatları, Kısa Dönem Faiz Oranları, Döviz kuraları, Doğrudan Yabancı Yatırım ve Para Arzı ile KSE-100 Endeksi Arasında Bir İlişki Var mıdır?	ARDL Sınır Testi	ARDL Testi sonuçlarına göre sanayi üretim endeksi, benzin fiyatları ve enflasyon değişkenlerinin uzun dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamsız bulunmuş olup faiz oranları, döviz kuru ve para arzının katsayıları uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARDL testine dayanarak uygulanan Hata Düzeltme Modeli sonuçlarına göre sanayi üretim endeksi, benzin fiyatları ve enflasyon değişkenlerinin kısa dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamsız bulunmuş fakat faiz oranları, döviz kuru ve para arzı kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.
Hussain, Lal ve Mubin, (2009)	Pakistan	1987: 01 2008: 12	KSE endeksi ile seçilen makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki var mıdır?	Johansen Eşbütünleşme Testi	Çalışma sonuçları ülkede yapılan 1991 finansal reformundan sonra döviz kuru ve rezervinin hisse senedi piyasasını anlamlı derecede etkilediğini göstermektedir. Çalışma sonucunda brüt sabit sermaye oluşumu ve para arzının hisse senedi piyasasını pozitif yönde etkilediği tespit edilmiş olup, toptan satış fiyat endeksinin ise negatif yönde bir ilişki içerisinde olduğu bulunmuştur. Enflasyon değişkeni ise KSE endeksi ile negatif yönde bir ilişki içerisinde.
İpekten ve Aksu, (2009)	Türkiye	1992: 12 2008: 12	IMK endeksi ile döviz kuru, faiz, altın fiyatları ve yabancı hisse senedi piyasaları kısa ve uzun dönemli bir ilişki içerisinde midir?	ARDL Sınır Testi	Çalışma sonucuna göre uzun dönemde IMKB 100 endeksi üzerine Dow Jones endeksi ve doların istatistiksel olarak anlamlı etki yaptığı, Dow Jones endeksinin işaretinin pozitif olduğu ve bu etkinin yönünün yabancı hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasasının entegre olduğunu gösterdiği tespit edilmiştir. Dolar değişkeninin işaretinin negatif olması ise Türkiye hisse senedi piyasasına alternatif bir yatırım aracı olarak görüldüğünü göstermektedir. Fakat ABD gecelik faiz oranlarının IMKB 100 endeksi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı da çalışmanın sonuçları arasında yer almaktadır.
Oriwo, (2012)	Kenya	2008: 03 2012: 03	Makroekonomik değişkenler ve NSE endeksi arasında bir ilişki var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Çalışmadan elde edilen sonuca göre 91 günlük hazine bonusu ve NSE endeksi arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Enflasyon ve NSE endeksi arasında zayıf pozitif bir ilişki bulunmuştur.

Tablo 1 (Devamı)

Savasa ve Samiloglu b, (2010)	Türkiye	1986: 01 2008: 03	Hisse senedi getirileri ile para arzı, endüstriyel üretim, reel efektif döviz kuru oranları, uzun dönem yerel faiz oranları ve yabancı faiz oranları arasında kısa ve uzun dönemli ilişki var mıdır?	ARDL Sınır Testi	ARDL Sınır testi sonucuna göre kurulan birinci modelde para arzı, sanayi üretim endeksi, reel efektif döviz kuru, federal fon oranlarının ISE 100 endeksi ile uzun dönemli bir eşbütünlüşme içerisinde olduğu, kurulan ikinci modelde ise yerel faiz oranları, sanayi üretim endeksi, reel efektif döviz kuru ve federal fon oranlarının ISE 100 endeksi ile uzun dönemli bir eşbütünlüşme içerisinde olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca para arzının ve sanayi üretim endeksinin ISE 100 endeksi ile pozitif bir ilişki içerisinde ve beklentilere uygun olduğu, döviz kurunun ise 100 endeksi ile negatif bir ilişki içerisinde olduğu ve beklentilere uygun olduğu çalışmanın sonuçları arasındadır.
Oskembay ev, Yılmaz ve Chagirov, (2011)	Kazakistan	2001: 01 2009: 08	Kazakistan hisse senedi piyasası endeksi ile sana üretim endeksi, dolar döviz kuru, para arzı, KASE işlem hacmi, uzun dönem banka borçları, kısa dönem banka borçları ve tüketici fiyat endeksi arasında bir ilişki var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Kazakistan hisse senedi piyasası endeksi ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki eşbütünlüşmenin iki ayrı model kullanılarak incelendiği (kriz öncesi ve kriz dönemi) çalışma sonucunda, sanayi üretim endeksi, dolar döviz kuru, para arzı, KASE işlem hacmi, uzun dönem banka borçları, kısa dönem banka borçları ve tüketici fiyat endeksi değişkenlerinin kriz öncesi ve kriz döneminde hisse senedi piyasası endeksine istatistiksel olarak anlamlı etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Enflasyon değişkeni ise her iki dönemde de negatif bir etkiye sahiptir.
Altıntaş ve Tombak, (2011)	Türkiye	1987-2008 dönemini kapsayan üç aylık veriler kullanılmıştır.	Hisse senedi fiyatı, parasal genişleme ve ekonomik büyüme arasında bir ilişki var mıdır?	Johansen Eşbütünlüşme Testi - VAR yöntemi	Çalışmanın sonucunda hisse senedi fiyatları ile parasal genişleme, ekonomik büyüme, reel döviz kuru ve uluslararası rezervler arasında uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Bu uzun dönem ilişki, parasal genişleme ile hisse senedi fiyatları arasında negatif yönlü, diğer değişkenler arasında ise pozitif yönlü olarak gözlemlenmiştir. Yine çalışma kapsamında uygulanan Hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testi sonucuna göre ise hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli nedensellik tespit edilmiştir.
Shah, RehanaKouser, Aamir ve Saba, (2012)	Pakistan	2001: 01 2009: 04	Enflasyon, döviz kuru ve faiz oranlarının KSE endeksi ile ilişkisi var mıdır?	ARDL, OLS, VECM, Granger Nedensellik Testi	ARDL Testi sonucuna göre enflasyon, döviz kuru ve faiz oranları ile KSE endeksi uzun dönemli eşbütünlüşme içerisindedir. Çalışma sonucunda enflasyon, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinin takip edilmesinin yatırımcılar açısından KSE endeksini tahmin etmede yararlı olacağı söylenmektedir.

