



AMERİKAN MENKUL KIYMETLER BORSASININ TÜRKİYE MENKUL KIYMETLER BORSASI ÜZERİNDEKİ KISA VE UZUN DÖNEM ETKİSİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

Taylan Taner DOĞAN¹

Öz

Bu çalışma, Amerikan Menkul Kıymetler Borsası getirileri ve oynaklığının Türkiye Menkul Kıymetler Borsası üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerini analiz etmeyi amaçlamaktadır. Amerikan Menkul Kıymetler Borsasını temsilen Dow Jones Industrial (DJI) endeksi ve Türkiye Menkul Kıymetler Borsasını temsilen ise BIST 30 endeksi kullanılmaktadır. Veri seti, 1 Temmuz 2021 ile 27 Eylül 2024 tarihleri arasındaki günlük getirileri içermektedir. Model tahminleri için Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) modeli ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans (GARCH) tabanlı oynaklık değişkenleri kullanılmıştır. Bai-Perron testi, dört farklı yapısal kırılma tespit etmiş ve bu kırılmalar modele dahil edilmiştir. Sonuçlar, DJI getirilerinin kısa dönemde BIST 30 üzerinde hiçbir bir etkisinin olmadığını, ancak uzun dönemde pozitif ve anlamlı bir ilişkiye işaret ettiğini göstermektedir. Buna karşın, DJI oynaklığı Türkiye Borsası getirileri üzerinde kısa dönemde anlamlı ve değişken / karışık etkiler yaratmaktadır. Bulgular, küresel finansal piyasaların entegrasyonu ve oynaklık faktörünün yerel borsa performansı üzerindeki etkisini vurgulamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Menkul Kıymetler Borsası, Zaman Serileri Modelleri, Oynaklık Öngörüsü, Finansal Piyasalar Öngörüsü

Jel Sınıflandırması: G15, C22, G170, G170

SHORT AND LONG RUN EFFECTS OF THE AMERICAN STOCK EXCHANGE ON THE TURKISH STOCK EXCHANGE: THE ARDL BOUNDS TEST APPROACH

Abstract

This study aims to analyze the short and long-run effects of the United States stock market returns and volatility on the Turkish Stock Exchange. The Dow Jones Industrial (DJI) index is used to represent the American Stock Exchange and the BIST 30 index is used to represent the Turkish Stock Exchange. The data set includes daily returns between July 1, 2021 and September 27, 2024. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and Generalized Autoregressive Conditional Variance (GARCH) based volatility variables are used for model estimation. The Bai-Perron test detected four different structural breaks and these breaks are included in the model. The results show that DJI returns have no effect on BIST 30 in the short run, but indicate a positive and significant relationship in the long run. On the contrary, DJI volatility has significant and variable / mixed effects on the Turkish stock market returns in the short run. The findings emphasize the impact of global financial market integration and volatility on local stock market performance.

Keywords: Stock Market, Time-Series Models, Volatility Forecasting, Stock Market Forecasting

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Kırıkkale Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, taylan.dogan@kku.edu.tr, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-8901-0189>.

Atıf/To Cite: Doğan, T. T. (2025). Amerikan Menkul Kıymetler Borsasının Türkiye Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Kısa ve Uzun Dönem Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Journal of Economics and Research*, 6(1), 1-17.

Jel Classification: G15, C22, G170, G170

GİRİŞ

Finansal piyasalar, makroekonomik değişkenler ve uluslararası piyasa dinamiklerinden güçlü bir şekilde etkilenmektedir. Özellikle küreselleşmenin hızlanmasıyla birlikte, farklı borsa endeksleri arasındaki etkileşim daha belirgin hale gelmiştir (Patel ve Kumar, 2023; Smith ve Taylor, 2022; Chen ve Wang, 2023; Lee vd. 2024). Bu bağlamda, hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemek, hem akademik hem de uygulamalı finans alanında önemli bir araştırma konusu olmuştur. Farklı borsa endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler, yatırımcıların stratejik karar alma süreçlerinde belirleyici rol oynamaktadır. Amerikan borsası gibi büyük ve likit piyasalardaki gelişmelerin, gelişmekte olan ülkelerin borsaları üzerindeki etkileri sıkça tartışılmaktadır.

Ekonometrik yöntemlerdeki ilerlemeler, bu tür ilişkilerin daha derinlemesine incelenmesini mümkün kılmıştır. Özellikle Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) modeli, kısa ve uzun dönem ilişkilerin aynı modelde tahmin edilmesine olanak tanıyan esnek yapısı ile finansal zaman serisi analizinde öne çıkmaktadır. ARDL'nin, farklı bütünleşme derecelerine sahip değişkenler arasında eşbütünleşme analizi yapabilmesi, bu modeli literatürde popüler hale getirmiştir (Pesaran vd. 2001). Bunun yanında, finansal zaman serilerinin oynaklık yapısını dikkate almak için GARCH modelleri, yatırımcıların piyasa riski yönetimi açısından vazgeçilmez araçlar arasında yer almaktadır.

Bu çalışma, Amerikan Borsası getirileri ve oynaklığının Türkiye Borsası üzerindeki etkilerini analiz ederek, küresel finansal piyasalar ile gelişmekte olan piyasa ilişkilerine ışık tutmayı amaçlamaktadır. Çalışmada, 1 Temmuz 2021 ile 27 Eylül 2024 tarihleri arasında günlük getiriler ve oynaklık değerleri kullanılmıştır. Bai-Perron yapısal kırılma testi ile tespit edilen dört kırılma noktası modele kukla değişken olarak eklenmiştir. Sonuçlar, DJI getirilerinin uzun dönemde BIST30 üzerinde pozitif bir ilişkiye işaret ettiğini, ancak kısa dönemde bu etkinin zayıf olduğunu göstermektedir. Buna karşın, DJI oynaklığının kısa dönem etkileri daha belirgin olup dönemsel değişiklikler göstermektedir.

Çalışmanın takip eden kısmı şu şekilde düzenlenmiştir: Literatür taraması bölümünde, ARDL modellerinin hisse senedi getirileri üzerindeki kısa ve uzun dönem ilişkilerin incelenmesindeki yeri ve önceki çalışmalar ele alınmaktadır. Veri, metod ve uygulama bölümünde, kullanılan veri seti ve uygulanan ekonometrik yöntemler detaylandırılmakta, ardından elde edilen sonuçlar yorumlanmaktadır. Sonuç bölümünde ise temel bulgular özetlenmekte ve politika önerileri tartışılmaktadır.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Hisse senedi getirileri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerin belirlenmesi, finansal ekonomi literatüründe uzun yıllardır önemli bir araştırma konusu olmuştur. Küresel finans piyasalarındaki entegrasyon, özellikle gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalar arasındaki dinamik ilişkilerin analiz edilmesini gerekli kılmaktadır. ARDL modeli, bu ilişkilerin incelenmesinde önemli bir araç olarak öne çıkmaktadır. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL modeli, kısa ve uzun dönem ilişkileri tek bir denklemde analiz etme imkânı sunmakta ve değişkenlerin farklı bütünleşme derecelerine ($I(0)$ veya $I(1)$) sahip olması durumunda bile uygulanabilir özellik taşımaktadır. Özellikle finansal zaman serisi analizinde, ARDL modeli daha küçük örneklem büyüklükleri için de güvenilir sonuçlar sunması nedeniyle yaygın olarak tercih edilmektedir (Nkoro ve Uko, 2016).

Gelişmiş piyasalara yönelik çalışmalar, genellikle hisse senedi getirileri ile makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli ve istikrarlı ilişkiler bulmaktadır. Örneğin, Smith ve Taylor (2022), ABD hisse senedi piyasası ile faiz oranları ve döviz kurları gibi makroekonomik göstergeler arasında pozitif uzun dönem ilişkiler tespit etmişlerdir. Bu sonuçlar, gelişmiş piyasalardaki kurumsal altyapının sağlamlığı ve piyasa katılımcılarının beklentilerinin daha istikrarlı olması ile ilişkilendirilmektedir.

Buna karşılık, gelişmekte olan piyasalar üzerine yapılan çalışmalar, kısa dönem dinamiklerinin ön planda olduğunu ve uzun dönem ilişkilerin daha zayıf kaldığını göstermektedir. Bu durum, piyasa etkinliğindeki eksiklikler ve gelişmekte olan ülkelerin daha sık dış şoklara maruz kalmaları ile açıklanmaktadır (Patel ve Kumar, 2023). Patel ve Kumar (2023), BRICS ülkelerini analiz ettikleri çalışmalarında, Hindistan ve Brezilya piyasalarında kısa dönem dinamiklerinin güçlü olduğunu, ancak uzun dönem ilişkilerin heterojen sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Sektörel çalışmalar da literatürde önemli bir yer tutmaktadır. Özellikle enerji sektörü, petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara duyarlı olması nedeniyle sıkça analiz edilmektedir. Lee vd. (2024), petrol fiyatlarındaki değişimlerin enerji sektörü getirileri üzerindeki uzun dönem etkilerini ARDL modeli kullanarak incelemiş ve anlamlı ilişkiler tespit etmiştir. Finans sektörü ise para politikası değişikliklerinden etkilenme düzeyi bakımından farklı dinamiklere sahiptir ve kısa dönemdeki tepkileri sektörel bazda değişiklik göstermektedir (Chen ve Wang, 2023).

ARDL modelleri, sıklıkla Granger nedensellik testleri ile desteklenmektedir. Granger nedensellik testleri, değişkenler arasındaki nedensellik yönünü belirlemek için etkili bir araç olarak literatürde yaygın olarak kullanılmaktadır. Chen ve Wang (2023), hisse senedi getirileri ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, ARDL ve Granger nedensellik analizlerini birlikte kullanarak daha derinlemesine sonuçlara ulaşmışlardır. Bu yöntemlerin birleşimi, özellikle piyasa dinamiklerinin daha kapsamlı anlaşılmasına katkı sağlamaktadır.

Finansal zaman serilerinin oynaklık yapısını dikkate almak amacıyla GARCH modelleri, ARDL modelleri ile birlikte kullanılmaktadır. Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH modeli, volatilitenin zamanla değişen yapısını analiz etme olanağı sunmaktadır. Finansal zaman serilerinde sıkça gözlemlenen oynaklık kümelenmesi ve kalın kuyruklar GARCH modellerinin tercih edilme nedenleri arasındadır. Örneğin, Poon ve Granger (2003) GARCH modellerinin risk yönetimi ve volatilité tahmininde yüksek performans gösterdiğini vurgulamaktadır. ARDL ve GARCH modellerinin entegrasyonu, hisse senedi getirileri ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin daha hassas bir şekilde tahmin edilmesini sağlamaktadır (Cipollini ve Gallo, 2019).

Son yıllarda yapılan çalışmalar, gelişmekte olan piyasaların giderek artan şekilde küresel piyasalardaki gelişmelere duyarlı hale geldiğini göstermektedir. DJI gibi büyük ve likit piyasalarda yaşanan volatilité, gelişmekte olan piyasalara hızlı bir şekilde yansımaktadır (Arı, 2021). Bu durum, yatırımcıların risk yönetimi stratejilerini yeniden değerlendirmesini gerektirmekte ve politika yapıcılar için piyasa oynaklığını dikkate alan kararlar almayı zorunlu kılmaktadır.

Özetle, literatürde ARDL modelleri, özellikle makroekonomik değişkenlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini analiz etmede vazgeçilmez bir araç olarak kabul edilmektedir. GARCH modelleri ile desteklenen çalışmalar, piyasa dinamiklerini daha derinlemesine anlamaya katkı sağlamaktadır.

2. VERİ, YÖNTEM VE UYGULAMA

2.1. Veri

Bu çalışmada kullanılan veri seti, 1 Temmuz 2021 ile 27 Eylül 2024 tarihleri arasında BIST 30 ve DJI endekslerinden elde edilen günlük getirilerden oluşmaktadır. Veri seti seçiminden, pandemi sonrası dönemden çalışmanın başladığı tarihe kadar olan en geniş veri seti kullanılmaktadır. BIST 30 Türkiye'nin önde gelen 30 şirketine ait endekstir. Benzer şekilde, DJI, Amerika Birleşik Devletleri'ndeki 30 büyük şirketin çeşitli sektörlerdeki performansını temsil ederek ABD ekonomisinin genel sağlığının önemli bir göstergesi haline gelmiştir. ABD küresel finans piyasalarında baskın bir rol oynadığından, DJI'daki hareketler genellikle diğer uluslararası piyasaları etkilemektedir (Chow vd., 2017; Patel ve Kumar, 2023). Bu iki endeks, R programı kullanılarak Yahoo Finans veri tabanından indirilmiş ve işlenmiş; analizler Eviews 12 yazılımı ile gerçekleştirilmiştir. Verinin başlangıç tarihi olarak, pandemi sonrası piyasa davranışlarını daha iyi gözlemlemek amacıyla 30 Haziran 2021 (1 Temmuz 2021 getirisini hesaplamak için gerekmektedir) tarihi seçilmiş ve veriler günlük frekansta toplanmıştır. Toplamda 781 gözlem içeren bu veri seti, hem DJI ve BIST 30 getiri serilerini hem de DJI oynaklık değerlerini kapsamaktadır.

BIST 30 endeksi, Türkiye borsasının en büyük ve likit şirketlerini temsil etmekte olup, piyasa genelinin performansını değerlendirmede önemli bir gösterge olarak kullanılmaktadır. DJI ise Amerika Birleşik Devletleri'ndeki en büyük 30 şirketin performansını ölçen önemli bir küresel piyasa göstergesidir. Bu iki endeks arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerin incelenmesi, küresel piyasa etkilerinin gelişmekte olan piyasalara yansımaları anlamak açısından önemlidir.