Tablo 1 (Devamı)

Sirucek, (2012)	Amerika	1999: 01 2012: 01	Seçilmiş olan makroekonomik değişkenler (üretici fiyat endeksi, sanayi üretim endeksi, benzin fiyatları ve Dow Jones endeksi) ile S&P 500 endeksi arasında bir ilişki var mıdır?	En Küçük Kareler Yöntemi (OLS)	Çalışma sonucunda seçilmiş olan makroekonomik değişkenlerin S&P 500 endeksine istatistiksel olarak anlamlı etkileri olduğu tespit edilmiştir.
Bellalah ve Habiba, (2013)	ABD, Japonya, Çin Halk Cumhuriyeti	2005: 01 2010: 05	Ticaret haddi, benzin fiyatları, faiz oranları, para arzı ve sanayi üretim endeksi değişkenleri ABD, Japonya ve Çin hisse senedi piyasalarına etki eder mi? Ayrıca kurulan tek bir model üç piyasa için geçerli olur mu?	ARDL Sınır Testi	Sonuçlar ABD ve Çin'de uzun dönemde, kısa dönemli faiz oranlarının, sanayi üretim endeksinin ve para arzının (M3) borsa fiyatları ile pozitif bir ilişki içerisinde olduğunu göstermektedir. Japonya'da faiz oranlarının uzun dönemde pozitif ve güçlü bir etkisi olduğunu ancak kısa dönemde değişkenin ilk gecikmesinde pozitif olduğunu ve ikinci gecikmesinde hisse senedi piyasası ile negatif ilişki içerisinde olduğunu göstermektedir. Para arzı(M3) ile hisse senedi fiyatları uzun dönemde pozitif fakat kısa dönemde negatif bir ilişki içerisindedir. Üç ekonomi için de ticaret haddi uzun dönemde hisse senedi piyasaları ile pozitif bir ilişki içerisinde fakat ABD ve Japonya için kısa dönemde negatif bir ilişki içerisindedir. Çalışmada kurulan model bağlamında ABD ve Çin piyasaları aynı model ile açıklanabilmekte iken Japonya piyasası uzun dönemde aynı model ile açıklanamamaktadır. Krizden en çok etkilenen piyasalar sırasıyla ABD, Japonya ve Çin'dir.
Akel ve Gazel, (2014)	Türkiye	2005: 01 2013: 12	Borsa İstanbul endeksi ile döviz kurları arasında eşbütünlüşme var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Çalışma sonucunda Sınai BIST endeksi ile reel efektif döviz kuru endeksi, Euro/TL Döviz kuru arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise BIST Sınai endeksi ile diğer değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Reel efektif döviz kuru ile BIST endeksi arasındaki ilişkinin yönü pozitif olarak tespit edilmiştir.