Veri setinde getiriler Denklem (1)'deki formül ile hesaplanmıştır:

$$RY_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100 \quad (1)$$

Çalışmada sadece getiriler değil, aynı zamanda DJI oynaklık serisi de dikkate alınmıştır. Oynaklık tahminleri için GARCH (1,1) modeli uygulanmış ve bu tahminler, ARDL modeline açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir. GARCH modeli, finansal zaman serilerinde yaygın olarak gözlemlenen volatilité kümelenmesini ve leptokurtosis (kalın kuyruklar) gibi özellikleri yakalamada etkili bir yöntemdir (Bollerslev, 1986).

Ayrıca, DJI oynaklık serisinin yapısal değişimlerini analiz etmek amacıyla Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testi uygulanmıştır (Bai ve Perron, 1998). Test sonucunda dört önemli yapısal kırılma tespit edilmiş ve bu kırılma noktalarına göre kukla değişkenler oluşturulmuştur:

- 28 Şubat 2022 (160. gözlem)
- 13 Ekim 2022 (310. gözlem)
- 10 Nisan 2023 (427. gözlem)
- 1 Nisan 2024 (665. gözlem)

Bu kukla değişkenler, DJI oynaklık serisi ile etkileşim terimleri olarak ARDL modeline dahil edilmiştir. Böylece, farklı dönemlerdeki oynaklık değişimlerinin Türkiye Borsası getirileri üzerindeki etkisi daha ayrıntılı bir şekilde analiz edilmiştir. Takip eden bölüm, çalışmada kullanılan metottan bahsetmektedir.

2.2. Yöntem

ARDL modelleri içinde GARCH tabanlı oynaklık tahminlerinin uygulanması, oynaklık ile çeşitli ekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi incelemek için yapılan ampirik araştırmalarda ilgi görmüştür. Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH modelleri, finansal ve ekonomik zaman serilerinde zamanla değişen heteroskedastisiteyi yakalayarak koşullu oynaklığı tahmin etmek için sağlam bir yöntem sunmaktadır. Araştırmacılar, bağımlı değişkenler üzerindeki dinamik, gecikmeli etkileri analiz etmek için bu oynaklık tahminlerini ARDL modellerinde açıklayıcı değişkenler olarak uygulamışlardır.

Örneğin, Ameziane ve Benyacoub (2022), döviz kuru oynaklığını tahmin etmek için bir GARCH modeli kullanmış ve daha sonra bu modeli gelişmekte olan ekonomilerde oynaklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini araştırmak için bir Panel ARDL modelinde kullanmışlardır. Bu çalışma, döviz kuru dalgalanmalarının farklı zaman gecikmelerinde büyümeyi nasıl etkilediğini değerlendirmek için açıklayıcı bir değişken olarak koşullu oynaklığın önemini vurgulamıştır. Benzer şekilde, Kumeke (2022) Batı Afrika Devletleri Ekonomik Topluluğu (ECOWAS) içindeki ticaret üzerinde döviz kuru oynaklığının etkilerini araştırmıştır. Oynaklık tahminleri oluşturmak için bir GARCH(1,1) modeli kullanan çalışma, bu değerleri bir Panel ARDL çerçevesine dahil ederek döviz kuru oynaklığının hem ihracatı hem de ithalatı zaman içinde önemli ölçüde etkilediğini ortaya koymuştur.

Başka bir örnekte, Arı (2021), makroekonomik değişkenler ve finansal zaman serisi oynaklığı arasındaki eşbütünleşmeyi analiz etmek için bir ARDL sınır testi yaklaşımında GARCH türevi oynaklık tahminlerini kullanmıştır. Oynaklık ölçümlerini türetmek için Sürekli GARCH (COGARCH) sürecini uygulayan çalışma, makroekonomik göstergeler ile finansal piyasa belirsizlikleri arasındaki uzun vadeli ilişkileri incelemek için ARDL modelleri içindeki GARCH tahminlerinin gücünü ortaya koymuştur.

Bu kısımda ilk önce sabit ve trende sahip olmayan ARDL modelin tercih edilme sebebinin gerekçesi belirtildikten sonra, kullanılan model ve uygulama prosedürü açıklanmaktadır.

Bir ARDL modelinde, bir sabitin veya trendin dahil edilmesi değişkenlerin durağanlığına bağlıdır. Modeldeki değişkenler seviyelerinde durağan ise (I(0)) uzun dönem ilişkileri trend veya kayma göstermez. Durağan veriler, yukarı veya aşağı doğru eğilim göstermeden, zaman içinde sabit bir ortalama etrafında dalgalanırlar. Bu gibi durumlarda, bir sabit veya trendin dahil edilmesi aşırı uyuma yol açabilir ve modeli var olmayan ilişkileri yakalamaya zorlayarak bozabilir. Diğer bir ifadeyle, bu durumda model, değişkenler arasındaki gerçek temel ilişki yerine verilerdeki gürültüye uyar. Bu, özellikle ortalamaya dönüş eğilimi sergileyen veya durağan olan finansal veya ekonomik zaman serileriyle çalışırken sorunludur. Sabit ve trendi hariç tutarak ARDL modeli önemli olmayabilecek özelliklere önem atfetmekten kaçınır ve modelin genel verimliliği artırılır (Pesaran ve Shin, 1999).

Tüm değişkenler durağan olduğunda, bir sabitin ve trendin modele dahil edilmemesi, modelin var olmayan trend veya kesişimlere varyasyonun/değişkenliğin herhangi bir kısmını atfetmek yerine değişkenler arasındaki kısa dönem dinamikleri ve ayarlamaları yakalamaya odaklanmasını sağlamaktadır. Bu yaklaşım, model kısa dönem finansal verilere uygulandığında veya değişkenlerin doğal olarak ortalamaya döndüğü durumlarda, örneğin hisse senedi getirileri veya faiz oranlarında, özellikle yaygındır (Narayan, 2005).

Veriler uzun dönemde bir kayma göstermediğinde, sabiti ve trendi modele eklememek uygundur çünkü değişkenler sistematik bir yukarı veya aşağı hareket olmadan zaman içinde

ortalamalarına geri dönmektedirler. Bu durumda, bir sabit veya trendi dahil etmek, bağımlı değişkenin zaman içinde içsel bir büyümeye veya sapmaya sahip olduğunu yanlış bir şekilde ima edebilir ve bu da veriler tarafından desteklenmeyecektir.

Örneğin, finansal piyasalar üzerine yapılan bir çalışmada, döviz kurları ve hisse senedi getirileri genellikle kısa dönemde yüksek oynaklık gösterir ancak önemli uzun dönem eğilimler göstermez. Bu nedenle, bir sabit veya trend eklemek model performansını iyileştirmez ve değişkenlerin ilişkilerinin aşırı tahmin edilmesine yol açabilir (Chow vd., 2017).