Tablo 1 (Devamı)

Venkatraja , (2014)	Hindistan	2010: 04 2014: 06	Sanayi üretim endeksi, toptan satış endeksi, altın fiyatları, yabancı sermaye yatırımları ve reel efektif döviz kurunun BSE ile bir ilişkisi var mıdır?	En Küçük Kareler Yöntemi (OLS)	Çalışma sonucunda sanayi üretim endeksi, toptan satış fiyat endeksi, yabancı sermaye yatırımları ve reel efektif döviz kuru ile Pakistan hisse senedi piyasası endeksi arasında güçlü pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Öten yandan altın fiyatlarının ise Pakistan hisse senedi piyasası endeksi ile negatif bir ilişki içerisinde olduğu görülmektedir. Fakat sanayi üretim endeksinin katsayısı istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.
Khan, (2014)	Pakistan	1971-2012 Dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır.	GSYH, para arzı, enflasyon, döviz kuru ve firma büyüklükleri gibi makroekonomik değişkenlerin KSE endeksi ile bir ilişkisi var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Makroekonomik değişkenler (GSYH, para arzı, enflasyon, döviz kuru ve firma büyüklükleri) ile hisse senedi fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Fakat kısa dönemde bazı makroekonomik değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı, bazılarının ise anlamsızdır.
Altınbaş, Kutay ve Akkaya, (2015)	Türkiye	2003: 01 2012: 07	Makroekonomik değişkenler ve Hisse Senedi Piyasası arasında bir ilişki var mıdır?	En Küçük Kareler Yöntemi (OLS)- Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)	Çalışma sonucu açıklayıcı değişken olarak seçilen Dolar/TL döviz kurunun BIST endeksi üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğudur. Vektör hata düzeltme modeli sonuçları ise döviz kurunun gecikmeli değerinin ve sanayi üretim endeksinin BIST100 endeksini açıklamada yeterli olduğunu göstermektedir.
Belen ve Karamelik li, (2016)	Türkiye	2006: 01 2014: 12	Türkiye'de hisse senedi getirileri ile döviz kuru arasında bir eşbütünleşme var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Çalışmanın sonucunda dolar kurunun hisse senedi fiyatlarını negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca para arzı ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Çalışma sonuçları geleneksel yaklaşımın Türkiye'de desteklendiğini belirtmektedir.
Yayla, Ceylan ve Çeviş, (2017)	Türkiye	2006: 01 2016: 10	Türkiye hisse senedi piyasası BIST ile ekonomik büyüme göstergesi sanayi üretim endeksi arasında bir eşbütünleşme ilişkisi var mıdır?	ARDL Sınır Testi	Çalışmanın sonucunda uzun dönemde BIST100 endeksinden Sanayi Üretim Endeksi'ne doğru güçlü ve pozitif bir nedensellik bulunmuştur. Kısa dönemde ise bu nedenselliğin çift yönlü olduğu tespit edilmiştir.
Eyüboğlu ve Eyüboğlu, (2018)	Türkiye	03/01/2011-26/05/2016 Dönemlerini kapsayan günlük veriler kullanılmıştır.	Döviz kurları ile Borsa İstanbul endeksleri arasında bir ilişki var mıdır?	ARDL Sınır Testi	24 endeks kullanılarak yapılan çalışma sonucunda BIST Tekstil Deri endeksi ile Euro/TL döviz kuru arasında, Dolar/TL kuru ile ise BIST Tekstil Deri, Ticaret ve Teknoloji endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca çalışma kapsamında yapılan TODA-YAMAMOTO nedensellik testi sonucuna göre BIST endekslerinde daha çok geleneksel teorilerin geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde ortaya çıkan en belirgin sonuçların, BIST 100 endeksi ile; para arzı arasında kısa ve uzun dönemli negatif ve pozitif, Reel Efektif Döviz Kuru arasında uzun dönemli negatif, Sanayi Üretim Endeksi arasında uzun dönemli pozitif, faiz oranları arasında negatif bir ilişki olduğu saptanmıştır.

3. EKONOMETRİK METODOLOJİ

Makroekonomik değişkenler çoğu zaman durağan olmayan süreçlere sahiptirler. Durağan olmayan zaman serileri ise çoğu zaman sahte regresyona sebep olmaktadır. Durağanlık araştırmalarında literatürde yaygın olarak kullanılan ADF (Genişletilmiş Dickey Fuller) birim kök testidir. Bu sebeple ilk olarak çalışmada kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadığı belirlenmektedir. Bu amaç doğrultusunda serilerin durağanlığı ADF birim kök testleri ile araştırılabilmektedir (Dickey & Fuller, 1981, s. 1057-1072). Bununla birlikte zaman serilerinde durağan-dışılığın bir başka nedeni ise ekonomi politikalarındaki değişimler, krizler vb. gibi nedenlerden kaynaklı yapısal kırılmaların meydana gelmesidir. Zaman serilerinde kırılma göz ardı edildiğinde ve birim kök testi uygulandığında, serinin durağan olmama ihtimali yüksektir. Kırılma dikkate alındığında ise durağan olmayan bir serinin durağan olduğu gözlenmektedir. Bu nedenle zaman serilerinde yapısal kırılmayı göz önünde bulunduran testler geliştirilmiştir. Eğer yapısal kırılmanın hangi dönemde gerçekleştiği biliniyorsa, yapısal kırılmanın egzogen (dışsal) olarak belirlendiği testlerden yararlanılabilmektedir. Ancak yapısal kırılma tarihinin bilinmediği durumda, kırılmanın varlığı test edilmelidir. Bu testlerden biri, kırılmanın endojen (içsel) olarak belirlendiği Zivot ve Andrews tarafından geliştirilen kırılma testidir (Temurlenk & Oltulular, 2007).

Bu testte, yapısal kırılmayı tespit edebilmek için üç farklı model geliştirilmiştir (Zivot & Andrews, 1992, s. 251-270).

$$\Delta Y_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k C_j^A \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B DT_t^*(\lambda) + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k C_j^B \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu^C + \theta^C DU_t(\lambda) + \beta^C t + \gamma^C DT_t^*(\lambda) + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k C_j^C \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Denklem (1) sabitte kırılmayı, (2) trendde kırılmayı, (3) ise sabit ve trendde kırılmayı incelemektedir. Testin uygulanmasında gözlemlerin her bir dönemi, tahmini kırılma tarihi olarak ele alınarak kukla değişkenler oluşturulmaktadır ve bu yolla α katsayısına ait t istatistikleri elde edilmektedir. Bu süreç incelenen dönemin tümü için uygulandıktan sonra, t istatistiğinin minimum elde edildiği dönem, olası kırılma dönemi olarak belirlenmektedir. Elde edilen t istatistiği değerleri, Zivot-Andrews kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Test istatistiği kritik değerlerden büyük ise, serinin birim köke sahip olduğunu ileri süren sıfır hipotezi reddedilir.

Literatürde makroekonomik değişkenler ile hisse senedi piyasası arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerinin incelenmesinde sıklıkla kullanılan yöntemlerden biri ise ARDL yöntemidir. Hata terimine dayalı eşbütünleşme yöntemlerinin uygulanabilmesi için modelde yer alan tüm değişkenlerin I(1) sürecine sahip olması gerekmektedir (Robert F & Granger, 1987, s. 251-276). Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yöntemlerinin

uygulanamaması ARDL sınır testi yöntemi ile ortadan kalkmaktadır (Pesaran, Shin, & Smith, 2001, s. 289-326).

ARDL testi iki aşamada gerçekleştirilmektedir. Birinci aşamada zaman serisi verilerinin durağanlık düzeyleri belirlenerek ve uygun gecikme uzunlukları tespit edilerek ARDL modeli oluşturulmakta ve F-testi ile uzun dönem ilişkinin varlığı incelenmektedir. Hesaplanan F test istatistiği Pesaran ve Shin tarafından belirlenen tablo ile karşılaştırılarak eşbütünleşmenin var olup olmadığına karar verilmektedir. Eğer F-test istatistiği üst sınır kritik değerini aşarsa, eşbütünleşme olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Eğer test istatistiği sınırlar arasında olursa, kesin çıkarsama yapmak mümkün olmamaktadır. Eşbütünleşme ilişkisi mevcutsa ikinci aşamada kısa ve uzun dönem katsayıları elde edilmektedir. ARDL yönteminde uzun dönem bilgisi kaybedilmeden, hata düzeltme modeli tahmin edilerek kısa ve uzun dönem dinamikleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir (Pesaran, Shin, & Smith, 2001, s. 289-326).

$$\Delta Y_t = \alpha_{0y} + \alpha_{1y}Y_{t-1} + \alpha_{2y}X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_{1t} \quad (4)$$

Burada α_{0y} sabit terim; α_{1y} ve α_{2y} parametre vektörü; β_i ve γ_i kısa dönem katsayılarıdır. $\alpha_{1y} = \alpha_{2y} = 0$ temel hipotezi için F-testi uygulanarak değişkenler arasında eşbütünleşme olup olmadığı tespit edilmektedir. Denklem (4) aşağıdaki gibi yeniden parametrize edilebilir;

$$\Delta Y_t = \alpha_{0y} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta X_{t-i} + \lambda(\varepsilon_{t-1}) + u_{1t} \quad (5)$$

ARDL modelinin uyum iyiliğini incelemek için seri korelasyon, fonksiyonel form, normallik ve değişen varyans gibi tanısal testler yürütülmektedir.

4. VERİ SETİ VE AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada kullanılan veri seti aylık olup 2009M01-2018M09 dönemlerini kapsamaktadır. BİST100 verisine Borsa İstanbul A.Ş veri tabanından, M2 para arzı, 1 aya kadar vadeli mevduat faiz oranları, Sanayi Üretim Endeksi(SUE) ve reel efektif döviz kuru verilerine Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası(TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'nden ulaşılmıştır. Söz konusu verilerin önce logaritmaları alınmıştır. Daha sonra Census X-12 yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır.