ARDL modeli, değişkenler arasındaki hem kısa dönem hem de uzun dönem ilişkileri yakalamak için oldukça uygundur. Amaç kısa dönem dinamiklere odaklanmak olduğunda, özellikle uzun dönem ilişki birincil ilgi alanı değilse veya mevcut değilse, sabiti ve trendi hariç tutmak genellikle daha verimlidir. Bu terimlerin hariç tutulması, modelin değişkenler arasındaki kısa dönem ayarlamaların daha net bir tahminini sunmasını sağlar (Pesaran vd., 2001).

Sabiti ve trendi hariç tutarak, model herhangi bir temel belirleyici büyüme veya düşüş varsaymadan şoklara veya bağımsız değişkenlerdeki değişikliklere verilen kısa dönem tepkileri vurgular. Bu yaklaşım, şokların hızla dağılmasının beklendiği ve hesaba katılması gereken temel belirleyici bir trendin olmadığı zaman serisi modellerinde özellikle yararlıdır.

Özellikle Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımıyla, eşbütünleşme analizi bağlamında ARDL modelleri kullanıldığında, bir sabiti ve trendi dahil etme veya hariç tutma kararı eşbütünleşme ilişkisinin doğasına bağlıdır. Değişkenler arasındaki ilişki deterministik bir trend terimi olmadan eşbütünleşmişse, trend değişkeni modele dahil edilmemelidir. Benzer şekilde, uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi bir sabit içermiyorsa (yani, denge ilişkisi sıfırın etrafında merkezlenmişse) sabit de hariç tutulabilir.

Örneğin, Narayan (2005), bir sabitin veya trendin yokluğunun değişkenlerin kısa dönem davranışına daha iyi uyum sağladığı durumlarda ARDL modelini uygulamasını önerir. Bu, denge ilişkilerinin zaman içinde herhangi bir içsel sürüklenmeye veya trende sahip olmadığı modeller de yaygındır.

Takip eden uygulama bölümünde de anlaşılabacağı üzere BIST 30 ve DJI endekslerinin getirileri sıfır ortalama etrafında durağan olup, zaman içinde herhangi bir artma veya azalma eğilimi sergilememektedirler. Borsa getirileri söz konusu olduğunda kısa dönem dinamikler uzun dönem dinamiklere göre daha ön plana çıkmaktadır. Değişkenler zaten herhangi bir trend sergilemediğinden ve 0 ortalama etrafında dalgalandığından, sabit ve trend içermeyen ARDL sınır testi yaklaşımı tercih edilmektedir.

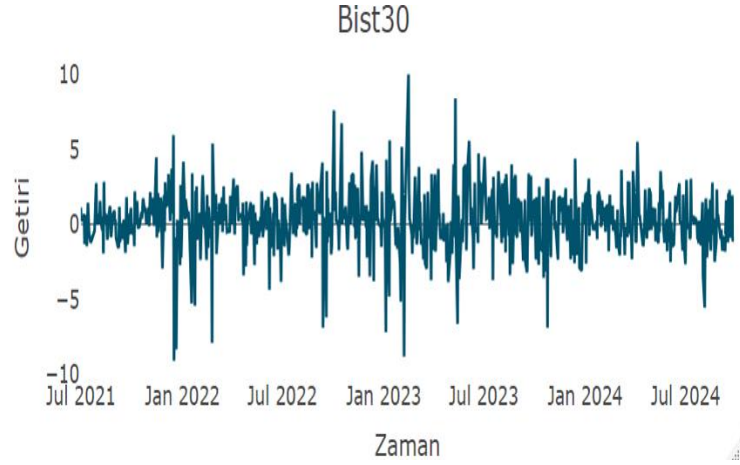
2.3. Uygulama

Uygulama takip eden aşamaları içermektedir. İlk önce çalışmaya konu serilerin grafikleri çizilmiştir. Bunların herhangi bir sabit ve trend içermeyi görsel olarak sunulduktan sonra, ADF (Augmented Dickey-Fuller, Said ve Dickey, 1984), PP (Philips-Perron, Phillips ve Perron, 1988) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, Kwiatkowski vd., 1992) testlerine ilişkin tüm birim kök testlerine yer verilmiştir. Akabinde sabit ve trend içermeyen ARDL sınır testi yaklaşımının modeli sunulmakta ve elde edilen sonuçlar yorumlanmaktadır.

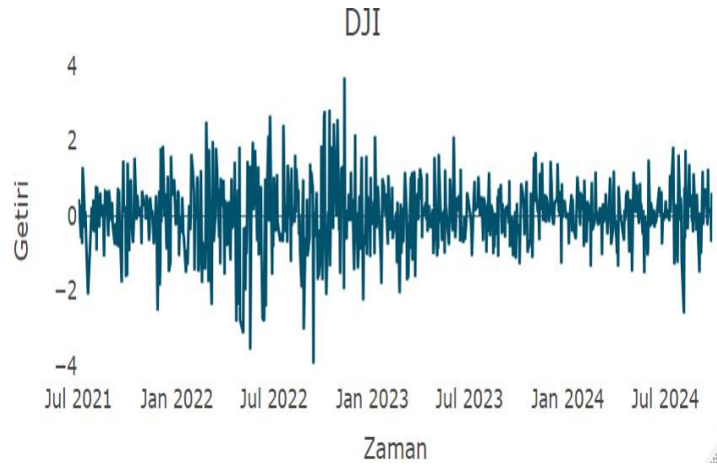
En yaygın olarak kullanılan ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinin 3 tane versiyonu olmakla birlikte, yanlış model belirleme durumlarında, birim kök testleri güvenilir veya yanıltıcı hale gelebilir. ADF testi, PP testi veya KPSS testi gibi birim kök testlerinin

güvenilirliği, uygun gecikme uzunluğunun seçimi, bir trend veya sabitin dahil edilip edilmeyeceği, yapısal kırılmaların veya verilerin diğer özelliklerinin nasıl ele alınacağı dahil olmak üzere modelin doğru belirlenmesine büyük ölçüde bağlıdır. Model yanlış belirlenirse, sapmalı sonuçlara yol açabilir ve birim kök testinin doğruluğunu etkileyebilir (Ng ve Perron, 2001).

Birim kök testleri için kullanılacak modeli doğru olarak belirleyebilmek için serilere ait grafikler Şekil 1 ve Şekil 2’de sunulmaktadır.



Şekil 1: BIST 30 Endeksinin Zaman Yolu Grafiği



Şekil 2: DJI Endeksinin Zaman Yolu Grafiği

Şekil 1 ve Şekil 2’de serilerin 0 ortalama etrafında dalgalanmakta olduğu, herhangi bir yukarı ya da aşağı doğru eğilim sergilemediği gözlemlenmektedir. Dolayısıyla herhangi bir ekonometrik model belirlendiğinde sabit ya da trend içermemelidir. Bu bağlamda ADF, PP ve KPSS testlerinin 1. versiyonu olan sabit ve trend içermeyen versiyonu tahmin edilmektedir. Bu testlere ilişkin birim kök sonuçları Tablo 1’de yer almaktadır. ADF ve PP testinde boş hipotez reddedildiğinde serilerin durağan (sıfırıncı dereceden bütünleşik, $I(0)$) olduğu sonucuna ulaşılmıştır, KPSS testinde boş hipotez reddedilmediğinde aynı sonuca ulaşılır. Bist30, ADF ve PP testleri sonucuna göre, düzeyde durağan iken, KPSS testine göre 1. fark alındıktan sonra durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Buna karşın DJI serisi 3 testin sonucuna göre, düzeyde durağandır.