Çalışmada durağanlık seviyelerinin belirlenmesinde ADF birim kök testi kullanılmıştır. Sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre LNBİST100 ve LNSUE değişkenleri dışındaki tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı gözlenmektedir. Fakat serilerin birinci farkları alındığında durağanlaştığı görülmektedir.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Düzye	Sabitiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli
<i>LNBIST100</i>	-9,6330*** [0,0000]	-9,9111*** [0,0000]	-10,1486*** [0,0000]
<i>LNМ2</i>	8,4333 [1,000]	1,1548 [0,9978]	-2,1650 [0,5041]
<i>MEVDUAT</i>	0,9066 [0,9017]	0,4493 [0,9842]	0,0068 [0,9959]
<i>LNREER</i>	-1,4255 [0,1429]	1,5974 [0,9995]	-0,5103 [0,9818]
<i>LNSUE</i>	3,7035 [0,9999]	-3,4547*** [0,0112]	-2,7362 [0,2246]
<i>Birinci Fark</i>			
Δ <i>LNBIST100</i>	-4,5555*** [0,0000]	-4,5459*** [0,0005]	-4,5070*** [0,002]
Δ <i>LNМ2</i>	-0,1827 [0,6182]	-12,119*** [0,0000]	-12,325*** [0,0000]
Δ <i>MEVDUAT</i>	-2,1102** [0,0340]	-2,1447 [0,2279]	-3,7049** [0,0262]
Δ <i>LNREER</i>	-7,7779*** [0,0000]	-7,9508*** [0,0000]	-8,3863*** [0,000]
Δ <i>LNSUE</i>	-1,6317* [0,0967]	-2,6172* [0,0928]	-3,2536* [0,0800]

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki rakamlar olasılık değerleridir.

Tablo 3'te ise yapısal kırılma tarihinin bilinmediği Zivot-Andrews birim kök testi tahmin sonuçları verilmektedir. Elde edilen sonuçlara göre LNBIST100 serisi sabitte kırılma olduğunda hiçbir anlamlılık düzeyinde durağan olmayıp, trendde ise çoklu doğrusallık probleminde sonuç elde edilememektedir. Sabitte ve trendde kırılma durumu ise %5 anlamlılık düzeyinde durağandır. LNМ2 serisi sabitte ve trendde %5 ve %10 önem düzeylerinde durağandır. MEVDUAT serisi ise sabitte hiçbir anlamlılık düzeyinde durağan olmayıp, trendde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde, trendde ve sabitli modelde ise %5 ve %10 önem düzeylerinde durağan bulunmuştur. LNREER serisi sadece sabitte %10, trendli modelde ise %5 ve %10 önem düzeyinde durağan olarak bulunmuştur. Son olarak LNSUE serisi sabitte hiçbir anlamlılık düzeyinde durağan olmayıp, trendde sadece %10 önem düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiş, sabitte ve trendde ise %10 anlamlılık düzeyinde birim kök içermediği yani durağan olduğu gözlenmiştir.

Tablo 3. Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Düzye	Sabitli	Trendli	Sabitli ve Trendli
<i>LNBIST100</i>	-4,0815 [0,1181] (2013:6)	-3,8169 [0,4788] (2016:12)	-3,9491** [0,0310] (2017:3)
<i>LN_{M2}</i>	-2,9837** [0,0253] (2012:1)	-2,7085*** (0,0036) (2017:4)	-2,9189 [0,2489] (2012:1)
<i>MEVDUAT</i>	0,4494 [0,3487] (2012:6)	-1,4046*** [0,0011] (2017:4)	-1,3812** [0,0381] (2017:4)
<i>LNREER</i>	-1,2945* [0,0792] (2016:1)	-2,8867*** [0,0001] (2017:4)	-2,8002 [0,1416] (2017:4)
<i>LNSUE</i>	-10,1397 [0,1063] (2010:10)	-10,6600* [0,0804] (2011:7)	-10,8594* [0,0533] (2012:1)
<i>Birinci Fark</i>			
Δ <i>LNBIST100</i>	-10,6348 [0,1151] (2010:11)	NA	-11,1778** [0,0324] (2012:1)
Δ <i>LN_{M2}</i>	-5,2727* [0,0908] (2011:9)	-5,4631** [0,0227] (2017:3)	-5,8333*** [0,0099] (2015:10)
Δ <i>MEVDUAT</i>	-3,5001** [0,0200] (2014:4)	-3,4482*** [0,0074] (2017:3)	-3,7762** [0,0395] (2016:10)
Δ <i>LNREER</i>	-8,8013** [0,0108] (2011:9)	-9,0406*** [0,0051] (2017:3)	-9,4108** [0,0375] (2017:2)
Δ <i>LNSUE</i>	-10,9928 [0,1034] (2012:1)	-10,8490 [0,2334] (2012:3)	-11,1403** [0,0259] (2016:10)

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki rakamlar olasılık değerleridir.

Tablo 4'te bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi ARDL sınır testi kullanılarak ele alınmıştır. Hesaplanan F-istatistiğinin, %10 önem düzeyinde üst kritik değerden büyük olduğu için eşbütünleşme olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

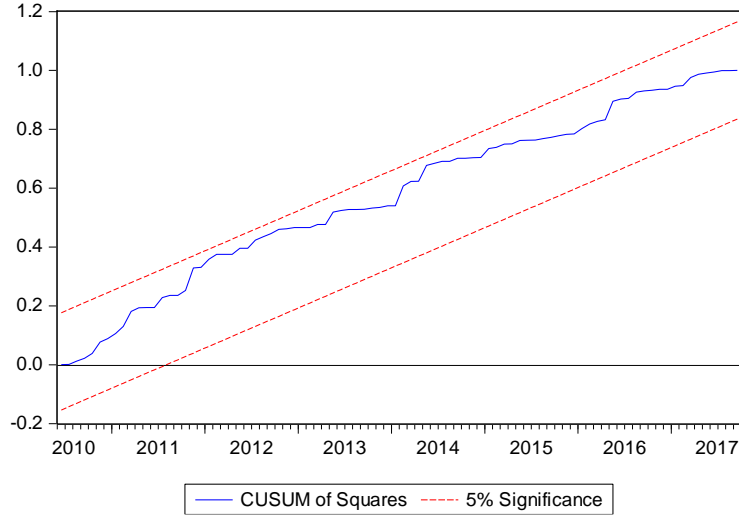
ARDL Sınır testi sonuçları Tablo 4'te gösterilmiştir.

Tablo 4. ARDL Sınır Testi Sonuçları

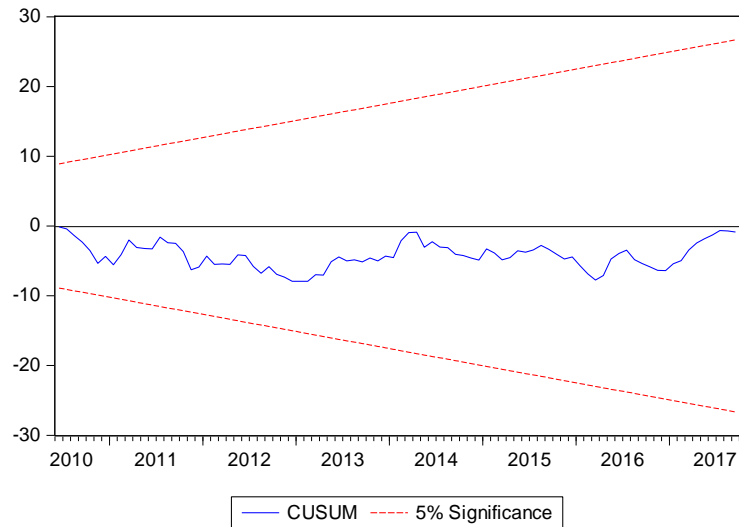
K	F-İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
4	4,6729380	2,86	4,01

Not: k, bağımsız değişken sayısını göstermekte, anlamlılık düzeyi %5'tir.

ARDL modelindeki katsayıların kararlılığını tespit etmek için CUSUM (Ardışık hataların kümülatif toplamı) ve CUSUMSQ (Ardışık hata karelerinin kümülatif toplamı) testleri uygulanmıştır. Şekil 1 ve Şekil 2'deki grafiklerde %5 aralığından sapma olmaması ve değerlerin zamanla değişmemesi ARDL model katsayılarının kararlı olmasına işaret etmektedir. Sonuç olarak ARDL modelinde tahmin edilen katsayılar istikrarlıdır. Kırılmayı ifade etmek için modele herhangi bir kukla değişken eklemeye gerek yoktur.



Şekil 1. CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları



Şekil 2. CUSUM Test İstatistik Sonuçları

Çalışmada hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LNBI}100 = & \varphi_0 + \sum_{j=1}^1 \varphi_1 \Delta \text{LNBI}100_{t-1} + \sum_{j=1}^7 \varphi_2 \Delta \text{LNM}2_{t-7} + \sum_{j=1}^4 \varphi_3 \Delta \text{MEVD} \\ & + \varphi_4 \Delta \text{LNREER}_{t-2} + \varphi_5 \Delta \text{LNSUE} + \varphi_6 \text{ECT}_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

Burada, Δ ; Değişkenlerin birinci farkı; LNBIST100, BIST100 endeksinin logaritması; LNM2, Para arzı M2'nin logaritması; LNREER, Reel Efektif Döviz kurunun logaritması; LNSUE, Sanayi Üretim Endeksinin logaritması; ECT_{t-j} , hata düzeltme terimi; e_t , modeldeki hata terimini ifade etmektedir.

ARDL modelinin uyum iyiliğini inceleyebilmek için değişen varyans ve otokorelasyon testleri yapılmış olup neticesinde zaman serilerinde otokorelasyon ve değişen varyans bulunmamıştır.