Tablo 1: Değişkenlere Ait Birim Kök Testleri

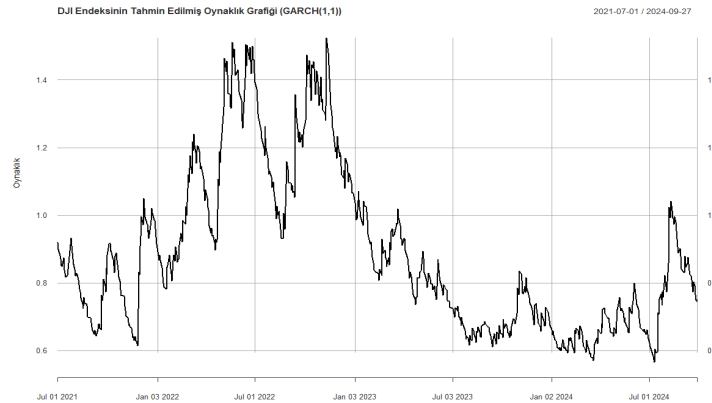
Değişkenler	ADF	PP (Z_rho)	KPSS	KPSS
	Düzy	Düzy	Düzy	1. Fark
Bist30	-27.9411***	-832.7410***	4.3926***	0.0045
DJI	-26.6731***	-722.0737***	0.1027	

Not: Kalın yazılmış bulgular istatistiksel olarak anlamlıdır. ***, ** ve *, sırasıyla, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

ARDL modeli, özellikle bazı değişkenler düzeyde (I(0)) durağanken diğerleri birinci farkta (I(1)) durağan olduğunda, farklı derecelerde bütünleşik olabilen değişkenler arasındaki ilişkileri analiz ederken kullanılabilir. Diğer zaman serisi modellerinden farklı olarak, ARDL tüm değişkenlerin aynı bütünleşme derecesinde olmasını gerektirmez ve küçük örneklem büyüklükleri için uygundur. Özellikle hem kısa dönem hem de uzun dönem dinamikleri aynı anda inceleme olanağı sunmaktadır (Pesaran vd. 2001).

ARDL modeli tahmin edilmeden önce herhangi bir birim kök testine ihtiyaç duymamakla birlikte, değişkenlerin hiçbirinin ikinci dereceden (I(2)) veya daha yüksek dereceden bütünleşik olmadığından emin olmak için birim kök testlerine başvurulmaktadır. Çünkü ARDL yalnızca değişkenler I(0) veya I(1) olduğunda geçerlidir. Herhangi bir değişken ikinci dereceden veya daha yüksek dereceden bütünleşik ise sınır testi prosedüründeki tahmini F istatistikleri geçersiz hale gelmektedir (Pesaran vd. 2001). Tablo 1’de yer alan sonuçlar, ARDL sınır testi yaklaşımının çalışmaya konu veri setine uygulanabileceği yönünde bulgular sunmaktadır.

Yukarıda bahsedildiği üzere çalışma aynı zamanda GARCH(1,1) modeli kullanarak DJI endeksinin oynaklığına ilişkin tahminler üretmektedir. Elde edilen oynaklık Şekil 3’te yer almaktadır.



Şekil 3: GARCH (1,1) ile elde edilen DJI Endeksinin Tahmin Edilmiş Oynaklığı

Grafik açık bir şekilde oynaklığın zaman içinde değiştiğini ve oynaklık değişkeninde kırılmaların söz konusu olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla Bai-Perron (1998) kullanılarak kırılmaların tespiti yapılmaktadır. Bai-Perron testi 4 noktada kırılma tespit etmektedir. Bunlar 28 Şubat 2022, 13 Ekim 2022, 10 Nisan 2023 ve 1 Nisan 2024 şeklindedir. Dolayısıyla bu bağlamda 4 tane kırılma değişkeni oluşturulmaktadır ve bunlar D_1 , D_2 , D_3 ve D_4 olarak tanımlanmaktadır:

$D_1 = 0$ Eğer gözlem 28 Şubat 2022 öncesine aitse

$D_1 = 1$ Eğer gözlem 28 Şubat 2022 ve sonrasında aitse

$D_2 = 0$ Eğer gözlem 13 Ekim 2022 öncesine aitse

$D_2 = 1$ Eğer gözlem 13 Ekim 2022 ve sonrasında aitse

$D_3 = 0$ Eğer gözlem 10 Nisan 2023 öncesine aitse

$D_3 = 1$ Eğer gözlem 10 Nisan 2023 ve sonrasında aitse

$D_4 = 0$ Eğer gözlem 1 Nisan 2024 öncesine aitse

$D_4 = 1$ Eğer gözlem 1 Nisan 2024 ve sonrasında aitse

Bu kukla değişkenler modele oynaklık değişkeni ile çarpılarak dahil edilmektedir. Bu bağlamda modelde 4 tane oynaklık değişkeni yer almaktadır.

Amerikan borsasının Türkiye borsası üzerindeki etkisini araştıran bu çalışmada çalışmaya konu olan ARDL sınır testi yaklaşımı takip eden şekilde özetlenebilir.

Bağımlı değişken BIST 30 olduğu ve açıklayıcı değişkenin DJI olduğu durumda genel ARDL modeli Denklem (2)'de yer almaktadır:

$$\begin{aligned} Bist30_t = & \sum_{i=1}^p \beta_i Bist30_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j DJI_{t-j} + \sum_{f=0}^z \alpha_f VOL_{t-f} \\ & + \sum_{k=0}^l \theta_k D1VOL_{t-k} + \sum_{m=0}^n \mu_m D2VOL_{t-m} \\ & + \sum_{r=0}^s \pi_r D3VOL_{t-r} + \sum_{v=0}^y \sigma_v D4VOL_{t-v} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Burada $Bist30_t$, t dönemindeki bağımlı değişkenin aldığı değerdir; DJI_t , t dönemindeki açıklayıcı değişkenlerin aldığı değerlerdir; β_i 'ler bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerine ilişkili olan parametrelerdir; γ_j 'ler DJI'ya ait açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerleriyle ilişkili olan parametrelerdir; α_f 'ler DJI oynaklığına ait açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerine ilişkili olan parametrelerdir; θ_k , $D1VOL$ ($D1VOL = D_1 * VOL$) oynaklık açıklayıcı değişkenine ait açıklayıcı değişkenlerle ilişkili gecikmeli değerlere ait parametrelerdir; μ_m , $D2VOL$ ($D2VOL = D_2 * VOL$) oynaklık açıklayıcı değişkenine ait açıklayıcı değişkenlerle ilişkili gecikmeli değerlere ait parametrelerdir; π_r , $D3VOL$ ($D3VOL = D_3 * VOL$) oynaklık açıklayıcı değişkenine ait açıklayıcı değişkenlerle ilişkili gecikmeli değerlere ait parametrelerdir; σ_v , $D4VOL$ ($D4VOL = D_4 * VOL$) oynaklık açıklayıcı değişkenine ait açıklayıcı değişkenlerle ilişkili gecikmeli değerlere ait parametrelerdir ve ϵ_t , hata terimi olup, açıklayıcı değişkenlerin dışında kalan bağımlı değişken üzerinde etkisi olan tüm diğer faktörlerin etkisini içermektedir.

Bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerin en uygun gecikme uzunluğunu belirlemek amacıyla farklı kriterler kullanılmaktadır. Bunlardan en yaygın olarak kullanılanları Akaike Bilgi Kriteri (AIC, Akaike Information Criteria) ve Schwarz Bayezyen Kriteridir (SBC, Schwarz Bayesian Criteria). Bu çalışmada AIC kullanılmıştır. Gecikme uzunluğu belirlendikten sonra hata düzeltme modeli tahmin edilir. Denklem (3), hata düzeltme modelini içermektedir.

$$\begin{aligned}
 \Delta Bist30_t = & \sum_{i=1}^{P-1} \beta_i \Delta Bist30_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_j \Delta DJI_{t-j} \\
 & + \sum_{f=0}^{z-1} \alpha_f VOL_{t-f} \\
 & + \sum_{k=0}^{l-1} \theta_k \Delta D1VOL_{t-k} \\
 & + \sum_{m=0}^{n-1} \mu_m \Delta D2VOL_{t-m} \\
 & + \sum_{r=0}^{s-1} \pi_r \Delta D3VOL_{t-r} \\
 & + \sum_{v=0}^{y-1} \sigma_v \Delta D4VOL_{t-v} \\
 & + \varphi_1 Bist30_{t-1} + \varphi_2 DJI_{t-1} \\
 & + \varphi_3 VOL_{t-1} + \varphi_4 D1VOL_{t-1} \\
 & + \varphi_5 D2VOL_{t-1} + \varphi_6 D3VOL_{t-1} \\
 & + \varphi_7 D4VOL_{t-1} \\
 & + v_t
 \end{aligned} \tag{3}$$

Denklem (3)'te Δ , değişkenlerin 1. farkının alındığını ifade eder (örneğin, $\Delta Bist30_t = Bist30_t - Bist30_{t-1}$); $t - 1$ değişkenlerin bir dönem gecikmeli değerleridir; $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3, \varphi_4, \varphi_5, \varphi_6, \varphi_7$ uzun dönem ilişkiyi yakalayan parametrelerdir ve v_t hata terimidir. Diğer ifadeler, Denklem (3)'te tanımlandığı gibidir.

Bu model tahmin edildikten sonra ekonometrik açıdan test edilmektedir. Bu testlere hata tanı testleri denir. Bu testler otokorelasyon için LM testi, model kurma hatası olup olmadığının tespiti için Ramsey Reset Testi, parametre stabilite testi olarak CUSUM (kümülatif toplam) ve varyans stabilite testi olarak ise CUSUMSQ (kümülatif toplamların karesi) olup, son ikisi grafiksel olarak gösterilmektedir. Hata tanı testlerinden başarıyla geçen model artık analize hazırdır.

Bu modelden elde edilen tahminler kullanılarak uzun dönem denge ilişkisinin varlığı test edilmektedir. Bu test Denklem (4) ve Denklem (5)'te yer alan boş ve alternatif hipotezlere dayanmaktadır:

Boş Hipotez (H_0): Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur ($\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 = \varphi_7 = 0$) (4)

Alternatif Hipotez (H_1): Değişken arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur ($\varphi_1 \neq \varphi_2 \neq \varphi_3 \neq \varphi_4 \neq \varphi_5 \neq \varphi_6 \neq \varphi_7 \neq 0$) (5)

Bu test, değişkenlerin gecikmeli düzeylerine ait katsayıların istatistiksel olarak topluca sıfırdan farklı olup olmadığını belirlemeyi amaçlar. Değerlendirme F testi kullanılarak yapılır ve elde edilen test istatistiği, Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen kritik F değerleriyle karşılaştırılarak sonuca ulaşılır. F tablosu üst ve alt sınır olmak üzere iki tip değer içermektedir. Elde edilen F istatistiği alt sınırın altına düşerse değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi söz konusu değildir, üst sınırdan daha yüksek değerler ise uzun dönem denge ilişkisinin söz konusu olduğu yönünde yorumlanmaktadır. Alt ve üst sınır

arasındaki bölge ise kararsız bölgedir. Eğer uzun dönem denge ilişkisi söz konusu ise hata düzeltme modeli hata düzeltme terimi eklenerek model yeniden tahmin edilmektedir. Denklem (6)'da tahmin edilen hata düzeltme terimi yer almaktadır:

$$\begin{aligned} \Delta Bist30_t = & \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Bist30_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_j \Delta DJI_{t-j} + \sum_{f=0}^{z-1} \alpha_f VOL_{t-f} \\ & + \sum_{k=0}^{l-1} \theta_k \Delta D1VOL_{t-k} + \sum_{m=0}^{n-1} \mu_m \Delta D2VOL_{t-m} \\ & + \sum_{r=0}^{s-1} \pi_r \Delta D3VOL_{t-r} + \sum_{v=0}^{y-1} \sigma_v \Delta D4VOL_{t-v} + \lambda ECT_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

Burada, ECT_{t-1} ($Bist30_{t-1} - (\tau_1 DJI_{t-1} + \tau_2 VOL_{t-1} + \tau_3 D1VOL_{t-1} + \tau_4 D2VOL_{t-1} + \tau_5 D3VOL_{t-1} + \tau_6 D4VOL_{t-1})$), hata düzeltme terimi olarak adlandırılan terimdir. λ , negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu takdirde yorumlanır ve kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmalar olduğunda, uzun dönem dengeye ne kadar sürede gelineceğini göstermektedir. Örneğin, hata düzeltme teriminin katsayısı -0.4 ise, bu, dengesizliklerin %40'ının bir sonraki dönemde düzeltileceğini, geri kalan %60'ının ise sonraki dönemlerde giderek azalan bir hızla düzeltileceğini ifade eder. Kısaca her dönem %40 civarı bir düzeltme ile uzun dönem dengeye doğru gidilmektedir (Engle ve Granger, 1987; Pesaran ve Shin, 1999). Dengeye kaç dönem sonra gelineceği ise Denklem (7)'deki gibi hesaplanabilir.

$$t \text{ dönem sonra düzeltilmemiş kısım} = (1 - 0.4)^t = 0.6^t \quad (7)$$

Düzeltilmenin %99 gerçekleştiği kalan düzeltilmenin %1 olduğu varsayımı altında kaç dönem sonra düzeltilmenin %99 bulanabileceği Denklem (8)'de gösterilmiştir.

$$0.6^t = 0.01 \quad (8)$$

Burada denklemin doğal logaritması alındığında:

$$t \ln(0.6) = \ln(0.01) \quad (9)$$

$$t = \frac{\ln(0.01)}{\ln(0.6)} \approx 9.02 \quad (10)$$

Yaklaşık olarak 9 dönemde geri kalan %60 düzeltilmenin %99 gerçekleşmektedir. Dolayısıyla yaklaşık olarak düzeltilmenin %99'u 10 dönemde gerçekleşmektedir. Buna karşılık -1 ve üzeri rakamlar düzeltilmenin bir dönem içinde tamamının gerçekleşeceğini ifade eder.

Tablo 2'de bu çalışmada elde edilen bulgular yer almaktadır. Tablo 2 üç panelden oluşmaktadır: Panel A'da kısa dönem parametre tahminleri, Panel B'de uzun dönem parametre tahminleri ve Panel C'de eşbütünleşme testi sonucu, hata düzeltme teriminin tahmini (bu tahmin eğer eşbütünleşme söz konusu ise üretilmektedir.) ve hata tanı testleri sonuçları yer almaktadır.

Panel C'de yer alan sonuçlara göre, LM testi otokorelasyon sorunu olmadığını, Reset testi sonucu herhangi bir model kurulum hatası söz konusu olmadığını, CUSUM testi parametrelerin stabil olduğunu ve CUSUMSQ testi sonucu varyansın stabil olduğunu

göstermektedir (Çalışmanın ekinde bu grafikler yer almaktadır). Dolayısıyla ARDL modeli ekonometrik açıdan herhangi bir sorun içermemektedir.

AIC kullanılarak tahmin edilen en iyi model ARDL (2,0,0,2,9,0,0) modeli olup DJI endeksinin getirisi, DJI 3. ve 4. kukla değişkenlerle etkileşimiyle modele dahil edilen oynaklık değişkenleri için herhangi bir parametre tahmini üretmemektedir. DJI getirisinin kısa dönemde bağımlı değişken üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığı anlamını taşımaktadır. Buna karşılık 3 ve 4 numaralı kuklalarla etkileşim terimi olarak modele dahil edilen oynaklık değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamsız çıkması, bu değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde etkisi olmadığı anlamını taşımamakta, bilakis önceki döneme göre ekstra bir etki söz konusu olmadığı anlamına gelmektedir. Çünkü 2 numaralı kukla değişken, 13 Ekim 2022 ve sonrası 1 değerini almaktadır. Bu da 13 Ekim 2022 öncesine göre oluşan oynaklığın Türkiye Borsası getirisi üzerindeki ekstra etkiyi yakalamaktadır. Tablo 2’de görüldüğü üzere tüm gecikmeler istatistiksel olarak anlamlı olmasa bile, elde edilen bazı parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Tam olarak ifade etmek gerekirse 13 Ekim 2022 sonrası etki söz konusudur. Bu kukla 13 Ekim öncesi ve sonrası arasındaki farkı kapsadığı için, 13 Ekim 2022 tarihi sonrasında etki aynı şekilde devam etmektedir.

Kısa dönem parametre tahminlerini sırasıyla yorumlarsak, Tablo 2 Panel A’da elde edilen kısa dönem parametre tahminlerine göre, Bist30 bir dönem önceki getiri değişimlerinden negatif yönlü etkilenmektedir, bu parametre tahmini %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bir dönem önce, yani bir gün önceki getiride meydana gelen artış, takip eden dönem üzerinde negatif etkiye sahip olmaktadır. Diğer her şey sabitken, getiride meydana gelen 1 birimlik artış, bir dönem sonraki getiriyi 0.0725 birim azaltmaktadır.

Birinci kukla ile etkileşim halinde modele giren oynaklık değişkenine ait 2 tane kısa dönem parametre tahmini söz konusudur. Bu parametre tahminlerin cari döneme ait olan istatistiksel olarak anlamsız olup, bir dönemli gecikmeli olan ise %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre, diğer her şey sabitken, 28 Şubat 2022 öncesine göre 28 Şubat 2022 ve sonrası Amerikan borsasındaki oynaklıkta meydana gelen 1 birimlik artış Türkiye borsası üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Diğer her şey sabitken, 28 Şubat 2022 sonrası cari dönemde Amerikan Borsasında meydana gelen 1 birim oynaklık artışı Türkiye Borsası getirilerini 28 Şubat 2022 öncesine göre 1.1006 birim azaltmaktadır. 13 Ekim 2022 sonrasında Amerikan borsasında meydana gelen oynaklık artışlarının etkisi karışıktır. Sadece istatistiksel olarak anlamlı parametre tahminleri ele alındığında, cari oynaklık artışı pozitif etkiye sahipken bir dönem gecikmeli artış negatif etkiye sahiptir. Katsayılar cari dönem için 1.8933 ve bir dönem öncesi için ise -1.1925 olarak bulunmuştur. İlaveten, D_2 kukla değişkenle çarpılarak elde edilen oynaklık değişkeni 6. ve 8 gecikme hariç, diğer gecikmeli değerler için istatistiksel olarak anlamlı parametre tahminleri sunmamaktadır. Bunların rakamsal değeri de sırasıyla 1.5529 ve 1.4884’dür. D_3 ve D_4 kuklalarıyla çarpılarak modelde yer alan oynaklık değişkenlerine ilişkin herhangi bir parametre tahmini elde edilmemiştir. Sırasıyla bu parametre tahminlerini yorumlarsak: Diğer her şey sabitken 13 Ekim 2022 öncesine göre, 13 Ekim 2022 sonrasında Amerikan borsasındaki oynaklıkta meydana gelen 1 birimlik artış, Türkiye borsa getirisini cari dönemde 1.8933 birim artırmakta, bir dönem gecikmeli olarak 1.1921 azaltmakta, 6 dönem gecikmeli olarak 1.5529 artırmakta ve 8 dönem gecikmeli olarak ise 1.4884 artırmaktadır.

Panel B’de yer alan uzun dönem parametre tahminlerine baktığımızda DJI getirisi ile Bist30 getirisi kısa dönem ilişkili olmamasına rağmen uzun dönemde ilişkili olup bu ilişki pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. DJI getirisinde meydana gelen 1 birimlik artış uzun dönemde, diğer her şey sabitken, Bist30 getirisinde 0.0756

birimlik bir artışa yol açmaktadır. Uzun dönemde herhangi bir oynaklık değişkeni bağımlı değişken üzerinde herhangi bir etkiye sahip değildir.