Tablo 5. Uzun Dönem Eşbütünlüşme İlişkisi (Bağımlı Değişken: LNBIST100)

Değişkenler	Katsayı Değeri	Standart Hata	t-istatistiği	p-olasılık değeri
LNM2	-6,543634	2,777324	-2,356094	0,0207
MEVDUAT	7,260123	3,751402	1,935309	0,0561
LNREER	0,308160	0,741848	0,415396	0,6789
LNSUE	0,237064	0,406397	0,583332	0,5611
CONSTANT	137,4990	56,16642	2,448936	0,0163
TREND	0,084428	0,032745	2,578371	0,0116

Tablo 5'te tahmin edilen sonuçlara göre, %5 anlamlılık düzeyinde M2 para arzı, sabit terim ve trend değişkenleri dışındaki diğer tüm katsayıların uzun dönemde anlamlı olmadığı görülmektedir. Diğer değişkenleri sabit tuttuğumuzda, M2 para arzında %1'lik artış sonucu uzun dönemde Borsa İstanbul 100 Endeksinde yaklaşık %6.5'lik bir azalış olduğu saptanmıştır ve bu sonucun iktisadi beklentiye uyduğu görülmektedir.

Aynı zamanda %10 anlamlılık düzeyinde diğer değişkenleri sabit tuttuğumuzda, 1 aya kadar vadeli mevduat faizi %1'lik artış gösterdiğinde uzun dönemde Borsa İstanbul 100 Endeksinde yaklaşık %7.30'luk bir artış olduğu görülmektedir. Bu sonuç ise iktisadi beklentilere uymamaktadır.

Tablo 6. Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonucu (Bağımlı Değişken: LNBİST100)

Değişken	Katsayı Değeri	Standart Hata	t-istatistiği	p-olasılık değeri
$ECT(-1)$	-0,183225	0,054677	-3,351057	0,0012

ECT(-1) yani hata düzeltme teriminin katsayısının negatif ve anlamlı olması değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünlüşme olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda ECT(-1), kısa dönemde oluşan bir şokun %18.32'lik bir dönemde söndüğünü ve ele alınan dönemdeki sapmaların uzun dönemde bir denge noktasına doğru yakınsayacağı tespit edilmiştir.

5. SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye hisse senedi piyasası temel göstergesi olan BIST100 endeksinin bazı makroekonomik değişkenler ile kısa ve uzun dönemli ilişkileri incelenmiş ve bu konu hakkında literatürde bulunan bazı çalışmalar sunulmuştur. Bu doğrultuda BIST100 endeksi ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki, ekonometrik metodoloji

altında uygun model belirlenerek incelenmiştir. Bu amaçla ilk olarak incelenen zaman serisi verilerinin Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ile incelenmesinin yanında yapısal kırılmalı Zivot-Andrews birim kök testi ile verilerin durağan olup olmadığı incelenmiştir. Bu testlerin sonucunda durağan olmayan değişkenler durağan hale getirilmiştir. Sonrasında BIST100 endeksi ve açıklayıcı değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı, ARDL sınır testi yöntemiyle araştırılmış olup, uzun dönemli bir ilişkinin olduğu saptanmıştır. CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile sınır testi modelinin katsayılarının kararlı olduğu gözlenmiştir.

Elde edilen ampirik bulgular neticesinde, BIST100 ile seçilmiş olan makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme olduğu fakat %5 anlamlılık düzeyinde M2 para arzı dışındaki değişkenlerin uzun dönem katsayılarının anlamlı olmadığı bulunmuş olup, seçilmiş olan makroekonomik değişkenlerin uzun dönemde dalgalanarak dengeye yakınsayacağı tespit edilmiştir.

Teorik olarak, para arzında meydana gelen değişimin endeksi her iki yönde de etkilediği literatürde tartışılmıştır. Çalışmamızda, M2 para arzındaki %1'lik artışın Borsa İstanbul 100 endeksinde yaklaşık %6.5'lik bir azalış yarattığı ve bu sonucun Gan vd. (2006) yılında yaptıkları çalışmadaki iktisadi beklentiler ile tutarlı olduğu saptanmıştır. Bu beklenti, para arzındaki artışın enflasyon beklentilerinde de artışa yol açarak hisse senedi fiyatlarını ve dolayısıyla da endeksi düşüreceği yönündedir. Bulunan sonuçlar doğrultusunda, Türkiye hisse senedi piyasası temel endeksi BIST 100'de istikrarlı bir gidişat sağlanması için para arzı değişkenine odaklanılması gerekmektedir. Para arzı dışındaki uzun dönem katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olması seçilmiş olan zaman aralığından kaynaklanmış olabileceği için zaman aralığının genişletilmesi ile birlikte anlamsız olan değişkenlerin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı çıkması muhtemeldir.

KAYNAKÇA

- Ahmed, S. (2008). Aggregate Economic Variables and Stock Markets in India. *International Research Journal of Finance and Economics*, 14, 141-163.
- Akel, V., & Gazel, S. (2014). Döviz Kurları ile BIST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- Altınbaş, H., Kutay, N., & Akkaya, G. C. (2015). Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Piyasası Üzerine Etkisi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama. *Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 30-49.
- Belen, M., & Karamelikli, H. (2016). Türkiye'de Hisse Senedi Getirileri ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı. *Istanbul University Journal of the School of Business*, 45(1), 36-42.
- Bellalah, M., & Habiba, U. (2013). Impact of Macroeconomic Factors on Stock Exchange Prices: Evidence from USA, JAPAN and CHINA. *Thema Working Paper*, 1-10.

- Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact? *The Journal Of Finance* , 793-805.
- Chen, N.-F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Eyüboğlu, S., & Eyüboğlu, K. (2018). Borsa İstanbul Sektör Endeksleri ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi: ARDL Modeli. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 8-28.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical work. *The Journal of Finance*, 383-417.
- Fama, E. F. (1983). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money: Comment. *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 89-101.
- Halil Altıntaş; Figen Tombak. (2011). Türkiye'de Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1987-2008. *Anadolu International Conference in Economics II*. Eskişehir.
- Hasan, A., & Nasir, Z. M. (2008). Macroeconomic Factors and Equity Prices: An Empirical Investigation by Using ARDL Approach. *The Pakistan Development Review*, 47(4), 501-513.
- Hussain, A., Lal, İ., & Mubin, M. (2009). Short Run and Long Run Dynamics of Macroeconomic Variables and Stock Prices: Case of KSE. *Kashmir Economic Review*, 18(1&2), 43-61.
- İpekten, B., & Aksu, H. (2009). Alternatif Yabancı Yatırım Araçlarının IMKB İndeksi Üzerine Etkisi. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1), 413-423.
- Kazi, M. H. (2008). Stock Market Price Movements and Macroeconomic Variables. *International Review of Business Research Papers*, 4(3), 114-126.
- Khan, A. (2014). How Does Stock Prices Respond to Various Macroeconomic Factors? A Case Study of Pakistan. *Journal of Management*, 4(1), 75-95.
- L.Treynor, J., & Black, F. (1973). How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection. *The Journal of Business*, 66-86.
- Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A. (2004). Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices. *Journal Pengurusan*, 24, 47-77.
- Mukherjee, T. K., & Naka, A. (1995). Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and The Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction. *Journal of Financial Research*, 18(2), 223-237.

- Mutan, O. C., & Çanakçı, E. (2007). *Makroekonomik Göstergelerin Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkileri*. Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu.
- Oriwo, E. A. (2012). The Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Performance in Kenya. *DBA Africa Management Review*, 38-49.
- Oskenbayev, Y., Yilmaz, M., & Chagirov, D. (2011). The Impact of Macroeconomic Indicators on Stock Exchange Performance in Kazakhstan. *African Journal of Business Management*, 5, 2985-2991.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bound Testing Approaches to Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Robert F, E., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 251-276.
- Savasa, B., & Samiloglub, F. (2010). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Returns in Turkey: An ARDL Bounds Testing Approach. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 111-122.
- Shah, A., Kouser, R., Aamir, M., & Saba, I. (2012). Empirical Analysis of Long and Short Run Relationship Among Macroeconomic Variables and Karachi Stock Market: An Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Approach. *Pakistan Journal of Social Sciences*, 32(12), 323-338.
- Shahbaz, M., Ahmed, N., & Ali, L. (2008). Stock Market Development and Economic Growth: ARDL Causality in Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 14, 182-195.
- Sirucek, M. (2012). Macroeconomic Variables and Stock Market: US Review. *MRPA*(39094).
- Temurlenk, M. S., & Oltulular, S. (2007). Türkiye'nin Temel Makro Ekonomik Değişkenlerinin Bütünleşme Dereceleri Üzerine Bir Araştırma. 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*. Malatya.
- Venkatraja, B. (2014). Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance in India: An Empirical Analysis. *International Journal of Business Quantitative Economics and Applied Management Research*, 1(6), 72-85.
- Yayla, N., Ceylan, R., & Çeviş, İ. (2017). Türkiye'de Hisse Senetleri Piyasası ile Ekonomik Büyüme İlişkisine ARDL Yaklaşımı. *Social Sciences*, 12(4), 185-198.
- Yusof, R. M., & Majid, M. S. (2007). Macroeconomic Variables and Stock Returns in Malaysia: An Application of the ARDL Bound Testing Approach. *Savings and Development*, 31(4), 449-469.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

Ek 1. Otokorelasyon Testi

Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Test Sonuçları

F istatistiği	0.105416
p-olasılık değeri	0.9001

Otokorelasyon testi sonucunda, yukarıdaki tabloda görüldüğü gibi F istatistiğinin olasılık değeri yaklaşık %90 bulunmaktadır ve %5 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi (Otokorelasyon yoktur) reddedilememektedir.

Ek 2. Değişen Varyans Testi

Heteroskedasticity White Test Sonuçları

F istatistiği	0.886434
P-olasılık değeri	0.6757

White testi sonucunda, F istatistiğinin olasılık değeri yaklaşık %67 bulunmuştur ve %5 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi (Değişen varyans yoktur) reddedilememektedir.