Sonuç olarak Amerikan Borsasının kısa dönem getirilerinin Türkiye borsasının kısa dönem getirileri üzerine herhangi bir etkisi olmamasına rağmen uzun dönemde Amerikan borsasının getirileri ile Türkiye borsasının getirileri arasında pozitif ilişki söz konusudur. Oynaklık ise tam tersi bir durum arz etmektedir. Amerikan Borsasının oynaklığının kısa dönemde Türkiye borsasının getirisi üzerinde etkisi söz konusudur. Fakat bu etki 28 Şubat 2022 sonrası negatif bir etki iken 13 Ekim 2022 daha uzun süre süren karışık bir etki ortaya koymaktadır.

Tablo 2: ARDL (2,0,0, 2,9,0,0) Model ve Hata Teşhis Testi Sonuçları

Panel A: Kısa-Dönem Parametre Tahminleri									
	Gecikme Numarası								
Değişkenler	0	1	2	3	4	5	6	7	8
ΔBist30		0.0725**							
ΔDJI									
ΔVOL									
$\Delta \text{VOL} * \text{D1}$	-1.0189	-1.1006*							
$\Delta \text{VOL} * \text{D2}$	1.8933* **	-1.1921*	0.9200	0.4471	- 0.18 21	-0.0496	1.5529 **	0.4817	1.4884* *
$\Delta \text{VOL} * \text{D3}$									
$\Delta \text{VOL} * \text{D4}$									
Panel B: Uzun Dönem Parametre Tahminleri									
	DJI	VOL	$\text{VOL} * \text{D1}$	$\text{VOL} * \text{D2}$	$\text{VOL} * \text{D3}$	$\text{VOL} * \text{D4}$			
	0.0756* **	-0.0348	- 0.0448	0.1456	0.0238	-0.0108			
Panel C: Eşbütünleşme Testi, Hata Düzeltme Terimi ve Hata Teşhis Testleri									
	F	ECM_{t-1}	LM	Reset	Cusum	Cusum ²			
	64.6393 ***	-1.0345***	0.3459	0.0913	S	S			

Not: Kalın yazılmış bulgular istatistiksel olarak anlamlıdır. ***, ** ve *, sırasıyla, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışma, Amerikan Menkul Kıymetler Borsası'nın (DJI) Türkiye Menkul Kıymetler Borsası (BIST 30) üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkisini analiz etmek amacıyla ARDL sınır testi yaklaşımını kullanmaktadır. 1 Temmuz 2021 – 27 Eylül 2024 tarihleri arasında günlük frekansta elde edilen veriler kullanılmış ve DJI getirileri ile oynaklık serisinin BIST 30 üzerindeki etkileri değerlendirilmiştir. DJI getirilerine ait oynaklık GARCH (1,1) modeli kullanılarak elde edilmektedir.

Analiz sonuçları, DJI getirileri ile Bist30 getirileri arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişkinin bulunduğunu ortaya koymaktadır. Özellikle, uzun dönemde, DJI getirilerinin Bist30 getirileri üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir. Bununla birlikte, kısa dönem analizlerinde, DJI getirilerinin Bist30 getirileri üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

DJI getirileri oynaklık serisi üzerine yapılan analizler, farklı dönemlerde değişken etkilerin ortaya çıktığını göstermektedir. Yapısal kırılma noktalarının belirlenmesi ve kukla değişkenlerin modele eklenmesi, DJI oynaklığının BIST 30 getirileri üzerindeki etkisinin zamana göre değişkenlik gösterdiğini ortaya koymuştur. Özellikle 28 Şubat 2022 sonrası dönemde DJI oynaklığının BIST30 üzerindeki etkisinin negatif olduğu, ancak daha sonraki dönemde bu etkinin karmaşık ve heterojen bir yapıya sahip olduğu gözlemlenmiştir.

Bu bulgular, gelişmekte olan piyasalar ile gelişmiş piyasa göstergeleri arasındaki ilişkinin dinamik ve dönemsel farklılıklar gösterebileceğini ortaya koymaktadır. Amerikan Borsası'nın oynaklığının, Türkiye Borsası üzerinde doğrudan kısa dönem etkileri olmasa bile, oynaklığın ani artışlarının piyasalarda belirsizliği artırarak dolaylı etkiler yaratabileceği değerlendirilmektedir. Bu nedenle, politika yapıcılar ve yatırımcılar, piyasalardaki yapısal değişimleri ve oynaklık artışlarını dikkate alarak daha etkin stratejiler geliştirmelidir.

Sonuç olarak, bu çalışma, DJI getirileri ve oynaklık serisinin Türkiye Borsası üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerini açıklamaya yönelik kapsamlı bir model sunmaktadır. Gelecekteki çalışmalar, daha geniş veri setleri ve farklı ekonometrik teknikler kullanarak bu ilişkinin doğrusal olmayan yönlerini ve diğer makroekonomik değişkenlerin etkilerini inceleyebilir. Böylelikle piyasa dinamikleri daha derinlemesine anlaşılabilir ve daha etkili politika önerileri geliştirilebilir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazarın makaleye katkısı %100'dür.

Çıkar Beyanı

Yazar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Ameziane, A., & Benyacoub, A. (2022). The effect of exchange rate volatility on economic growth in 14 emerging countries: Panel CS-ARDL approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(11), 499.
- Arı, I. (2021). *Financial time series volatility and macroeconomic variables: A COGARCH-ARDL approach*. In A. R. Fomby & A. Tkachenko (Eds.), *Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series* (pp. 213-230).
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 5-59.
- Chen, L., & Wang, Y. (2023). The dynamic relationship between stock prices and macroeconomic indicators: Evidence from ARDL and Granger causality tests. *Journal of Financial Analysis*, 45(2), 210-225.
- Chow, M., McAleer, M., & Sequeira, J. M. (2017). The impact of exchange rate volatility on stock market integration in Southeast Asian markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 50, 46-65.
- Cipollini, F., & Gallo, G. M. (2019). Modelling volatility with GARCH models. In *Handbook of Statistics*, 41, 99-130.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Kumeka, T. (2022). Exchange rate shocks and foreign trade performance in ECOWAS countries: Panel ARDL analysis. *SSRN Electronic Journal*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lee, K., Park, J., & Kim, S. (2024). Oil price shocks and sectoral stock returns: An ARDL approach. *Energy Economics Review*, 36(1), 55-72.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.
- Patel, R., & Kumar, M. (2023). BRICS stock markets and macroeconomic factors: A comparative analysis using ARDL models. *Emerging Markets Journal*, 12(3), 99-117.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413). Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Poon, S. H., & Granger, C. W. J. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A review. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478-539.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Smith, J., & Taylor, R. (2022). Exchange rate volatility and stock returns: Evidence from developed markets. *International Review of Financial Studies*, 14(2), 123-140.

Ek: Parametre Stabiliti (CUSUM) ve Varyans Stabiliti (CUSUMSQ) Eviews Sonuçları

